

MIRIÃ LIMA PAIVA

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

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos

**VIÇOSA – MINAS GERAIS
2021**

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade Federal de Viçosa - Campus Viçosa

T

Paiva, Miriã Lima, 1995-
P149r Reservas internacionais e taxa de juros no Brasil entre
2021 1999-2020 / Miriã Lima Paiva. – Viçosa, MG, 2021.
1 dissertação eletrônica (39 f.): il.

Inclui anexos.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural, 2021.

Referências bibliográficas: f. 34-37.

DOI: <https://doi.org/10.47328/ufvbbt.2022.014>

Modo de acesso: World Wide Web.

1. Reservas cambiais - Brasil. 2. Taxas de juros. 3. Análise de regressão. I. Mattos, Leonardo Bornacki de, 1977-. II. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. III. Título.

CDD 22. ed. 332.45

Bibliotecário(a) responsável: Alice Regina Pinto CRB6 2523

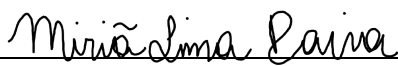
MIRIÃ LIMA PAIVA

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

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 20 de outubro de 2021.

Assentimento:



Miriã Lima Paiva
Autor



Leonardo Bornacki de Mattos
Orientador

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela saúde e disposição.

Aos meus pais, Nádya Nara Lima de Paiva e Geraldo Magela de Paiva, que sempre estiveram ao meu lado.

Aos meus irmãos, Ismael Lucas de Paiva e Rafael Matheus Lima Paiva, que sempre me incentivaram e ajudaram.

Aos professores e funcionários do Departamento de Economia Rural, que me trataram com carinho e respeito. Em particular à professora Viviani Silva Lírio, que me incentivou ao longo do curso, e ao professor Leonardo Bornacki de Mattos, que me ajudou e motivou, pacientemente, durante o curso e na elaboração deste trabalho.

Aos meus colegas de turma. Especialmente à Renata de Souza Santos e à Ana Paula Nunes Silva, pela amizade.

Ao Rodrigo da Silva Souza pela ajuda neste trabalho.

Ao CNPq pelo apoio financeiro ao longo do mestrado.

Este estudo foi parcialmente financiado pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código Financeiro 001.

RESUMO

PAIVA, Miriã Lima, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, outubro de 2021. **Reservas internacionais e taxa de juros no brasil entre 1999-2020**. Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Durante a década de 2000, a reserva internacional 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 se relacione 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 encontrado indicou que a relação entre reserva e taxa de juros é não-linear.

Palavras-chave: Reservas internacionais. Juros. Não-linearidade.

ABSTRACT

PAIVA, Miriã Lima, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, October, 2021. **International reserves and interest rates in Brazil between 1999-2020**. Adviser: Leonardo Bornacki de Mattos.

During the 2000s, the Brazilian international reserve 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 is non-linearly related to the interest rate. To verify this, descriptive statistical analysis, linear regression models and threshold regression models were used. The result found indicated that the relationship between reserve and interest rate is non-linear.

Keywords: International reserves. Interest. Non-linearity.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Evolução dos Juros e da Reservas entre os anos 1999-2020	24
Figura 2: Evolução dos Juros e da Reserva no 1º quartil dos juros	24
Figura 3: Evolução dos Juros e da Reservas no 4º quartil dos juros.....	25
Figura 4A: Evolução do Risco e da razão Dívida/PIB no período 1999-2020.....	38

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Fonte dos dados	22
Quadro 2B: Resultados dos testes de raiz unitária realizados	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis do modelo estimado entre 1999-2020.....	23
Tabela 2: Estimacões das regressões do modelo linear.....	26
Tabela 3: Estimacões das regressões pelo MQ2E.....	30
Tabela 4: Regressão com <i>threshold</i>	31

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
2. REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA	12
3. REFERENCIAL TEÓRICO	15
4. METODOLOGIA	18
4.1 Não-linearidade entre reservas e juros	18
4.2 Fonte dos dados	21
5. APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	23
5.1 Análise descritiva	23
5.2 Resultados do modelo de regressão linear	25
5.3 Resultados dos modelos com os instrumentos para $Risco_t$	28
5.4 Resultados do modelo não-linear	31
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	33
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	34
ANEXO A – Gráfico do Risco e da razão Dívida/PIB	38
ANEXO B – Tabela com os testes de raiz unitária	39

1. INTRODUÇÃO

As reservas internacionais apresentam uma trajetória crescente desde o início do século XXI. 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 MARION, 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 às 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 para 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. Assim, 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*).

