

## A política monetária brasileira nos anos 2000: Uma visão sobre as altas taxas de juros

The brazilian monetary policy on 2000's: An insight on the high interest rates

Heldo Siqueira da Silva Junior<sup>a</sup>

**Resumo:** Mesmo após o Plano Real e a flexibilização cambial a partir de 1999, as taxas de juros brasileiras seguem entre as mais elevadas do mundo. Nem mesmo a adoção do tripé macroeconômico permitiu a diminuição da diferença entre os juros brasileiros e internacionais. Muitos autores atribuem este fato a problemas nos mecanismos de transmissão monetária da economia brasileira. Este trabalho busca mostrar uma visão alternativa a esta, procurando analisar a proporção de moeda corrente (M1) como participação da renda. A manutenção baixa desse indicador exige da autoridade monetária pagar taxas de juros altas para manter esses saldos na forma de reservas remuneradas. Esse poderia ser um dos motivos de o Banco Central brasileiro teria que pagar um prêmio mais alto que os outros para a manutenção de suas reservas. O artigo objetiva propor um modelo de análise estatística e o aplica ao Brasil com dados a partir dos anos 2000 para fazer inferências sobre a política econômica adotada no país. Argumenta-se que os mecanismos de política monetária funcionam adequadamente no Brasil, mas buscam-se resultados que a mesma não pode obter.

**Palavras-chave:** Agregados monetários; Taxas de juros; Oferta monetária; Política monetária.

**Classificação JEL:** E12; E40; E52.

**Abstract:** Even after the Real Plan and the exchange rate easing after 1999, Brazilian interest rates remain among the highest in the world. Not even the adoption of the macroeconomic tripod allowed Brazilian and international interest rates to converge. Many authors impute this fact to problems in the monetary transmission mechanisms of the Brazilian economy. This work seeks to show an alternative view to this one, aiming to analyze the proportion of current currency (M1) as a share of income. Keeping this indicator low implies that the monetary authority pays high interest rates to maintain these balances in the form of remunerated reserves. This could be one of the reasons why the Brazilian Central Bank would have to pay a higher premium than others to maintain its reserves. The article proposes a statistical analysis model and applies it to Brazil with data from the 2000s onwards to make inferences about the economic policy adopted in the country. It is argued that the monetary policy mechanisms work properly in Brazil, but they seek results that it cannot obtain.

**Keywords:** Monetary aggregates; Interest rates; Money supply; Monetary policy.

**JEL Classification:** E12; E40; E52.

---

<sup>a</sup> Economista do Instituto de Defesa Agropecuária e Florestal do Espírito Santo. E-mail: [heldojr@hotmail.com](mailto:heldojr@hotmail.com). ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1720-2269>.

## 1. Introdução

Um dos debates econômicos mais importantes do Brasil é o motivo das taxas de juros reais serem tão altas, quando comparadas com o restante do mundo. Vários autores se debruçaram sobre o tema após a queda drástica dos índices de inflação e a adoção do regime de metas de inflação em 1999.

Bresser-Pereira e Nakano (2002) apontaram para o fato de que a taxa de juros no Brasil passou a cumprir diversas funções. Dessa forma, sua manutenção em patamares elevados poderia ser fruto da necessidade do cumprimento de todas essas atribuições. Essa visão é debatida por Pérsio Arida (2002, 2003), quando argumentava que a autoridade monetária tinha como variáveis a taxa de juros e o câmbio para levar a inflação à trajetória da meta. Essas variáveis determinavam o retorno dos ativos em comparação com os internacionais e, assim, a oferta de divisas. Em uma situação de equilíbrio a autoridade monetária deveria fixar os juros na tentativa de acertar a convergência de câmbio que levava a inflação àquela estabelecida inicialmente. Assim, mecanismos que desviassem a remuneração do equilíbrio relacionado à meta de inflação tenderiam a diminuir o impacto da política monetária, tendo o efeito de obrigar a autoridade monetária a tomar medidas mais cautelosas e tornando, ao mesmo tempo em que fazia com que os investidores exigissem retornos maiores pelos títulos brasileiros.

Analisando sob uma ótica parecida, Bacha (2010) entende que o diferencial de juros no Brasil ainda pode ser atribuído ao passado inflacionário e à incerteza quanto a dívida pública. No teste de modelos alternativos consegue identificar os impactos do diferencial de hiato de produto do Brasil em relação ao restante do mundo e da dívida pública. Em suas estimativas o impacto do hiato de produto<sup>1</sup> no Brasil seria mais elevado quando comparado com os outros países e os frequentes ajustes da correção monetária da dívida também a tornaria menos atrativa para os investidores que passariam a cobrar juros mais altos para financiá-la. Conclui ainda que os mecanismos de indexação criados durante os anos de hiperinflação tornam a economia pouco suscetível à política monetária, obrigando o Banco Central a medidas mais drásticas que em outros países.

Ainda a partir da lógica relacionada de indicar os problemas da transmissão da política monetária no Brasil, Barboza (2015) apresenta elementos para corroborar a hipótese de que os canais de política monetária brasileiros são truncadas. Nesse caso apresenta evidências da correlação entre os créditos direcionados, inflexíveis à política do Banco Central por terem taxas de juros subsidiadas, abaixo da Selic, com a própria taxa básica de juros em sentido positivo. Além disso, vê na participação das Letras Financeiras do Tesouro como proporção da dívida pública como outro elemento de indexação financeira que impede a transmissão da política monetária.

Modenesi e Modenesi (2012) ao apresentarem uma agenda de pesquisa em que, além de indicarem os problemas da transmissão da política monetária, ainda apresentam outras

---

<sup>1</sup> O hiato de produto é a diferença entre o produto observado no curto prazo e o produto potencial, este último dado pela tendência de longo prazo.

interpretações. Para eles, ainda havia uma convenção pró-conservadorismo na política monetária que tomava decisões no sentido de restringir a atividade econômica mais rapidamente do que estimulá-la, tornando a política monetária excessivamente rígida. Apontam ainda para a concepção fiscalista, a partir da qual haveria uma descoordenação entre uma política fiscal expansionista e a necessidade de manutenção do nível de preços. Nesse sentido, haveria a necessidade de fixar a taxa básica de juros em nível elevado para compensar o efeito que os estímulos fiscais teriam sobre os preços. Outro elemento identificado é a incerteza jurisdicional que inviabilizaria a precificação de ativos de longo prazo, impedindo a formação de um mercado de investimento duradouro.

É importante notar um consenso na lógica de explicação, ainda que argumentações e propostas de soluções distintas. Trata-se da ideia de que os problemas na transmissão da política monetária e do arcabouço institucional são os elementos que mantêm as taxas de juros brasileiras acima das internacionais. Oreiro (2006) apontou para o fato de que a política monetária rígida, restringia-se a M1, papel-moeda em poder do público e depósitos à vista. O restante dos agregados monetários mantinha sua trajetória de expansão. Nesse sentido, questionava-se se a política monetária realmente era restritiva.

Esse artigo buscará retomar o tema dos juros altos sob uma lógica diferente. O objetivo é dar um passo atrás em relação ao quase consenso de que a política monetária tem dificuldades por causa dos mecanismos de transmissão. Para tanto, tentará fazer uma reconstrução de uma abordagem monetarista para posteriormente verificar se os mecanismos que propõe se observam na prática. Assim, se montará uma base para fazer a crítica desses elementos, mostrando como outras abordagens entendem os problemas e analisam as situações.

Inicialmente é realizado um debate teórico com as postulações monetaristas e as críticas de outras abordagens. Posteriormente é feito um comparativo entre a trajetória de agregados monetários, renda e resultados na inflação em diversos países. Um modelo teórico derivado do modelo IS-LM é proposto para avaliação a partir de testes econométricos através da técnica dos vetores autorregressivos. O modelo foi escolhido por permitir elaborar os encadeamentos entre as variáveis macroeconômicas e os agregados monetários sem estabelecer a relação de causalidade apriorística e, posteriormente, a partir dos dados, fazer a análise das relações de causa e efeito entre as variáveis. Por fim são feitas considerações baseadas nos resultados identificados.

## **2. Moeda e crédito em economias capitalistas**

A partir dos anos 1970 a administração da política monetária tornou-se o principal elemento da gestão macroeconômica. Naquela época se propunha como lógica de controle das quantidades dos agregados monetários nominais. A disponibilidade dos mesmos determinaria as variáveis reais como taxa de juros real e, conseqüentemente, emprego, salários, lucros e preços. O objetivo da autoridade monetária era simplesmente evitar que a moeda fosse fonte de distúrbios econômicos (FRIEDMAN, 1968).

Nos anos que se seguiram, outros autores trataram de aprimorar o debate da administração monetária. Para Poole (1970), mesmo que não fosse possível gerenciar a taxa de juros real, é possível fixar a taxa de juros nominal e, através desta, influenciar a trajetória da economia. Isso porque os agentes seriam mais sensíveis aos juros do que aos agregados monetários. Em sua crítica aos monetaristas, Lucas (1976) identificou que os agentes se adaptariam à lógica de administração monetária, se adiantando aos movimentos da autoridade, tornando assim a gestão dos agregados inócua em termos reais.

Goldfeld (1976) identificou que a estimativa da demanda por moeda em sentido restrito, chamado de M1, não apresentava a regularidade que supunham os monetaristas. Em seu estudo, identificou que o nível de moeda demandada se modificava, ainda que gradualmente. Assim, precisava-se da construção de uma função com níveis e respostas diferentes daquelas propostas.

