

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
FACULDADE DE ECONOMIA**

BRUNA DA SILVA QUEIROZ

**DETERMINANTES DA VOLATILIDADE DO INVESTIMENTO DIRETO
ESTRANGEIRO NO SETOR TERCIÁRIO BRASILEIRO: uma abordagem empírica**

**Governador Valadares
2021**

Bruna da Silva Queiroz

**DETERMINANTES DA VOLATILIDADE DO INVESTIMENTO DIRETO
ESTRANGEIRO NO SETOR TERCIÁRIO BRASILEIRO: uma abordagem empírica**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, como requisito para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador (a): Prof. Dr. Geraldo Moreira Bittencourt

**Governador Valadares
2021**

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Queiroz, Bruna da Silva.

Determinantes da volatilidade do investimento direto estrangeiro no setor terciário brasileiro : uma abordagem empírica / Bruna da Silva Queiroz. -- 2021.

40 f. : il.

Orientador: Geraldo Moreira Bittencourt

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Faculdade de Economia, 2021.

1. Investimento direto no país. 2. setor de serviços. 3. volatilidade.
I. Bittencourt, Geraldo Moreira, orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
REITORIA - CAMPUSGV - ICSA - Secretaria

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA

CAMPUS GOVERNADOR VALADARES

INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS

ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Às 14:00 do dia 26 de janeiro de 2021, por webconferência, conforme Resolução Nº 24/2020 do Conselho Superior (CONSU), foi instalada a banca do exame de Trabalho de Conclusão de Curso para julgamento do trabalho desenvolvido pela discente Bruna da Silva Queiroz, matriculada no curso de bacharelado em Ciências Econômicas. O Prof. Geraldo Moreira Bittencourt, orientador e presidente da banca julgadora, abriu a sessão apresentando os demais examinadores, os professores: Carolina Rodrigues Corrêa Ferreira e Sergio Louro Borges.

Após a arquição e avaliação do material apresentado, relativo ao trabalho intitulado: DETERMINANTES DA VOLATILIDADE DO INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO NO SETOR TERCIÁRIO BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM EMPÍRICA, a banca examinadora se reuniu em sessão fechada considerando a discente Bruna da Silva Queiroz:

Aprovado (a)

Reprovado (a)

Nada mais havendo a tratar, foi encerrada a sessão e lavrada a presente ata que vai assinada eletronicamente pelos presentes.

Governador Valadares, 26 de janeiro de 2020.

Geraldo Moreira Bittencourt

Orientador

Carolina Rodrigues Corrêa Ferreira

Sergio Louro Borges



Documento assinado eletronicamente por **Bruna da Silva Queiroz, Usuário Externo**, em 27/01/2021, às 09:18, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Sergio Louro Borges, Professor(a)**, em 27/01/2021, às 11:32, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Carolina Rodrigues Correa Ferreira, Professor(a)**, em 27/01/2021, às 14:27, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Geraldo Moreira Bittencourt, Professor(a)**, em 27/01/2021, às 16:53, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Ufjf (www2.ufjf.br/SEI) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **0256773** e o código CRC **3A3500DE**.

RESUMO

Diante da instabilidade no ingresso de Investimento Direto no País (IDP) nos últimos anos, especificamente no setor de serviços brasileiro, o presente estudo tem como objetivo analisar os determinantes da volatilidade deste investimento estrangeiro no setor terciário do Brasil, no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018. Para tanto, o modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model*) foi utilizado para estimação da volatilidade do IDP e, em seguida, o modelo VEC (*Vector Error Correction Model*) foi empregado para testar a relação entre a volatilidade do IDP e seus possíveis determinantes. Os resultados obtidos evidenciaram que a entrada de IDP no setor em análise apresentou picos de volatilidade, sobretudo após períodos de intercorrências nacionais e internacionais, além disso, constatou-se que tal variabilidade é determinada em maior sensibilidade pela taxa inflacionária, seguida pela taxa de câmbio, abertura comercial, Produto Interno Bruto (PIB) e pelo diferencial de juros. Tais resultados evidenciam a importância de medidas que garantam a estabilidade dos fatores macroeconômicos, como crescimento sustentável do PIB e inflação controlada, e, também, que promovam maior abertura da economia nacional, para reduzir a volatilidade no ingresso de IDP no setor de serviços brasileiro.

Palavras-chave: Investimento direto no país. Setor de serviços. Volatilidade.

ABSTRACT

In view of the instability in the entry of Direct Investment in the Country (IDP) in recent years, specifically in the Brazilian services sector, this study aims to analyze the volatility determinants of this foreign investment in the tertiary sector in Brazil, in the period of January 2000 to February 2018. For this purpose, the GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model) model was used to estimate the volatility of the IDP, and then the VEC (Vector Error Correction) model was used to test the relationship between the volatility of the IDP and its possible determinants. The results obtained showed that the entry of IDP in the sector under analysis showed volatility peaks, especially after periods of national and international events, in addition, it was found that such variability is determined in greater sensitivity by the inflation rate, followed by the exchange rate, commercial opening, Gross Domestic Product (GDP) and the interest differential. These results show the importance of measures that guarantee the stability of macroeconomic factors, such as sustainable GDP growth and controlled inflation, and also that promote greater opening of the national economy, to reduce the volatility in the entry of IDP in the Brazilian services sector.

Keywords: Foreign direct investment. Service sector. Volatility.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 REFERENCIAL TEÓRICO	10
3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	13
4 METODOLOGIA	17
4.1 MODELO EMPÍRICO E MÉTODOS DE ESTIMAÇÃO	17
4.1.1 Modelo GARCH.....	17
4.1.2 Modelo VEC e descrição das variáveis	19
4.2 FONTE DE DADOS	21
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES	22
5.1 ESTIMATIVAS DA VOLATILIDADE	22
5.2 DETERMINANTES DA VOLATILIDADE DO INGRESSO DE IDP	26
6 CONCLUSÕES	34
REFERÊNCIAS	36
APÊNDICE A – Estimativas do modelo VEC	40

1 INTRODUÇÃO

A década de 1990 foi um período de intensas mudanças na economia brasileira. O processo de abertura comercial e de formação do MERCOSUL promoveu uma redução significativa de barreiras tarifárias e não tarifárias, mudando rapidamente a estrutura dos mercados no Brasil. Adicionalmente, a estabilização da economia nacional, iniciada em 1994 com o Plano Real, favoreceu uma melhor organização e planejamento da atividade econômica no país (MATTOS *et al.*, 2007; PELISSER, 2017).

Estas mudanças estruturais na economia brasileira impulsionaram o comércio internacional, que, por sua vez, estimulou um maior ingresso e participação do capital estrangeiro no mercado brasileiro. A partir de 1996 houve um acentuado crescimento da entrada de Investimento Direto no País (IDP)¹, o qual atingiu o patamar de US\$ 40,2 bilhões no ano 2000. Não obstante a queda no ingresso de investimento direto estrangeiro na economia doméstica no período entre 2001 e 2003, motivada principalmente pelo declínio dos processos de privatizações, pela crise energética nacional, queda nas bolsas de valores dos Estados Unidos da América (EUA) e o desaquecimento da economia global, a entrada de IDP retomou seu crescimento a partir de 2004, apresentou um breve recuo no ano de 2009, consequência da crise financeira de 2008, e atingiu um pico no valor de US\$ 137,7 bilhões, no ano de 2011 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2019). Desde então, o fluxo entrante de investimento direto no mercado brasileiro vem registrando períodos alternados de forte elevação e quedas posteriores, sendo que no ano de 2018 o ingresso de IDP alcançou o patamar de US\$ 149,3 bilhões.

Apesar do investimento direto estrangeiro em determinado país apresentar um viés de longo prazo e características menos especulativas, sendo o contrário do investimento estrangeiro em carteira de ações ou renda fixa, o ingresso de IDP nos diversos setores da economia brasileira tem apresentado, nos últimos anos, maior instabilidade (volatilidade) (PELISSER, 2017). Nesse sentido, segundo Lacerda e Oliveira (2009), especificamente em relação à parcela do ingresso do IDP destinada aos setores da economia brasileira, verifica-se uma predominância do setor terciário, em que, no ano 2000, a parcela para este setor atingiu

¹ De acordo com a sexta edição do Manual de Balanço de Pagamentos e Posição Internacional de Investimento (BPM6) divulgado pelo International Monetary Fund (2009), o IDP é o investimento direto estrangeiro feito para adquirir um interesse duradouro em empresas que operam fora da economia do investidor. Para ser considerado como IDP, o investimento deve conferir à matriz investidora o controle sobre a sua filial. As Nações Unidas definem "controle", neste caso, como a propriedade de 10% ou mais das ações ordinárias ou do direito a voto de uma empresa de capital aberto, ou seu equivalente caso seja de capital fechado; a propriedade de menos de 10% do capital ou sem controle chama-se investimento de portfólio (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT, 2008).

64% do total ingressante no país. Por outro lado, conforme Crestani (2014), com o fim das privatizações entre 2001 e 2003, esse mesmo setor apresentou significativa queda em relação à entrada de IDP. Já a partir de 2004, o ingresso de investimento direto no setor de serviços e sua volatilidade voltaram a se elevar, porém permanecendo como principal setor de destino deste capital externo entre os anos de 2005 e 2008 e após o ano 2011 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2019).

De acordo com Lacerda e Oliveira (2009), essa importância do setor de serviços no Brasil está relacionada à sua participação na composição do Produto Interno Bruto (PIB), que no ano de 2017 teve participação de 73,2% no valor adicionado a preços básicos, bem como em outros aspectos, por exemplo, a taxa de câmbio, que em situações de apreciação, favorece tal setor em análise (IBGE, 2017). Além disso, considerando o período do ano 2000 a 2017 e conforme dados do Banco Central do Brasil (2019), vale ressaltar, de modo geral, que os subsetores de telecomunicações, comércio, serviços financeiros e atividades auxiliares, eletricidade, gás e água quente e, em alguns anos, o subsetor de transporte foram os que mostraram maior participação no destino dos investimentos diretos aplicados no setor terciário brasileiro.

