

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

JOÃO SU MAN CHUNG

DEMANDA POR MOEDA NO CASO BRASILEIRO

São Paulo
2020

JOÃO SU MAN CHUNG

DEMANDA POR MOEDA NO CASO BRASILEIRO

Dissertação submetida à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia

Área de Concentração: Macroeconomia Financeira

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal

São Paulo
2020

Chung, João Su Man.

Demanda por moeda no caso brasileiro / João Su Man Chung. - 2020.

43 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Procura de moeda. 2. Elasticidade (Economia). 3. Cointegração. 4. Modelos econométricos. I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.74

JOÃO SU MAN CHUNG

DEMANDA POR MOEDA NO CASO BRASILEIRO

Dissertação submetida à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia

Área de Concentração: Macroeconomia Financeira

Data de Aprovação: ____/____/____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
(Orientador)
FGV-EESP

Prof. Dr. Marcelo Kfoury
FGV-EESP

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça
UNIFESP

São Paulo
2020

RESUMO

O trabalho visa avaliar a relação existente entre moeda, variação de preços, produto do país e taxa de juros, em particular, focando em uma demanda por moeda no período de 1996 a 2019. A metodologia é uma análise de cointegração que utiliza o modelo de vetores autoregressivos com mecanismo de correção de erros. Os testes foram conclusivos na demanda por moeda unitária com uma resposta melhor para o M2 do que para o M1.

Palavras-chaves: VECM, demanda por moeda, elasticidade, cointegração

ABSTRACT

The paper aims to understand the relationship between money, inflation, output, rate, and specially in the demand of money during 1996-2019. The methodology is the cointegrated autoregressive vectors through error correction mechanism. The tests results showed a better response for M2 than M1, but both concluded the presence of unitary elasticity of demand for money.

Keywords: VECM, demand of money, elasticity, cointegration

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Dívida Líquida do Governo Geral (%PIB)	10
Figura 2 – Dados Padronizados pela Média e Variância	27
Figura 3 – Dados com a Primeira Diferença	28
Figura 4 – Teste ACF e PACF das Variáveis	29
Figura 5 – Vetores de Correção de Erros para M1	34
Figura 6 – Vetor de Correção de Erros para M2	38

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Base de Dados	25
Tabela 2 – Teste ADF	30
Tabela 3 – Teste de Johansen	31
Tabela 4 – Matriz de Cointegração para o M1	32
Tabela 5 – 1 Vetor de Cointegração	33
Tabela 6 – 2 Vetores de Cointegração com Restrição	33
Tabela 7 – Teste T com 2 Vetores de Cointegração	34
Tabela 8 – Teste com Restrição na Matriz Alpha	35
Tabela 9 – Teste com Restrição na Matriz Alpha e na Matriz Beta	35
Tabela 10 – Teste de Johansen para o M2	36
Tabela 11 – Matriz de Cointegração para o M2	37
Tabela 12 – 1 Vetor de Cointegração para o M2	37
Tabela 13 – 1 Vetor de Cointegração para o M2 sem Restrição no PIB	38
Tabela 14 – Teste T na Matriz Alpha para o M2	39
Tabela 15 – Restrições na Matriz Alpha para o M2	39
Tabela 16 – Restrições na Matriz Alpha e Beta para o M2	40

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	10
2	MOTIVAÇÃO	13
3	REVISÃO DA LITERATURA	14
4	MODELO E BASE DE DADOS	23
5	RESULTADOS	27
5.1	MODELO DE REGRESSÃO PARA M1	31
5.2	MODELO DE REGRESSÃO PARA M2	36
6	CONCLUSÃO	41
	REFERÊNCIAS	42

1 INTRODUÇÃO

A crise da hiperinflação chegava a ceder os quarenta pontos percentuais ao mês anterior ao ano de 93, necessitando a criação do Plano Real em 1994, implementado pelo Fernando Henrique Cardoso ao assumir o cargo de Ministro da Fazenda, mediante nomeação do presidente Itamar Franco, com a finalidade de controlar a volatilidade nos preços e sua depreciação de bens. Seus pilares econômicos centravam nas privatizações de estatais, ajustes fiscais, criação da moeda referenciada URV e alta de taxa de juros básica. Com o sucesso em seu objetivo, a inflação acumulada estabilizou a partir de 95, tendo o seu maior pico no ano de 2002 (12,53%, IBGE). Com o histórico inflacionário, o país toma uma posição mais *hawkish* (avessa à inflação, optando por um produto mais baixo em resposta de uma inflação controlada) a fim de evitar novamente um cenário de hiperinflação, tendo a taxa de juros básica definida como o principal instrumento para a manutenção deste indexador.

Na política monetária centrada em metas inflacionárias, implementada no Brasil em 1999, utilizou do Comitê de Política Monetária (COPOM) como uma forma de manter a transparência nas decisões da taxa de juros básica (taxa SELIC) do Banco Central, constituído em 1996, a fim de ancorar a expectativa dos agentes para a inflação brasileira, trazendo sua estabilidade. Com o intuito de sustentar ainda mais a ancoragem inflacionária, o COPOM divulga trimestralmente (março, junho, setembro e dezembro) o Relatório de Inflação que analisa em detalhe a conjuntura econômica e financeira assim como são apresentadas as projeções esperadas para taxas de inflação. Assim, o mecanismo de transmissão monetária para controle do bom funcionamento na economia, empoderada pelo Banco Central, é a taxa de juros básica.

Figura 1 – Dívida Líquida do Governo Geral (%PIB)



Fonte: Banco Central Brasileiro

Na política fiscal, o Brasil passa por um cenário com o aumento da relação dívida do governo em razão do crescimento do PIB. Pela figura 1 demonstrada retirada do site do Banco Central Brasileiro, torna-se perceptível este aumento a partir do ano de 2004. Dada esta discussão na literatura pela Teoria Quantitativa da Moeda, na possibilidade de manter a dívida alta como o Japão, o conceito e o objetivo da moeda voltou a ser discutido no âmbito acadêmico uma vez que este país mantém uma taxa de juros negativa com contas públicas orçamentárias deficitárias altas. Entretanto, cabe mencionar que este trabalho não incide na elaboração de uma discussão sobre a Teoria Quantitativa da Moeda propriamente dita, mas sim no estudo empírico da elasticidade da demanda da moeda.

A literatura identifica uma relação econômica para as variáveis de moeda (M1 e M2) interagindo com os índices macroeconômicos como taxa de juros, inflação e produto. A metodologia empregada parte de um mecanismo de correção de erros nos vetores autoregressivos elaborado por Johansen (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990) com a intenção de encontrar uma relação econômica aos dados não estacionários. O modelo não é inovador, uma vez que autores brasileiros como Barbosa (1978) já utilizaram em outro período no tempo. Da mesma forma que autores mais recentes têm testado esta mesma hipótese (HAFER; HASLAG; JONES, 2007). Assim, a proposta deste artigo é atualizar o período pós Plano Real e verificar se a elasticidade da demanda por moeda ainda é unitária visto que o tema tem tido repercussão no mundo acadêmico. Lucas (2016), em conjunto com outros trabalhos como Benati (2016), explicitam que diversos economistas não encontravam informações relevantes na demanda por moeda por diversas décadas e, assim, mantinham esta variável fora dos modelos macroeconômicos. Entretanto, pela instabilidade da relação entre estas, este pensamento mudou nos últimos tempos.

Os resultados do modelo log-linear para o M2 tiveram melhores respostas para o período proposto (1996-2019), não rejeitando a hipótese da elasticidade por moeda unitária, em linha com o artigo de Hafer (2007) para os dados dos Estados Unidos. O modelo encontrou um vetor de cointegração com as variáveis de M2, taxa SELIC, inflação, taxa de retenção de poupança, taxa de juros futura de um ano e o produto. Nas matrizes alpha (matriz de ajustamento no curto prazo) e beta (matriz de coeficientes de longo prazo), os sinais ficaram coerentes com a literatura, sendo que o produto responde positivamente a um aumento de M2 e negativamente à taxa de poupança. O aumento do M2 indica um fomento na economia, ocasionando uma inclinação na curva do produto. Uma queda na taxa de juros, sendo inversamente relacionada e considerando um estoque fixo de títulos, pressiona os preços dos títulos, diminuindo a sua demanda e, conseqüentemente, aumentando a procura por M2.

Este trabalho está dividido na seguinte forma: a sessão 3 apresenta a revisão da literatura, a sessão 4 refere-se à estrutura do modelo utilizado, contendo as suas

especificações de testes estatísticos, a sessão 5 incorpora os resultados obtidos no modelo proposto e a sessão 6 é a conclusão do autor e seus possíveis *insights* para próximos trabalhos.

2 MOTIVAÇÃO

A motivação do artigo sobre a demanda por moeda vem de quase 25 anos de uma economia com a inflação controlada no caso brasileiro e pelo renascimento de estudos sobre o tema com pesquisadores como Robert Lucas Jr. que comentam a ausência de moeda, na sua forma de liquidez, nos modelos macroeconômicos dos Bancos Centrais em um cenário pós crise bancária de 2008, sendo assim uma ferramenta relevante para o entendimento em um cenário de estresse no qual a relação entre as variáveis macroeconômicas se torna instável (JR; NICOLINI, 2015). Assim como Hafer que testa empiricamente a importância da demanda por moeda nos estudos de previsões de atividades econômicas (HAFER; HASLAG; JONES, 2007). Estes modelos eram feitos com a inclusão de uma taxa de juros de curto prazo na política monetária, negligenciando a função do papel moeda em prover caixa em momentos de estresse. Na época, o FED injetou cerca de 800 bilhões de dólares para suprir esta necessidade para as empresas devido a bolha imobiliária causada pelo sistema financeiro.

Uma variável macroeconômica que influencia diretamente a economia real é a taxa de juros básica decidida nas reuniões do COPOM do BCB sobre a SELIC, sendo esta uma taxa de referência para o custo de reter moeda. A taxa de juros básicas no país tem caído consistentemente desde o seu último aumento em agosto de 2015, quando esta bateu 14,25%. Em setembro de 2019, esta taxa de juros estava definida em 5,0% com perspectivas de mais quedas¹ em consequência de indicativos de uma recessão global (como por exemplo a inversão de curva de 2Y-10Y do juro americano) e para uma melhor resposta para a retomada de um crescimento saudável do Produto Interno Bruto brasileiro. Com a taxa de juros básica em seu menor nível da história, a literatura nos indica que haveria um crescimento no PIB e um investimento maior nas empresas devido a um menor custo pelos juros de empréstimos (melhorando o quadro da gestão de capital), retomando a contratação de funcionários, gerando novos empregos, e assim um aquecimento na economia real, podendo ocasionar uma possível pressão inflacionária. A controvérsia deste panorama é que a taxa de juros baixa, acompanhada de um aumento do produto, aumenta o efeito de expansão da base de moeda em circulação; mas, com uma possível aceleração da inflação, esta base tende a retrain. Neste cenário, o autor espera evidenciar empiricamente a elasticidade da moeda em relação à inflação e à atividade econômica, visto que, na teoria, esta se mantém próxima da unidade. Portanto, a motivação do autor é observar o comportamento da moeda em resposta às mudanças de cenários das variáveis macroeconômicas de acordo com os modelos apresentados na literatura.

