

RESERVAS INTERNACIONAIS E TAXA DE JUROS NO BRASIL ENTRE 1999-2020

Miriã Lima Paiva¹ e Leonardo Bornacki de Mattos²

Resumo: Durante o século XXI a razão reserva/PIB brasileira aumentou significativamente. A literatura aponta que parte desse crescimento foi excessivo e custoso. No entanto, o custo de carregamento das reservas diminuiu devido à grande redução na taxa básica de juros. Considerando a grande faixa de variação dos juros brasileiro entre 1999-2020, é possível que a reserva/PIB se relacione de maneira não-linear com a taxa de juros. Para verificar isso, foram utilizadas análises de estatísticas descritivas, foram estimados modelos de regressão linear e de regressão com *threshold*. O resultado encontrado indicou que a relação entre reserva/PIB e taxa de juros é não-linear.

Palavras-chave: Reservas internacionais, juros, não-linearidade.

Abstract: During the 21st century, the Brazilian reserve/GDP ratio increased significantly. The literature points out that part of this growth was excessive and costly. However, the cost of carrying the reserves decreased due to the large reduction in the basic interest rate. Considering the wide range of variation in Brazilian interest rates between 1999-2020, it is possible that the reserve/GDP is non-linearly related to the interest rate. To verify this, descriptive statistical analyzes were used, linear regression models and threshold regression models were estimated. The result found indicated that the relationship between reserve/GDP and interest rate is non-linear.

Keywords: International reserves, interest rate, non-linearity.

JEL: E43; F36

Área 6: Macroeconomia

¹ Mestranda em Economia – PPGEA/UFV. E-mail: miria.paiva@ufv.com

² Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFV. E-mail: lbmattos@ufv.br

1. INTRODUÇÃO

As reservas internacionais apresentam uma trajetória crescente desde o início do século 21. De acordo com dados do Banco Mundial, a razão Reserva/Produto Interno Bruto cresceu cerca de 290% no mundo entre 1999 e 2018. O aumento se deu, especialmente, nos países emergentes. Acerca dessa elevação, um debate foi instalado na literatura. Por um lado, acredita-se que esse acúmulo é excessivo (AIZENMAN e NANCY, 2003; AIZENMAN e LEE, 2007; AIZENMAN, 2009; DOMINGUEZ, HASHIMOTO e ITO, 2012). Por outro lado, entende-se que ele é benéfico (JEANNE e RANCIÈRE, 2006; JEANNE, 2007; LAAN et al., 2012). A causa da controvérsia se encontra na dificuldade de mensuração das vantagens de se acumular reservas.

Os benefícios associados ao acúmulo de reservas são muitos. Heller (1966) aponta que as reservas são importantes para cobrir possíveis déficits na balança comercial em regiões onde o câmbio é fixo. Já em países que adotam câmbio flutuante, de acordo com Williamson (1977), elas são utilizadas para dar estabilidade nas suas moedas. As reservas, segundo Caramazza *et al.* (2004), possuem, também, a função de evitar o efeito-contágio. Além disso, as reservas podem atenuar o efeito de paradas súbitas, como mostram Jeanne e Rancière (2006), e reduzir o risco-país (BIANCHI, HATCHONDO e MARTINEZ, 2018). Em resumo, as reservas contribuem com a estabilização da economia e previne crises.

Entretanto, existem custos associados ao carregamento das reservas. As reservas colocam os países na posição de credor internacional, apesar de eles possuírem dívidas. Portanto, o custo se encontra na diferença entre juros pago e recebido. Esse custo, chamado de custo de esterilização, compõe o custo de oportunidade. Hauner (2005) aponta que esses custos “quase-fiscais” são significativos na decisão do nível de reservas. Dessa forma, quanto maior a taxa de juros, maior o custo de se manter reservas e, portanto, menor o nível ótimo de reservas (*ceteris paribus*).

A literatura tem buscado formas de calcular o nível ótimo de reservas. Esse esforço foi iniciado no trabalho do Heller (1966), que modelou as reservas ótimas em função das variações na balança de pagamentos, das importações e do diferencial dos juros. A partir dessa modelagem foram criados outros modelos (*e.g.* FRENKEL e JOVANOVIČ, 1981; BEN-BASSAT e GOTTLIEB, 1992; JEANNE e RANCIÈRE, 2006 e 2011). A abordagem de Jeanne e Rancière (2006 e 2011) é direcionada aos países em desenvolvimento.

O destaque dado aos países emergentes é devido ao aumento ocorrido nas reservas na década de 1990, como atestam Aizenman e Lee (2007). Os autores pontuam que essa elevação é resultado da abertura comercial ocorrida e da crise financeira asiática. O movimento de elevação das reservas se manteve nos anos 2010. Por isso, o Fundo Monetário Internacional (FMI, 2014) criou uma métrica para os países em desenvolvimento nomeada “*Assessing Reserve Adequacy*” (ARA), que indica o nível adequado das reservas. Nesse cálculo é levado em conta as exportações, meios de pagamento ampliado, dívida externa de curto prazo e outras obrigações, sendo que o nível adequado da razão reservas/ARA se encontra na faixa de 100% a 150%.

No caso específico do Brasil, apesar da elevação das reservas na década 1990, motivada pelas razões supracitadas, entre 1996 e 1998 as reservas caíram em decorrência da pressão que o real sofria. Na época, por causa do plano real implementado em 1994, a moeda nacional foi lastreada ao dólar. Para manter o câmbio, foi feito uso das reservas e a taxa de juros brasileira se manteve durante quase todo o período (1994-1999) acima dos 20% a.a. Em janeiro de 1999, o regime cambial se tornou insustentável e o real passou a flutuar (ABREU, 2014).

Com a desvalorização do real, o volume das reservas teve queda como mostram Silva e Silva (2004). Porém, entre 2002 e 2004 as reservas apresentaram um aumento significativo que resultou em reservas acima do nível ótimo estimado pelos pesquisadores. No entanto, vale ressaltar que, apesar de ter havido aumento em nível, de acordo com dados do banco mundial, a razão reservas/PIB do Brasil diminuiu de 2002 a 2004.

Cavalcanti e Vonbun (2008) também investigaram se as reservas estão dentro do nível ótimo. A análise foi realizada para os anos 1999-2007. Nesse período, o país quitou a dívida com o FMI e experimentou o *boom* nos preços das *commodities* o que propiciou o aumento das reservas ocorrido entre 2005 e 2007. A partir de variações do modelo de Ben-Bassat e Gottlieb (1992), para os vários cenários simulados, os autores encontraram que em 2007 as reservas estavam acima do ótimo.

Pela abordagem de Jeanne e Ranciére (2006), Laan et al. (2012) avaliaram as reservas entre 1995-2008 e apontaram excesso de reservas a partir de 2008. Eles também demonstraram através do modelo de correção de erros vetorial (VEC), a existência de pouco suporte à relação negativa entre acúmulo de reservas e risco soberano. Uma possível justificativa para isso é que a taxa básica de juros brasileira, apesar de ter se reduzido em relação aos anos 1990, esteve acima dos 10% a.a. durante quase toda década de 2000. Portanto, pode ser que os benefícios marginais tenham se reduzido numa velocidade maior que o custo marginal.

O relacionamento econômico entre duas variáveis pode ser não-linear. Nesse caso, quando o preço (os juros) de um bem (as reservas) está muito baixo, o seu impacto na quantidade demandada é diferente daquele de quando o preço está em um patamar intermediário. O mesmo pode ocorrer quando os juros estão elevados. Dessa forma, é possível que o impacto dos juros no nível ótimo de reservas varie entre zonas de patamares dos juros.

Portanto, uma possível explicação para o pouco suporte da relação entre reservas e risco soberano é que o relacionamento entre as variáveis pode ser não-linear, ao contrário do que supuseram Laan et al. (2012). Isso pois, Delatte e Fouquau (2011) e Wu e Lee (2018), por exemplo, encontraram relação não-linear na demanda por reservas dos países emergentes. Igualmente, Ajibola *et al.* (2015) examinaram a demanda por reservas da Nigéria. Eles compararam o VEC tradicional com VEC com *threshold* e concluíram que o último é mais adequado.