No caso do Brasil, um país em desenvolvimento, a taxa básica de juros interna esteve, historicamente, desde a adoção do tripé macroeconômico em 1999, majoritariamente acima de 10% a.a. (dez inteiros por cento ao ano). Isso somado ao aumento do nível de reserva internacional resultou na trajetória ascendente do custo de carregamento das reservas. Diante

disso, a literatura tem apontado que as reservas estariam acima do patamar ótimo (nível em que o custo marginal das reservas se iguala ao seu benefício)¹.

Porém, devido a algumas mudanças ocorridas nos últimos cinco anos, pode ser que as reservas não estejam acima do ótimo. Uma razão que contribui com essa ideia é o crescimento de 20% do Risco-Brasil entre 2019 e 2020, segundo dados do J.P. Morgan. Vale ressaltar que, o Fundo Monetário Internacional (2019) considerou o nível de reservas do Brasil adequadas, apesar da razão reservas/ARA, em 2019, ter sido de 158², devido à necessidade de cobrir um conjunto amplo de riscos.

Outro possível motivo de as reservas não estarem acima do ótimo é a redução recente do custo líquido das reservas. 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). Essa redução é consequência da queda da taxa juros brasileira³. Em 2020, a Selic atingiu o patamar histórico de 2% a.a. (dois inteiros por cento ao ano). Diante dessa queda significativa, levantou-se a possibilidade das reservas se relacionar de forma não-linear com a taxa de juros.

Dessa forma, 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 econômica. 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 apresentada a revisão de literatura empírica, seguido pelo referencial teórico e, na sequência, apresentação da metodologia, discussão dos resultados e as considerações finais.

¹ Ver Silva e Silva (2004), Cavalcanti e Vonbun (2008), Laan et al. (2012) e Pelisser et al. (2018).

² O FMI estabeleceu como ótimo valores entre 100 e 150 para a razão reservas/ARA.

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

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 JOVANOVIČ, 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 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 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 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. Uma das consequências disso é a diminuição do custo de manutenção da reserva. Em 2019, o custo líquido de carregamento da reserva 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 reserva 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 a 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.

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) 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 $u(C) = \log(C)$ 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, $Y_t^s = (1-\gamma)^t Y_0$ 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 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 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).

4. METODOLOGIA

Esta seção está dividida em duas partes. Na primeira subseção, estão apresentados os procedimentos utilizados neste trabalho. Para avaliar se a relação entre reserva e taxa de juros é não-linear, inicialmente, foi realizada análise de estatística descritivas, em seguida, regressões lineares, e, por fim, regressão com *threshold*. E, na segunda parte, estão as informações acerca da base de dados.

4.1 Não-linearidade entre reservas e juros

Para examinar a relação entre a razão reserva/PIB e taxa de juros, inicialmente, foi realizada análises descritivas, gráfica e de correlação entre as variáveis de interesse. Por meio dessa avaliação foi possível observar indicativos de que a relação da reserva⁴ 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:

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

em que, $Reserva_t = \frac{Reservas}{PIB/(Taxa\ de\ C\grave{a}mbio)}$; $D\acute{v}ida_t$ é a dívida/PIB, sendo que 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 U\$\$ usando uma taxa de câmbio mensal; $Risco_t$ é o risco-país medido pelo índice EMBI calculado pela J. P. Morgan; $Juros_t$ é a taxa básica de juros brasileira, a Selic; e ε_t é o termo de erro.

