

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS - UNISINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
NÍVEL MESTRADO

GREGORY GILMAR MORELO

**AVALIAÇÃO DO RISCO SOBERANO DOS PAÍSES DA AMÉRICA
LATINA - 2000 a 2017**

Porto Alegre – RS

2019

GREGORY GILMAR MORELO

**AVALIAÇÃO DO RISCO SOBERANO DOS PAÍSES DA AMÉRICA
LATINA - 2000 a 2017**

Dissertação apresentada como requisito parcial
para obtenção do título de Mestre em
Economia, pelo Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade do Vale do Rio
dos Sinos - UNISINOS

Orientador: Prof. Dr. Divanildo Triches

Porto Alegre – RS

2019

M842a Morelo, Gregory Gilmar.
Avaliação do risco soberano dos países da América Latina - 2000 a 2017 / por Gregory Gilmar Morelo. – 2019.
86 f. : il. ; 30 cm.

Dissertação (mestrado) — Universidade do Vale do Rio dos Sinos, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, RS, 2019.
“Orientador: Dr. Divanildo Triches”.

1. Risco soberano. 2. Macroeconomia. 3. América Latina. I. Título.

CDU: 338.22(7/8=6)

GREGORY GILMAR MORELO

**AVALIAÇÃO DO RISCO SOBERANO DOS PAÍSES DA AMÉRICA
LATINA - 2000 a 2017**

Dissertação apresentada como requisito parcial
para obtenção do título de Mestre em
Economia, pelo Programa de Pós-Graduação
em Economia da Universidade do Vale do Rio
dos Sinos - UNISINOS

Aprovado em (dia) (mês) (ano)

BANCA EXAMINADORA

Componente da Banca Examinadora – Instituição a que pertence

Componente da Banca Examinadora – Instituição a que pertence

Componente da Banca Examinadora – Instituição a que pertence

AGRADECIMENTOS

Deixo o agradecimento especial a algumas pessoas que contribuíram para este passo da minha vida acadêmica que se completa com este trabalho.

Primeiramente, ao orientador Professor Divanildo pela paciência, empenho, apontamentos e contribuições no processo de elaboração do estudo. Sem dúvida com suas orientações adquiri conhecimentos que serão levados ao longo da vida.

Agradeço também ao professor Júlio, que me orientou na graduação e forneceu conhecimentos importantes para a realização desse trabalho e sempre incentivou ao ingresso no mestrado. Também ao professor Guilherme, pois a ideia inicial para a dissertação ainda é resultado de um projeto de pesquisa e uma conversa durante um café há uns cinco anos atrás.

Agradeço ao Eduardo, pela ajuda para a obtenção dos dados necessários para o desenvolvimento do estudo.

A todos os colegas, agora amigos, que contribuíram e incentivaram no processo, tanto da dissertação quanto de toda vivência do mestrado.

Ao colega e amigo Wagner, a Shirley, ao Jorge, Ricardo e Emerson, que não sendo explicitamente sobre o estudo, contribuíram para que ele se tornasse possível.

A minha família pelo apoio e incentivos ao longo desse trabalho e da vida.

A Karine, minha companheira, pela compreensão, incentivo e afeto em todos os momentos da realização da dissertação e dos últimos nove anos.

RESUMO

O objetivo deste estudo é mensurar as relações entre o risco soberano dos países da América Latina e suas variáveis macroeconômicas como dívida pública, saldo em conta corrente, produto interno bruto (PIB) e investimento em portfólio, no período de 2000 a 2017. Para isso, consideram-se os países Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, que correspondem às maiores economias da América Latina. As análises utilizadas são os testes de causalidade de Granger e os modelos de vetores autorregressivos, com análise pela função de resposta ao impulso e decomposição da variância. Como principais resultados, encontrou-se relações significantes entre o risco soberano e o produto interno bruto no Brasil, Chile, Colômbia e Peru, em que foi identificada causalidade entre as variáveis e efeitos negativos no PIB quando atribuídos choques no risco soberano. Além disso, verificou-se relações significantes entre o risco soberano e dívida pública para Argentina, Colômbia, México e Peru. Assim como, para Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e Peru, entre o risco soberano e o saldo em conta corrente. A relação entre o risco soberano e os investimentos em portfólio apresentou resultados significantes na economia mexicana. Dessa forma, verificou-se que as variações do risco soberano são relevantes e surtem efeitos significativos na economia como um todo dos países. Isso destaca a importância dos soberanos realizarem políticas responsáveis para minimizar efeitos negativos associados ao nível de risco a eles atribuído.

Palavras-chave: Risco soberano. Macroeconomia. América Latina.

ABSTRACT

The aim of this study is to verify the relationship between the sovereign risk of Latin American countries and their macroeconomic variables such as public debt, current account balance, gross domestic product and portfolio investment balance, from 2000 to 2017. The countries analyzed were Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru, because they correspond to the largest economies in Latin America. The applied methodology is based on Granger causality tests and the autoregressive vector models, with analysis by the impulse response function and variance decomposition. As main results, significant relationships were found between sovereign risk and gross domestic product in Brazil, Chile, Colombia and Peru, where causality was identified between the variables and negative effects on GDP when sovereign risk shocks were attributed. In addition, there were significant relationships between sovereign risk and public debt for Argentina, Colombia, Mexico and Peru. Argentina, Brazil, Chile, Colombia and Peru also demonstrated significant relationship between sovereign risk and current account balance. Sovereign risk and portfolio investments showed significant results in the Mexican economy. Thus, it was found that variations in sovereign risk are relevant and have significant effects on the economy of countries. This highlights the importance of sovereigns pursuing responsible policies to minimize negative effects associated with the level of risk attributed to them.

Key-words: Sovereign risk. Macroeconomics. Latin America.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Ilustração Credit Default Swap (CDS)	19
Figura 2 - Resposta da dívida pública a um impulso no risco soberano	64
Figura 3 - Resposta no risco soberano a um impulso na dívida pública	65
Figura 4 - Resposta do PIB a um impulso no risco soberano.....	66
Figura 5 - Resposta do risco soberano a um impulso no saldo em conta corrente.....	67
Figura 6 - Resposta do saldo em conta corrente a um impulso no risco soberano.....	68
Figura 7- Resposta do saldo de investimentos em portfólio a um impulso no risco soberano.	68

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Relação entre o <i>Spread</i> do EMBI e a classificação de risco dos países em 31 de dezembro de 2018.....	18
Gráfico 2 - Evolução do Produto Interno Bruto dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 (preços constantes de 2010 em dólares)	27
Gráfico 3 - Comportamento da taxa de crescimento do PIB dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 (% a.a.).....	28
Gráfico 4 - Evolução da taxa de inflação dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 (var % a.a.).....	30
Gráfico 5 - Nível de endividamento dos países da América Latina no período 2000-2017 (%PIB).....	32
Gráfico 6 Relação entre pagamento de juros da dívida e o total de receitas do governo no período de 2000 a 2017(%PIB)	34
Gráfico 7 - Saldo em transações correntes dos países da América Latina no período 2000-2017 (%PIB).....	36
Gráfico 8 - Saldo em transações correntes somado aos investimentos estrangeiros diretos líquidos dos países da América Latina no período 2000-2017 (% PIB)	37
Gráfico 9 - Fluxo de capitais totais líquidos dos países da América Latina no período 2000-2017 (%PIB).....	38
Gráfico 10 - Taxa de juros referência da política monetária dos países da América Latina, no período 2000-2017 (% a.a.)	40
Gráfico 11 - Variação do mercado acionário nos países da América Latina no período 2000-2017 (var % a.a.).....	42

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Classificação de risco do CreditLyonnais 14

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Estatísticas descritivas do produto interno bruto dos países analisados.....	52
Tabela 2 - Estatísticas descritivas da variável dívida pública dos países analisados	52
Tabela 3 - Estatísticas descritivas da variável de risco soberano dos países analisados	53
Tabela 4 - Estatísticas descritivas da variável de saldo em conta corrente dos países analisados	53
Tabela 5 - Estatísticas descritivas da variável de saldo em investimentos em portfólio dos países analisados.....	54
Tabela 6 - Correlação entre as variáveis macroeconômicas selecionadas e o risco soberano dos países da América Latina.....	54
Tabela 7 - Estatística do teste de Dickey-Fuller aumentado para estacionariedade das variáveis utilizadas.....	57
Tabela 8 - Número de defasagens para os modelos VAR entre o risco soberano e a dívida pública	58
Tabela 9 - Resultados do teste LM para a identificação de autocorrelação nos resíduos.....	59
Tabela 10 - Resultados dos testes de White para identificação de heterocedasticidade dos resíduos.....	60
Tabela 11 - Resultados dos testes de Lutkepohl, Doornik-Hansen e Urzua para identificação de normalidade dos resíduos	61
Tabela A1 - Notas de risco Fitch, Moody's e S&P	79
Tabela A2 - Médias anuais do Risco Soberano medido pelos Emerging Markets Bond Index (EMBI) dos países da América Latina no período 2000 a 2017 (em pontos base).....	80
Tabela A3 - Tabela de resultados dos testes F e Kruskal-Wallis para sazonalidade.....	81
Tabela A4 - Tabela com raízes inversas do polinômio característico dos modelos de dívida pública e produto interno bruto	82
Tabela A5 - Continuação da tabela com raízes inversas do polinômio característico dos modelos de saldo em conta corrente e saldo de investimentos em portfólio.....	83
Tabela A6 - Decomposição da variância para a dívida pública	84
Tabela A7- Decomposição da variância para o Risco Soberano.....	84
Tabela A8 - Decomposição da variância para o PIB.....	85
Tabela A9 - Decomposição da variância para o saldo em conta corrente no modelo para o Brasil.....	85
Tabela A10 - Decomposição da variância para o risco soberano.....	85
Tabela A11 - Decomposição da variância para saldo em investimento em portfólio	86

LISTA DE SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
ADV	Análise de Decomposição da Variância
CDS	Credit Default Swap
CEPAL	Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe
EMBI	Emerging Market Bond Index
EUA	Estados Unidos da América
PIB	Produto Interno Bruto
SCC	Saldo em conta corrente
SIP	Saldo de investimentos em portfólio
VAR	Vetor autorregressivo

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	11
2 REVISÃO DE LITERATURA DO RISCO SOBERANO	13
2.1 Conceito e origem do risco soberano.....	13
2.2 Medidas de risco	16
2.3 Determinantes do risco	20
2.4 Revisão dos estudos empíricos	23
3 AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO MACROECONÔMICO DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA SELECIONADOS	26
3.1 Nível de atividade e inflação.....	26
3.2 Análises das finanças públicas.....	31
3.3 Análise do setor externo.....	35
3.4 Evolução do mercado financeiro	39
4 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ANÁLISE DE RESULTADOS	45
4.1 Descrição da metodologia e definição de variáveis.....	45
4.2 Análise das estatísticas descritivas	51
4.3 Apresentação dos testes econométricos	55
4.4 Descrição e Análise e de Resultados econométricos	61
5 CONCLUSÃO.....	71
REFERÊNCIAS	74
APÊNDICES	79

1 INTRODUÇÃO

A assimetria de informação é caracterizada pela diferença no grau de informação disponível entre o ofertante e o demandante sobre um produto ou ativo financeiro que o vendedor está oferecendo e sobre a capacidade de pagamento do comprador. Essa assimetria faz com que exista um grau de risco envolvido na transação, tanto do bem ou serviço ou ainda no ativo financeiro, quando do pagamento não ser honrado pelo devedor.

O grau de risco, por sua vez, é uma forma de quantificar as incertezas envolvidas na transação, baseado em históricos e nas probabilidades como mostra Knight (2005). Dessa forma, nas transações financeiras, quanto maior o risco envolvido, maior tende a ser a exigência do retorno do credor para que ele adquira aquele título de dívida. Isso faz necessário considerar o tamanho do risco de um determinado título, o qual pode fornecer alguma informação sobre o devedor do mesmo.

Ampliando esta análise para o âmbito nacional, tem-se como principal agente de um país o seu Governo e por isso, o risco associado à dívida do Governo é denominado de risco soberano. Assim, há alguns indicadores que buscam mensurar o quão arriscado é um título do governo de um país, ou o quanto os credores estão exigindo a mais de retorno do título de um país em comparação com outros países. Para o primeiro caso, o destaque fica por conta das agências de classificação de risco, que utilizam informações dos países para atribuir uma nota de risco para os títulos de dívida. No segundo caso, tem-se entre os indicadores mais usados, para os países em mercados emergentes, o *Emerging Market Bond Index* (EMBI) que compara o retorno do título do país com títulos semelhantes dos Estados Unidos.

Diante disso, estudos como Cantor e Packer (1996) Rowland e Torres (2004) Veríssimo e Hollando (2008) Biage, Correa e Neder (2008) Markoski e Moreira (2010) buscam demonstrar, tanto as variáveis que incorrem em um aumento ou redução do risco, quanto os impactos gerados na economia de um país ocasionados por variações do risco soberano. Com base nesse tema, este estudo surge com foco na análise das relações entre o risco e os seus efeitos economia dos países. Sobretudo, no que tange os países da América Latina, delimitado as seis maiores economias da América Latina, no período de 2000 a 2017.

Dessa forma, a problemática consiste em quais são as relações de causa e efeito entre as variações do risco soberano e as oscilações em variáveis de nível de atividade, fiscais e do setor externo. Dessa forma, que tipos de informações relacionadas à macroeconomia do país podem ser extraídas diante de eventos que incorram em alterações no risco do soberano.