Em termos modernos, a síntese da administração monetária data da regra estabelecida por John Taylor (1993). Abandonou-se a ideia de que a autoridade monetária deveria concentrar-se na administração dos agregados monetários. O autor propôs a formalização de uma função de reação para a autoridade monetária que fixava a taxa de juros nominal a partir do desvio da inflação baseada em uma meta estabelecida, da trajetória de expansão da renda e da variação do câmbio. Quaisquer desvios dos parâmetros seriam respondidos pela autoridade monetária com movimentos nos juros nominais em sentido a trazer de volta o indicador de volta à trajetória. Ou seja, “A equação da regra política [...] possui a característica de que a taxa de fundos federais aumenta se a inflação subir acima da meta de 2% ou se o PIB real subir acima da tendência do PIB (TAYLOR, 1993, p. 202)”<sup>2</sup>.

A visão alternativa à lógica de estimação de funções de demanda por moeda ou mesmo de reação da atividade monetária reside na teoria keynesiana. Por essa lógica, a velocidade de circulação de moeda “[...] media a frequência média com a qual uma moeda (ou nota bancária) mudava de mãos, e indicava a ‘eficiência’ da moeda corrente para transações de negócios”<sup>3</sup> (KEYNES, 1939, p. 20). Entretanto,

[...] a velocidade-renda da moeda mede simplesmente a proporção de renda que o público deseja conservar em forma de moeda, de tal modo que um aumento na velocidade-renda da moeda pode ser sintoma de uma redução na preferência pela liquidez. Todavia, não é a mesma coisa, uma vez que é em relação ao seu enfoque acumulado de poupança invés de em relação à sua renda que o indivíduo pode exercer sua escolha entre liquidez e iliquidez. (KEYNES, 1996, p. 197)<sup>4</sup>

---

<sup>2</sup> O trecho se refere à perseguição de uma meta de 2% ao ano por parte da Reserva Federal americana. *The policy rule [...] has the feature that the federal funds rate rises if inflation increases above a target of 2 percent or if real GDP are on target.*

<sup>3</sup> No original moeda como nota bancária é descrita como coin e moeda corrente currency.

<sup>4</sup> Em uma analogia o autor afirma que “É como se ele dividisse as milhas-passageiro como as milhas percorridas em uma hora por passageiros em bondes pelo número agregado de passageiros em bondes e trens e chamasse os resultados de ‘velocidade’.” *It is as though he were to divide the passenger-miles travelled in an hour by*

A ideia de que o multiplicador da moeda representa a quantidade de vezes que a mesma troca de mãos é mais uma concepção teórica do que uma variável observável. Randall Wray (2019) retorna à natureza do crédito salientada por Schumpeter (1997) no que caracteriza como teoria do dinheiro a crédito (*credit theory of money*). Para este último, o crédito destinado à aquisição de mercadorias através da quitação de débitos não possui a capacidade de se multiplicar. Dado o fluxo circular da renda, caso um banco emprestasse recurso somente através arbitragem entre os juros do tomador e do emprestador, estaria, em verdade, drenando recurso que seria utilizado para a aquisição de uma mercadoria para reaplicá-lo a uma taxa de juros para a aquisição de outra. Esse movimento não permitiria nenhuma expansão da oferta de moeda que justificasse ampliação de sua velocidade, pois a mesma deveria ter sido suprimida de uma atividade para financiar outra a juros. O crédito que permite a expansão da renda é o que financia a atividade produtiva.

Nesse sentido, a expansão da produção não depende de riqueza anterior, mas de expectativa de ganho futuro somada a taxa de juros. Na prática, os bancos concedem um volume muito maior de crédito a título de empréstimos que o volume de depósitos de seus clientes. Assim, em um sistema econômico moderno, o processo de multiplicação ocorre como saldo líquido da expansão dos balanços monetários dos bancos através dos mecanismos de receita e despesa na concessão de crédito.

Na prática a sanção dos financiamentos reside na garantia de que em algum momento no futuro o empreendimento creditado obterá recursos para quitar e os juros dele decorrente a preços futuros. Nesse caso, o limite para a expansão do crédito por parte dos bancos seria a expectativa de aquisição de mercadorias a título de investimento por parte dos tomadores que, caso não fossem bem sucedidos, as retornariam ao banco na forma da execução da caução. Isso implica que, de qualquer maneira, uma parte do crédito é necessariamente sancionada por mercadorias. Mesmo assim, no caso do devedor quebrar, a diferença entre o valor do empréstimo e as garantias retornadas à instituição bancária não permaneceria como poder de compra, tornando-se apenas uma dívida do tomador, sem a capacidade de adquirir mercadorias adicionais ou pressionar os preços. Ao contrário, essa dívida poderá gerar uma pressão deflacionária na medida em que o tomador de crédito necessitar deixar de consumir ou abrir mão de riqueza para quitá-la<sup>5</sup>. Em relação ao banco, caso percebesse uma incerteza adicional quanto ao retorno de novos créditos, aumentaria os juros, exigiria garantias adicionais ou simplesmente não ofereceria. O tomador, por seu turno, na hipótese de ter sua expectativa de vendas frustradas e, assim, um descasamento entre o saldo de

---

*passangers in trams by the aggregate number of passangers in trams and trains and to call the result a 'velocity'.* (KEYNES, 1939, p. 25)

<sup>5</sup> É possível que haja pressões inflacionárias caso os empréstimos sejam garantidos por outros títulos financeiros para emissão de novos títulos financeiros. Nesse caso, poderia haver uma valorização dos preços desses títulos lastreada em seus próprios preços. Esse movimento não seria captado inicialmente pelos índices de preços ao consumidor que não inclui os preços deste tipo de ativo. Para que pudessem ter influência no mercado de ativos reais deveriam ser anteriormente convertidos em moeda. Esse movimento teria que ser parcimonioso, na medida da expansão da atividade econômica, gerando pressões de preços em mercados específicos. A conversão dos ativos em moeda de maneira generalizada implicaria na perda significativa de seu valor reequilibrando o sistema. Este é o processo de formação e destruição de bolhas financeiras.

receitas e suas obrigações, poderia aumentar os preços para compensar a queda no volume de vendas. Nesse sentido, uma inflação permanente poderia ser fruto de uma revisão das expectativas, mesmo no caso de contração do crédito, ou uma expectativa sobre a aceleração da dinâmica dos preços, mas não de uma expansão do crédito em si. Assim, espera-se uma correlação entre os volumes de agregados monetários e indicadores de quantidade e preço. Mesmo assim, não é razoável supor que exista uma relação de causalidade. Em todos os estudos, "[t]udo o que foi possível comprovar na prática é que no longo prazo duas variáveis nominais tem correlação positiva, o que é mero truísmo." (RESENDE, 2017, p. 69, acréscimo próprio).

Nesse ponto é importante conceituar a diferença entre a base monetária, moeda corrente da economia, utilizada para fazer quitar transações e impostos, e a moeda baseada no crédito. Para que os bancos sejam autorizados a emitir títulos e realizar outras transações, devem adquirir, junto à autoridade monetária o que se chamará de reserva bancária. Essas reservas são encaixes financeiros a partir dos quais bancos comerciais e de investimento podem realizar as operações de débito e crédito que financiam o sistema econômico. Tratam-se de substitutos perfeitos para a moeda corrente no sistema bancário, mas apenas ativos financeiros na economia em geral. Caso não haja alternativas de concessão de crédito rentáveis, os bancos podem mante-las em outras aplicações, sem que haja pressão para aquisição de mercadorias, sem impacto nos preços. A expansão da moeda corrente por outro lado, se dá quando o Banco Central credita moeda na conta do tesouro nacional e este efetivamente gasta (WRAY, 2013).

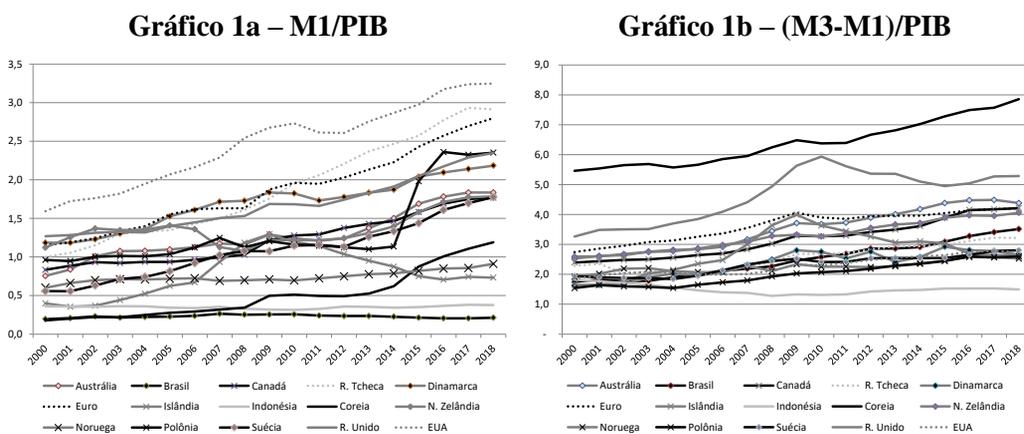
Tendo em vista que os bancos podem empoçar as reservas bancárias e mesmo os títulos não representam decisão de dispêndio imediata, o gerenciamento dos agregados perde função para explicar os movimentos econômicos. A abordagem de Wray (2007) aponta para essa questão, indicando que a autoridade monetária tem uma variável como instrumento que é a taxa de juros de curto prazo. Nesse sentido, os movimentos dos agregados monetários espelham as decisões sobre essa variável com diversos desdobramentos econômicos. É possível que o gasto público tenha efeitos sobre as taxas de juros cobradas, mas para que o crescimento da base de moeda tenha efeitos econômicos é necessário que o mesmo esteja vinculado a algum dispêndio autônomo.