Segundo Pelisser (2017), a partir do ano de 2010, o crescimento do fluxo entrante de investimento direto no Brasil apresentou uma dinâmica distinta da observada anteriormente, que até então estava associada ao desempenho da dinâmica econômica brasileira e à perspectiva de lucro das empresas. Assim, ainda de acordo com Pelisser (2017), desde 2010 verificou-se relevante elevação nas medidas de dispersão desse investimento estrangeiro, indicando aumento na instabilidade de tal rubrica, associada à entrada de capitais curto-prazistas. Adicionalmente, é interessante destacar que a evolução da estabilização e a maior abertura da economia nacional na última década, juntamente com as variações cambiais e das taxas de juros doméstica e estrangeira, podem representar importantes determinantes para um maior ou menor volume de comercialização e retorno nos diferentes setores do mercado brasileiro e, conseqüentemente, sinais positivos ou negativos para atração de IDP.

Neste contexto de evolução e destaque da entrada de investimento estrangeiro direto no setor de serviços do Brasil, em contraste com as características de longo prazo e menor caráter especulativo desse tipo de investimento, o presente estudo busca mensurar e avaliar a volatilidade dos fluxos entrantes de investimento direto no setor de serviços brasileiro, no

período entre os meses de janeiro de 2000 e fevereiro de 2018². Além disso, procura-se analisar, especificamente, quais são os determinantes dessa volatilidade. Por hipótese, espera-se que variáveis que expressam a credibilidade, estabilidade e grau de abertura comercial da economia brasileira, diante de impactos positivos, atuem no sentido de diminuir a instabilidade do ingresso de IDP no setor terciário do Brasil.

Vale salientar que o tema abordado nesta pesquisa é de grande relevância para investidores e formadores de política, uma vez que a entrada e saída de capital estrangeiro podem afetar o nível de produção e preços de cada setor, comprometer ou salvar as finanças das empresas, além de afetar as reservas internacionais de certo país. Ademais, ressalta-se que a contribuição deste estudo diferencia-se dos demais na literatura precedente, pois pretende analisar, para um país e setor específicos, quais são os determinantes da instabilidade do ingresso de IDP. Enquanto que a maioria dos trabalhos relacionados concentra-se apenas na análise comportamental da volatilidade, não apresentando desagregação da avaliação por setor. Tal fato torna-se relevante, visto que os determinantes do ingresso de investimentos estrangeiros podem variar sensivelmente, conforme o setor receptor e a economia de destino.

Este trabalho está estruturado em outras cinco seções, além desta introdução: a segunda seção aponta para os elementos teóricos sobre o tema; a terceira apresenta algumas evidências empíricas sobre os fluxos de capitais, volatilidade e seus determinantes; a quarta exhibe a metodologia utilizada para desenvolver o estudo; a quinta expõe os resultados e discussões acerca do problema de pesquisa; e, por fim, a sexta seção apresenta as considerações finais sobre a volatilidade do IDP no setor de serviços e seus determinantes.

² Além da disponibilidade de dados, a escolha deste período de análise se justifica pelo fato deste intervalo de tempo compreender uma maior abertura da economia brasileira ao capital internacional, variações cambiais, dos juros e da estabilidade econômica do Brasil, momentos de crescimento e queda da economia mundial, entre outros eventos com potencial impacto para uma maior instabilidade do ingresso de IDP no mercado brasileiro.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A fundamentação teórica que dá suporte à análise deste estudo refere-se às relações entre as teorias que explicam os determinantes do IDP, fluxos de capitais e sua volatilidade (instabilidade).

É importante pontuar, de início, que a categoria de investimento denominada Investimento Direto no País (IDP), também conhecida como Investimento Direto Estrangeiro (IDE) ou Investimento Estrangeiro Direto (IED), é aquela cujo foco da aplicação financeira apresenta um caráter duradouro de uma empresa em outra que não no seu país de origem, com a finalidade de que a matriz atue influentemente na filial. Vale destacar que esse tipo de investimento pode ocorrer via aquisição, em que uma firma estrangeira é adquirida por outra empresa, bem como por investimento *greenfield*, no qual uma empresa origina uma filial no exterior (FMI, 2008).

Há na literatura várias abordagens teóricas³ que dão suporte para as análises empíricas dos determinantes do IDP. Dentre tais abordagens, o Paradigma Eclético de Dunning (1993 e 2002) se destaca pelo enfoque teórico mais abrangente, no qual integra vários fatores condicionantes para o fluxo de investimento direto estrangeiro, complementando, assim, as modelagens teóricas desenvolvidas anteriormente. Nesse sentido, a abordagem de Dunning é considerada como um paradigma eclético, dada à inspiração nas teorias que a antecedem (CASTRO, 2012). Em termos gerais, esta teoria apresenta a busca por recursos, mercados, eficiência e ativos estratégicos como razões para que uma empresa invista no exterior por meio do IDP (NONNENBERG; MENDONÇA, 2005). Vale ressaltar, segundo Dunning (1993 e 2002), que os fluxos de IDP apenas entre países desenvolvidos (origem e destino) são motivados, principalmente, pela busca por eficiência horizontal e ativos estratégicos. Por outro lado, os fluxos em que os destinos são países em desenvolvimento são caracterizados pela procura de eficiência vertical, mercados ou recursos.

Especificamente, segundo Castro (2012), a abordagem de Dunning pressupõe que falhas de mercado existem; sendo assim, as empresas optam pelo IDP como meio de entrada em novos mercados, contrariamente às exportações e licenciamentos. Ao fazer isso, é conveniente que essas firmas considerem os aspectos de conjuntura e estrutura do país receptor em relação aos seus, bem como suas características específicas.

³ Dentre as abordagens teóricas que dão suporte às análises empíricas dos determinantes do IDP, podem-se destacar as seguintes: teoria da internalização dos custos de transação (Buckley e Casson, 1976); teoria da internacionalização da produção (Hymer, 1976); teoria do ciclo do produto (Vernon, 1966); modelo de Uppsala (Johanson e Vahlne, 1994); e o paradigma eclético de Dunning (1988, 1993 e 2002).

Além disso, o Paradigma de Dunning afirma que as empresas multinacionais apresentam vantagens comparativas, que variam conforme o país, a indústria e a firma, na qual propiciam os fluxos de capitais estrangeiros. Primeiramente, a vantagem de propriedade, específica da firma, fornece hegemonia sobre os concorrentes estrangeiros, podendo apresentar natureza estrutural ou transacional. Segundo, a vantagem de localização diz respeito aos fatores disponíveis em certos locais que incentivam as empresas multinacionais escolherem o IDP em tal região, como, por exemplo, os recursos naturais, a estabilidade econômica, o ambiente institucional, político, jurídico, cultural e o nível de abertura comercial. Por fim, a vantagem de internalização é proveniente da exploração interna das competências particulares das multinacionais e, devido a essa vantagem, Dunning acredita em uma maior integração das firmas internacionais (DUNNING, 1988).

A teoria eclética estabelece que os fluxos de capitais estrangeiros se movimentam em direção aos locais em que a produção da firma multinacional desfruta das vantagens citadas anteriormente, sendo importante ressaltar que elas são interligadas e mutáveis com o tempo. Dessa forma, visto os fatores que impulsionam a entrada dos capitais estrangeiros em determinada localidade, convém ressaltar, também, aqueles responsáveis pela instabilidade (volatilidade) dos investimentos estrangeiros. Primeiramente, é importante destacar que a movimentação das taxas de juros mundiais, bem como as reformas estruturais realizadas pelos países são fatores que incrementam os fluxos de capitais (CARVALHO *et al.*, 2017).

Em relação ao IDP, em termos gerais, sua instabilidade apresenta ligação com fatores domésticos, sejam eles financeiros e macroeconômicos, como a abertura comercial e déficits públicos; como também, globais, institucionais e geopolíticos, nisso, destaca-se fases turbulentas, como momentos de crise (BROTO *et al.*, 2008).

Segundo Carvalho *et al.* (2017) e Calvo *et al.* (1996), os fluxos de capitais e sua volatilidade são impulsionados, sobretudo, por fatores externos e internos. No caso dos aspectos externos, está incluso a evolução dos termos de troca, bem como as flutuações da atividade econômica mundial e seus consequentes impactos sobre possibilidades de renda e mudanças de regulamentação. Já em relação aos fatores internos, estes compreendem os aspectos de política doméstica, por exemplo, planejamento de inflação estável, a qual está correlacionada com a queda macroeconômica de riscos, o que pode induzir uma movimentação de capitais.

Para os países emergentes, especialmente, a estabilidade macroeconômica, a abertura comercial e do sistema financeiro nacional, como também as privatizações, são razões para a elevação dos fluxos de capitais. Ademais, Carvalho *et al.* (2017) considera que o respectivo

processo dos fluxos de entrada e saída ocasiona maior instabilidade em economias em desenvolvimento, o que afeta, por exemplo, a atividade econômica no geral. Assim, a capacidade dos países em converter investimentos está diretamente relacionada com a volatilidade da movimentação financeira.

Além disso, convém ressaltar que a volatilidade dos fluxos de capitais possui estreita ligação com os fundamentos macroeconômicos do país receptor, dentre eles, pode-se destacar o Produto Interno Bruto (PIB), nível de exportações e importações, como, também, a taxa de juros real, oferta monetária, taxa real de câmbio, dívida externa, entre outros. Isso porque, países com esses indicadores fracos são mais vulneráveis à ocorrência de crises, assim, a tendência é que o capital torne-se mais instável e migre dessas regiões. Além disso, a movimentação de capitais apresenta relação com os níveis de informação e as expressivas referências sobre o risco dos investimentos, dessa forma, os investidores se atêm aos sinais emitidos pelos possíveis países de destino e definem para qual local destinarão seus recursos (KRUGMAN, 1979; CARVALHO *et al.*, 2017).

Diante do exposto, os aspectos teóricos apresentados nesta revisão de literatura a cerca dos determinantes dos fluxos de capitais e de sua volatilidade fornecem suporte à elaboração de um modelo empírico para averiguar quais são os fatores determinantes da volatilidade no ingresso de investimento direto no setor terciário brasileiro. Especificamente, com base nos parâmetros da teoria eclética e nas fontes externas e internas geradoras da volatilidade, é possível verificar de que forma a instabilidade na entrada de IDP no setor de serviços do Brasil é influenciada por condicionantes ligados à vantagem de localização, a qual aponta a estabilidade macroeconômica, nível de abertura comercial e ambiente institucional e financeiro favoráveis como aspectos indutores deste fluxo de capital estrangeiro para determinado país e setor.

