

Reservas internacionais e taxa de juros no Brasil entre 1999-2020

International reserves and interest rate in Brazil between 1999-2020

Miriã Lima Paiva ^a

Leonardo Bornacki de Mattos ^b

Rodrigo da Silva Souza ^c

Resumo: Durante a década de 2000, as reservas internacionais brasileiras aumentaram 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 de juros. Considerando a grande faixa de variação da taxa de juros brasileira entre 1999-2020, é possível que as reservas internacionais se relacionem de maneira não-linear com a taxa de juros. Para verificar isso, foram utilizadas análises de estatísticas descritivas, estimados modelos de regressão linear e de regressão com threshold. O resultado indicou que a resposta das reservas a uma variação na taxa de juros é menor quando a taxa de juros está em um patamar historicamente baixo do que quando está em níveis elevados.

Palavras-chave: Reservas internacionais; Taxa de juros; Regressão com Threshold.

Classificação JEL: E43, E49, F36.

Abstract: During the 2000s, Brazilian international reserves 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 interest rate. Considering the wide range of variation in the Brazilian interest rate between 1999-2020, it is possible that international reserves are non-linearly related to the interest rate. To verify this, descriptive statistics analysis, linear regression, and threshold regression models were used. The result indicated that the response of reserves to an interest rate variation is lower when the interest rate is at a historically low level than when it is at high levels.

Keywords: International reserves; Interest rate; Threshold regression.

JEL Classification: E43, E49, F36.

^a E-mail: miria.lpaiva@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6636-776X>.

^b Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Bolsista PQ-2 do CNPq. E-mail: lbmattos@ufv.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4519-231X>.

^c Professor do curso de Ciências Econômicas - Economia, Integração e Desenvolvimento da Universidade Federal da Integração Latino-Americana. E-mail: souzarodrigodasilva@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3114-2525>.

1. Introdução

As reservas internacionais do Brasil apresentam trajetória crescente desde o início do século XXI. De acordo com dados do Banco Mundial, a razão Reserva/Produto Interno Bruto cresceu cerca de 470% no Brasil entre 1999 e 2020. Estudos que avaliam o nível ótimo¹ das reservas têm apontado que o acúmulo de reservas é excessivo (SILVA E SILVA, 2004; CAVALCANTI E VONBUN, 2008; PELISSER ET AL., 2016). Um motivo para as reservas serem consideradas elevadas é o alto custo de carregamento das reservas.

O custo de acumular reservas é medido pela diferença entre juros pagos e recebidos. Os juros pagos são medidos pela taxa de juros interna². Quanto maior a taxa de juros, maior o custo de se manter reservas e, portanto, menor o nível ótimo de reservas (*ceteris paribus*). No caso brasileiro, essa taxa³ esteve majoritariamente acima de 10% a.a. (dez inteiros por cento ao ano) desde a adoção do tripé macroeconômico em 1999. No entanto, a Selic atingiu o patamar histórico de 2% a.a. (dois inteiros por cento ao ano) em 2020⁴.

Considerando a amplitude da taxa de juros brasileira, este trabalho investigou empiricamente a relação entre reservas internacionais e taxa de juros, incluindo a hipótese de não-linearidade dessa relação. Se a hipótese de não-linearidade for aceita, trabalhos que mensuraram o nível ótimo de reservas internacionais sem considerar a não-linearidade podem ter produzido resultados enganosos. Dessa forma, a política econômica de diminuir as reservas como resposta a estes estudos pode prejudicar a economia nacional, uma vez que isso limitaria o acesso aos benefícios fornecidos pelas reservas⁵.

Os resultados encontrados neste estudo indicam que a relação entre taxa de juros e reservas é marginalmente maior quando a taxa de juros está em níveis menores do que quando apresenta níveis historicamente maiores. A confirmação dessa hipótese possui importantes implicações para a política econômica. Os resultados neste estudo sugerem que a não-linearidade entre taxa de juros e reservas internacionais deveria ser considerada por formuladores de política no que se refere à administração das reservas internacionais brasileiras.

Para organização e entendimento do trabalho, além desta introdução, a seção 2 contém a revisão de literatura empírica sobre o tema, seção 3 descreve o referencial teórico e seção 4 detalha a metodologia utilizada neste estudo. Os resultados são apresentados na seção 5 e a seção 6 conclui.

¹ Nível em que o custo marginal das reservas se iguala ao seu benefício marginal.

² Hauner (2005) aponta que esse custo, chamado de custo de esterilização (“quase-fiscais”) são significativos na decisão do nível de reservas.

³ A taxa básica de juros brasileira é definida pelo Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic).

⁴ Desde 2016 a trajetória da taxa tem sido de queda. Dessa forma, segundo a Instituição Fiscal Independente (2019), no primeiro semestre de 2019, o custo líquido de carregamento das reservas caiu cerca de 70% (setenta inteiros por cento).