Como objetivo geral procura-se, mensurar as relações entre o risco soberano dos países da América Latina e suas variáveis macroeconômicas como dívida pública, saldo em conta corrente, produto interno bruto (PIB) e investimento em portfólio, no período de 2000 a 2017. De forma mais específica analisa-se a literatura existente com a finalidade de construir o arcabouço teórico necessário para a realização do estudo. Procura-se avaliar a conjuntura econômica dos países nesse período, além de verificar se há relação de correlação e causalidade entre o risco soberano e as demais variáveis, assim como, os efeitos que choques entre as variáveis analisadas dos países.

Justifica-se o estudo diante da possibilidade de enriquecimento teórico sobre o assunto tendo em vista que, por vezes variáveis como produto interno bruto, saldo em conta corrente e dívida pública são analisados para mensurar risco, e não quais os impactos de que mudanças no risco atribuído ao país podem ocasionar nessas variáveis. Dessa forma, esta pesquisa poderá contribuir sob o aspecto de uma abordagem diferenciada desse tema.

Além disso, por demonstrar se as informações de risco soberano do país podem contribuir para antecipar possíveis eventos em relação ao nível de atividade, situação financeira e externa dos países. O que se trata de informação relevante sob o aspecto da possibilidade dos agentes anteciparem resultados de ações que geram alterações nessas variáveis. Como, por exemplo, o Governo rever políticas que estão gerando aumentos nos seus níveis de risco, tendo em vista que terão a informação de efeitos na economia desse país no futuro. O que permite considerar esse impacto, tanto na execução da política, quanto na decisão de realizar ou não a mesma.

A dissertação está dividida em três capítulos, em que o primeiro corresponde à revisão teórica do risco soberano; seguidamente aborda-se a avaliação do desempenho macroeconômico dos países da América Latina selecionados, no período de 2000 a 2017; e o terceiro contém os aspectos metodológicos e análise de resultados. Por fim, são descritas as conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA DO RISCO SOBERANO

Este capítulo contempla a análise das literaturas relacionadas ao risco soberano. Inicialmente esta seção descreve o histórico e conceitos de risco e risco soberano existentes na teoria econômica desde os primeiros indícios de análise de risco soberano até as informações de defaults mais recentes. Seguidamente são apresentadas as principais medidas de risco soberano, suas formas de mensuração e características que possibilitam analisar essas variáveis como indicadores de risco soberano.

Os determinantes do risco soberano também são analisados, sobretudo, as variáveis ligadas a defaults já ocorridos e que são analisadas pelas agências de classificação de risco. Por último, consta a revisão de estudos aplicados que utilizam variáveis de risco soberano e as relacionam a outras variáveis macroeconômicas, tanto de estudos que buscaram verificar como o risco influencia outras variáveis quanto de outras variáveis que impactam no risco soberano.

2.1 Conceito e origem do risco soberano

Um conceito de risco amplamente difundido é apresentado por (KNIGHT, 1921). O autor considera risco uma incerteza mensurável, não de forma determinística, mas de maneira que possibilita analisar probabilisticamente. Segundo ele, quando um evento é imprevisível e, portanto, não há informações que permitam calcular a possibilidade de sua ocorrência, trata-se de uma incerteza. Por outro lado, quando há informações sobre determinados eventos e com essas informações é possível calcular as probabilidades envolvida na sua ocorrência, denomina-se de risco.

A análise do risco envolvido em uma transação visa à redução das assimetrias de informação, pois, como previamente definidas, elas fazem com que existam incertezas sobre a possível realização de um determinado evento, o que torna necessário definir o grau de risco que se está disposto a assumir (PINDICK; RUBINFELD, 2002).

Dessa forma, as transações financeiras estão intrinsecamente ligadas ao risco e as assimetrias de informação. Em geral, os tomadores tendem a possuir maior conhecimento da sua capacidade de pagamento do que dos credores dos recursos, como abordam Canuto e Santos (2003). Assim, o risco soberano é caracterizado pela probabilidade em que um determinado governo seja incapaz de honrar os pagamentos ou saldar sua dívida. Nesse sentido, as agências de classificação de risco surgiram com a finalidade de mensurar e de divulgar o risco soberano dos países.

O risco soberano é o risco do crédito associado às operações de crédito dos estados soberanos, sendo que, os requisitos envolvidos diferem dos que regem as operações privadas, pois a capacidade de pagamento de um soberano é diretamente ligada às variáveis macroeconômicas do país (CANUTO; SANTOS; PORTO, 2004).

Quanto à origem do risco soberano, uma das primeiras análises foi efetuada em 1898. O serviço de estudos financeiros do banco *CreditLyonnais* classificou países em três grupos de acordo com o nível de risco de cada um. O primeiro grupo era das nações que possuíam uma melhor gestão financeira, portanto, considerados menos arriscados. O segundo grupo incluía as nações de risco intermediário e por último os países de terceiro nível, que eram os mais arriscados. As variáveis utilizadas pelo banco foram a relação entre os serviços da dívida (juros) e as receitas do governo e uma variável dummy que analisava o histórico de defaults de cada país (FLANDREAU, 2003). Alguns países e sua classificação podem ser observados no Quadro 1.

Quadro 1 - Classificação de risco do CreditLyonnais

Países cujas finanças são de primeiro nível	Países cujas finanças são de segundo nível	Países cujas finanças são de terceiro nível
Alemanha (Gov. Imperial), Reino Unido, Estados Unidos (Gov. Federal), Rússia, Suécia, Finlândia, Dinamarca, Bélgica, Noruega, Transvaal**, Suécia (Gov. Federal).	Holanda, Egito, Japão, Áustria, Hungria, Romênia, Itália, [Chile, Índias Holandesas, Índias Britânicas].	Brasil, Argentina, Espanha, Portugal, Grécia, Sérvia, [Bulgária, 'Rumélia*'].

Nota: Segundo Flandreau (2003), para os países entre colchetes não há valores, sendo eles excluídos da regressão.

* Rumélia atualmente faz parte da Bulgária, ** Transvaal atualmente pertence à África do Sul.

Fonte: Adaptado dos Arquivos do CréditLyonnais, DEEF 72879/1 *apud* FLANDREAU, 2003.

A primeira análise de risco soberano realizada por uma instituição não bancária, de acordo com Gaillard (2012), a foi realizada pela Moody's em seu primeiro manual, em 1900. A publicação estabeleceu uma série de títulos soberanos e apresentou alguns dados de finanças públicas, mas não estabeleceu nenhuma nota de risco. Esse manual, denominado Manual de Títulos Industriais e Diversos, foi o primeiro passo para a análise de classificação de riscos. Em suas 1.100 páginas de conteúdo, apresentou informações sobre corporações, empresas ferroviárias, serviços públicos e governos estrangeiros.

A Moody's foi criada em 1900, nos EUA, segundo Bhatia (2002), e teve um crescimento expressivo na década de 20 com um número crescente de títulos soberanos de bônus yankees¹.

¹ Yankee são títulos emitidos em dólares por uma corporação ou pelo governo estrangeiro e vendido aos investidores que preferem investimentos em dólares americanos como mostra Groz (1998, p. 147).

Enquanto a Poor's Publishing em 1929, já avaliava o risco soberano de 21 países, sendo 11 na Europa, 3 na Ásia, 2 da América do Norte e 5 na América do Sul. Em 1941 a Poor's Publishing e a Standard Statistics juntaram-se e formaram a Standard & Poor's (S&P). As questões relacionadas ao risco soberano estavam em voga no início do século XX e a Moody's, que começou a realizar análises de *rating* em 1919, em 1929 já avaliava títulos do governo de 50 países (CANTOR; PARKER, 1995).

No período pós 1929, houve um aumento generalizado nos níveis de risco soberano devido à depressão, além da queda da avaliação dos países europeus no final da década de 30 com o aproximar-se da segunda guerra. Ressalta-se, que durante o período de guerra as agências não efetuaram avaliações, salvo algumas exceções como os EUA, Canadá e alguns países da América Latina. Após a guerra a S&P e a Moody's retornam à avaliação dos *ratings* soberanos pelos títulos yankee (BHATIA, 2002). Após 1929 houve um esgotamento no mercado de bônus de governos estrangeiros (BHATIA; 2002; GAILLARD, 2011). Uma onda de inadimplência e a lei Johsonde 1934 impactaram negativamente as atividades de classificação do risco soberano durante a década de 30.² Após 1936, devido às tensas relações internacionais, a Fitch deixou de analisar o risco da Alemanha, Áustria, China, Tchecoslováquia, Itália e Japão. Entre 1939 e 1940 outras agências seguiram o exemplo.

Durante as três décadas seguintes, ainda segundo Gaillard (2011), o negócio de classificações de risco teve uma forte redução de atividades, pois o número de títulos de governos estrangeiros emitidos nos Estados Unidos era muito baixo. Isto ocorreu devido a questões como o revés que passava a economia mundial e as dificuldades financeiras dos países no pós-guerra. Um segundo motivo foi a implementação da *Interest Equalization Tax* (IET) em 1963. Essa taxa foi criada para reduzir o fluxo de saída de capital dos Estados Unidos, pois restringiu consideravelmente as emissões de débitos externos no mercado de títulos dos EUA. O outro motivo a ser considerado foi o fato de poucos países terem sofrido defaults durante as décadas de 1960 e 1970. Isso levou os investidores a acreditarem que o risco de defaults soberanos estava diminuindo.

Nos anos 70, o mercado de títulos internacionais começou a reaquecer e a busca de recursos no mercado dos EUA exigia classificação de risco dos emissores soberanos, o tema do risco soberano e as avaliações começam a serem retomadas lentamente. Somente no final da década de 1980 e início da década de 1990 é que há um grande aumento das análises de risco

² Conforme Gaillard (2011), esta lei tornava ilegal que os bancos estadunidenses realizassem empréstimos para países em default.

soberano. O acesso ao crédito de países com notas de crédito mais baixas, com as possibilidades de emissão de dívidas internacionais para a captação de recursos, gerou esse aumento expressivo nas avaliações de *rating*. Isto, porque esses governos utilizavam-se muito dos títulos *yankees*, sendo obrigatória avaliação do risco (CANTOR; PARKER, 1995).

Isso fez com que a média de risco soberano caísse de AAA/Aaa, entre 1980-84, para A/A2 de 1985-89 e BBB-/Baa3 no período 1990-94. Esse aumento no número de análises levou o mercado de análises de risco soberano a níveis pré-depressão, em que a Moody's e a S&P avaliavam cerca de cinquenta soberanos (CANTOR; PARKER, 1995).

Em 1989 o secretário do tesouro Nicholas Brady lança um plano para reestruturar as dívidas dos países em desenvolvimento por meio de emissão de títulos do governo. O plano surge primordialmente para a negociação da dívida do México, contudo vários países aderem à proposta de renegociação das dívidas. Esse processo gerou um aumento expressivo na quantidade de títulos soberanos no mercado financeiro, o que ampliou as discussões e análises sobre o risco soberano. Esse plano ficou conhecido como Plano Brady (IPEA, 2018)

Os títulos do plano Brady tiveram grande diversificação em relação aos seus credores. Logo surgiu ampla negociação dos títulos em mercado secundário, pois os bancos detentores dos títulos, receosos pelos históricos de *defaults* dos países emergentes na década de 1980, optaram pela venda de parte destes títulos. Assim, os índices EMBI surgem como uma opção para mensurar esse mercado, sendo um *benchmark* de avaliação, pois possibilita aos investidores conferir diariamente os retornos de seus títulos e avaliar o valor de mercado dos mesmos como mostra (IPEA, 2018).

De certo modo os dados disponíveis em Schmitt-Grohe e Uribe (2017) corroboram com receio apresentado pelos bancos detentores dos títulos do plano Brady, pois demonstram que durante o período entre 1990 e 2014 foram 62 defaults de 46 países diferentes. Inclusive de países que participaram do plano Brady, como Equador (1999) Argentina (2001) e Venezuela (2005), por exemplo. Dessa forma, o risco soberano segue como tema de amplo destaque atualmente.

2.2 Medidas de risco

Os indicadores mais utilizados para a análise do risco soberano são as classificações de risco, o spread do EMBI e o percentual do CDS. Esta seção contém algumas informações sobre cada um dos indicadores, assim como, porque cada um deles pode ser utilizado como medida de risco soberano.

A medida de risco soberano mais difundida são as avaliações feitas pelas agências de classificação de risco, como Moody's, Fitch e Standard & Poor's. Essas agências coletam as informações e realizam a classificação do risco a países emissores de dívida, além de realizarem a classificação dívidas de curto e longo prazo, para moeda local e estrangeira. Com isso, são atribuídas notas para cada uma dessas dívidas, sendo que a de longo prazo em moeda estrangeira é, geralmente, considerada a nota de risco de crédito do país (BRASIL, 2018). Tais notas são distribuídas de 21 a 25 opções de risco, dependendo da agência, divididas em dois grupos. Os títulos menos arriscados são classificados como grau de investimento e os mais arriscados com notas do grau de especulação.³

Conforme Standard & Poor's (2017), Moody's (2018) e Fitch (2018), são analisadas diversas variáveis macroeconômicas quantitativas e qualitativas do país, consideradas pelas agências como relevantes para demonstrar a capacidade de um governo soberano honrar seus compromissos financeiros⁴. Além disso, as classificações de risco pelas agências de *ratings* possuem grande importância no que tange o risco soberano pela quantidade de países avaliados. A lista de *ratings* soberanos da Moody's, atualizada em 01 de março de 2019, consta a análise de títulos soberanos de 142 países (MOODY'S, 2019).