3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Nesta seção, serão expostas algumas evidências empíricas de estudos que abordam a volatilidade e os determinantes dos fluxos de capitais estrangeiros, os quais evidenciam a crescente preocupação por parte dos pesquisadores quanto à instabilidade no ingresso de investimentos externos, evidenciando a relevância na investigação dos fatores determinantes de tal volatilidade.

O estudo desenvolvido por Nonnemberg e Mendonça (2005) teve por objetivo estimar os determinantes dos investimentos estrangeiros diretos que ingressaram em países em desenvolvimento. Por meio de uma estimação de dados em painel para 33 economias emergentes, durante o período de 1975 a 2000, os autores verificaram que a qualificação da mão de obra, o risco do país, o tamanho e a receptividade referente ao capital externo, são alguns dos fatores primordiais na determinação da entrada de investimento direto estrangeiro nestas economias. Corroborando com esse estudo, mas com análise específica para o Brasil, considerando os anos de 1980 a 2004, Mattos *et al.* (2007) utilizaram a metodologia de correção de erros vetorial para verificar a resposta do ingresso de investimento estrangeiro direto às mudanças nos níveis de seus determinantes. Dessa maneira, os autores constataram que o fluxo desse investimento estrangeiro em direção à economia brasileira se mostrou mais sensível ao fator risco-país, bem como à taxa inflacionária e ao nível de abertura comercial do mesmo.

Broto *et al.* (2008) analisaram, no intervalo de 1980 a 2006, para 48 países emergentes e em desenvolvimento, os determinantes da volatilidade das diversas categorias de entrada dos capitais estrangeiros, bem como investigaram uma possível relação causal entre a volatilidade e as variáveis explicativas para cada tipo de investimento. Para a estimação da volatilidade, os autores utilizaram o método GARCH e, na segunda etapa, o método de dados em painel (efeitos fixos). Os resultados mostraram que em várias categorias de investimento os fatores apresentam impactos adversos, ademais, destacam-se como principais determinantes da instabilidade dos fluxos de investimentos estrangeiros fatores globais como a taxa de juros e inflação estadunidense, o crescimento econômico mundial e o índice de ações *S&P 500 Price Index*. Além disso, identificaram relação entre alguns fatores específicos e determinada categoria de investimento, como, por exemplo, a redução da volatilidade dos investimentos estrangeiros diretos e dos demais tipos de investimentos com o tamanho do

sistema bancário em termos de ativos e, relação direta entre inflação e instabilidade de outros fluxos de capitais.

Munhoz e Corrêa (2009), por meio do modelo autorregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH), mensuraram, para o Brasil, a volatilidade da conta financeira do Balanço de Pagamentos e suas subcontas, no período de 1995 a 2005, sendo este dividido em dois subperíodos, 1995-1998 e 1999-2005. Os resultados indicaram que as contas de caráter especulativo e com viés de curto prazo são as mais voláteis e, os níveis de instabilidade da conta financeira permaneceram estáveis, mesmo após a admissão do regime de câmbio flutuante.

Uctum e Uctum (2011) analisaram de que forma as crises econômicas e financeiras influenciam a relação entre os elementos dos fluxos de capitais e seus determinantes na economia turca, no período entre 1987 e 2008. A partir dos resultados encontrados, os autores identificaram que é relevante a forma como os fluxos de capitais são compostos, pois, quando os investimentos estrangeiros e em portfólio são modelados conforme os aspectos endógenos das quebras estruturais, há uma melhora nos resultados. Além disso, os autores verificaram que a volatilidade dos investimentos em carteira e estrangeiros diretos pode ser determinada pelas crises, sendo que enquanto os fluxos de carteira apresentam forte reação com as crises financeiras globais, os investimentos diretos são mais sensíveis às condições domésticas.

Rocha e Moreira (2013), considerando o período entre 2000 e 2011 e uma estimação de dados em painel, investigaram os determinantes da volatilidade dos fluxos de capitais para as 18 maiores economias emergentes que recebem recursos estrangeiros. Com os resultados, os autores perceberam que por meio da adoção de políticas que objetivam a melhora da qualidade institucional do governo, há uma diminuição na instabilidade dos fluxos de capitais, assim como, esse resultado é alcançado com a promoção da eficiência, estabilidade e desenvolvimento do sistema financeiro nacional.

Castro *et al.* (2013) apuraram, no período entre 1990 e 2010, os determinantes do investimento direto estrangeiro no Brasil e no México, procurando encontrar aspectos coletivos e distintos que induzam a entrada desses investimentos. Para tanto, os autores utilizaram uma metodologia baseada na modelagem de vetor de correção de erros (VEC). Os resultados indicaram que o principal método adotado pelas multinacionais brasileiras é a procura de mercados, enquanto no México, a estratégia primordial é a busca de eficiência.

Carvalho *et al.* (2017) investigaram a instabilidade dos fluxos de capitais estrangeiros, bem como seus determinantes para o caso brasileiro, no período de 1995 a 2012. Para tal análise, os autores utilizaram modelos autorregressivos de heterocedasticidade condicional

generalizada (GARCH - *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model*) e desenvolveram regressões lineares para apurar os determinantes da volatilidade dos investimentos estrangeiros. Os resultados mostraram que a categoria outros investimentos estrangeiros e os investimentos em carteira são mais voláteis que os investimentos estrangeiros diretos, tendo esse, instabilidade crescente a partir de 2004 e picos durante períodos de crise. Além disso, os autores identificaram que para cada categoria de investimento estrangeiro há diferentes determinantes para a volatilidade dos mesmos. Por exemplo, a volatilidade do investimento em carteira é determinada, principalmente, pela qualidade institucional, enquanto a instabilidade do investimento direto é impactada, principalmente, por sua própria variável defasada, crise financeira, qualidade institucional e variações no mercado acionário norte-americano.

Pelisser (2017), utilizando dados que compreendem o período entre os meses de dezembro de 1999 a maio de 2018, mensurou a volatilidade dos fluxos de capitais destinados ao Brasil, bem como analisou seus determinantes por meio das ferramentas econométricas de decomposição da variância, função impulso resposta e causalidade de Granger. Os determinantes de tal volatilidade foram separados em fatores *pull* e *push* e, pelos resultados empíricos, a autora verificou que os fatores externos (*push*), tais como índice de aversão ao risco, liquidez global e taxa de juros internacional, são predominantes para explicar a instabilidade dos fluxos de capitais para a economia brasileira em relação aos fatores *pull*, como exemplo o produto interno bruto nacional, evidenciando a relevância de políticas macroprudenciais mais efetivas, como também a importância de um controle mais rígido de capitais direcionados ao Brasil.

Schnorrenberger e Meurer (2017) estimaram, em painéis dinâmicos para países emergentes, os determinantes do investimento estrangeiro em carteira e total para o período de 2007 a 2014. Os resultados mostraram que os movimentos no investimento em carteira são explicados por variações no risco país, desempenho do mercado acionário norte-americano, investimento doméstico e resultado fiscal, ao passo que os determinantes do investimento estrangeiro total de economias emergentes são explicados pelas variáveis de risco país, taxa dos *Fed Funds*, investimento doméstico, saldo da conta corrente, resultado fiscal e câmbio real. Assim, verificou-se que tanto variáveis externas como domésticas são relevantes para explicarem os fluxos de capitais estrangeiros.

Assim, expostas algumas evidências empíricas⁴ a cerca da volatilidade e dos determinantes dos fluxos de capitais estrangeiros, o presente trabalho se mostra relevante e apresenta contribuições para a literatura da área em virtude de seu caráter específico quanto a análise dos determinantes da instabilidade do investimento direto em determinado país, no caso o Brasil, bem como por sua avaliação desagregada deste tipo de investimento, levando em consideração as particularidades do setor de serviços nacional.

⁴ Os estudos de Neumann *et al.* (2009), Jadhav (2012), Chan *et al.* (2014) também são exemplos de análises empíricas que compõem a literatura que aborda os determinantes do IDP, fluxos de capitais e sua volatilidade.

4 METODOLOGIA

Com base nos objetivos do trabalho e nas considerações levantadas nas seções precedentes, esta seção destina-se à descrição da abordagem analítica utilizada. Inicialmente, faz-se referência à fundamentação teórica do modelo GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model*), utilizado para estimação da volatilidade do IDP. Em seguida, apresentam-se as variáveis e o modelo VEC (*Vector Error Correction Model*), empregado para testar a relação entre a volatilidade do IDP e seus possíveis determinantes. Por fim, as fontes dos dados são apresentadas.

4.1 Modelo Empírico e Métodos de Estimação

Nesta subseção serão descritos o modelo empírico e os métodos de estimação utilizados para calcular a volatilidade no ingresso de IDP no setor de serviços nacional, bem como seus determinantes.

4.1.1 Modelo GARCH

Uma abordagem mais sofisticada utilizada⁵ para tratar a volatilidade autocorrelacionada são modelos da família ARCH (*autoregressive conditional heteroskedasticity model*). O presente estudo utiliza o modelo GARCH (*generalized ARCH model*), por obter estimativas de volatilidade das séries com maior precisão que o modelo anterior. O modelo ARCH, introduzido por Engle (1982), trata de uma modelagem não linear no que se refere à sua equação da variância, já que esta é uma função não linear de valores da série defasados no tempo. Este modelo é adequado para representar as alterações de variância para séries temporais que exibem períodos de grande volatilidade alternados com períodos de relativa tranquilidade.

Entretanto, o modelo GARCH, uma extensão natural do ARCH, é mais empregado na prática e gera padrões de correlação mais abrangentes. Este modelo, proposto por Bollerslev (1986), constitui uma tentativa de expressar de forma mais parcimoniosa a dependência temporal da variância condicional. Nesta extensão, a variância condicional além de depender do erro quadrático defasado como no modelo ARCH, depende também das próprias

⁵ Como exemplo de estudos relacionados que utilizaram modelos da família ARCH, tem-se: Broto *et al.* (2008), Munhoz e Corrêa (2009), Carvalho *et al.* (2017) e Pelisser (2017).

variâncias condicionais passadas. Desse modo, é através do GARCH que este estudo se baseará para medir a variabilidade do ingresso de investimento direto no setor de serviços da economia brasileira. Assim, a variância do tipo GARCH (p,q) é definida como sendo:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (1)$$

em que, σ_t^2 é a variância condicional no período t , dado o conjunto de informações disponível em $t-1$; α_0 é o termo constante; ε_{t-i}^2 é o termo de erro quadrático defasado, ou seja, informações defasadas da volatilidade; α_i é o parâmetro de persistência dessa volatilidade e p é a ordem do termo, também conhecido como termo ARCH; σ_{t-i}^2 representa as variâncias condicionais passadas, β_j é o coeficiente de persistência desse termo e q é a ordem do componente, também denominado como termo GARCH. As restrições paramétricas dadas por $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$ ($i = 1, 2, \dots, p$), $\beta_j > 0$ ($j = 1, 2, \dots, q$) e $\alpha_i + \beta_j < 1$ são necessárias para assegurar que a variância condicional seja positiva e fracamente estacionária.

