

# Ciclo Financeiro Global: O Impacto da Aversão ao Risco Global e Política Monetária Estadunidense nas Economias Emergentes

Gabriel Vilela Resende Freitas<sup>1</sup>

Aderbal Oliveira Damasceno<sup>2</sup>

## Resumo

O objetivo deste trabalho é avaliar a importância do Ciclo Financeiro Global para o crédito bancário internacional e fluxos de capitais nas economias emergentes. Foi aplicada uma abordagem de ARDL em painel (*Pooled Mean Group*) e testes de causalidade de Granger e Dumitrescu-Hurlin como metodologias de análise. Os dados são trimestrais, para 26 economias emergentes entre 1990 e 2018. Este trabalho consegue encontrar e avaliar relações dinâmicas entre incerteza global e política monetária estadunidense em variáveis de fluxos de capitais e crédito bancário internacional. Pode-se concluir que: a) os choques de incerteza e aversão ao risco têm efeitos negativos para as variáveis de fluxos de capitais e crédito; b) choques de incerteza e política monetária nos fluxos de capitais tendem a gerar movimentos mais abruptos nessas variáveis do que nas variáveis de crédito; c) existe relação de causalidade entre política monetária estadunidense e o índice VIX e vice-versa, ou seja, a causalidade entre estas variáveis segue nas duas direções.

**Palavras-chave:** Ciclos Financeiros Globais; Incerteza; VIX; Política Monetária Internacional

**Códigos JEL:** E50; F30; F42

## Abstract

Our objective is to assess the importance of the Global Financial Cycle to the international banking credit and international capital flows on emerging market economies. We used a panel ARDL approach (*Pooled Mean Group*), Granger and Dumitrescu-Hurlin causality tests as our econometric methodology. The data are in quarterly frequency on 26 emerging market economies ranging from 1990 to 2018. We conclude that: a) uncertainty and risk aversion shocks have a predominantly negative effect to gross capital flows and credit; b) monetary policy and uncertainty shocks on gross capital flows tend to cause greater movements in these variables when compared to the same shocks on credit flow variables; c) we find causality relation between US monetary policy and the VIX index in both directions, the monetary policy affects the way VIX behaves, but also movements on VIX affects monetary policy decisions. This paper allows to assess dynamic relations between global uncertainty and the US monetary policy for gross capital flows and international banking credit.

**Keywords:** Global Financial Cycle; Uncertainty; VIX; International Monetary Policy

**JEL Codes:** E50; F30; F42

Área 7: Economia Internacional

---

<sup>1</sup> Instituto de Economia e Relações Internacionais, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: gabrielvrf@hotmail.com

<sup>2</sup> Instituto de Economia e Relações Internacionais, Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: aderbal.damasceno@ufu.br

## Introdução

Os choques de política monetária nos países desenvolvidos após a crise financeira global de 2008 e o consequente aumento dos fluxos de capitais (sobretudo de crédito) para os países emergentes, trouxeram preocupações acerca da capacidade destes países de isolarem suas economias de choques exógenos dessa magnitude. Existem limitações no isolamento de economias contra choques globais fazendo utilização de instrumentos de política monetária e cambiais. As entradas e saídas de capitais sofrem grande influência da incerteza e juros internacionais, fazendo com que variáveis financeiras internacionais apresentem um movimento conjunto, chamado Ciclo Financeiro Global.

Ciclo Financeiro Global (CFG) é definido como a tendência de preços de ativos (ações e títulos corporativos), oferta de crédito, alavancagem do setor bancário e fluxos de capitais de se co-movimentarem. As alterações na percepção de risco global pelos intermediários financeiros internacionais que negociam entre países estão relacionadas ao nível de juros da política monetária estadunidense, que, ao impactar os custos de financiamento do dólar nos mercados internacionais, leva a mudanças nos preços de ativos, ajustes de alavancagem e oferta de crédito, causando oscilações bruscas nos fluxos de capitais internacionais.

O objetivo deste trabalho é avaliar o papel do CFG no crédito bancário internacional e fluxos de capitais em países emergentes, utilizando o índice VIX (índice de volatilidade baseado no S&P 500) e a *Federal Funds Rate* (taxa de juros básica estadunidense de curto prazo) como principais condutores dos movimentos nas variáveis financeiras globais.

Para o cumprimento do objetivo proposto, foi aplicada uma abordagem de ARDL em painel (*Pooled Mean Group*) como metodologia econométrica e testes de causalidade de Granger e Dumitrescu-Hurlin (2012). Os dados são trimestrais, para 26 economias emergentes entre 1990 e 2018. A partir das estimações, pode-se concluir que um aumento da incerteza e aversão ao risco globais causam paradas na saída e entrada de capitais para as economias emergentes; o ajuste de curto prazo é mais acentuado nas variáveis de fluxos de capitais do que nas variáveis de crédito, isto é, choques de incerteza e política monetária nos fluxos de capitais tendem a gerar movimentos mais abruptos nessas variáveis do que nas variáveis de crédito; existe relação de causalidade entre política monetária estadunidense e o índice VIX e vice-versa, ou seja, a causalidade entre estas variáveis segue nas duas direções.

Este trabalho conta com mais quatro seções além desta introdução. Na seção 2 é feita uma breve caracterização do Ciclo Financeiro Global e seus impactos em variáveis de fluxos de capitais e oferta de crédito para países emergentes. A seção 3 apresenta a proposta metodológica. A seção 4 apresenta e discute os resultados econométricos e a seção 5 traz as considerações finais.

## 2 Revisão da literatura

### 2.1. Revisão da literatura teórica

Nesta seção será feita a revisão da literatura do Ciclo Financeiro Global. Para que a temática seja amplamente explorada, a análise terá três focos principais: caracterização do CFG, relação entre alterações nos níveis de incerteza e choques de política monetária estrangeira com fluxos de capitais e oferta de crédito e, finalmente, impactos do CFG nas variáveis de crédito e fluxos de capitais em países emergentes.

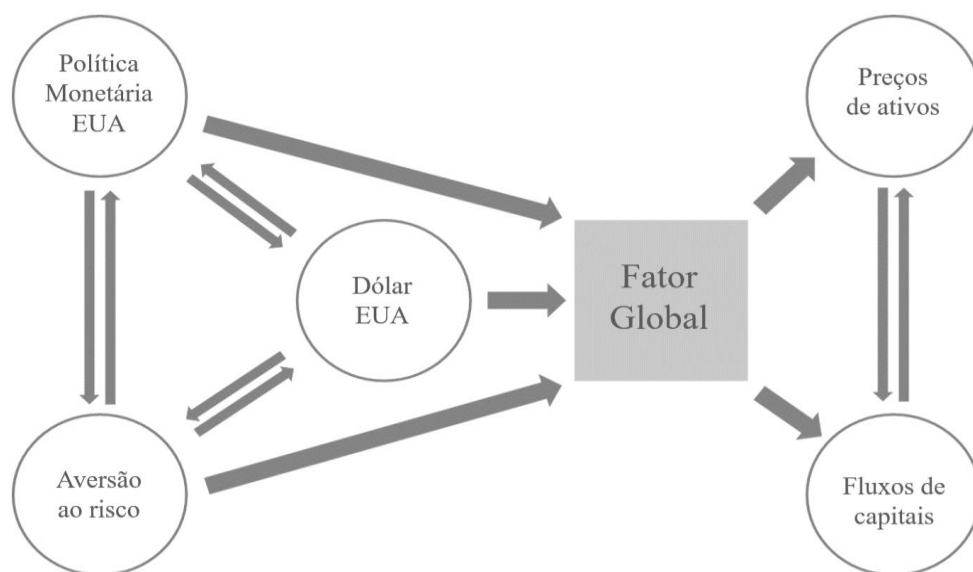
Ciclo Financeiro Global (CFG) é definido como a tendência de preços de ativos (ações e títulos corporativos), oferta de crédito, alavancagem do setor bancário e fluxos de capitais de se moverem em conjunto. O CFG se caracteriza pela existência de episódios sincronizados de entrada e saída em fluxos de capitais, *booms* e *busts* nos preços dos ativos, ajustes conjuntos de alavancagem dos intermediários financeiros internacionais e expansão e retração na oferta de crédito de bancos globais<sup>3</sup>. Esse padrão de movimento conjunto é inversamente relacionado às medidas de aversão ao risco global e incerteza (tais

---

<sup>3</sup> Bancos globais são entidades alavancadas que se financiam em dólar para suas operações nos mercados de capitais globais, isto é, são grandes intermediários com uma forte presença em empréstimos internacionais. Exemplo: bancos sediados nos EUA com filiais em outros países, que fazem empréstimos financiados nos mercados de capitais estrangeiros.

como VIX<sup>4</sup>). Por exemplo, uma política monetária estadunidense expansionista tende a ser seguida de redução da volatilidade e redução da aversão ao risco nos mercados globais, que resulta em aumentos de preços dos ativos, oferta de crédito, alavancagem e entrada bruta de capitais em outras economias domésticas de maneira sincronizada (BERNANKE; PASSARI, REY; MIRANDA-AGRIPPINO, REY; REY, 2015; BRAUNING, IVASHINA, 2017, 2018; GIOVANNI et al 2017).

De acordo com Habib e Venditti (2018), a existência de um CFG depende da validade de dois pressupostos: um que diz respeito ao movimento conjunto de fluxos de capitais e preços de ativos e o outro que diz respeito aos determinantes de tal movimento conjunto. Fluxos de capitais, alavancagem do setor bancário, oferta de crédito e preços de ativos compartilham um padrão comum de movimento. Este padrão está inversamente relacionado às medidas de aversão ao risco global e é conduzido pela política monetária dos EUA. A figura 1 representa um esquema estilizado da complexidade do mecanismo e dos canais de transmissão do CFG.