Outro indicador bastante utilizado para mensurar o risco soberano de um país é o *Emerging Markets Bond Index (EMBI)*. Esse índice foi criado pelo banco JPMorgan com a finalidade de contribuir para as tomadas de decisão dos investidores, pois busca demonstrar o risco de crédito ao qual os investidores estão sujeitos ao investirem no país. O índice trata-se de uma comparação entre o retorno de uma carteira de títulos de países emergentes em relação à taxa de retorno dos títulos equivalentes do Tesouro dos Estados Unidos da América (BCB, 2016).

O EMBI, lançado em 1992, era composto apenas por títulos *Bradies* e conforme Tavares (2010), com as modificações nos títulos de dívida externa dos países emergentes o índice também foi sendo modificado. Surgiu assim o EMBI+, que contempla hoje dezenas de títulos de 19 países. Para que um país integre o EMBI+ há uma limitação relacionada ao nível de nota atribuída pelas agências de classificação de risco ao país. O mesmo deve ter nota inferior a A-/A3, pois acima dessa nota o país já é considerado "*investment grade*", o que reduz de forma significativa o risco ao credor (IPEA, 2018).

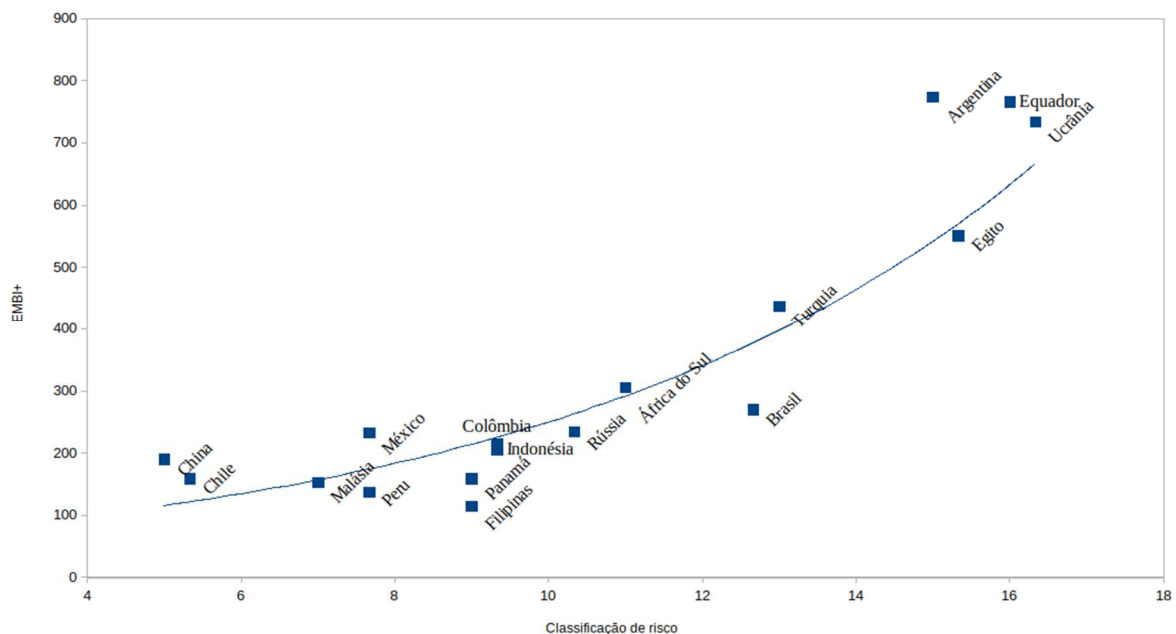
³ As notas de classificação de risco das três principais agências de classificação de risco, *Moody's*, *Fitch* e *Standard & Poor's*, podem ser observadas na Tabela A1 dos apêndices.

⁴ A seção de determinantes do risco demonstra algumas dessas variáveis utilizadas pelas agências de *rating*.

Ainda conforme IPEA (2018), os índices EMBI não devem ser confundidos com a classificação de risco efetuada pelas agências de *rating*, pois há uma grande diferença na forma de mensuração. Conforme exposto, as agências efetuam a análise e atribuem as notas de risco baseado na opinião de especialistas dessas empresas que analisam informações desses países. Por outro lado, o EMBI+ demonstra qual a percepção de risco dos investidores, pois demonstra o quanto as taxas dos títulos compreendidos estão maiores que as pagas pelos papéis do Tesouro dos EUA.

De acordo com Canuto e Santos (2003), as notas de risco atribuídas pelas agências de *rating* e valor do EMBI tendem apresentar uma relação significativa. Isto pode ser observado no gráfico 1, em que os países classificados como mais arriscados tendem a ter valores de *spread* do EMBI mais elevados. Ainda de acordo com os autores, o caráter íngreme apresentado pela curva deve-se às economias em grau especulativo possuírem maior volatilidade dos prêmios de risco do que as classificadas como grau de investimento. Por exemplo, essas economias apresentam uma sensibilidade maior às alterações de taxas de juros nos países desenvolvidos.

Gráfico 1 – Relação entre o *Spread* do EMBI e a classificação de risco dos países em 31 de dezembro de 2018



Notas: 1 - Dados de dezembro de 2018; 2 – Os dados de classificação de risco são a média das três agências considerando a escala numérica da tabela A1 dos apêndices.

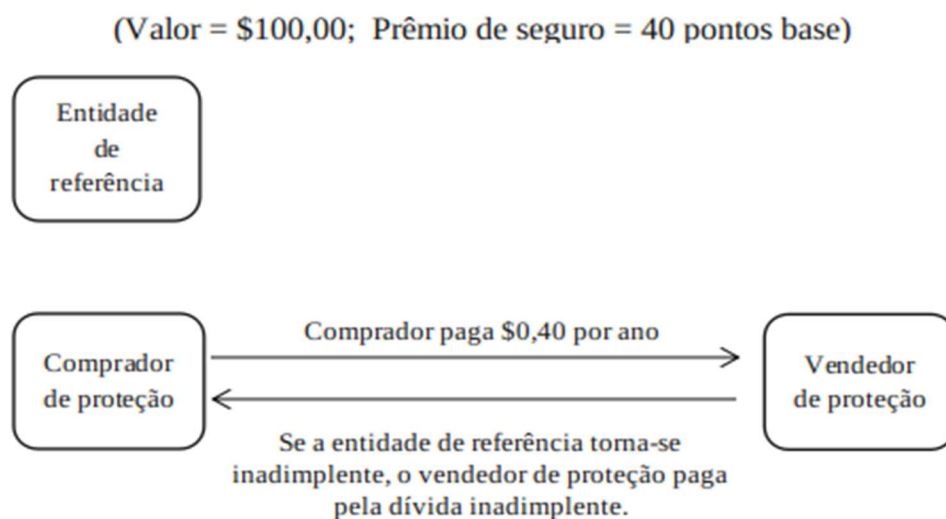
Fonte: Adaptado de Canuto e Santos (2003), atualizado pelo autor com base nos dados do JP Morgan, Moody's, Standard & Poor's e Fitch.

Vale ressaltar que o EMBI é amplamente utilizado como variável de risco soberano na literatura existente. Os estudos de Rowland e Torres (2004), Veríssimo e Hollando (2008), Biage, Correa e Neder (2008), Celik (2013), Gadelha e Divino (2008) e Gonçalves Junior e Eid Junior (2016), são exemplos disso.

Outro indicador utilizado como medida de risco é o *Credit Default Swaps* (CDS) como mostra BCB (2011). O CDS trata-se de um derivativo, ou seja, um contrato entre duas partes que permite ao investidor comprar proteção contra *defaults*, como inadimplência, falência do emissor, falha em pagamentos, etc. Quando um investidor compra uma proteção de dívida, ele paga ao emissor valores periódicos de um percentual do total do valor a ser protegido. Esse percentual, que é medido em pontos bases (100 pontos correspondem a 1%), chamado de *spread*.

Para exemplificar um CDS, Bomfim (2007) demonstra a situação de acordo com a Figura 1. Nesse caso, o comprador de proteção é credor da entidade de referência e o CDS é um contrato realizado entre o comprador de proteção e o vendedor de proteção. o CDS protege o comprador de possíveis inadimplências da entidade de referência. Para que o vendedor forneça essa proteção ao comprador, ele cobra um prêmio (ou *spread*) de 40 pontos base por ano, o que para o valor de \$100 corresponde a 40 centavos/ano. Dessa forma, em caso de *default* da entidade de referência, o vendedor de proteção honra a dívida da entidade de referência com o comprador de proteção.

Figura 1- Ilustração Credit Default Swap (CDS)



Fonte: Bomfim (2007, p. 77).

Diante disso, quanto maior o risco de default, maior será o *spread* a ser pago ao emissor. Por isso, para Bcb (2016), o spread do CDS de um país pode ser considerado uma medida de risco soberano. Assim, estudos como Bcb (2011) e Shear e Butt (2017) utilizam o CDS como variável para risco país ou risco soberano.

2.3 Determinantes do risco

Para determinação do risco soberano de um país as agências analisam diversas variáveis. Diante disso, as avaliações realizadas pela S&P para a definição das notas de risco de um país, são divididos em 5 pilares: análise institucional; avaliação econômica; setor externo; fiscal; e avaliação monetária. Segundo a agência, são variáveis que interferem na disposição e capacidade de um governo cumprir com seus credores (STANDARD & POOR'S, 2017)

Semelhantemente, a Moody's utiliza quatro grupos de indicadores que são: Força econômica, força institucional, força fiscal e suscetibilidade a risco de evento. Esses quesitos englobam variáveis com pesos variados na determinação da classificação do risco soberano de um país (MOODY'S, 2018). É possível notar alguns consensos em relação às variáveis determinantes do risco soberano utilizado pelas agências.

No que tange o crescimento da economia, o risco soberano está intrinsecamente ligado à capacidade de gerar crescimento diversificado e competitivo, além do nível de renda nacional. Essas variáveis são fortemente relacionadas à incapacidade de a economia reduzir suas dívidas, o que pode comprometer o potencial de pagamento do governo. O impacto da estagnação econômica de longo prazo foi considerado causa implícita em 10% dos casos de *default*, considerando 29 *defaults* analisados entre 1997 e 2012, além de contribuir para ocorrência de vários outros. (MOODY'S, 2018).

Nesse sentido, o PIB per capita é uma das principais variáveis para mensuração da renda da economia, pois possibilita uma análise relacionada à base tributária e captação de recursos que podem ser utilizadas, o que pode sustentar um menor risco associado à capacidade de pagamento do país. Assim, interferem no risco soberano desde tendências de crescimento do PIB per capita, até questões relacionadas a inconsistências dos dados disponibilizados pelo soberano, perpassando por questões de sustentabilidade e volatilidade do crescimento (STANDARD & POOR'S, 2017).

As questões institucionais também são fortes determinantes do risco soberano. Características como problemas de instabilidade política, gestão do orçamento, governança e

até a ausência de interesse político em honrar os compromissos da dívida foram responsáveis por aproximadamente 30% dos defaults passados de soberanos (MOODY'S, 2018).

Assim, variáveis que tomam relevância nesse quesito para a determinação do grau de risco soberano são principalmente os integrantes dos indicadores de governança mundial (WGI) feito pelo Banco Mundial. A Fitch utiliza as seis dimensões do indicador, que são: voz e responsabilidade; estabilidade política e ausência de violência/terrorismo; eficácia do governo; qualidade normativa; regime de direito; e controle da corrupção (FITCH, 2018). Já a Moody's (2018) utiliza a eficácia do governo, regime de direito e controle da corrupção, além de enquadrar na análise institucional a análise do desempenho e volatilidade da inflação. Vale ressaltar que as três agências analisam a inflação para definição de risco soberano.

Outro grupo de variáveis fortemente determinantes do risco soberano são as relacionadas às contas públicas. “Mais de um terço dos defaults soberanos ocorreram como resultado de desequilíbrios externos e fiscais persistentes que, ao longo do tempo, resultaram numa carga de dívidas insustentavelmente alta” (MOODY'S, 2018). Além disso, ainda segundo a agência, 41% dos defaults entre 1997 e 2012 possuem como fator primário um ônus de dívida elevado.

O nível de dívida é tratado de forma semelhante entre as agências de *rating*, principalmente a S&P e Moody's. Para determinação do risco soberano são consideradas, principalmente, a carga da dívida e a acessibilidade ou nível e o custo da dívida. Esses aspectos são analisados pelos indicadores da dívida em relação ao PIB, dívida em relação às receitas, pagamentos de juros em relação às receitas e pagamento de juros em relação ao PIB (MOODY'S, 2018; STANDARD & POOR'S, 2017).

Esses indicadores são os principais utilizados, contudo, há diversas informações relevantes analisadas quantitativamente e qualitativamente, em relação à dívida do governo. Tanto a tendência da dívida em determinado período, quanto aspectos qualitativos como, se é em moeda estrangeira ou local, se o governo possui estatais que possam drenar seus recursos, entre outras características da dívida. Assim como, é analisado se o soberano possui reservas e quais as características das reservas de acordo com sua liquidez (MOODY'S, 2018).

Aspectos relacionados às características monetárias do soberano também possuem efeitos determinantes do risco soberano. Os elementos analisados pela S&P são o regime cambial e a credibilidade da política monetária. Segundo a agência, o regime cambial é de suma importância para que o agente soberano tenha uma política monetária independente e de acordo com o que a economia doméstica necessita. A credibilidade da política monetária é analisada

pela inflação de um determinado período ou pelo efeito gerado na economia real pelos mecanismos monetários direcionados ao mercado. Esses efeitos são relacionados à diversificação e profundidade do sistema financeiro nacional e do mercado de capitais (STANDARD & POOR'S, 2017).