¹ inflação estável e o produto com resposta lenta aos estímulos econômicos, sendo indicativos de queda na taxa de juros básica

3 REVISÃO DA LITERATURA

O conceito de demanda por moeda propõe a utilização da moeda como uma forma de ativo que modifica a composição do portfólio dos agentes; investido em equipamentos, produtos financeiros ou na própria retenção de papel moeda (FRIEDMAN, 1959). A sua função, deste modo, resume-se às variáveis como riqueza financeira, monetária ou não, taxa nominal de juros na economia, retorno esperado em ações e em *securities*, variação dos preços representada pela inflação e uma variável aleatória com a finalidade de representar quaisquer outros choques. Ou seja, ela pode ser utilizada em sua forma de ativos para rentabilizar o patrimônio (carteira de investimento desenvolvida por Tobin) ou um caixa financeiro a fim de cobrir transações necessárias em momentos de estresse, por exemplo. Deste modo, a moeda desempenha três funcionalidades importantes: meio de troca, unidade de conta e reserva de valor. A primeira é representada como instrumento de intermediação entre as partes (em uma negociação, por exemplo). A segunda é a unidade de conta que permite uma relação de paridade entre os produtos, sendo um produto A relativo ao produto B, por exemplo. A última é a reserva de valor cujo objetivo é *monetizar* o poder aquisitivo para alguma aplicação futura. Assim, a moeda se torna uma variável endógena na economia, podendo indicar comportamentos das atividades econômicas. O presente artigo incorpora este conceito, adicionando as variáveis de moeda (M1 e M2) nos vetores autoregressivos de índices macroeconômicos. Com a mudança do entendimento de como o sistema financeiro funciona posterior à crise de 2008, a moeda relevou a sua importância na gestão de caixa de empresas, dando liquidez ao estresse de mercado (JR; NICOLINI, 2015).

A literatura de demanda por moeda se iniciou pela formulação de *Irving Fisher* em sua Teoria Quantitativa da Moeda cuja equação se resumia na relação da moeda com as variáveis macroeconômicas de Produto do país e variação de preços. Esta teoria possibilitava o controle da inflação por meio do ajustamento de quantidade de moeda inserida na economia uma vez que o produto e a velocidade da moeda eram consideradas constantes na economia devido ao seu lento crescimento no tempo; ou seja, a premissa de estabilidade da demanda por moeda. Com este multiplicador monetário estável, a política monetária conseguia prever o efeito da oferta de moeda na circulação da economia sobre a renda agregada.

$$MV = PY \tag{1}$$

A variável M é a quantidade de moeda; V é a velocidade da moeda em circulação; P é a variação de preços na economia; Y é a produto real na economia. Baumol, em seu artigo de 1952, coloca o custo transacional, *brokerage fee*, como uma necessidade de

demanda por moeda (BAUMOL, 1952), minimizando uma função de caixa cuja interação depende da taxa de rendimento do portfólio em contraposição do custo anteriormente citado. Por este modelo, é possível identificar o efeito de Pigou na economia em que há um aumento de poder de compra dos indivíduos pelo canal deflacionário nos preços e, conseqüentemente, uma aumento na demanda por moeda. Tobin (TOBIN, 1956) também explicita o *trade-off* entre o rendimento de juros e custo de transações, havendo uma preferência entre as duas variáveis quando se mostra mais vantajoso financeiramente. Em seu modelo comparando a rentabilidade de títulos com o custo transacional, exhibe a importância da taxa de juros na influência da demanda por moeda, chegando a uma minimização destas variáveis. A conclusão do artigo baseia-se na afirmativa de que a velocidade de transações pode ser mais alta em momentos de prosperidade na economia (mesmo com a taxa de juros constante), mas não é possível afirmar esta velocidade na economia dependa do nível do produto, esta depende da relação do volume transacional com o custo efetivo. Diferente do artigo de Baumol, Tobin relaxa a restrição do número de transações no período para moeda (ao invés de um parâmetro percentual). A premissa do modelo é um crescimento linear do custo transacional a medida que o número de transações aumenta. Estas abordagens diferem da metodologia empregada pelo autor uma vez que parte de um modelo de agentes econômicos e suas relações de troca de bens, afetando o papel moeda. Mas o autor entende que é necessário demonstrar diferentes visões de como estimar a elasticidade da demanda por moeda.

Miller and Orr adaptam o modelo de Baumol com os custos transacionais para implementação no setor de firmas cujo o fluxo de caixa é irregular (MILLER; ORR, 1966). Com a abordagem semelhante ao de Baumol, os autores admitem como premissa o *zero lead-time* que ignora a necessidade do acúmulo de capital como forma de liquidez em casos de emergências (este tomando a forma de uma função estocástica pelo processo de Bernoulli visto sua presença de estacionariedade, série independente e presença de irregularidade nas movimentações). Esta premissa é justificada com a constante atuação na gestão de caixa das firmas que respondem rapidamente a estímulos inesperados. O modelo proposto se resume na minimização de longo prazo dos custos transacionais em uma política de barreiras (quando bate alguma das barreiras, os ativos são trocados entre si). Um ponto em diferença com o modelo de Baumol é o relaxamento da premissa de que a média de segurança de caixa é de $1/2$ visto que este coeficiente muda de acordo com a indústria inserida.

Em coerência com os modelos internacionais, Mccallum e Goodfriend sugerem a presença da família como agente econômico que retém a moeda como forma de capital para alocação produtiva nas empresas, dinheiro para consumo de bens e títulos que geram juros como parte de investimento (MCCALLUM; GOODFRIEND, 1987). O modelo incorpora a decisão do agente em tomar uma decisão, utilizando a unidade de tempo, de produzir

bens via o canal de produção tecnológico ou de realizar transações. Além de colocar pontos de atenção aos modelos de demanda por moeda como a incerteza, preferências heterogêneas dos consumidores, ativos que não possuem riscos, mas que apresentam rentabilidade e impossibilidade de comprar ativos realizando uma dívida (saldo devedor no período). Goodfriend conclui por meio de um modelo de *buffer stock* que as defasagens das variáveis explicativas ajudam a explicar melhor o modelo (CARDOSO, 1980), mas não são significativas para os ajustes parciais da demanda por moeda como uma forma de suavização do modelo no longo prazo uma vez que outras variáveis bem definidas, como o custo de transação tecnológico e o custo de oportunidade, fazem este papel. É possível inferir que era um erro de especificação na escolha das variáveis; ou seja, ao invés de escolher variáveis que explicam de forma mais adequada, escolheu-se as defasagens para a explicação da demanda por moeda.

Sargent e Wallace elaboram um modelo mais próximos das regressões utilizadas no Brasil na época de hiperinflação, tomando a equação da demanda por moeda, respondendo às variáveis de taxa de juros, inflação e produto do país em coerência com o modelo autoregressivo utilizado nestes presente artigo. O autor utiliza de expectativas racionais, separando a expectativa de inflação dos agentes com a inflação real a cada período (SARGENT; WALLACE, 1973). Este detalhe no modelo pode ocasionar um modelo irracional em que os agentes erram consistentemente a previsão de inflação uma vez que a inflação real se distancia da inflação projetada no período. Outros dois pontos diferenciais do modelo são a utilização de uma função para o crescimento da demanda por moeda respondendo a um choque estocástico, separando-a da inflação e a função do governo na impressão de moeda respondendo à inflação. A conclusão do artigo demonstra que a demanda por moeda causa no sentido de Granger à inflação, corroborando para os resultados encontrados na sessão 5. Apesar do modelo de Sargent e Wallace (1973) apresentar mais equações (como a equação segregada para a demanda por moeda provindo de um choque estocástico), também encontrou uma relação de causalidade das variáveis em função da demanda por moeda.

Sriram implementa a ferramenta de cointegração de Granger em seu estudo empírico na análise de diversos países com a finalidade de obter uma relação de longo prazo para a demanda por moeda (SRIRAM, 2000). O autor comenta que não havia na literatura uma forma correta de estimar a elasticidade da demanda por moeda, mas que por meio deste modelo, conseguiria buscar empiricamente este parâmetro pela forma log-linear da regressão. Este comenta também a importância da escolha das variáveis e como estas se interagem entre elas. Por exemplo, quando observado um aumento na taxa de juros ou na depreciação no valor da moeda (inflação), a demanda de moeda diminui. Quando há um aumento na taxa de juros externa, também segue uma diminuição na demanda por moeda uma vez que a moeda e ativos estrangeiros se tornam mais atrativos. Novamente,

reforça o modelo proposto pelo artigo em evidenciar a importância da utilização da matriz de correção de erros. Vale citar que, independente do modelo, seja este pela presença de agentes econômicos e suas interações ou pela autoregressão de variáveis econômicas, os resultados são parecidos, corroborando à importância de estudar a moeda na economia.

A moeda assume um caráter de ativo para os indivíduos como uma forma de segurança ou meio utilizado para troca de bens, compondo a sua riqueza total. Barbosa define esta limitação orçamentária do indivíduo como a somatória de moeda física, títulos de renda fixa, títulos de renda variável, bens físicos e capital humano alocada de acordo com as suas preferências (BARBOSA, 1978). A demanda por moeda, assim constituída no portfólio do indivíduo, é representada por uma função em resposta às variáveis macroeconômicas; sendo estas a riqueza real do indivíduo, taxa de juros de mercado, taxa de juros dos ativos de seu portfólio, variação de preços, capital humano e a resposta de um choque tecnológico.

$$W = M^d + T_t^d + T_z^d + B^d + H^d \quad (2)$$

Sendo, M^d títulos de renda fixa, T_t^d títulos de renda variável, T_z^d bens físicos e H^d capital humano.