**Figura 1:** Canais de transmissão do CFG  
Fonte: Banco Central Europeu

A análise da figura 1 mostra que a taxa de juros dos EUA, aversão ao risco e o valor do dólar são três pontos principais de transmissão do fator global, que impacta simultaneamente fluxos de capitais e preços de ativos. A figura também sugere que o preço do dólar, juros e variáveis de aversão ao risco se retroalimentam, de maneira que um choque ecoa entre elas, o que amplifica os movimentos do fator global e faz com que fluxos de capitais e preços de ativos flutuem simultaneamente. Bruno e Shin (2015) destacam, por exemplo, que uma contração inesperada de política monetária pode ser associada com um aumento na aversão ao risco, uma diminuição no preço de ativos, diminuição da saída de fluxos de capitais domésticos para países estrangeiros e uma piora nos balanços patrimoniais das empresas cujo passivo conta com alto volume de papéis denominados em dólar. Por outro lado, choques de aversão ao risco (como crises financeiras internacionais) podem levar a alterações de política monetária doméstica para suavizá-los.

No que diz respeito ao fator global, Miranda-Agrippino e Rey (2012) encontraram, por meio de uma análise fatorial dinâmica nos preços de 858 ativos, um fator comum de movimento. Elas o denominaram “Fator Global”, que explicaria 25% da variância conjunta nos preços desses ativos. Além disso, Rey (2015) observa que o movimento do fator global encontrado é consistente com a temporalidade de eventos importantes, tais como a Guerra do Golfo na segunda metade da década de 1990, o ataque às torres gêmeas em 2001 e o primeiro trimestre de 2009 (momento em que a crise financeira global atingiu seu ápice). O fator global parece responder a momentos de alta volatilidade e risco, sendo que, ao medir a sua correlação com o índice VIX, Rey (2015) encontra uma correlação negativa expressiva.

<sup>4</sup> VIX é um índice que se baseia nos preços das opções do S&P 500 e que mede as expectativas dos agentes para a movimentação das ações nos próximos 30 dias.

O ponto principal que Rey (2015) destaca, é que a taxa de câmbio (mesmo que seja perfeitamente flutuante) não é suficiente para insular as economias domésticas do CFG e isso transforma o Trilema Mundeliano (incapacidade de se manter simultaneamente fluxos livres de capitais, taxa de câmbio flutuante e independência da política monetária) em um “dilema” ou “dueto irreconciliável”, no qual Rey (2015) argumenta que é impossível se manter a independência da política monetária com fluxos livres de capitais, uma vez que os fluxos de capitais “forçam” as políticas monetárias domésticas a acomodarem episódios bruscos de entrada e saída de capitais.

Passari e Rey (2015) apresentam quatro fatos estilizados que caracterizam o CFG:

- *Fato estilizado 1:*
  - Existe um fator de movimento conjunto de fluxos de capitais, alavancagem do setor bancário, oferta de crédito dos bancos globais e preços de ativos (ações e títulos corporativos) entre países.
- *Fato estilizado 2:*
  - Índices de incerteza do mercado, tais como VIX, VSTOXX, VFTSE e VNKY<sup>5</sup> tendem a se mover negativamente e conjuntamente com fluxos de capitais entre países.
- *Fato estilizado 3:*
  - Índices de incerteza do mercado (tais como VIX, VSTOXX, VFTSE e VNKY) tendem a se mover negativamente e conjuntamente com os crescimentos de crédito e alavancagem.
- *Fato estilizado 4:*
  - Preços internacionais de ativos (ações, títulos corporativos) têm uma grande parte causada por um único fator global, que é fortemente negativamente correlacionado com o VIX, VSTOXX, VFTSE e VNKY.

Rajan (2005) argumenta que a política monetária expansionista estadunidense tem efeitos nos incentivos de tomada de risco e contribui para um sistema financeiro global mais pró-cíclico. O autor destaca que taxas de juros excessivamente baixas podem engendrar uma maior tolerância ao risco, sendo que, quando os mercados são integrados, esse fenômeno pode “transbordar” entre países. Domesticamente, a política monetária de um país, embora apropriada para as suas circunstâncias internas, pode ser inapropriada quando se levam em consideração os efeitos de *spillover* externos.

De acordo com Adrian e Shin (2010), a precificação dos ativos está em direta sintonia com o nível de alavancagem dos bancos globais, que, por sua vez, são emprestadores e tomadores de empréstimos no sistema financeiro internacional. Como grande parte dos ativos negociados internacionalmente são precificados em dólar (Filarido et al, 2014), períodos prolongados de política monetária expansionista estadunidense podem reduzir a incerteza do mercado global e os custos de financiamento em dólar, com um impulsionamento dos preços dos ativos. O crescimento dos preços dos ativos pode mascarar as bases fracas para a expansão do balanço patrimonial dos bancos globais (ADRIAN, SHIN, 2010).

Miranda-Agrippino e Rey (2018) destacam que condições monetárias nos EUA podem ser transmitidas via fluxos de capitais entre países ou por precificação interna de ativos dos bancos globais, influenciando a provisão de crédito fora dos EUA. Quando intermediários financeiros operam alavancados nos mercados globais, as reações às alterações na percepção e tolerância ao risco geram efeitos de transbordamento internacionais e co-movimentos cíclicos em variáveis financeiras. As alterações na percepção de risco global estão diretamente ligadas ao nível de juros da política monetária estadunidense, que, ao impactar os custos de financiamento do dólar nos mercados internacionais, levam a ajustes de alavancagem e oferta de crédito, causando oscilações bruscas nos fluxos de capitais internacionais. O mecanismo de transmissão que relaciona a tolerância e percepção de risco de intermediários financeiros com os ajustes das políticas monetárias foi nomeado por Borio e Zhu (2012) de “canal de tomada de risco da política monetária”. Conforme os autores, mudanças nas taxas de juros e nas características da curva de

---

<sup>5</sup> VSTOXX, VFTSE e VNKY são os equivalentes ao VIX da Europa, Reino Unido e Japão respectivamente.

reação do banco central doméstico podem influenciar na tomada de risco ao contrapor percepção de risco com tolerância ao risco.

Borio e Zhu (2012) argumentam que, quando o risco é subestimado e os interesses individuais ficam desalinhados com os resultados agregados pretendidos, a falha dos bancos centrais em levar em consideração a construção de riscos no sistema financeiro pode causar implicações indesejáveis no sistema financeiro como um todo. Como resultado, efeitos lineares no âmbito doméstico podem contribuir para efeitos não-lineares na dinâmica global das economias integradas no sistema financeiro internacional, na forma de ciclos *boom-bust*, acompanhados de restrições financeiras sérias.

A literatura teórica sugere relações persistentes entre o nível de incerteza global, taxa de juros estadunidense e o comportamento de variáveis de fluxos de capitais e oferta de crédito por bancos globais. Porém, as relações entre estas variáveis precisam ser exploradas com mais profundidade para que se tenha uma melhor avaliação da magnitude que impactos globais geram em fluxos de capitais e oferta de crédito internacional. Dessa forma, a próxima seção revisará trabalhos empíricos para que as relações descritas acima se tornem mais “concretas”.

## **2.2. Revisão da literatura empírica**

Esta seção fará uma análise da literatura empírica que trata das relações entre nível de incerteza global, política monetária estadunidense e os impactos conjuntos que estes fatores têm em fluxos de capitais e oferta de crédito, fatores que estão por trás da existência de um CFG em variáveis financeiras globais, cujas flutuações podem ser associadas à processos de saída brusca de capitais e diminuição da oferta internacional de crédito.

Bruno e Shin (2015) utilizam a taxa de juros real de curto prazo estadunidense, alavancagem dos bancos globais, VIX e taxa de câmbio efetiva real dos EUA, de 1995 a 2011, em um modelo VAR para medir os choques da política monetária na taxa de alavancagem de bancos e corretores do mercado de capitais estadunidense. Os autores encontram que a alavancagem funciona como o instrumento de transmissão da política monetária e atua nas flutuações de tomada de risco, isto é, o trabalho traz evidências de que a política monetária pode afetar condições de risco de mercado.

Miranda-Agrippino e Rey (2015) investigam os impactos da política monetária estadunidense na oferta de crédito dos bancos globais, investidores europeus e estadunidenses de 1975 a 2012. Os resultados são que a aversão ao risco dos mercados globais diminuiu continuamente entre 2003 e 2007, enquanto a alavancagem dos bancos globais aumentou, fazendo com que a oferta de crédito aumentasse de maneira rápida.

Bekaert et al (2013) avaliam as conexões dinâmicas entre aversão ao risco, incerteza econômica e política monetária dos EUA utilizando um VAR estrutural de 1990 a 2007. O modelo é composto por um componente de incerteza e outro de aversão ao risco decompostos do índice VIX, taxa de juros real de curto prazo dos EUA, e a produção industrial dos EUA (como indicador do ciclo real). Os autores encontram que uma política monetária frouxa causa diminuição da aversão ao risco e incerteza, sendo que o efeito sobre a aversão ao risco é mais acentuado, o componente de incerteza do VIX tem um efeito estatisticamente mais forte sobre o ciclo de negócios. O componente principal que guia a política monetária dos períodos passados e o VIX atual é a aversão ao risco, ou seja, a aversão ao risco causa flutuações tanto na política monetária quanto no VIX.