Há também efeitos no risco soberano ligado a estabilidade do sistema bancário. Questões como: a qualidade da regulação e a supervisão do sistema; o risco de instabilidade macrofinanceira; risco do passivo contingente; indicador do setor bancário (BSI), que é baseado em *ratings* de bancos de cada país; e o indicador macroprudencial, fornecem informações sobre o potencial de estresse no sistema bancário (FITCH, 2018).

O setor externo também é determinante do risco associado a um soberano. Conforme Standard & Poor's (2017), o foco da análise é verificar a capacidade do país gerar de moeda estrangeira para pagamento de obrigações com não residentes. Assim, analisa-se o grau em que a moeda doméstica é utilizada em transações internacionais; a liquidez externa, para verificar o quanto o país é capaz de gerar moeda estrangeira para honrar seus compromissos; e a posição externa do país, que demonstra a relação entre os ativos e passivos dos residentes comparado ao restante do mundo.

Para a Moody's (2018) as variáveis analisadas na análise dos impactos do setor externo são: o saldo em conta corrente; o investimento estrangeiro direto; o indicador de vulnerabilidade externa, que mede a capacidade do soberano de resistir a uma perda temporária da confiança dos investidores devido a uma percepção de risco elevado ou problemas de liquidez geral⁵; e a posição do investimento internacional líquido (PIIL), que trata-se da diferença entre os ativos e passivos estrangeiros em relação ao PIB e busca retratar a sustentabilidade da balança de transações correntes, assim como o surgimento de tensões potenciais no balanço de pagamentos.

As variáveis citadas correspondem a uma síntese de alguns dos principais determinantes do risco soberano, de acordo com as agências de classificação de risco mais expressivas. Essas variáveis são as que geralmente apresentam um maior peso na definição da nota de risco que será atribuída a um soberano.

⁵ O cálculo do indicador é uma relação entre “[...] o estoque de reservas cambiais oficiais no final do ano t-1 como o denominador, e o vencimento da dívida residual de curto prazo (incluindo o vencimento da dívida inicial de curto prazo e os pagamentos de principal da dívida de longo prazo) sendo exigíveis no ano t no numerador. Também estão incluídos no numerador os depósitos feitos por não residentes em bancos domésticos com prazo de vencimento superior a um ano.

2.4 Revisão dos estudos empíricos

Os estudos empíricos, em geral, analisam as relações entre variáveis macroeconômicas e o risco soberano. Rowland e Torres (2004) trataram os determinantes do spread soberano, medido pelo EMBI, utilizando-se de modelos de dados em painel cujas variáveis foram o crescimento real do PIB, relação dívida/PIB (%), relação exportações/PIB (%), serviços da dívida/PIB (%) e a relação entre a quantidade de reservas/PIB (%). A análise foi realizada para 16 países⁶. Apenas a relação entre dívida e exportações não foi significativa ao nível de 5%, sendo que a mesma pode ser considerada significativa considerando nível de erro de 10%. Ademais, todas as variáveis citadas possuem significância estatística para explicar as variações no EMBI entre 1998 e 2002.

Em relação à classificação do risco soberano feito pelas agências de classificação de risco, Cantor e Packer (1996) investigaram os determinantes do *rating* do crédito soberano. Foram analisadas variáveis como renda per capita, crescimento do PIB, inflação, balanço fiscal, balanço externo, débito externo, um indicador de desenvolvimento econômico e o histórico de default. Com o uso de regressão múltipla os autores encontraram como determinantes do risco a renda per capita, crescimento do PIB, inflação, débito externo, nível de crescimento econômico e histórico de default.

As informações das agências de risco dos anos de 1987 a meados de 1996 atribuídos a dívida soberana em moeda estrangeira pela Moody's e S&P foram utilizadas por Larraín, Reisen e Maltzan (1997) com a finalidade de avaliar a relação do risco soberano atribuído pelas agências com as variáveis de *spreads* dos mercados financeiros internacionais. Para isso, os autores empregaram testes de causalidade de Granger e estudo de eventos. Como resultados, o teste de Granger apontou causalidade mútua entre as classificações do risco soberano e *spreads* de rendimento. Para o estudo de eventos, a conclusão foi que nos casos de anúncios de revisões negativos, ou seja, a redução de *ratings* gerou impactos significantes nos *spreads* de títulos, sobretudo no caso de países em desenvolvimento em que uma redução do *rating* pode gerar uma alteração de portfólio⁷.

A relação entre o fluxo líquido de capitais, o risco país, o controle de capitais (a legislação envolvida) e a diferença na taxa de juros no Brasil, no período de julho de 1994 até

⁶ Os países utilizados no estudo foram Brasil, Bulgária, China, Colômbia, Croácia, Indonésia, Malásia, México, Marrocos, Peru, Filipinas, Polônia, África do Sul, Coreia do Sul, Tailândia, Turquia e Venezuela.

⁷ A amostra de países incluiu a Argentina, Áustria, Austrália, Bélgica, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, República Tcheca, Dinamarca, Finlândia, Alemanha, Hungria, Indonésia, Irlanda, Itália, Coreia do Sul, Malásia, México, Nova Zelândia, Noruega, Filipinas, Polônia, Portugal, Espanha, África do Sul, Suécia, Suíça, Tailândia, Turquia, Reino Unido, Estados Unidos da América e Venezuela.

abril de 2002, foi investigada por Veríssimo e Hollando (2008). Eles mostraram que há relação de causalidade unidirecional, no sentido de Granger, em que o risco país causa investimento estrangeiro direto.

No que tange à dívida pública brasileira e sua relação com o risco, Biage, Correa e Neder (2008) realizaram teste de causalidade de Granger entre relação dívida/PIB e o risco país medido pelo EMBI+ ao longo do período de Jan/1995 a maio/2006, dividido em dois períodos; o primeiro de jan/1995 à dez/1998 e o segundo de jan/1999 a maio/2006. No primeiro período, o resultado do p-valor de 0,0956 não foi considerado pelos autores, pois foi utilizado o critério de 5%. A relação de causalidade é mais fortemente observada no segundo período, em que o resultado do p-valor foi de 0,0342. Isso significa a existência de causalidade unidirecional, em que as variações no risco país causam, no sentido Granger, a dívida pública.

Gadelha e Divino (2008), também contribuíram para com análises em relacionadas ao risco soberano brasileiro, medido pelo EMBI, como causalidade de outras variáveis, de acordo com teste de causalidade de Granger. Com dados de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, os autores analisaram as relações de causalidade univariada e multivariada entre taxa de juros nominal (SELIC over), EMBI, superávit primário, dívida líquida do setor público e taxa de câmbio real. O EMBI figurou como causa da dívida pública, da taxa de câmbio real e da taxa de juros nominal, no modelo de causalidade multivariado. No modelo bivariado, o EMBI apresentou causalidade em relação a todas as demais variáveis.

A avaliação feita por Markoski e Moreira (2010) mostrou os efeitos das reduções (*downgrades*), dos aumentos (*upgrades*) e das alterações no viés (*outlook*) para positivo ou negativo do *rating* soberano sobre o IBOVESPA. O estudo considerou as mudanças de risco soberano realizadas pelas agências de risco Moody's, Standard & Poor's e Fitch, no período de 01/1994-06/2003. A análise foi baseada no método de "estudo de eventos"⁸. Os autores concluíram que as alterações positivas (*upgrades*) e negativas (*downgrades*) impactaram significativamente o Ibovespa. Sendo possível verificar que classificações negativas geraram impactos maiores do que as positivas, principalmente as alterações de *outlook*.

Celik (2013) relacionou o risco soberano, medido pelo EMBI+, e a confiança dos consumidores na Turquia entre 2004-2010. Para isso, foram empregados teste de causalidade de Granger, vetor autorregressivos e análise de cointegração de Johansen-Juselíu. Os resultados

⁸ Técnica que é normalmente utilizada para a realização de testes que buscam comprovar a 'eficiência semiforte' no mercado de capitais, conforme Markoski e Moreira (2010).

apontaram ausência de cointegração entre as variáveis, mas com a existência de causalidade, mostrada pelo teste de Granger, para um nível de 10% de significância.

Gonçalves Junior e Eid Junior (2016) analisaram os determinantes do investimento estrangeiro no mercado de capitais brasileiro. Eles utilizaram equações estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO) e, para os casos de viés nesse estimador, os autores recorreram ao método dos momentos generalizados (GMM) no período de jun/2000 a dez/2012. Quanto ao risco país, foram identificados que o EMBI é positivo e significativo em relação a compras adicionais estrangeiras na BM&F Bovespa. Segundo os autores, uma possível explicação para essa relação positiva entre essas variáveis seria a busca dos investidores estrangeiros pelo risco dos emergentes, tendo em vista possibilidade de maiores retornos dos investimentos.

Ainda relacionado ao mercado de ações, há impactos significantes entre o mercado e ações e o risco soberano. Em estudo feito com dados de 36 países, Shear e Butt (2017) concluíram que o mercado de ações possui influência significativa e inversa em relação ao risco soberano, mensurado pelo spread do CDS. Enquanto que os impactos do CDS no mercado de ações foram pouco expressivos. O método utilizado pelos autores foi um modelo de vetores autorregressivos em painel (Painel-VAR), com análise de resposta ao impulso. A amostra do estudo utilizou-se de 36 países no período de 3 de novembro de 2008 a 26 de outubro de 2016.

Dessa forma, a literatura demonstra que o risco soberano sofre influência de diversas variáveis macroeconômicas, assim como, estudos apontam o risco como variável determinante para outras variáveis econômicas dos países. Assim, realizada a revisão de literatura, no que tange o risco soberano, conceitos históricos, determinantes influências na economia dos países, o próximo capítulo expõe uma análise macroeconômica dos países da América Latina utilizados no estudo.

3 AVALIAÇÃO DO DESEMPENHO MACROECONÔMICO DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA SELECIONADOS

O desempenho macroeconômico da América Latina com ênfase nos países Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru encontra-se abordado neste capítulo. Dessa forma, compreende os aspectos relacionados à atividade e inflação, em que se apresenta a evolução do crescimento das economias assim como sua estabilidade em relação ao nível de preços. Além disso, aborda-se as finanças públicas, com ênfase no nível endividamento e comprometimento de receitas com os serviços da dívida.

No que tange o mercado financeiro discorre-se sobre a evolução da taxa de juros de referência da política monetária de cada país, a análise de índices de referência do mercado acionário e os movimentos da taxa de câmbio. Por fim, aborda-se o setor externo com análise das transações correntes, dívida externa e fluxo de capitais ao longo do período 2000-2017.

3.1 Nível de atividade e inflação

A participação América Latina & Caribe representaram em 2017 aproximadamente 7,4% do PIB mundial. Dentre as principais economias participantes dessa região, destaca-se o Brasil, que é a oitava maior economia do mundo, e o México, na décima quinta posição. Os 6 países selecionados para este estudo representam aproximadamente 78% do PIB da América Latina e Caribe e 6% do PIB mundial.

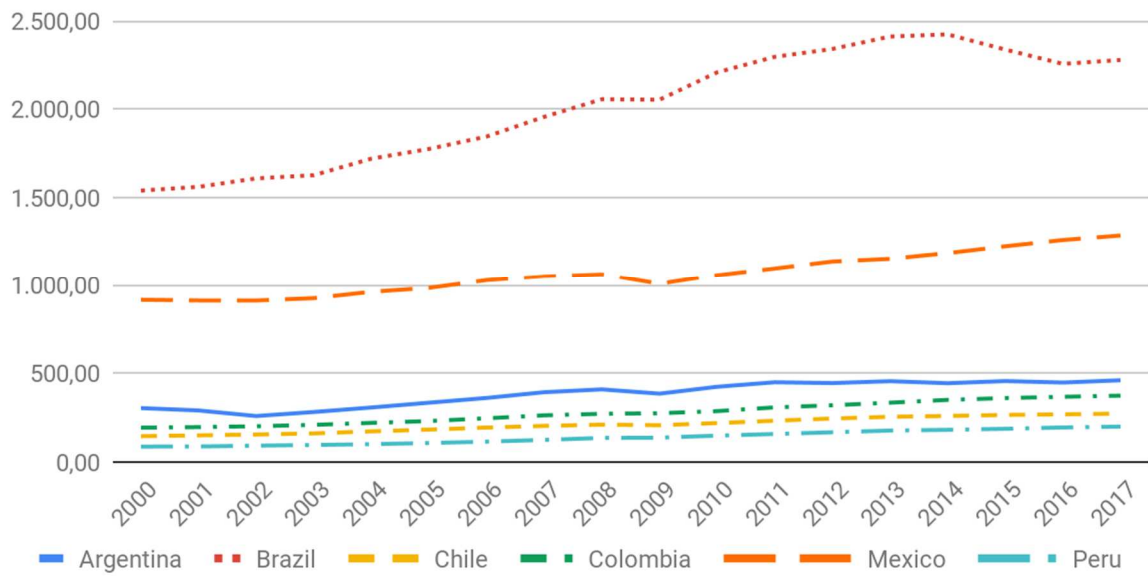
A evolução do Produto Interno Bruto dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 está reportada no gráfico 2. Nota-se que o Brasil e México, estão na liderança no período em termos de valor absoluto de PIB, com amplo domínio brasileiro. O que não ocorre em relação à taxa de crescimento médio, em que México e Brasil, possuem os menores valores, sendo 2,01% a.a. e 2,34% a.a., respectivamente, no período 2000-2017.