O modelo de Cagan, descrito no artigo do Barbosa, é utilizado para variações expressivas na taxa de inflação, por meio da metodologia da otimização dos mínimos quadrados dos erros. Outra função que permite encontrar a inflação esperada é pelo modelo de Zellner, sendo que neste tem que apresentar condições iniciais. Em comparação ao de Cagan, este agrega um número maior de observações no modelo. Barbosa descreve que a inflação segue um processo ARIMA (processo autoregressivo e estocástico), podendo ser encontrado pelas técnicas desenvolvidas por Box e Jenkins mesmo que não seja fácil a sua definição. Entretanto, a taxa esperada de inflação possui um coeficiente pequeno para quaisquer modelagens. O autor comenta também que há evidências que a variação de um ponto percentual nos preços gera um aumento/ diminuição inferior de um ponto na taxa de oferta da demanda por moeda.

$$\frac{M^d}{P^*} = m^d = m \left(\frac{W'}{P^e}, i^e, r^e, p^e, h, \tau \right) \quad (3)$$

Barbosa conclui seu estudo respondendo às perguntas anteriormente citadas em sua introdução. Em respeito ao parâmetro estabilidade, pode-se concluir que as três variáveis (inflação esperada, renda real e taxa de juros nominal) explicam quase a totalidade da variação no caixa real. Para a sua forma funcional, por meio da estrutura de seus

coeficientes (como defasagens, trajetória de ajustamento, tempo médio), tende a estar menos estável visto a importância de se adequar aos dados de cada período. Para as economias de escala, não há evidências para rejeitar uma relação de longo prazo entre 0,7 e 1,0 para a elasticidade-renda. Para o ponto de vista teórico, utiliza-se a riqueza como variável explicativa da demanda da moeda, já para o ponto de vista empírico, utiliza-se a renda atual como uma *proxy* para renda permanente. Apesar dos pontos levantados de problemas de modelagem como a forma funcional e coeficientes das variáveis, há evidências de economia de escala na demanda por moeda e a significância da inflação como variável explicativa. O período estudado por Barbosa e, mais adiante por Tourinho, é de inflações elevadas que não compõe o cenário apresentado neste presente artigo. Assim, a formulação de Cagan é dispensada neste modelo e ainda assim é possível encontrar resultados similares.

Cardoso (1980) propõe um modelo utilizando as defasagens das variáveis explicativas como variáveis instrumentais com a finalidade de ajustar a correlação entre os resíduos, testada pela estatística de Durbin-Watson. Esta correção é necessária uma vez que é identificada como erro de especificação, impedindo que os dados da regressão se tornem confiáveis, gerando viés nos coeficientes (CARDOSO, 1980). O presente artigo também segue esta mesma metodologia e incorpora *dummies* sazonais com a finalidade de segregar este efeito da tendência. Outro ponto observado em sua regressão é a correlação entre as variáveis de taxa de juros e inflação, levando uma possível multicolinearidade. Deste modo, é feito duas regressões separando estas duas variáveis. Os resultados sugerem que a variável de taxa de juros se torna imprescindível à formulação do modelo visto que, sem ela, os valores dos coeficientes são elevados, não condizendo com a literatura. Cardoso conclui o seu estudo, indicando que seus resultados não permitem rejeitar a hipótese de que a elasticidade-renda seja unitária no longo prazo, que a elasticidade em relação a taxa de juros esteja entre -0,5 e 0 e que a variável taxa de juros seja pertencente à equação da demanda da moeda. Para o caso do M2 apresentado no presente artigo, a elasticidade em relação a taxa de juros ficou em -0,491 (somando os coeficientes de curto e longo prazo e taxa de poupança), se aproximando do resultado encontrado por Cardoso.

Rossi propõe um modelo de regressão para o M1 (agregado monetário restrito) e para o M2 (agregado monetário amplo) com a premissa de que as inovações financeiras, como bancos digitais na atualidade, têm aumentado o grau de substituição entre as duas variáveis, migrando de M1 para M2; diminuindo a significância do M1 para explicar o produto na economia (ROSSI, 1988). Em uma referência na atualidade, houve um aumento expressivo de bancos digitais em comparação com o tempo estudado por Rossi, muitos não correlacionados aos quatro grandes bancos brasileiros (Itau, Bradesco, Santander e Banco do Brasil). O surgimento de bancos como Nubank possibilitou um aumento de acesso ao crédito e plataformas de investimentos por parte da população que anteriormente não existia neste mercado, mexendo na dinâmica da base monetária do país. As inovações

financeiras no mercado financeiro influenciam na forma estrutural da demanda por moeda, integrando cada vez mais pessoas a este sistema: pessoas que anteriormente não acumulavam poupança, criaram costumes de investir parte de seu dinheiro nos bancos digitais, trazendo escalabilidade no mercado de moeda. Não somente na área monetária, mas também na experiência com o consumidor teve grandes avanços por meio da diminuição da burocracia, de serviços *online*, da ausência de taxas de transferências e da manutenção de contas e de uma melhora no *user experience* e *interface* com os clientes. No Brasil, 97% das pessoas possuem acesso à internet 48% da população das classes C e D utilizam o acesso à rede; ou seja, há um grande público alvo para o bancos digitais. De 2017 para 2018, houve um aumento de 147% dos bancos digitais brasileiros. Este movimento reflete na forma que o conceito da moeda é interpretada uma vez que houve um aumento de transações de 76% neste mesmo período. Outra forma de pagamento digital que tem acontecido nas empresas são as *e-wallets* (como a Magazine Luiza, Google e a Apple) que permitem uma maior facilidade para o usuário realizar a sua compra.

A dificuldade explicitada no M2 é que, diferente do M1 que se compõe em papel moeda e depósito a vista, sua extensão é maior, incorporando depósitos a prazo, e poderia não ser explicada somente pelas variáveis anteriormente estabelecidas (juros, produto e inflação). Portanto, o autor do presente artigo coloca a taxa de poupança como uma variável explicativa da moeda M2 e encontra uma relação econômica melhor com o M2 do que o M1.

Johansen, em seu artigo de 1990, especificou uma hipótese de cointegração com *rank* reduzido que permite que uma matriz de carga com regressores de longo prazo (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990) verifique o número de vetores de relação de longo prazo para certa regressão. Pelo teste de máximo autovalor, sugerido por Johansen e Juselius, encontrou um vetor de cointegração para M1 para o período de 1966-79 para o artigo do Rossi, (ROSSI, 1993); quando utilizado o teste de traço, encontraram três vetores de cointegração. Os resultados obtidos foram próximos ao estudo anterior do próprio autor em 1988, tendo a elasticidade-renda próximos de uma unidade para M1, mas a elasticidade-inflação apresentou o coeficiente muito maior entre os períodos de 1966-79 e com grandes evidências de quebra estrutural nos períodos de 1966-85 e 1966-87. Rossi conclui que se torna difícil utilizar os resultados encontrados devido o excesso de ruído do período estudado, causado por intervenções no plano econômico.

Tourinho se propõe a modelar um período de alta volatilidade inflacionária no Brasil (1974-95), esta variando de 3% a quase 60% em um cenário político-monetário instável (plano Cruzado e plano Collor por exemplo). O modelo empregado é uma extensão de Cagan (1956) para dinâmicas de hiperinflações com a inclusão da variância nas variáveis explicativas. A principal contribuição do artigo é a transformação log-linear da forma

funcional da variável dependente (Box-Cox) que se ajusta melhor aos dados no período de hiperinflação brasileira devido a existência de uma forma funcional inversa e semi-log. Os resultados obtidos estiveram próximos do esperado na literatura, com a elasticidade de demanda com relação à inflação cerca de -1,0 no período de taxas elevadas de inflação e elasticidade-renda de demanda próxima de 1,0 para uma inflação próxima à média, sendo que apresenta uma queda de 0,4 em períodos de alta inflação (TOURINHO, 1996). O modelo remete ao desestímulo de retenção de moeda em períodos de alta inflação visto o efeito de deterioração do valor real desta base monetária.

Transformação de Box-Cox:

$$\Phi(z, \lambda) = \begin{cases} \frac{(z^\lambda - 1)}{\lambda} & , \lambda < 0 \\ \log(z) & , \lambda = 0 \end{cases} \quad (4)$$

Rubens Cysne em conjunto com Davi Turchick constroem seis diferentes modelos (unidimensionais e multidimensionais) para mensurar o custo da inflação no bem-estar dos agentes, resgatando as fórmulas de Lucas em seu *general equilibrium framework model* que toma como base o artigo de Bailey's (BAILEY, 1956) e a função consumo de Euler (CYSNE; TURCHICK, 2012). A restrição orçamentária segue uma função conhecida com a presença de títulos rendendo juros, produto, consumo e uma variável de *holding cash* referente ao caixa físico em mãos. Este modelo também é apresentado na forma log-log da demanda por moeda, esta confirmada no artigo de Lucas (LUCAS, 2001) como uma função mais aderente aos dados do que uma forma semi-log, mas que necessita ainda assim de ajustamentos para conseguir resultados mais robustos nas épocas de hiperinflações. No artigo de Lucas, o autor comenta o caso oposto em que a taxa de juros é muito baixa e, de acordo com Mulligan e Sala-i-Martin (1996), ocorrem custos fixos somente nos ativos rentáveis, mas que não são perceptíveis nas séries temporais.

$$\dot{B}_t + \dot{M}_t = Y_t - H_t - C_t + r_t B_t \quad (5)$$

Deste modo, o artigo contribui para a literatura, incorporando a medida de Lucas com base na referência da taxa de juros e o modelo de Sidrauski que permite a taxa de juros ser igualada a zero, levando em conta a função de preferência dos consumidores e o parâmetro tecnológico (LUCAS, 2001). Um resultado importante a ser citado, de acordo com este artigo, é que uma redução de 14% para 3% gera um retorno real no produto de 0,008%, sendo próximo da estimação log-log. Ou seja, ainda que em modelos diferentes, chega-se a um resultado parecido.

Robert Lucas, em conjunto com Luca Benati, Juan Pablo Nicolini e Warren Weber, segue na linha de modelagem de Baumol e Tobin na estimação de uma relação de longo prazo para a demanda por moeda, utilizando o custo de transações (em uma função estocástica) e o número de ajustamento no portfólio (BENATI et al., 2016). Neste modelo, o autor apresenta um agente econômico que compra bens finais, não tendo custos intermediários como pagamento de funcionários e manufaturação destes bens intermediários, sendo o processo considerado ao final da cadeia produtiva. O autor também ressalta a importância da utilização da função logarítmica das variáveis M1 e PIB em vista de seus crescimentos serem exponenciais, precisando assim desta transformação para adequação de um processo linear. Outro ponto que reforça a utilização de um modelo log-log é a adequação do mesmo a um grupo de países com inflação alta como Brasil, Bolívia, Chile e Israel. Desta forma, o autor do presente artigo também utilizará este artifício matemático para a construção do modelo VECM. Dada a base de dados com trinta e um países, Lucas esclarece que caso o teste de Johansen não mostrar cointegração, não quer dizer que não haja uma relação de cointegração neste país específico, mas sim que o período da amostra é muito curta ou/ e que o resíduo da cointegração é altamente persistente, levando a quase um passeio aleatório. Esta observação gera embasamento para o presente artigo ao utilizar um período longo de informações (1996 a 2019) em comparação ao de Lucas que utiliza um período de 1934 a 2012. Lucas consegue extrair do modelo a inferência de que uma diminuição na taxa de inflação aumenta o bem estar social, elevando a sua renda real, e suportando a intervenção monetária para políticas anti-inflacionárias.