Em um exercício semelhante ao de Laan et al. (2012), Pelisser et al. (2018) avaliaram que as reservas brasileiras se encontraram excessivas entre 2011-2016 e abaixo do nível ótimo entre 1995 e 2010. Os autores ponderam que esse resultado pode ser fruto de uma calibragem muito conservadora, mas, talvez a causa não seja essa. Dominguez et al. (2012) examinaram nos anos 2000-2011 a relação entre estoque de reservas e recuperação do crescimento econômico após a crise financeira global de 2008 em grupo de países. Eles encontraram que países com maior acúmulo de reservas tiveram recuperação econômica mais rápida.

Outro trabalho que avalia as reservas internacionais do Brasil foi o do Instituto Fiscal Independente (IFI, 2017). Nesse estudo, foi relatado que houve um aumento expressivo entre 2006-2012 e se manteve estável, desde então. No final de 2005, elas eram US\$53,8 bilhões, e em 2012, US\$373,1 bilhões. O crescimento foi de quase 600%. Todavia, naquele período, o custo líquido de carregamento das reservas esteve abaixo de 1,5% do PIB. Nos anos posteriores, esse custo se elevou. De 1,5% do PIB, em 2014, passou para 2,9% do PIB em 2016. Esse aumento pode ser explicado (i) pela elevação na taxa Selic (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia) que de 9,90% a.a., no início de 2014, foi para 14,15% a.a., no princípio de 2016, segundo dados do Banco Central do Brasil (Bacen); e (ii) pelo fato das reservas terem oscilado pouco enquanto o PIB teve queda de 6,7% entre 2014-2016, conforme dados do Banco Mundial.

Contudo, desde 2016, o Bacen vem reduzindo a taxa Selic. Em agosto de 2020 a taxa básica de juros chegou a 2% a.a., a menor taxa já experimentada no Brasil. Além disso, a taxa de câmbio R\$/US\$ atingiu em maio de 2020 o valor de 5,90, máxima histórica desde que o real foi instituído. Assim, o custo líquido de carregamento chegou a 1,28% do PIB em 2019 (IFI, 2019). Essas mudanças tendem a impactar no nível ótimo de reservas de forma que as reservas observadas podem estar dentro do patamar ótimo. Isso pois, de um lado, o rendimento em moeda nacional das reservas vem crescendo devido à forte desvalorização do real, do outro lado, o custo de carregamento caiu consideravelmente.

Outra razão que contribui com a ideia de que as reservas não estão acima do ótimo é o crescimento de 81% do Risco-Brasil entre o final do quarto trimestre de 2019 e o primeiro trimestre de 2020, segundo

dados do J.P. Morgan. Ademais, conforme informações de Ahir, Bloom e Furceri (2018), o índice de incerteza mundial cresceu quase 70% do terceiro trimestre de 2019 para o primeiro trimestre de 2020. Esse aumento parece ser, principalmente, consequência da pandemia do Covid-19 no início de 2020, uma vez que, ainda de acordo com Ahir, Bloom e Furceri (2018), o índice mundial de incerteza pandêmica cresceu 119% naquele mesmo período.

A presença desse vírus de fácil contágio tem repercutido negativamente na atividade econômica e agravado os problemas sociais. O relatório Focus de 12 de junho de 2020 mostra que a expectativa do mercado é que o PIB caia 6,51% no Brasil. A Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal) e da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO) estima que 83,4 milhões de pessoas entrarão na extrema pobreza na América Latina e no Caribe até o final de 2020.

Políticas têm sido desenhadas em resposta a esse problema. Segundo o Diário Oficial da União, portaria Nº 351, de 7 de abril de 2020, o governo federal elaborou um programa de auxílio emergencial para a população onde a pessoa aprovada para receber a ajuda recebe o valor de R\$1800 dividido em três parcela. Outra ação da união foi assistir os estados e municípios transferindo R\$60,15 milhões em quatro parcelas³.

A necessidade desses repasses somados a situação fiscal ruim preexistente (FMI, 2019) aumenta a dificuldade de se equacionar os problemas e a busca por alternativas é ampliada. Diante disso, é levantada a hipótese do uso das reservas como uma possível solução. Porém, vale ressaltar que, o FMI (2019) considerou o nível de reservas do Brasil adequadas, apesar da razão reservas/ARA em 2019 ter sido de 158, devido a necessidade de cobrir um conjunto amplo de riscos.

Este trabalho investigou empiricamente a relação entre reservas internacionais e taxa de juros entre os anos 1999-2020. Utilizando dados da economia brasileira foi testada a hipótese de não-linearidade entre as variáveis de interesse. A confirmação dessa hipótese possui importantes implicações para política economia. Por exemplo, a não-linearidade entre reservas internacionais e taxa de juros pode produzir resultados enganosos sobre o nível adequado de reservas internacionais. Este estudo está estruturado da seguinte forma: posterior à esta seção introdutória é apresentado o referencial teórico, seguido pela metodologia e, na sequência, apresentação de discussão dos resultados e as considerações finais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O modelo seminal teórico para o nível de reservas foi desenvolvido por Heller (1966). Nesse modelo, as reservas foram apresentadas com a função de estabilizar o fluxo do comércio exterior na balança comercial. A abordagem utilizada foi a de custo e benefício marginais. Porém o modelo apresentou alguns problemas como, por exemplo, a confusão entre estoque e fluxo na fórmula. Assim, Hamada e Ueda (1977) corrigiram as falhas do modelo, mantendo a abordagem de Heller. Nessa mesma linha, Frenkel e Jovanovic (1981) produziram um modelo estocástico de demanda por reservas internacionais, que focou na relação das transações externas e da taxa de juros com o estoque ótimo de reservas.

Em sequência Ben-Bassat e Gottlieb (1992) contribuíram no desenvolvimento do tema ao incorporar risco-país e custo da inadimplência no modelo. Em virtude das crises cambiais ocorridas no final da década de 1990, Jeanne e Ranciére (2006) acrescentaram que as reservas podem diminuir a probabilidade de parada súbita (*sudden stops*). Em um modelo mais recente, Jeanne e Ranciére (2011) trata o governo como uma espécie de seguro para os momentos de parada súbita.

Este trabalho foi teoricamente fundamentado no modelo de Jeanne e Ranciére de 2011. O modelo assume que uma economia aberta e pequena, onde apenas um bem é comercializado internamente e entre os países e o tempo t é discreto e infinito. As economias seguem uma trajetória determinística que pode ser

³ Ver <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/-/estados-municipios-e-df-recebem-1a-parcela-de-auxilio-do-governo-federal>

alterada por paradas repentinas de entradas de capital, que é a única incerteza existente no modelo, e é composta pelo setor privado e governamental.

O setor privado é formado pela infinidade de consumidores i atomizados e imortais que dispõem da seguinte função de utilidade intertemporal

$$U_t = E_t \left[\sum_{i=0, \dots, +\infty} (1+r)^{-i} u(C_{t+i}) \right], \quad (1)$$

em que, E_t é o operador da esperança, r a taxa de juros livre de risco e constante, C_t o consumo e $u(C)$ é dado pela função $u(C) = \frac{C^{1-\sigma}}{1-\sigma}$, para $\sigma \neq 1$, ou $u(C) = \log(C)$ para $\sigma = 1$, em que, a aversão ao risco, σ , é maior que zero. A restrição orçamentária que os consumidores enfrentam é

$$C_t = Y_t + L_t - (1+r)L_{t-1} + Z_t, \quad (2)$$

onde, Y_t é o produto doméstico, L_t dívida externa e Z_t é a transferência do governo. O agente representativo não dá calote na dívida.

A economia é dividida em dois estados: o normal, n ; e o de *sudden stops*, s . Apenas uma parcela do produto, α_t , pode ser empregada para o pagamento da dívida, de forma que a dívida é totalmente paga no período $t+1$ quando

$$(1+r)L_t \leq \alpha_t Y_{t+1}^n. \quad (3)$$

O modelo considera α_t exógena. Quando a economia está no estado normal, ela cresce a uma taxa g constante de forma que $Y_t^n = (1+g)^t Y_0$ e $\alpha_t^n = \alpha > 0$. Já quando ocorre *sudden stops*, o produto decresce a uma taxa γ e a parcela do produto que pode ser empregada ao pagamento da dívida vai a zero. Assim, $Y_t^s = (1-\gamma)Y_t^n$ e $\alpha_t^s = 0$. Com o propósito de tornar possível que a dívida possa ser paga, $\gamma + \alpha < 1$. E $r > g$ para garantir que a renda seja finita.