⁵ Os benefícios associados ao acúmulo de reservas são muitos. Ver Heller (1966), Williamson (1977), Caramazza *et al.* (2004), Jeanne e Rancièrè (2006) e Bianchi *et al.* (2018).

2. Revisão de literatura empírica

A literatura tem buscado formas de calcular o nível ótimo de reservas. Esse esforço foi iniciado no trabalho de 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 JOVANOVIĆ, 1981; BEN-BASSAT e GOTTLIEB, 1992; JEANNE e RANCIÉRE, 2006 e 2011). A abordagem de Jeanne e Ranciére (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 sofreu. Na época, por causa do plano real implementado em 1994, a moeda nacional foi vinculada 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 câmbio fixo se tornou insustentável e o real passou a flutuar (WERNECK, 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, o 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, no caso do Brasil, permaneceram 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. A partir de variações do modelo de Ben-Bassat e Gottlieb (1992), para os vários cenários simulados, os autores concluíram que em 2007 as reservas estavam acima do ótimo.

Pela abordagem de Jeanne e Ranciére (2006), Laan et al. (2012), em avaliação das reservas brasileiras entre 1995-2008, encontraram excesso de reservas a partir de 2008. Eles também demonstraram, por meio 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. (dez inteiros por cento ao

ano) 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 daquela 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 Laan et al. (2012) consideraram. 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. (2016), avaliaram que as reservas brasileiras se encontravam excessivas entre 2011-2016 e abaixo do nível ótimo entre 1995 e 2010. Os autores ponderaram 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 apontaram 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 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 aumentou. 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. Uma das consequências disso é a diminuição do custo de manutenção da reserva. Em 2019, o custo líquido de carregamento das reservas chegou a 1,28% do PIB (IFI, 2019). Essas mudanças tendem a impactar no nível ótimo de reservas, de forma que as reservas observadas podem estar dentro do patamar ótimo. Dessa forma, este trabalho examinou se a relação entre reservas e juros é não-linear.

3. Referencial teórico

O modelo teórico seminal para o nível de reservas foi desenvolvido por Heller (1966). Nesse modelo, as reservas foram apresentadas como o elemento de estabilização do fluxo de comércio exterior na balança comercial. A abordagem utilizada foi a de custo e benefício marginais. Porém, o modelo apresentou alguns problemas como, *verbi gratia*, a confusão entre estoque e fluxo na fórmula. Assim, Hamada e Ueda (1977) corrigiram as falhas do modelo, mantendo a abordagem original 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.

Ben-Bassat e Gottlieb (1992) contribuíram ao incorporarem risco-país e custo da inadimplência ao 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) tratam as reservas 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, em que 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 alterada por paradas repentinas de entradas de capital, que é a única incerteza existente no modelo. Além disso, nesse modelo, a economia 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 $u(C) = \log \log(C)$ 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 é a 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:

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

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

na qual, $\gamma(\tau)$ 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 das reservas 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 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,

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

em que, v é o preço sombra.

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

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

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).

4. Metodologia

4.1. Não-linearidade entre reservas e juros

Esta seção é destinada à apresentação dos procedimentos que foram seguidos a fim de se investigar a possível não-linearidade presente na relação entre reservas internacionais e taxa de juros. Inicialmente, apresenta-se um modelo de regressão linear, estimado pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Em seguida, é especificado um modelo estimado pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). A seção é finalizada com a apresentação de um modelo de regressão com variável de *threshold*.

A partir do estudo de Laan et al. (2012), que utilizaram dívida/pib, risco-país e juros para explicar as reservas, utilizou-se um modelo de regressão linear, especificado na equação (11) especificada abaixo, para se estudar a relação entre reservas e taxa de juros.

$$Reservas_t = \alpha_0 + \alpha_1 D\acute{v}ida_t + \alpha_2 Risco_t + \alpha_3 Juros_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que, $Reservas_t = \frac{Reservas}{PIB}$; $D\acute{v}ida_t$ é a dívida/PIB, sendo que a dívida é, $\frac{Taxa\ de\ C\grave{a}mbio}{(Taxa\ de\ C\grave{a}mbio)}$

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 U\$S usando uma taxa de câmbio mensal;

$Risco_t$ é o risco-país medido pelo índice EMBI, que é calculado pela J. P. Morgan e contempla o diferencial entre o retorno de títulos nacionais e títulos estrangeiros; $Juros_t$ é a taxa básica de juros brasileira, a Selic; e ε_t é o termo de erro.