O modelo de Giovanni também aborda o custo da inflação no bem-estar para os dados americanos demonstrando resultados parecidos ao encontrado no estudo de Lucas. O autor primeiramente monta o modelo para o período todo, mas não acha um vetor de cointegração nos dados. Entretanto, ao dividir o período, observa uma quebra estrutural em 1945 e 1976, justificando a ausência de cointegração no estudo anterior; ou seja, o modelo anterior estava mal especificado e precisava ser quebrado em partes para que a relação de cointegração aparecesse (MOGLIANI; URGÁ, 2018). Esta quebra estrutural é explicada por uma mudança na demanda por moeda devido às inovações tecnológicas e ao período de guerra em que a elasticidade da demanda por moeda aumenta. Este artigo explicita a dificuldade de elaborar um modelo adequado e consistente uma vez que as inovações tecnológicas geram mudanças na dinâmica da demanda por moeda e como esta afeta a economia. O custo da inflação transparece a necessidade de se utilizar a inflação na dinâmica da moeda uma vez que ambas estão correlacionadas; quando há um aumento de inflação, os agentes buscam outras formas de rentabilizar o seu patrimônio e não demandam por moeda.

Hafer, em seu artigo de 2007, constrói um modelo a fim de justificar a variável de demanda por moeda nas equações macroeconômicas (HAFER; HASLAG; JONES, 2007).

Há tempos, a moeda foi ausente nas modelagens de políticas monetárias uma vez que os Bancos Centrais controlavam a inflação pela taxa de juros básica. Entretanto, o autor comprova que o papel da moeda é importante para as futuras movimentações no produto do país, sendo assim um indício de como se comportará a economia nos ciclos econômicos. Ou seja, é uma variável que tem informação para prever o futuro do PIB.

$$\begin{aligned}
 y_{gt} &= ay_{gr-1} + bE_t(y_{g+1}) - c[R_t - E_t(p_{t+1})] + e_{1t} \\
 p_t &= d(y_{gt}) + w_1p_{t-1} + w_2E_t(p_{t+1}) + e_{2t} \\
 R_t &= r^* + E_t(p_{t+1}) + fy_{g+1} + g(p_{t-1} - p^T)
 \end{aligned} \tag{6}$$

Hafer parte de um modelo conhecido, contendo a equação agregada da demanda, a curva de Phillips e a regra de política monetária. Em linha com a literatura, o autor também utiliza defasagens para adequar melhor o modelo a fim de não causar erros de especificação. O autor encontra uma melhor relação da moeda com o produto para o M2 do que para o M1. Este último se comporta de forma antagônica em períodos da amostra (alguns períodos com o sinal positivo e outros com o sinal negativo). No caso do M2, as evidências sugerem que as informações nesta variável são necessárias para o entendimento da moeda e sua relação com o produto (HAFER; HASLAG; JONES, 2007), corroborando para os resultados encontrados na sessão 5.

4 MODELO E BASE DE DADOS

O modelo utilizado neste artigo para séries de tempo é o *Vector Error Correction Model* (VECM) com o objetivo de verificar a relação de cointegração entre as variáveis endógenas por meio da metodologia de Johansen (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990), buscando uma relação de longo prazo uma vez que se comprove a não estacionariedade das variáveis. Os testes de não estacionariedade podem ser comprovados de diversas formas, sendo os mais conhecidos *Augmented Dickey-Fuller*, *Phillips-Perron*, *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* e os testes ACF e PACF. Estes testes, com exceção ao KPSS, têm como hipótese nula a existência de raiz unitária que, conseqüentemente, implica na não estacionariedade da variável analisada. Para este trabalho, será realizado o teste ADF e os testes ACF e PACF a fim de se comprovar a não estacionariedade das variáveis.

Este modelo, diferente de um VAR simples, permite trabalhar com variáveis não estacionárias, ou seja variáveis explosivas que não caminham entorno de um eixo. Para que haja um mecanismo de correção de erros nas regressões com estas variáveis não estacionárias, a fim de evidenciar a ausência de regressões espúrias, Johansen propõe uma adição na equação do VAR (vetores autoregressivos) de um componente de relação de longo prazo. As regressões espúrias são regressões que não comportam qualquer explicação econômica, sendo meramente uma coincidência; diferente do modelo proposto por Johansen no qual define-se uma terceira variável que tenha algum sentido econômico para a regressão, ligando as variáveis. Desta forma, é possível afirmar que o VECM é um caso particular do VAR.

O vetor de cointegração é composto pela matriz de coeficientes de cointegração que obedecem a paridade e dimensão entre as variáveis, trazendo informação dos coeficientes de longo prazo (matriz beta) e pela matriz de cargas (matriz alpha) que explica a velocidade do ajustamento do modelo no curto prazo. Sendo os vetores de cointegração significantes para o modelo por meio da estatística de teste de traço ou máximo autovalor, cuja hipótese nula é a existência de raízes na matriz beta diferente de zero, é possível obter uma relação de longo prazo ainda que as variáveis sejam não estacionárias; ou seja, ausência de uma regressão espúria. Cabe citar que, caso não haja pelo menos um vetor de cointegração presente no modelo, se faz necessária a utilização da diferença da variável para encontrar estacionariedade e este passa a ser representado somente no curto prazo. Este método consiste em uma interação linear interdependente entre as variáveis de séries de tempo, não tendo obrigatoriamente uma só equação como em um modelo autoregressivo, definindo assim uma matriz de equações com as variáveis significantes (VAR) e o número de defasagens escolhido pelos critérios de informação de Schwarz, Akaike, Hannan e Quinn ou pelo teste de significância F. Para este trabalho, será estudado o número de defasagens pela significância do teste F nas variáveis defasadas e observando as truncagens dos testes

PACF e ACF.

A ideia de implementar um modelo de vetores autoregressivos surgiu na década de 80 em resposta aos modelos estruturais que existiam anteriormente uma vez que estes tinham diversas restrições que dificultavam a estimativa dos resultados, tornando-os menos flexíveis. Um modelo reduzido que respondesse às perguntas necessárias para um estudo empírico (como simulações de políticas econômicas, previsão de cenários e elaboração de fatos estilizados) que não exigisse demasiadas observações em sua elaboração (como os modelos DSGE, *Dynamic Stochastic General Equilibrium*, que tinham como premissa um ponto de equilíbrio estável). O VAR em sua forma reduzida não apresenta causalidade uma vez que as variáveis interagem entre elas simultaneamente. Para que haja uma relação de causalidade no modelo, teria que ser usada a forma estrutural do VAR (SVAR), apresentando restrições nos parâmetros (decomposição de Cholesky) que não fazem parte deste trabalho proposto. É importante ressaltar que quanto maior o número de parâmetros, menor o grau de liberdade para estimação do modelo.

Um exemplo de um VAR reduzido se dá pelo seguinte contexto no qual se tem duas equações representadas abaixo que são interpretadas como uma somente.

Forma matricial:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix}}_{\equiv A} \underbrace{\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}}_{\equiv X_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}}_{\equiv B_0} + \underbrace{\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}}_{\equiv B_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix}}_{\equiv X_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}}_{\varepsilon_t} \quad (7)$$

Forma estrutural:

$$AX_t = B_0 + B_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Forma reduzida:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + e_t \quad (9)$$

$$\Phi_0 \equiv A^{-1} B_0 \quad (10)$$

$$\Phi_1 \equiv A^{-1} B_1 \quad (11)$$

$$e_t \equiv A^{-1} \varepsilon_t \quad (12)$$

Dada a formulação de Johansen (JOHANSEN; JUSELIUS, 1990) para a estrutura do modelo VAR com a correção dos erros:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \mathbf{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \mathbf{\Pi} \mathbf{X}_{t-k} + \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (13)$$

sendo

$$\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \quad (i = 1, \dots, k-1) \quad e \quad \Pi = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \quad (14)$$

A causalidade de Granger é definida quando há uma variável antecedente que explica a variável contemporânea. Em um modelo matricial, se b_j for diferente de zero, é possível afirmar que Y_t causa Granger X_t (GRANGER, 1969). Da mesma forma que se c_j for diferente de zero, é possível afirmar que X_t causa no sentido de Granger a Y_t . Se ambos os casos acontecem em um mesmo modelo, este efeito é chamado de *feedback relationship*. Ou seja, que a interação é recíproca e não há uma clara definição de antecendência na regressão.

A base de dados a ser utilizada para as modelagens econométricas serão extraídas do site do IPEADATA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada): o Produto Interno Bruto (PIB), taxa de juros básica (SELIC) e taxa futura de juros de um ano, índice geral de preços² (IGP-DI), base monetária M1 e M2 e taxa de rendimento de poupança, sendo que os dados utilizados se apresentam em uma frequência trimestral. Os dados obtidos com a frequência mensal são transformados a uma frequência trimestral a fim de se adequar aos dados do PIB (considerando o fim do período em questão). O intervalo de datas utilizado é de 1996 até o final do ano de 2019, sendo intencional devido ao início do regime de metas inflacionárias no Brasil em 1999 e posterior à implementação do Plano Real, estabilizando a variação de preços no cenário econômico brasileiro. Pela literatura, o modelo econométrico para o M1 seria explicado pelas variáveis significativas como PIB, SELIC, juros futuros no prazo de um ano e inflação; e para o M2, será adicionado a taxa de retenção de poupança como uma variável explicativa no modelo uma vez que a M2 está composta por uma carteira a prazo.

Tabela 1 – Base de Dados

Variável	Fonte	Período Analisado	Frequência
M1 e M2	IPEADATA	jan/1996 a dez/2019	Trimestral
Taxa SELIC	IPEADATA	jan/1996 a dez/2019	Trimestral
Taxa de Juros Futura 360	IPEADATA	jan/1996 a dez/2019	Trimestral
IGP-DI	IPEADATA	jan/1996 a dez/2019	Trimestral
Produto Interno Bruto	IPEADATA	jan/1996 a dez/2019	Trimestral
Taxa de Poupança	IPEADATA	jan/1996 a dez/2019	Trimestral

Fonte: Elaboração Própria

² utilizado como um deflator na economia, trazendo o valor real de produtos e serviços

Diferente dos modelos mencionados, cuja estimação da inflação esperada é feita pela metodologia de Cagan (usualmente utilizado para cenários de hiperinflação), o modelo proposto neste artigo se dará em uma ação contemporânea, levando a inflação esperada igual à inflação observada como em Cardoso (1980). Será imposto também as defasagens das variáveis explicativas com o intuito de obter uma melhor modelagem dos dados. As variáveis estão em sua forma logarítmica a fim de verificar a elasticidade da renda (esta sendo próxima de um pela literatura) e a elasticidade da inflação (esta sendo menor que uma unidade) (SRIRAM, 2000).