Mankiw (2020) coloca-se cético em relação à possibilidade de expansão monetária, via gasto público, sem efeitos inflacionários. Mesmo que preocupado com os efeitos inflacionários que uma expansão efetivamente venha a ter, o autor percebeu uma lógica importante. Na medida em que haja expansão econômica, de alguma maneira os recursos resultantes da ampliação da renda chegarão às reservas bancárias, devendo ser remunerados a juros, nesse sentido, o autor argumenta que essa alternativa pressionaria os juros para cima. Nesse sentido, avaliar a relação da taxa de juros com o movimento dos agregados monetários e sua influência em outras variáveis econômicas permite identificar qual alternativa corresponde à observada na realidade.

### 3. Agregados monetários e juros pelo mundo

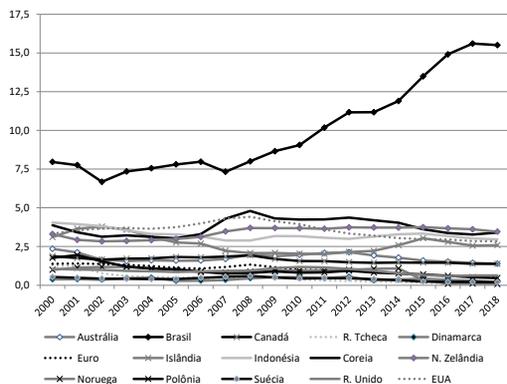
Em uma economia monetária moderna os indicadores de oferta de moeda são padronizados em agregados monetários. Tratam-se dos montantes de estoque de moeda classificados a partir de seu grau de liquidez. Nesse sentido, M1 representa o meio de pagamento mais líquido, somando-se o papel-moeda em poder do público aos depósitos à vista não remunerados. O agregado monetário M3 é o somatório de M1 com M2, no qual são contabilizados os depósitos especiais remunerados, depósitos de poupança e os títulos das instituições depositárias, com os fundos de renda fixa e as operações compromissadas. Tendo em vista que M2 apresenta os depósitos remunerados, títulos das instituições depositárias e os depósitos em poupança e M3 registra as cotas de fundos de renda fixa e operações compromissadas, o indicador (M3-M1) representa o estoque de moeda e títulos que financiam o sistema econômico em complementação à moeda líquida. Ao comparar esse indicador com M1 e com o PIB, podemos perceber a pressão de criação de títulos e outras formas de financiamento que deve ser lastreada pela base monetária. A lógica é que os mecanismos de transação e financiamento econômico desdobram a base monetária M1 em novos títulos que geram os outros agregados até M3 (FMI, 2009). Assim, um ponto de partida para a avaliação da política monetária brasileira é a comparação com outros países desses indicadores.

**Gráfico 1 – Comparações de agregados monetários, juros e renda de países escolhidos<sup>6</sup>**

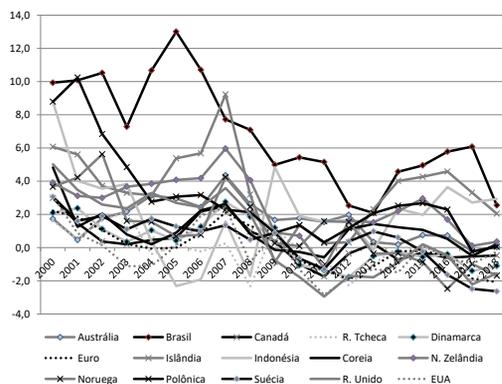


<sup>6</sup> Os dados de agregados monetários representam o estoque do agregado, enquanto o PIB apresenta a renda do trimestre no fim de cada período em valores médios anuais. Foram utilizados os dados de todos os países que continham todas as informações na base da OCDE. Os dados encontrados não permitem a comparação com países emergentes, pois não havia dados de todas as variáveis dos mesmos.

**Gráfico 1c – (M3-M1)/M1**



**Gráfico 1d – Juro real**

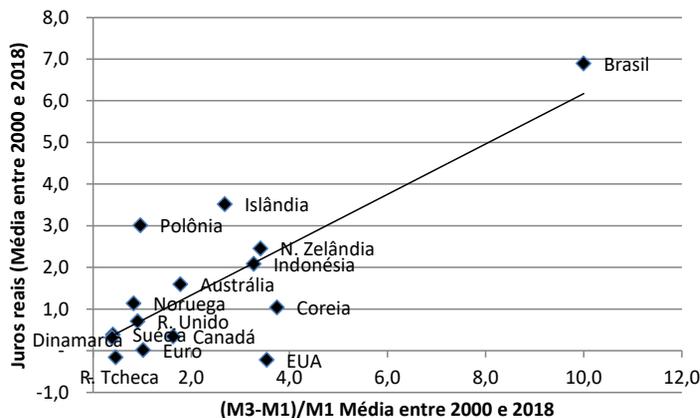


Fonte: OCDE, 2020.

Com relação aos juros reais, é importante salientar que a média no ano 2000 era de 4,5%, chegando à média negativa de 0,17% em 2018, em uma clara trajetória de queda em níveis mundiais. Tendo em vista a liberdade de capitais e os movimentos de arbitragem com taxas de juros, assume-se que essa trajetória é equivalente para todos os países. Os quadros 1a a 1d comparam os agregados monetários com o PIB. Em comparação com o restante dos países, é possível perceber que o indicador de proporção entre M1 e PIB do Brasil é o mais baixo da série com média de 0,23. Excluindo o Brasil, a média entre os países escolhidos é de 1,30. Além disso, enquanto o desvio-padrão brasileiro é de aproximadamente 0,02, na média do restante do mundo é de 0,34. Ou seja, a base monetária brasileira apresentou-se no período como uma proporção fixa, comparativamente baixa, do restante dos países.

Em relação ao indicador (M3-M1), a média da proporção em relação ao PIB brasileira no período estudado foi de 2,49, enquanto nos outros países foi de 3,05. Ou seja, enquanto a (M1/PIB) pelo mundo é 5,71 vezes maior que no Brasil, a proporção de [(M3-M1)/PIB] é apenas 1,23 maior. Além disso, o desvio padrão brasileiro para este último indicador é de 2,98, enquanto na média o restante do mundo é de 0,32.

Uma interpretação para esses indicadores é que a trajetória dos agregados monetários no Brasil é diferente do resto do mundo. Enquanto a proporcionalidade brasileira relaciona M1 como uma função mais estável da renda, o restante do mundo tem como proporção estável a relação entre (M3-M1)/(M1). Assim, a relação [(M3-M1)/M1] brasileira, 10,00 é, em média, 5,59 vezes a do restante do mundo, que equivale a 1,79. A questão se faz importante porque esse indicador parece correlacionado com os juros reais.

**Gráfico 2 – Média dos juros reais e indicador (M3-M1)/M1**

Fonte: OCDE, 2020.

A dispersão da média dos valores mostra que essa a proporção entre (M3-M1)/M1 está correlacionada com as taxas de juros. Os valores do quadro 2 chegam a um indicador de correlação de 0,787. Nesse sentido é possível identificar uma correlação, ainda que moderada nos valores. Isso não implica em uma relação de causalidade entre as variáveis, mas indica que estudar a relação entre a oferta monetária e a renda pode permitir explicar as taxas de juros no Brasil. Esgotando a comparação da política monetária brasileira em relação ao restante do mundo, cabe avaliar os resultados relacionados à inflação.

**Tabela 1 – Média da inflação anualizada trimestral entre 2000 e 2018**

País	Inflação média	País	Inflação média
<b>Austrália</b>	2,70	<b>Coreia</b>	2,53
<b>Brasil</b>	6,50	<b>N. Zelândia</b>	2,16
<b>Canadá</b>	1,93	<b>Noruega</b>	2,09
<b>Rep. Tcheca</b>	2,21	<b>Polônia</b>	2,56
<b>Dinamarca</b>	1,71	<b>Suécia</b>	1,27
<b>Euro</b>	1,78	<b>R. Unido</b>	2,01
<b>Islândia</b>	4,78	<b>Estados Unidos</b>	2,19
<b>Indonésia</b>	6,81		

Fonte: OCDE, 2020.

<sup>7</sup> Utilizando-se o indicador de correlação de Pearson  $r = \frac{\sum(x-\bar{x})(y-\bar{y})}{\sqrt{\sum(x-\bar{x})^2 \sum(y-\bar{y})^2}}$ , de maneira que  $-1 < r < 1$  (cf. PINDYCK e RUBINFELD, 2004).

Como se observa, nos 18 anos estudados, o único país que apresenta inflação média acima da Brasileira é a Indonésia. Por coincidência também se trata do segundo país que apresenta a segunda menor relação entre M1/PIB, em 0,35 por média. Ou seja, os dois países que apresentam a maior restrição monetária são aqueles nos quais os índices de inflação apresentam os resultados mais elevados.

#### 4. Proposta de análise empírica

A análise que se propõe no artigo é avaliar a trajetória dos agregados monetários e sua influência nas principais variáveis macroeconômicas. Buscou-se utilizar tanto variáveis que a literatura tradicional rotula como reais, quanto as tratadas como nominais. Entretanto, o estudo visa analisar a interação entre elas sem que haja a postulação de preponderância de relação entre as mesmas<sup>8</sup>. O objetivo é estudar as relações de causalidade a partir da própria relação que estabelecem e posteriormente fazer a análise teórica. Nesse sentido foi escolhida a análise estatística baseada em vetores autorregressivos.