Para a entrada de capital voltar a acontecer pode levar um tempo, θ . Então, o período de *sudden stops* é $[t, t + \theta]$, sendo que pode haver variação na duração $s_t = s^0, s^1, \dots, s^\theta$. A dinâmica do produto em que *sudden stops* ocorre no tempo t é dada por

$$Y_{t+\tau}^s = [1 - \gamma(\tau)] Y_{t+\tau}^n, \quad (4)$$

$$\alpha_{t+\tau}^s = \alpha(\tau), \quad (5)$$

onde, $\gamma(\tau)$ e $\alpha(\tau)$ são funções exógenas de $\tau = 0, 1, \dots, \theta$, não negativas, e decrescente e crescente em relação a τ , respectivamente. A economia volta ao estado normal de forma monótona e o consumidor volta a desfrutar da oferta de crédito.

Nesse modelo, o governo tem o papel de seguro do setor privado para os momentos de parada súbita (s). Para garantir esse seguro, o governo paga um prêmio, X_t , às seguradoras estrangeiras. Dessa forma, nos momentos de crise (s), o governo recebe R_t . Assim,

$$Z_t^n = -X_t \text{ e} \quad (6)$$

$$Z_t^s = R_t - X_t. \quad (7)$$

O custo de carregamento da reserva é dado pela função de utilidade marginal do fundo, μ , de maneira que $\mu_t^s \geq \mu_t^n$. Assim, o valor relativo do dólar que não está em crise em relação a um dólar que está no estado s é $p = \frac{\mu_t^n}{\mu_t^s} \leq 1$.

As seguradoras estrangeiras estão em competição perfeita. Dessa maneira, elas estão dispostas a receberem qualquer valor $(R_t, X_t)_{t=1, \dots, +\infty}$, desde de que o valor presente dessa série seja positivo

$$\sum_{t=1}^{+\infty} \beta^t (1-\pi)^t [(1-\pi)X_t \mu_t^n - \pi(R_t - X_t) \mu_t^s] \geq 0, \quad (8)$$

sendo, π é a probabilidade de crise e β o fator de desconto.

Esse seguro é contratado no momento inicial, $t = 0$. Então, a série $(R_t, X_t)_{t=1, \dots, +\infty}$ deve ser previamente determinada. Portanto, assumindo que a restrição (3) é ativa, o problema do governo se resume

em encontrar R_t e X_t que maximiza a função de utilidade intertemporal (1) sujeita a restrição (2), incorporando as informações das equações (6), (7) e (8). Assim,

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^{+\infty} \beta^t (1 - \pi)^t \{ (1 - \pi) u(C_t^n) + \pi u(C_t^s) + v[(1 - \pi) X_t \mu_t^n - \pi (R_t - X_t) \mu_t^s] \}, \quad (9)$$

em que, v preço sombra.

Dessa maximização encontra-se que a demanda da razão reserva/PIB, ρ^* , é:

$$\rho^* = \frac{\lambda + \gamma - \left[1 - \frac{r - g}{1 + g} \lambda \right] (1 - p^{1/\sigma})}{1 - \frac{\pi}{\pi + p(1 - \pi)} (1 - p^{1/\sigma})} \quad (10)$$

Sendo, $\lambda = \frac{L_t}{Y_t}$ e $p = \frac{\pi}{\pi + \delta} \left(1 - \frac{\delta}{1 - \pi} \right)$, em que, δ representa o prêmio de risco. Assim, as reservas dependem da probabilidade de *sudden stops*, associado aos seus benefícios de neutralizar paradas súbitas e perdas no produto, e ponderado ao custo (δ).

3. METODOLOGIA

Esta seção está dividida em duas partes. Na primeira subseção, estão apresentados os procedimentos utilizados neste trabalho. E, na segunda parte, estão as informações acerca da base de dados.

3.1. Não-linearidade entre reservas e juros

Para examinar a relação entre a razão reserva/PIB e taxa de juros, inicialmente, foi realizada análise descritivas, gráfica e de correlação entre as variáveis de interesse. Por meio dessa avaliação foi possível observar indicativos de que a relação da reserva/PIB com os juros é diferente conforme o patamar da taxa de juros. Em seguida, para aferir significância estatística, foi estimado um modelo de regressão linear como segue abaixo

$$Res_t = \alpha_0 + \alpha_1 Div_t + \alpha_2 Risco_t + \alpha_3 Juros_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que, Res_t é a reserva/PIB; Div_t é a dívida/PIB; $Risco_t$ é o risco-país; $Juros_t$ é a taxa de juros; e ε_t é o termo de erro.

Sendo que a reserva e o PIB estão medidos em dólares. A dívida é, conforme Laan et al. (2012) sugeriram, a soma da dívida pública do governo federal com a do Banco Central do Brasil e foi convertida em US\$ usando uma taxa de câmbio mensal. Para o risco-país, foi usado como *proxy* o índice EMBI calculado pela J. P. Morgan. Esse índice se baseia na diferença entre os retornos diários de títulos em dólares de uma carteira nacional com os juros que os títulos do Tesouro americano pagam, e é medido em ponto base. A taxa de juros utilizada foi a Selic mensal acumulada em 12 meses.

Partindo desse modelo simples, inseriu-se *dummies* com o propósito de captar diferenças no relacionamento entre reservas/PIB e juros para os diferentes níveis da taxa de juros. As *dummies* criadas foram: $Dbaixo = 1$ quando os juros estiverem entre os 25% valores mais baixos da amostra (primeiro quartil) e $Dbaixo = 0$, caso contrário; e $Dalto = 1$ quando os juros estiverem entre os 25% valores mais elevados da amostra (quarto quartil) e $Dalto = 0$, caso contrário. Além disso foram incluídas no modelo *dummies* de interações “ $Dbaixo * Juros_t$ ” e “ $Dalto * Juros_t$ ”. Os modelos estimados ficaram especificados da seguinte forma:

$$Res_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} Div_t + \alpha_{22} Risco_t + \alpha_{23} Juros_t + \gamma_{20} Dbaixo + \gamma_{21} (Dbaixo * Juros_t) + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

$$Res_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} Div_t + \alpha_{12} Risco_t + \alpha_{13} Juros_t + \gamma_{10} Dalto + \gamma_{11} (Dalto * Juros_t) + \varepsilon_{1t} \quad (13)$$

Através dessas estimações é possível observar se a sensibilidade das reservas em relação aos juros é estatisticamente diferente conforme o patamar da taxa de juros. Além disso, uma vez verificada a

significância estatística, é possível atestar como se dá essa diferença. No entanto, o nível alto/baixo dos juros foi definido de forma discricionária por meio de quartis. Para resolver esse problema, este trabalho também utilizou um modelo que calcula de forma endógena o valor do *threshold* conforme Hansen (2000).

Esse modelo assume que a amostra tem a variável dependente (y_i) e variáveis explicativas (x_i), sendo que entre elas está a variável de *threshold* (q_i). O modelo de Hansen pode ser descrito como segue abaixo.

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_1 x_i + \varepsilon_i, & q_i &\leq \gamma \\ y_i &= \beta_2 x_i + \varepsilon_i, & q_i &> \gamma \end{aligned} \quad (14)$$

Processo de estimação dos parâmetros é o mínimo quadrados ordinário (MQO) mas dos quadrados dos resíduos (SQS) considerando as interações possíveis das variáveis até que se encontre um limiar (o valor do *threshold*) que minimize a soma dos quadros dos resíduos da regressão.

No caso específico desta pesquisa, o propósito do uso dessa classe de modelos é verificar mudanças na relação entre taxa de juros e reservas, dado que houve grande variação na taxa de juros entre 1999-2020. A ideia de que as reservas se relacionam de forma não-linear com as demais variáveis já foram atestadas por Delatte e Fouquau (2011), Wu e Lee (2018) e Ajibola *et al.* (2015). Para o Brasil, entretanto, modelos com *threshold* ainda não foram empregados. Neste trabalho, o modelo será especificado da seguinte forma:

$$Res_t = \begin{cases} \alpha + \beta_{11} Div_t + \beta_{12} Risco_t + \beta_{13} Juros_t + \varepsilon_t, & Juros_t \leq \gamma \\ \alpha + \beta_{21} Div_t + \beta_{22} Risco_t + \beta_{23} Juros_t + \varepsilon_t, & Juros_t > \gamma \end{cases} \quad (15)$$

onde, γ é o *threshold*.