A literatura encontra ligações fortes entre política monetária e incerteza, que influencia na alavancagem e na oferta de crédito. Porém, a incerteza também traz impactos nos fluxos de capitais entre países, fazendo com que estes apresentem flutuações conjuntas como pode ser encontrado nos seguintes trabalhos.

Na pesquisa realizada por Broner et al (2013), os autores utilizam dados de fluxos de capitais brutos de 1970 a 2009 em 103 países para analisar o seu comportamento ao longo do ciclo de negócios e durante crises financeiras. Os autores encontram que fluxos de capitais brutos são pró-cíclicos, a magnitude e volatilidade dos fluxos de capitais brutos são maiores tanto em termos absolutos quanto em termos relativos quando comparados aos fluxos líquidos. Em períodos de crise, os autores encontram que a saída de capitais estrangeiros é mais forte para países emergentes, causando flutuações mais bruscas nestes países.

A discussão sobre impactos em fluxos brutos de capitais também engloba o papel da incerteza, como mostrado em Forbes e Warnock (2012). Neste estudo, os autores avaliam o impacto de fatores globais nas flutuações de fluxos de capitais em 58 países de 1980 a 2009. Os autores estimam um conjunto de regressões em painel utilizando as variáveis: VXO, crescimento anual da oferta de moeda global, taxas de juros globais (média de longo prazo dos títulos governamentais dos EUA, Zona do Euro e Japão), crescimento do PIB real trimestral, medidas de contágio de choques como: proximidade geográfica e integração financeira, além de variáveis domésticas, tais como complexidade do sistema financeiro, medidas de controle de capitais, endividamento público e PIB per capita. Os resultados são de que o risco global (que incorpora tanto incerteza quanto aversão ao risco) prediz consistentemente cada episódio de entrada ou saída de fluxos brutos, os episódios de parada e recuo são mais fortes que os de entrada de capitais estrangeiros. Os autores também encontram evidências de que fatores domésticos (específicos) são geralmente insignificantes para explicar as ondas de capitais.

Nier et al (2014) analisa os efeitos de variações no VIX em fluxos de capital e avalia como as características específicas das economias mitigam ou amplificam os efeitos dessas variações, utilizando dados de 2002 a 2012 para 29 países emergentes. Os autores utilizam regressões em painel com as variáveis: diferencial de crescimento entre um país e a média do G4 (EUA, RU, Zona do Euro e Japão), diferencial de juros doméstico e estrangeiro, taxa de câmbio real efetiva, capitalização de mercado, dívida pública, índice de restrição de fluxos de capitais e o VIX. Os resultados sugerem que países emergentes utilizam a taxa de juros como defesa contra fluxos de capitais devido ao “medo de flutuar” (CALVO, REINHART, 2002). Também, os autores encontram evidências de efeitos não lineares dos impactos de variações do VIX, isto é, quando o VIX está alto, variações marginais causam grandes movimentos de capitais, por outro lado, quando o VIX está baixo, suas variações não apresentam relações estatisticamente significantes com as variações nos fluxos de capitais.

Uribe e Yue (2006) se aprofundam no estudo das relações entre taxa de juros global, diferenciais de juros entre países e fundamentos macroeconômicos de economias emergentes, com dados trimestrais entre 1994 e 2001 para sete países emergentes. Os autores utilizam um VAR de primeira ordem, cujas variáveis são: produção bruta doméstica real, investimento bruto doméstico real, razão entre a balança comercial e a produção doméstica, taxa de juros real dos EUA e taxa de juros de curto prazo doméstica dos países da amostra. Os principais resultados deste estudo são de que choques de juros estadunidenses explicam cerca de 20% da atividade econômica agregada em economias emergentes; em resposta a um aumento da taxa de juros estadunidense, os diferenciais de juros primeiro diminuem e, depois, apresentam um aumento brusco; por fim, choques de juros estadunidense afetam os países emergentes sobretudo devido a este diferencial de juros.

Akinci (2013) incorpora no estudo de Uribe e Yue (2006) um choque de risco global e faz a mesma equação, utilizando, em vez de um VAR, um modelo de efeitos fixos. O autor utiliza sete países emergentes com dados trimestrais entre 1994 e 2001. Os principais resultados deste trabalho são de que o choque de risco global tem um impacto negativo maior nas economias dos países emergentes do que os choques de taxa de juros estadunidense. É interessante destacar, porém, que existem relações entre taxa de juros estadunidense e aversão ao risco (aproximado em grande parte da literatura como variações no índice VIX), assim, choques globais de juros tendem a causar flutuações na percepção de risco e isso se traduz em choques nas economias emergentes por meio do diferencial de risco e de juros que estas economias apresentam em relação aos países centrais.

A literatura revisada demonstra evidências de um Ciclo Financeiro Global que está associado às entradas e saídas bruscas de capitais, alterações nos preços dos ativos, crédito internacional e movimentos de alavancagem. Além disso, a transmissão de risco apresenta maior força em economias emergentes, que utilizam da política monetária interna para se defenderem das flutuações nos fluxos de capitais. O desafio que se coloca neste trabalho é avaliar os impactos de choques de incerteza aproximados pelo índice VIX e pela taxa de juros estadunidense de curto prazo em variáveis de crédito global e fluxos de capitais.

### **3. Dados e abordagem metodológica**

#### **3.1. Apresentação dos dados e amostra**

Para a realização do estudo empírico proposto neste trabalho, foram coletadas variáveis para 26 países emergentes<sup>6</sup>, o período de análise se estende de 1990 T1 até 2018 T4 com dados trimestrais. Para a coleta destes dados, foram utilizadas as seguintes bases: *Locational Banking Statistics* (LBS), *Central Bank Policy Rates* (CBPR) e *Exchange Rate Statistics* fornecidas pelo BIS; *International Financial Statistics* (IFS) e *Balance of Payments/International Investment Positions* (BOP/IIP) fornecidas pelo FMI; *Chicago Board Options Exchange* e *Saint Louis Fred*.

Todas as variáveis de fluxos de capitais e oferta de crédito estão em milhões de dólares nominais em proporção do PIB. A seguir o quadro 1 faz uma descrição detalhada de cada variável utilizada.

Nome	Código	Descrição	Fonte
Total de passivos	<i>total_pass</i>	Total de passivos bancários estrangeiros em posse de emprestadores bancários, não-bancários financeiros e não-bancários não-financeiros, residentes nas economias domésticas	<i>Locational Banking Statistics (LBS) - BIS</i>
Total de recebíveis	<i>total_receb</i>	Total de recebíveis dos bancos globais contra tomadores bancários, não-bancários financeiros e não-bancários não-financeiros, residentes nas economias domésticas	<i>Locational Banking Statistics (LBS) - BIS</i>
Outros Investimentos	<i>outat/outpass*</i>	Categoria residual que inclui todas as transações financeiras não cobertas em <i>investimento direto</i> e <i>investimentos em portfólio</i>	<i>Balance of Payments (BoP) - FMI</i>
Investimentos em Portfólio	<i>portfat/portfpass*</i>	Inclui, além de ações, títulos, notas promissórias, instrumentos do mercado monetário e derivativos financeiros, tais como opções	<i>Balance of Payments (BoP) - FMI</i>
Investimento Direto Estrangeiro	<i>ideat/idepass*</i>	Categoria de investimento internacional que reflete o objetivo de uma entidade residente em uma economia de obter rendimentos em outra economia	<i>Balance of Payments (BoP) - FMI</i>
VIX	<i>vix</i>	Índice que se baseia nos preços das opções do S&P 500 e que mede as expectativas dos agentes para a movimentação das ações nos próximos 30 dias	<i>Chicago Board of Exchange</i>
Federal Funds Rate	<i>ffr</i>	Taxa de juros de curto prazo utilizada como meta de política monetária dos EUA	<i>Saint Louis Fred</i>
Taxa de Câmbio Real Efetiva	<i>reer</i>	Representa a taxa de câmbio de uma economia comparada a uma cesta de taxas de câmbio de outros países	<i>Bank for International Settlements</i>

<sup>6</sup> África do Sul, Arábia Saudita, Argentina, Bangladesh, Brasil, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Emirados Árabes Unidos (EAU), Egito, Filipinas, Grécia, Hungria, Índia, Indonésia, Malásia, México, Paquistão, Peru, Polônia, Qatar, República Tcheca, Rússia, Tailândia e Turquia. Os países que foram selecionados aparecem em pelo menos um de três conjuntos para caracterização de países emergentes, quais sejam: *MSCI Emergin Market Index*, *S&P Dow Jones Indices 2018 Country Classification Consultation* e *J. P. Morgan EMBI+*.

Crescimento real do PIB trimestral	<i>pib</i>	Taxa de crescimento percentual do PIB real em relação ao trimestre anterior	<i>International Financial Statistics - FMI</i>
Entrada bruta de capitais	<i>entradabruta</i>	Soma da incorrência líquida em passivos de outros investimentos, investimento direto estrangeiro e investimentos em portfólio	<i>Calculado pelo autor</i>
Saída bruta de capitais	<i>saidabruta</i>	Soma da aquisição líquida de ativos financeiros de outros investimentos, investimento direto estrangeiro e investimentos em portfólio	<i>Calculado pelo autor</i>
Taxa de Juros Doméstica	<i>Taxpm</i>	Taxa de juros doméstica para cada um dos países da amostra**	<i>Bank for International Settlements</i>

**Quadro 1:** Detalhamento das variáveis utilizadas na análise

Fonte: Elaboração própria

Nota\*: As variáveis com sufixo “at” são ativos, da categoria “aquisição líquida de ativos financeiros” fornecidas pelo BPM6. As variáveis com sufixo “pass” são passivos, da categoria “incorrência líquida em passivos financeiros” também fornecidas pelo BPM6.