O modelo teórico proposto baseia-se nas funções tradicionais para tentar identificar quais relações podem ser observadas e quais deveriam ser revistas. A primeira identificação a ser realizada é aquela baseada entre o PIB e a renda real.

$$PIB_t = C_t + I_{0_t} - I_{1_t}(i_t) + G_t + \bar{X}_t, \quad (1)$$

Onde:

$PIB_t = Renda$

$C_t = Consumo$

$I_t^9 = I_{0_t} - I_{1_t}(i_t) = Investimento\ baseado\ nos\ juros\ nominal$

$G_t = Gasto\ público$

$\bar{X}_t = Exportações\ líquidas$

A partir de rearranjos e assumindo  $C + I_0 + G + \bar{X} = \emptyset(PIB)^{10}$  é possível identificar a equação (2).

<sup>8</sup> Essa hipótese implica que não há determinação de que variáveis nominais sejam determinadas por variáveis reais e vice-versa, uma vez que haverá o estudo exatamente da relação de determinação.

<sup>9</sup> Na análise, o investimento total "I" é determinado pelo investimento autônomo "I<sub>0</sub>" descontado o investimento que é reprimido pelos juros, "I<sub>1</sub>(i)".

<sup>10</sup> Essa hipótese é o equivalente à assumir que todos os gastos independentes da parte do investimento que não é determinado pela taxa de juros é autônomo como uma proporção constante do PIB. A equação (1) é uma interpretação da função de demanda agregada comum no estilo IS.

$$i_t = \frac{\phi-1}{I_{1t}}(PIB_t), \quad (2)$$

Tendo em vista que  $C + I_0 + G + \bar{X}$  é o PIB descontada a parte do investimento que é reprimido pelos juros,  $1 > (\phi - 1) > 0$ , de maneira que a relação entre os juros nominais e o PIB é negativa. Para identificarmos a relação entre os juros reais  $r$  e o PIB é necessário descontar a inflação ( $\pi_{t-1}$ ) no passado dos juros nominais, de maneira que  $r = i - \Delta\pi_t$ . Um elemento dinâmico pode ser incluído especificando os juros reais de um tempo  $t$  no passado como o próprio determinante da variável. Além disso, assumindo  $\beta = \frac{\phi-1}{I_{1t}}$ . tem-se a relação descrita em (3).

$$r_t = \beta(PIB_t) + \pi_{t-1} + r_{t-1}, \quad (3)$$

Ou seja, os juros reais em determinado período de tempo estão relacionados com o PIB através do parâmetro  $\beta$  diretamente com a inflação, identificada em (3) como a variação dos preços, além de sua trajetória no passado. Por outro lado, é possível escrever a relação entre a dinâmica de preços, o PIB11 e a oferta de moeda.

$$\pi_t = \Delta M_t + \Delta Títulos_t - \Delta PIB_t + \pi_{t-1}, \quad (4)^{12}$$

Na versão da equação da teoria quantitativa da moeda descrita por (4), a inflação é função da expansão da base monetária e a variação de crédito e outros títulos financeiros, descontada a variação do PIB e a variação de preços no passado<sup>13</sup>. Nesta descrição, a inflação pode ser acompanhada<sup>14</sup> por uma expansão da base monetária ou da oferta de títulos de crédito que não seja justificada pela ampliação da renda. Mais que isso, ao trazer a inércia do período anterior, inclui-se uma dinâmica no modelo. Reescrevendo (4) e inserindo sua versão defasada, tem-se a equação (5).

$$\pi_{t-1} = \Delta M_{t-1} - \Delta Títulos_{t-1} - \Delta PIB_{t-1} + (\pi_t - \pi_{t-2}), \quad (5)$$

<sup>11</sup> Para simplificar a modelagem a influência do câmbio sobre a inflação e a dinâmica da renda foi excluída do modelo. Nesse sentido, há a hipótese de que a dinâmica de comércio exterior é definida pela função  $C + I_0 + G + \bar{X} = \phi(PIB)$  e a trajetória da inflação doméstica é idêntica à internacional.

<sup>12</sup> A equação (4) é uma interpretação da equação quantitativa da moeda a partir da qual as variações de base monetária, denotada por  $M$  e de seu multiplicador, caracterizado por títulos de crédito ou outros meios de pagamento, que não acompanhem a variação da renda (PIB) geram inflação.

<sup>13</sup> Essa versão assume a hipótese discutida por Greenwald e Stiglitz de que a moeda pode ser substituída pelos títulos de crédito, sendo que sua velocidade de circulação varia de acordo com o montante desses títulos (STIGLITZ e GREENWALD, 2004). O sinal  $\Delta$  denota as variações.

<sup>14</sup> Não se está querendo descrever aprioristicamente qualquer relação de causalidade entre inflação, base monetária ou emissão de títulos, que será tema do modelo, mas simplesmente estabelecer uma relação entre as variáveis.

A relação estabelecida em (5) trata da lógica de acompanhamento dos agregados monetários em relação ao nível de preços. O objetivo não é estabelecer uma relação de causalidade entre oferta de moeda e expansão da atividade econômica ou mesmo do nível de preços. Além disso, há ciência da complexidade a partir da qual a expansão dos agregados monetários ocorre. Em geral, M1 se expande na medida em que há gasto público ou liberação de depósitos compulsórios, tendo em vista que apenas o Governo pode emitir moeda para gastar. Em relação à oferta de moeda em sentido abrangente, tratam-se de títulos de dívida privados ou empréstimos, além de títulos públicos do sistema Selic. Nesse sentido, também se expandem na medida em que há planejamento de gasto privado, quando o Governo resolve expandir o gasto emitindo títulos públicos ou mesmo quando recompra base monetária para enxugar liquidez da economia. De qualquer maneira, assume-se a hipótese que a trajetória de quaisquer dos agregados monetários estudados é fruto de decisões de gasto e não de aumentos arbitrários.

No sentido descrito em (5), é estabelecida uma dinâmica a partir da qual uma inflação esperada descontada sua trajetória, ajuda a determinar a variação de preços corrente. Assumindo-se que a trajetória de inflação se mantenha, ou seja,  $\pi_t = \pi_{t-1}$ , e substituindo (5) em (3), é possível escrever a equação (6).

$$r_t = [\beta(PIB_t) - \Delta PIB_{t-1}] + \Delta M_{t-1} + \Delta T\acute{itulos}_{t-1} + (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) + r_{t-1}, \quad (6)$$

Adotando  $(r_t - r_{t-1}) = \Delta r_t$ ,  $(\pi_{t-1} - \pi_{t-2}) = \Delta \pi_t$  e  $[\beta(PIB_t) - \Delta PIB_{t-1}] = \Delta(PIB_t)$  podemos rearranjar a equação (6) a partir de métodos algébricos diversos sendo possível chegar às relações entre a renda, oferta monetária e sua velocidade de circulação, dinâmica inflacionária e de juros. Assumindo-se ainda que a dinâmica das variáveis se mantenha, de maneira que  $\Delta r_t = \Delta r_{t-1}$ ,  $\Delta \pi_t = \Delta \pi_{t-1}$ ,  $\Delta(PIB_t) = \Delta(PIB_{t-1})$  e  $\Delta M_t = \Delta M_{t-1}$ ,  $\Delta T\acute{itulos}_t = \Delta T\acute{itulos}_{t-1}$  e incorporando componentes dinâmicos como explicação das variáveis pode-se descrevê-las conforme as equação de (7) a (11).

$$\Delta r_t = \Delta \pi_{t-1} + \Delta(PIB_{t-1}) + \Delta M_{t-1} + \Delta T\acute{itulos}_{t-1} + \Delta r_{t-1} \quad (7)$$

$$\Delta \pi_t = \Delta r_{t-1} - \Delta(PIB_{t-1}) - \Delta M_{t-1} - \Delta T\acute{itulos}_{t-1} + \Delta \pi_{t-1} \quad (8)$$

$$\Delta(PIB_t) = \Delta r_{t-1} - \Delta \pi_{t-1} - \Delta M_{t-1} - \Delta T\acute{itulos}_{t-1} + \Delta(PIB_{t-1}) \quad (9)$$

$$\Delta M_t = \Delta r_{t-1} - \Delta \pi_{t-1} - \Delta(PIB_{t-1}) + \Delta T\acute{itulos}_{t-1} + \Delta M_{t-1} \quad (10)$$

$$\Delta T\acute{itulos}_t = \Delta r_{t-1} - \Delta \pi_{t-1} - \Delta(PIB_{t-1}) + \Delta M_{t-1} + \Delta T\acute{itulos}_{t-1} \quad (11)$$

Em relação à oferta de circulação, supõe-se que sua forma de variar depende de depósitos remunerados e títulos colocados à disposição para empréstimos, ou operações

compromissadas e lastreados na base monetária. A interpretação de M3 descontada a base monetária corresponde à variação dessa velocidade<sup>15</sup>.

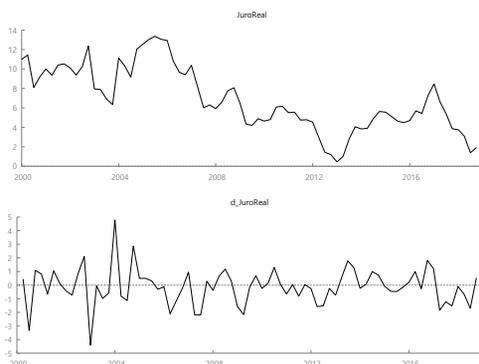
Descritas dessa forma as mudanças nas variáveis representam valores das outras defasadas e sua trajetória. Mais que isso, essa modelagem servirá de base para testes estatísticos relacionados à política monetária.