Partindo desse modelo simples, inseriram-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:

$$Reservas_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}Divida_t + \alpha_{12}Risco_t + \alpha_{13}Juros_t + \gamma_{10}Dbaixo + \gamma_{11}(Dbaixo * Juros_t) + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

$$Reservas_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}Divida_t + \alpha_{22}Risco_t + \alpha_{23}Juros_t + \gamma_{20}Dalto + \gamma_{21}(Dalto * Juros_t) + \varepsilon_{2t} \quad (13)$$

Um possível problema dos modelos apresentados é o de uma das variáveis explicativas ser endógena o que 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 Brasil⁶. A $Dívida_t$ também é tida como exógena, porque, apesar de a $Reservas_t$ poder interferir na composição da $Dívida_t$, ela não explica a $Dívida_t$. 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 à 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 à capacidade do país de pagar os juros da dívida, ele 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 por meio da estimação por mínimos quadrados em dois estágios, o MQ2E (GUJARATI E PORTER, 2011)⁷. Esse método consiste em encontrar uma variável instrumental que tenha correlação com a variável

⁶ 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.

⁷ É válido esclarecer que existem outros métodos para resolver o problema de simultaneidade gerado pela variável endógena, são eles: MQO para modelos recursivos e MQI (Mínimos Quadrados Indiretos) para equações exatamente identificadas (GUJARATI E PORTER, 2011). Porém, o MQ2E foi escolhido por ser muito usual para esse tipo de problema (DUTTA e SAHA, 2021; MILOVANSKA-FARRINGTON e FARRINGTON, 2021; XU et al., 2014).

explicativa endógena e não seja correlacionada com o termo de erro do modelo. A exogeneidade dos instrumentos escolhidos pode ser testada pelo teste de Sargan. Para testar a 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 três instrumentos para $Risco_t$:

- i) Variação da inflação - a variação da inflação pode explicar o risco, uma vez que grandes oscilações no nível de preço elevam a incerteza e, assim, o risco, como sugerem De Gregorio (1993), e Le e Zak (2006). A variação da inflação foi calculada usando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), da seguinte forma:

$$Inflação_t = \frac{IPCA_t}{IPCA_{t-1}} \quad (14)$$

- ii) Investimento líquido - 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 ($Investimento_t$).
- iii) Índice de palavras negativas sobre o Brasil - o índice de palavras hostis sobre o Brasil ($Hostil_t$) é uma variável construída que busca mensurar o sentimento do mundo em relação ao Brasil. A expectativa dos agentes econômicos é formada com base na percepção de risco do ambiente político-econômico (ARROW, 1951). Por isso, seguindo a mesma estratégia do trabalho de Moniz e Jong (2014), utilizou-se o dicionário de *Harvard (Inquirer Dictionaries)* na construção desse índice. A criação dessa variável se deu por meio da permissão que o jornal *The New York Times (NYT)* concede aos seus textos publicados pela chave API (*Application Programming Interface*)⁸. De posse das informações do *NYT*⁹, foi contabilizado o número de palavras positivas, negativas e hostis segundo classificação do dicionário de *Harvard (Inquirer Dictionaries)*. O cálculo do índice foi feito da seguinte forma:

$$Hostil_i = \frac{N^{\circ}hos_i}{N^{\circ}pos_i + N^{\circ}neg_i} \quad (15)$$

Sendo que, $N^{\circ}hos_i$ é o número de palavras hostis, $N^{\circ}neg_i$ é o número de palavras negativas, $N^{\circ}pos_i$ é o número de palavras e o subscrito “i” indica que isso foi feito para cada texto analisado. Por fim, foi calculada a média mensal dos últimos 12 meses, tornando $Hostil_t$ um índice mensal.

⁸ Ver: <https://developer.nytimes.com/>.

⁹ Foi utilizada a biblioteca ‘pnytimes’ do *Python*.

A partir 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, nos modelos até aqui propostos, 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.

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_1 x_i + \varepsilon_i, & q_i &\leq \gamma \\ y_i &= \beta_2 x_i + \varepsilon_i, & q_i &> \gamma \end{aligned} \quad (16)$$

Processo de estimação dos parâmetros é o mínimo quadrado ordinário (MQO) que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos (SQS) considerando as interações possíveis das variáveis até que se encontre, endogenamente, um limiar (o valor do *threshold*) que minimize a soma dos quadrados 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:

$$\begin{aligned} Res_t &= \alpha + \beta_{11} Div_t + \beta_{12} Risco_t + \beta_{13} Juros_t + \varepsilon_t, \\ Juros_t \leq \gamma Res_t &= \alpha + \beta_{21} Div_t + \beta_{22} Risco_t + \beta_{23} Juros_t + \varepsilon_t, \\ Juros_t > \gamma \end{aligned} \quad (17)$$

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 Lee e Strazicich (2004). Sendo que o teste de Lee e Strazicich apresenta a possibilidade de verificar a existência de duas quebras estruturais.

4.2. Fonte dos dados

O período analisado nesta pesquisa é de janeiro de 1999 a dezembro de 2020. O motivo desse recorte temporal se encontra no fato de que desde 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 foram aplicados no modelo foram coletados conforme descrito no quadro abaixo e a periodicidade adotada é mensal.