No caso brasileiro o crescimento médio é fortemente impactado pelos decréscimos de mais de 3% a.a. registrados em 2015 e 2016. Nesse período, o Brasil perpassou uma de suas maiores recessões dos últimos 100 anos, cujos motivos divergem opiniões. Conforme Barbosa Filho (2017), resultou de um conjunto de choques de oferta e de demanda ocasionados por erros da política econômica, sobretudo no período das políticas da chamada “Nova Matriz Econômica” (NME)⁹. Para Souza (2017), as políticas da NME foram fatores agravantes, pois a

⁹ Conforme Barbosa Filho (2017), “políticas de forte intervenção governamental na economia que combinaram política monetária com a redução da taxa de juros e política fiscal com dirigismo no investimento, elevação de gastos, concessões de subsídios e intervenção em preços.”

causa principal da crise foi o modelo econômico adotado em meados da década anterior, em que as políticas adotadas levaram a um processo de desindustrialização e a déficits crescentes em transações correntes.

Gráfico 2 - Evolução do Produto Interno Bruto dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 (preços constantes de 2010 em dólares)



Fonte: Banco Mundial (WORLD BANK, 2019).

Em contraponto, para Lacerda (2017) foram cinco fatores causadores da crise. São eles: o ajuste fiscal, pois reduziu os investimentos da União, estados e municípios; o aumento da taxa de juros, pois estimulou investimentos financeiros em detrimento da produção e infraestrutura; a retração chinesa e a queda dos preços das commodities, que além de prejudicar as exportações afeta a decisão de investir por parte de grandes empresas desse setor; a Operação Lava-Jato, pois acabou gerando uma paralisia nos setores de petróleo, gás e construção; e a crise política, pois gerou incertezas sobre o futuro, impactando as decisões de investimento.

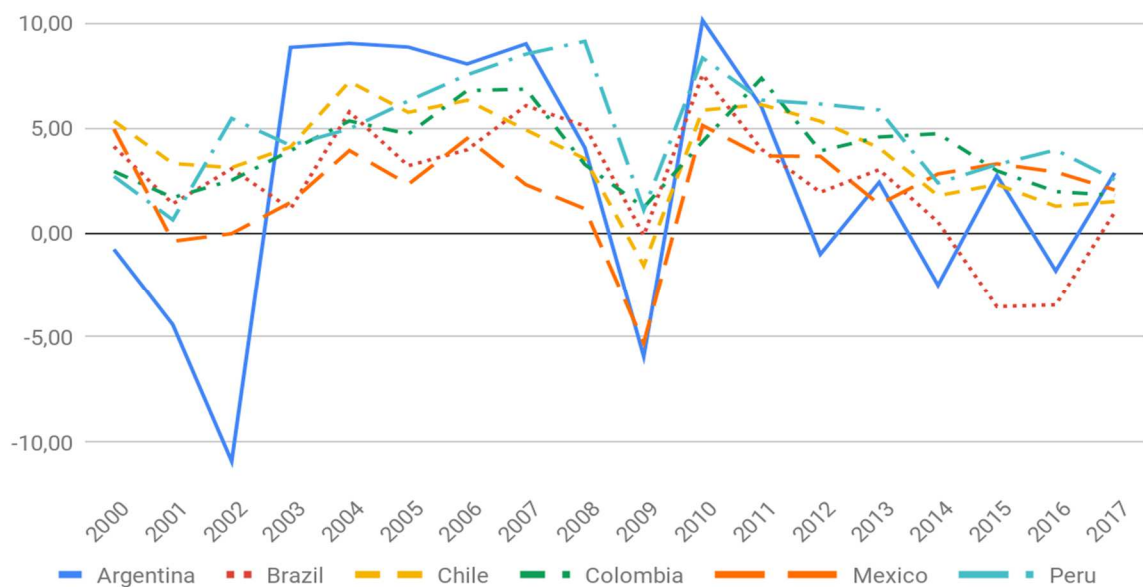
Em relação ao México, o país não participou do boom dos anos 2000. Isto, pois a exportação de *commodities*, que tiveram aumento de preços expressivo, é significativamente menos importante na pauta de exportações mexicanas do que nos países da América do Sul. O México é bastante dependente das importações dos EUA, que foram menos dinâmicas do que o restante do mundo. Além disso, o país sofreu com forte concorrência chinesa no mercado internacional (SANTOS, 2015).

O Peru foi o país que manteve o maior crescimento médio no período 2000-2017, seguido pela Colômbia e Chile, com taxas de 5,06% a.a., 3,98% a.a. e 3,79% a.a., respectivamente. Essas altas taxas de crescimento registradas na América Latina, sobretudo nos

países da América do Sul, estão fortemente ligadas a um ciclo forte e prolongado de aumento nos preços das *commodities* (SANTOS, 2015; WORLD BANK, 2016).

A dinâmica da taxa de crescimento do PIB dos países da América Latina no período 2000 a 2017 é observada no gráfico 3. Nota-se que a Argentina foi a economia mais volátil, pois possui o maior desvio padrão, com coeficiente de 5,94. O país registrou tanto a maior retração anual, em 2002 com um decréscimo no produto de 10,89%, quanto o maior crescimento anual, em 2010, com aumento de 10,13% no PIB. Nos anos 2001-2002, a Argentina enfrentou uma grave crise que levou ao abandono do câmbio fixo e a um *default* soberano (CONDE, 2003). Pode-se notar os seus efeitos no início da década, com os decréscimos apresentados de 2000 a 2003, assim como gerou altas taxa de inflação disposta no gráfico 4. O forte crescimento de 2010 seguiu a tendência dos países latino-americanos de rápida recuperação da crise de 2008.

Gráfico 3 - Comportamento da taxa de crescimento do PIB dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 (% a.a.)



Fonte: Banco Mundial (2019)

Por outro lado, a economia da Colômbia foi a mais estável, com desvio padrão de 1,79. O país seguiu a tendência de crescimento dos demais e apresentou a melhor taxa de crescimento do ano de 2009, o ano que os países latino-americanos mais foram influenciados pela crise mundial. Dentre os outros países abordados em ordem crescente de volatilidade pelo desvio padrão são Chile (2,17), México (2,37), Peru (2,47) e Brasil (2,91).

A análise do Gráfico 3 fornece informações sobre os impactos gerados pela crise de 2008. Os dados corroboram com o disposto por Prado (2011), de que a crise afetou as economias da América Latina mais fortemente no ano de 2009 com a queda de crescimento, mas que os países apresentaram uma recuperação notável já em 2010. Pode-se notar que todos os países analisados apresentaram reduções expressivas, chegando a taxas negativas nos casos da Argentina, México, Chile e Brasil, apresentando boa recuperação já a partir do ano seguinte.

No que tange o produto per capita de 2017, o país com o maior nível é o Chile, com US\$ 15.059,53 por ano. O Brasil possui o segundo maior, seguido da Argentina, México, Colômbia e Peru, com valores de US\$ 10.888,98, US\$ 10.397,13, US\$ 9.942,86, US\$ 7.611,66 e US\$ 6.172,74, respectivamente.¹⁰ Ao analisar-se o produto per capita médio do período 2000-2017 a ordem dos países não sofre alterações.

Outro indicador relevante para análise das economias é o índice de competitividade global (ICG)¹¹. Dentre os selecionados, o país considerado mais competitivo é o Chile, com ICG de 70,3 pontos o país é o 33º mais competitivo do mundo. Em seguida o México (46ª posição com 64,6 pontos), Colômbia (60ª posição com 61,6 pontos), Peru (63ª posição com 61,3 pontos), Brasil (72ª posição com 59,5 pontos) e Argentina (81ª posição com 57,5 pontos) (WEF, 2018).

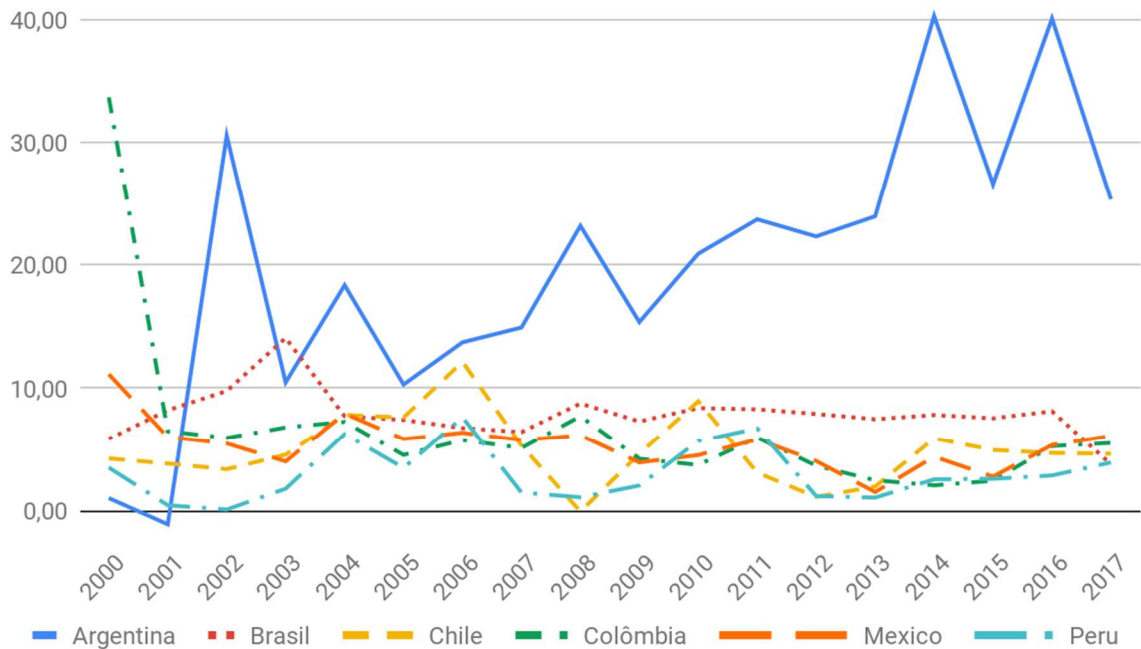
Em relação ao nível de preço, o gráfico 4 apresenta a evolução da taxa de inflação dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 em termos de variações anuais. Pode-se observar o comportamento crescente da inflação argentina com a maior média e volatilidade. Assim como, a estabilidade da inflação brasileira comparativamente aos demais, porém em nível mais elevado, exceto a Argentina.

Nos países selecionados para o estudo, as médias das taxas de inflação anual de cada país variaram de 3,04% no Peru até 20,00% na Argentina. Chile, México, Colômbia e Brasil apresentaram valores de 4,95%, 5,42%, 6,61% e 7,89%, respectivamente. Dessa forma, a média da taxa de inflação anual dos países da pesquisa foi de 7,99%, 3,53 p.p. acima da média da América Latina e Caribe, no período. Nota-se que o valor elevado da média se deve, principalmente, às taxas elevadas da inflação Argentina, pois os outros cinco países apresentam valor menor do que a média dos seis países analisados.

¹⁰PIB per capita em dólares a preços constantes de 2010 (World Bank, 2019).

¹¹ Índice de competitividade Global - Índice formado pelo Fórum Econômico Mundial baseado em informações de 12 pilares: instituições, infraestrutura, competitividade tecnológica, estabilidade macroeconômica, saúde, habilidades, mercado produtivo, mercado de trabalho, sistema financeiro, tamanho do mercado, dinamismo dos negócios e capacidade inovativa.

Gráfico 4 - Evolução da taxa de inflação dos países da América Latina no período de 2000 a 2017 (var % a.a.)



Nota: Inflação medida pelo deflator do PIB.

Fonte: Banco Mundial (2019).

Nos países seleccionados para o estudo, as médias das taxas de inflação anual de cada país variaram de 3,04% no Peru até 20,00% na Argentina. Chile, México, Colômbia e Brasil apresentaram valores de 4,95%, 5,42%, 6,61% e 7,89%, respectivamente. Dessa forma, a média da taxa de inflação anual dos países da pesquisa foi de 7,99%, 3,53 p.p. acima da média da América Latina e Caribe, no período. Nota-se que o valor elevado da média se deve, principalmente, às taxas elevadas da inflação Argentina, pois os outros cinco países apresentam valor menor do que a média dos seis países analisados.

Vale ressaltar que a América Latina e Caribe apresentou média das taxas de inflação pouco acima da mundial no período 2000-2017. Conforme dados do Banco Mundial, a média do percentual de inflação anual, medido pelo deflator do PIB, da América Latina é de 4,46%, bem próxima da mundial de 4,06%.

Quanto à volatilidade da inflação, novamente, o destaque é a Argentina, pois o país possui o maior desvio padrão do deflator no período 2000-2017, mostrando-se como a inflação menos estável dentre os observados. O país apresentou desvio padrão de 10,85 p.p., que demonstra alta volatilidade inflacionária comparada aos demais. A Colômbia, também,

apresentou volatilidade inflacionária bem acima dos demais, com desvio padrão de 6,75. Contudo, ressalta-se que o deflator do país no ano de 2000 foi de 33,68%, o que elevou expressivamente os indicadores de volatilidade do nível de preços do país.

Em relação aos demais países, a volatilidade do nível de preços apresentou-se de maneira mais estável. Destaque para o Brasil, o menos volátil, com desvio padrão de 1,95, seguido pelo México, Peru e Chile, com 2,00, 2,18 e 2,80, respectivamente. Todos os valores foram acima dos apresentados para a América Latina e Caribe, que apresentou desvio padrão de 1,71, e para o mundo, cujo DP foi 1,66.

