

ARTIGOS

Luciane Flores Jacobi^I

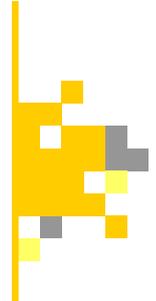
Daniel Arruda Coronel^{II}

Leonardo Sangoi Copetti^{III}

Adriano Mendonça Souza^{IV}

Relações entre determinantes do investimento estrangeiro direto e em carteira no Brasil

Relationships between determinants of foreign direct and portfolio investment in Brazil



RESUMO:

Esta pesquisa analisa as relações existentes entre investimentos estrangeiros diretos (IEDs) e em carteira (IECs) no Brasil e seus determinantes macroeconômicos internos, visando responder à seguinte questão: há diferenças entre o IED e o IEC no Brasil e seus determinantes macroeconômicos internos? Para uma análise exploratória, utilizou-se a revisão bibliográfica, a estatística descritiva e a análise de *cluster*. A análise confirmatória deu-se por meio da estimação de dois modelos vetorial de correção de erro (VEC), considerando como variáveis dependentes o investimento estrangeiro direto e o investimento estrangeiro em carteira. As variáveis independentes foram risco, abertura comercial, taxa de câmbio e taxa de inflação. A análise de *cluster* foi utilizada como um pré-tratamento aos modelos VEC e demonstrou-se eficiente na classificação das variáveis com base em sua exogeneidade. As estimativas dos modelos VEC indicaram que a variável risco foi contrária ao investimento estrangeiro direto, mas positiva ao investimento estrangeiro em carteira. A abertura comercial não representou estímulo ao IED, mas foi favorável ao IEC. A desvalorização cambial atuou de forma distinta ao investimento estrangeiro, servindo como estímulo ao IED e desestimulando o IEC. A variável taxa de inflação apresentou sinal positivo ao investimento estrangeiro direto, mas foi negativa ao investimento estrangeiro em carteira.

Palavras-chave: Investimento estrangeiro direto; Investimento estrangeiro em carteira; Análise de cluster; Vetor de correção de erros

ABSTRACT:

This research analyzes the relationships between foreign direct investment (FDI) and portfolio investment (PI) in Brazil, along with their domestic macroeconomic determinants, aiming to address the following question: are there differences between FDI and PI in Brazil and their internal macroeconomic determinants? For exploratory analysis, the study employed literature review, descriptive statistics, and cluster analysis. Confirmatory analysis was conducted through the estimation of two vector error correction models (VECM), with FDI and PI as dependent variables. The independent variables included risk, trade openness, exchange rate, and inflation rate. Cluster analysis was used as a preprocessing step for VEC models, effectively classifying variables based on their exogeneity. VEC model estimates indicated that the risk variable had a negative effect on FDI but a positive effect on PI. Trade openness did not stimulate FDI; however, it was favorable for PI. Exchange rate depreciation had different impacts on foreign investment, stimulating FDI but discouraging PI. The inflation rate showed a positive relationship with FDI but a negative relationship with PI.

Keywords: Foreign direct investment; Foreign portfolio investment; Cluster analysis; Vector error correction

^I Doutora em Agronomia pela Universidade Federal de Santa Maria; Professora, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, Brasil. luciane.jacobi@ufsm.br,  <https://orcid.org/0000-0003-4622-9292>

^{II} Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa; Professor, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, Brasil. daniel.coronel@uol.com.br,  <https://orcid.org/0000-0003-0264-6502>

^{III} Mestre em Administração de Empresas pela Universidade Federal de Santa Maria; Professor, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, Brasil. leonardocopetti@hotmail.com,  <https://orcid.org/0000-0002-4801-4714>

^{IV} Doutorado em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina; Professor, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS, Brasil. souza.adriano@ufsm.br,  <https://orcid.org/0000-0002-1562-2246>

INTRODUÇÃO

A década de 1990 marcou o incremento dos fluxos globais de investimentos e o crescimento da participação dos países emergentes, como o Brasil (BITTENCOURT; 2016, SCHNORRENBARGER; MEURER, 2017). O contexto macroeconômico local pode ser visto como um fator-chave para influenciar o desempenho de empresas e atrair investimentos para um país, seguindo ou contrapondo tendências globais.

A literatura internacional de negócios costuma relacionar o nível de desenvolvimento econômico do país, seus determinantes macroeconômicos e a capacidade para a atração dos investimentos externos; contudo, essa relação ainda aparece como controversa nas pesquisas (CONCER, 2017). Segundo o Fundo Monetário Internacional (IMF, 2021), os investimentos internacionais podem ser classificados em investimentos estrangeiros diretos (IED) – quando o investidor adquire participação igual ou superior a 10% em uma firma estrangeira – e investimentos estrangeiros em carteira (IEC) – quando o investidor adquire participação inferior a 10% em uma firma estrangeira.

No período entre 2010 e 2020, o Brasil representou, conforme o World Bank (2021), o sexto maior destino de IEDs e o décimo segundo maior destino de IECs mundiais. O total de fluxos de ingresso de IED no país foi de US\$ 732,60 bilhões, o

que representou 3,91% dos IEDs mundiais – que totalizaram UD\$ 18,72 trilhões – e 2,71% do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro. O total de fluxos de ingresso de IEC foi de US\$ 93,94 bilhões, o que representou 1,48% dos IECs mundiais – que totalizaram UD\$ 6,36 trilhões –, e 0,35% do PIB brasileiro. Em comparação com o período entre 1995 e 2000, houve um incremento no fluxo de entrada de investimentos; nesse recorte temporal, o Brasil foi o nono maior destino de IEDs, com US\$ 129,19 bilhões, representando 3,03% dos IEDs mundiais – que totalizaram US\$ 4,27 trilhões – e 1,14% do PIB brasileiro, e o décimo oitavo maior destino de IECs, com US\$ 17,54 bilhões, representando 0,88% dos IECs mundiais – que totalizaram US\$ 2 trilhões – e 0,15% do PIB brasileiro.

Os estudos empíricos dedicados a investigar os determinantes macroeconômicos dos IEDs e IECs têm crescido nas últimas décadas, porém não foram observados comparativos entre as duas modalidades de investimentos e sua relação com os determinantes macroeconômicos, lacuna que esta pesquisa pretende preencher. Nesse sentido, tem-se como problema de pesquisa responder à seguinte questão: existem diferenças entre os investimentos estrangeiros diretos (IED) e em carteira (IEC) no Brasil e seus determinantes macroeconômicos internos?

Dada a sua relevância para a economia internacional e a representatividade dos IEDs e IECs

para a economia brasileira, passa a ser objeto de interesse e atenção o conhecimento e entendimento das relações existentes entre seus determinantes macroeconômicos internos sobre o Brasil. Independentemente da posição adotada sobre se a presença do capital estrangeiro no mercado brasileiro proporciona transformações positivas ou não, este estudo visa à compreensão da influência exercida sobre os IEDs e IECs dos determinantes internos e externos e das expectativas de mercado. Para Gonçalves Júnior (2011), as mudanças positivas estão relacionadas a mais negócios, que geram maiores volumes e maior giro, tornando o mercado mais competitivo e mais eficiente e compartilhando o risco local; já as adversas relacionam-se a uma maior sensibilidade da volatilidade às movimentações desses recursos e à exposição da economia local ao cenário internacional.

O desenvolvimento deste estudo, que se difere e vem contribuir com trabalhos já realizados sobre investimentos no mercado brasileiro – na medida que proporciona um comparativo dos determinantes macroeconômicos das duas modalidades de investimentos, IED e IEC, o qual não foi tratado pela literatura especializada –, traz elementos para auxiliar na compreensão da magnitude com que se dá a transmissão das variações dos determinantes macroeconômicos internos sobre os investimentos diretos e em carteira direcionados ao Brasil, bem como para entender melhor como as

políticas econômica e cambial podem impactar sobre o fluxo de investimentos direcionados ao mercado brasileiro.

O estudo está dividido em três seções, além desta introdução. A seção dois contempla os materiais e métodos e esboça as variáveis utilizadas e suas respectivas fontes. Na seção três, são analisados os resultados da estimação dos modelos. Por fim, na seção seguinte, estão as conclusões do trabalho.

MATERIAL E MÉTODOS

Esta pesquisa é classificada como um estudo transversal e observacional, com a utilização de dados secundários, coletados a partir de informações constantes nos endereços eletrônicos do Banco Central do Brasil (BCB), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Ministério da Economia Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC) e Instituto de Economia Aplicada (IPEA). O período analisado foi de janeiro de 1995 a dezembro de 2020, a partir de cotações mensais, totalizando 312 observações.