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:

$$Reserva_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} D\acute{v}ida_t + \alpha_{12} Risco_t + \alpha_{13} Juros_t + \gamma_{10} Dbaixo + \gamma_{11} (Dbaixo * Juros_t) + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

$$Reserva_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} D\acute{v}ida_t + \alpha_{22} Risco_t + \alpha_{23} Juros_t + \gamma_{20} Dalto + \gamma_{21} (Dalto * Juros_t) + \varepsilon_{2t} \quad (13)$$

⁴ Durante o texto a razão reserva/PIB foi chamada de reserva.

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 Brasil⁵. A $Dívida_t$ também é tida como exógena, porque, apesar de a $Reserva_t$ 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 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 por meio 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 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 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 Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), da seguinte forma:

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

⁵ 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.

- 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 mensura o sentimento do mundo em relação ao Brasil. Quanto maior o valor do índice, maior seria a percepção do risco-país por parte dos agentes. 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*)⁶. De posse das informações do *NYT*⁷, 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.

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.

⁶ Ver: <https://developer.nytimes.com/>

⁷ Foi utilizada a biblioteca ‘pynytimes’ do *Python*.

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

Processo de estimação dos parâmetros é o mínimo quadrados 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 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:

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

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

4.2 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 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 será mensal.

Quadro 1: Fonte dos dados

Variável	Descrição	Fonte	Periodicidade
Reservas	Medido em dólares	Série 3546 do Bacen ⁸	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.

⁸ 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
$Reserva_t$	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

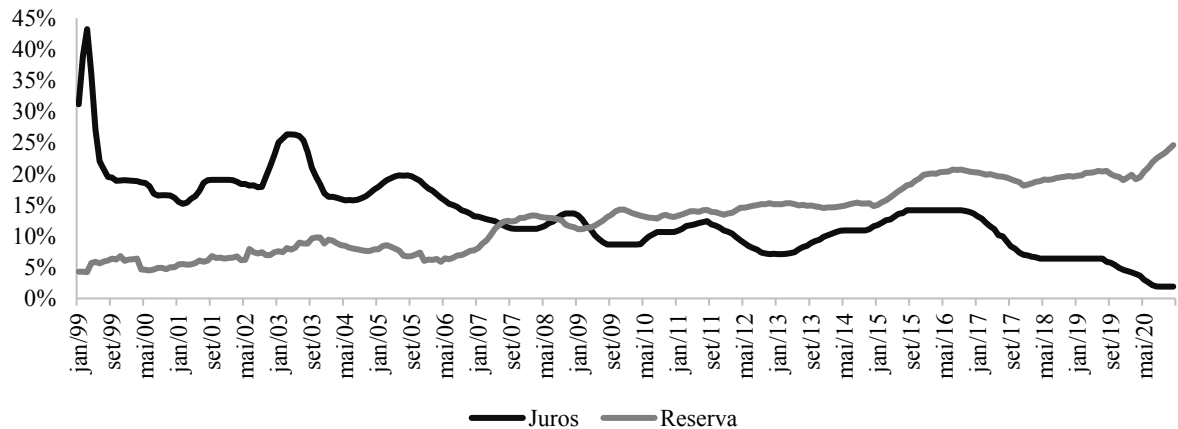
Fonte: Elaboração própria.

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 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.

A relação dos $Juros_t$ e $Reserva_t$ 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.

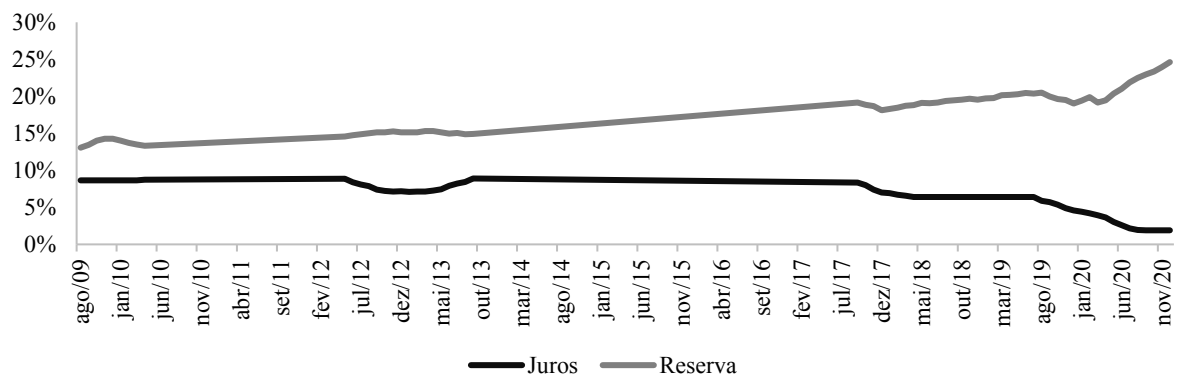
Figura 1: Evolução dos Juros e da Reservas entre os anos 1999-2020



Fonte: Elaboração própria.