## 5. Modelagem e estimativas

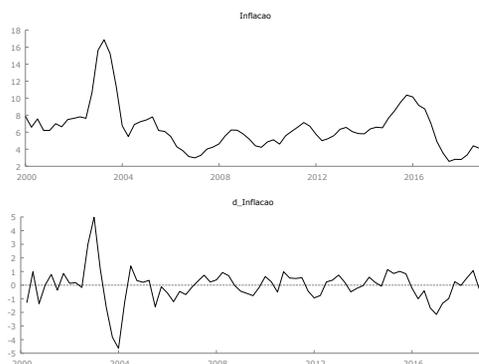
Para a aplicação dos testes estatísticos escolheu-se as amostras que comporiam o modelo como os dados trimestrais das variáveis apresentadas. A amostra de M1 está relacionada a ( $M$ ) e considera-se ( $\Delta Títulos$ ), a diferença entre M3 e M1, serão utilizadas em sua variação percentual anualizada, bem como a renda ( $PIB$ ). Os dados de juro real ( $r$ ) e inflação ( $\pi$ ) serão utilizados em primeira diferença. O quadro 1 mostra a trajetória das variáveis e suas transformações.

**Gráfico 3 – Juro Real, Inflação, M1, M3 e PIB trimestrais e versões estimadas (2000-2018)**

**Gráfico 3a – Juro real(% a. a.) em 12 meses e primeira diferença de juro real (p.p)**

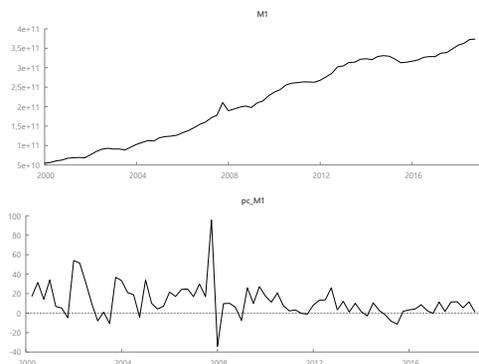


**Gráfico 3b – Inflação trimestral anualizada (% a. a.) e primeira diferença de inflação (p.p.)**

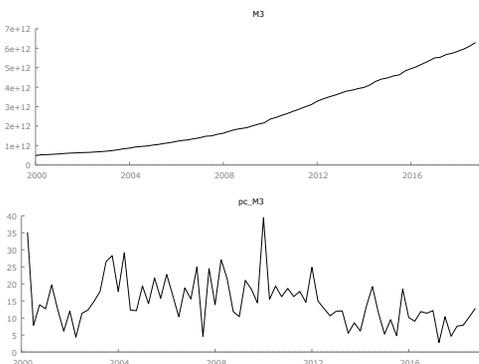


<sup>15</sup> Assume-se nesse ponto que qualquer forma de variação na velocidade de circulação deveria manifestar-se como uma variável real com efeito multiplicador em relação à base monetária, seja 1) na diminuição do estoque de moeda entesourada que retorna ao sistema econômico através da remuneração dos juros, 2) na emissão de títulos por parte das instituições depositárias, ou 3) colocadas à disposição da autoridade monetária através de operações compromissadas.

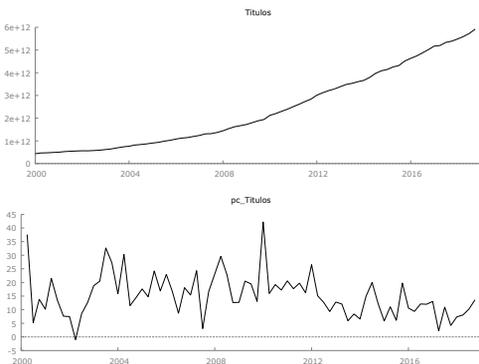
**Gráfico 3c – Oferta monetária como M1 (Milhões R\$) e variação percentual anualizada de M1 (%)**



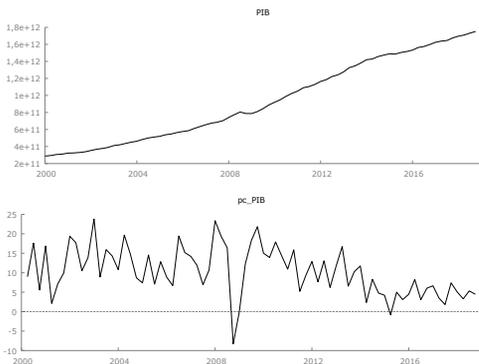
**Gráfico 3c – Oferta monetária como M3 (Milhões R\$) e variação percentual anualizada de M3 (%)**



**Gráfico 3d – Depósitos remunerados e títulos (Milhões R\$) e variação de depósitos remunerados e títulos (%)**



**Gráfico 3e – PIB (Milhões R\$) e variação percentual anualizada de PIB (%)**



Fonte: OCDE, 2020.

A modelagem descrita entre as equações (7) e (11) remete à ideia de que as iterações entre as diversas variáveis formam uma dinâmica interna que permite a explicação de todas ao mesmo tempo. Esse é justamente a lógica de estimação dos vetores autorregressivos (BUENO, 2008).

Antes de proceder as estimativas foram feitos os testes de estacionariedade das amostras. Além disso, foram realizados testes KPSS com ordem de defasagem 1. A tabela 2 mostra os resultados, juntamente com a média e o desvio-padrão.

**Tabela 2 – Amostras, variáveis, estatísticas descritivas e testes de raiz unitária<sup>16</sup>**

Amostra		d_JuroReal	d_Inflacao	pc_M1	pc_Titulos	pc_PIB
		$\Delta r_t$	$\Delta \pi_t$	$\Delta M_t$	$\Delta Titulos_t$	$\Delta(PIB_t)$
<b>Média</b>		-0,121	-0,050	12,025	14,84	10,28
<b>Desvio-Padrão</b>		1,337	1,246	17,314	7,119	6,173
<b>Em nível</b>	Sem constante	0,016	0,000	0,001	0,233	0,379
	Constante sem tendência	0,014	0,003	0,000	0,002	0,359
	Constante e Tendência	0,008	0,017	0,000	0,000	0,042
<b>1ª Diferença</b>	Sem constante	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Constante sem tendência	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Constante e Tendência	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000
<b>Ordem de integração</b>	Sem constante	0	0	0	1	1
	Constante sem tendência	0	0	0	0	1
	Constante e Tendência	0	0	0	0	0
<b>Testes KPSS</b>	Constante	0,844	0,9778	0,000	0,000	0,000
	Tendência	0,833	0,8774	0,003	0,014	0,000
	Sazonal 1	0,243	0,8462	0,445	0,436	0,196
	Sazonal 2	0,024	0,8784	0,657	0,286	0,614
	Sazonal 3	0,048	0,8526	0,425	0,976	0,432

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Foram aplicados testes de Dickey-Fuller aumentado em todas nas variáveis com diversas especificações. As variáveis amostras de juros, inflação e M1 não apresentaram raiz unitária em nenhuma das especificações do teste. A amostra de títulos apresentou raiz unitária em nível sem constante e a amostra de PIB apresentou raiz unitária em nível sem constante e com constante sem tendência. Além disso, quando testados em primeira diferença, foi possível rejeitar a hipótese de raiz unitária para todas as variáveis. Em relação

<sup>16</sup> As amostras possuem 76 observações entre o primeiro trimestre de 2000 e o quarto trimestre de 2018. Com as transformações realizadas obteve-se 75 e com a aplicação de uma defasagem aos modelos foram aproveitadas 74 observações.

aos testes KPSS somente foi possível identificar sazonalidade na amostra de juros reais. Por outro lado, M1, Títulos e PIB apresentaram resultados significativos para constante e tendência, indicando que devem ser incluídos no modelo.

A análise posterior buscou verificar a cointegração dos dados. A ideia é analisar a trajetória de longo prazo das variáveis e também a possibilidade de utilizar um vetor de correção de erros. A tabela 3 apresenta os resultados do teste de Johansen por diversas especificações nas variáveis.

**Tabela 3 - Resumo dos testes de cointegração de Johansen**

Ordem	Indicador	Sem constante		Tendência restringida e constante sem restrições	
		Lmax	Traço corrigido	Lmax	Traço corrigido
0	Estatística	54,662	160,850	56,687	188,070
	p-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000
1	Estatística	43,145	106,180	43,759	131,380
	p-Valor	0,000	0,000	0,001	0,000
2	Estatística	39,411	63,040	39,669	87,624
	p-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000
3	Estatística	21,656	23,628	31,842	47,955
	p-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000
4	Estatística	1,972	1,972	16,112	16,112
	p-Valor	0,187	0,188	0,010	0,010

Fonte: Elaboração própria, 2021.

Analisando a tabela 3, é possível perceber que sem a constante, as variáveis apresentam pelo menos três equações de cointegração. No caso de utilização de constante, há cointegração para todas as ordens. Uma dificuldade dos testes de cointegração é que as especificações diferentes trazem resultados muito diversos. É provável que as variáveis sejam cointegradas, mas com ordens diferentes. Assim, assumiu-se a hipótese de que a ordem de integração do PIB e dos títulos é  $I(1)$  e das demais variáveis é  $I(0)$ .