A análise de *cluster* utilizada é uma ferramenta matemática capaz de classificar variáveis em grupos homogêneos e heterogêneos. A metodologia determina a criação e quantidade de *clusters* formados, com base na medida de distância e no método de agrupamento utilizado. Os grupos

são determinados empiricamente, utilizando os dados disponíveis e agrupados de acordo com o grau de proximidade mútua e hierarquia do agrupamento, com o objetivo de maximizar a homogeneidade do grupo e a heterogeneidade entre os *clusters* (VICINI *et al.*, 2018; UEDA *et al.*, 2020). Para efetuar a análise de agrupamentos, as séries foram padronizadas com média 0 e variância constante 1.

A análise de *cluster* teve a finalidade de identificar a quantidade de grupos formados. Os métodos de ligação utilizados foram os seguintes: ligação simples com métrica da distância Euclidiana; média não ponderada do par-grupo com métrica da distância Euclidiana; método de Ward com métrica de 1-Pearson r , com o intuito de escolher o método que melhor represente a realidade a luz da teoria.

Para determinar o inter-relacionamento entre as variáveis, ajusta-se o modelo Vetor Autor-regressivo (VAR), que é um sistema de equações que permite investigar os efeitos das variáveis endógenas nelas mesmas, bem como o impacto causado pelas mudanças em uma variável nas demais e a quantidade de variância em cada variável que pode ser atribuída às alterações de cada variável, tanto nela mesma quanto nas demais (HAMILTON, 1994; BRANDT; WILLIAMS, 2007).

O modelo VAR, conforme Enders (2015), é expresso da seguinte forma:

$$Y_t = \beta_{10} - \beta_{12}Z_t + Y_{11}Y_{t-1} + Y_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$Z_t = \beta_{20} - \beta_{21}Y_t + Y_{21}Y_{t-1} + Y_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2)$$

em que: se assume que: Y_t e Z_t são estacionários.

Infere-se que as variáveis influenciam mutuamente umas às outras, tanto em relação ao tempo t quanto a $t-1$. É por esse motivo que se utiliza o modelo VAR apenas quando há a confirmação de estacionariedade entre as séries, visto que, devido às variáveis contemporâneas Z_t e Y_t estarem individualmente correlacionadas aos erros ε_{yt} e ε_{zt} , esse modelo não pode ser estimado diretamente, já que cada variável depende contemporaneamente uma da outra (HARRIS, 1995; SHUMWAY; STOFFER, 2006; LÜTKEPOHL, 2011; KOOP, 2006).

A determinação da ordem de integração das séries de interesse será realizada por meio dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992), os quais permitem verificar a presença de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias (ENDERS, 2015; BUENO, 2015).

A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utiliza-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC). O parâmetro de interesse nas

regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que, se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística π com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar a aceitação ou a rejeição da hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística π for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O teste KPSS será utilizado conjuntamente, pois é um teste alternativo ao ADF, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Breitung, Brüggemann e Lütkepohl (2004) e Greene (2008), podendo ser formalmente expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \rightarrow y_t = \alpha + \beta t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que: tendo as seguintes hipóteses: $H_0: \gamma = 0$, série é estacionária; $H_1: \gamma \neq 0$, série é não estacionária.

Mesmo que as variáveis não sejam individualmente estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, há a possibilidade de que sejam cointegradas (AMISANO; GIANNINI, 1997; GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e

analisada¹. Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utiliza-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

Antes de fazer o teste de cointegração, estimou-se um VAR auxiliar, visando ao processo de determinação do número de defasagens ótimas, os *lags*. Entre os critérios mais utilizados na literatura econômica de séries temporais, destaca-se o Valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC), conforme Lütkepohl (2007), Brooks (2008) e Bueno (2015). Esses critérios são esboçados a seguir:

$$\text{LogL} = \frac{-T}{2} \ln|\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (r_{0t}^{\wedge} - \alpha\beta' r_{1t}^{\wedge})' \Sigma_t^{-1} (r_{0t}^{\wedge} - \alpha\beta' r_{1t}^{\wedge}) \quad (4)$$

$$\text{LR} = T(\ln|\Sigma_{r1}^{\wedge}| - \ln|\Sigma_{r2}^{\wedge}|) \xrightarrow{d} \chi_{q1-q2}^2 \quad (5)$$

$$\text{FPE} = \sigma_p^{\wedge 2} (T-p)^{-1} (T+p) \text{AIC} = -2T[\ln(\sigma_p^{\wedge 2})] + 2p \quad (6)$$

$$\text{BIC} = (T-p) \ln[(T-p)^{-1}] \quad (7)$$

$$\text{HQC} = \ln(\sigma_p^{\wedge 2}) + 2T^{-1} p \ln[\ln(T)] \quad (8)$$

$$T[\sigma_p^{\wedge 2}] + T[1 + \ln(\sqrt{2\pi})] + p \ln[p^{-1} (\sum_{t=1}^T y_t^2 - T\sigma_p^{\wedge 2})] \quad (9)$$

O procedimento de Johansen (1988, 2014) considera que todas as variáveis são endógenas, e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza a Máxima Verossi-

milhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores de cointegração.

Conforme Johansen (2014), definido um vetor z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar z_t como um Vetor Autorregressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de z_t :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (10)$$

em que: z_t é um vetor ($nx1$), A_i é uma matriz de parâmetros (nxn) e $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$.

Ainda conforme Johansen (2014), a Equação (11) pode ser reparametrizada em termos de um modelo vetorial de correção de erro (VEC), esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. O sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de z_t , via estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente, onde: $\pi = \alpha\beta'$, com α representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no pressuposto de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com a de longo prazo (HAMILTON, 1994; LÜ-TKEPOHL, 2007, 2011). O número de vetores de cointegração depende do posto ou *rank* (r) da matriz Π . Em termos de vetores de cointegração,

existem três possibilidades, conforme Enders (2015): se o posto de Π é completo, então as variáveis Y_t são $I(0)$, ou seja, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária, e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de cointegração, e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença; por fim, quando Π tem posto reduzido, há r vetores de cointegração.

Ainda segundo Enders (2015), o *rank* de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r , podendo ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (12)$$

em que: λ'_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r , contra a hipótese alternativa de existência de vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (13)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estimou-se o modelo VEC. Posteriormente, foram realizados dois testes para verificar a presença de autocorrelação. Um deles é o de Portmanteau, que calcula as estatísticas *Box-Pierce / Ljung-Box* multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

O teste de Box-Pierce modificado Ljung-Box (1978) é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula considera que as autocorrelações até o lag “n” são iguais a zero, e a estatística do teste:

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \quad (14)$$

onde: $\hat{\rho}_k$ é a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso $Q^* > \chi^2_{1-\alpha; q}$, sendo $\chi^2_{1-\alpha; q}$ uma distribuição Qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância α .

O teste de Breusch (1978) e Godfrey (1978), também conhecido como teste *Lagrange Multiplier* (LM), para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p . Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (15):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (15)$$

onde: os últimos termos $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$ são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

O modelo econométrico, de acordo com trabalhos importantes sobre investimentos estrangeiros diretos e em carteira no Brasil e em países emergentes, a exemplo de Gonçalves Júnior (2011), Dias (2014), Silva Filho (2015), Bittencourt (2016), Schnorrenberger e Meurer (2017) e Concer (2017), pode ser representado pelas equações (16) e (17), com variáveis representando o mercado interno brasileiro:

$$\text{IED} = f(\text{PIB}, \text{ABERT}, \text{INFLAÇÃO}, \text{JUROS}, \text{RISCOB}, \text{CAMBIO}) \quad (16)$$

$$\text{IEC} = f(\text{PIB}, \text{ABERT}, \text{INFLAÇÃO}, \text{JUROS}, \text{RISCOB}, \text{CAMBIO}) \quad (17)$$