Quadro 1: Fonte dos dados

| Variável | Descrição | Fonte | Periodicidade |
|--|--|--|---------------|
| Reservas | Medido em dólares | Série 3546 do Bacen ¹⁰ | 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.

¹⁰ Os dados do Bacen foram obtidos pelo seu Sistema gerenciador de séries temporais (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>).

5. Apresentação e discussão dos resultados

5.1. Análise descritiva

Nesta seção, estão apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis. O foco da análise foi a relação entre as séries de interesse: $Reservas_t$ e $Juros_t$. Para auxiliar na discussão, a análise gráfica é utilizada. Na tabela 1 estão expostas as principais estatísticas descritivas das séries aqui utilizadas.

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

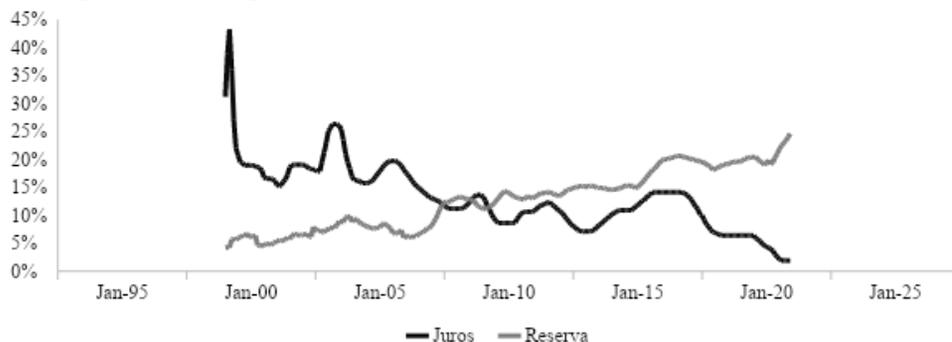
| Variável | Média | Mínimo | Máximo | Desvio Padrão |
|----------------------|--------|--------|--------|---------------|
| $Reservas_t$ | 0,127 | 0,042 | 0,246 | 0,052 |
| $Dívida_t$ | 0,290 | 0,144 | 0,486 | 0,067 |
| $Risco_t$ | 439,3 | 146,2 | 2034 | 345,9 |
| $Juros_t$ | 0,132 | 0,019 | 0,432 | 0,060 |
| 1º quartil dos juros | 0,064 | 0,019 | 0,089 | 0,0202 |
| 2º quartil dos juros | 0,1095 | 0,0901 | 0,1242 | 0,0085 |
| 3º quartil dos juros | 0,1452 | 0,1243 | 0,1674 | 0,013 |
| 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 porque a resposta de vários países à crise financeira de 2008 foi expandir a base monetária. Esse movimento resultou em maior liquidez no mundo e, por consequência, a taxa de juros foi reduzida em vários países, incluindo no Brasil.

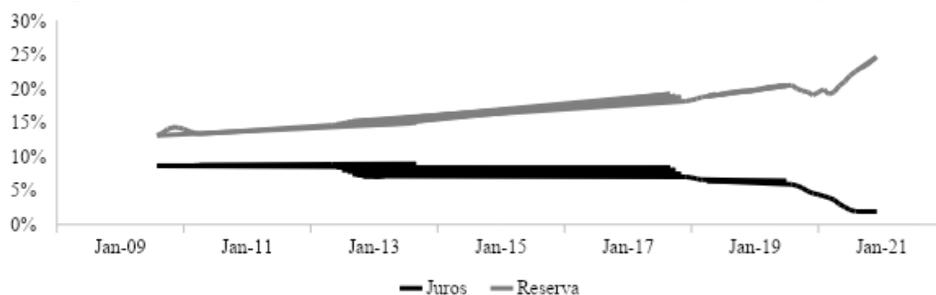
Com relação ao efeito do “boom das commodities”, segundo Shousha (2016), um aumento nos preços das commodities reduz o endividamento externo do país por meio do aumento do valor das exportações e, conseqüentemente, diminui a taxa de juros, que é fortemente relacionada ao risco-país. O movimento endógeno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

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

Figura 1: Evolução dos Juros e das Reservas entre os anos 1999-2020

Fonte: Elaboração própria.

As séries históricas da taxa de $Juros_t$ e das $Reservas_t$, a princípio, seguem uma trajetória condizente com a teoria¹¹. Majoritariamente, nos momentos em que a taxa Selic aumentou, as $Reserva_t$ caíram. E quando os $Juros_t$ reduziram, as $Reservas_t$ se elevaram. 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 $Juros_t$ e das $Reservas_t$ quando os juros tiveram os 25% dos valores mais baixos da amostra (1º quartil).