Tendo em vista o fato de que algumas variáveis não apresentam raiz unitária, o que dispensa a utilização de vetor de correção de erros, além de que as variáveis apresentam ordem de integração diferentes, optou-se por estimar o modelo VAR conforme o

procedimento sugerido por Toda e Yamamoto (1995). O método consiste em definir o número ótimo de defasagens ( $z$ ) e a ordem máxima de integração do sistema ( $e$ ), posteriormente se estima o modelo em nível com um total de  $(z + e)$  defasagens, e finalmente a aplicação do teste de Wald modificado para heterocedasticidade apenas nos parâmetros do número ótimo de defasagens testando a hipótese de não causalidade de Granger. Assim, é possível trabalhar com séries integradas ou cointegradas em ordens diferentes. Também se trata de um modelo mais adequado para amostras pequenas sem que haja perda de informações de longo prazo.

Resolveu-se utilizar as variáveis em primeira defasagem, utilizando como critério de escolha do modelo de Schwarz e Hannan-Quinn. Além disso, com menos defasagens as estimativas contam com mais observações, o que melhora a qualidade das estimativas. Optou-se como ordem de integração máxima do modelo I(1) uma vez que tanto a variável de PIB quanto de títulos apresentaram esta ordem de integração<sup>17</sup>. Assim, entendeu-se que a melhor estimação para o modelo seria VAR(2).

A avaliação posterior buscou identificar a melhor forma de especificação do modelo. Nesse sentido, testou-se quatro especificações: sem constante e sem tendência, com constante e sem tendência, com constante e tendência e com constante, tendência e uma variável dummy de sazonalidade.

Em primeira análise, os resultados dos testes de especificação pelo critério de informação Akaike, critério de informação Bayesiano e Hannan-Quinn apontam para a estimação do modelo sem constante e sem tendência. Entretanto, tendo em vista que tratam-se de variáveis macroeconômicas, há a recorrência de tendência<sup>18</sup>. Além disso, as variáveis de M1, Títulos e PIB apresentaram resultados positivos para constante e tendência nos testes KPSS. Assim, optou-se por estimar o modelo com constante e tendência, sem a inclusão de uma variável dummy para sazonalidade. A equação (12) apresenta a modelagem das equações (7) e (11) e a forma mais abrangente de especificação do modelo. Na versão sem constante e sem tendência, os itens referentes aos vetores  $B_0$  e  $T$  não estão presentes.

$$(X_t) = A^{-1}B_0 + A^{-1}B_1(X_{t-1}) + A^{-1}B_1(X_{t-2}) + A^{-1}B_3T + A^{-1}B_4(\varepsilon_X), \quad (12)$$

$$X_t = \begin{pmatrix} d\_JuroReal_t \\ d\_Inflacao_t \\ pc\_PIB_t \\ pc\_M1_t \\ pc\_Titulos_t \end{pmatrix}$$

<sup>17</sup>Essa hipótese é corroborada por alguns autores que assumem que as séries macroeconômicas geralmente são I(1). A utilização de uma defasagem adicional para este tipo de variáveis se baseia na proposta de Toda e Yamamoto (1995).

<sup>18</sup>Na verdade foi realizada a estimativa do modelo sem tendência e constante, mas algumas relações de resposta ao impulso apresentavam tendência explosiva, de maneira que a estimação não pareceu consistente.

$A$  = matriz de definição de restrições contemporâneas entre as variáveis (4x4)

$B_0$  = vetor de definição das constantes (4x1)

$B_1$  = matriz de parâmetros das variáveis (4x4)

$B_3$  = matriz de parâmetros da variável dummie de tendência (T)(4x4)

$B_4$  = matriz de desvios – padrão (4x4)

$\varepsilon_X$  = vetor de perturbações aleatórias (4x1)

**Tabela 4 – Resultados das estimações do modelo VAR(2)<sup>19</sup>**

Variável	Constante	d_JuroReal (t-1)	d_Inflacao (t-1)	pc_M1 (t-1)	pc_PIB (t-1)	pc_Titulos (t-1)
<b>d_JuroReal</b>	<b>-1,175</b>	-0,089	-0,284	0,000	0,038	-0,028
<b>p-Valor</b>	<b>0,081</b>	0,613	0,379	0,969	0,219	0,146
<b>d_Inflacao</b>	0,401	<b>0,314</b>	<b>0,878</b>	0,004	-0,012	0,003
<b>p-Valor</b>	0,450	<b>0,001</b>	<b>&lt;0,000</b>	0,454	0,541	0,845
<b>pc_M1</b>	<b>30,72</b>	<b>-3,655</b>	<b>-5,517</b>	-0,286	0,524	<b>-0,641</b>
<b>p-Valor</b>	<b>0,013</b>	<b>0,035</b>	<b>0,010</b>	0,110	0,181	<b>0,097</b>
<b>pc_PIB</b>	<b>10,085</b>	0,323	-0,073	0,035	<b>0,193</b>	<b>0,205</b>
<b>p-Valor</b>	<b>0,046</b>	0,638	0,936	0,456	<b>0,064</b>	<b>0,018</b>
<b>pc_Titulos</b>	8,321	<b>1,302</b>	0,983	-0,049	0,270	<b>0,248</b>
<b>p-Valor</b>	0,103	<b>0,049</b>	0,221	0,502	0,194	<b>0,071</b>
Variável	Tempo	d_JuroReal (t-2)	d_Inflacao (t-2)	pc_M1 (t-2)	pc_PIB (t-2)	pc_Titulos (t-2)
<b>d_JuroReal</b>	0,007	-0,046	0,194	-0,001	<b>0,053</b>	0,020
<b>p-Valor</b>	0,460	0,728	0,406	0,883	<b>0,085</b>	0,342
<b>d_Inflacao</b>	0,000	-0,030	<b>-0,398</b>	<b>0,013</b>	0,002	<b>-0,037</b>
<b>p-Valor</b>	0,992	0,671	<b>0,002</b>	<b>0,036</b>	0,906	<b>0,015</b>
<b>pc_M1</b>	<b>-0,334</b>	-1,892	-1,643	-0,052	0,276	-0,068
<b>p-Valor</b>	<b>0,011</b>	0,304	0,486	0,720	0,437	0,843
<b>pc_PIB</b>	<b>-0,087</b>	<b>-1,282</b>	-0,249	0,055	-0,135	-0,085
<b>p-Valor</b>	<b>0,090</b>	<b>0,017</b>	0,769	0,195	0,260	0,519
<b>pc_Titulos</b>	-0,036	<b>-1,497</b>	-0,143	0,029	-0,116	<b>0,207</b>
<b>p-Valor</b>	0,514	<b>0,034</b>	0,883	0,567	0,557	<b>0,041</b>

Fonte: Elaboração própria, pacote econométrico Gretl, 2021.

<sup>19</sup> Foram destacados os testes em que se pode rejeitar a hipótese nula de que os parâmetros são iguais a zero com 10% de significância. A opção pelo modelo com constante e tendência parece ser acertada, tendo em vista que tanto a amostra pc\_PIB, quanto pc\_M1 possuem valores significativos para constante e tempo.

Uma ferramenta de interpretação dos vetores autorregressivos é a relação de Granger causalidade. O princípio da análise é que se uma variável causa outra, suas variações precedem os efeitos na variável explicada. Em termos estatísticos se uma variável explicativa defasada é estatisticamente significativa para explicar outra com defasagem menor, é porque suas variações são causa do termo independente. Mais que isso, caso a relação inversa não seja verdadeira, também respeitando a lógica da defasagem, é porque a relação inversa não ocorre, de maneira que a causalidade é unívoca<sup>20</sup>. O procedimento de Toda e Yamamoto (1995) consiste em incluir as defasagens até a ordem de cointegração no modelo, para retirar os outros efeitos que a mesma variável possa ter no modelo. Assim, garante-se que a relação da primeira defasagem seja consistente. Nesse sentido, se faz a avaliação de causalidade apenas na primeira defasagem.

**Tabela 5 – Relações de causalidade no sentido de Granger com constante e tendência**

Relação de causalidade	p-valor	Relação de causalidade	p-valor
d_JuroReal → d_Inflacao	<b>0,001</b>	d_Inflacao → d_JuroReal	0,379
d_Inflacao → pc_M1	<b>0,010</b>	pc_M1 → d_Inflacao	0,454
d_JuroReal → pc_M1	<b>0,035</b>	pc_M1 → d_JuroReal	0,969
pc_Titulos → pc_PIB	<b>0,018</b>	pc_PIB → pc_Titulos	0,194
d_JuroReal → pc_Titulos	<b>0,049</b>	pc_Titulos → d_JuroReal	0,146
pc_Titulos → pc_M1	<b>0,097</b>	pc_M1 → pc_Titulos	0,502
pc_PIB → pc_M1	0,181	pc_M1 → pc_PIB	0,456
pc_PIB → d_JuroReal	0,219	d_JuroReal → pc_PIB	0,638
d_Inflacao → pc_PIB	0,936	pc_PIB → d_Inflacao	0,541
d_Inflacao → pc_Titulos	0,221	pc_Titulos → d_Inflacao	0,845

Fonte: Elaboração própria, pacote econométrico Gretl, 2021.