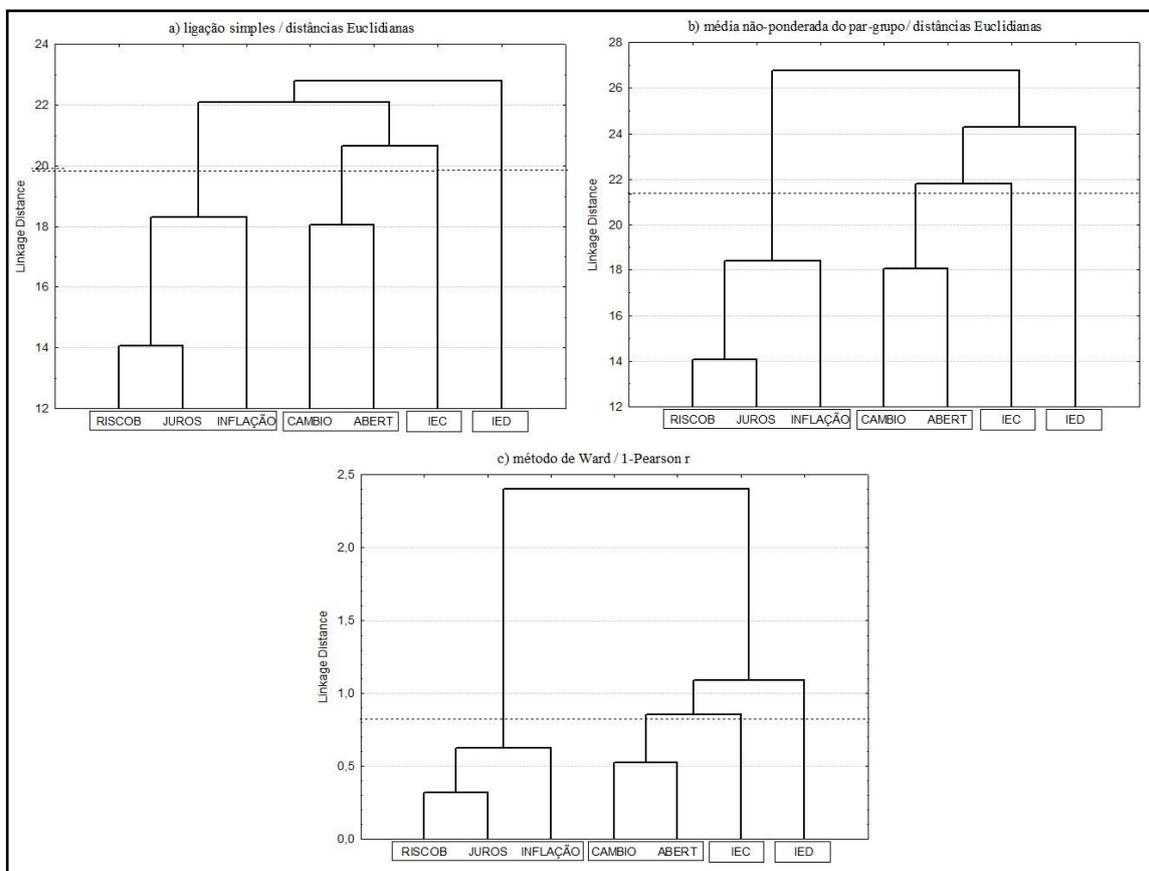
onde: IED: Investimento estrangeiro direto (em dólares – US\$) (BCB, 2019); IEC: Investimento estrangeiro em carteira (em dólares – US\$) (BCB, 2019); PIB: Produto Interno Bruto (em dólares – US\$) – *proxy* para o crescimento econômico (IBGE, 2021); ABERT: coeficiente do grau de abertura comercial – como forma de representar o tipo de relação que o país tem com o capital externo – soma das exportações e importações totais em relação ao PIB brasileiro (MDIC; 2021, IBGE; 2021); INFLAÇÃO: taxa de inflação – *proxy* para o grau de estabilidade econômica - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) (IBGE, 2021); JUROS: taxa de juros, representando a taxa livre de risco no país (taxa de juros Over-SELIC) (BCB, 2021); RISCOB: *Emerging Markets Bond Index+ - EMBI+* (Índice de Títulos da Dívida de Mercados Emergentes) - Risco-Brasil (IPEA, 2021); CAMBIO: taxa de câmbio nominal (taxa de câmbio comercial – venda) (IPEA, 2021).

Para o ajuste das equações (24) e (25), esta pesquisa utilizou econometria de séries temporais, testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992), análise de cointegração de Johansen (1988) e o modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), conforme Harris (1995) e Hamilton (1994).

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A análise de *cluster* (Figura 1) teve como finalidade verificar como as variáveis se comportam em termos de semelhança, o que revela um pouco sobre o seu comportamento em relação às demais variáveis. Os métodos de ligações utilizados foram os seguintes: a) ligação simples com métrica da distância Euclidiana; b) média não ponderada do par-grupo com métrica da distância Euclidiana; e c) método de Ward com métrica de 1-Pearson r. A variável PIB foi retirada, pois apresentou grau de explicação semelhante ao investimento estrangeiro direto. No estudo de Schnorrenberger e Meurer (2017), a variável PIB não foi estatís-

Figura 1 – Análise de *cluster* realizada sem a presença da variável PIB



Fonte: Autores (2024)

ticamente significativa, tomada em conjunto com a variável dependente investimentos estrangeiros, e apresentou grau de explicação semelhante a outras variáveis, tais como investimentos, mercado de capitais e risco-país.

A análise de *cluster* considerada neste estudo foi a que utilizou como métrica 1-Person r , ou seja, um menos o valor do coeficiente de correlação de Pearson com o método de ligação de Ward, segmentando as variáveis em quatro grupos, a saber: I) Investimento estrangeiro direto (IED); II) Investimento estrangeiro em carteira (IEC); III) Taxa de câmbio (CAMBIO) e coeficiente de abertura comercial (ABERT); e IV) Risco-Brasil (RISCOB), JUROS e INFLACAO. Os *clusters* I e II correspondem às variáveis endógenas de interesse, e os outros *clusters* correspondem às variáveis mais exógenas,

classificando-as corretamente. Para a certificação e ordenação dessas variáveis na composição do modelo vetorial, realiza-se o teste de exogeneidade de Wald para corroborar esse resultado. A separação dos grupos seguiu critérios de homogeneidade interna das variáveis e heterogeneidade dos *clusters*.

O teste de causalidade Granger verificou a relação entre as variáveis que farão parte do modelo, conforme Tabela 1. O Risco-Brasil influencia fortemente os juros, que por sua vez influenciam a inflação. O investimento estrangeiro direto influencia a abertura comercial, que também influencia a inflação, que por sua vez influencia e é influenciada pelo câmbio e Risco-Brasil. O investimento estrangeiro em carteira influencia e é influenciado pelo investimento estrangeiro direto e pelo câm-

Tabela 1 – Teste causalidade de Granger entre as variáveis a serem estudadas

Causalidade Granger	Estatística F	p-valor (<0,10)
Δ (RISCOB) \rightarrow Δ (JUROS)	5.65341	0.00020
Δ (CAMBIO) \leftrightarrow (INFLACAO)	4.07416	0.00310
Δ (RISCOB) \leftrightarrow (INFLACAO)	4.00386	0.00350
Δ (JUROS) \rightarrow (INFLACAO)	3.97043	0.00370
Δ (IED) \rightarrow (ABERT)	3.15811	0.01450
(IEC) \leftrightarrow Δ (IED)	2.97458	0.01970
(ABERT) \rightarrow (INFLACAO)	2.85193	0.02410
Δ (JUROS) \leftrightarrow (ABERT)	2.25150	0.06360
(IEC) \leftrightarrow Δ (CAMBIO)	2.22259	0.06660

Fonte: Autores (2024)

Em que: O símbolo \rightarrow indica causalidade unidirecional; o símbolo \leftrightarrow indica causalidade bidirecional. H0: a série "X" não causa a série "Y" na direção de Granger; H1: série "X" causa a série "Y" na direção de Granger; $\alpha = 0,10$.

bio. Já a abertura comercial influencia e é influenciada pelas taxas de juros.

Na Figura 2, identificou-se que as séries apresentam uma tendência estocástica, com um padrão aleatório ao longo do tempo. Contudo, é possível que os dados apresentem um relacionamento de longo prazo a ser confirmado pelo teste de cointegração.