Nota\*\*: Cada país utiliza uma (ou mais) taxas para exercer política monetária, dessa maneira, essa base foi feita levando em consideração cada uma dessas diferenças para obter o máximo de comparabilidade

### 3.2. Abordagem metodológica

Assim como destacado por Salisu e Isah (2017), o modelo ARDL em sua forma de painel é uma representação de modelo de painel heterogênea não-linear dinâmica adequada para painéis com elevada dimensão temporal. Salisu e Isah (2017) argumentam que essa metodologia permite a captura de assimetrias de maneira não-linear, sendo adequada para efeitos heterogêneos nos dados e, além disso, é apropriada quando existe presença de raiz unitária ou as variáveis tenham várias ordens de integração (uma mistura de I (1) e I (0)). Para o presente trabalho, como o painel é composto por N menor que T (característica de um painel longo), os “problemas” comuns de séries temporais devem ser levados em consideração, tais como a ordem de integração e a existência de cointegração entre variáveis. Dessa forma, justifica-se a utilização dessa metodologia para esse caso, em contraponto com a maior parte da literatura revisada, que utiliza estimadores de efeitos fixos ou aleatórios, apropriados para painéis com uma extensão temporal menor.

Propostos por Pesaran et al (2001), os modelos *Pooled Mean Group* (PMG) são baseados em um arcabouço ARDL cointegrado adaptado para painel. Como essa metodologia capta relações dinâmicas de curto e longo prazos, os modelos PMG utilizam o arcabouço ARDL para estimar os melhores Modelos de Correção de Erros (ECM). A forma de correção de erros permite inferir em quanto tempo (e com qual intensidade) um choque no curto prazo se ajusta para o equilíbrio no longo prazo.

O modelo básico ARDL (p,q) pode ser especificado como:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^* y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^* x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que  $y_{it}$  é a variável dependente e  $x_{it}$  é uma matriz  $N \times M$  de variáveis explicativas. Percebe-se que  $y_{it}$  é auto-regressivo e determinado pela quantidade de *lags*  $p$ . Assim como a matriz  $x_{it}$ , que leva em consideração desde o presente até o passado dado pela quantidade de *lags*  $q$ .

O modelo de correção de erros (ECM) é um modelo ARDL reparametrizado especificado como:

$$\Delta y_{it} = \theta_i (y_{i,t-1} - \lambda_i' x_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \zeta_{ij}^* y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde  $\theta_i$  é a velocidade de ajustamento,  $\lambda_i'$  é o vetor  $1 \times J$  das relações de longo prazo,  $(y_{i,t-1} - \lambda_i' x_{i,t})$  é o termo de correção de erro e  $\zeta_{ij}^*, \delta_{ij}^*$  são os coeficientes dinâmicos de curto prazo.

O fato de existir um vetor de correção de erros em uma metodologia de estimação que não exige que todas as variáveis sejam I (0) ou I (1) faz com que o ARDL em painel seja preferível aos modelos VAR



tradicionais, como apontado por Blackburn e Frank (2007). Essa metodologia é capaz de manter informações importantes relacionadas às propriedades de curto e longo prazos, de modo que qualquer desequilíbrio de curto prazo seja visto como um desvio do equilíbrio de longo prazo.

Os modelos ARDL (a,b,c,d,e) em painel (em que “a” corresponde às defasagens da variável dependente e “b,c,d,e” corresponde às defasagens das variáveis explicativas) foram estimados de acordo com as especificações a seguir:

$$\Delta(Y)_{it} = \beta_0 + \beta_1(Y)_{it-1} + \beta_2(VIX)_{t-1} + \beta_3(FFR)_{t-1} + \beta_4(PIB)_{it-1} + \beta_5(reer)_{it-1} + \beta_6(taxpm)_{it-1} + \sum_{j=0}^a \beta_7 \Delta(Y)_{it-j} + \sum_{j=0}^b \beta_8 \Delta(VIX)_{t-j} + \sum_{j=0}^c \beta_9 \Delta(FFR)_{t-j} + \sum_{j=0}^d \beta_{10} \Delta(PIB)_{it-j} + \sum_{j=0}^e \beta_{11} \Delta(reer)_{it-j} + \sum_{j=0}^f \beta_{12} \Delta(taxpm)_{it-j} \quad (3)$$

$$\Delta(Y)_{it} = \beta_0 + \beta_1(Y)_{it-1} + \beta_2(VIX)_{t-1} + \beta_3(PIB)_{it-1} + \beta_4(reer)_{it-1} + \beta_5(taxpm)_{it-1} + \sum_{j=0}^a \beta_6 \Delta(Y)_{it-j} + \sum_{j=0}^b \beta_7 \Delta(VIX)_{t-j} + \sum_{j=0}^d \beta_8 \Delta(PIB)_{it-j} + \sum_{j=0}^e \beta_9 \Delta(reer)_{it-j} + \sum_{j=0}^f \beta_{10} \Delta(taxpm)_{it-j} \quad (4)$$

$$\Delta(Y)_{it} = \beta_0 + \beta_1(Y)_{it-1} + \beta_2(FFR)_{t-1} + \beta_3(PIB)_{it-1} + \beta_4(reer)_{it-1} + \beta_5(taxpm)_{it-1} + \sum_{j=0}^a \beta_6 \Delta(Y)_{it-j} + \sum_{j=0}^b \beta_7 \Delta(VIX)_{it-j} + \sum_{j=0}^d \beta_8 \Delta(PIB)_{it-j} + \sum_{j=0}^e \beta_9 \Delta(reer)_{it-j} + \sum_{j=0}^f \beta_{10} \Delta(taxpm)_{it-j} \quad (5)$$

Em que  $Y$  será uma variável de fluxo de capital (alternada entre *ideat*, *idepass*, *outat*, *outpass*, *portfat*, *portfpass*, *entradabruta* e *saidabruta*) ou oferta de crédito (alternada entre *total\_receb*, *total\_pass*). Para cada variável dependente, o modelo terá três especificações, uma em que a variável de interesse é o VIX, outra em que é a FFR e outra em que são as duas simultaneamente. Os controles utilizados em todas as estimações são *pib*, *reer* e *taxpm*, que têm a função de controlar pelo ciclo real, as taxas de câmbio e as políticas monetárias para cada país.

## 4. Resultados

### 4.1. Testes de raiz unitária

Para se certificar que as relações encontradas entre as variáveis não são espúrias, foram feitos testes de raiz unitária em todas as variáveis utilizadas. As variáveis foram testadas para presença de raiz unitária em painel, utilizando os testes propostos por Levin, Lin e Chun (2002), Im, Pesaran e Shin (2003), Maddala e Wu (1999) e Choi (2001), cujas hipóteses nulas são presença de raiz unitária. Como se pode ver na tabela 1, *ltotalreceb*, *ltotalpass*, *idepass*, *reer* apresentam não-estacionariedade.

	Levin-Lin-Chu	Im-Pesaran-Chin	ADF-Fisher	PP-Fisher	Decisão
<i>entradabruta</i>	1,000	0,075	0,000	0,000	I (0)
<i>ffr</i>	0,005	0,000	0,006	0,003	I (0)
<i>ideat</i>	1,000	0,024	0,005	0,000	I (0)
<i>idepass</i>	1,000	0,231	0,337	0,000	<b>I (1)</b>
<i>outat</i>	1,000	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>outpass</i>	1,000	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>portfat</i>	1,000	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>portfpass</i>	1,000	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>reer</i>	0,205	0,046	0,274	0,058	<b>I (1)</b>
<i>saidabruta</i>	0,713	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>vix</i>	0,820	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>pib</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>taxpm</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	I (0)
<i>totalpass</i>	0,911	0,177	0,453	0,000	<b>I (1)</b>
<i>totalreceb</i>	1,000	1,000	1,000	1,000	<b>I (1)</b>

**Tabela 1:** Testes de raiz unitária

**Notas:**  $H_0$ : presença de raiz unitária

Percebe-se que, entre as variáveis dependentes, existem não-estacionárias e estacionárias. Além disso, *reer* é também não-estacionária, assegurando que uma mistura entre I (1) e I (0) esteja presente em todos os modelos. O próximo passo, após a verificação dos processos de integração de cada variável, é a certificação de que exista cointegração nos modelos estimados.

## 4.2. Testes de cointegração

Para averiguar se existe cointegração entre as variáveis, foi aplicado o Teste de Cointegração em Painel de Pedroni (1999) obtido pela seguinte equação:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi}x_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Em que  $y$  e  $x$  são assumidas como variáveis I (1);  $T$  é o número de observações ao longo do tempo ( $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ),  $M$  é o número de variáveis ( $m = 1, 2, 3, \dots, M$ );  $\alpha_i$  são efeitos individuais;  $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$  podem variar entre membros individuais do painel, permitindo que existam interceptos heterogêneos e coeficientes de tendência transversal.

Uma vez que a equação 4 é estimada, os resíduos obtidos são testados para não estacionariedade, estimando a regressão auxiliar seguinte:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_{it}\varepsilon_{it-1} + \sum_{k=1}^{ki} \rho_{ik}\Delta(\varepsilon)_{it-k} + \mu_{it} \quad (7)$$

Se os resíduos dessa equação forem estacionários, existe relação de cointegração entre as variáveis. Se não forem estacionários, as relações podem ser espúrias. Pedroni (1999) apresenta vários métodos para que sejam utilizadas estatísticas apropriadas para testar a hipótese nula de não cointegração a partir da equação dos resíduos. As tabelas 2, 3 e 4 reportam os resultados dos testes de cointegração para os modelos propostos.