O modelo GARCH (1,1) é a versão mais simples e mais utilizada em séries financeiras. Supondo erros normalmente distribuídos, a variância do GARCH (1,1) seria:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

em que, considerando como exemplo uma série mensal do ingresso de IDP, o coeficiente α_1 mede a extensão em que um choque na variabilidade da entrada deste investimento, no mês passado, afeta a sua volatilidade no mês presente; e β_1 representa o impacto da variância prevista no mês anterior sobre a previsão da variância condicional no mês atual.

A soma $(\alpha_i + \beta_j)$ revela a medida de persistência da volatilidade, ou seja, como o impacto de um choque hoje se propaga, ao longo do tempo, sobre a variabilidade de determinada série, no futuro. Quanto mais próximo de um for $(\alpha_i + \beta_j)$, maior será o tempo que um choque na série levará para se dissipar, ou seja, tem efeitos prolongados. Adicionalmente, conforme Nelson (1990), se o valor da medida de persistência for maior ou igual a 1, os choques na volatilidade irão perdurar por um período longo na série em questão. Neste caso, diz-se que a variância condicional possuirá raiz unitária e permanecerá elevada. Tal fato não implica que o erro não seja estacionário, mas sim que a variância não será.

Para a estimação da modelagem mencionada, devem-se realizar os seguintes passos:

- Análise da estacionariedade da série em estudo, para a qual são aplicados os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips e Perron (PP) de raiz unitária;
- Definição da ordem do modelo ARMA (*Autoregressive Moving Average Model*) gerador da série analisada. Esta definição é feita com base na observação dos correlogramas da

Função de Autocorrelação Parcial (FACP) e da Função de Autocorrelação (FAC). A seleção também é feita buscando o menor valor absoluto para os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ);

- Depois de estimado o processo ARMA, um teste de Multiplicador de Lagrange (Teste ARCH-LM) é feito nos resíduos, sob a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional nos erros ε_{t-i}^2 . Rejeitar a hipótese nula implica em proceder a estimação do modelo GARCH (p,q);
- Para a escolha da melhor ordenação (p,q) do modelo GARCH, é necessário realizar a averiguação dos critérios de informação de AIC, SC e HQ, sendo que a melhor modelagem deve ser definida com base nos menores valores absolutos para tais critérios. Além disso, é necessário avaliar as propriedades dos resíduos do modelo GARCH ajustado, observando a condição de homocedasticidade, por meio da não rejeição da hipótese nula do teste ARCH-LM; e
- Por fim, prossegue-se com a predição da série da volatilidade da variável investigada.

4.1.2 Modelo VEC e descrição das variáveis

Para definir a relação existente entre a volatilidade do ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil e seus principais determinantes, no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018, utilizou-se a técnica de cointegração, particularmente a metodologia proposta por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), estimando-se um modelo de correção de erros com vetor de cointegração (*VEC Model*)⁶.

Em virtude das propriedades estatísticas das séries temporais das variáveis em análise, que, em sua maioria, são séries não estacionárias em nível, optou-se pelo modelo VEC. O conceito de cointegração, introduzido por Engle e Granger (1987), possibilita que regressões contendo séries não estacionárias sejam realizadas sobre seus níveis, sem cometer o problema de regressão espúria, além disso, não se perde nenhuma informação de longo prazo, diferentemente do que acontece quando se utiliza séries diferenciadas.

Ademais, essa metodologia possui um diferencial ao tratar todas as variáveis como endógenas, eliminando, dessa maneira, a probabilidade de viés de simultaneidade, normalmente existente em equações que abrangem variáveis macroeconômicas, o que ocorre neste estudo.

⁶ Como exemplo de estudos relacionados que utilizaram o modelo VEC, tem-se: Mattos *et al.* (2007), Castro *et al.* (2013) e Santos *et al.* (2016).

Esta metodologia consiste em, primeiramente, estimar o(s) vetor(es) de cointegração a partir da modelagem de um vetor autorregressivo (VAR), isto é, realizar o teste de cointegração de Johansen; em seguida, estima-se um mecanismo de correção de erros (MCE) na forma multivariada denominado Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC), ou seja, realiza-se a estimação com as restrições de cointegração entre as variáveis.

O modelo econométrico a ser estimado é especificado da seguinte maneira:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{(p-1)} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que α é a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, com seus elementos indicando a velocidade de ajustamento de cada variável a desequilíbrios no curto prazo; β é a matriz com as relações de cointegração que definem a trajetória de longo prazo; Γ_i representa as matrizes de coeficientes que definem a dinâmica de ajustamento de curto prazo; ε_t é um vetor ($n \times 1$) de termos de erro; t é o tempo mensurado em meses; e, Y_t é um vetor composto pelas seguintes variáveis endógenas:

- Vol_IDP_t é a variável representativa da volatilidade mensal do ingresso de investimento direto no país no setor de serviços do Brasil, sendo calculada a partir de um modelo GARCH (p, q);
- IVV_t representa o índice mensal do volume de vendas do comércio varejista do Brasil;
- $Inflação_t$ é a variável representativa da inflação brasileira, mensurada pelo número índice do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA);
- PIB_t é o Produto Interno Bruto mensal brasileiro expresso em milhões de dólares norte-americanos (US\$) e defasado em três períodos;
- $Abertura_t$ é uma *proxy* para o grau de abertura comercial no setor de serviços do Brasil, tendo sido construída da seguinte forma: $((M_t + X_t) / PIB_t)$, em que M_t e X_t são os valores das importações e exportações totais brasileira, respectivamente, e PIB_t é o valor do Produto Interno Bruto brasileiro, sendo as três variáveis medidas em US\$ milhões;
- $Câmbio_t$ é a taxa de câmbio mensal medida em relação ao dólar (US\$); e
- Dif_Juros_t representa o diferencial de juros mensal ($i - i^*$) calculado pela diferença da taxa de juros estabelecida pelo banco central (*Central Bank Policy Rate*) do Brasil e dos Estados Unidos.

Vale destacar que a escolha das variáveis representativas dos possíveis determinantes da volatilidade do IDP no setor de serviços brasileiro foi feita com base no referencial teórico exposto na seção 2 e na discussão da literatura empírica apresentada na seção 3.

Adicionalmente, é importante informar que antes de se proceder à estimação do modelo em questão, foram tomados os logaritmos naturais de todas as variáveis, com a finalidade de se comparar o grau de sensibilidade de cada uma delas à volatilidade do ingresso de IDP no setor terciário do Brasil.

A partir do modelo especificado, espera-se que a variável Vol_IDP_t responda negativamente a aumentos nas variáveis IVV_t , PIB_t e $Abertura_t$ e positivamente a aumentos nas variáveis $Inflação_t$ e Dif_Juros_t . Em relação à resposta da variável Vol_IDP_t quanto a variações na variável $Câmbio_t$ ela é ambígua⁷, visto que esta influência pode ser positiva ou negativa.

4.2 Fonte de Dados

Em relação aos dados utilizados para análise empírica, a série de tempo mensal dos dados relacionados ao ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil, em milhões de US\$, foi obtida junto à base de dados do Banco Central do Brasil (BCB). Quanto às variáveis representativas dos determinantes da instabilidade do IDP, as séries IVV_t , $Câmbio_t$ e $Inflação_t$ foram obtidas junto à plataforma do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV); já a variável PIB_t e os componentes da *proxy* $Abertura_t$ foram retirados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB; e, por fim, as séries das taxas de juros, componentes da variável Dif_Juros_t , foram extraídas da plataforma de dados do *International Monetary Found*. Vale destacar que a frequência dos dados é mensal e compreende o período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018.

⁷ Conforme Santos *et al.* (2016), a influência da taxa de câmbio na volatilidade do ingresso de investimento direto no país é ambígua, porque em situações de apreciação do dólar e consequente depreciação da moeda nacional, as empresas estrangeiras enfrentariam menores custos de investimentos, visto que elas estariam relativamente mais ricas e, assim, um aumento na taxa de câmbio favoreceria a entrada de IDP. Em contrapartida, a relação é negativa quando se considera os resultados financeiros de uma empresa, em que a conversão para transferências ao país investidor em dólar, reduziria o montante, diminuindo dessa maneira, os incentivos ao ingresso de IDP.

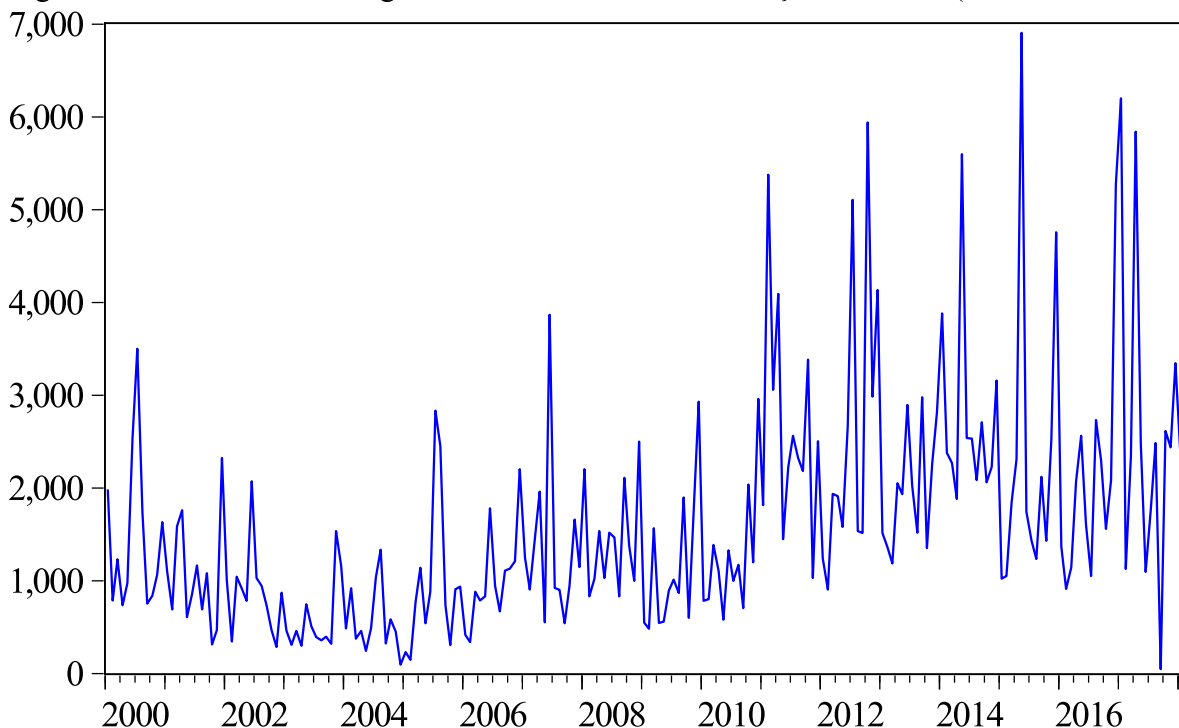
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção serão apresentados e discutidos os resultados da estimação da volatilidade no ingresso de IDP no setor de serviços brasileiro, bem como seus determinantes para o período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018.