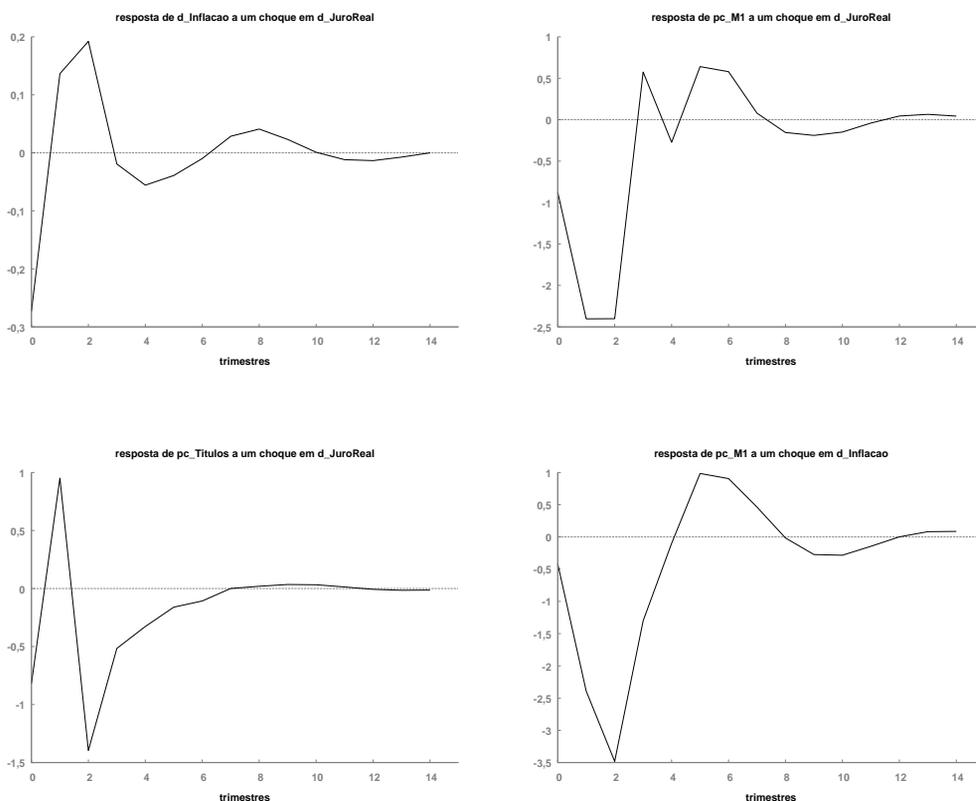
O primeiro elemento que se pode avaliar é que o juro real, apesar de influenciar três das outras variáveis não é determinado por nenhuma delas. Trata-se de uma evidência de que os juros reais são autônomos no modelo. Ou seja, o manejo dos juros reais seria feito pela autoridade monetária, sem que houvesse qualquer tipo de influência das outras variáveis.

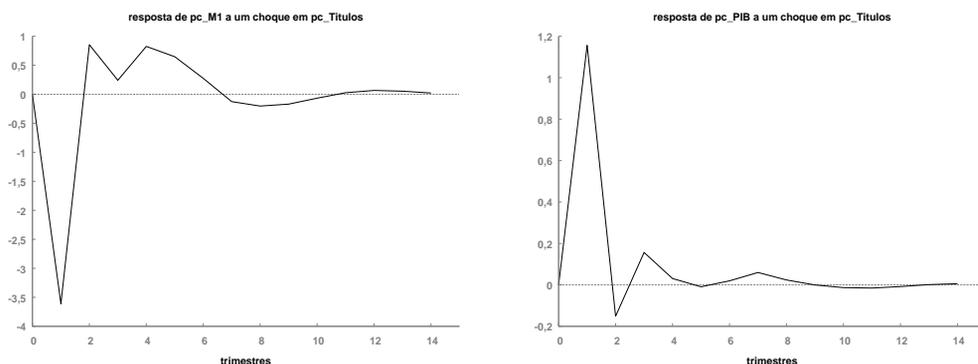
<sup>20</sup> Causalidade no sentido de Granger quer dizer que as modificações em uma variável antecedem a variação de outra. Em alguns casos o sentido não é compatível, por exemplo, quando assume-se a hipótese de expectativas racionais, pois os agentes agiriam antecipando-se às variações. Não se está adotando essa perspectiva. Caso a relação de causalidade no sentido inverso também seja observada as variáveis são consideradas endógenas, sendo impossível determinar a relação de causalidade no sentido de Granger. Entende-se que esse não é a única forma de verificação de causalidade, mas trata-se de um critério objetivo, testável e científico para o que o estudo propõe.

Analisando a renda, observa-se que além de suas próprias defasagens, tem uma relação com a variável de títulos. Nesse sentido, é possível admitir que há relação de causalidade no sentido de granger de títulos em relação ao PIB.

Por outro lado, na estimação, é a inflação que influencia a base monetária em sentido restrito e não o inverso no sentido inverso. A estimativa ainda sugere que a variável influencia a oferta monetária em sentido restrito, mas o inverso não ocorre. Além disso, não foi possível observar que restrições monetárias possam influenciar a inflação ou mesmo renda. Ainda em relação aos preços, somente há influência pelos juros reais. Já os agregados monetários possuem uma interação de maneira que é possível admitir que os títulos influenciam a base em sentido restrito. Nos gráficos 4 e 5 essas relações são analisadas com mais profundidade.

**Gráfico 5 – Resposta ao impulso de variáveis escolhidas modelo com constante e tendência**





Fonte: Elaboração própria, pacote econométrico Gretl, 2021.

Primeiramente observou-se a influência de um desvio-padrão, 1,34 ponto percentual, dos juros reais, que comporta-se de maneira autônoma e tem em sua definição o principal instrumento da autoridade monetária em outras três variáveis. A inflação responde imediatamente de maneira negativa, em 0,25 ponto percentual. Tendo em vista que não é possível observar a influência dos juros na renda, possivelmente esse resultado passe pelo câmbio ou outra variável não definida diretamente no modelo. Além disso, observa-se que a variação dos juros reais diminui imediatamente a trajetória dos estoques de moeda no sentido restrito, em 1,0% e no sentido abrangente em pouco mais de 0,6%. Posteriormente há uma retomada da inflação que no segundo trimestre chega a 0,2 ponto percentual, juntamente com a expansão positiva momentânea da variável de títulos em 1,0 %. O estoque de moeda no sentido restrito acelera sua trajetória de queda chegando perto de 2,0% no segundo trimestre. À partir do terceiro trimestre a inflação passa a oscilar, mas no sentido de se estabilizar em um rumo estacionário. A variável de M1 passa a uma rota de expansão em 0,5%, medida bem menor que a queda, e em relação aos títulos apresenta tendência de logo retornar ao trajeto estacionário. As oscilações da inflação não permitem assumir que o aumento dos juros reais causam uma desaceleração de seu nível. Na verdade há uma retomada do processo e posteriormente uma oscilação antes do retorno a uma dinâmica estacionária. Em relação a M1, as perdas parecem consistentemente maiores que a recuperação, permitindo assumir que o aumento dos juros reais causa uma desaceleração consistente de sua trajetória. Também é possível observar que resultado total no estoque de moeda no sentido abrangente é negativo, de maneira que o resultado do aumento dos juros parece ser uma restrição monetária consistente.

Quando avaliamos o impulso de 1,24 ponto percentual, equivalente a um desvio-padrão, na inflação, observa-se outra restrição na dinâmica de M1. O impacto negativo imediato é de 0,6%, mas chega a -3,5% no terceiro trimestre antes de uma recuperação que chega perto de 1,0% positivo no quinto trimestre, retornando ao movimento estacionário antes de oscilar negativamente mais uma vez. Ou seja, os movimentos na inflação tendem

a diminuir a variação do estoque de moeda no sentido restrito. Trata-se de um efeito esperado, pois os aumentos de preços tendem a fazer perder o poder da moeda e desincentivar os agentes econômicos a mantê-la em espécie ou mesmo em depósitos sem remuneração.

A trajetória da moeda em sentido restrito ainda responde negativamente ao impulso na variável de títulos. A variação de um desvio-padrão, 7,12%, trás uma pequena oscilação negativa imediata que ultrapassa 4,0% no primeiro trimestre. Após isso, há uma aceleração que chega perto de 1,0% no segundo trimestre e retorno à estacionaridade perto do quinto trimestre. Esse fenômeno implica que as variações nos depósitos a prazo e outros títulos são movimentações dos depósitos à vista.

A última resposta que se precisa analisar é da variável títulos em relação à renda. O mesmo impulso de um desvio-padrão gera uma aceleração ligeiramente positiva imediata, chegando a perto de 1,2% no segundo trimestre. Trata-se de um outro resultado consistente, observando-se as características reais do sistema econômico. Tendo em vista que são recursos colocados à disposição do sistema financeiro para investimentos, na forma de depósitos à prazo, além de outros títulos privados, sua ampliação parece indicar um tipo de dinâmica de investimento que estimula a renda como um todo. Além disso, o Governo também financia gastos diretos com a emissão de títulos com efeitos positivos na renda.

De maneira geral, os resultados sugerem que o juro real influencia todas as variáveis à da própria renda. A independência da inflação, indicador entra diretamente no seu cálculo, implica que há uma defesa dos agentes econômicos em relação a sua influência. Uma hipótese seria uma atuação preventiva dos agentes, adiantando o juro real em relação à trajetória dos preços, o que seria mais consistente com a teoria ortodoxa. Entretanto, o mesmo efeito pode ser manifestação do fato de que o juro real é determinado pelo conflito distributivo e, portanto, é de fato autônomo, conforme argumenta a linha pós-keynesiana. Em certa medida ambas as explicações são convergentes, ou seja, os agentes agem preventivamente para manter a renda real na forma de juro. Esses resultados corroboram o argumento de Wray (2007) que a taxa de juros estabelecida pelo Banco Central foi autônoma e os fluxos das outras variáveis se adequaram.