	Dimensão-Within									
	<i>entradabruta</i>	<i>ideat</i>	<i>idepass</i>	<i>outat</i>	<i>outpass</i>	<i>portfat</i>	<i>portfpass</i>	<i>saidabruta</i>	<i>totalpass</i>	<i>totalreceb</i>
Estatística $v$ Painel	0,997	1,000	0,999	0,989	1,000	0,996	0,994	0,999	0,787	1,000
Estatística $\rho$ Painel	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,019	1,000
Estatística PP Painel	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,999
Estatística ADF Painel	0,006	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,993	1,000
	Dimensão-Between									
Estatística $\rho$ grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,300	1,000
Estatística PP grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,961
Estatística ADF grupo	0,537	0,000	0,011	0,000	0,000	0,000	0,021	0,000	0,998	1,000

**Tabela 2:** Teste de cointegração de Pedroni

**Notas:** foram reportadas as probabilidades dos testes. Dimensão *Within* com estatísticas ponderadas.  $H_0$ : não há cointegração. Tabela feita referente à especificação da equação (3)

Dimensão-Within										
	<i>entradabruta</i>	<i>ideat</i>	<i>idepass</i>	<i>outat</i>	<i>outpass</i>	<i>portfat</i>	<i>portfpass</i>	<i>saidabruta</i>	<i>totalpass</i>	<i>totalreceb</i>
Estatística v Painei	0,990	1,000	0,998	0,989	0,997	0,984	0,972	0,989	0,834	1,000
Estatística $\rho$ Painei	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,191	0,998
Estatística PP Painei	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,029	0,990
Estatística ADF Painei	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,758	0,999
Dimensão-Between										
Estatística $\rho$ grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,566	0,999
Estatística PP grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,049	0,740
Estatística ADF grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,774	0,972

**Tabela 3:** Teste de cointegração de Pedroni

**Notas:** foram reportadas as probabilidades dos testes. Dimensão *Within* com estatísticas ponderadas.  $H_0$ : não há cointegração. Tabela feita referente à especificação da equação (4)

Dimensão-Within										
	<i>entradabruta</i>	<i>ideat</i>	<i>idepass</i>	<i>outat</i>	<i>outpass</i>	<i>portfat</i>	<i>portfpass</i>	<i>saidabruta</i>	<i>totalpass</i>	<i>totalreceb</i>
Estatística v Painei	0,995	1,000	0,997	0,943	0,995	0,989	0,975	0,998	0,582	1,000
Estatística $\rho$ Painei	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,032	0,999
Estatística PP Painei	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004	0,999
Estatística ADF Painei	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,252	0,998
Dimensão-Between										
Estatística $\rho$ grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,321	1,000
Estatística PP grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,006	0,996
Estatística ADF grupo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,187	0,991

**Tabela 4:** Teste de cointegração de Pedroni

**Notas:** foram reportadas as probabilidades dos testes. Dimensão *Within* com estatísticas ponderadas.  $H_0$ : não há cointegração. Tabela feita referente à especificação da equação (5)

A  $H_0$  dos testes representados nas tabelas acima é de que não há cointegração nas variáveis para os modelos propostos. Foi encontrado processo de cointegração em pelo menos um dos testes para todos os modelos, exceto para a variável *totalreceb*. Mesmo que para essa variável não tenha havido cointegração, foram estimados modelos utilizando-a como variável dependente, ainda que os resultados devam ser analisados com cuidado.

### 4.3. Resultados do ARDL em painel

Os resultados dos testes de estacionariedade e cointegração validam a estimação dos modelos por ARDL, pois as variáveis apresentam uma mistura de graus de integração, bem como apresentam cointegração na maior parte dos modelos. As variáveis de interesse nos modelos a seguir são VIX e FFR, que representam o nível de incerteza global e a taxa básica de juros estadunidense de curto prazo, respectivamente.

As variáveis *ideat*, *outat*, *portfat* e *saidabruta* representam as saídas de capitais das economias domésticas em forma de investimento direto, investimentos em portfólio, ações e títulos nos mercados de capitais. De acordo com Avdjiev (2018) e Forbes e Warnock (2012), o sinal esperado para aumentos de incerteza globais (aumento do VIX) em saídas de capitais é negativo, isto se dá porque em momentos de incerteza elevada, existe um recuo na saída de fluxos de capitais das economias, de modo que os investimentos se direcionam para dentro das economias. Com relação à política monetária estadunidense, pode-se observar em Rey (2015) e Miranda-Agrippino (2018) que uma diminuição de juros estadunidense está associada à redução da aversão ao risco e, conseqüentemente, uma valorização dos preços dos ativos negociados nos mercados de capitais globais, levando a um aumento da saída de capitais domésticos.

As variáveis *idepass*, *oiutpass*, *portfpass* e *entradabruta* representam entradas de capitais nas economias domésticas em forma de investimento direto, investimentos em portfólio, ações e títulos nos mercados de capitais. Forbes e Warnock (2012) argumentam que em momentos de incerteza elevada, acontece tanto uma parada brusca nas saídas de capitais (*retrenchment*) quanto uma parada brusca na entrada de capitais estrangeiros (*stop*), por outro lado, em momentos de incerteza baixa, acontece tanto um aumento acentuado na saída de capitais (*flight*) quanto um aumento acentuado na entrada de capitais (*surge*), desse modo, os movimentos de capitais tanto de entrada quanto saída são opostos ao nível de incerteza. A política monetária estadunidense, representada pela FFR também tende a apresentar sinal negativo neste caso, visto que uma diminuição de juros tende a diminuir os custos de financiamento em dólar nos mercados globais, aumentando a alavancagem e o nível de capitais direcionados a investimentos nas economias emergentes, como abordado em Obstfeld (2017) e Rajan (2005).

As variáveis de crédito *totalpass* e *totalreceb* indicam a quantidade de crédito que empresas domésticas ofertam para bancos globais e a quantidade de crédito que bancos globais ofertam para empresas domésticas, respectivamente. Segundo Filardo (2014), a oferta de crédito internacional é o fluxo de capital com mais volume entre países e, por sua vez, é largamente afetado por oscilações nos níveis de incerteza e aversão ao risco. Assim, um aumento da aversão ao risco representado por um aumento do índice VIX pode causar uma redução acentuada da oferta de crédito global, especialmente para economias emergentes, onde os fundamentos macroeconômicos tendem a ser mais frágeis que em economias desenvolvidas (Morais et al, 2015; Giovanni et al, 2017). Com relação à taxa de juros estadunidense, sua redução significa um decréscimo dos custos de tomar emprestado em dólar nos mercados globais, o que pode causar um aumento da oferta de crédito. Porém, existem trabalhos como o de Brauning e Ivashina (2017) e Bruno e Shin (2015) que sugerem um movimento oposto para impactos de juros estadunidense e oferta de crédito; estes trabalhos argumentam que um aumento dos juros estadunidenses pode causar aumento dos juros em outras economias (especialmente as emergentes, que utilizam dos instrumento de política monetária para prevenir flutuações de crédito). Esse aumento de juros domésticos pode trazer oportunidades de valorização de capital para as economias emergentes, por esta ótica, um aumento da FFR pode causar aumento da oferta de crédito em economias emergentes.

As variáveis *pib*, *reer* e *taxpm* são controles presentes em todos os modelos e foram utilizadas para controlar pelo ciclo real (Obstfeld, 2017), choques cambiais (Bruno e Shin; Miranda-Agrippino e Rey, 2015) e choques de juros domésticos (Filardo, 2014). Um aumento do PIB pode melhorar os balanços patrimoniais das empresas domésticas via aumento médio da produção, tornando-as mais aptas a fazerem investimentos e tomarem empréstimos do exterior, bem como ofertar crédito e receberem investimentos direto estrangeiro em seus ativos. Bruno e Shin (2015) argumentam que uma taxa de câmbio valorizada frente ao dólar pode tornar os balanços patrimoniais de empresas com passivos em dólar mais robusto, tornando-as mais atraentes para investidores estrangeiros, assim, é esperado que um aumento da *reer* cause um aumento da entrada e saída de fluxos de capitais e crédito. Por fim, é argumentado em diversos trabalhos, como Rajan (2005), Rey (2015), Miranda-Agrippino e Rey (2015, 2018) e Filardo (2014), que a taxa de juros doméstica responde a choques globais de juros e incerteza, assim, a sua utilização como controle se faz necessária para isolar os efeitos dos choques globais capturados pelo VIX e FFR.

A tabela 5 apresenta os resultados para a especificação da equação 3. Pode-se perceber que os coeficientes associados as variáveis de interesse (*vix* e *ffr*) apresentam os sinais esperados, sendo que o coeficiente do *vix* apresenta sinais negativos em todos os modelos e significância estatística em oito dos dez modelos apresentados. O coeficiente associado a *ffr* apresenta sinais negativos para as variáveis de fluxos de capitais e positivo para as variáveis de crédito internacional, ainda, é válido ressaltar que a *ffr* apresenta significância estatística para apenas dois modelos com fluxos de capitais (*ideat* e *idepass*), enquanto apresenta significância para ambas as variáveis de crédito. Por fim, tanto *vix* quanto *ffr*, nesta especificação, apresentam um impacto mais expressivo para o volume de crédito ofertado por bancos globais para as economias domésticas do que o contrário, em outras palavras, o coeficiente de *totalreceb* apresenta maior sensibilidade em ambas as variáveis de interesse do que o coeficiente de *totalpass*.