As séries históricas da taxa de $Juros_t$ e da $Reserva_t$, a princípio, seguem uma trajetória condizente com a teoria⁹. Majoritariamente, momentos em que a taxa Selic aumentou, a Res_t caiu. E quando os $Juros_t$ reduziram, a $Reserva_t$ se elevou. 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 da $Reserva_t$ quando os juros tiveram os 25% dos valores mais baixos da amostra (1º quartil).

Figura 2: Evolução dos Juros e da Reserva no 1º quartil dos juros¹⁰



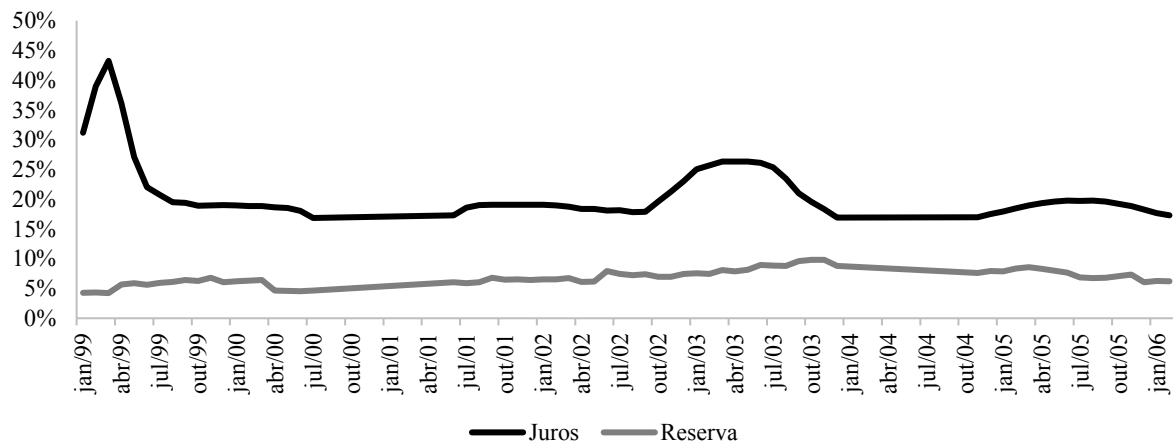
Fonte: Elaboração própria.

⁹ 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.

¹⁰ A correlação encontrada foi -0,7491.

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 da $Reserva_t$, é possível inferir que o relacionamento inverso é neutralizado.

Figura 3: Evolução dos Juros e da Reservas no 4º quartil dos juros¹¹



Fonte: Elaboração própria.

Ao observar e comparar as Figuras 2 e 3, nota-se a possibilidade de que a $Reserva_t$ 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 $Reserva_t$ 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 da $Reserva_t$ 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.

¹¹ A correlação encontrada foi -0,4391.

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 significância¹². 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.

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)
<i>R² ajust</i>	0,5759	0,6042	0,6655
<i>Prob(F-statistic)</i>	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 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

¹² Ver Tabela 5 em anexo para os resultados dos testes de raiz unitária.