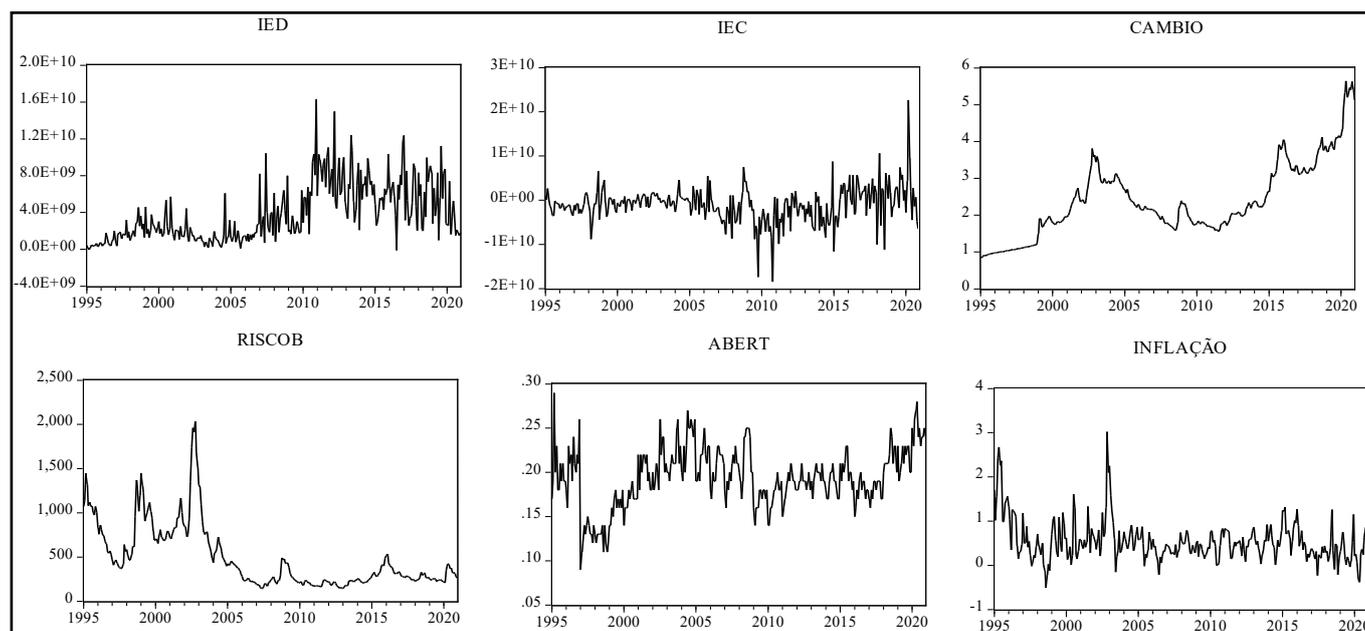
Para dar início à estimação dos modelos econométricos e à análise das elasticidades, as séries foram logaritimizadas e foram realizados testes de estacionariedade: Dickey-Fuller Aumentado (ADF); Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados estão expostos nas Tabelas 2 e 3².

Observa-se na Tabela 2 que as séries dos investimentos estrangeiros em carteira

(LIEC_STL), inflação (LINFLACAO) e abertura comercial (LABERT) foram estacionárias em nível, com 5% de significância para os testes ADF, PP e KPSS; a série investimentos estrangeiros diretos (LIED) foi estacionária em nível, com 5% de significância para os testes ADF e PP; já as demais variáveis não foram estacionárias em nível. Os resultados da Tabela 3 indicaram, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, que as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

Efetuados os testes de estacionariedade e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica do fluxo dos investimentos estrangeiros diretos e em carteira brasileiros.

Figura 2 – Gráfico das séries originais em nível



Fonte: Autores (2024)

Tabela 2 – Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais do investimento estrangeiro direto (em US\$), investimento estrangeiro em carteira (em US\$), inflação (em %), Risco-Brasil (pontos), Cambio (R\$/ US\$) e Coeficiente de Abertura Comercial no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2020

Séries	Teste ADF		Teste PP		Teste KSS				
	Modelos	Estatística de teste	Modelos	Estatística de teste	Modelos	Estatística de teste			
LIED	constante	-3.07596	**	constante	-7.92967	***	Constante	1.45491	***
LIEC_STL	constante	-12.6834	***	constante	-14.0408	***	Constante	0.23804	ns
LINFLACAO	constante	-9.80223	***	constante	-9.86370	***	Constante	0.36811	*
LRISCOB	constante	-2.36809	ns	constante	-2.09870	ns	Constante	1.36124	***
LABERT	constante	-1.16936	ns	constante	-1.31099	ns	Constante	1.22694	***
LCAMBIO	constante	-4.30202	***	constante	-6.28044	***	Constante	0.42638	*

Fonte: Autores (2024)

Em que: * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%; ns: não significativo; Modelo com constante.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais do investimento estrangeiro direto (em US\$), investimento estrangeiro em carteira (em US\$), Inflação (em %), Risco-Brasil (pontos), Cambio (R\$/ US\$) e Coeficiente de Abertura Comercial no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2020

Séries	Teste ADF		Teste PP		Teste KSS				
	Modelos	Estatística de teste	Modelos	Estatística de teste	Modelos	Estatística de teste			
LIED	constante	-14.6144	***	constante	-53.7384	***	Constante	0.15137	ns
LIEC_STL	constante	-14.2688	***	constante	-75.2490	***	Constante	0.09035	ns
LINFLACAO	constante	-10.3507	***	constante	-49.5297	***	Constante	0.12210	ns
LRISCOB	constante	-13.3960	***	constante	-13.1215	***	Constante	0.05602	ns
LCAMBIO	constante	-11.4984	***	constante	-11.5955	***	Constante	0.13458	ns
LABERT	constante	-25.8846	***	constante	-38.7657	***	Constante	0.05188	ns

Fonte: Autores (2024)

Em que: * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%; ns: não significativo; Modelo com constante.

3.1 Investimento estrangeiro direto

A fim de estimar o modelo econométrico que permitiu analisar as relações entre investimento estrangeiro direto (em US\$), taxa de inflação (em %), Risco-Brasil (pontos), taxa de câmbio (R\$/ US\$) e coeficiente de abertura comercial, realizou-se o teste de cointegração de Johansen. Porém, para realizar

esse teste, foi necessário primeiramente estimar um modelo VAR auxiliar. Para isso, foi essencial definir previamente o número ótimo de defasagens, por meio de um teste que permite identificar o comprimento dos *lags*, conforme Tabela 4.

Com base nos dados da Tabela 4, foi possível indicar que o número de defasagens a se-

rem incluídas no VAR é quatro, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar. Aplicado o teste de exogeneidade, as variáveis foram ordenadas de forma decrescente a partir da mais exógena, conforme Tabela 5.

Tabela 4 – Critério de defasagem do VAR auxiliar para o investimento estrangeiro direto

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	438.6494	NA	4.65e-08	-2.694784	-2.391295	-2.573422
2	524.8353	166.7571	3.12e-08	-3.093390	-2.486411*	-2.850665*
3	557.1536	61.47848	2.98e-08	-3.141066	-2.230598	-2.776979
4	593.2735	67.53354*	2.77e-08*	-3.213508*	-1.999551	-2.728058
5	605.7773	22.97116	3.01e-08	-3.132099	-1.614653	-2.525287

Fonte: Autores (2024)

Em que: Valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC); *indica a defasagem ótima (*n*) definida pelo critério.

Tabela 5 – Teste de exogeneidade de Wald para o investimento estrangeiro direto

Variável dependente: LIED		
	Estatística Qui-quadrado	P-valor
LRISCOB	5.125433	0.2747
LABERT	3.267701	0.5141
LCAMBIO	3.168137	0.5301
LINFLACAO	2.955620	0.5653

Fonte: Autores (2024)

Após a determinação dos números de defasagens do modelo, procedeu-se ao teste de cointegração de Johansen, que permite demonstrar a existência, ou não, de relações de longo prazo entre as variáveis. Os resultados do teste do autovalor e do teste do traço estão esboçados na Tabela 6.

Tabela 6 – Teste de cointegração de Johansen para os investimentos estrangeiros diretos

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	155.9168*	0.0000	79.44654*	0.0000
R≤1	76.47028*	0.0031	29.78827	0.0937
R≤2	46.68202*	0.0201	25.03337	0.0633
R≤3	21.64865	0.1535	15.39875	0.1729
R≤4	6.249900	0.4292	6.249900	0.4292

Fonte: Autores (2024)

Em que: * significativo a 5%.