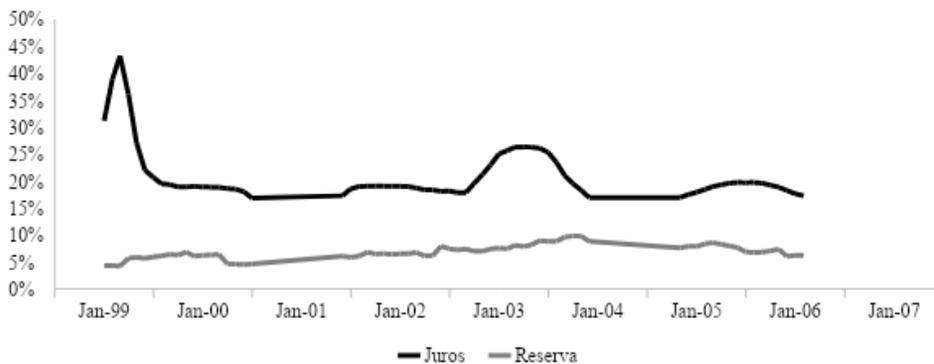
Figura 2: Evolução dos Juros e das Reservas no 1º quartil dos juros¹²

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 de vários países (incluindo o Brasil) 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 das $Reservas_t$, é possível inferir que o relacionamento inverso é neutralizado.

¹¹ Essa relação é condizente com a teoria, com exceção de momentos de instabilidade na economia brasileira, como em 2002 e 2014-2017. Períodos de forte instabilidade política onde, por exemplo, o Risco e a Dívida/PIB se elevaram. As figuras das séries Risco e Dívida/PIB estão anexadas.

¹² A correlação encontrada foi -0,7491.

Figura 3: Evolução dos Juros e das Reservas no 4º quartil dos juros¹³

Fonte: Elaboração própria.

Ao observar e comparar as Figuras 2 e 3, nota-se a possibilidade de que as $Reservas_t$ são mais sensíveis 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 das $Reservas_t$ às variações dele é menor. Essa avaliação é condizente com os valores calculados das correlações das variáveis no 1º e 4º quartil.

5.2. Resultados do modelo de regressão linear

Para verificar se a relação das $Reservas_t$ 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, foram aplicados testes de raiz unitária nas séries. Os testes DF-GLS e ZA indicaram que apenas a $Reserva_t$ 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, $Reserva_t$ é estacionária a 5%, e $Dívida_t$ é estacionária a 10% de significância¹⁴. Portanto, de maneira geral, os testes sugerem 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.

¹³ A correlação encontrada foi -0,4391.

¹⁴ Os resultados dos testes de raiz unitária realizados estão apresentados no Quadro 2A.

Tabela 2: Resultados 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>Dívida_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) |
| R² ajust | 0,5759 | 0,6042 | 0,6655 |
| Prob(F-statistic) | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |

Nota: *, ** e *** representam, respectivamente, significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%. Entre parênteses estão os desvios padrões. Fonte: Elaboração própria.

A $Dívida_t$ 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 apresentou coeficiente negativo em todos os modelos. Isso significa que um aumento no risco resultaria em diminuição das reservas. 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 das *Reservas_t* foi ascendente.

Os $Juros_t$ foram estatisticamente significativos ao nível de 1% de significância em todos os três modelos e o sinal de seu coeficiente foi negativo. Esse resultado está de acordo com o estudo de Hauner (2005), que pontua que os juros são um custo significativo na tomada de decisão sobre o nível das reservas. 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, *dummy* de intercepto, *Dbaixo*, apresentou coeficiente positivo, o que mostra que o nível das reservas é maior quando os juros estão baixos. Em situações como esta, o nível médio das reservas será de 28,65% (0,1991+0,0874). Esse resultado levanta a possibilidade de que os modelos de determinação de nível ótimo de reservas aplicados à economia brasileira deveriam considerar essa não-linearidade. Não considerar essa não-

linearidade é um possível motivo para Pelisser et al. (2018) terem encontrado que, entre 2011 e 2016, as reservas estariam acima do nível ótimo.

Ainda no Modelo 2, na variável de interação $Dbaixo * Juros_t$ observa-se que, quando os juros estão baixos, a resposta das $Reservas_t$ 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) nas $Reservas_t$. Esse resultado pode explicar o aumento das $Reservas_t$ entre 2019-2020 de cerca de 25% (veja a Figura 1).

Os resultados do Modelo 3 ratificam os encontrados no Modelo 2. A *dummy* de intercepto, $Dalto$, que caracteriza valores elevados dos juros, apresentou coeficiente com sinal negativo. Assim, conclui-se que nos momentos em que os juros estão acima de 16,18%, as reservas, em média, serão de 6,79% (0,2209-0,1530). Dessa forma, é possível notar que o patamar da $Reserva_t$ 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 no qual os juros estavam altos.

A variável de interação $Dalto * Juros_t$ revela que a sensibilidade das $Reservas_t$ 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) nas $Reservas_t$. Em situações em que o custo de carregamento das reservas está elevado, será menos sensível a variações nos juros. Nesse caso, as $Reservas_t$ se comportam 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 das $Reservas_t$ varia conforme o patamar em que se encontra a taxa de juros.