risco reduziu cerca de 80% devido às condições mais favoráveis para os países emergentes exportadores de commodities, enquanto a trajetória da razão $Reserva_t$ 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 são um 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, $Dbaixo$, mostra que, quando os juros estão baixos, o nível médio da $Reserva_t$ será de 28,65% (0,1991+0,0874). Assim, o nível da $Reserva_t$ é maior quando os juros estão baixos. Esse resultado levanta a possibilidade de que os modelos de determinação de nível ótimo de reservas aplicados à 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, na variável de interação $Dbaixo * Juros_t$ observa-se que, quando os juros estão baixos, a resposta da $Reserva_t$ 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 $Reserva_t$. Esse resultado pode explicar o aumento da $Reserva_t$ 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, $Dalto$, para valores elevados dos juros foi negativa. Assim, conclui-se que nos momentos em que os juros estão acima de 16,18%, a $Reserva_t$ em média será de 0,0679 (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 da $Reserva_t$ 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

$Reserva_t$. Em situações em que o custo de carregamento das reservas está elevado, aumento nos juros não diminuirá tanto a $Reserva_t$ devido à necessidade do país de manter certo patamar. Nesse caso, a $Reserva_t$ 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 $Reserva_t$ 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 avaliar a validade dos instrumentos foi usado o teste de Sargan. A hipótese nula desse teste é que eles são válidos. Em nenhum dos três modelos os instrumentos foram conjuntamente não válidos ao nível de 1% de significância. Foi-se utilizado, também, o teste de Stock e Yogo (2005). 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, com o objetivo de verificar se o regressor, que foi tido como endógeno, de fato o é. A hipótese nula do teste é que o regressor é exógeno. Se não for rejeitada, significa que não haverá simultaneidade e, por isso, o MQO será preferível ao MQ2E, por ser eficiente. Ao nível de 5 % de significância estatística, nos modelos 1 e 3 a hipótese de exogeneidade não foi rejeitada. Já no modelo 2, a hipótese nula (hipótese de endogeneidade) não foi rejeitada ao nível de 10% de significância estatística. Portanto, ao nível de 5% de significância estatística, o MQO é preferível ao MQ2E nos modelos 1 e 2.

Então, com o uso desses dois instrumentos, os três modelos foram estimados pelo método MQ2E¹³. 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 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. Semelhantemente, $Investimento_t$ 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 sinal negativo, indicando que quanto maior o risco, maior a necessidade do uso da $Reserva_t$. Portanto, a $Reserva_t$ serve como um fundo de emergência como aponta Carvalho (2009). A relação apresentada entre $Reserva_t$ e $Juros_t$ foi negativa. Afinal, quanto maior o custo ($Juros_t$), menor a $Reserva_t$. As *dummies* também apresentaram sinal esperado e confirmam a hipótese deste trabalho. Sendo que, $Dbaixo$ indica que o nível da $Reserva_t$ será 0,1097 maior quando os juros estiverem

¹³ Foram computados erros padrão robustos.

baixos, e $Dbaixo * Juros_t$ revela que sua sensibilidade será -1,23 maior quando o patamar dos juros for baixo.

Tabela 3: Resultados das regressões 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)
R ² ajust	0,5781	0,5924	0,6305
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.

No modelo 3, o $Risco_t$ foi estatisticamente significativa a 10% de significância e o sinal foi positivo. Esse resultado é contrário ao encontrado no modelo 2 e é condizente com o que Aizenman e Marion (1999 e 2003) afirmam sobre quanto a 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 reserva 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 $Reserva_t$ 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.

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 mesma para toda a amostra.

Tabela 4: Resultado da regressão com *threshold*

	Painel (a)	Painel (b)
$Dívida_t$	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 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% na $Reserva_t$. 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) na $Reserva_t$. A relação positiva entre as variáveis condiz com o modelo teórico de Jeanne e Rancière (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.

6. 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 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 taxa de juros é 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, 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.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 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.
- 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.