Os modelos estimados pressupõem que as séries usadas são estacionárias. Os testes de raiz unitária usados foram, a princípio, Dickey Fuller Generalized Least Square (DF-GLS), apresentado em Elliot, Rothenberg e Stock (1996), e Phillips e Perron (PP), proposto por Phillips e Perron (1988). Em seguida, foram realizados testes de raiz unitária que consideram quebra estrutural, uma vez que séries macroeconômicas são sujeitas às mudanças de política econômica e choques externos que podem afetar a trajetória da série. Na presença de quebra estrutural, os testes que não a consideram são viesados. Aplicou-se neste trabalho o teste de Zivot e Andrews (1992) e a de Lee e Strazicich (2004). Sendo que o teste de Lee e Strazicich apresenta a possibilidade verificar a existência de duas quebras estruturais.

Um possível problema dos modelos apresentados é o de uma das variáveis explicativas ser endógena. Isso tornaria os resultados obtidos viesados. Das variáveis do modelo, a taxa de juros é considerada exógena, pois ela é uma taxa de política definida pelo Banco Central do Brasil⁴. A Div_t também é tida como exógena, porque, apesar de a Res_t poder interferir na composição da Div_t , ela não explica a Div_t . Porém, o $Risco_t$ pode ser endógeno.

O $Risco_t$ é composto por dois componentes: risco político e risco financeiro. Citron e Nickelsburg (1987) apontam que instabilidade política aumenta o risco de inadimplência e, portanto, o risco-país. Além disso, questões políticas podem ser geradoras de guerras e, assim, impactar no risco-país. O risco financeiro, em parte, tem ligação com o risco político, pois está associado a solvência e ao fluxo de capitais do país. Nesse sentido, Shapiro (1985) mostrou que as variações dos termos de troca, especificamente a moeda, influenciam no risco-país. Como o risco país está associado a capacidade do país de pagar os juros da dívida, o risco-país depende do nível de reservas como sugerem Macedo et al (2014). Portanto, é possível haver uma endogeneidade advinda da simultaneidade.

Uma maneira de resolver esse problema é através da estimação por mínimos quadrados em dois estágios, o MQ2E, (Greene, 2003). Esse método consiste em encontrar uma variável instrumental que tenha correlação com a variável explicativa endógena e não seja correlacionada com a variável dependente do modelo. A exogeneidade dos instrumentos escolhidos pode ser testada pelo teste de Sargan. Para testar a

⁴ O critério adotado na escolha do nível da taxa de juros é baseado no sistema de metas de inflação. Esse sistema consiste em conduzir a política monetária de maneira que a inflação fique dentro do valor estipulado como objetivo.

existência da endogeneidade, utiliza-se o teste de Hausman (1978), que consiste em comparar o MQO com o MQ2E e apontar o mais adequado.

Com o propósito de verificar se os modelos aqui apresentados incorrem no problema de endogeneidade, foram escolhidos dois instrumentos para $Risco_t$: variação da inflação e investimento líquido. A variação da inflação pode explicar o risco, uma vez que grandes oscilações no nível de preço eleva a incerteza e, assim, o risco como sugerem De Gregorio (1993), e, Le e Zak (2006). A variação da inflação foi calculada usando o Índices de Preços ao Consumidor Amplo da seguinte forma:

$$Inf_t = \frac{IPCA_t}{IPCA_{t-1}}$$

O investimento líquido se relaciona com o risco, porque o investimento tende a ser menor em um cenário onde o investidor entende que o nível de incerteza está elevado (BARBOSA, 2017). Para o investimento líquido foi utilizado a formação líquida de capital fixo (Inv_t).

3.2. Fonte dos dados

O período que será analisado nesta pesquisa é de janeiro de 1999 a dezembro de 2020. O motivo desse recorte temporal se encontra no fato de que desde de 1999 a economia adota o câmbio flutuante e o regime de metas para inflação. Dessa forma, a condução da política monetária se manteve homogênea em quase todo o período. Lopes e Soares (2018), mostram como a política monetária foi sólida no período 1999-2015 após a adoção dos sistemas de metas. Os dados que serão aplicados no modelo serão adquiridos conforme descrito no quadro abaixo e a periodicidade adotada será mensal.

Quadro 1: Fonte dos dados

Variável	Descrição	Fonte	Periodicidade
Reservas	Medido em dólares	Série 3546 do Bacen ⁵	Mensal
Dívida pública do governo federal e do Bacen	Valor nominal medido em reais	Séries 2054 e 2055 do Bacen	Mensal
EMBI	A unidade de medida é o ponto-base. Dez pontos-base equivalem a 0,1%	Elaborada por J. P. Morgan e extraída no Banco Mundial	Mensal
Taxa Selic	Acumulada dos últimos 12 meses em %	Série 4189 do Bacen	Mensal
IPCA	Acumulado dos últimos 12 meses em %	Série 13522 do Bacen	Mensal
Formação Líquida de Capital Fixo	Medida em reais a preço de 2010	Elaborado pelo IPEA e extraído no IpeaData	Mensal
Taxa de câmbio	Taxa nominal	Série 3696 do Bacen	Mensal
PIB	Acumulado dos últimos 12 meses, medido em reais com valor nominal	Série 4192 do Bacen	Mensal

Fonte: Elaboração própria

4. APRESENTAÇÃO DA DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1. Análise descritiva

Nesta seção estão apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis. O foco da análise foi a relação entre as séries de interesse: Res_t e juros. Para auxiliar na discussão, a análise gráfica é utilizada. Além disso, fez-se uso da avaliação de correlações entre as variáveis de interesse. Na tabela 1 estão expostas as principais estatísticas descritivas das séries aqui usadas.

⁵ Os dados do Bacen foram obtidos pelo seu Sistema gerenciador de séries temporais.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis do modelo estimado entre 1999-2020

Variável	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Res_t	0,127	0,042	0,246	0,052
Div_t	0,290	0,144	0,486	0,067
$Risco_t$	439,3	146,2	2034	345,9
$Juros_t$	0,132	0,019	0,432	0,060
1º quartil dos juros	0,064	0,019	0,089	0,0202
4º quartil dos juros	0,2096	0,1685	0,4325	0,0506

Fonte: Elaboração própria

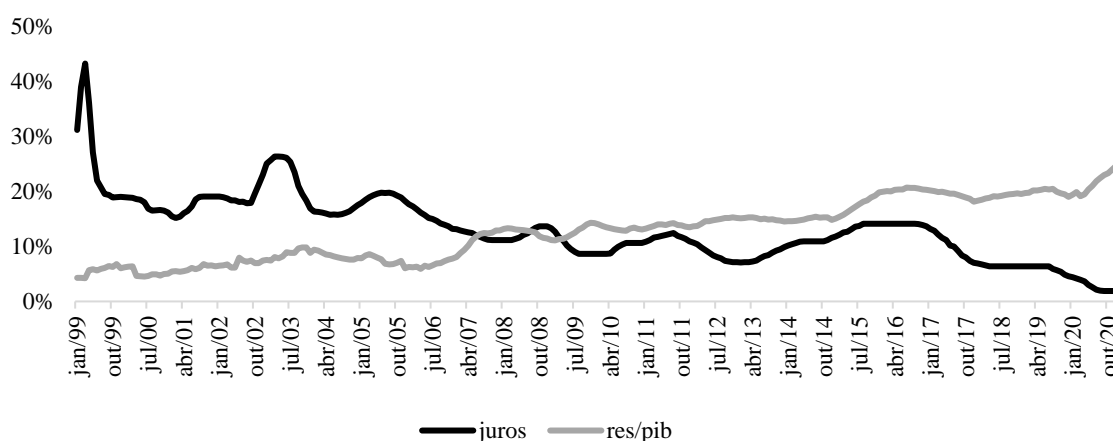
Podemos observar na Tabela 1 como os $Juros_t$ oscilaram no período 1999-2020. O mínimo registrado foi de 1,9% e o máximo foi de 43,2%. Essa variação se deve ao fato de que, no início dos anos 2000, a moeda nacional estava em processo de consolidação após o fim da âncora cambial ocorrido em 1999. Ademais, durante esse período houve o “boom das commodities” e a crise financeira global de 2008, que alterou a conduta da política monetária de vários países e, como mostram Bownman et al. (2013), modificou o preço dos ativos brasileiros. Isso pois, a reposta de vários países a crise financeira de 2008 foi expandir a base monetária. Esse movimento resultou em maior liquidez no mundo e, por consequência, a taxa de juros reduziu em vários países incluindo o Brasil.