5.1 Estimativas da volatilidade

É importante pontuar, de início, que para a identificação do modelo apropriado para a estimação da volatilidade, a análise gráfica da série mensal do ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil é relevante. Essa análise mostra a existência de constante e, a princípio, parece indicar que a série não é estacionária em nível. A inspeção visual da série, aparentemente, também revela sinais de heterocedasticidade e de agrupamento da volatilidade no ingresso de IDP, características compartilhadas com as séries financeiras. Entretanto, a análise gráfica não é suficiente para confirmar a presença destas características, sendo necessária a realização dos testes de estacionariedade da série para posterior aplicação do modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva, mencionado na seção anterior.

Figura 1 - Série mensal do ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil (01/2000 - 02/2018)



Fonte: Resultados da pesquisa.

Com o intuito de verificar a estacionariedade da série do ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil, realizou-se a estimação dos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips e Perron (PP). A hipótese nula para esses testes é a de que uma série temporal possui uma raiz unitária, ou seja, ela não é estacionária em nível, mas se torna em primeira diferença (I(1)). Na Tabela 1, observam-se os resultados desses testes, em nível e com constante, e percebe-se a estacionariedade da série do ingresso de IDP no setor de serviços brasileiro, no qual ambos os testes rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária ao nível de 1% de significância estatística.

Tabela 1 - Testes de raiz unitária para a série do ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil, no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018

	Estatística calculada	Valor Crítico (1%)
Teste ADF	-3,77	-3,46
Teste PP	-11,31	-3,46

Fonte: Resultados da pesquisa.

Realizada a análise de estacionariedade da série, o próximo passo compreende remover a correlação serial por meio de um modelo ajustado para a média da série. A avaliação conjunta do correlograma da série em análise e dos critérios de informação (AIC, SC e HQ) indicou um processo ARMA(1,1). Em seguida, verificaram-se as evidências de heterocedasticidade condicional para os resíduos da equação da média. A rejeição da hipótese nula do teste ARCH-LM e a averiguação do correlograma dos quadrados dos resíduos da equação da média indicaram a existência de efeito ARCH, assim, partiu-se para a identificação do modelo GARCH a ser estimado.

O modelo GARCH (p,q) é uma espécie de um modelo ARMA (p,q). Assim, a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP) podem evidenciar se existe heterocedasticidade e auxiliar na indicação das ordens p e q . Neste caso, a FAC indica a ordem q e a FACP a ordem p . Em virtude da dificuldade desta identificação, recomenda-se estimar modelos de ordem baixa como GARCH (1,1), GARCH (1,2), GARCH (2,1) e GARCH (2,2) e proceder à escolha por meio dos critérios de comparação de modelos – critérios de informação de AIC, SC e HQ. A especificação e estimação de outros modelos⁸ geralmente se baseiam na hipótese econômica que se deseja testar, como a assimetria e outras

⁸ Vale ressaltar que também foram testados modelos para captar possível assimetria na volatilidade da série em investigação. Para tanto, os modelos GARCH Exponencial [EGARCH (1,1)] e GARCH com *Threshold* (limiar) [TARCH (1,1)] foram examinados. A ausência de assimetria na série foi constatada, uma vez que os coeficientes estimados no modelo TARCH não foram estatisticamente significativos ao nível de 10%, além da rejeição da hipótese nula do teste ARCH-LM, em ambos os casos.

características dos dados. Além do GARCH (1,1) foram estimados os modelos com todas as ordens citadas anteriormente. No entanto, pelos resultados obtidos, verificou-se que o modelo GARCH (1,1) apresentou melhor ajustamento em termos de significância estatística dos coeficientes estimados, dos critérios de escolha e da condição de homocedasticidade, averiguada por meio da não rejeição da hipótese nula do teste ARCH-LM. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Estimativas do modelo GARCH (1,1)

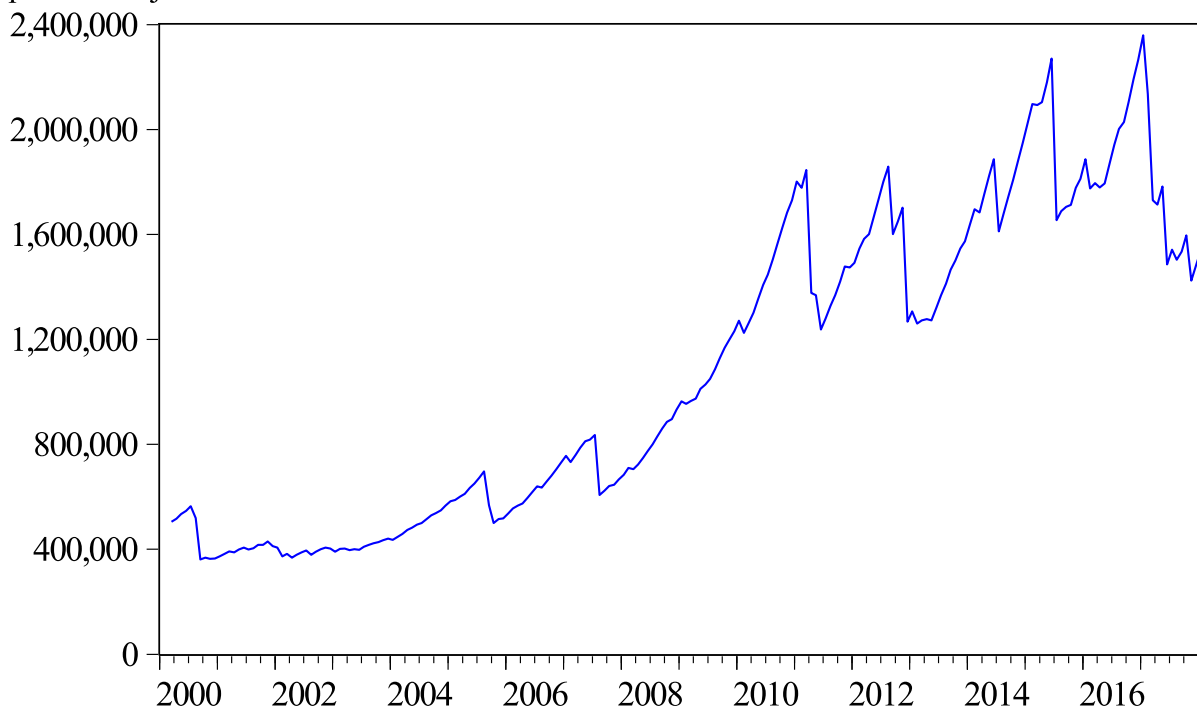
Equações	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-z	Prob.
Média:				
Constante	-2081,36	4265,59	-0,48	0,62
AR(1)	1,00	0,00	3218,04	0,00
MA(1)	-0,93	0,00	-290,14	0,00
Variância:				
Constante	-4281,05	3507,11	-1,22	0,22
ε_{t-1}^2	-0,03	0,01	-2,25	0,02
σ_{t-1}^2	1,04	0,01	62,27	0,00
	AIC = 16,49	SC = 16,59	HQ = 16,53	
Coef. de Persistência	1,01			

Fonte: Resultados da pesquisa.

No modelo GARCH (1,1), com exceção do intercepto da equação da média e da variância, todos os coeficientes foram significativos ao nível de 5% de probabilidade estatística. De acordo com Lima (2014), na maioria dos ajustamentos o intercepto da equação da média não é significativo. A sua omissão força uma restrição de que a série em análise tem média incondicional igual a zero. Dessa forma, decidiu-se manter o intercepto para não introduzir restrição ao modelo. O coeficiente de persistência do modelo GARCH (1,1) estimado, ou seja, a soma dos coeficientes $(\alpha_1 + \beta_1)$ foi igual a 1.01, indicando que um choque na série do ingresso de investimentos diretos no setor de serviços do Brasil terá efeito por um longo período na variabilidade desses investimentos e que a volatilidade permanecerá elevada.

A Figura 2 apresenta a predição da variância condicional GARCH (volatilidade) do modelo da série do ingresso de IDP em estudo.

Figura 2 - Estimativas da volatilidade do ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018



Fonte: Resultados da pesquisa.

O gráfico da Figura 2 evidencia que o ingresso de investimento direto no país apresentou alguns picos de instabilidades, embora seja considerado um tipo de investimento de longo prazo e, portanto, menos volátil. Assim, é importante ressaltar que os saltos de volatilidade da série estimada são observados, sobretudo, durante os períodos em que foram registradas algumas intercorrências na economia doméstica e internacional. Por exemplo, no ano 2000 o estouro da bolha especulativa⁹ no mercado de ações de alta tecnologia, que culminou em uma redução na taxa de juros norte-americana e instabilidade no mercado financeiro, como também, a grande recessão entre os anos de 2008 e 2009, que provocou uma tensão financeira global em decorrência da crise do subprime no período 2007-2008 (BULLIO *et al.*, 2011). Na sequência, verifica-se o efeito da crise da dívida na Europa entre os anos de 2010 e 2011, onde a partir deste período é perceptível uma maior instabilidade na série da volatilidade do ingresso de IDP no setor de serviços brasileiro. Conforme Pelisser (2017), considerando o ano-base de 2016, a Europa foi a região que mais aplicou recursos no Brasil, sendo responsável por cerca de dois terços da categoria de investimentos diretos na forma de participação no capital. Ainda segundo a autora, é válido ressaltar que o setor de serviços recebeu mais da metade (55%) dos ingressos de investimentos diretos na forma de

⁹ Segundo Bullio *et al.* (2011), no primeiro semestre do ano 2000 ocorreu o pico da bolha especulativa nos mercados de capitais dos Estados Unidos da América (EUA), concentrada nas novas empresas de tecnologia da informação e da comunicação.

participação no capital no ano de 2016, com um crescimento de 10% em relação ao ano de 2010, quando essa parcela foi de 45%. Observa-se, por fim, no intervalo de 2015 a 2017, período no qual o Brasil enfrentou um agravamento da crise política e nas contas públicas, o maior pico da instabilidade do IDP na série avaliada.