A estrutura do trabalho está dividida em duas partes (M1 e M2), sendo que a primeira é um modelo contendo as variáveis em sua forma logarítmica M1, PIB, SELIC, juros futuros de um ano, inflação e uma variável correspondente ao movimento estocástico.

$$m_1^d = \beta_1 PIB + \beta_2 i_{SELIC} + \beta_3 i_{360} + \beta_4 \pi + \epsilon \quad (15)$$

A segunda parte, anteriormente citada, é acrescentada mais uma variável explicativa a fim de obter um modelo mais robusto visto que o M2 contempla também o estoque de depósito a prazo. Desta forma, a variável explicativa de retenção de poupança é incorporada no VECM.

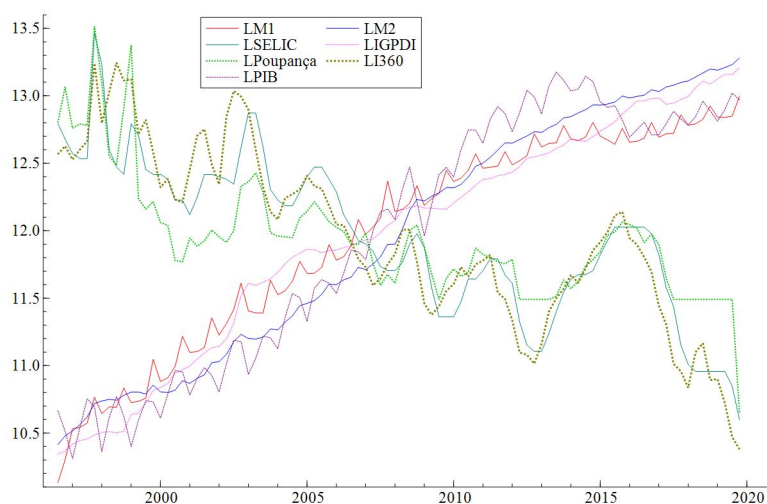
$$m_2^d = \beta_1 PIB + \beta_2 i_{SELIC} + \beta_3 i_{360} + \beta_4 i_{poupança} + \pi + \epsilon \quad (16)$$

A ferramenta utilizada para as regressões dos dados é a *Oxmetrics* desenvolvida por David Hendry, um dos primeiros programadores de sistemas econométricos no ano de 1980 na LSE (*Londo School of Economics*), e Jurgen Doornik que desenvolveu a linguagem Ox em 2004 na universidade de Oxford. *Oxmetrics* é um *software* para análises financeiras e econômicas com a finalidade de projeções de dados, dados de séries de tempo, dados em painéis e *cross-section*. O sistema permite uma abordagem GETS (*General to Specific*) baseada em regressões OLS (*Ordinary Least Squares*), gerando modelos parcimoniosos utilizados em políticas monetárias e projeções de dados, por exemplo. Ele permite tirar as variáveis que não são significantes por meio do critério de informações, ganhando velocidade de processamento.

5 RESULTADOS

Em um estudo preliminar das variáveis, percebeu-se uma possível presença de cointegração entre os dados visualmente não estacionários analisados em seus níveis (Figura 2). As variáveis de taxa de inflação, produto brasileiro e bases monetárias são crescentes ao longo do tempo enquanto que as variáveis de taxa de retenção de poupança e juros futuros e contemporâneos são decrescentes, refletido por um cenário de melhoria estrutural no país. Pelo gráfico, é possível observar que as variáveis não são estacionárias; mas para que haja segurança na análise, é necessária a implementação do método de Johansen e o teste de autocorrelação de Box-Jenkins com a finalidade de comprovar a cointegração e não estacionariedade entre as variáveis respectivamente, dando robustez para os resultados encontrados no VECM proposto por Johansen. Este gráfico também demonstra visualmente que a literatura nos afirma: a medida em que a quantidade de moeda na economia cresce, a inflação e o produto crescem juntos e a taxa de juros (seja esta no instante zero ou de referência de um ano para frente) e a taxa de poupança diminuem. Deste modo, a política monetária utiliza da taxa de juros, aumentando a sua base monetária, para estimular o crescimento de PIB, mas que, em vista da fórmulação de Fisher, uma queda de taxa de juros pressiona a inflação. Um ponto de observação no gráfico é que a taxa de juros subiu drasticamente no período de 2015 em resposta à alta inflação, registrando uma inflação acumulada de 10,67% em dezembro de 2015.

Figura 2 – Dados Padronizados pela Média e Variância

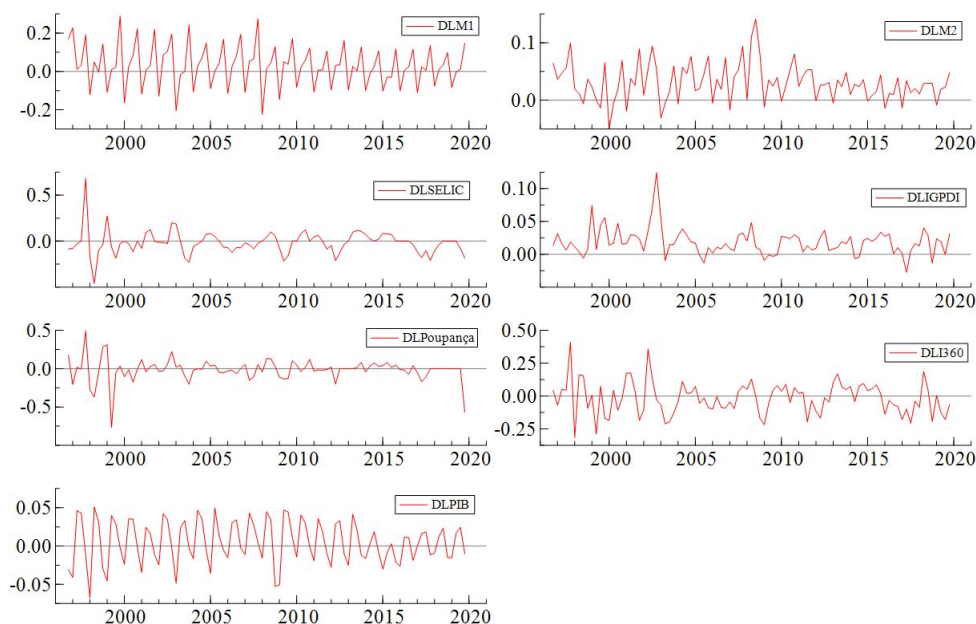


Fonte: *Oxmetrics*

A análise gráfica das variáveis em sua primeira diferença nos mostra uma possível estacionariedade (calculada a diferença de um período contra o anterior das variáveis em questão), mas para maior segurança na afirmação, se torna necessário observar o teste de

autocorrelação de Box-Jenkins e o teste ADF a fim de se comprovar estatisticamente da hipótese. As variáveis aumentam sua amplitude no começo da amostra visto que o plano Real acabava de ser implementado, tendo ainda uma incerteza e instabilidade econômica, principalmente na taxa de juros em que se adequava para manter uma inflação estável. Na figura 3, a taxa de juros futura de um ano apresenta uma amplitude maior do que a taxa de juros SELIC, mostrando que a curva de longo prazo se mantinha inclinada e que havia um prêmio pelo risco devido a sua volatilidade e incertezas. Posterior ao ano de 2002, as oscilações são mais achatadas e mais próximas do eixo, implicando em uma estabilização na economia quando comparada ao começo da amostra. A variação da inflação em todo o período é baixa, demonstrando que o plano Real cumpriu o objetivo de ter uma política transparente e que a ferramenta da taxa de juros responde corretamente por meio da política monetária. Vale lembrar que a credibilidade para ancoragem inflacionária possibilitou uma gestão mais eficiente. A variação do M1 demonstra um comportamento sazonal que pode ser interpretado como uma possível necessidade de caixa para inícios de ano e o M2 mostra uma correlação positivamente com a movimentação da taxa de juros e a taxa de retenção de poupança. Deste modo, serão acrescentadas no modelo variáveis *dummies* para separar este efeito sazonal no modelo e regredir as variáveis macroeconômicas sem o mesmo.

Figura 3 – Dados com a Primeira Diferença



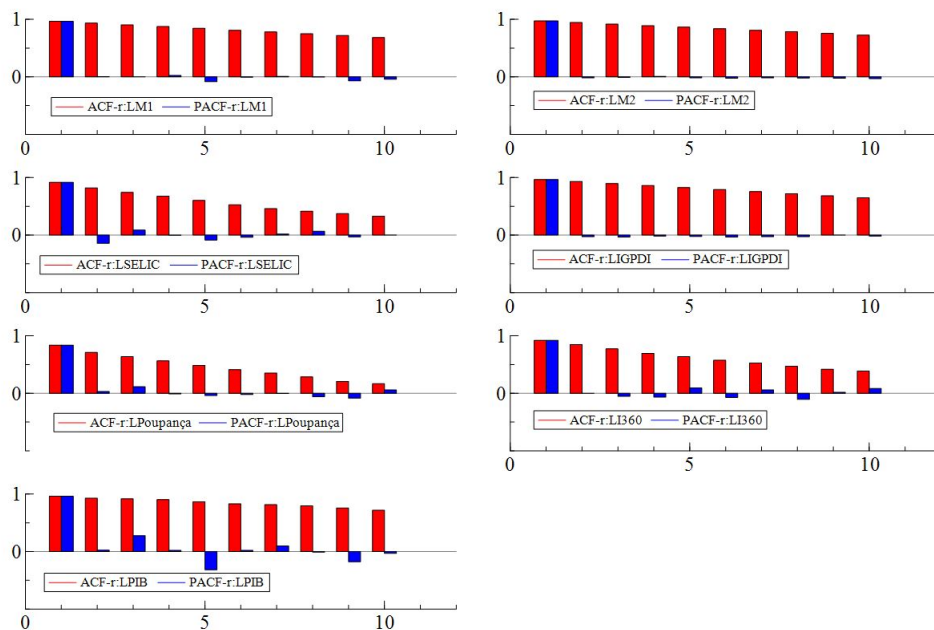
Fonte: *Oxmetrics*

O teste ACF (*Autocorrelation Function*) descrito pela abordagem de Box-Jenkins em 1976 (ENDERS, 2008) demonstra a correlação das variáveis com as suas defasagens.