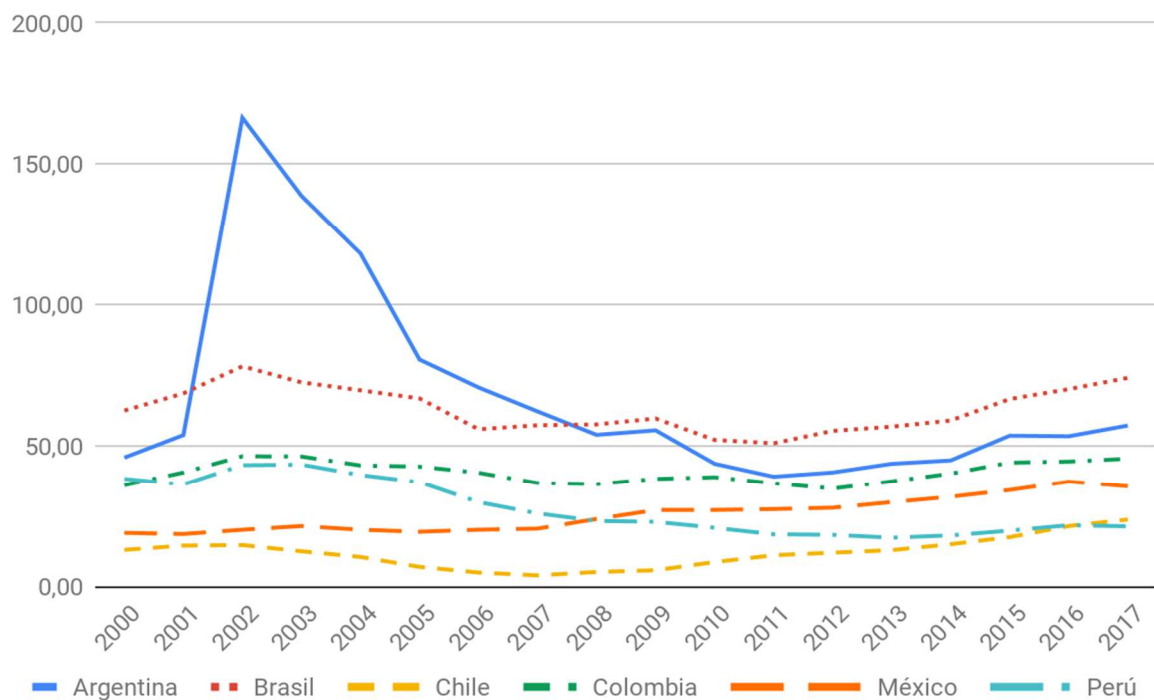
3.2 Análises das finanças públicas

As finanças públicas dos países selecionados demonstram situações bem diversificadas entre eles, e os níveis de endividamento do governo, dispostos no gráfico 5, é um exemplo disso. Enquanto o Peru e o Chile possuíam, em 2017, dívida pública de 21,20% e 23,60% do PIB, respectivamente. O governo central brasileiro acumulava dívidas que representavam 74,00% do PIB.

Dentre os países analisados, o Chile possui o menor nível de dívida no período 2000-2017. Somente no ano de 2017 não apresentou a menor relação dívida/PIB, pois o Peru obteve valor inferior, dada trajetória crescente da dívida pública chilena. Contudo, no ano de 2007, enquanto os outros países apresentaram valores superiores a 20%, chegando a 62,10% no caso da Argentina, o governo chileno acumulava dívidas totais de 3,90% do PIB. Conforme os dados demonstrados no gráfico 3, essa redução na relação dívida/PIB foi impulsionada pelo crescimento do PIB dessas economias.

O governo peruano também demonstrou prudência na gestão da dívida pública no período 2000-2017. Dentre os países analisados, o Peru apresentou, em 2017, valor da dívida correspondente a 21,20 % do PIB, sendo que, em 2000 correspondia a 38,10%. Diante disso, foi o único país que apresentou em 2017 valores inferiores a 2000. Ressalta-se ainda, que após 2003, quando a dívida era de 43,20%, o país registrou queda consecutiva durante os 10 anos seguintes, apresentando dívida acumulada de 17,20% do PIB em 2013. Após 2013 os 6 países apresentaram aumento no nível da dívida PIB.

Gráfico 5 - Nível de endividamento dos países da América Latina no período 2000-2017 (%PIB)



Fonte: CEPAL (2019).

No caso do México, o setor público registrou aumentos consecutivos de endividamento desde 2005. Neste ano, a dívida correspondia a 19,30% do PIB, mas com o crescimento da mesma no período o valor registrado em 2017 é de 35,40%. Apesar disso, o México ainda possui dívida proporcionalmente inferior a Argentina, Brasil e Colômbia. Porém, ressalta-se que o governo mexicano apresenta a maior diferença percentual de endividamento na comparação entre o início e fim do período, pois em 2017 a relação dívida/PIB é 87% maior do que no ano 2000.

A Colômbia, a Argentina e o Brasil apresentaram os maiores níveis de dívida do ano de 2017. No caso da Colômbia, ao longo do período 2000-2017 o endividamento foi o mais estável dentre os seis países, com dívida/PIB oscilando entre 34,60% e 46,20%. As variações seguem uma tendência de melhora entre os anos de 2002-2012 e, posteriormente, uma trajetória de aumento da dívida/PIB no período 2013-2017, intensificado pelas reduções nas taxas de crescimento do PIB do país.

Na Argentina a relação dívida/PIB foi de 57,10% em 2017. O país é o que apresentou o nível mais crítico desse indicador entre 2000 e 2017. Isto, pois em 2002, o nível de dívida acumulada representou 166,40% do PIB. Entretanto, a partir de 2002 até 2011 o país apresentou

queda expressiva desse indicador, que alcançou 38,90%, contudo seguindo a tendência que ocorreu com todos os países analisados, voltou a subir nos últimos seis anos.

O Brasil é o país mais endividado dos seis analisados. Com exceção dos anos de 2002 a 2007, em que a Argentina se sobressaiu, para todos os outros anos o Brasil foi o país com maior endividamento. Em 2000, o governo central brasileiro apresentava dívida acumulada de 62,40% do PIB. O bom desempenho da economia propiciou a queda da relação dívida/PIB para 50,80% em 2011. Contudo, a redução do crescimento do produto e a piora na situação das contas públicas levaram a déficits registrados após 2014 e a relação dívida/PIB de 74% em 2017.

No que se refere à relação dívida/receitas a dinâmica das séries nos períodos é bem semelhante. Brasil e Argentina são países que possuem os maiores indicadores, isto é, o nível de dívida ultrapassa três vezes as receitas totais do governo, no ano de 2017, sendo 3,51 no caso brasileiro e 3,12 da Argentina. No caso brasileiro, em 2000 o valor desse indicador é de 3,18 e até apresenta uma redução no decorrer da primeira década. Porém, a partir de 2010, o cenário se torna desfavorável e o país entra em um ciclo de aumentos do indicador, devido a quedas de receitas, agindo no denominador, e ao aumento da dívida pública, impactando o numerador da relação.

A Argentina, diferentemente, possui um período de estabilidade de receitas, contudo, também não consegue conter as tendências de crescimento da dívida pública. Sua razão dívida/receitas, que chegou a 2,08 em 2011, volta a piorar até 2017. No ano de 2002 enquanto a Argentina sofre com a crise que dispara a dívida do país, o nível da dívida/receitas chega a 12,70. Posteriormente, segue uma tendência de queda da dívida/PIB potencializada pelas altas taxas de crescimento.

Nos anos após a crise de 2008 até 2017, todos os países apresentaram aumento desse indicador, que demonstra maiores dificuldades na gestão da dívida pública dos mesmos. Para Prado (2011), após a crise de 2008 os países da América Latina e Caribe optaram pela realização de políticas mais intervencionistas. Essas políticas tendem a impactar no aumento da dívida pública dos países, em que, dada a manutenção ou queda no nível de receitas, gera um aumento no indicador dívida/receitas.

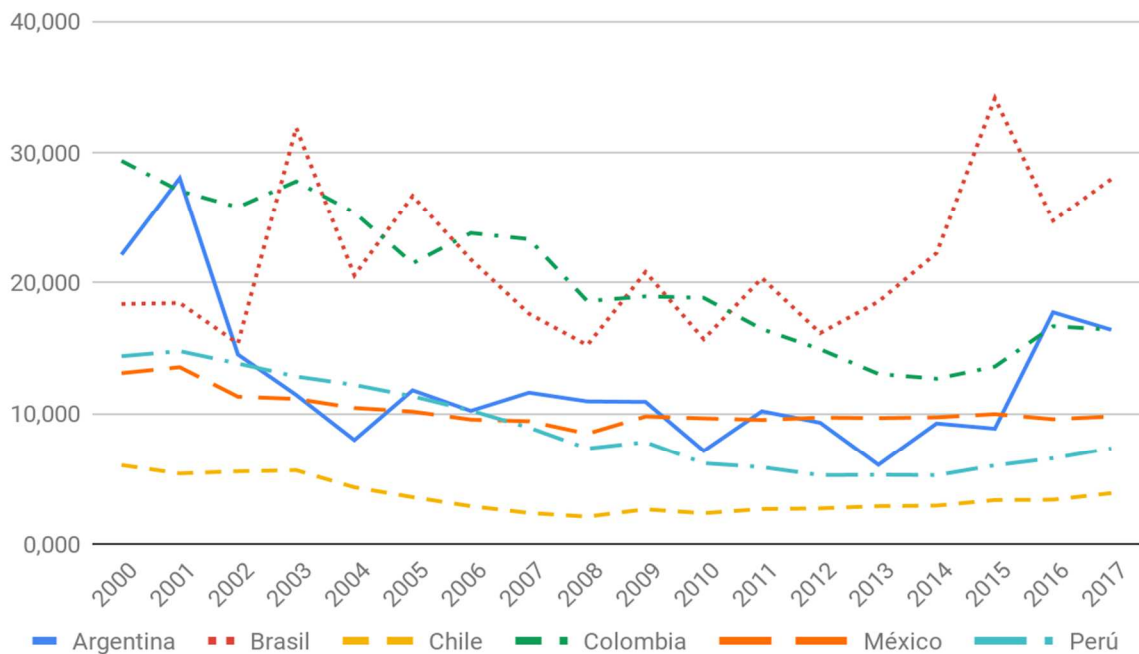
Outro indicador analisado é a razão entre o pagamento total de juros e a quantidade de receitas. Conforme Moody's (2018), esse indicador, assim como o pagamento de juros/PIB, fornece informações sobre a acessibilidade da dívida. O pagamento de juros/receitas demonstra o nível que a carga de serviços da dívida ocupa na geração de receitas do governo. Desse modo,

valores altos deste indicador tendem a gerar aumentos de déficits públicos e restrição de nas despesas de capital do governo, o que influencia negativamente o crescimento de longo prazo.

O Brasil é o país que em 2017, mais alocou percentualmente suas receitas para serviços da dívida, foram 28% como ilustra o gráfico 6. Não obstante, corroborando com as tendências geradas por altos níveis desse indicador, o país tem gerado sucessivos déficits públicos, ratificados pelo aumento da dívida pública observados no gráfico 5.

Em uma comparação estática entre o início e o fim do período, o Brasil foi o único país que, em 2017, apresenta indicador maior em relação ao ano 2000. Em geral, todos apresentaram reduções do comprometimento de receitas no período que antecede os impactos da crise de 2008. Contudo, somente a Colômbia seguiu a tendência de decrescimento e apresentou valor em 2017 inferior a 2008.

Gráfico 6 Relação entre pagamento de juros da dívida e o total de receitas do governo no período de 2000 a 2017(% PIB)



Fonte: CEPAL (2019)

Ressalta-se que Peru, Colômbia e Chile apresentaram as maiores reduções deste indicador no período 2000-2017 e foram os países que apresentaram as melhores taxas de crescimento médio, o que corrobora com o apontado por Moody's (2018). A relação pagamento de Juros/receitas do governo do Peru, Colômbia e Chile em 2017 corresponderam a aproximadamente 51%, 56% e 64% dos valores de 2000, respectivamente. Sendo que as taxas

de crescimento médio desses países no período foram de 5,06% no Peru, 3,98% da Colômbia e 3,79% do Chile.

Quanto à análise da participação do pagamento de juros no PIB, essa relação serve para uma análise expandida dos serviços da dívida, pois a análise passa a ser associada com toda a renda/produção da economia (MOODY'S, 2018). Esse indicador reforça o demonstrado no gráfico 6, sobretudo no caso brasileiro. Enquanto os outros países apresentaram queda ou estabilidade do nível de juros/PIB no período, o governo brasileiro apresentou elevação. Impactado positivamente pelos sucessivos crescimentos, o país até apresentou tendência de redução entre 2003 e 2008 e manteve essa relação estável até 2014. Contudo, o período posterior a 2014 é marcado pelo aumento dos juros e contração do PIB que levaram aumentos desse indicador. Salienta-se ainda que o Brasil foi o país com maior nível de pagamento de juros durante todo o período, mesmo durante os anos que apresentou seus menores níveis.