Por meio desta análise da volatilidade do ingresso de investimento direto no setor de serviços da economia brasileira, percebe-se que essa série apresenta uma instabilidade duradoura ao longo do tempo e com perfil de crescimento com o passar dos anos, especialmente nos períodos pré e pós crises nacionais e internacionais. Em conformidade com o presente estudo, vale destacar que os trabalhos de Munhoz e Corrêa (2009), Pelisser (2017) e Carvalho *et al.* (2017), os quais analisaram a instabilidade dos fluxos de capitais estrangeiros no Brasil, e a pesquisa realizada por Neumann *et al.* (2009) para examinar a volatilidade desses fluxos após a liberalização dos mercados financeiros em diferentes economias, também apresentaram resultados estatisticamente significativos quanto à análise da volatilidade do ingresso de IDP na economia brasileira, com perfil de crescimento da volatilidade nos últimos anos, principalmente durante os períodos de crise.

5.2 Determinantes da volatilidade do ingresso de IDP

Verificada a volatilidade da série de IDP no setor de serviços do Brasil, o próximo passo consiste em avaliar quais são os principais determinantes desta volatilidade. Para tanto, foram realizados, primeiramente, os testes ADF e PP de raiz unitária nas séries em investigação (Vol_IDP_t ; IVV_t ; PIB_t ; $Abertura_t$; $Inflação_t$; Dif_Juros_t ; e $Câmbio_t$), uma vez que, segundo Bueno (2008), o uso do conceito de cointegração é justificável se a maioria das séries em análise forem não estacionárias. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 3 e mostram que apenas a série $Abertura_t$ é estacionária em nível, ou seja, $I(0)$, sendo as demais séries estacionárias em primeira diferença, logo integradas de mesma ordem, isto é, $I(1)$ e, possivelmente, cointegradas.

Tabela 3 – Teste ADF e PP de raiz unitária para as variáveis endógenas da equação (3)

Variável	Valor	Valor	Teste ADF		Teste PP		Estacionária
	calculado	calculado	1%	5%	1%	5%	
Vol_IDP_t	-14,12	-14,12	-4,00	-3,43	-4,00	-3,43	1ª diferença
IVV_t	-16,67	-28,36	-3,46	-2,87	-3,46	-2,87	1ª diferença
$Inflação_t$	-6,55	-6,62	-3,46	-2,87	-3,46	-2,87	1ª diferença
PIB_t	-2,16	-15,74	-2,58	-1,94	-2,58	-1,94	1ª diferença
$Abertura_t$	-6,14	-6,35	-4,00	-3,43	-4,00	-3,43	Em nível
$Câmbio_t$	-9,59	-9,54	-3,46	-2,87	-3,46	-2,87	1ª diferença
Dif_Juros_t	-4,18	-9,27	-2,58	-1,94	-2,58	-1,94	1ª diferença

Nota: Para melhor robustez da estimação da equação (3), todas as variáveis foram testadas e estimadas em logaritmo, além disso, a variável IVV_t foi dessazonalizada.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Visto que a maioria das séries são não estacionárias em nível, o passo seguinte consiste em verificar a existência de cointegração entre elas, utilizando para isso, o teste de cointegração de Johansen, a partir da especificação de um modelo Vetorial Autorregressivo (VAR). Nesse sentido, primeiramente, observou-se a indicação do número de defasagens do modelo por meio dos critérios de seleção Akaike (AIC), Hannan-Quin (HQ) e Schwarz (SC). Na Tabela 4 são apresentados os resultados.

Tabela 4 – Seleção do número de defasagens do modelo VAR

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-7,33	-7,11	-7,24
1	-28,50	-27,50	-28,10
2	-29,39	-27,60*	-28,67*
3	-29,51	-26,93	-28,46
4	-28,63*	-26,27	-28,27
5	-29,53	-25,39	-27,86

Nota: (*) indica o número de defasagens indicado pelos critérios de informação.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pelo critério de informação de AIC foram indicadas quatro defasagens [VAR(4)], já pelos critérios HQ e SC foram indicadas duas defasagens [VAR(2)]. No entanto, ao estimar o VAR(2) e realizar o teste de autocorrelação dos erros por meio do Teste do Multiplicador de Lagrange (LM), constatou-se presença de autocorrelação serial no modelo. Em função disso, aumentou-se o número de defasagens até que as séries não apresentassem mais autocorrelação, o que foi atingido com quatro defasagens, como apresentado na Tabela 5.

Assim, o modelo indicado e com melhor ajustamento para a realização do teste de cointegração entre as séries foi o VAR(4)¹⁰.

Tabela 5 – Teste LM para autocorrelação residual VAR(4)

Defasagens	Estatística LM	Probabilidade
1	45,45	0,62
2	62,84	0,09
3	54,94	0,26
4	52,27	0,35
5	51,52	0,38

Fonte: Resultados da pesquisa.

Após a especificação do modelo VAR, o próximo passo foi a realização do teste do Máximo Autovalor proposto por Johansen (1998), com o intuito de encontrar, caso exista relação de longo prazo entre as variáveis, o(s) vetor(es) de cointegração. O resultado deste teste é apresentado na Tabela 6.

Tabela 6 – Teste do Máximo Autovalor para cointegração entre as séries em análise

Hipótese Nula (H_0)	Hipótese Alternativa (H_1)	Estatística do Teste	Valor Crítico (1%)
$r = 0$	$r = 1$	63,69*	51,57
$r = 1$	$r = 2$	58,87*	45,10
$r = 2$	$r = 3$	36,57	38,77
$r = 3$	$r = 4$	25,44	32,24

Nota: (*) Rejeição de H_0 ao nível de 1% de significância estatística.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O teste do Máximo Autovalor mostra que ao nível de 1% de significância estatística, a hipótese nula de que o posto da matriz de cointegração é igual a 0 e a 1 ($r = 0$ e $r = 1$) é rejeitada. Dessa maneira, o teste indica que há dois vetores de cointegração entre as variáveis e, portanto, elas são cointegradas, com duas relações que garantem o equilíbrio de longo prazo entre elas. A Tabela 7 apresenta o vetor de cointegração reparametrizado e normalizado para a variável da volatilidade do ingresso de IDP no setor de serviços do Brasil. A ordenação das variáveis segue a sugestão dada pelo teste de exogeneidade em bloco de Granger e mostra não haver relação de longo prazo estabelecida entre a volatilidade do ingresso de IDP e o índice do volume de vendas no comércio varejista, razão pela qual, a variável IVV_t foi omitida da Tabela 7.

¹⁰A partir do VAR(4), o melhor ajustamento para realização do teste de cointegração das séries foi alcançado com a utilização de intercepto na equação de cointegração e no VAR, além de uma *dummy* relativa aos períodos de crise como variável exógena. Os períodos de crise considerados foram: entre 2001-2003, período da crise energética e momento de instabilidade política e cambial decorrente da incerteza eleitoral de 2002; crise financeira global de 2008; crise da dívida pública na Zona do EURO em 2011; e, 2015, período de crise política e instabilidades nas contas públicas no Brasil.

Tabela 7 – Vetor de cointegração reparametrizado e normalizado para a variável Vol_IDP_t

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão
Vol_IDP_t	1,00	-
$Inflação_t$	3,52	(0,49)
PIB_t	-0,92	(0,27)
$Abertura_t$	-1,67	(0,26)
$Câmbio_t$	-1,97	(0,36)
Dif_Juros_t	0,44	(0,12)
Constante	5,74	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir do vetor de cointegração estimado, é possível escrever a equação de equilíbrio de longo prazo da volatilidade do ingresso de investimento direto no país no setor de serviços e seus determinantes. A seguir, é apresentada essa relação:

$$Vol_IDP_t = 5.74 + 3.52 Inflação_t - 0.92 PIB_t - 1.67 Abertura_t - 1.97Câmbio_t + 0.44Dif_Juros_t \quad (4)$$

É válido ressaltar ainda, que todas as variáveis foram expressas em logaritmo natural. Assim, os coeficientes estimados nessa equação de equilíbrio de longo prazo poderiam ser interpretados como respostas percentuais da variável dependente Vol_IDP_t em relação às variações percentuais em seus determinantes. Porém, como essa equação compreende algumas variáveis latentes, que não são diretamente controladas, como $Abertura_t$, elas não serão associadas a essa finalidade, mas sim, utilizadas como uma medida de comparação do nível de sensibilidade da volatilidade do ingresso de investimentos estrangeiros no setor de serviços brasileiro em relação a cada uma das variáveis explicativas no período analisado.

Analisando os resultados, é possível afirmar que os sinais de todos os parâmetros da Tabela 7 e da equação (4) estão como esperados, como também, todos os coeficientes estimados foram estatisticamente significantes ao nível de 1% de probabilidade.

No que se refere à sensibilidade, é perceptível que a variável $Inflação_t$ apresentou o maior coeficiente em termos absolutos, influenciando positivamente a volatilidade do ingresso de IDP no setor de serviços. Esse resultado evidencia que a volatilidade da entrada de investimentos estrangeiros no Brasil, no setor terciário, é diretamente impactada pela estabilidade do ambiente macroeconômico interno. Assim, maiores oscilações nos níveis de preços nesse setor na economia brasileira, acarretam maiores instabilidades no ingresso de IDP no setor de serviços brasileiro, evidenciando a relevância de medidas, como o Plano Real,

para redução de tal instabilidade. Esse resultado corrobora com as considerações feitas por Alfaro *et al.* (2005), as quais dizem respeito ao papel desempenhado pelas más políticas, em particular a política monetária, sobre a volatilidade dos influxos de capitais, em que países com nível inflacionário mais estável, tendem a experimentar níveis mais baixos de incertezas quanto aos capitais externos. Nesse mesmo sentido, o trabalho apresentado por Broto *et al.* (2008), apesar de mostrar resultados inconclusivos quanto à variável inflação, nas estimativas em que esta variável se mostrou significativa, seu coeficiente apresentou relação positiva com a volatilidade da entrada do investimento estrangeiro direto, indicando que políticas macroeconômicas capazes de reduzir tal índice, podem tornar a entrada desses investimentos mais estáveis.