O que os resultados mostraram é que a inflação tem trajetória relativamente independente no modelo. A taxa de juros parece ter influência direta nos preços, entretanto, não por qualquer mecanismo relacionado ao PIB. Além disso, para que o controle de inflação descrito pelos resultados tenha efetividade, é necessária uma expansão contínua do juro real, política que não é factível no longo prazo. A inflação é afetada somente pelo juro real por mecanismos que estão implícitos no modelo, como o câmbio e sua própria inércia que pode ser uma interpretação das hipóteses de Bacha (2010), Arida (2002, 2003) e Barboza (2015) sobre o câmbio e a herança inflacionária.

A manutenção de uma taxa de juros elevada para controle inflacionário significaria o esvaziamento de M1 e conseqüente emissão de títulos. Esse movimento poderia acontecer por três mecanismos: i) juros mais elevados fariam mais agentes quererem manter seus estoques de moeda com depósitos a prazo; ii) a escassez de moeda provocaria a emissão de

títulos mais acentuada pelas empresas para se financiarem; iii) para enxugar a liquidez do sistema, o Banco Central emitiria mais títulos públicos em operações compromissadas.

Os resultados apontam para uma lógica à partir da qual os movimentos dos agregados monetários são apenas ajustes de política econômica à trajetória da taxa de juro real independente. Ou seja, apesar de haver correlação entre a inflação e a expansão dos agregados monetários, os resultados apontam para uma ausência de relação de causalidade da oferta de moeda para com os preços, conforme argumenta Resende (2017). Na verdade, em relação à base monetária em sentido restrito, M1, a inflação diminui sua expansão, possivelmente porque os agentes passam a não querer reter moeda na forma mais líquida. O que parece caracterizar problema na transmissão da política monetária seria o fato de que a influência é observada, mas os parâmetros são baixos, em comparação com os observados em outros países, de maneira que são necessários impulsos muito robustos para que funcionem. O resultado do estudo desestimula este tipo de interpretação, pois as relações que se busca estabelecer simplesmente não se observam. Os juros influenciam os agregados monetários satisfatoriamente, mas não tem condições de controlar os preços por esse mecanismo.

As decisões de investimento que eventualmente estejam por trás da emissão de moeda em sentido abrangente podem ser explicação para algum estímulo na renda, mas, dados os resultados, dificilmente podem explicar a trajetória dos preços. Não se está argumentando que é possível estimular o sistema econômico simplesmente emitindo moeda, mas ao contrário, que a expansão de títulos ocorre, mesmo que haja restrição de juros. Na verdade a restrição parece ser o elemento que torna a medida de  $[M3-M1]/PIB$  e  $[M3-M1]/M1$  no Brasil tão alta, mesmo sem efeitos na inflação. Essa é a hipótese teórica trazida por Mankiw (2020) para a gestão da política monetária, sem que se possa argumentar que seja o motivo pelo qual os juros são elevados.

## 6. Considerações finais

Algumas ressalvas são necessárias antes de fazermos avaliações teóricas sobre os resultados. Não foi feita qualquer modelagem sobre a fonte de estímulos que tenham ocorrido na renda, o câmbio ou sobre a trajetória das contas públicas. Quaisquer que tenham sido esses movimentos, estão circunscritos ao equilíbrio da equação de demanda agregada abarcam o equilíbrio da balança comercial e das decisões de gasto público.

Uma eventual influência direta dos juros reais no câmbio podem intermediar a relação com os preços, representando um elemento para novos estudos. Além disso, as decisões de gasto público interferem diretamente na oferta de moeda, tanto em sentido restrito como abrangente. Uma hipótese é que a base monetária M1 somente pode ser obtida na forma de gasto público em moeda corrente ou estímulo monetário com diminuição dos juros e recompra de títulos públicos. A alternativa a este fato seria as próprias pessoas imprimirem moeda do Estado, o que representa uma ilegalidade. Além disso, para que os agentes que possuem reservas bancárias possam demandar mercadorias reais precisam demandar moeda corrente ou alguma garantia conversível, o que pressiona sua demanda.

Dito isso, os dados corroboram a hipótese de que a inflação não é afetada pela oferta maior ou menor de crédito. Mesmo assim, em resposta aos estímulos de renda, que deveriam expandir a moeda a crédito (M3-M1) e pressionar a demanda por moeda corrente (M1) ao mesmo tempo, são abortados pela autoridade monetária, que passa a aumentar os juros a partir do segundo trimestre após o impulso. Esse movimento recolhe moeda corrente fazendo com a diferença entre a relação de  $[(M3-M1)/(M1)]$  se expanda. Entretanto, a gestão monetária de diversos países permite que ambos os agregados monetários, moeda corrente e títulos de crédito, ampliem-se de maneira simultânea, sem impactos inflacionários mais significativos que os brasileiros. Nesse sentido, é possível que uma revisão na política monetária no sentido de permitir a ampliação de M1 como participação no PIB, desde que se amplie na medida de (M3-M1), permitiria pagar taxas de juros menos elevadas, pois não necessitariam pagar o prêmio por manter M1 em forma de reservas.

## Referências

- ARIDA, P. Múltiplos Equilíbrios. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 87, n. 3, p. 508-517, Julho-Setembro 2002. ISSN /0101-31572002-1363.
- ARIDA, P. Por uma Moeda Plenamente Conversível. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 91, n. 3, p. 151-154, Julho-Setembro 2003.
- BACHA, E. **Além da Triáde: Há como reduzir os juros?** Instituto de Estudos de Política Econômica - Casa das Garças. Rio de Janeiro, p. 22. 2010.
- BARBOZA, R. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 35, n. 1, p. 133-155, janeiro-março 2015.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Uma Estratégia de Desenvolvimento com estabilidade. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 3, p. 533-563, Julho-setembro 2002.
- BUENO, R. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- FRIEDMAN, M. Quantity Theory of Money. In: EATWELL, J.; MIGATE, M.; NEUMAN, P. **The New Palgrave: A dictionary of economics**. Londres: Macmillan, v. 4, 1987. p. 3-20.
- FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. **The American Economic Review**, v. LVIII, n. 1, p. 1-17, Março 1968.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Balance of payments Manual**. FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. [S.l.]. 2009.
- GOLDFELD, S. The Case of the Missing Money. **Brooking Papers on Economic Activity**, Princeton University Press, p. 683-739, Março 1976.

- KEYNES, J. **Teoria geral do emprego do juro e da moeda**. São Paulo: Nova Cultural, 1996.
- KEYNES, J. The Velocities of Circulation. In: KEYNES, J. **A Treatise on Money**. Londres: MacMillan, v. II, 1939. Cap. 24, p. 20-48.
- LUCAS, R. Econometric Policy Evaluation: a critique. **Journal of Monetary Economics**, p. 19-46, Suplementare series 1976.
- LÜTKEPOHL, H. Estimation of Vector Error Correction Models. In: \_\_\_\_\_. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Berlin: Springer, 2005. Cap. 7, p. 269-324.
- MANKIWI, G. A Skeptic's Guide to Modern Monetary Theory. **National Bureau of Economic Research**, Janeiro 2020. 1-9.
- MODENESI, A.; MODENESI, R. Quinze anos de rigidez monetária no Brasil pós-Plano Real: Uma agenda de pesquisa. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 389-411, julho-setembro 2012.
- OREIRO, J. L. O comportamento recente dos agregados monetários no Brasil: a política monetária é realmente contracionista? **Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 4, n. 2, p. 57-60, janeiro-março 2006.
- ORGANIZAÇÃO DE COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO. Base de dados OCDE. **Sítio eletrônico da OCDE**, Abril 2020. Disponível em: <<https://data.oecd.org/>>. Acesso em: Setembro 2020.
- PINDYCK, R.; RUBINFELD, D. **Econometria: Modelos & Previsões**. São Paulo: Campus, 2004.
- POOLE, W. Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 2, p. 197-2116, Maio 1970.
- RESENDE, A. L. **Juros, Moeda e Ordoxia: Teorias monetárias e controvérsias políticas**. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2017.
- SANTOS, G. A. **Finanças funcionais e teoria monetária moderna**. Brasília: Câmara Brasileira do Livro, 2020.
- SCHUMPETER, J. **Teoria do Desenvolvimento Econômico: Uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico**. São Paulo: Nova Cultural, 1997 (1964).
- STIGLITZ, J.; GREENWALD, B. **Rumo a um novo paradigma em economia monetária**. São Paulo: Francis, 2004.
- TAYLOR, J. **Discretion versus policy rules in practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland: [s.n.]. 1993. p. 195-214.

TODA, H.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**. 1995. p. 225-250.

WRAY, R. A Post-Keynesian View of Central Bank Independence, Policy Targets, and the Rules-versus-Discretion Debate. **Levy Economics Institute of Bard College**, Working Paper n° 510, Agosto 2007.

WRAY, R. Alternative paths to modern money theory. **World Economics Association**, Real-world economics review, n° 89, 2019.

WRAY, R. From the State Theory of Money to Modern Money Theory: An alternative to Economic Orthodoxy. **Levy Economics Institute of Bard College**, Working Paper n° 792, Março 2014.

WRAY, R. Modern Money Theory 101: A Reply to Critics. **Levy Economics Institute of Bard College**, Working Paper n° 778, Novembro 2013.