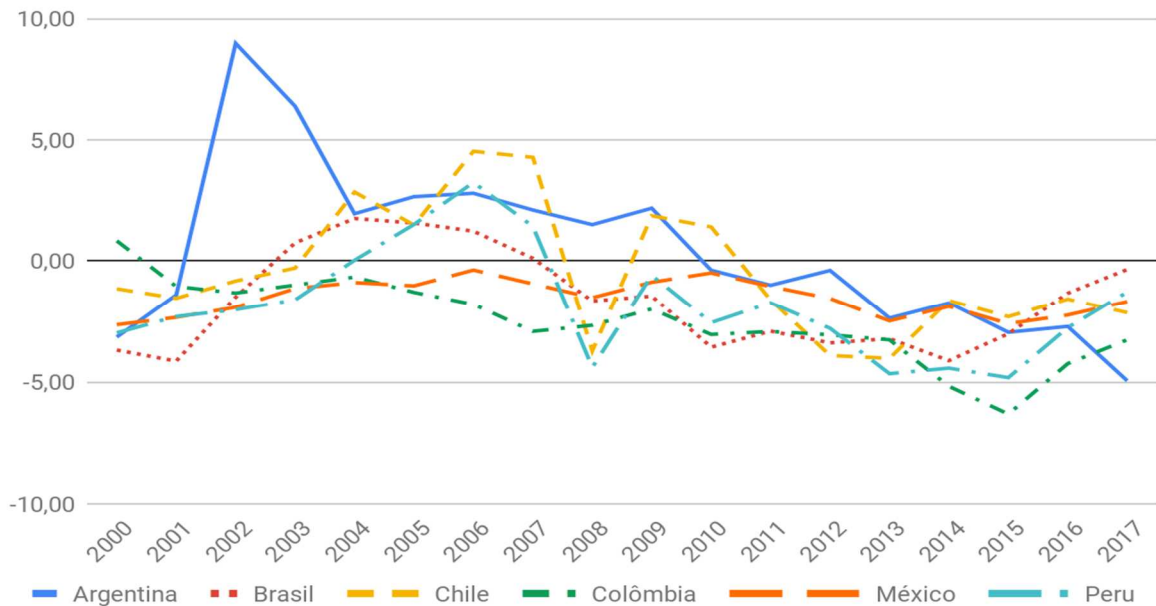
3.3 Análise do setor externo

As relações comerciais dos países analisados apresentaram-se favoráveis no período anterior à crise de 2008. Em média, todos eles apresentaram melhor saldo da conta corrente (SCC) na década de 2000. Nesse período, os países são favorecidos pelas exportações de *commodities*, sobretudo pela alta demanda desses produtos pela China, que apresentou média das taxas de crescimento acima dos 10% a.a.

O efeito das interações comerciais com o mercado chinês influenciou diferentemente os países da América Latina. Esse fato pode ser analisado pelo saldo em transações correntes dos países. Conforme o gráfico 7, os países exportadores de produtos primários registraram valores significativamente melhores. Argentina, Brasil, Chile e Peru, chegaram a apresentar superávits em transações correntes na primeira década do século XXI, enquanto o México e a Colômbia, até apresentaram melhora na conta corrente, contudo bem menos significativa.

Conforme Barbosa (2011), Chile e Peru apresentam bons resultados em transações correntes, pois são países que foram muito beneficiados pelas exportações de *commodities* e não possuem um parque industrial de produtos que competiam com a produção chinesa. Ainda conforme o autor, o Brasil e a Argentina, possuem situação semelhante, contudo, são países com pauta exportadora mais diversificada e, portanto, são exportadores de produtos em que a forte expansão chinesa oferecia ao mercado de maneira mais competitiva. Pode-se observar no gráfico 7, que o fator exportação de *commodities* desses países foi mais favoráveis a conta corrente, superando os efeitos da competitividade chinesa em outros produtos.

Gráfico 7 - Saldo em transações correntes dos países da América Latina no período 2000-2017 (%PIB)



Fonte: Banco mundial (WORLD BANK, 2019).

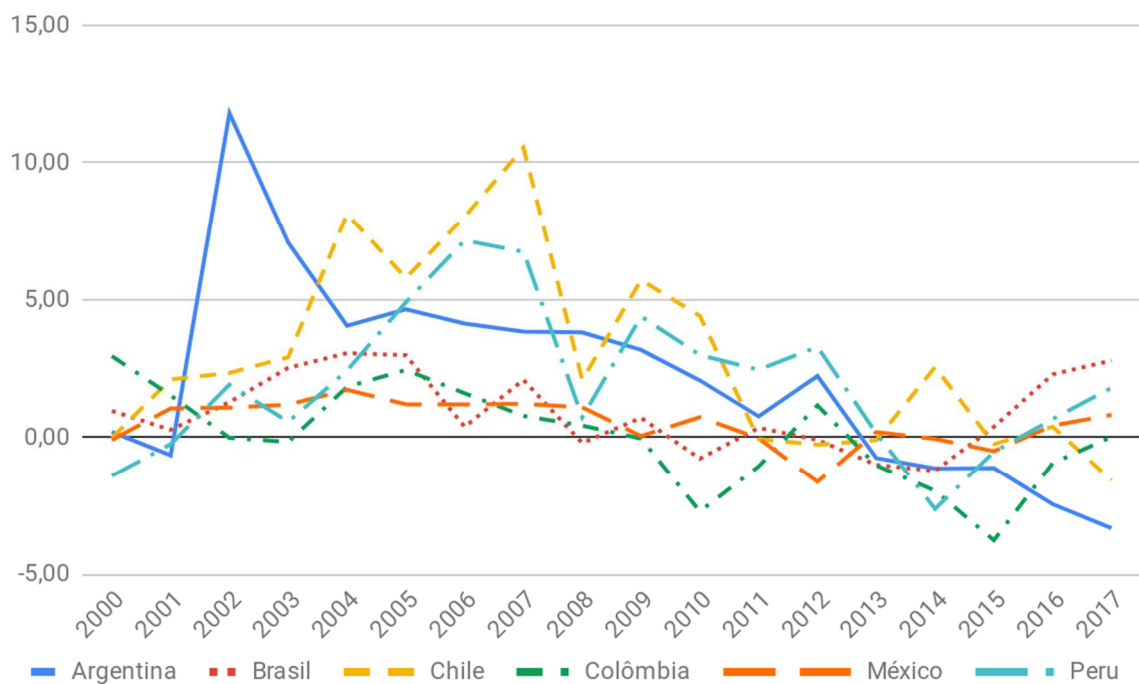
No que tange o México e a Colômbia, as duas economias registraram saldo negativo em conta corrente durante todo o período de 2000 a 2017 e possuem os maiores déficits com o mercado chinês dentre os países analisados. Além de não serem fortemente exportadores à China, os mesmos possuem indústria exportadora de produtos semelhantes aos que os chineses são mais competitivos, o que impactou significativamente as transações correntes desses países (BARBOSA, 2011).

Segundo Santos (2015), após 2011 há uma reversão da alta dos preços das commodities, juntamente a um aumento da renda líquida enviada ao exterior e do déficit em manufaturados e serviços. Conforme o autor, esses fatores contribuem para uma piora no saldo em conta corrente os países, conforme pode ser verificado no gráfico 7.

Déficits expressivos em conta corrente podem gerar riscos significativos para a estabilidade macroeconômica do país, sobretudo, se a forma de compensação desses déficits for por meio de fluxos de capitais mais voláteis, como investimentos em portfólio e dívidas de curto prazo ou empréstimos internacionais. Quando o capital para financiamento dos déficits é obtido via investimento estrangeiro direto (IED), isso se torna bem menos arriscado, pois IED são investimentos em capital próprio ou intercompanhias, que frequentemente geram aumentos na capacidade produtiva do país (FITCH, 2018).

Diante disso, Fitch (2018) e Moody's (2018) analisaram a conta corrente adicionando a conta de IED em % do PIB, conforme disposto no gráfico 8. De acordo com Moody's (2018), os déficits em conta corrente volumosos e persistentes geram dívida externa aos países, exceto se financiamento destes déficits acontecerem por capital alocado em participações de empresas residentes ou via IED. A trajetória das dívidas externas dos países analisados corrobora com essa afirmação, pois no período que se iniciou em 2002-2003 até crise de 2008, os seis países considerados apresentaram valores positivos em SCC + IED, assim como apresentaram reduções na dívida externa acumulada.

Gráfico 8 - Saldo em transações correntes somado aos investimentos estrangeiros diretos líquidos dos países da América Latina no período 2000-2017 (% PIB)



Fonte: Banco Mundial (WORLD BANK, 2019).

A Argentina apresentou seu nível máximo de dívida externa no período 2000-2017 em 2002, com 141,80% do PIB. Após sucessivos superávits em SCC+IED até 2012, o valor da dívida externa/PIB cai para 25,40% em 2013, o menor valor do período. Conforme o gráfico 8, de 2013 a 2017, os valores desse indicador passam a ser negativos e concomitantemente, a Argentina passa a apresentar aumento da dívida externa, que chega ao valor de 37,20% do PIB em 2017.

A trajetória da dívida externa/PIB brasileira inicia em 2000 com 36%, tem o seu menor valor em 2008, com 17,10% e em 2017 corresponde a 32,60%. De maneira semelhante, o Peru

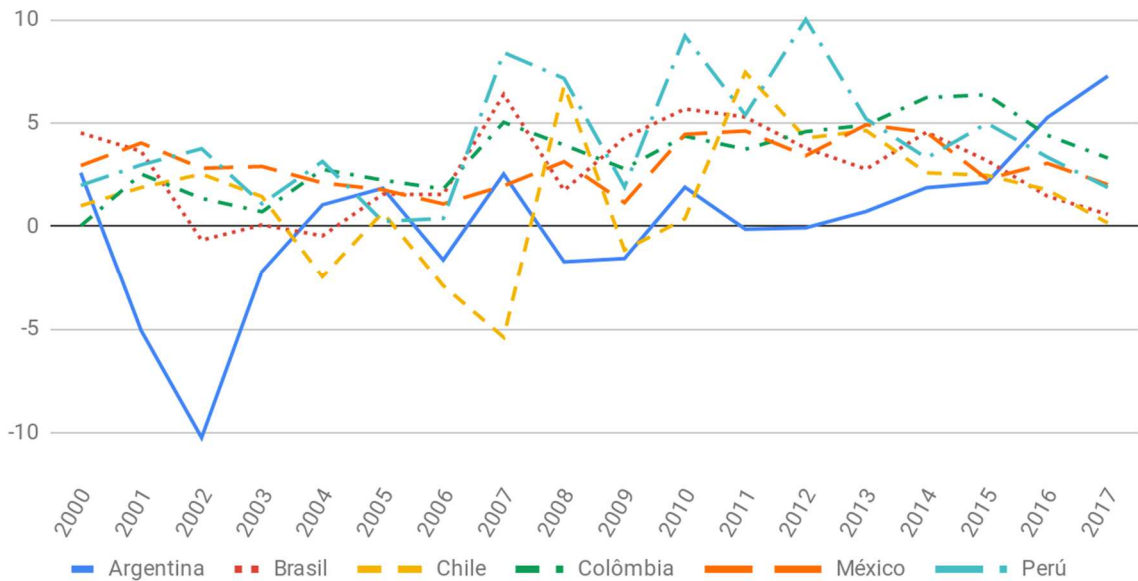
apresenta nível de dívida externa/PIB de 54,10% em 2000. Seu menor valor no período é em 2011, com 27,90, e ao término de 2017 a dívida externa corresponde a 36,40% do PIB. Dessa forma, pode-se notar a relação entre o nível de dívida externa e os valores do SCC+IED. Argentina, Brasil e Peru são os países que reduziram níveis de dívida externa no acumulado do período 2000 a 2017.

A Colômbia e o México foram os países que, mesmo com melhora na década de 2000, não apresentaram superávits em conta corrente no período, os dois países apresentavam 36,50% e 21,00%, respectivamente de dívida externa/PIB em 2000. Ambos os países apresentam o menor nível do período em 2008, quando a Colômbia possuía 19,20% e o México 11,10% do PIB em dívida externa acumulada. Após 2008, há um aumento no nível de dívida externa que, em 2017, correspondem a 39,70% e 28,90% do PIB, respectivamente.

O Chile, em 2000, apresentava o nível de dívida externa/PIB de 46,60%, conforme a Gráfico 8 o país apresentou valores expressivos em transações correntes e em IED o que contribuiu para a redução da dívida externa a 30,90% do PIB em 2007. Porém, no período posterior a 2011 há um aumento expressivo da dívida externa que, em 2017 representou 65,40% do PIB do país. Pode-se notar no gráfico 8 que a partir de 2011 o saldo em conta corrente mais investimentos estrangeiros diretos, em percentual do PIB, também são menores, sendo positivo somente em 2014 e 2016.

No que tange o fluxo de capitais totais do exterior, os países da pesquisa apresentaram trajetória contrária aos resultados da conta corrente. No período anterior à crise de 2008, os fluxos de capitais são mais amenos, diferentemente do período pós-crise, conforme pode ser analisado no gráfico 9. De acordo com Ahmed e Zlate (2013), os fluxos de investimento dependem de fatores como, as diferenças nas taxas de crescimento, as taxas de juros em relação às economias desenvolvidas e a aversão ao risco. Segundo os autores, no período pré-crise a sensibilidade às diferenças de crescimentos foram mais impactantes. Contudo, no período pós-crise, há uma mudança na capacidade explicativa das variáveis e as diferenças das taxas de juros e a aversão ao risco se tornam igualmente importantes. Além disso, destacam que após a crise a sensibilidade dos investimentos em carteira a diferença das taxas de juros e a aversão ao risco aumentaram.

Gráfico 9 - Fluxo de capitais totais líquidos dos países da América Latina no período 2000-2017 (%PIB)



Fonte: CEPAL (2019).