A respeito da variável $C\grave{a}mbio_t$, em contrapartida aos resultados alcançados por Mattos *et al.* (2007), em que a taxa de câmbio se mostrou pouco sensível em relação à atração de investimentos estrangeiros diretos, os resultados do presente estudo mostram que o câmbio apresenta a segunda maior sensibilidade quanto à resposta da volatilidade do ingresso de IDP no setor terciário do Brasil, mostrando-se um componente relevante para explicar a instabilidade desse influxo, como mencionado por Pelisser (2017). Neste sentido, a relação negativa evidenciada revela, por exemplo, que um aumento na cotação do dólar norte-americano ocasiona depreciação da moeda brasileira e, assim, em conformidade com Santos *et al.* (2016), as empresas estrangeiras passam a enfrentar menores custos para investimentos no setor de serviços brasileiro, visto que elas estariam relativamente mais ricas, diminuindo, assim, a volatilidade do ingresso de investimento direto neste setor. Outro fator relevante a ser destacado quanto ao câmbio é o fato de que, ainda de acordo com Santos *et al.* (2016), o câmbio depreciado eleva a busca dos indivíduos por produtos produzidos internamente, impulsionando de certo modo o comércio, um dos subsetores de destaque de recebimento de IDP no setor terciário brasileiro. Dessa maneira, além de minimizar a instabilidade do ingresso de investimento direto no país, a depreciação da moeda nacional pode estimular uma maior entrada deste investimento estrangeiro.

O resultado do coeficiente estimado para a variável $Abertura_t$ mostra que o processo de abertura comercial, que se iniciou na década de 1990 no Brasil, em conformidade com os resultados encontrados por Mattos *et al.* (2007) quanto à entrada de IDE no mercado brasileiro, tem influenciado na decisão do nível de investimento direto pelos agentes internacionais no setor de serviços doméstico. Dessa maneira, a relação negativa encontrada para o grau de abertura da economia brasileira mostra que medidas que favorecem a relação comercial com outros países minimizam a volatilidade dos influxos de investimentos

estrangeiros no setor de serviços, visto que muitas empresas desse setor necessitam de fatores de produção externos, por exemplo, aquelas pertencentes aos segmentos de telecomunicações e serviços financeiros, que constantemente avançam tecnologicamente. Logo, um país com maior grau de abertura concede segurança para a produção e comercialização destas firmas e, conseqüentemente, uma menor instabilidade de IDP neste setor.

Em relação à variável PIB_t , representativa do nível de produção da economia brasileira, percebe-se, em termos absolutos, uma resposta menor, porém ainda relevante, da volatilidade do influxo de IDP em relação aos movimentos no PIB brasileiro. Analisando o sinal negativo para o coeficiente estimado deste determinante da volatilidade, é perceptível que quando há uma queda na produção nacional, o ingresso de IDP no setor terciário do Brasil se torna mais instável. Isso porque, como tal setor em análise é um dos mais importantes na composição do PIB brasileiro, um crescimento sustentável da produção interna desperta o interesse de investidores em abrir novas empresas ou comprar empresas brasileiras por meio de fusões e/ou aquisições nos diversos subsetores do setor de serviços, por exemplo: telecomunicação, eletricidade, intermediação financeira, construção civil, comércio (atacado e varejo) e consultorias. Com isso, um maior crescimento do PIB em consonância com um mercado consumidor com elevado poder de compra atraem investimentos para o setor terciário, como também, tranquiliza os investidores e os deixam satisfeitos com seus níveis de lucros estáveis. Assim, esse determinante da Vol_IDP_t evidencia a importância dos sinais emitidos pela economia doméstica como um todo, visto que, como ressaltado no referencial teórico desta pesquisa, antes dos investidores decidirem em qual país alocar seus recursos, eles analisam os fundamentos macroeconômicos, sendo que, se tais fundamentos forem fracos, a tendência é de migração do capital, pois, em conformidade com Kapoor e Tewari (2010), investidores preferem economias mais estáveis e com menor grau de incerteza.

Em menor grau de sensibilidade à determinação da volatilidade do ingresso de investimento estrangeiro direto no setor de serviços no Brasil, verifica-se o diferencial de juros. Segundo Corrêa *et al.* (2012) e Pelisser (2017), o diferencial de taxas de juros apresenta maior relevância em investimentos de curto prazo e, assim, aumentam o potencial de instabilidade, o que pode ser visualizado com a variável Dif_Juros_t determinando a Vol_IDP_t , em que maiores diferenças nas taxas de juros ocasionam maior volatilidade do ingresso de investimento direto no setor de serviços da economia brasileira. Esse fenômeno pode ser verificado, por exemplo, entre os anos de 2006 e 2009 em que o subsetor de serviços financeiros foi o maior receptor de IDP, logo, um maior diferencial de juros pode explicar uma maior instabilidade no influxo de investimentos estrangeiros neste setor, visto que uma

maior taxa de juros aumenta o interesse dos investidores em aplicar seus recursos no segmento de serviços financeiros do Brasil. Assim, a volatilidade no ingresso destes investimentos aumenta, pois os investidores iniciam um processo de transferência de capital para a economia brasileira em busca de maiores retornos com os serviços deste subsetor.

Definida na equação (4) a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, prosseguiu-se com a estimação do mecanismo de correção de erros (MCE), uma vez que, segundo Engle e Granger (1987), mesmo havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, é possível que desequilíbrios no curto prazo aconteçam. O MCE na forma multivariada, também denominado Modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC), relaciona o comportamento de curto prazo das variáveis ao seu comportamento de longo prazo. Por meio deste procedimento é possível determinar a velocidade com que esses desequilíbrios são eliminados, ou seja, obtém-se a velocidade de ajustamento.

Assim, a partir do modelo VAR usado para o teste de cointegração, estimou-se o MCE, no qual o vetor de cointegração apresentado anteriormente é a variável explicativa do termo de correção de erro. Como o objetivo desta pesquisa é apresentar os determinantes da volatilidade do ingresso de investimentos diretos no setor de serviços brasileiro, apresenta-se, na Tabela 8, apenas¹¹ o coeficiente de ajustamento referente à variável Vol_IDP_t .

Tabela 8 – Coeficiente de ajustamento

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão
$VolIDP_t$	-0,07	0,03

Fonte: Resultados da pesquisa.

O coeficiente de ajustamento estimado indica qual a proporção do desequilíbrio de curto prazo da volatilidade no ingresso de investimento direto no setor de serviços do Brasil é corrigida no período seguinte. Especificamente, o valor de -0.07 estabelece que, aproximadamente, 7% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, são corrigidos a cada mês. Assim, na ocorrência de eventuais choques nas variáveis explicativas da volatilidade do IDP, seriam necessários cerca de 14 meses para que esta volatilidade retornasse ao seu nível de equilíbrio de longo prazo.

Ademais, de acordo com a Tabela 1A do Apêndice, o teste F mostrou-se estatisticamente significativo, indicando que as variáveis explicativas são conjuntamente significativas para explicarem a volatilidade do IDP no setor de serviços do Brasil no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018.

¹¹A estimativa completa do Modelo de Correção de Erro Vetorial para a variável Vol_IDP_t pode ser verificada na Tabela 1A do Apêndice.

Diante dos resultados apresentados e corroborando com a hipótese do estudo, percebe-se, portanto, que fatores que expressam estabilidade, credibilidade e grau de abertura, impactam a volatilidade no ingresso de investimento direto no setor terciário brasileiro. Nesse sentido, atribuindo ao investimento direto estrangeiro a capacidade de difundir inovações e promover ganhos de produtividade nos diversos subsetores do setor terciário, a análise dos determinantes da instabilidade no ingresso deste capital estrangeiro no setor de serviços brasileiro permite compreender e desenvolver instrumentos capazes de minimizar tal instabilidade, contribuindo, ainda, para o crescimento econômico nacional no longo prazo.

6 CONCLUSÕES

Neste estudo, investigou-se a volatilidade do ingresso de investimento direto estrangeiro no setor de serviços do Brasil, bem como seus determinantes no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018. Os resultados mostraram que a entrada deste investimento externo no setor terciário brasileiro apresentou instabilidades, apesar de ser considerado um investimento de longo prazo e, portanto, menos volátil que outros investimentos, como, por exemplo, os aportes em carteira de ações. Nesse sentido, os resultados encontrados evidenciam que tal categoria de investimentos vem apresentando uma dinâmica de instabilidade pós 2009 distinta da observada nos anos anteriores, com uma volatilidade crescente, sobretudo, após períodos de intercorrências nacionais e internacionais.

Dessa maneira, investigaram-se os determinantes de tal instabilidade e constatou-se que, com maior sensibilidade, a volatilidade do ingresso IDP no setor de serviços no Brasil é afetada pela taxa inflacionária, seguida pela taxa de câmbio, abertura comercial, produto interno bruto defasado e, em menor sensibilidade, ao diferencial de juros. Os coeficientes estimados apresentaram sinal esperado e foram estatisticamente significantes. Tais resultados mostraram, então, que a variabilidade na entrada deste influxo de capital estrangeiro é determinada por aspectos domésticos, sejam eles financeiros e macroeconômicos, como também por aspectos externos, sendo relevante, portanto, avaliar tais determinantes, para que assim, medidas que contribuam para um ingresso mais estável dos investimentos diretos estrangeiros na economia brasileira sejam adotadas.

Dado que o setor de serviços é um segmento bastante heterogêneo, é de suma importância compreender a volatilidade no ingresso de IDP neste setor, bem como seus determinantes, visto que tal segmento tem expressiva relevância na economia brasileira, com alto índice de geração de empregos, além de empresas inovadoras e de alta tecnologia. Diante destes aspectos, a estabilidade na entrada de IDP no setor terciário brasileiro torna-se um fator importante ao contribuir com a geração de inovações e ganhos de produtividade, além da difusão e transbordamento destes ganhos para outros setores da economia doméstica.