	<i>entradabruta</i>	<i>ideat</i>	<i>idepass</i>	<i>outat</i>	<i>outpass</i>	<i>portfat</i>	<i>portfpass</i>	<i>saidabruta</i>	<i>totalpass</i>	<i>totalreceb</i>
<i>vix</i>	-0,0052 (0,001) *	-0,0001 (0,551)	-0,0017 (0,000) *	-0,0009 (0,000) *	-0,0012 (0,006) *	-0,0012 (0,000) *	-0,0016 (0,000) *	-0,0006 (0,000) *	-0,0061 (0,007) *	-0,0473 (0,2139)
<i>ffr</i>	-0,0019 (0,734)	-0,0024 (0,043) *	-0,0034 (0,008) *	-0,0005 (0,599)	-0,0015 (0,297)	-0,0005 (0,514)	-0,0021 (0,1555)	-0,0003 (0,497)	0,0257 (0,000) *	0,8141 (0,000) *
<i>pib</i>	0,0035 (0,279)	0,0009 (0,084) *	0,0009 (0,257)	0,0010 (0,064) *	0,0006 (0,522)	-0,0009 (0,0579)	-0,0003 (0,7449)	0,0006 (0,006) *	-0,0518 (0,000) *	-0,0252 (0,5419)
<i>reer</i>	0,0057 (0,000) *	0,0008 (0,000) *	0,0003 (0,026) *	0,0001 (0,2523)	0,0006 (0,001) *	-0,0000 (0,998)	0,0004 (0,1311)	-0,0000 (0,1024)	-0,0002 (0,8095)	0,1801 (0,000) *
<i>taxpm</i>	-0,0065 (0,004) *	-0,0009 (0,023) *	-0,0017 (0,003) *	0,0003 (0,342)	0,0008 (0,195)	-0,0001 (0,588)	0,0005 (0,4686)	-0,0001 (0,534)	0,0041 (0,2577)	-0,0401 (0,043) *
ARDL	(4,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)	(1,1,1,1,1,1)	(1,1,1,1,1,1)	(1,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)	(3,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)
Lags										
ECM	-0,406332 (0,000) *	-0,676482 (0,000) *	-0,687523 (0,000) *	-0,898594 (0,000) *	-0,808661 (0,000) *	-0,610623 (0,000) *	-0,623248 (0,000) *	-0,783712 (0,000) *	-0,080538 (0,000) *	-0,013230 (0,000) *

**Tabela 5:** Coeficientes de curto e longo prazo com ECM

**Notas:** P-valor reportado entre parênteses. Os \* significam rejeição da  $H_0$  de não significância estatística abaixo de um intervalo de confiança de 10%.

O coeficiente associado ao *pib* é positivo em seis dos dez modelos, como esperado, porém, é estatisticamente significativo em apenas quatro, desta análise, é válido observar que no modelo *totalpass*, o sinal do coeficiente associado ao *pib* foi negativo, além de ser economicamente importante, porém, esta relação não encontra respaldo na literatura revisada aqui. O coeficiente associado a taxa de câmbio representada pela variável *reer* apresenta sinal positivo em sete dos dez modelos, com significância estatística em cinco deles. Embora o sinal seja o esperado na maior parte dos modelos, os coeficientes são próximos de zero para todos os fluxos de capitais, por outro lado, o modelo de *totalreceb* permite observar que uma taxa de câmbio valorizada pode ser um importante fator para a oferta de crédito de bancos globais. Finalmente, o coeficiente associado a *taxpm* apresenta sinal negativo para seis dos dez modelos e significância estatística em quatro deles, algo digno de nota é o seu efeito em *totalreceb*, percebe-se que, para esta variável, a taxa de juros doméstica tem coeficiente muito menor que a taxa de juros estadunidense, isto é, a entrada de crédito global responde em maior medida à taxa de juros estrangeira do que a doméstica para essa amostra de países.

A tabela 6 apresenta os resultados para a especificação da equação 4. Nesta equação, foram estimadas as variáveis dependentes contra o *vix* e os mesmos controles da equação 3, com a diferença que o coeficiente relacionado a *ffr* não foi estimado. Nesta estimação, o sinal dos coeficientes do VIX para oito das dez estimações é negativo. Uma observação que pode ser feita nesta tabela é a de que, para esta especificação, o coeficiente do *vix* apresenta significância estatística para o modelo de *totalreceb*, indicando que, quando não é considerada a taxa de juros estadunidense, o grau de incerteza e aversão ao risco influencia negativamente na oferta de crédito de bancos globais para as economias desta amostra.

Os coeficientes do *pib* na tabela 6 são positivos, como esperado em seis dos dez modelos, com significância estatística em quatro. Os sinais dos coeficientes de *reer* se mantêm assim como observado na tabela 3. No caso de *taxpm*, pode ser observado que os resultados se mantiveram exceto pelo modelo de *totalpass*, em que o sinal do coeficiente associado à taxa de juros doméstica é positivo e estatisticamente significativo. Este fator pode se dever ao fato de que uma taxa de juros doméstica maior estimula a oferta de crédito para o exterior devido à custos de financiamento menores em dólar, como descrito por Bruno e Shin (2015).

	<i>entradabruta</i>	<i>ideat</i>	<i>idepass</i>	<i>outat</i>	<i>outpass</i>	<i>portfat</i>	<i>portfpass</i>	<i>saidabruta</i>	<i>totalpass</i>	<i>totalreceb</i>
<i>vix</i>	-0,0041 (0,009) *	0,0001 (0,534)	-0,0013 (0,000) *	-0,0011 (0,000) *	-0,0001 (0,6914)	-0,0012 (0,000) *	-0,0009 (0,022) *	-0,0006 (0,000) *	-0,0041 (0,022) *	-0,1754 (0,000) *
<i>pib</i>	0,0034 (0,318)	0,0009 (0,1032)	0,0007 (0,3719)	0,0010 (0,074) *	0,0005 (0,577)	-0,0009 (0,055) *	-0,0005 (0,6372)	0,0006 (0,010) *	-0,0471 (0,000) *	-0,0440 (0,4008)
<i>reer</i>	0,0054 (0,000) *	0,0010 (0,000) *	0,0003 (0,067) *	0,0001 (0,4843)	0,0009 (0,000) *	-0,0000 (0,8842)	0,0006 (0,030) *	0,000 (0,058) *	-0,0005 (0,5427)	0,1067 (0,000) *
<i>taxpm</i>	-0,0069 (0,000) *	-0,0014 (0,000) *	-0,0026 (0,000) *	0,0002 (0,5459)	0,0001 (0,898)	-0,0002 (0,3678)	0,0001 (0,8236)	-0,0001 (0,3166)	0,0081 (0,004) *	-0,0336 (0,092) *
ARDL	(4,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)	(1,1,1,1,1,1)	(1,1,1,1,1,1)	(3,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)	(3,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)
Lags										
ECM	-0,399040 (0,000) *	-0,659528 (0,000) *	-0,663358 (0,000) *	-0,889184 (0,000) *	-0,699087 (0,000) *	-0,603979 (0,000) *	-0,608527 (0,000) *	-0,771584 (0,000) *	-0,081510 (0,000) *	-0,015478 (0,000) *

**Tabela 6:** Coeficientes de curto e longo prazo com ECM

**Notas:** P-valor reportado entre parênteses. Os \* significam rejeição da  $H_0$  de não significância estatística abaixo de um intervalo de confiança de 10%.

A tabela 7 apresenta os resultados da especificação 5, substituindo o *vix* pela *ffr*. Ao se retirar o *vix* das estimações, o resultado se mantém, com sinais negativos em sete estimações e significância estatística em seis, sendo negativo nas variáveis de fluxos de capitais e positivo para as variáveis de crédito. As variáveis de controle mantêm também os resultados observados anteriormente, de maneira que as tendências são as mesmas das tabelas anteriores

	<i>entradabruta</i>	<i>ideat</i>	<i>idepass</i>	<i>outat</i>	<i>outpass</i>	<i>portfat</i>	<i>portfpass</i>	<i>saidabruta</i>	<i>totalpass</i>	<i>totalreceb</i>
<i>ffr</i>	-0,0029 (0,579)	-0,0023 (0,041) *	-0,0033 (0,013) *	-0,0003 (0,695)	0,0013 (0,356)	-0,0012 (0,083) *	-0,0043 (0,031) *	-0,0001 (0,750)	0,0170 (0,007) *	0,6619 (0,000) *
<i>pib</i>	0,0024 (0,466)	0,0009 (0,069) *	0,0012 (0,1419)	0,0012 (0,036) *	0,0002 (0,789)	0,0001 (0,704)	-0,0011 (0,380)	0,0007 (0,004) *	-0,0483 (0,000) *	-0,0357 (0,2715)
<i>reer</i>	0,0053 (0,000) *	0,0009 (0,000) *	0,0003 (0,018) *	0,0001 (0,341)	0,0011 (0,000) *	0,0001 (0,902)	0,0001 (0,802)	-0,0001 (0,016) *	-0,0009 (0,2801)	0,1602 (0,000) *
<i>taxpm</i>	-0,0076 (0,002) *	-0,0009 (0,023) *	-0,0019 (0,001) *	0,0001 (0,748)	-0,0003 (0,607)	-0,0001 (0,686)	-0,0001 (0,959)	-0,0003 (0,088) *	0,0030 (0,3334)	-0,0344 (0,056) *
ARDL	(4,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)	(1,1,1,1,1,1)	(1,1,1,1,1,1)	(3,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)	(4,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)	(2,1,1,1,1,1)
Lags										
ECM	-0,437645 (0,000) *	-0,678490 (0,000) *	-0,680394 (0,000) *	-0,912736 (0,000) *	-0,735507 (0,000) *	-0,675530 (0,000) *	-0,575408 (0,000) *	-0,780365 (0,000) *	-0,083957 (0,000) *	-0,013883 (0,000) *

**Tabela 7:** Coeficientes de curto e longo prazo com ECM

**Notas:** P-valor reportado entre parênteses. Os \* significam rejeição da  $H_0$  de não significância estatística abaixo de um intervalo de confiança de 10%.