5.3. Resultados dos modelos com os instrumentos para $Risco_t$

Um problema dos modelos apresentados até aqui é a possível endogeneidade do $Risco_t$ que, se confirmada, a propriedade de não-tendenciosidade é perdida. Para resolver isso, foram utilizados como instrumentos a variação da inflação ($Inflação_t$), o investimento líquido ($Investimento_t$) e o índice de palavras hostis sobre o Brasil ($Hostil_t$). A correlação entre os instrumentos e o $Risco_t$ foram de 21,42%, -17,67% e -42,59%, respectivamente.

A correlação negativa entre $Risco_t$ e $Hostil_t$ é, a princípio, surpreendente. Isso porque esperava-se que a relação entre as variáveis fosse positiva. Porém, como a medida do $Risco_t$ é uma variável que considera diferenciais de rendimentos dos títulos públicos brasileiros com os títulos emitidos pelo tesouro americano e que a taxa de juros do Brasil reduziu significativamente no período 1999-2020, tem-se que a trajetória do $Risco_t$ foi decrescente. Por outro lado, $Hostil_t$ aumentou nos anos aqui estudados. Uma possível justificativa para isso é que $Hostil_t$ capta o risco político, que, dado aos acontecimentos dos últimos anos, pode ter se elevado.

Além do cálculo da correlação, foi realizada uma regressão simples para verificar se as variáveis escolhidas podem explicar o $Risco_t$. Dessa estimação, obtém-se que o modelo e todos os instrumentos foram estatisticamente significativos ao nível de 1% de significância. Portanto, a princípio, os instrumentos são válidos.

Para testar a validade dos instrumentos, foi usado o teste de Sargan. A hipótese nula desse teste é que eles são válidos. Nos três modelos, a hipótese de validade dos instrumentos foi rejeitada ao nível de 1% de significância. Porém, a literatura não aponta que existe causalidade simultânea entre reservas e os instrumentos usados. O R^2 ajustado e o R^2 parcial encontrados em todos os modelos foram superiores a 57%. Além disso, os valores da estatística F foram superiores a dez em todos os modelos. Esses resultados indicam que os instrumentos são fortes.

Um outro teste que foi aplicado neste trabalho foi o teste de Durbin-Wu-Hausman (resultados na Tabela 3 a seguir), com o objetivo de verificar se o regressor ($Risco_t$), que foi tido como endógeno, de fato o é. A hipótese nula do teste é de exogeneidade do regressor. A não rejeição da hipótese nula implica no uso dos estimadores de MQO, por serem os estimadores eficientes, e não dos estimadores de MQ2E. Ao nível de significância de 10%, a hipótese de exogeneidade foi rejeitada nos modelos 1 e 3. Portanto, ao nível de 10% de significância estatística, o MQ2E é preferível ao MQO nos modelos 1 e 3.

Tabela 3: Resultados das regressões estimadas pelo MQ2E

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
|--|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| Primeiro estágio | | | |
| <i>Constante</i> | 569,67*** (195,59) | 572,79*** (212,19) | 734,50*** (191,98) |
| <i>Dívida_t</i> | -368,89** (187,14) | -512,31*** (171,82) | -762,70*** (170,71) |
| <i>Inflação_t</i> | 479,87*** (146,55) | 321,83** (151,14) | 416,75*** (142,55) |
| <i>Investimento_t</i> | -0,0024*** (0,0002) | -0,0019*** (0,0003) | -0,0022*** (0,0002) |
| <i>Hostil_t</i> | -2664,77*** (324,98) | -2530,36*** (360,32) | -2206,68*** (328,25) |
| <i>Juros_t</i> | 2975,13*** (279,82) | 3709,21*** (514,69) | 1448,92*** (282,04) |
| <i>Dbaixo</i> | | 417,87*** (104,85) | |
| <i>Dbaixo * Juros_t</i> | | -4692,07*** (1016,02) | |
| <i>Dalto</i> | | | 288,39* (172,80) |
| <i>Dalto * Juros_t</i> | | | 62,21 (755,52) |
| Segundo estágio | | | |
| <i>Constante</i> | 0,2103*** (0,0128) | 0,1917*** (0,0130) | 0,2160*** (0,0129) |
| <i>Dívida_t</i> | 0,0181 (0,0351) | -0,0437 (0,0359) | 0,0484 (0,0314) |
| <i>Risco_t</i> | 0,00001 (0,00001) | -0,00006*** (0,00002) | 0,00003* (0,00001) |
| <i>Juros_t</i> | -0,7087*** (0,0866) | -0,2537** (0,1117) | -0,8711*** (0,0697) |
| <i>Dbaixo</i> | | 0,1097*** (0,0171) | |
| <i>Dbaixo * Juros_t</i> | | -1,2304*** (0,1727) | |
| <i>Dalto</i> | | | -0,1653*** (0,0091) |
| <i>Dalto * Juros_t</i> | | | 0,7547*** (0,0822) |
| R² ajust | 0,5781 | 0,5924 | 0,6305 |
| Prob(F-statistic) | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| F-statistic | 37,99 | 25,79 | 51,85 |
| P-value (teste de Sargan) | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| P-value (teste Durbin-Wu-Hausman) | 0,0582 | 0,1084 | 0,0174 |

Nota: *, ** e *** representam, respectivamente, significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%. Entre parênteses estão os desvios padrões. Fonte: Elaboração própria.