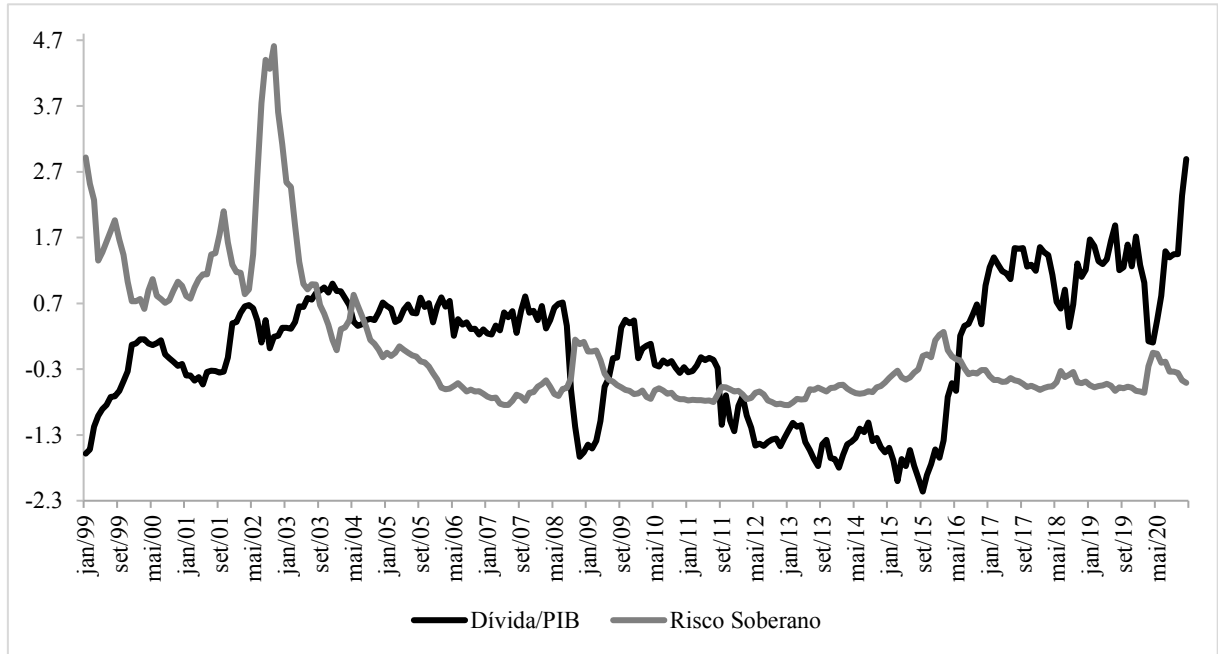
- DE GREGORIO, J., 1993. Inflation, taxation, and long-run growth. **Journal of Monetary Economics** 31 (3), 271e298.
- DELATTE, A. L.; FOUQUAU, J. The determinants of international reserves in the emerging countries: A nonlinear approach. **Applied Economics**, v. 43, n. 28, p. 4179–4192, 2011.
- DOMINGUEZ, 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.
- 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.
- FRENKEL, J. A.; JOVANOVIC, 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.
- GREENE, William H. **Econometric analysis**. Pearson Education India, 2003.
- 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.
- 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.
- 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 – Gráfico do Risco e da razão Dívida/PIB

Figura 4A: Evolução do Risco e da razão Dívida/PIB no período 1999-2020



Fonte: Elaboração própria.

ANEXO B – Tabela com os testes de raiz unitária

Quadro 2B: 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
<i>Res_t</i>	1.512336	-3.566853***	-0.086810	-2.935926	-2.935926	-4.630457**	-4.396021*** 2004m05	-5.113307*** 2003m10	-4.004908** 2007m03 2017m11	-5.422275 2005m03 2007m02
<i>Div_t</i>	0.067936	-1.412986	-1.616619	-1.674950	-4.239989	-3.652129	-1.932089 2009m12	-3.900570* 2012m03	-2.659798 2009m12 2011m08	-5.610880* 2004m11 2016m01
<i>Risco_t</i>	-0.293928	-1.615331	-3.207763**	-3.403565*	-5.015816**	-3.665567	-3.353980** 2002m10	-5.048762*** 2008m04	-4.201997*** 2002m12 2003m04	-6.522121** 2002m11 2005m08
<i>Juros_t</i>	0.508246	-1.838695	-2.586265*	-3.629579**	-4.242705	-3.936736	-2.072265 2001m07	-3.447290 2015m04	-3.063078 2003m10 2017m03	-7.242737*** 2003m02 2014m04

Nota: *, ** e *** representam, respectivamente, significância de estatística de 10%, 5% e 1% para se rejeitar H_0 de que há raiz unitária.

Fonte: Elaboração própria.