Uma vantagem da utilização de ARDL em painel é observar não somente o comportamento das variáveis, mas seu grau de convergência e ajuste ao sofrerem choques. Os efeitos de curto prazo capturados pelo *Error Correction Mechanism* (ECM) mostram o grau em que desequilíbrios de curto prazo se ajustam para um equilíbrio de longo prazo.

Ao se observar as tabelas 5, 6 e 7, percebe-se que todos os ajustes de curto prazo são estatisticamente significantes com um sinal negativo, o que confirma uma relação estável de longo prazo entre as variáveis. Na tabela 5, cujas variáveis de interesse são *vix* e *ffr*, o ECM varia entre 0,013 e 0,89, com média de 0,4965, o que significa que, em média, 49,65% de perturbações de curto prazo são corrigidas em um trimestre. Ao se aprofundar a análise, percebe-se que o grau de ajuste de curto prazo das variáveis de fluxos de capitais apresenta uma média muito maior, de 0,6089, isto é, 60,86% dos choques nos fluxos de capitais são corrigidos em um período de um trimestre. Enquanto isso, as variáveis de oferta de crédito apresentam um grau de ajuste com média 0,0468, ou, 4,68%. Estes resultados sugerem que os choques nas variáveis globais provocam um movimento violento de desequilíbrio nos fluxos de capital que se ajustam rapidamente, aumentando a volatilidade. Por outro lado, o grau de ajuste para as variáveis de crédito é menor no curto prazo, o que significa que choques nas variáveis globais têm um impacto mais duradouro na oferta de crédito.

A mesma tendência pode ser observada na tabela 6, sendo que as médias de ajuste são, respectivamente 0,5391, sendo 0,6617 para os fluxos de capitais e 0,0484 para oferta de crédito. A tabela 7 tem média de ajuste de 0,5573, sendo 0,6845 para os fluxos de capitais e 0,4892 para as variáveis de oferta de crédito. Todos os resultados sugerem que os fluxos de capitais são corrigidos muito mais rapidamente que a oferta de crédito para choques nos modelos.

#### 4.4. Testes de causalidade

Nesta próxima etapa, são estimados testes de causalidade de Granger e Dumitrescu-Hurlin (2012), que podem ser especificados pelas seguintes regressões dentro do arcabouço de dados em painel. Seja  $t$  o período e  $i$  a dimensão transversal dos dados em painel, tem-se:

$$y_{it} = \rho_{0,i} + \rho_{1,i}y_{i,t-1} + \dots + \rho_{k,i}y_{i,t-k} + \delta_{1,i}x_{i,t-1} + \dots + \delta_{k,i}x_{i,t-k} + \mu_{i,t}$$

$$x_{it} = \rho_{0,i} + \rho_{1,i}x_{i,t-1} + \dots + \rho_{k,i}x_{i,t-k} + \delta_{1,i}y_{i,t-1} + \dots + \delta_{k,i}y_{i,t-k} + \mu_{i,t}$$

Serão aplicadas duas metodologias para cálculo de causalidade. A primeira é o teste Granger de causalidade padrão, que assume que todos os coeficientes são similares para todas as dimensões transversais, a hipótese nula do teste de Granger é que  $y$  não causa  $x$  e  $x$  não causa  $y$ . A segunda metodologia foi desenvolvida por Dumitrescu e Hurlin (2012) e assume que todos os coeficientes são diferentes nas dimensões transversais. Portanto, essa metodologia estima a causalidade de Granger individual para cada dimensão transversal, e calcula a média dos testes individuais, a estatística  $W$  e a estatística  $W$  padronizada, chamada estatística  $Z$ . Nesse caso, a hipótese nula é:  $y$  não causa  $x$  homogeneamente e  $x$  não causa  $y$  homogeneamente.

Percebe-se, pela análise da tabela 6, que a *ffr* tem relação de causalidade com todas as variáveis dependentes estimadas, ou seja, um choque de política monetária estadunidense causa movimentos em fluxos de capitais e oferta de crédito globais, como discutido em Miranda-Agrippino e Rey (2018). Quanto ao *vix*, não existe um padrão claro de causalidade para fluxos de capitais, porém, pode-se notar que suas alterações causam movimentos em ambas as variáveis de oferta de crédito, aspecto encontrado em Akinci (2013).

A tabela 8 permite observar que existe relação de causalidade entre *vix* e *ffr*, reforçando a hipótese de Habib e Venditti (2018) de que respostas de política monetária estadunidense pode causar e pode ser causada por movimentos de incerteza global e aversão ao risco, evidenciando uma vez mais a importância dos impactos do CFG nas variáveis de fluxos de capital e oferta de crédito estudadas nesse trabalho.

	Causalidade de Granger		Causalidade de Dumitrescu-Hurlin		
	Estadística F	Prob,	Estadística W	Estadística Z	Prob,
<i>vix</i> → <i>entradabruta</i>	0,391	0,532	1,258	0,785	0,433
<i>entradabruta</i> → <i>vix</i>	4,396	0,036*	1,159	0,447	0,655
<i>ffr</i> → <i>entradabruta</i>	7,683	0,006*	4,505	11,746	0,000*
<i>entradabruta</i> → <i>ffr</i>	2,000	0,158	1,310	0,959	0,338
<i>vix</i> → <i>ideat</i>	1,010	0,315	0,881	-0,496	0,620
<i>ideat</i> → <i>vix</i>	0,138	0,710	1,501	1,585	0,113
<i>ffr</i> → <i>ideat</i>	8,185	0,004*	5,205	14,034	0,000*
<i>ideat</i> → <i>ffr</i>	5,027	0,025*	1,256	0,763	0,445
<i>vix</i> → <i>idepass</i>	1,262	0,261	1,310	0,960	0,337
<i>idepass</i> → <i>vix</i>	0,889	0,346	0,985	-0,138	0,890
<i>ffr</i> → <i>idepass</i>	3,456	0,063*	4,883	13,019	0,000*
<i>idepass</i> → <i>ffr</i>	3,954	0,047*	1,747	2,432	0,015*
<i>vix</i> → <i>outat</i>	3,667	0,056*	3,131	7,092	0,000*
<i>outat</i> → <i>vix</i>	1,017	0,313	1,888	2,901	0,004*
<i>ffr</i> → <i>outat</i>	8,155	0,004*	2,284	4,237	0,000*
<i>outat</i> → <i>ffr</i>	4,403	0,036*	2,416	4,683	0,000*
<i>vix</i> → <i>outpass</i>	0,923	0,337	2,030	3,387	0,001*
<i>outpass</i> → <i>vix</i>	9,550	0,002*	1,964	3,163	0,002*
<i>ffr</i> → <i>outpass</i>	1,536	0,215	1,740	2,410	0,016*
<i>outpass</i> → <i>ffr</i>	4,393	0,036*	1,258	0,783	0,433
<i>vix</i> → <i>portfat</i>	1,730	0,189	1,150	0,401	0,688
<i>portfat</i> → <i>vix</i>	6,297	0,012*	1,239	0,702	0,483
<i>ffr</i> → <i>portfat</i>	7,059	0,008*	2,151	3,760	0,000*
<i>portfat</i> → <i>ffr</i>	4,725	0,030*	1,739	2,377	0,017*
<i>vix</i> → <i>portfpass</i>	0,051	0,821	1,549	1,760	0,079*
<i>portfpass</i> → <i>vix</i>	0,212	0,646	0,806	-0,745	0,456
<i>ffr</i> → <i>portfpass</i>	13,029	0,000*	4,186	10,648	0,000*
<i>portfpass</i> → <i>ffr</i>	7,229	0,007*	2,150	3,785	0,000*
<i>vix</i> → <i>saidabruta</i>	0,001	0,971	3,088	5,874	0,000*
<i>saidabruta</i> → <i>vix</i>	0,082	0,775	1,588	1,545	0,122
<i>ffr</i> → <i>saidabruta</i>	2,736	0,098*	4,128	8,874	0,000*
<i>saidabruta</i> → <i>ffr</i>	0,000	0,985	1,913	2,483	0,013*
<i>vix</i> → <i>totalpass</i>	0,103	0,749	1,267	0,738	0,460
<i>totalpass</i> → <i>vix</i>	1,387	0,239	1,217	0,579	0,563
<i>ffr</i> → <i>totalpass</i>	0,069	0,792	2,427	4,370	0,000*
<i>totalpass</i> → <i>ffr</i>	3,211	0,073*	3,222	6,861	0,000*
<i>vix</i> → <i>totalreceb</i>	10,693	0,001*	3,123	7,206	0,000*
<i>totalreceb</i> → <i>vix</i>	0,027	0,869	0,420	-2,048	0,041*
<i>ffr</i> → <i>totalreceb</i>	4,203	0,040*	1,858	2,875	0,004*
<i>totalreceb</i> → <i>ffr</i>	5,374	0,021*	3,158	7,326	0,000*
<i>vix</i> → <i>ffr</i>	48,475	0,000*	1,890	2,987	0,003*
<i>ffr</i> → <i>vix</i>	374,582	0,000*	14,608	46,546	0,000*

**Tabela 8:** Testes de Causalidade



## 5. Considerações finais

Existe um fator de movimento conjunto de fluxos de capitais, alavancagem do setor bancário, criação de crédito dos bancos globais e preços de ativos (ações e títulos corporativos) entre países chamado CFG. O CFG está associado as entradas e saídas bruscas de fluxos de capitais e reversões na oferta de crédito internacional, sendo que índices de incerteza do mercado, tais como VIX, VSTOXX, VFTSE e VNKY tendem a se mover negativamente e conjuntamente com fluxos de capitais entre países. Preços internacionais de ativos (ações, títulos corporativos) têm uma grande parte causada por um único fator global, que é fortemente negativamente correlacionado com o VIX. Estas reversões bruscas em variáveis financeiras internacionais podem trazer efeitos danosos para economias emergentes, cujas bases macroeconômicas não são, em geral, sólidas e cujas políticas monetárias devem se ajustar às tendências financeiras internacionais.