Então, com o uso desses dois instrumentos, os três modelos foram estimados pelo método MQ2E¹⁵. 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 tabela 3, 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.

Os resultados do primeiro estágio indicam que $Inflação_t$ 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. Do mesmo modo, $Investimento_t$ e $Hostil_t$ foram estatisticamente significativos nos modelos 1, 2 e 3, ao nível de 1% de significância.

O segundo estágio da estimação revela os parâmetros da equação de interesse. No modelo 1, somente os $Juros_t$ foram significativos ao nível de 1% de significância, e a relação encontrada foi negativa como se esperava. Quanto maior os juros, menor será a $Reserva_t$ pois o seu custo será maior.

No modelo 2, $Risco_t$, $Juros_t$, *Dbaixo* e *Dbaixo * Juros_t* foram estatisticamente significativos ao nível de 5% de significância. $Risco_t$ apresentou coeficiente com sinal negativo, indicando que quanto maior o risco, maior a necessidade do uso das $Reservas_t$ e, por isso, o nível de reservas nesse caso diminuiria. Portanto, as $Reservas_t$ servem como um fundo de emergência, como aponta Carvalho (2009). A relação apresentada entre $Reservas_t$ e $Juros_t$ foi negativa. Afinal, quanto maior o custo ($Juros_t$), menor as $Reservas_t$. As *dummies* também apresentaram sinal esperado e confirmam a hipótese deste trabalho. Sendo que, *Dbaixo* indica que o nível das $Reservas_t$ será 0,1097 maior quando os juros estiverem baixos, e *Dbaixo * Juros_t* revela que sua sensibilidade será -1,23 maior quando o patamar dos juros for baixo.

No modelo 3, o $Risco_t$ foi estatisticamente significativo a 10% de significância e seu coeficiente apresentou sinal positivo. Assim, quanto maior o risco, maior será o nível das reservas. Esse resultado é contrário ao encontrado no modelo 2 e é condizente com o que Aizenman e Marion (1999 e 2003) afirmam sobre quanto maior o risco, maior será a necessidade das reservas, havendo grande aversão à perda. Os autores pontuam que em um cenário de maior instabilidade, o motivo precaucional por acúmulo de reservas cresce. Ainda no modelo 3 as variáveis $Juros_t$, *Dalto* e *Dalto * Juros_t* foram significativos ao nível de 1% de significância e os seus sinais foram conforme o esperado e confirmam a hipótese de não-linearidade entre $Reservas_t$ e $Juros_t$. Portanto, pode-se destacar que os resultados das estimações por MQ2E se mostraram semelhantes aos dos obtidos nas estimações apresentadas na subseção anterior.

¹⁵ Foram computados erros padrão robustos.

5.4. Resultados do modelo não-linear

Uma crítica cabível às 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.

O *threshold* estimado 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 a mesma para toda a amostra.

Tabela 4: Resultado da regressão com threshold

| | Painel (a) | Painel (b) |
|----------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>Dívida_t</i> | 0,1618*** (0,0541) | -0,1597** (0,0749) |
| <i>Risco_t</i> | 0,000251*** (0,0001) | -0,000256** (0,0001) |
| <i>Juros_t</i> | -0,4392** (0,1573) | 0,3418** (0,1358) |
| <i>Constante</i> | | 0,0913*** (0,0303) |
| <i>Threshold</i> | | 0,1447 |
| <i>R² ajust</i> | | 0,80 |
| <i>Prob(F-statistic)</i> | | 0,0000 |

Nota: *, ** e *** representam, respectivamente, significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%. Entre parênteses estão os desvios padrões. Fonte: Elaboração própria.

Todos os parâmetros encontrados foram significativos ao nível de 5% de significância estatística. Os resultados encontrados sugerem que, quando $Juros_t \leq 14,47\%$, uma variação em um ponto percentual na *Dívida_t* resultará em uma variação de 16,18% nas *Reservas_t*. E, quando os $Juros_t > 14,47\%$, a variação de um ponto percentual da *Dívida_t* gerará uma variação de 0,21% (0,1618-0,1597) nas *Reservas_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 *Reserva_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 em que $Juros_t > 14,47\%$, uma elevação de um ponto percentual no $Risco_t$ gerará uma redução de 0,0005% (0,000251-0,000256) na $Reserva_t$. 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 $Reserva_t$, 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 $Reserva_t$ e taxa de juros, como já foi pontuada, é condizente com a literatura (HAUNER, 2005 e HELLER, 1966).