Dependendo do comportamento dos testes, é possível inferir a forma funcional de acordo com a estrutura ARMA (p,q), tendo a parte autoregressiva e parte estocástica definida pelas letras p e q, respectivamente. Caso o correlograma do teste ACF seja convergido para zero, é possível afirmar que a variável é estacionária; caso este correlograma não seja convergido, conclui-se que as variáveis não são estacionárias e é necessário observar o gráfico do PACF (*Partial Autocorrelation Function*) a fim de observar o número de defasagens para o modelo.

Os testes de ACF e PACF foram conclusivos na não estacionariedade das variáveis em que os gráficos de ACF tiveram a sua forma decrescente ao longo do tempo, não sendo convergido para zero e não apresentando truncagem nos períodos. Ao analisar os resultados da PACF, mostrou-se evidências da primeira defasagem ser significativa ao modelo visto a truncagem no segundo período das variáveis (figura 4a). Deste modo, estes dados comportam a utilização do modelo de VECM caso houver cointegração nos dados pelo teste de Johansen.

Figura 4 – Teste ACF e PACF das Variáveis



*ACF é o teste de autocorrelação enquanto que o PACF é a autocorrelação com as suas defasagens. Desta forma, o teste ACF, em vermelho, mostra que há alta correlação nas variáveis, concluindo a sua não estacionariedade

Fonte: Oxmetrics

Outro teste foi aplicado para garantir a não estacionariedade dos dados. Este teste foi conduzido de forma individual nas variáveis, verificando se a presença de uma constante e/ ou tendência é significativa para o modelo (vale observar que este teste não suporta valores positivos devido a sua construção). Para o teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*),

também não foi possível rejeitar a hipótese nula que consiste na presença de raiz unitária, sendo assim não estacionária (Tabela 2), mesmo que alguns testes tenham apresentado significância na presença de constante e na tendência das variáveis. A conclusão igual para ambos os testes dá mais robustez para seguir com o modelo de vetores de correção de erros.

Tabela 2 – Teste ADF

Variáveis (Log)	T-Value	5% de Confiança	Resultado do Teste	Estacionária
m1	-2,937	-3,46	não rejeita a H0	não
m2	-0,9841	-2,894	não rejeita a H0	não
selic	-2,477	-3,46	não rejeita a H0	não
igpdi	-2,1381	-2,894	não rejeita a H0	não
i360	-2,364	-3,46	não rejeita a H0	não
pib	-1,2338	-2,894	não rejeita a H0	não
poupança	-3,415	-3,46	não rejeita a H0	não

A nomenclatura minúscula representa a forma logarítmica da variável

Fonte: Elaboração Própria

Para que o trabalho se torne mais claro para o entendimento do leitor, os testes da demanda por moeda para o M1 foi separado do teste da demanda por moeda do M2 uma vez que o conjunto de variáveis também se difere.

5.1 MODELO DE REGRESSÃO PARA M1

O teste de Johansen aplicado nos dados indicou que foi rejeitada a hipótese nula de não cointegração, sugerindo que o modelo VECM deve ser utilizado como ferramenta de análise (Tabela 3). Este modelo foi utilizado para o M1 com as variáveis explicativas de PIB, taxa de juros futuras de um ano, taxa de juros contemporânea, inflação, além de três *dummies* sazonais e quatro defasagens para adequar o modelo aos testes de especificação (teste de normalidade e heterocedasticidade). O teste do traço observa os vetores em seu conjunto enquanto que o teste do máximo autovalor testa as variáveis separadamente. Pela formulação abaixo, torna-se clara a diferença entre os dois testes dada a somatória dos autovalores (λ_i) no teste de traço.

$$\text{Traço} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$$

$$\text{Máximo autovalor} = -T \ln(1 - \lambda_i)$$

Tabela 3 – Teste de Johansen

Posto	Traço	[Prob]	Max	[Prob]	Traço	[T-nm]	Max	[T-nm]
0	109,94	[0,000]**	59,20	[0,000]**	85,51	[0,000]**	46,04	[0,000]**
1	50,74	[0,024]*	24,86	[0,107]	39,47	[0,245]	19,34	[0,401]
2	25,88	[0,136]	20,24	[0,065]	20,13	[0,425]	15,74	[0,250]
3	5,64	[0,739]	3,83	[0,870]	4,39	[0,865]	2,98	[0,938]
4	1,81	[0,178]	1,81	[0,178]	1,41	[0,235]	1,41	[0,235]

Fonte: Elaboração Própria

O teste de cointegração de Johansen apresenta significância para um vetor de cointegração, podendo encontrar um segundo vetor no modelo pelo teste do traço. Os testes $[T - nm]$ presentes na tabela 3 são feitos para pequenas amostras. Deste modo, testou-se os dois cenários afim de verificar se a elasticidade da demanda por moeda é unitária e em qual modelo apresenta resultados esperados mais próximos com a literatura. Para que seja testada a unitariedade da elasticidade da demanda, será imposto restrições na matriz de correção de erros e verificada a sua significância.

Em um modelo de VECM, o vetor de correção de erros é composto pela matriz alpha e beta que teriam como propriedade medir a velocidade do ajuste (matriz de carga) e o coeficiente de longo prazo da variável, respectivamente (Tabela 4). O diferencial entre

a SELIC e a taxa de juros futura no modelo é o *spread*, representado pelo prêmio ao risco. Visto que o país de análise é o Brasil, é esperado que este diferencial seja relevante uma vez que, historicamente, não há uma curva *flat* como a de países desenvolvidos que trazem mais transparência e confiança para uma economia mais sólida (como Japão, Alemanha e Estados Unidos).

Tabela 4 – Matriz de Cointegração para o M1

Matriz Beta	m1	selic	igpdi	i360	pib
m1	1,0000	-1,2580	-1,0852	27,6870	0,7289
selic	1,9276	1,0000	-0,3267	25,8650	0,4550
igpdi	-1,3534	0,7279	1,0000	15,3150	-1,1457
i360	-2,4510	-0,9197	0,4069	1,0000	0,0997
pib	-2,7812	3,5510	1,7239	-97,6740	1,0000

Matriz Alpha	m1	selic	igpdi	i360	pib
m1	0,0596	-0,0697	0,0868	-0,0004	-0,0073
selic	-0,2694	-0,0189	0,0834	-0,0013	-0,0223
igpdi	-0,0120	-0,0441	0,0074	-0,0001	0,0151
i360	-0,0418	0,0435	-0,2393	-0,0026	0,0369
pib	0,0075	-0,0251	-0,0407	0,0000	-0,0056

Fonte: Elaboração Própria

O sistema *Oxmetrics* permite explorar uma matriz de coeficientes de longo prazo (matriz beta) que dá uma ideia de elasticidade da demanda. Entretanto, para um teste de hipótese, precisa-se restringir o coeficiente das variáveis a um e verificar se o modelo não rejeita a hipótese nula.

Quando foi restringido a elasticidade da renda a ser unitária para o modelo, contendo um vetor de cointegração, a hipótese foi rejeitada. Assim, o autor permitiu um relaxamento da restrição para a elasticidade-renda. Neste caso, a hipótese não foi rejeitada e a elasticidade-renda fica no valor de -2.9 (Tabela 5). Ao observar este resultado, é perceptível que o mesmo não se enquadra com os estimados na literatura, assim o autor julgou oportuno realizar o teste com dois vetores com a finalidade de verificar se o mesmo se adequa melhor ao esperado.

O segundo modelo contém dois vetores de cointegração e suas restrições foram impostas a fim de verificar a elasticidade da demanda por moeda e a velocidade com relação à taxa de juros (Tabela 6). Para este teste, restringiu-se assim o primeiro vetor a uma unidade para M1, inflação e produto. Para o segundo vetor, foi imposto a elasticidade com relação a renda para o valor zero. Deste modo, é possível verificar a hipótese nula de que

Tabela 5 – 1 Vetor de Cointegração

Matriz Beta	m1
m1	1,0000
selic	1,2330
igpdi	-1,0000
i360	-1,5833
pib	-2,9836

**LR test of Restrictions: $\chi^2(1)$: 3,1470 [0,0761]*

Fonte: Elaboração Própria

a elasticidade da demanda por moeda é unitária e observar o coeficiente da velocidade da moeda quando há um movimento percentual na taxa de juros. Pelo resultado apresentado, rejeita-se a hipótese nula a 1% de significância.

Tabela 6 – 2 Vetores de Cointegração com Restrição

Matriz Beta	m1	m1
m1	1,0000	1,0000
selic	-19.871	-29.736
igpdi	-1,0000	-1,0000
i360	20.535	30.729
pib	-1,0000	0,0000

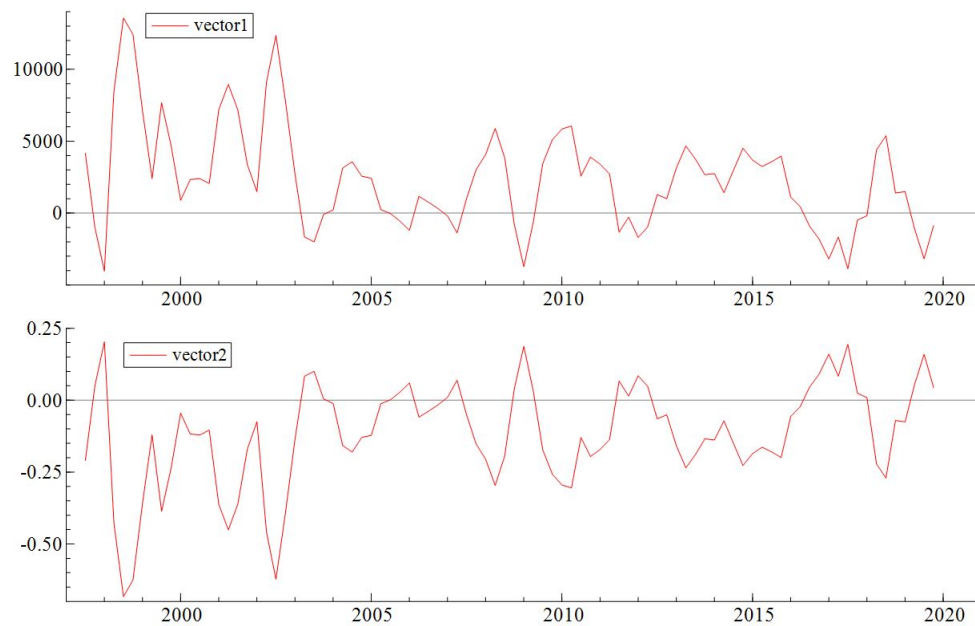
LR test of restrictions: $\chi^2(2) = 7,6689 [0,0216]^$*

Fonte: Elaboração Própria

O resultado, apesar de não rejeitar a 5% de significância, aceitando a 1%, torna-se duvidoso quando confrontado com o seu gráfico de vetores de cointegração uma vez que não parecem estacionários no início do período em sua análise (figura 5). O gráfico, visualmente, apresenta uma estacionariedade no período pós 2005 e para o período pós Real até o governo Lula, os vetores apresentam amplitudes altas, podendo ser a razão do resultado do teste de unitariedade da moeda. O gráfico ajuda a reforçar a ideia de que, possivelmente, apresente uma relação unitária para a demanda da moeda para períodos específicos, ainda que neste teste não seja estatisticamente significativo. Este fato pode estar correlacionado com a natureza do M1 dado que é uma moeda ampla na economia e torna-se difícil encontrar a unidade e uma velocidade constante em um largo período de tempo. Quando testada a hipótese de que a relação do *spread* é zero (ou seja, quando o coeficiente da taxa de juros longa é igual ao coeficiente da taxa de juros básica), o resultado é rejeitado.