O teste de cointegração de Johansen revelou que deve ser rejeitada ao nível de 5% a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (Tabela 6). Já as hipóteses alternativas – de que não há um e dois vetores de cointegração – foram rejeitadas ao nível de 5% para a estatística do traço. O vetor de correção de erros que mais se ajustou foi o modelo 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equa-

ções de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

De acordo com a Tabela 7, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

Na Equação (18), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

Tabela 7 – Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para o investimento estrangeiro direto

LIED (-1)	LRISCOB (-1)	LABERT (-1)	LCAMBIO(-1)	LINFLACAO (-1)	@TREND (95M01)	C
1,0000	3.645904***	13.17800***	-5.629692***	-3.178976***	0.015633**	-22.42
	(0.74928)	(1.73036)	(1.22941)	(0.40430)	(0.00723)	-
	[4.86586]	[7.61575]	[-4.57917]	[-7.86284]	[2.16145]	-

Fonte: Autores (2024)

Em que: LIED = logaritmo *neperiano* dos investimentos estrangeiros diretos (US\$); LRISCOB = logaritmo *neperiano* do risco Brasil (pontos); LABERT = logaritmo *neperiano* do coeficiente de abertura comercial; LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINFLACAO = logaritmo *neperiano* da taxa de inflação (%); os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

$$LIED_t = - 3,65 LRISCOB_t - 13,18 LABERT_t + 5,63 LCAMBIO_t + 3,18 LINFLACAO_t - 0,02 @TREND (95M01) + 22,42 \quad (18)$$

De acordo com a Equação (18), verifica-se que o aumento de 1% no Risco-Brasil ocasiona uma redução 3,65% no fluxo de investimentos diretos no Brasil. Esse resultado é corroborado por diversos estudos (GONÇALVES JÚNIOR, 2011; SILVA FILHO, 2015; BITTENCOURT, 2016; SCHNORRENBERGER; MEURER, 2017; CON CER, 2017).

O aumento de 1% no coeficiente de abertura comercial ocasiona uma redução de 13,18% no fluxo de investimentos diretos no Brasil. Uma possível explicação para esse resultado é apontada por Mcmillan et al. (2014), que argumentam que a abertura comercial da América Latina forçou indústrias a se tornarem mais competitivas, mas somente uma pequena parcela da camada superior das empresas aumentou sua produtividade. Com essa mudança estrutural, trabalhadores foram realocados para setores com menor produtividade, fato que contribuiu para redução do crescimento do PIB dos países e, conseqüentemente, proporcionou menor atração ao IED. De acordo com o Banco Central do Brasil (BCB, 2021), a maior participação média, de 1995 a 2020, a receber IED foi o setor de serviços (50% do total), destacando-se os serviços de intermediação financeira, eletricidade

e telecomunicações, atividades com pouca ligação com o comércio exterior.

É possível verificar na Equação 26 que o aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona um acréscimo de 5,63% no fluxo de investimentos diretos no Brasil. Resultado semelhante foi encontrado por Concer (2017), indicando que um choque positivo na taxa de câmbio está correlacionado a um menor fluxo de saída dos IDEs do país. Já para Silva Filho (2015), a desvalorização cambial representa oportunidade de investimento para empresas internacionais.

Pode-se inferir, com base na Equação 26, que o aumento de 1% na taxa de inflação (LINFLACAO) ocasiona um acréscimo de 3,18% no fluxo de investimentos diretos no Brasil. Embora esse resultado vá de encontro à teoria econômica, o estudo de Dias (2014) apresentou sinal positivo da inflação para os investimentos estrangeiros diretos da América Latina, relacionado ao aumento dos preços das *commodities* internacionais e pressão nos preços, visto que a maioria desses países produzem bens primários e recebem investimentos estrangeiros nesses setores. Observa-se, na Tabela 9, que a variável inflação (LINFLACAO) apresenta baixo grau de explicação do comportamento do investimento estrangeiro direto (LIED), pois, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre o investimento estrangeiro direto (LIED), somente 0,29% de seu comportamento de-

ve-se à inflação, sendo que os 99,71% restantes são atribuídos às demais variáveis, 96,99% a ela própria (LIED), 0,90% à taxa de câmbio (LCAMBIO), 0,43% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT), e 1,39% ao Risco-Brasil (LRISCOB).

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados podem ser encontrados na Tabela 8.

Tabela 8 – Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para os investimentos estrangeiros diretos

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.778538	---	0.781083	---	25.83343	0.4165
2	4.113765	---	4.138180	---	30.70192	0.1991
3	8.870872	---	8.942231	---	31.10865	0.1854
4	15.98126	---	16.14649	---	31.92181	0.1603
5	38.56653	0.7736	39.10568	0.7542	33.64890	0.1156
6	56.56666	0.8939	57.46462	0.8771	18.48490	0.8211
7	75.67692	0.9378	77.02079	0.9226	19.21964	0.7865
8	101.3861	0.9020	103.4178	0.8743	26.58597	0.3769
9	128.3202	0.8509	131.1654	0.8051	27.58368	0.3274
10	159.9193	0.7178	163.8284	0.6395	33.15741	0.1272
11	190.2963	0.6015	195.3343	0.5000	32.74546	0.1376
12	214.9388	0.6023	220.9792	0.4877	26.20540	0.3967

Fonte: Autores (2024)

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 8, até doze defasagens, o teste indicou, com 5% de significância, que não existe problema de autocorrelação serial. Dessa forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo, foram usados dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR e VEC: a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso. A Tabela 9 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para os investimentos estrangeiros diretos no Brasil.

Tabela 9 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LIED, LRISCOB, LABERT, LCAMBIO e LINFLACAO no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2020

Variável	Período (meses)	LIED	LRISCOB	LABERT	LCAMBIO	LINFLACAO
LIED	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	97.30934	0.630860	0.551151	0.845865	0.662789
	12	97.06187	1.132955	0.446415	0.886641	0.472120
	18	97.02272	1.283625	0.443732	0.893200	0.356728
	24	96.99370	1.391843	0.427981	0.900987	0.285489

Fonte: Autores (2024)

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão dos investimentos estrangeiros diretos (LIED), apresentados na Tabela 9, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 96,99% de seu comportamento devem-se a ela própria, e os 3,01% restantes são atribuídos às demais variáveis: 1,39% ao Risco-Brasil (LRISCOB), 0,43% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT), 0,90% à taxa de câmbio (LCAMBIO) e 0,29% à taxa de inflação (LINFLACAO).

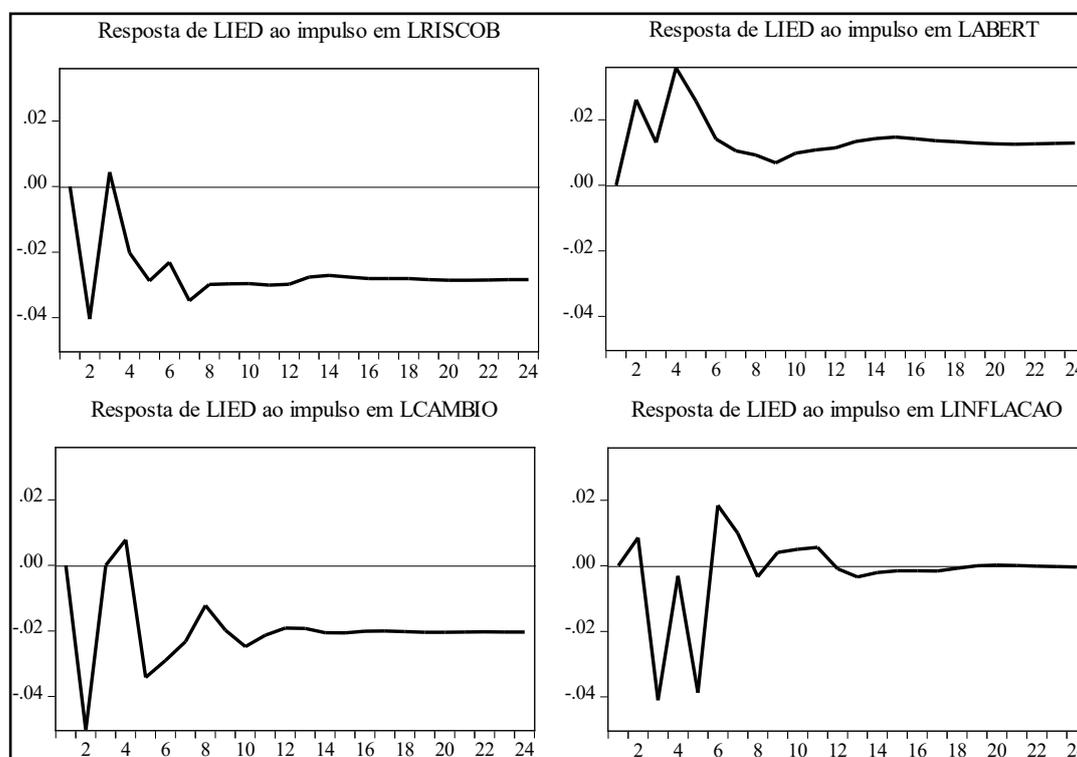
Na Figura 3, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques no Risco-Brasil, no coeficiente de abertura comercial, na taxa de câmbio, e na taxa de inflação, sobre o fluxo de investimentos estrangeiros diretos no Brasil.