Para capturar os efeitos dos choques de incerteza e aversão ao risco, bem como choques de política monetária estadunidense em economias emergentes, este trabalho utilizou uma análise em painel para 26 economias emergentes e observações trimestrais para cada uma de 1990 até 2018. Como metodologia econométrica, foi utilizada a análise de ARDL em painel, que permitiu capturar relações dinâmicas de curto e longo prazo em todos os modelos.

Os principais resultados obtidos são os de que existem impactos negativos marcantes dos choques de incerteza nas variáveis de fluxos de capitais e oferta de crédito utilizadas. Estes choques são mais acentuados para variáveis de fluxos de capitais, uma vez que seu retorno para o equilíbrio se dá mais rapidamente, implicando grandes reversões de ciclos em um período curto. No que diz respeito às variáveis de crédito, o retorno para o equilíbrio não se dá rapidamente, o que pode significar alterações agregadas na oferta de crédito internacional mais persistentes para as economias da amostra. A taxa de juros estadunidense demonstra coeficientes maiores para as variáveis de crédito do que a taxa de juros doméstica, o que evidencia o poder de um choque de política monetária externa para as economias da amostra, em outras palavras, demonstra o *spillover* de política monetária dos EUA para economias emergentes. Finalmente, existe relação de causalidade entre política monetária estadunidense e o índice VIX e vice-versa, ou seja, a causalidade entre estas variáveis segue nas duas direções

A contribuição apresentada aqui é a análise dinâmica dos choques de incerteza e aversão ao risco, bem como da política monetária estadunidense para uma amostra de países emergentes. Os modelos estimados pela abordagem ARDL permitem concluir que não só os choques globais apresentam impactos tanto para fluxos de capitais quanto para oferta de crédito, mas que estes choques se reajustam fortemente em fluxos de capitais, o que é causa de reversões bruscas nestas variáveis. Por outro lado, o ajuste dos choques é mais lento para as variáveis de crédito, mostrando que choques globais impactam os níveis de crédito das economias emergentes dessa amostra e não retornam para o equilíbrio em um período curto, o que pode significar impactos mais permanentes destes choques globais.

## Referências Bibliográficas

- ADRIAN, Tobias; SHIN, Hyun Song. Liquidity and leverage. **Journal of financial intermediation**, v. 19, n. 3, p. 418-437, 2010.
- AKINCI, Özge. Global financial conditions, country spreads and macroeconomic fluctuations in emerging countries. **Journal of International Economics**, v. 91, n. 2, p. 358-371, 2013.
- AVDJIEV, S., HARDY, B., KALEMLI-ÖZCAN, S., & SERVÉN, L. (2018). Gross capital flows by banks, corporates, and sovereigns. **The World Bank**.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS. BIS Statistical Bulletin. **Monetary and Economic Department**. 2019. Disponível em: <<https://www.bis.org/statistics/bulletin1906.pdf>>.
- BEKAERT, Geert; HOEROVA, Marie; DUCA, Marco Lo. Risk, uncertainty and monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 60, n. 7, p. 771-788, 2013.
- BEKAERT, Geert; HOEROVA, Marie; DUCA, Marco Lo. Risk, uncertainty and monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 60, n. 7, p. 771-788, 2013.
- BERNANKE, Ben S. Federal reserve policy in an international context. **IMF Economic Review**, v. 65, n. 1, p. 1-32, 2017.
- BORIO, Claudio; ZHU, Haibin. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?. **Journal of Financial stability**, v. 8, n. 4, p. 236-251, 2012.
- BRAUNING, Falk; IVASHINA, Victoria. Monetary policy and global banking. **National Bureau of Economic Research**, 2017.
- BRAUNING, Falk; IVASHINA, Victoria. **US monetary policy and emerging market credit cycles**. National Bureau of Economic Research, 2018. 67
- BRONER, Fernando; DIDIER, Tatiana; ERCE, Aitor; SCHMUKLER, Sergio L. Gross capital flows: Dynamics and crises. **Journal of Monetary Economics**, p. 113-133. 2013.
- BRUNO, Valentina; SHIN, Hyun Song. Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 71, p. 119-132, 2015.
- CALVO, Guillermo A.; REINHART, Carmen M. Fear of floating. **The Quarterly journal of economics**, v. 117, n. 2, p. 379-408, 2002.
- CHOI, In. Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels. *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter CB Phillips*. **Cambridge University Press**, Chapt, v. 11, p. 311-333, 2006.
- FILARDO, Andrew; GENBERG, Hans; HOFMANN, Boris. Monetary analysis and the global financial cycle: an Asian central bank perspective. **Journal of Asian Economics**, v. 46, p. 1-16, 2016.
- FORBES, Kristin J.; WARNOCK, Francis E. Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. **Journal of International Economics**, v. 88, n. 2, p. 235-251, 2012.
- GIOVANNI, Julian di et al. International spillovers and local credit cycles. **National Bureau of Economic Research**, 2017.
- HABIB, Maurizio Michael et al. The global financial cycle: implications for the global economy and the euro area. **Economic Bulletin Articles**, v. 6, 2018.
- HADRI, Kaddour. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **The Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p. 148-161, 2000.
- HAUSMAN, Jerry A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 1251-1271, 1978.
- IM, Kyung So; PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Balance of Payments and International Position Manual. Sixth Edition (BPM6). 2009. Disponível em <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/bop/2007/pdf/bpm6.pdf>>
- JOHANSEN, Søren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, Søren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 1551-1580, 1991.

LEVIN, Andrew; LIN, Chien-Fu; CHU, Chia-Shang James. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

MADDALA, Gangadharrao S.; WU, Shaowen. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 631-652, 1999.

MIRANDA-AGRIPPINO, Silvia, REY, H el ene (2012). World Asset Markets and Global Liquidity, **apresentado na confer ncia do Bank of International Settlements no Banco Central Europeu de Frankfurt**, 2012.

MIRANDA-AGRIPPINO, Silvia; REY, H el ene. US monetary policy and the global financial cycle. **NBER working paper**, v. 21722, 2018.

MIRANDA-AGRIPPINO, Silvia; REY, H el ene. World asset markets and the global financial cycle. **National Bureau of Economic Research**, 2015.

MORAIS, Bernardo; PEYDR O, Jos -Luis; RUIZ ORTEGA, Claudia. The international bank lending channel of monetary policy rates and QE: credit supply, reach-for-yield, and real effects. 2015.

NIER, Erlend; SEDIK, Tahsin Saadi; MONDINO, Tomas. Gross private capital flows to emerging markets: can the global financial cycle be tamed?. **International Monetary Fund**, 2014.

OBSTFELD, Maurice; OSTRY, Jonathan D.; QURESHI, Mahvash S. A tie that binds: Revisiting the trilemma in emerging market economies. **Review of Economics and Statistics**, v. 101, n. 2, p. 279-293, 2019.

PASSARI, Evgenia; REY, H el ene. Financial flows and the international monetary system. **The Economic Journal**, v. 125, n. 584, p. 675-698, 2015.

RAJAN, Raghuram G. Has finance made the world riskier?. **European Financial Management**, v. 12, n. 4, p. 499-533, 2006.

REY, H el ene. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. **National Bureau of Economic Research**, 2013.

URIBE, Martin; YUE, Vivian Z. Country spreads and emerging countries: Who drives whom?. **Journal of international Economics**, v. 69, n. 1, p. 6-36, 2006.

Salisu, A. A., & Isah, K. O. (2017). Revisiting the oil price and stock market nexus: A nonlinear Panel ARDL approach. **Economic Modelling**, 66, 258-271.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, 61(S1), 653-670.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, 16(3), 289-326.

LEVIN, Andrew; LIN, Chien-Fu; CHU, Chia-Shang James. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of econometrics**, v. 108, n. 1, p. 1-24, 2002.

MADDALA, Gangadharrao S.; WU, Shaowen. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, p. 631-652, 1999.

CHOI, In. Unit root tests for panel data. **Journal of international money and Finance**, v. 20, n. 2, p. 249-272, 2001.

IM, Kyung So; PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, 2003.

BLACKBURN III, E. F., & FRANK, M. W. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. **The Stata Journal**, 7(2), 197-208.