Por tudo isso, percebe-se que as opções de investimento/desinvestimento na economia brasileira no setor de serviços por meio do investimento direto são influenciadas por fatores domésticos e globais, dentre os quais expressam credibilidade, estabilidade e grau de abertura comercial. Assim, medidas que garantam a estabilidade dos fatores macroeconômicos, como crescimento sustentável do PIB e inflação controlada, e, também, que promovam maior abertura da economia nacional, são de suma importância para reduzir a volatilidade do

investimento direto estrangeiro no setor em análise, visto que investidores preferem economias mais estáveis e com menor grau de incerteza. Portanto, considerando que o IDP é fator relevante para o crescimento econômico e geração de empregos de uma economia, tais observações tornam-se ainda mais importantes e complementam os aspectos positivos do IDP como um investimento que contribui para geração de externalidades (*spillovers effect*), ganhos de produtividade e melhor desempenho da economia nacional.

REFERÊNCIAS

- ALFARO, L.; KALEMLI-OZCAN, S.; VOLOSOVYCH, V. **Capital Flows in a Globalized World: The Role of Policies and Institutions**, NBER Working Paper No. 11696. 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. Sistema de séries temporais. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 10 mar. 2019.
- BOLLERSLEV, T. Generalized Autorregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, v.31, n.3, p.307-327, 1986.
- BROTO, C.; CASSOU, J. D.; DOMINGUEZ, A.E. Measuring and Explaining the Volatility of Capital Flows Towards Emerging Countries. **Journal of Banking & Finance**, v.35, n.8, p.1941-1953, 2008.
- BUCKLEY, P. J.; CASSON, M. A long-run theory of the multinational enterprise. In: **The future of the multinational enterprise**. London: Macmillan, p. 32-65, 1976.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- BULLIO, O.; FERRARA, D. N.; CUNHA, P.; CARVALHO, C. E. A atuação do Fed antes e depois do estouro da bolha imobiliária: discricionariedade e mandato de bancos centrais em contexto de desregulamentação financeira. **Economia e Sociedade**, v.20, n.2, p.329-364, 2011.
- CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. **Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s: Causes and Effects**. Inter-American Development Bank Office of the Chief Economist, Working Paper, n. 302, 1996.
- CARVALHO, L. F.; VIEIRA, F. V.; RIBEIRO, K. C. S.; BORGES, W. G. Determinantes da Volatilidade dos Investimentos Estrangeiros no Brasil. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, v.14, n.2, p.122-138, 2017.
- CASTRO, P. G. **Os determinantes do IDE no Brasil e no México: uma análise empírica para o período de 1990 a 2010**. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2012.
- CASTRO, P. G.; FERNANDES, E. A.; CAMPOS, A. C.. Os determinantes do investimento direto estrangeiro no Brasil e no México: uma análise empírica. In: 41º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2013, Foz do Iguaçu. **Anais...**, Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.
- CHAN, M. W. L. *et al.* Foreign direct investment and its determinants: a regional panel causality analysis. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 54, n. 4, p. 579-589, 2014.
- CORRÊA, V. P.; MUNHOZ, V. C. V.; PEREIRA, V. P. A volatilidade da conta financeira do balanço de pagamentos de países selecionados da América Latina e da Ásia no período 1990-2010. In: ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 5., 2012, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Associação Keynesiana Brasileira, 2012.

CRESTANI, C. A. **A evolução do investimento estrangeiro direto no Brasil (1994-2013)**. Monografia (Graduação em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 2014.

DUNNING, J. H. **Determinants of foreign direct investment: globalization induced changes and the role of FDI policies**. Washington: World Bank. Annual Bank Conference on Development Economics, 2002.

DUNNING, J. H. **Multinational enterprise and the global economy**. Wokingham, England: AddisonWesley, 1993.

DUNNING, J. H. **Trade, location of economic activity and the multinational enterprise: a search for an eclectic approach**. In: DUNNING, J. H. Explaining international production. London: Unwin Hyman, p. 13-40, 1988.

ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v.50, n.4, p.987-1007, 1982.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.

HYMER, S. H. **International operations of national firms**. MIT press, 1976.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Contas nacionais trimestrais: indicadores de volume e valores correntes. IBGE, 2017. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 08 de set. 2020.

INTERNATIONAL MONETARY FUND – IMF. **Balance of Payments and International Investment Position Manual**. 6th ed. Washington, D.C.: IMF Multimedia Services Division, 2009.

JADHAV, P. Determinants of foreign direct investment in BRICS economies: Analysis of economic, institutional and political factor. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 37, p. 5-14, 2012.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JOHANSON, J.; VAHLNE, J-E. The Mechanism of Internationalisation. In: JOHANSON, J. et al. Internationalization, **Relationships and Networks**. Stockholm: Uppsala, p.83-95, 1994.

KAPOOR, R.; TEWARI, R. Investimentos estrangeiros diretos nas economias BRIC: mudando o cenário de investimento. **Revista Tempo do Mundo**, v. 2, n. 2, p. 149-173, 2010.

KRUGMAN, P. R. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. **Journal of international Economics**, v. 9, n. 4, p. 469-479, 1979.

LACERDA, A. C.; OLIVEIRA, A. Influxos de investimento direto estrangeiro (IDE) no Brasil: uma análise da desnacionalização da estrutura produtiva nos anos 2000. In: VII Ciclo de Debates em Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia. São Paulo, 18 a 19 de maio de 2009. **Anais...** São Paulo, 2009.

LIMA, J. E. **Curso Básico de Análise e Previsão de Séries Temporais**. Viçosa: UFV, 2014.

MATTOS, L. B.; CASSUCE, F. C. C.; CAMPOS, A. C. Determinantes dos investimentos diretos estrangeiros no Brasil, 1980-2004. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 11, n. 1, p. 39-60, 2007.

MUNHOZ, V. C. V.; CORRÊA, V. P. Volatilidade dos fluxos financeiros no Brasil: uma análise empírica por meio do Modelo ARCH (Modelo Autorregressivo com Heterocedasticidade Condicional). **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 27, n. 52, p. 201-232, set. 2009.

NELSON, D. B. Stationarity and persistence in the GARCH (1, 1) model. **Econometric Theory**, v. 6, n. 3, p. 318-334, 1990.

NEUMANN, Rebecca M.; PENL, Ron; TANKU, Altin. Volatility of capital flows and financial liberalization: Do specific flows respond differently?. **International review of economics & finance**, v. 18, n. 3, p. 488-501, 2009.

NONNEMBERG, Marcelo José Braga; MENDONÇA, Mario Jorge Cardoso de. **Determinantes dos Investimentos Diretos Externos em Países em Desenvolvimento**. Est. Econ., São Paulo, n. 35, n. 4, p. 631-655, 2005.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT – OECD. OECD Benchmark Definition of Foreign Direct Investment. 4th ed. OECD Investment Division, 2008.

PELISSER, C. **Determinantes da volatilidade dos fluxos de capitais para o Brasil entre os meses de 1999 a maio de 2018**. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 2017.

RIBEIRO, E. J. J.; SILVA FILHO, E. B. Investimento Externo Direto no Brasil no Período 2003-2012: Aspectos Regionais e Setoriais. **Boletim de Economia e Política Internacional (BEPI)**, n. 14, Maio/Ago, 2013.

RIBEIRO, M. R.; SAMBATTI, A. P. Uma análise sobre os fluxos de investimento externo direto e sua distribuição setorial no Brasil a partir da década de 1990. In: IV Seminário do Centro de Ciências Sociais Aplicadas, 2005, Cascavel. **Anais...**, Cascavel: Unioeste, 2005.

ROCHA, K.; MOREIRA, A. A volatilidade do Fluxo de Capital para economias emergentes. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 11, n. 3, p. 421-448, 2013.

SANTOS, H. C. Z. A.; SILVA, C.; SOUZA, T. A. A.. Análise empírica da determinação do Investimento Estrangeiro Direto no Brasil para o período posterior a 1990. In: XIX Encontro de Economia da Região Sul - ANPEC/SUL, 2016, Florianópolis. **Anais...**, Florianópolis: ANPEC, 2016.

SCHNORRENBARGER, R.; MEURER, R. Determinantes do Investimento Estrangeiro em Carteira e Total para Economias Emergentes de 2007 a 2014. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 15, n. 4, p. 605-629, 2017.

UCTUM, Merih; UCTUM, Remzi. Crises, portfolio flows, and foreign direct investment: An application to Turkey. **Economic Systems**, v. 35, n. 4, p. 462-480, 2011.

VERNON, R. International trade and international investment in the product cycle. **Quarterly journal of economics**, v. 80, n. 2, p. 190-207, 1966.

APÊNDICE A – Estimativas do modelo VEC

Tabela 1A – Estimativas do modelo VEC referente à variável Vol_IDP_t

Variável	Coefficiente	Desvio padrão
CointEq1	-0,07	0,03
CointEq2	-0,13	0,05
ΔVol_IDP_{t-1}	0,09	0,07
ΔVol_IDP_{t-2}	0,06	0,07
ΔVol_IDP_{t-3}	0,04	0,07
ΔIVV_{t-1}	-0,14	0,07
ΔIVV_{t-2}	0,12	0,22
ΔIVV_{t-3}	-0,00	0,26
$\Delta Inflação_{t-1}$	-4,09	1,64
$\Delta Inflação_{t-2}$	4,17	1,95
$\Delta Inflação_{t-3}$	-3,22	1,70
ΔPIB_{t-1}	-0,16	0,09
ΔPIB_{t-2}	-0,15	0,09
ΔPIB_{t-3}	-0,13	0,09
$\Delta Abertura_{t-1}$	0,14	0,06
$\Delta Abertura_{t-2}$	0,10	0,06
$\Delta Abertura_{t-3}$	-0,02	0,05
$\Delta Câmbio_{t-1}$	0,15	0,13
$\Delta Câmbio_{t-2}$	0,22	0,14
$\Delta Câmbio_{t-3}$	-0,23	0,14
ΔDif_Juros_{t-1}	0,42	0,11
ΔDif_Juros_{t-2}	-0,19	0,11
ΔDif_Juros_{t-3}	0,09	0,11
Constante	0,03	0,01
$DumCrise_t$	-0,02	0,01
$R^2 = 0,22$		
Estatística $F = 2,17$		

Fonte: Resultados da pesquisa.