O resultado de que há diferença na sensibilidade da $Reserva_t$ em relação ao patamar dos $Juros_t$ foi confirmado em todos os métodos e abordagens usados neste trabalho. Isso revela que a interferência da política monetária na $Reserva_t$ varia conforme o nível adotado nos $Juros_t$. 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.

Conclusão

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 incluída 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 a taxa de juros não-linear não foi rejeitada. 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, as 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. Assim, os resultados dos trabalhos que não incorporaram a não-linearidade podem ser enganosos. Dessa forma, o tomador de decisão deve considerar essa não-linearidade associada ao patamar dos juros na determinação da Res_t .

Além disso, neste trabalho, foi possível encontrar mais uma implicação decorrente da forma como a política monetária é conduzida. Uma política monetária que seja dirigida com um planejamento de abaixar/elevar 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.

Agradecimentos

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Referências

- AIZENMAN, J.; MARION, N. Reserve uncertainty and the supply of international credit. 1999.
- Aizenman, J., & Marion, N. (2002). Reserve uncertainty and the supply of international credit. **Journal of Money, Credit, & Banking**, 34(3), 631-631.
- 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, 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.
- ARROW, K. J. Alternative approaches to the theory of choice in risk-taking situations. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 404-437, 1951
- 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, 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.

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.

CARVALHO, Fernando J. The accumulation of international reserves as a defense strategy. 2009.

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.

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.

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.

DUTTA, K. D.; SAHA, M. Nexus of governance, macroprudential policy and financial risk: cross-country evidence. **Economic Change and Restructuring**, v. 54, n. 4, p. 1253-1298, 2021.

FMI. Assessing Reserve Adequacy - Specific Proposals. INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014.

FRENKEL, J. A.; JOVANOVIĆ, B. Optimal International Reserves: A Stochastic Framework. **The Economic Journal**, v. 91, n. 362, p. 507, 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.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. Métodos de equações simultâneas. *In*: _____. (org). **Econometria básica-5**. Amgh Editora, 2011. p. 705-730

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; 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, 2011.
- LAAN, C. R.; 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, J. 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, L. S.; SOARES, T. C. 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.
- MILOVANSKA-FARRINGTON, S; FARRINGTON, S. Discipline, risk, and the endogeneity between financial decisionmaking and health. **Journal of Economics and Finance**, v. 45, n. 4, p. 596-636, 2021.

MONIZ, A.; JONG, F. Predicting the impact of central bank communications on financial market investors' interest rate expectations. In: **European Semantic Web Conference**. Springer, Cham, 2014. p. 144-155.

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.

STOCK, James; YOGO, **Motohiro**. **Asymptotic distributions of instrumental variables statistics with many instruments**. Chapter, 2005.

VONBUN, Christian. Reservas Internacionais para o Brasil: custos fiscais e patamares ótimos. **Texto para Discussão**, 2008.

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.

XU, N.; Li, X.; Yuan, Q.; Chan, K. C. Excess perks and stock price crash risk: Evidence from China. **Journal of Corporate Finance**, v. 25, p. 419-434, 2014.

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

ANEXO A – Tabela com os testes de raiz unitária**Quadro 2A: Resultados dos testes de raiz unitária realizados**

| Variáveis | DF-GLS | | PP | | Zivot-Andrews | | Lee Strazicich LM (uma quebra) | | Lee Strazicich LM (duas quebras) | |
|-----------|--------|---------------|----------|----------|---------------|----------|-----------------------------------|----------------------|-------------------------------------|---------------------------------|
| | I | I e T | I | I e T | I | I e T | Crash | Break | Crash | Break |
| Res_t | 1.512 | - 3.566*** | -0.086 | -2.935 | -2.935 | -4.630** | -4.396*** 2004m05 | -5.113*** 2003m10 | -4.005** 2007m03 2017m11 | -5.422 2005m03 2007m02 |
| Div_t | 0.067 | -1.412 | -1.616 | -1.674 | -4.239 | -3.652 | -1.932 2009m12 | -3.901* 2012m03 | -2.660 2009m12 2011m08 | -5.611* 2004m11 2016m01 |
| $Risco_t$ | -0.293 | -1.615 | -3.207** | -3.403* | - 5.015** | -3.665 | -3.353** 2002m10 | -5.048*** 2008m04 | -4.202*** 2002m12 2003m04 | -6.522** 2002m11 2005m08 |
| $Juros_t$ | 0.508 | -1.838 | -2.586* | -3.629** | -4.242 | -3.936 | -2.072 2001m07 | -3.447 2015m04 | -3.063 2003m10 2017m03 | -7.243*** 2003m02 2014m04 |