Com relação ao efeito do “boom das commodities”, segundo Shousha (2016), um aumento nos preços das *commodities* reduz o endividamento externo do país por meio do aumento do valor das exportações e, conseqüentemente, diminui a taxa de juros, que é fortemente relacionada ao risco-país. O movimento endógeno da taxa de juros funciona como mais um mecanismo de propagação, exacerbando os efeitos dos preços das *commodities* nas economias de mercado emergentes.

Assim como a trajetória descendente dos $Juros_t$, o aumento da Res_t foi proveniente desses dois eventos. A Res_t apresentou mínimo de 4,2% o máximo de 24,6%. O tamanho dos intervalos de valores que essas séries apresentam, especialmente os juros (1,9% - 43,2%), da margem para a possibilidade de haver momentos onde a relação com Res_t seja diferente conforme o nível dos $Juros_t$.

A relação dessas duas variáveis ao longo do tempo apresentada na Figura 1 mostra como os $Juros_t$ se reduziram de forma acentuada, e como a Res_t se elevou ao longo dos anos.

Figura 1: Evolução da taxa de juros e da razão Reservas/PIB entre os anos 1999-2020



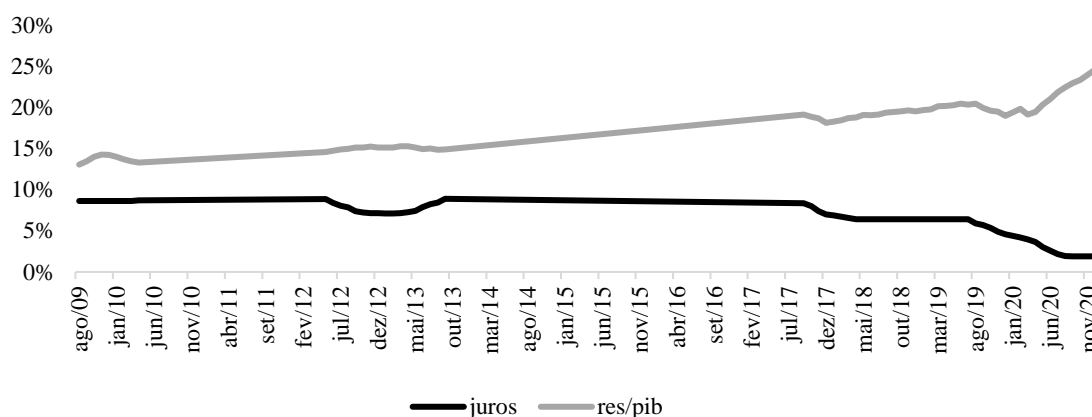
Fonte: Elaboração própria

As séries históricas da taxa de juros e da Res_t , a princípio, segue uma trajetória condizente com a teoria. Majoritariamente, momentos em que a taxa Selic aumentou, a Res_t caiu. E quando os $Juros_t$ reduziram, a Res_t se elevou. Porém, houveram períodos onde o observado divergiu da teoria. Do final de 2002 ao início de 2003, essa relação inversa não pôde ser observada provavelmente devido ao aumento do

$Risco_t$ país que foi de mais de 100%. Semelhante, entre final de 2014 e início de 2017, a relação inversa não foi verificada, possivelmente, pois o risco país teve aumento de 50% e a Div_t aumento 130% no período.

Essa relação inversa é ainda mais clara quando a amostra é dividida por quartis em relação a taxa de juros. Na Figura 2 está representada a trajetória dos juros e da Res_t quando os juros tiveram os 25% dos valores mais baixos da amostra (1º quartil).

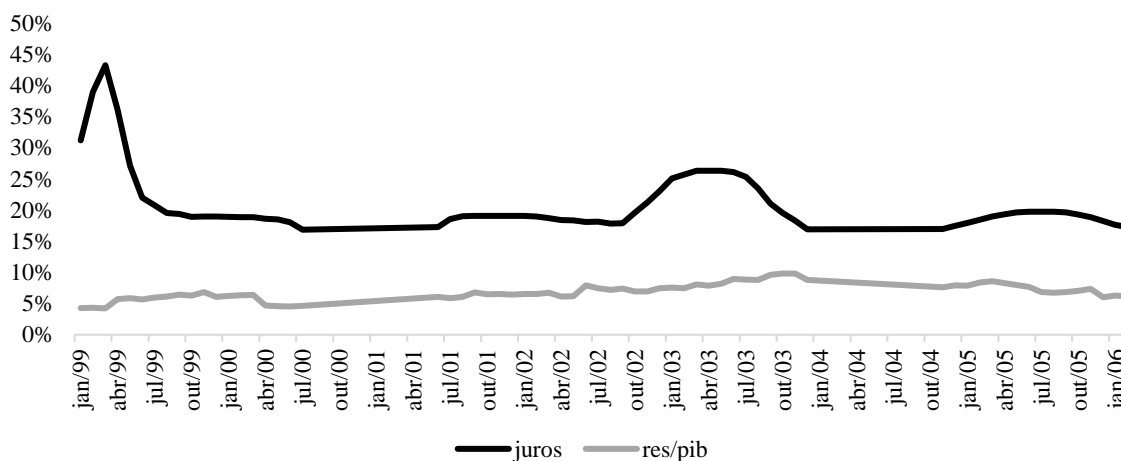
Figura 2: Evolução da taxa de Juros e da razão Reservas/PIB no 1º quartil dos juros



Fonte: Elaboração própria

Nesse gráfico, vê-se que a ligação entre as variáveis de interesse é inversa. Além disso, pode-se observar que o nível baixo dos juros se inicia em 2009. Isso pode ser consequência da política monetária expansionista americana em resposta à crise financeira global. Por outro lado, na Figura 3, onde está representado os 25% maiores valores da taxa de juros (4º quartil) e os seus respectivos valores da Res_t , é possível inferir que o relacionamento inverso é neutralizado.

Figura 3: Evolução da taxa de Juros e da razão Reservas/PIB no 4º quartil dos juros



Fonte: Elaboração própria

Ao observar e comparar as Figuras 2 e 3, nota-se a possibilidade de que a Res_t seja mais sensível ao movimento dos juros quando este se encontra em valores baixos, como por exemplo, no primeiro quartil. Quando os juros estão na faixa superior (4º quartil), a resposta da Res_t às variações dele é menor. Essa avaliação é condizente com os valores calculados das correlações das variáveis no 1º e 4º quartil.

A correlação encontrada no primeiro quartil foi de -0,7491. Essa correlação é tida como alta pois é próxima de -1. Já a correlação do quarto quartil foi de -0,4391, que é um valor próximo de zero e, portanto, uma correlação baixa. Esses valores condizem com a hipótese assumida neste estudo de que a resposta da

Res_t aos juros varia conforme a faixa de juros analisada. Vale lembrar, que essas correlações foram estatisticamente diferentes de zero ao nível de 1% de significância. Apesar disso, não é possível inferir que esses valores são estatisticamente diferentes um do outro.

4.2. Resultados do modelo de regressão linear

Para verificar se a relação da Res_t com $Juros_t$ é estatisticamente diferente a depender do nível da taxa de juros, foi estimado um modelo de regressão linear. Nas estimações foram usados o método de Bartlett kernel e Newey-West para correção do erro padrão e covariância, no caso de haver autocorrelação entre os termos de erros. Essa correção torna os testes de significância válidos.

Porém, antes de estimar o modelo, foi aplicado alguns testes de raiz unitária nas séries. Os testes DF-GLS e Zivot e Andrews indicaram que apenas a Res_t é uma série estacionária. Já no teste Phillips-Perron, $Risco_t$ e $Juros_t$ foram avaliadas como estacionárias. E por meio do teste LS com duas quebras, encontrou-se que juros e risco são estacionários a 1% de significância, Res_t é estacionária a 5%, e Div_t é estacionária a 10% de significância. Portanto, de maneira geral pode-se entender que as séries do modelo são estacionárias.

Na Tabela 2 estão apresentadas as estimativas das regressões realizadas com as *dummies*. Sendo que, o Modelo 1 não contém nenhuma *dummy*, o Modelo 2 tem a *dummy* de nível e de inclinação para o primeiro quartil dos juros, e o Modelo 3 tem a *dummy* de nível e de inclinação para o quarto quartil dos juros.