De acordo com a Figura 3, após um choque não antecipado no Risco-Brasil (LRISCOB), verificam-se sete fases distintas da variável investimento estrangeiro direto (LIED) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros diretos

reduzem as taxas decrescentes até o segundo mês. Do segundo ao terceiro mês, os IEDs aumentam a taxas crescentes. Do terceiro ao quinto mês, os IEDs são decrescentes. Do quinto ao sexto mês, os IEDs são crescentes. Do sexto ao sétimo mês, os IEDs são decrescentes. Do sétimo ao décimo quarto mês, os IEDs crescem moderadamente. Do décimo quarto mês em diante, os IEDs tendem a se estabilizar.

Em relação ao coeficiente de abertura comercial (LABERT), foram observadas seis fases distintas da variável investimento estrangeiro direto (LIED) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros diretos são crescentes até o segundo mês após um choque não antecipado no coeficiente de abertura comercial. Do segundo ao terceiro mês, os IEDs são decrescentes. Do terceiro ao quinto mês, os IEDs são crescentes. Do quinto ao nono mês, os IEDs são decrescentes. Do nono ao décimo quinto mês, os IEDs crescem moderadamente. Do décimo quinto mês em diante, os IEDs tendem a se estabilizar.

Figura 3 – Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques no Risco Brasil (LRISCOB), no coeficiente de abertura comercial (LABERT), na taxa de câmbio (LCAMBIO) e na taxa de inflação (LINFLACAO) sobre o fluxo de investimentos estrangeiros diretos no Brasil (LIED)



Fonte: Autores (2024)

Em relação à taxa de câmbio (LCAMBIO), foram observadas sete fases distintas da variável investimento estrangeiro direto (LIED) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros diretos reduzem as taxas decrescentes até o segundo mês. Do segundo ao quarto mês, os IEDs aumentam a taxas crescentes. Do quarto ao quinto mês, os IEDs são decrescentes. Do quinto ao oitavo mês, os IEDs são crescentes. Do oitavo ao décimo mês, os IEDs são decrescentes. Do décimo ao décimo segundo mês, os IEDs crescem moderadamente. Do décimo segundo mês em diante, os IEDs tendem a se estabilizar.

Na Figura 3, após um choque não antecipado na taxa de inflação (LINFLACAO), verificam-se nove fases distintas da variável investimento estrangeiro direto (LIED) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros diretos crescem até o segundo mês após um choque inicial não antecipado na taxa de inflação. Do segundo ao terceiro mês, os investimentos estrangeiros diretos reduzem a taxas decrescentes. Do terceiro ao quarto mês, os IEDs são crescentes. Do quarto ao quinto mês, os IEDs são decrescentes. Do quinto ao sexto mês, os IEDs aumentam a taxas crescentes. Do sexto ao oitavo mês, os IEDs são decres-

centes. Do oitavo ao décimo primeiro mês, os IEDs crescem moderadamente. Do décimo primeiro ao décimo terceiro mês, os IEDs decrescem moderadamente. Do décimo terceiro mês em diante, os IEDs tendem a se estabilizar.

3.2 Investimento estrangeiro em carteira

A fim de estimar o modelo econométrico que permitiu analisar as relações entre investimento estrangeiro em carteira (em US\$) e taxa de inflação (em %), Risco-Brasil (pontos), taxa de câmbio (R\$/ US\$) e coeficiente de abertura comercial, realizou-se o teste de cointegração de Johansen. Porém, para realizar esse teste, foi necessário pri-

meiramente estimar um modelo VAR auxiliar, conforme Tabela 10. Para isso, foi essencial definir previamente o número ótimo de defasagens, por meio de um teste que permite identificar o comprimento dos *lags*.

Com base nos dados da Tabela 10, foi possível indicar que o número de defasagens a serem incluídas no VAR é de quatro, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar. Aplicado o teste de exogeneidade, as variáveis foram ordenadas de forma decrescente a partir da mais exógena, conforme Tabela 11.

Tabela 10 – Critério de defasagem do VAR auxiliar para o investimento estrangeiro em carteira

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	690.5092	NA	8.26e-09	-4.421988	-4.114088	-4.298780
2	783.5400	179.8801	5.26e-09	-4.874020	-4.258221*	-4.627603*
3	819.3385	68.02914	4.90e-09	-4.945771	-4.022072	-4.576146
4	852.5661	62.03956*	4.64e-09*	-5.000439*	-3.768841	-4.507607
5	868.6965	29.58128	4.92e-09	-4.941505	-3.402007	-4.325464

Fonte: Fonte: Autores (2024)

Em que: Valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).; *indica a defasagem ótima (*n*) definida pelo critério.

Tabela 11 – Teste de exogeneidade de Wald para o investimento estrangeiro em carteira

Variável dependente: LIEC_STL		
	Estatística Qui-quadrado	P-valor
LCAMBIO	5.206160	0.2668
LINFLACAO	4.577610	0.3334
LABERT	2.369046	0.6682
LRISCOB	0.550475	0.9684

Fonte: Autores (2024)

Após a determinação do número de defasagens do modelo, procedeu-se ao teste de cointegração de Johansen, que permite demonstrar a existência, ou não, de relações de longo prazo entre as variáveis. Os resultados do teste do autovalor e do teste do traço estão esboçados na Tabela 12.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração e a hipótese alternativa de que há até um vetor de cointegração devem ser rejeitadas ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (Tabela 12). O vetor de correção de erros que mais se ajustou foi o modelo 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos. De acordo com a Tabela 13, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 12 – Teste de cointegração de Johansen para os investimentos estrangeiros em carteira

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	168.3455*	0.0000	84.98295*	0.0000
R≤1	83.36255*	0.0005	45.25448*	0.0007
R≤2	38.10806	0.1394	20.85252	0.1980
R≤3	17.25554	0.3961	13.39564	0.2972
R≤4	3.859900	0.7623	3.859900	0.7623

Fonte: Autores (2024)

Em que: * significativo a 5%.

Tabela 13 – Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para os investimentos estrangeiros em carteira

LIEC_STL (-1)	LCAMBIO(-1)	LINFLACAO (-1)	LABERT (-1)	LRISCOB (-1)	@TREND (95M01)	C
1,0000	0.583811***	0.490381***	-1.582709***	-0.538307***	-0.002884***	-22.55
	(0.18457)	(0.05552)	(0.24286)	(0.10813)	(0.00104)	-
	[3.16313]	[8.83201]	[-6.51708]	[-4.97838]	[-2.77470]	-

Fonte: Autores (2024)

Em que: LIEC_STL = logaritmo *neperiano* do investimento estrangeiro em carteira (US\$) – dessazonalizada pelo método STL; LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio (R\$/ US\$); LINFLACAO = logaritmo *neperiano* da taxa de inflação (%); LABERT = logaritmo *neperiano* do coeficiente de abertura comercial; LRISCOB = logaritmo *neperiano* do risco Brasil; os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%.

Na Equação (19), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LIEC_STL_t = -0,58 LCAMBIO_t - 0,49 LINFLACAO_t + 1,58 LABERT_t + 0,54 LRISCOB_t + 0,003 @TREND (95M01) + 22,55 \quad (19)$$

De acordo com a Equação (19), verifica-se que um aumento de 1% na taxa de câmbio ocasiona uma redução de 0,58% no fluxo de investimentos em carteira no Brasil. Resultado semelhante também foi encontrado por Schnorrenberger e Meurer (2017), indicando que a desvalorização cambial provoca a depreciação dos mercados emergentes em relação aos estrangeiros e a reformulação das carteiras de investimento, com redução da participação em função do risco cambial.

O aumento de 1% na taxa de inflação ocasiona uma redução de 0,49% no fluxo de investimentos em carteira no Brasil. Esse resultado é corroborado por Silva Filho (2015), que destaca também as condições de estabilidade econômica do país para o ingresso do capital estrangeiro.

Analisando a Equação 19 averiguou-se que um aumento de 1% no coeficiente de abertura comercial ocasiona um acréscimo de 1,58% no fluxo de investimentos em carteira no Brasil. O resultado é corroborado pelo estudo de Dias (2014) para os países em desenvolvimento, que relaciona um maior fluxo de entrada dos investimentos estrangeiros a uma maior abertura ao comércio.