Os elementos da matriz alpha são responsáveis pela velocidade de ajustamento do modelo presente nos vetores de correção de erros. Nesta regressão do M1, as variáveis defasadas de SELIC, inflação, M1 e o produto são significativas e são comprovadas pelo

Figura 5 – Vetores de Correção de Erros para M1



Fonte: Oxmetrics

teste T (Tabela 7), em linha com a literatura. Desta forma, é possível afirmar que a variável M1 Granger causa as variáveis macroeconômicas, antecedendo o seu efeito. Pelo quadro, é perceptível que a taxa de juros de um ano defasada não é significativa, sendo uma variável que antecede o efeito na economia.

Tabela 7 – Teste T com 2 Vetores de Cointegração

Alpha	m1	m1	Desvio Padrão	m1	m1	Teste T	m1	m1
m1	0,0596	-0,0697	m1	0,0189	0,0260	m1	3,1503	-2,6807
selic	-0,2694	-0,0189	selic	0,0463	0,0636	selic	-5,8178	-0,2970
igpdi	-0,0120	-0,0441	igpdi	0,0113	0,0155	igpdi	-1,0578	-2,8357
i360	-0,0418	0,0435	i360	0,0658	0,0904	i360	-0,6349	0,4809
pib	0,0075	-0,0251	pib	0,0067	0,0092	pib	1,1139	-2,72526

Fonte: Elaboração Própria

Ao empregar uma restrição da taxa de juros futura no modelo, a afirmação de não significância da variável torna-se mais evidente (não se rejeita a hipótese de que os coeficientes da variável de taxa de juros futura são zeros). Os diversos cenários de restrições das outras variáveis foram testados no modelo e estes foram rejeitados (Tabela 8). Se houver um desequilíbrio na economia, os canais de ajustamentos do modelo são a taxa de juros, inflação e PIB. Ou seja, quando há um efeito indesejado na trajetória do M2, no próximo período, as variáveis corrigem o mesmo no curto prazo para que volte à estabilidade.

Após testar as matrizes separadas, o autor julgou oportuno realizar o teste nas

Tabela 8 – Teste com Restrição na Matriz Alpha

Matriz Alpha	m1	m1	Desvio Padrão	m1	m1
m1	0,0125	0,0046	m1	0,0033	0,0033
selic	-0,0214	-0,0403	selic	0,0074	0,0074
igpdi	0,0040	-0,0045	igpdi	0,0019	0,0019
i360	0,0000	0,0000	i360	0,0000	0,0000
pib	0,0037	-0,00067	pib	0,0012	0,0012

**LR test of restrictions: $\chi^2(2) = 0,66199 [0,7182]$*

Fonte: Elaboração Própria

matrizes em conjunto a fim de averiguar o quadro macroeconômico. O teste não foi rejeitado quando foram impostas as restrições na matriz beta e alpha (Tabela 9). Por meio deste teste, é possível inferir algumas relações macroeconômicas. A elasticidade unitária da moeda não é rejeitada para o M1 assim como para a sua velocidade. Fica evidente que a taxa de juros básica reage negativamente à expansão da moeda, ou seja, quando há um aumento na base monetária, a taxa de juros básica aumenta em resposta a uma maior demanda por moeda.

Tabela 9 – Teste com Restrição na Matriz Alpha e na Matriz Beta

Matriz Beta	m1	m1	Matriz Alpha	m1	m1
m1	1,0000	1,0000	m1	0,3393	-0,2224
selic	-13.914	-21.232	selic	-1,0271	0,6731
igpdi	-1,0000	-1,0000	igpdi	0,0179	-0,0117
i360	14.213	21.687	i360	0,0000	0,0000
pib	-1,0000	0,00000	pib	0,0614	-0,04024

**LR test of restrictions: $\chi^2(4) = 8,7086 [0,0688]$*

Fonte: Elaboração Própria

5.2 MODELO DE REGRESSÃO PARA M2

O modelo para a variável M2 incorporou a taxa de retenção de poupança capturada no site do IPEA e manteve-se o uso de quatro defasagens para melhor adequação dos testes de normalidade e heterocedasticidade das variáveis. Estes testes de especificação são importantes para a veracidade e robustez nos resultados, não gerando viés. A taxa de retenção apresenta um comportamento parecido com as outras taxas de juros: a M2 aumenta a medida que esta taxa declina no tempo. Como citado anteriormente, esta nova variável está condizente com a literatura uma vez que o M2 agrega os depósitos a prazo em sua composição.

Seguindo o mesmo processo do M1, foi realizado o teste de Johansen com as variáveis de taxa de juros, inflação, PIB, taxa de retenção de poupança, taxa de juros futura de um ano e M2, com a finalidade de encontrar alguma relação de cointegração que pudesse dar sentido de longo prazo ao modelo log-linear (Tabela 10). Pelo teste aplicado, há pelo menos um vetor de cointegração, com significância de 5% em ambos os testes, e possivelmente dois vetores com significância de 1% de acordo com o teste do traço. Como este resultado, apresentando dois vetores, está próximo dos 5% (resultado de 4,4%), o autor tomou a decisão de analisar a regressão com um somente vetor de cointegração de longo prazo. O resultado esperado pelo autor, de acordo com a literatura, é que a elasticidade da demanda por moeda seja também unitária.

Tabela 10 – Teste de Johansen para o M2

Posto	Traço	[Prob]	Max	[Prob]	Traço	[T-nm]	Max	[T-nm]
0	112,03	[0,002]**	41,80	[0,000]*	82,16	[0,297]	30,66	[0,396]
1	70,23	[0,044]*	31,91	[0,082]	51,50	[0,574]	23,40	[0,513]
2	38,32	[0,292]	21,24	[0,271]	28,10	[0,808]	15,57	[0,705]
3	17,08	[0,642]	11,33	[0,624]	12,53	[0,909]	8,31	[0,877]
4	5,75	[0,727]	5,68	[0,659]	4,22	[0,880]	4,17	[0,836]
5	0,07	[0,789]	0,07	[0,789]	0,05	[0,819]	0,05	[0,819]

Fonte: Elaboração Própria

Para uma primeira análise, antes de partir para os testes com restrições, é observada a matriz de cointegração provinda do sistema *Oxmetrics* a fim de encontrar algum indício de que os resultados estejam de acordo com a literatura. Apesar do valor do coeficiente de inflação estar baixo, a elasticidade-renda está mais próxima do que o resultado encontrado no modelo do M1 (Tabela 11). Novamente, para que seja comprovada a elasticidade unitária da demanda por moeda, é necessário fazer um teste com restrições e verificar se a mesma é rejeitada ou não pelo modelo.

Tabela 11 – Matriz de Cointegração para o M2

Matriz Beta	m2	selic	igpdi	poupança	i360	pib
m2	1,0000	0,4408	-1,0120	-0,5133	0,2693	-0,1593
selic	-0,8039	1,0000	-0,1545	-0,1318	-0,8615	0,0371
igpdi	-0,2058	-0,5543	1,0000	0,8382	-5,8923	-0,0233
poupança	-0,8435	-0,5027	-0,1061	1,0000	-2,0118	0,1230
i360	2,3093	-0,6023	0,1471	-0,1369	1,0000	0,0447
pib	-1,6832	-0,5248	2,1029	1,3942	15,1230	1,0000

Matriz Alpha	m2	selic	igpdi	poupança	i360	pib
m2	-0,0029	-0,0203	0,0505	-0,0103	0,0001	0,0083
selic	0,0612	-0,4373	0,0937	0,0249	0,0189	-0,0052
igpdi	0,0227	-0,0147	-0,0090	-0,0399	0,0007	0,0021
poupança	0,1622	0,1701	0,2476	0,0335	0,0162	-0,0108
i360	-0,0968	0,1930	0,0640	-0,1143	0,0218	-0,0004
pib	-0,0143	-0,0346	0,0224	-0,0127	-0,0008	-0,0033

Fonte: Elaboração Própria

Ao restringir os coeficientes de M2, inflação e PIB para uma unidade, relaxando as restrições dos outros coeficientes de juros, o teste não rejeitou a hipótese nula a 5% (Tabela 12). Este resultado indica que há alguma evidência na presença de elasticidade unitária para o modelo do M2. Este fator pode estar relacionado ao fato de não ser uma moeda tão ampla na economia como o M1 e assim, seja razoável encontrar a presença de demanda por moeda unitária e uma velocidade constante no tempo.

Tabela 12 – 1 Vetor de Cointegração para o M2

Matriz Beta	m2
m2	1,0000
selic	0,8305
igpdi	-1,0000
poupança	-1,0668
i360	0,3199
pib	-1,0000

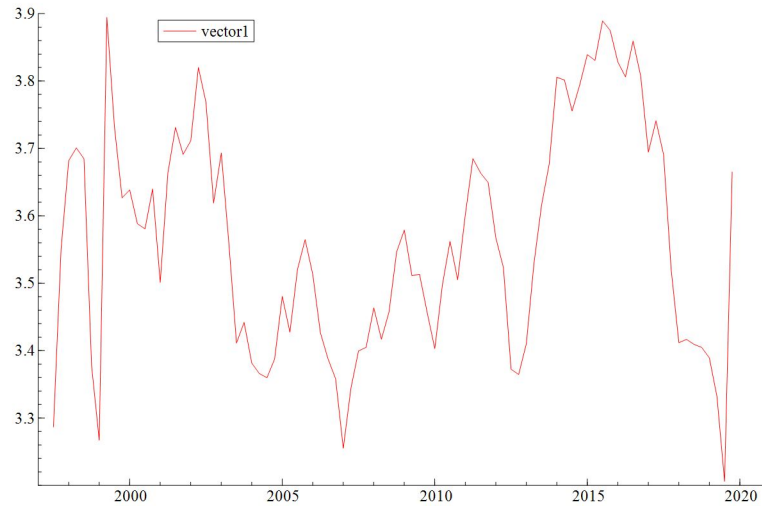
*LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(2) = 5,7931 [0,0552]$

Fonte: Elaboração Própria

Da mesma forma do modelo anterior, é observado o gráfico do vetor no tempo com o intuito de analisar a presença de estacionariedade (figura 6). Diferente do gráfico dos vetores M1, este vetor não apresenta, visualmente, alguma tendência em períodos específicos, dando mais credibilidade ao modelo e a seus resultados visto que o vetor é estacionário. Para o caso de M2, os dados indicam que há evidências de que a elasticidade da demanda por moeda seja unitária. No ano de 2015, se torna evidente que o M2 estava acima do seu potencial, trazendo uma inferência de que o PIB será mais baixo futuramente. O gráfico (figura 6) traz mais embasamento para a discussão de informações presentes na

demanda por moeda em relação às previsões de atividades econômicas (HAFFER; HASLAG; JONES, 2007).