Tabela 2: Estimações das regressões do modelo linear

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Constante</i>	0,2048*** (0,0113)	0,1991*** (0,0116)	0,2209*** (0,0641)
<i>Div_t</i>	0,0287 (0,0320)	-0,0371 (0,0336)	0,0445 (0,0298)
<i>Risco_t</i>	-1,36E-05 (8,56E-06)	-2,81E-05** (8,75E-06)	-5,17E-06 (5,20E-06)
<i>Juros_t</i>	-0,6033*** (0,0494)	-0,4132*** (0,0944)	-0,8011*** (0,0641)
<i>Dbaixo</i>		0,0874*** (0,0182)	
<i>Dbaixo * Juros_t</i>		-0,9761*** (0,2342)	
<i>Dalto</i>			-0,1530*** (0,0176)
<i>Dalto * Juros_t</i>			0,7630*** (0,0955)
R ² ajust	0,5759	0,6042	0,6655
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000

Nota: *, ** e *** representam, respectivamente, significância estatística de 10%, 5% e 1%

Fonte: Elaboração própria

A Div_t não se mostrou estatisticamente significativa em nenhum dos três modelos. O risco foi significativo ao nível de 1% de significância apenas no Modelo 2 e seu sinal foi negativo. Esperava-se que a relação fosse positiva, quanto maior o risco, maior as reservas. No entanto, o sinal negativo pode ser resultado do fato de que ao longo do período 1999-2020 o risco reduziu cerca de 80% devido às condições mais favoráveis para os países emergentes exportadores de commodities, enquanto a trajetória da razão Res_t foi ascendente.

Os $Juros_t$ foram estatisticamente significativos ao nível de 1% de significância em todos os três modelos e seu sinal foi negativo. Esse resultado converge com Hauner (2005), que pontua que os juros é

custo significativo na tomada de decisão sobre o nível da reserva. Laan et al. (2012), também encontraram que esse custo “quase-fiscal” não pode ser negligenciado.

As *dummies* foram estatisticamente significativas a 1% em todos os modelos. No Modelo 2, tem-se que a *dummy* de intercepto mostra que, quando os juros estão baixos, o nível médio da Res_t será de 35,58% (-0,4132+0,0874). Assim, o nível da Res_t é maior quando os juros estão baixos. Esse resultado levanta a possibilidade de que os modelos de determinação de nível ótimo de reservas aplicados a economia brasileira deveriam considerar essa não-linearidade. Não considerar essa não-linearidade é um possível motivo para Pelisser et al. (2018) ter encontrado que entre 2011-2016 as reservas estariam acima do ótimo.

Ainda no Modelo 2, a variável de interação BaixoJuros observa-se que, quando os juros estão baixos, a sensibilidade da Res_t às variações em $Juros_t$ é maior do que quando os juros não estão baixos. Uma variação de um ponto percentual na taxa de juros resulta em uma variação de -138,93% (-0,4132-0,9761) na Res_t . Esse resultado pode explicar o aumento da Res_t entre 2019-2020 de cerca de 25% (veja a Figura 1 acima).

Os resultados do Modelo 3 reafirmam os encontrados no Modelo 2. A *dummy* de intercepto para valores elevados dos juros foi negativa. Assim, conclui-se que nos momentos em que os juros estão acima de 16,18%, a Res_t em média será de 0,0679 (0,2209-0,1530). Dessa forma, é possível notar que o patamar da Res_t é menor quando os juros estão elevados. É possível verificar isso nos modelos que calculam o nível de reservas ótimo para o Brasil (VONBUN, 2008; LAAN et al., 2012; PELISSER et al., 2018). Esses trabalhos encontraram que as reservas estavam dentro do ótimo entre os anos 1999-2007, período onde os juros estavam altos.

Pela variável de interação AltoJuros revela que a sensibilidade da Res_t às variações nos $Juros_t$ é menor do que quando os juros não estão elevados. Uma variação de um ponto percentual na taxa de juros resulta em uma variação de -3,81% (-0,8011+0,7630) na Res_t . Em situações onde o custo de carregamento das reservas está elevado, aumento nos juros não diminuirá tanto a Res_t devido a necessidade do país de manter certo patamar. Nesse caso, a Res_t se comporta como um bem necessário que mesmo diante de aumento no preço, o nível de consumo se mantém quase que inalterado. Portanto, os modelos apresentados revelam que a resposta da Res_t varia conforme o patamar onde a taxa de juros se encontra.

4.3. Resultados do modelo não-linear

Uma crítica cabível as estimativas realizadas na subseção anterior, é o fato de que o nível baixo e alto dos juros foi determinado por meio de um critério discricionário, o quartil. Para resolver esse problema, foi estimado um modelo de regressão múltipla com *threshold*. Na Tabela 4 encontra-se os resultados dessa regressão.

Tabela 3: Regressão com *threshold*

	Painel (a)	Painel (b)
Div_t	0,1618*** (0,0541)	-0,1597** (0,0749)
$Risco_t$	0,000251*** (0,0001)	-0,000256** (0,0001)
$Juros_t$	-0,4392** (0,1573)	0,3418** (0,1358)
<i>Constante</i>		0,0913*** (0,0303)
<i>Threshold</i>		0,1447
R ² ajust		0,80
Prob(F-statistic)		0,0000

Nota: *, ** e *** representam, respectivamente, significância de estatística de 10%, 5% e 1%

Fonte: Elaboração própria

O *threshold* encontrado no modelo foi de 0,1447. Assim, quando a taxa de juros for $Juros_t \leq 14,47\%$, os parâmetros da estimativa encontram-se no Painel (a). E, quando $Juros_t > 14,47\%$, os parâmetros são obtidos pela soma dos coeficientes do Painel (a) com os do Painel (b) para cada variável do modelo. A constante do modelo é mesma para toda a amostra.

Todos os parâmetros encontrados foram significativos ao nível de 5% de significância. Os resultados encontrados sugerem que, quando $Juros_t \leq 14,47\%$, uma variação em um ponto percentual na Div_t resultará em uma variação de 16,18% na Res_t . E, quando os $Juros_t > 14,47\%$, a variação de um ponto percentual da Div_t gerará uma variação de 0,21% (0,1618-0,1597) na Res_t . A relação positiva entre as variáveis condiz com o modelo teórico de Jeanne e Ranciére (2011). Além disso, as diferentes elasticidades encontradas para cada patamar dos juros corroboram a afirmação de Stiglitz (2006) de que o impacto fiscal da dívida é uma combinação do tamanho da dívida com o seu custo (juros).

O $Risco_t$ também apresenta sinal esperado quando os $Juros_t \leq 14,47\%$. De acordo com o modelo, uma variação de um ponto percentual no $Risco_t$ resulta em um aumento de 0,0251% na Res_t . A relação positiva encontrada tem sentido econômico. Quanto maior o risco, maior a necessidade de reservas para conter uma eventual crise. No entanto, para momentos onde $Juros_t > 14,47\%$, uma elevação de um ponto percentual no $Risco_t$ gerará uma redução de 0,0005% (0,000251-0,000256) na Res_t . Essa relação negativa pode estar associada com a possibilidade da variável risco ser endógena. Isso é, da mesma forma que o risco aumenta a necessidade de se ter reservas, não ter reservas suficiente pode aumentar o risco.

Já o comportamento dos $Juros_t$ segue como esperado. Quando os $Juros_t \leq 14,47\%$ uma diminuição de um ponto percentual nos $Juros_t$ resulta em um aumento de 43,92% nas reservas. E quando os $Juros_t > 14,47\%$, uma redução de um ponto percentual implicará em um aumento de 9,74% (0,4392-0,3418) nas reservas. A relação negativa entre Res_t e taxa de juros, como já foi pontuada, é condizente com a literatura (HAUNER, 2005 e HELLER, 1966). A diferença das elasticidades da Res_t em relação a cada patamar dos $Juros_t$ revela a interferência da política monetária na Res_t varia conforme o nível adotado nos $Juros_t$.

O resultado encontrado aqui é um achado importante pois revela que o relacionamento entre essas variáveis é não-linear. Dessa forma, os modelos de determinação de nível ótimo precisam considerar essa possibilidade. Assim, os achados de que as reservas estariam acima do ótimo (VONBUN, 2008; LAAN et al., 2012; PELISSER et al., 2018) devem ser observados com cautela. Portanto, a taxa de juros se relaciona de forma não-linear com a Res_t .