Com base na Equação 19 é possível inferir que um aumento de 1% no Risco-Brasil ocasiona um acréscimo de 0,54% no fluxo de investimentos em carteira no Brasil. Gonçalves Júnior (2011), por sua vez, não observou relação entre as

variáveis Risco-Brasil e ingresso de investimento estrangeiro em carteira. Embora o resultado seja contrário à teoria econômica, cabe uma ressalva quanto à metodologia do cálculo do Risco-Brasil e à dinâmica de variação do índice que representa as compras e vendas de títulos públicos brasileiros em comparação com os americanos. Esse índice reflete o processo decisório dos investidores, que, por exemplo, podem estar vendendo títulos do Brasil para reduzir sua exposição na América Latina, gerando, assim, um efeito contágio (IPEA, 2020b). Na Tabela 13, a variável Risco-Brasil (LRISCOB) apresenta baixo grau de explicação do comportamento do investimento estrangeiro em

carteira (LIEC_STL), pois, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre o investimento estrangeiro em carteira (LIEC_STL), somente 0,52% deve-se ao Risco-Brasil (LRISCOB), sendo que os 99,48% restantes são atribuídos às demais variáveis: 96,41% a ela própria (LIEC_STL), 0,62% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT), 1,19% à taxa de câmbio (LCAMBIO) e 1,26% à taxa de inflação (LINFLACAO).

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados são encontrados na Tabela 14.

Tabela 14 – Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para o investimento estrangeiro em carteira

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.201603	---	1.205608	---	33.29673	0.1238
2	4.357568	---	4.382683	---	29.56477	0.2410
3	8.643958	---	8.712225	---	34.20317	0.1036
4	16.95684	---	17.13706	---	36.15898	0.0692
5	39.23861	0.7493	39.79521	0.7284	37.50762	0.0516
6	55.17904	0.9169	56.05986	0.9027	16.39329	0.9026
7	74.65116	0.9477	75.99560	0.9344	19.93534	0.7502
8	104.6544	0.8552	106.8180	0.8177	31.27837	0.1800
9	137.0709	0.6895	140.2337	0.6190	33.94626	0.1091
10	164.9097	0.6168	169.0292	0.5283	32.54207	0.1429
11	186.0948	0.6827	191.0178	0.5871	25.24341	0.4488
12	204.1454	0.7856	209.8179	0.6947	20.28999	0.7315

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 14, até doze defasagens, o teste indicou, com 5% de significância, que não existe problema de autocorrelação serial. Dessa forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo, foram usados dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR e VEC: a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso. A Tabela 15 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para os investimentos estrangeiros em carteira no Brasil.

Tabela 15 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LIEC_STL, LINFLACAO, LCAMBIO, LABERT e LRISCOB no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2020

Variável	Período	LIEC_STL	LCAMBIO	LINFLACAO	LABERT	LRISCOB
LIEC_STL	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	96.29648	1.004273	1.154813	0.656534	0.887896
	12	96.16907	1.172960	1.254054	0.694312	0.709599
	18	96.34165	1.182399	1.238870	0.640796	0.596287
	24	96.40645	1.194354	1.258645	0.622694	0.517853

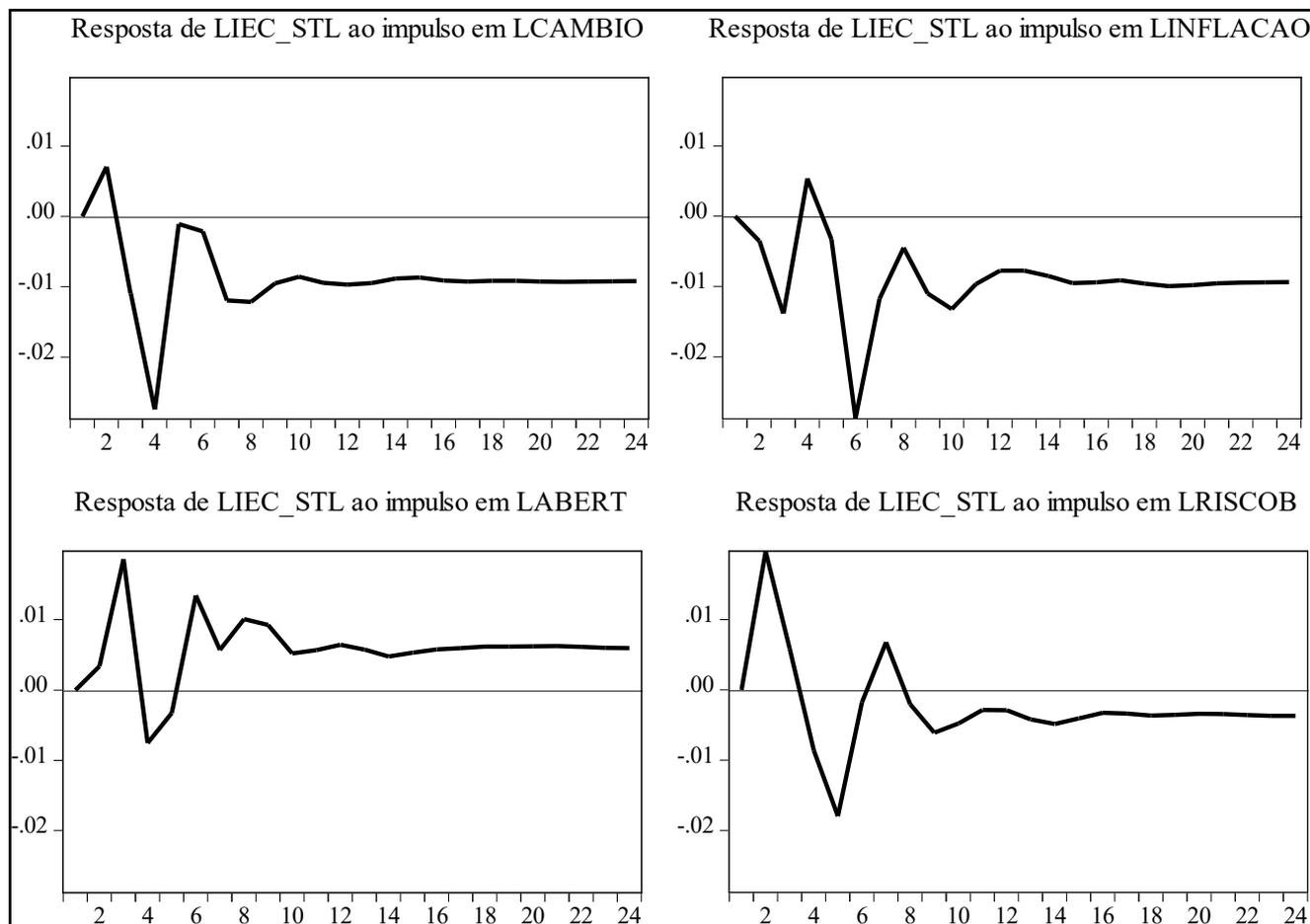
Fonte: Autores (2024)

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão do investimento estrangeiro em carteira (LIEC_STL), apresentados na Tabela 15, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 96,41% de seu comportamento devem-se a ela própria, e os 3,59% restantes são atribuídos às demais variáveis: 1,19% à taxa de câmbio (LCAMBIO), 1,26% à taxa de inflação (LINFLACAO), 0,62% ao coeficiente de abertura

comercial (LABERT) e 0,52% ao Risco-Brasil (LRISCOB).

Na Figura 4, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de inflação, na taxa de câmbio, no coeficiente de abertura comercial e no Risco-Brasil sobre o fluxo de investimentos estrangeiros em carteira no Brasil.

Figura 4 – Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio (LCAMBIO), na taxa de inflação (LINFLACAO), no coeficiente de abertura comercial (LABERT) e no Risco-Brasil (LRISCOB) sobre o fluxo de investimentos estrangeiros em carteira no Brasil (LIEC_STL)



Fonte: Autores (2024)

De acordo com a Figura 4, após um choque não antecipado na taxa de câmbio, observam-se seis fases distintas da variável investimento estrangeiro em carteira (LIEC_STL) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros em carteira crescem até o segundo mês. Do segundo ao quarto mês, os IECs reduzem a taxas decrescentes. Do quarto ao quinto mês, os IECs são crescentes. Do quinto ao oitavo mês, os IECs são decrescentes. Do oitavo ao décimo mês, os IECs são cres-

centes. Do décimo mês em diante, os IECs tendem a se estabilizar.