Figura 6 – Vetor de Correção de Erros para M2



Fonte: Oxmetrics

Um segundo teste foi realizado com um vetor de cointegração. A restrição da elasticidade-renda igual a uma unidade foi relaxada para que tivesse uma percepção de qual seria a elasticidade-renda se não unitária. Neste teste, encontrou-se uma elasticidade-renda próxima a 0.77, dando mais embasamento aos resultados extraídos da literatura, ainda que em tempos diferentes (Tabela 13).

Tabela 13 – 1 Vetor de Cointegração para o M2 sem Restrição no PIB

Matriz Beta	m2
m2	1,0000
selic	0,7617
igpdi	-1,0000
poupança	-1,1208
i360	0,5080
piib	-0,7760

LR test of Restrictions: $\chi^2(1)$: 5,6551 [0,0174]

Fonte: Elaboração Própria

A matriz de carga (matriz alpha) representa a matriz de ajustamento do modelo no curto prazo, mostrando uma dinâmica de correção para as relações de equilíbrio no longo prazo das variáveis, Aplicando a estatística de teste T, o modelo encontrou significância para as variáveis de taxa de poupança e de produto interno bruto. Desta forma, não se rejeita a hipótese de que tenha alguma relação de causa Granger para o M2 com as

variáveis citadas anteriormente. Ou seja, que uma alteração no M2 antecede ao Produto e à taxa de poupança (Tabela 14). Estes resultados estão em linha com a literatura uma vez que o Banco Central responde antecipadamente ao PIB potencial do Brasil pelo instrumento de taxa de juros e uma mudança no cenário econômico faz com que os agentes ajustem a sua necessidade de capital.

Tabela 14 – Teste T na Matriz Alpha para o M2

Matriz Alpha	m2	Desvio Padrão	m2	Teste T	m2
m2	-0,0103	m2	0,0190	m2	-0,5421
selic	-0,0261	selic	0,0965	selic	-0,2706
igpdi	0,0348	igpdi	0,0177	igpdi	1,9595
poupança	0,2884	poupança	0,1068	poupança	2,6995
i360	-0,0358	i360	0,1063	i360	-0,3367
pib	-0,0309	pib	0,0111	pib	-2,7871

Fonte: Elaboração Própria

Os sinais também estão condizentes com o esperado uma vez que um choque positivo no M2, gerando um desequilíbrio no curto prazo, gera um PIB maior para a economia e uma taxa de retenção de poupança menor, obrigando os agentes rebalancearem as suas carteiras com ativos mais atrativos, por exemplo ações na Bolsa de Valores (Tabela 15).

Tabela 15 – Restrições na Matriz Alpha para o M2

Matriz Alpha	m2	Desvio Padrão
m2	0,0000	0,0000
selic	0,0000	0,0000
igpdi	0,0000	0,0000
poupança	0,5401	0,1040
i360	0,0000	0,0000
pib	-0,0399	0,0157

*LR test of restrictions: $\chi^2(4) = 8,2205 [0,0838]$

Fonte: Elaboração Própria

Da mesma forma que foram feitas as restrições nas duas matrizes alpha e beta para o M1, também foi utilizado o mesmo método para o M2 a fim de analisar o quadro econômico testado. A hipótese nula de que as restrições são válidas não foi rejeitada, tendo assim o M2 causando a inflação, a taxa de retenção de poupança e o PIB no curto prazo e não podendo rejeitar a presença da elasticidade da demanda por moeda ser unitária (Tabela 16).

Os resultados para o M2 estão em linha com a literatura (HA FER; HASLAG; JONES, 2007) na demonstração desta variável suportar a ideia de que o seu comportamento

Tabela 16 – Restrições na Matriz Alpha e Beta para o M2

Matriz Beta	m2	Matriz Alpha	m2
m2	1,0000	m2	0,0000
selic	0,8523	selic	0,0000
igpdi	-1,0000	igpdi	0,0362
poupança	-1,1523	poupança	0,5401
i360	0,3491	i360	0,0000
pib	-1,0000	pib	-0,0399

**LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(5) = 6,1355 [0,2933]$*

Fonte: Elaboração Própria

é um papel importante e significativo para explicar a atividade econômica e não somente a idiossincrasia da taxa de juros real. Fica evidente a pressão da base monetária do M2 no período de crescimento do país em 2015, acompanhado com uma taxa de juros nominal alta e uma inflação de dois dígitos. Como visto na tabela 16, os canais que são impactados pela movimentação do M2 no curto prazo são a inflação, poupança e pib. O artigo de Hafer (2007) também encontra estas variáveis como significantes para a explicação da variável M2 nos Estados Unidos, sendo esta uma melhor estimativa da atividade econômica do que o M1. Para a taxa de poupança, o presente artigo encontrou um coeficiente de ajustamento de curto prazo próximo de 0,5 e para o PIB, um coeficiente de 0,03.

6 CONCLUSÃO

O presente artigo cumpre o objetivo de evidenciar uma relação econômica para a demanda por moeda em sua forma logarítmica, explicitando os vetores de cointegração pela metodologia de Johansen, tanto para o M1 como para o M2. A estrutura do modelo utilizada está em linha com a literatura brasileira em sua incorporação de um mecanismo de correção de erros para o melhor entendimento das variáveis no longo prazo uma vez que foi comprovada a não estacionariedade das variáveis. A partir desse modelo, foi possível testar algumas restrições na matriz de correção de erros com a finalidade de verificar a veracidade da elasticidade da demanda por moeda ser unitária.

Os resultados realizados pela regressão estiveram próximos ao resultados esperados, reforçando a utilização do modelo para um estudo sobre a demanda por moeda na economia brasileira no período pós Plano Real até final do ano de 2019. Os resultados da regressão do M2 ficaram mais comportados e em linha com a literatura, enquanto que para o M1 tiveram algum ruído de análise. Este efeito pode ser justificado pela amplitude da moeda M1 e como o avanço na tecnologia pode mudar este comportamento ao longo do tempo. O autor do presente artigo encontrou melhores evidências do M2 como um composto econômico que pode ajudar na previsão do comportamento com o produto do país, que segue em linha com o artigo de Hafer (HAFER; HASLAG; JONES, 2007)).

Para próximos trabalhos, seria interessante segregar em diferentes períodos com o intuito de observar resultados mais comportados e em linha com a literatura para o M1, podendo também testar com mais variáveis como, por exemplo, o FTP (*Total Factor Productivity*) que exhibe uma relação tecnológica no crescimento da economia dado o nível de recursos disponíveis. Conforme visto em diversos artigos acadêmicos, a quebra da amostra em períodos menores melhora a resposta do modelo aos resultados esperados. Conforme Lucas (2016), outros testes mais robustos poderiam enaltecer a importância da utilização da demanda por moeda no custo do bem-estar em decorrência da inflação. Além de explorar ainda mais o estudo de previsões para atividades econômicas como Hafer (2007).

REFERÊNCIAS

- BAILEY, M. J. The welfare cost of inflationary finance. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 64, n. 2, p. 93–110, 1956. 20
- BARBOSA, F. d. H. A demanda de moeda no brasil: uma resenha da evidência empírica. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1978. 17
- BAUMOL, W. J. The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach. *The Quarterly Journal of Economics*, JSTOR, p. 545–556, 1952. 15
- BENATI, L. et al. *International evidence on long run money demand*. [S.l.], 2016. 21
- CARDOSO, E. A. Uma equação para a demanda de moeda no brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1980. 16, 18
- CYSNE, R. P.; TURCHICK, D. An ordering of measures of the welfare cost of inflation in economies with interest-bearing deposits. *Macroeconomic Dynamics*, Cambridge University Press, v. 16, n. 5, p. 732–751, 2012. 20
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008. 28
- FRIEDMAN, M. The demand for money: some theoretical and empirical results. *Journal of Political economy*, The University of Chicago Press, v. 67, n. 4, p. 327–351, 1959. 14
- GRANGER, C. W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 424–438, 1969. 25
- HAFER, R. W.; HASLAG, J. H.; JONES, G. On money and output: Is money redundant? *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 54, n. 3, p. 945–954, 2007. 11, 13, 21, 22, 38, 39, 41
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, Wiley Online Library, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990. 11, 19, 23, 24
- JR, R. E. L.; NICOLINI, J. P. On the stability of money demand. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 73, p. 48–65, 2015. 13, 14
- LUCAS, R. E. Inflation and welfare. In: *Monetary Theory as a Basis for Monetary Policy*. [S.l.]: Springer, 2001. p. 96–142. 20
- MCCALLUM, B. T.; GOODFRIEND, M. S. Money: Theoretical analysis of the demand for money. *NBER Working Paper*, Springer, p. 2157, 1987. 15
- MILLER, M. H.; ORR, D. A model of the demand for money by firms. *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 80, n. 3, p. 413–435, 1966. 15
- MOGLIANI, M.; URGÀ, G. On the instability of long-run money demand and the welfare cost of inflation in the united states. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 50, n. 7, p. 1645–1660, 2018. 21

ROSSI, J. W. A demanda por moeda no brasil: o que ocorreu a partir de 1980? Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1988. 18

ROSSI, J. W. *Modelando a Demanda por Moeda no Brasil*. [S.l.]: University of Viçosa, Imprensa Universitaria Viçosa,, Brazil, 1993. 161–173 p. 19

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Rational expectations and the dynamics of hyperinflation. *International Economic Review*, JSTOR, p. 328–350, 1973. 16

SRIRAM, S. S. A survey of recent empirical money demand studies. *IMF Staff Papers*, Springer, v. 47, n. 3, p. 334–365, 2000. 16, 26

TOBIN, J. The interest-elasticity of transactions demand for cash. *The review of Economics and Statistics*, JSTOR, p. 241–247, 1956. 15

TOURINHO, O. A. A demanda por moeda no brasil: 1974/95. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1996. 20