4.4. Análise dos instrumentos para $Risco_t$

Um problema dos modelos apresentados até aqui é a possível endogeneidade do $Risco_t$ que poderia comprometer os resultados deste trabalho. Para resolver isso, foram utilizados como instrumentos a variação da inflação (Inf_t) e o investimento líquido (Inv_t). A correlação entre os instrumentos e o $Risco_t$ foram de 21,42% e -17,67, respectivamente. Além desse cálculo, foi realizada uma regressão simples para verificar se as variáveis escolhidas podem explicar o $Risco_t$. Dessa estimação, obtém-se que as variáveis e o modelo são estatisticamente significativos ao nível de 1% de significância. Portanto, a princípio, os instrumentos são válidos.

Então, com o uso desses dois instrumentos, o MQ2E⁶ foi estimado para os três modelos previamente apresentados. Sendo que o Modelo 1 não tem nenhuma das *dummies* criadas; o Modelo 2 considera a *dummy* *Dbaixo* de intercepto e inclinação; e o Modelo 3 inclui a *dummy* *Dalto* de nível e interação. Na

⁶ A correção de erro robusta foi aplicada no MQ2E.

tabela 4 estão apresentados os resultados desse modelo. Na primeira parte da tabela, encontra-se os resultados do primeiro estágio e, na segunda parte, a estimação do segundo estágio.

Tabela 4: Estimações das regressões pelo MQ2E

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Primeiro estágio			
<i>Constante</i>	-386** (186)	-332* (183)	-78,59 (171)
<i>Div_t</i>	-286 (179)	-452*** (164)	-740*** (166)
<i>Inf_t</i>	505*** (162)	319** (160)	467*** (147)
<i>Inv_t</i>	-0,0015*** (0,0002)	-0,0010*** (0,0002)	-0,0015*** (0,0002)
<i>Juros_t</i>	3834*** (302)	4667*** (552)	2182*** (366)
<i>Dbaixo</i>		469*** (118)	
<i>Dbaixo * Juros_t</i>		-5064*** (1097)	
<i>Dalto</i>			428*** (172)
<i>Dalto * Juros_t</i>			-545 (783)
Segundo estágio			
<i>Constante</i>	0,2469*** (0,0175)	0,2758*** (0,0362)	0,1975*** (0,01745)
<i>Div_t</i>	-0,0540 (0,04819)	0,0128 (0,0713)	0,0627* (0,0365)
<i>Risco_t</i>	0,00019*** (0,00004)	0,0003*** (0,0001)	0,00017*** (0,00003)
<i>Juros_t</i>	-1,4236*** (0,1544)	-2,0307*** (0,5508)	-1,1325*** (0,1112)
<i>Dbaixo</i>		-0,1261 (0,0818)	
<i>Dbaixo * Juros_t</i>		1,3134 (0,8195)	
<i>Dalto</i>			-0,2049*** (0,0287)
<i>Dalto * Juros_t</i>			0,6941*** (0,1579)
R ² ajust	0,5290	0,5484	0,5990
Prob(F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000

Nota: *, ** e *** representam, respectivamente, significância estatística de 10%, 5% e 1%

Fonte: Elaboração própria

Os resultados do primeiro estágio indicam que Inf_t foi estatisticamente diferente de zero nos modelos 1 e 3 ao nível de 1% de significância e no modelo 2 ao nível de 5% de significância. Semelhantemente, o Inv_t foi estatisticamente significativo nos modelos 1, 2 e 3, ao nível de 1% de significância. Isso significa que faz sentido o uso desses instrumentos. Porém, isso não é suficiente para dizer que os instrumentos são fortes e válidos.

Para testar a validade dos instrumentos foi usado o teste de Sargan. A hipótese nula desse teste é que eles são válidos. No modelo 1, a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de 1% de significância. No modelo 2, a hipótese nula não pode ser rejeitada ao nível de 5% de significância. E, no modelo 3, a hipótese nula é sempre rejeitada ($p\text{-valor} = 0,07\%$). Isso significa que, de acordo com o teste de Sargan, apenas nos modelos 1 e 2 os instrumentos são válidos.

Foi utilizado também o teste de Stock e Yogo. O R^2 ajustado e o R^2 parcial encontrados em todos os modelos foram superiores a 50%. Além disso, os valores da estatística F foram superiores a dez nos modelos 1 e 3 (27 e 36). Esses resultados indicam que os instrumentos são fortes.

Um outro teste que foi aplicado neste trabalho foi o teste de Durbin-Wu-Hausman. O objetivo desse teste é verificar se o regressor, que foi tido como endógeno, de fato é. A hipótese nula do teste é que o regressor é exógeno. Se for esse o caso, o melhor modelo a se adotar é o MQO. Para todos os modelos apresentados, a hipótese nula foi rejeitada ao nível de 1% de significância. Isso significa que o MQ2E é preferível ao MQO.

O segundo estágio da estimação revela os parâmetros da equação de interesse. No modelo 1, $Risco_t$ e $Juros_t$ foram significativos ao nível de 1% de significância e seus sinais foram os esperados. Quanto maior o risco, maior a necessidade de se ter reservas, e quanto maior os juros, maior o custo das reservas e menor será Res_t . Similarmente, no modelo 2, $Risco_t$ e $Juros_t$ também foram significativos ao nível de 1% de significância. Porém, $Dbaixo$ e $Dbaixo * Juros_t$ foram não significativas. Assim, de acordo com o modelo 2, a hipótese de não-linearidade não foi aceita. E, por fim, no modelo 3, a Div_t foi estatisticamente significativa a 1% de significância e teve o sinal esperado. Além disso, no modelo 3, $Risco_t$, $Juros_t$, $Dalto$ e $Dalto * Juros_t$ foram significativos ao nível de 1% de significância. Esse resultado indica que há não-linearidade entre Res_t e $Juros_t$.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As reservas internacionais são uma variável que auxilia na estabilidade econômica. Por isso, a decisão de adquirir ou de vendê-las deve ser bem fundamentada. Pesquisadores têm se dedicado para encontrar critérios/fórmulas que ajudem a definir o nível mais adequado delas. No entanto, a possibilidade das reservas e juros se relacionarem de forma não-linear ainda não foi inclusa na formulação desses critérios. Com o objetivo de contribuir com essa literatura, este trabalho analisou se essa não-linearidade entre juros e a razão reserva/PIB existiu no Brasil entre 1999-2020.

Para isso, foram utilizadas análises de estatísticas descritivas, estimados modelos de regressão linear e de regressão com *threshold*. Nas maneiras de avaliações propostas aqui, a hipótese de que a relação entre Res_t e taxa de juros é não-linear foi aceita. Esse resultado sugere que a sensibilidade da Res_t em resposta a uma mudança dos juros varia conforme o nível de juros. Quando eles apresentam valores mais baixos, a reação da Res_t é maior diante de sua variação. E quando a taxa de juros está elevada, reservas são menos sensíveis a ela.

Portanto, incluir a não-linearidade na avaliação das reservas pode melhorar o critério de determinação do seu nível ótimo. A incorporação da informação pode indicar, por exemplos, que as reservas não estão acima do ótimo. Assim sendo, o tomador de decisão deve considerar essa não-linearidade associada ao patamar dos juros na determinação da Res_t .

Além disso, é possível concluir com este trabalho mais uma implicação da forma como a política monetária é conduzida. Uma política monetária que seja dirigida com um planejamento de abaixar/eleva os juros, por qualquer que seja a causa, deve ponderar as várias consequências que terá na economia. Sendo que, um dos efeitos será nas reservas.