Em relação à taxa de inflação (LINFLACAO), foram observadas seis fases distintas da variável investimento estrangeiro em carteira (LIEC_STL) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros em carteira reduzem até o terceiro mês após um choque inicial não antecipado na taxa de inflação. Do terceiro ao quarto mês, os investimentos estrangeiros em carteira são crescentes.

Do quarto ao sexto mês, os IECs reduzem a taxas decrescentes. Do sexto ao oitavo mês, os IECs são crescentes. Do oitavo ao décimo mês, os IECs são decrescentes. Do décimo ao décimo segundo mês, os IECs são crescentes. Do décimo segundo mês em diante, os IECs tendem a se estabilizar.

Em relação ao coeficiente de abertura comercial (LABERT), observam-se nove fases distintas da variável investimento estrangeiro em carteira (LIEC_STL) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros em carteira são crescentes até o terceiro mês após um choque não antecipado no coeficiente de abertura comercial. Do terceiro ao quarto mês, os IECs são decrescentes. Do quarto ao sétimo mês, os IECs são crescentes. Do sétimo ao oitavo mês, os IECs são decrescentes. Do oitavo ao nono mês, os IECs são crescentes. Do nono ao décimo mês, os IECs são decrescentes. Do décimo ao décimo segundo mês, os IECs crescem moderadamente. Do décimo segundo ao décimo quarto mês, os IECs decrescem moderadamente. Do décimo quarto mês em diante, os IECs tendem a se estabilizar.

Ainda com base na Figura 4, após um choque não antecipado no Risco-Brasil (LRISCOB), verificam-se oito fases distintas da variável investimento estrangeiro em carteira (LIEC_STL) ao longo do tempo. Inicialmente, os investimentos estrangeiros em carteira são crescentes até o segundo mês. Do segundo ao quinto mês, os IECs reduzem

as taxas decrescentes. Do quinto ao sétimo mês, os IECs são crescentes. Do sétimo ao nono mês, os IECs são decrescentes. Do nono ao décimo primeiro mês, os IECs crescem moderadamente. Do décimo primeiro ao décimo terceiro mês, os IECs decrescem moderadamente. Do décimo terceiro ao décimo quinto mês, os IECs crescem moderadamente. Do décimo quinto mês em diante, os IECs tendem a se estabilizar.

CONCLUSÕES

Esta pesquisa visava responder se havia diferenças ou semelhanças entre os investimentos estrangeiros diretos (IED) e em carteira (IEC) no Brasil e seus determinantes macroeconômicos internos. Para isto, utilizou-se de revisão bibliográfica, análise de *cluster* e estatística, e da estimação de um modelo econométrico VEC. A análise de *cluster* foi utilizada como um pré-tratamento para o modelo VEC e demonstrou-se eficiente na classificação das variáveis com base em sua exogeneidade.

Em relação à análise econométrica, foi constatado que a variável risco foi contrária ao investimento estrangeiro direto, mas positiva ao investimento estrangeiro em carteira. A abertura comercial não representou estímulo ao IED, mas, por outro lado, foi favorável ao IEC. A desvalorização cambial atuou de forma distinta ao investi-

mento estrangeiro, servindo como estímulo ao IED e desestimulando o IEC. A variável taxa de inflação apresentou sinal positivo ao investimento estrangeiro direto, mas foi negativa ao investimento estrangeiro em carteira.

Foram estudados os investimentos estrangeiros destinados ao país através de um comparativo com as mesmas variáveis macroeconômicas internas, aplicação ainda inédita na literatura nacional e internacional. Uma limitação do trabalho está relacionada às variáveis macroeconômicas utilizadas, ou seja, foram utilizadas apenas quatro – as mais utilizadas na literatura econômica e nos trabalhos sobre investimento estrangeiro. Isto, de uma certa forma, limita um pouco a análise, visto que não contempla uma análise com maior acuidade sobre esse processo.

Sugere-se, para estudos futuros, a incorporação de outras variáveis macroeconômicas (externas e de expectativa de mercado), o acréscimo de horizontes temporais distintos (diário e trimestral) como forma de captar a decisão rotineira do investidor e a de longo prazo, bem como a utilização de modelos mais parcimoniosos como *thresholded* VAR.

REFERÊNCIAS

AMISANO, G; GIANNINI, C. **Topics in structural VAR econometrics**. 2. ed. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>. Acesso em: 04 jan. 2021.

BITTENCOURT, G. M. **Três ensaios sobre investimento direto estrangeiro no Brasil**. 2016. 125 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2016.

BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.

BRANDT, P. T.; WILLIAMS, J. T. **Multiple Time Series Models**. California: Sage, 2007.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, v. 17, n. 31, p. 334-355 1978.

- BREITUNG, J; BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural vector autoregressive modeling and impulse responses. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Ed.). **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004.
- BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. New York: Cambridge University Press, 2008.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2015.
- CONCER, R. O. **Three essays on foreign direct investment**. 2017. 85 f. Tese (doutorado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo. São Paulo. 2017.
- DIAS, A. R. **Determinantes do investimento direto externo para economias em desenvolvimento e em transição, 1996-2011**. 2014, p. 80. Dissertação - Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2014.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-431, 1979.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, p.1057-1073, 1981.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4. ed. Nova Jersey: Wiley, 2015.
- GODFREY, L. G. Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, 1978.
- GONÇALVES JUNIOR, W. **A Atividade do Capital Estrangeiro na Bovespa**. 2011. 132f. Tese (doutorado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo. São Paulo. 2011.
- GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 6. ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Homepage**. 2024. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 04 jan. 2021.

- INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). **Revision of the Fifth Edition of the IMF's Balance of Payments Manual**. Disponível em: <https://www.imf.org/external/np/sta/bop/bopman5.htm>. Acesso em: 04 jan. 2021.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. Metodologia EBMI. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M>. Acesso em: set. 2020.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 04 jan. 2021.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. Metodologia EBMI. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=40940&module=M>. Acesso em: 09 jan. 2021.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v.12, p.231-254,1988.
- JOHANSEN, S. Times series cointegration. **Creates Research Paper**, n. 38, p. 1 – 17, 2014.
- KOOP, G. **Analysis of financial data**. John Wiley & Sons Ltd, 2006.
- KWIAKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v. 65, n. 2, p. 297–303, 1978.
- LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2007.
- LÜTKEPOHL, H. Vector autoregressive models. **EUI Working Paper**, n. 30, p. 2 -2 28, 2011.
- MCMILLAN, M. et. Al. Globalization Structural Change Productivity Growth with Africa update. **World Development**, v. 63, p. 11–32, 2014
- MINISTÉRIO DE DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC).**Balança Comercial**. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/balanca-comercial>. Acesso em: 04 jan. 2021.
- SCHNORRENBERGER, R.; MEURER, R. Determinantes do Investimento Estrangeiro em Carteira e Total para Economias Emergentes de 2007 a 2014.

Revista Brasileira de Finanças (Online), Rio de Janeiro, v.15, n. 4, p. 605-629, 2017.

SHUMWAY, R. H.; STOFFER, D. S. **Time series analysis and its applications: with R examples**. New York, Ny: Springer, 2006.

SILVA FILHO, E. B. Trajetória Recente do Investimento Estrangeiro Direto e em Carteira no Brasil. **Boletim de Economia e Política Internacional – BEPI**. Brasília: IPEA, n. 19, Jan./Abr. 2015.

UEDA, R. M. *et al.* How macroeconomic variables affect admission and dismissal in the Brazilian electro-electronic sector: A VAR-based model and cluster analysis. **Physica A**. v. 557, n. 124872, 2020.

VICINI, L. **Técnicas multivariada exploratórias: teorias e aplicações no software Statistica**. Santa Maria, RS: Editora UFSM, 2018.

WORLD BANK. **World Bank Open Data**. Disponível em: <https://data.worldbank.org/>. Acesso em: 04 jan. 2021.

NOTAS

¹Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existe um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$, pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d, b)$.

²A variável taxa de juros Over-Selic foi excluída das estimações finais dos modelos, pois foi não significativa no modelo dos investimentos estrangeiros diretos, e os resultados mostraram-se bem mais robustos em ambos os modelos, sem esta variável, de acordo com a teoria econômica; além disso, a variável investimento estrangeiro em carteira foi dessazonalizada pelo método Season-trend Decomposition do *software* Eviews 11; após, foi acrescentado “STL” ao final do nome.