Contudo, vale ressaltar que o $Risco_t$ se mostrou uma variável endógena. Os instrumentos usados para reverter esse problema não foram validados em todos os testes aqui aplicados. Portanto, os resultados deste trabalho devem ser levados em conta com certa ressalva. Pesquisas futuras podem se dedicar a encontrar instrumentos mais fortes.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALFARO, L.; KANCZUK, F. Debt redemption and reserve accumulation. **IMF Economic Review**, v. 67, n. 2, p. 261-287, 2019.
- Ahir, H; Bloom, N.; Furceri, D. “World Uncertainty Index”, Stanford mimeo. 2018
- AIZENMAN, J.; MARION, N. The high demand for international reserves in the Far East: What is going on? *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 17, n. 3, p. 370–400, 2003.
- AIZENMAN, J.; LEE, J. International reserves: Precautionary versus mercantilist views, theory and evidence. *Open Economies Review*, v. 18, n. 2, p. 191–214, 2007.
- AIZENMAN, Joshua; RIERA-CRICHTON, Daniel. Real exchange rate and international reserves in an era of growing financial and trade integration. *The Review of Economics and Statistics*, v. 90, n. 4, p. 812-815, 2008.
- AIZENMAN, J. On the Paradox of Prudential Regulations in the Globalized Economy: International Reserves and the Crisis a Reassessment. *World*, n. March, 2009.
- AJIBOLA, I. O. *et al.* Nonlinear Adjustments between Exchange Rates and External Reserves in Nigeria: A Threshold Cointegration Analysis. *CBN Journal of Applied Statistics*, v. 6, n. 1, p. 111–132, 2015.
- BARBOSA, F. de H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos avançados**, v. 31, p. 51-60, 2017.
- BEN-BASSAT, A.; GOTTLIEB, D. Optimal international reserves and sovereign risk. *Journal of International Economics*, v. 33, n. 3–4, p. 345–362, 1992.
- BIANCHI, J.; HATCHONDO, J. C.; MARTINEZ, L. International Reserves and Rollover Risk. *American Economic Review*, v. 108, n. 9, p. 2629–2670, 1 set. 2018.
- BOWMAN, D.; LONDONO, J. M.; SAPRIZA, H. U.S. Unconventional Monetary Policy and Transmission to Emerging Market Economies. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers n. 1109, 2014.
- CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. **The Quarterly journal of economics**, v. 117, n. 2, p. 379-408, 2002.
- CARAMAZZA, F.; RICCI, L.; SALGADO, R. International financial contagion in currency crises. *Journal of International Money and Finance*, v. 23, n. 1, p. 51–70, 2004.
- CAVALCANTI, M. A. F. DE H.; VONBUN, C. Reservas internacionais ótimas para o Brasil: uma análise simples de custo-benefício para o período 1999-2007. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 3, p. 463–498, set. 2008.
- Cepal e Fao. Evitar una crisis alimentaria frente al COVID-19: Acciones urgentes contra el hambre. *COMISSÃO ECONÔMICA PARA A AMÉRICA LATINA E O CARIBE*, 2020. Disponível em https://www.cepal.org/sites/default/files/presentation/files/version_final_200616_ppt_covid19-fao-cepal.pdf. Acesso em 19 jun. de 2020
- CITRON, J.; NICKELSBURG, G. Country risk and political instability. **Journal of Development Economics**, v. 25, n. 2, p. 385-392, 1987.

- DE GREGORIO, J., 1993. Inflation, taxation, and long-run growth. *Journal of Monetary Economics* 31 (3), 271e298.
- DELATTE, A. L.; FOUQUAU, J. The determinants of international reserves in the emerging countries: A nonlinear approach. *Applied Economics*, v. 43, n. 28, p. 4179–4192, 2011.
- Diário Oficial Da União. (2020). Portaria Nº 351, de 7 de abril de 2020. *IMPrensa Nacional*. Disponível em <http://www.in.gov.br/en/web/dou/-/portaria-n-351-de-7-de-abril-de-2020-251562808>. Acesso em 19 de jun. 2020
- DOMINGUEZ, K. M. E.; HASHIMOTO, Y.; ITO, T. International reserves and the global financial crisis. *Journal of International Economics*, v. 88, n. 2, p. 388–406, 2012.
- FMI. Assessing Reserve Adequacy - Specific Proposals. *INTERNATIONAL MONETARY FUND*, 2014.
- FMI. BRAZIL 2019 ARTICLE IV CONSULTATION—PRESS RELEASE; STAFF REPORT; AND STATEMENT BY THE EXECUTIVE DIRECTOR FOR BRAZIL. *IMF Staff Country Reports*, v. 19, n. 130, p. 1, 2019.
- Flood, R. P. and M., Nancy P., Holding International Reserves in an Era of High Capital Mobility (April 2002). IMF Working Paper No. 02/62, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=879548>
- FRENKEL, J. A.; JOVANOVIC, B. Optimal International Reserves: A Stochastic Framework. *The Economic Journal*, v. 91, n. 362, p. 507, jun. 1981.
- HAMADA, K.; UEDA, K. Random walks and the theory of the optimal international reserves. **The Economic Journal**, v. 87, n. 348, p. 722-742, 1977.
- HANSEN, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68:575–603
- HAUNER, D. A Fiscal Price Tag for International Reserves. *IMF Working Papers*, v. 05, n. 81, p. 1, 2005.
- HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, p. 1251-1271, 1978
- HELLER, H. R. Optimal International Reserves. *The Economic Journal*, v. 76, n. 302, p. 296, jun. 1966.
- IFI. Reservas internacionais do Brasil: evolução, nível adequado e custo de carregamento. *Instituto Fiscal Independente*, 1–32. 2017
- IFI. Custo de carregamento e nível adequado das reservas internacionais. *Instituto Fiscal Independente*, 1–10. 2019
- JEANNE, O. International Reserves in Emerging Market Countries: Too Much of a Good Thing? *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 2007, n. 1, p. 1–79, 2007.
- JEANNE, O.; RANCIÈRE, R. The Optimal Level of International Reserves for Emerging Market Countries: Formulas and Applications; Olivier Jeanne and Romain Rancière; IMF Working Paper 06/229; October 1, 2006.

- JEANNE, O.; RANCIÈRE, R. The Optimal Level of International Reserves for Emerging Market Countries: A New Formula and Some Applications. *The Economic Journal*, v. 121, n. 555, p. 905–930, 1 set. 2011.
- LAAN, C. R. VAN DER; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. C. A estratégia de acumulação de reservas no Brasil no período 1995-2008: uma avaliação crítica. *Economia e Sociedade*, v. 21, n. 1, p. 1–38, abr. 2012.
- LE, Q. V.; ZAK, P. J. Political risk and capital flight. **Journal of International Money and Finance**, v. 25, n. 2, p. 308-329, 2006.
- LEE, Junsoo et al. Minimum LM unit root test with one structural break. **Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University**, v. 33, n. 4, p. 2483-2492, 2004.
- LOPES, Luckas Sabioni; SOARES, Thiago Costa. Regimes inflacionários e ciclos econômicos: A experiência brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, p. 410-428, 2018.
- MACEDO, H. F. et al. Estimando o risco país: um modelo de probabilidade de default baseado em ratings. 2014.
- OBSTFELD, M.; SHAMBAUGH, J. C.; TAYLOR, Alan M. Financial stability, the trilemma, and international reserves. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 2, n. 2, p. 57-94, 2010.
- PELISSER, C.; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. C. Nível Ótimo de Reservas Internacionais: a experiência recente do Brasil. *Encontro ANPEC região Sul*, p. 8–9, 2016.
- PHILLIPS, Peter CB; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J.; ELLIOT, B. E. Efficient tests of the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 64, n. 8, p. 13-36, 1996.
- SHAPIRO, Alan C. Currency risk and country risk in international banking. **The Journal of Finance**, v. 40, n. 3, p. 881-891, 1985.
- SHOUSHA, S. "Macroeconomic effects of commodity booms and busts: The role of financial frictions." *Unpublished manuscript* (2016).
- SILVA JR, A. F.; SILVA, É. D. Optimal international reserves holdings in emerging markets economies: the Brazilian case. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia. São Paulo: ANPEC*, 2004.
- WERNECK, R. L. F. CAPÍTULO 16 - Consolidação Da Estabilização E Reconstrução Institucional, 1995-2002. In: ABREU, M. P. **A Ordem do Progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. 2. ed. - Rio de Janeiro: Elsevier, 2014, ISBN 978-85-352-7859-0, p. 331-356
- WILLIAMSON, J. Exchange-rate flexibility and reserve use. In: **Flexible Exchange Rates and Stabilization Policy**. Palgrave Macmillan, London, 1977. p. 195-207.
- WU, P. C.; LEE, C. C. The non-linear impact of monetary policy on international reserves: macroeconomic variables nexus. *Empirica*, v. 45, n. 1, p. 165–185, 2018.

ZIVOT, E.; Andrews D. W. K., 1992, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-270.