Considerando essas variáveis, verifica-se que os países analisados apresentaram situação propícia ao recebimento dos fluxos de capitais no período pós-crise, conforme pode-se verificar no gráfico 9. Pois, demonstraram rápida recuperação da crise, apresentada já em 2010, e redução no risco associado aos mesmos, conforme tabela A2 nos apêndices.¹²

Além disso, ocorreu uma redução expressiva das taxas de juros das economias desenvolvidas, como os Estados Unidos e Zona do Euro, que caíram de 4,25% e 4,00% a.a. em dezembro de 2007 para 0,25% a.a. e 2,50% em dezembro de 2008 respectivamente. Os Estados Unidos mantiveram essa taxa até o final de 2015 e a Europa registrou sucessivas reduções, com exceção de abril a outubro de 2011, até 2016 quando a taxa de juros chegou à zero, impactando na diferença entre suas taxas de juros e as dos países da América Latina.

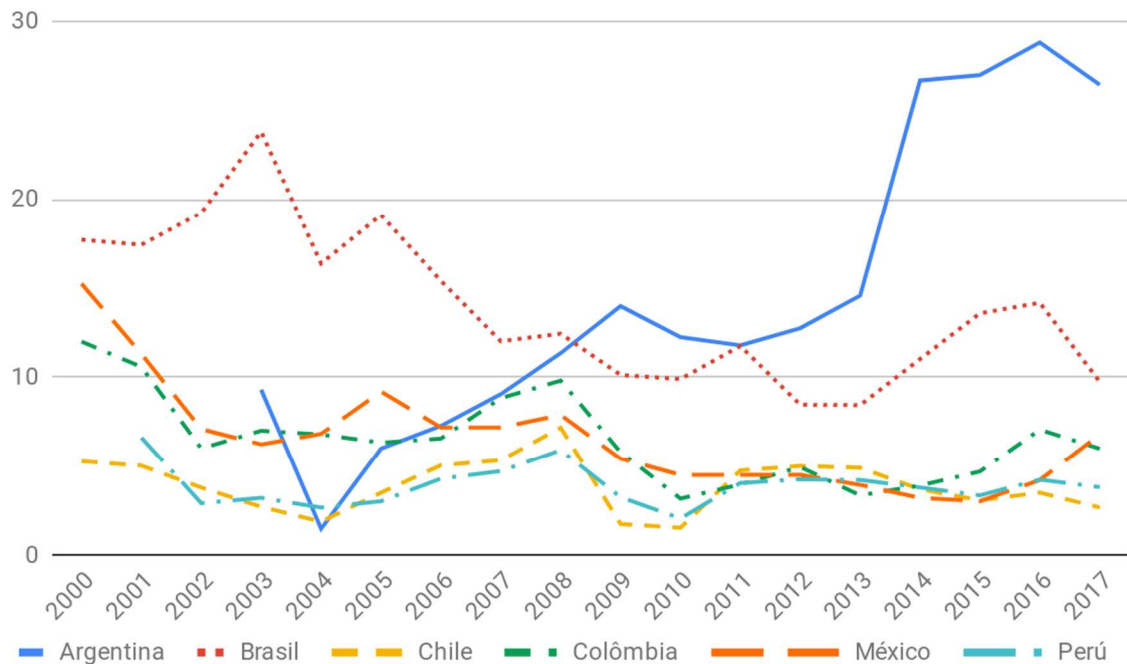
3.4 Evolução do mercado financeiro

A evolução da taxa de juros de referência da política monetária dos países da América Latina, encontra-se no gráfico 10. Nota-se que, dentre os países avaliados, somente a Argentina não adotava o regime de metas de inflação na maior parte do período o que seria introduzido apenas em 2017. Esse país apresentou aumentos significativos da taxa de juros no período

¹²Exceção do Chile que apresenta fraca elevação em níveis de risco, contudo, ressalta-se que a economia chilena já apresentava níveis baixos de risco comparativamente às demais analisadas.

contrariando a tendência registrada pelos outros países. Contudo, a evolução da taxa condiz com uma tentativa de redução da inflação, que mesmo com aumentos significativos na taxa de juros não foi possível manter o nível de preço sob controle.

Gráfico 10 - Taxa de juros referência da política monetária dos países da América Latina, no período 2000-2017 (% a.a.)



Fonte: CEPAL (2019).

Chile, Colômbia e Peru apresentam uma tendência conjunta e contracíclica do controle da taxa de juros, em que aumentaram a taxa de juros nos períodos de maior crescimento, como de 2004 a 2008, e apresentaram redução significativa no ano de 2009, quando os efeitos da crise *subprime* impactam significativamente essas economias (ZACK, 2015). Seguidamente, com o retorno do crescimento do PIB em 2010, nota-se que a partir de 2011 o nível da taxa de juros elevou-se nos três países, demonstrando o controle em relação elevações no nível de preços gerados pela retomada do crescimento do PIB.

No caso da taxa de juros mexicana, verifica-se uma tendência de queda entre 2000-2015. No ano de 2009, ocorre uma redução de juros frente à crise que se manteve com pequenas reduções até o ano de 2015. Nos anos de 2017 e 2018, a inflação mexicana apresentou aumentos significativos, o que motivou os aumentos da taxa básica de juros do país, conforme pode ser observado no gráfico 10.

No Brasil, as incertezas associadas ao processo eleitoral de 2002 e às expectativas de que o próximo governo poderia comprometer as políticas macroeconômicas vigentes e o pagamento aos credores gerou aumentos significativos na taxa de câmbio e de juros como mostra Werneck (2014). Como consequência, pode-se verificar o nível elevado de risco soberano em 2002, conforme tabela A2 dos apêndices, e o ápice da média de juros anuais de 23,79% a.a. em 2003, conforme o gráfico 10.

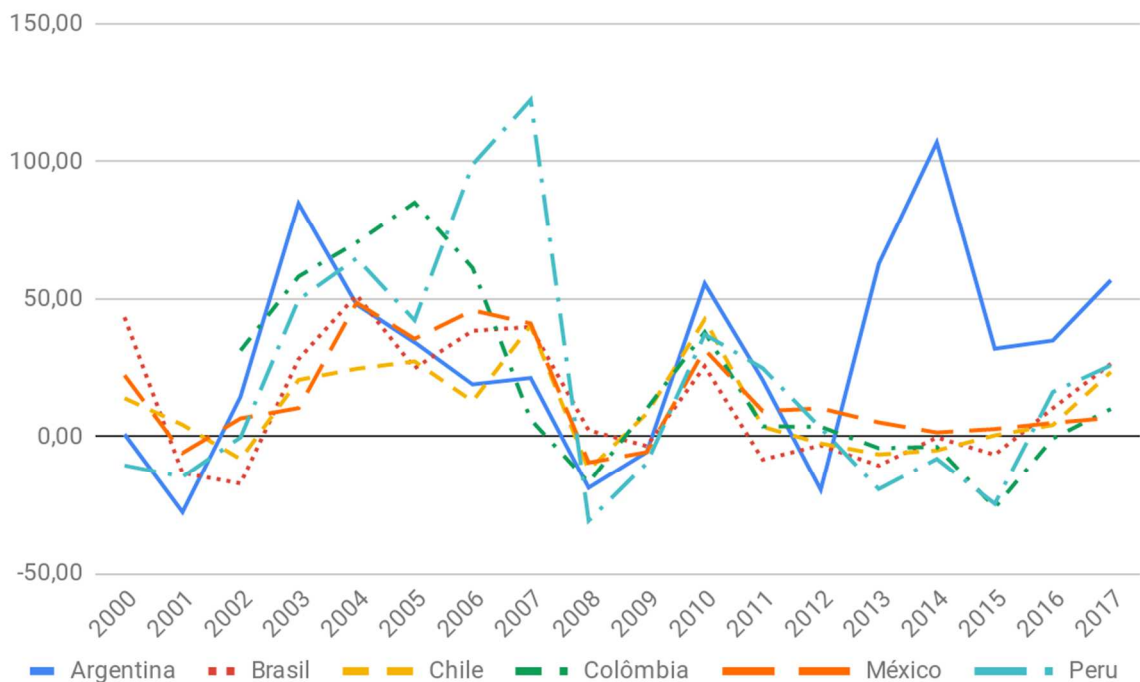
Após 2003, nota-se uma tendência de queda da taxa de juros até 2012, com redução e estabilização da inflação, conforme demonstrado anteriormente no gráfico 4, mesmo que em patamares ainda elevados em comparação aos outros países analisados. As elevações no Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)¹³ em 2014 e 2015 levaram ao aumento da taxa de juros nesse período. Contudo, com a recessão apresentada em 2015 e 2016, a inflação perdeu força, motivando a redução dos juros em 2017.

No que tange a evolução dos mercados acionários dos países, apresentada no gráfico 11, nota-se um comportamento semelhante entre eles. Além disso, verifica-se que os movimentos das variações dos índices acionários seguem uma trajetória semelhante ao observado para o PIB dos países, o que corrobora com Gan; Lee; Yong; Zhang (2006), Hsing; Budden, Phillips (2012) e Brugger; Ortiz (2012) de uma relação, estatisticamente, significativa entre o mercado de ações e o PIB.

Juntamente com a recuperação das economias em 2010, os índices também demonstraram significativa melhora, apresentando crescimento expressivo frente aos valores de 2008 e 2009. No período após 2010 os países apresentam relativa estabilidade no mercado financeiro comparativamente à década de 2000. Com exceção da Argentina, que apresentou altas taxas de crescimento no índice merval de 2013 a 2017. Conforme Dapena (2013), há uma relação positiva entre o índice merval e a inflação. Dessa forma, o aumento observado no período posterior a 2012 no índice argentino pode ser motivado pela busca de proteção contra as altas taxas de inflação registradas no período.

¹³ Índice de referência da meta de inflação brasileira.

Gráfico 11 - Variação do mercado acionário nos países da América Latina no período 2000-2017 (var % a.a.)



Notas: Os índices são: S&P Merval (Argentina), Ibovespa (Brasil), S&P CLX IPSA (Chile), IGBC (Colômbia), S&P/BMV IPC (México) e S&P Lima General (Peru).

Fonte: Investing (2019) e Superintendência Financeira da Colômbia (2019)

Quanto à taxa de câmbio ressalta-se que o período entre o final da década de 90 e início da década de 2000 foram marcadas por crises cambiais, como a do Brasil (1999) e Argentina (2002), que impactaram em desvalorizações do câmbio em diversos países da América do Sul no período 1998-2002 (SANTOS, 2015). O que, ainda segundo o autor, não ocorre na economia Mexicana.

Brasil, Chile e Colômbia, apresentam movimentações semelhantes no que tange a taxa de câmbio. Ambos possuem aumento expressivo até 2003, seguido de uma tendência de valorização da moeda, que com exceção de 2009, segue até 2011 no caso do Brasil e Chile e até 2012 na Colômbia. Esses países apresentaram melhoras significativas nos fluxos de moeda estrangeira via transações correntes e investimentos favorecendo a valorização das moedas locais.

No período posterior a 2013, há uma tendência geral de desvalorização, não só das moedas do Brasil, Chile e Colômbia, como dos demais países da América Latina. Como fator preponderante para isso estão às movimentações da taxa de juros dos estados unidos. Conforme Santos (2015), as informações de que os Estados Unidos passariam a aumentar suas taxas de

juros geraram o aumento dos juros futuros, o que influenciou significativamente o mercado cambial dos países emergentes. Além disso, segundo o autor há uma reversão da tendência de alta dos preços das *commodities*. Essa redução de preços deteriora os termos de troca, reduzindo o fluxo de divisas aos países.

No caso da Argentina, após a eliminação do câmbio fixo em 2002, a taxa de câmbio que era fixada em um peso por dólar até 2001, passa a 3,06 pesos/US\$ em 2002. A moeda do país se manteve estável até 2008, com 3,14 pesos/US\$. Contudo, a partir disso o país registra aumentos consecutivos até o fim do período de análise. Enfatiza-se os aumentos exponenciais que levam ao valor de 16,56 pesos por dólar em 2017. Nesse período o país perpassa um processo inflacionário, o que justifica uma busca dos agentes por moeda estrangeira a fim de manter seu poder de compra, aumentando a demanda por dólares, levando assim a sua valorização.

O Peru é o único país a apresentar moeda mais apreciada em 2017 do que em 2000, em termos da taxa nominal de câmbio. O período favorável nas relações com o exterior, conforme gráficos 7 e 8 corroboram para as valorizações da moeda registrados no período 2003-2012, com exceção apenas de 2009, dado os efeitos da crise mundial. Após 2013, a moeda peruana apresenta tendência desvalorizações semelhante aos demais países da América do Sul.

A taxa de câmbio mexicana apresentou desvalorização constante no período, mais do que duplicando. No ano de 2000 o dólar correspondeu, em média, a 9,56 pesos mexicanos. Dada a trajetória crescente no final do período, em 2017, a taxa de câmbio foi de 18,93 pesos mexicanos/US\$. Conforme pode ser observado nos gráficos 7 e 9 o país não registrou altos saldos em transações correntes, assim como, não obteve destaque em atrair capitais estrangeiros ao longo do período 2000-2017. Dessa forma, com fluxo baixo de entrada de divisas, tanto pela conta corrente, quanto pela balança de capitais, o país vivenciou uma desvalorização da moeda local.

Diante do exposto, pode-se notar que o período de 2000 a 2017 apresentou oscilações expressivas na conjuntura econômica dos países da América Latina. As economias demonstraram comportamentos semelhantes em relação a vulnerabilidades externas, como impactos da crise e taxas de crescimento, em média, mais expressivas no período anterior a crise de 2008. Assim como, também retratam questões internas singulares, como a crise Argentina do início da década de 2000 e a crise brasileira que levou aos decréscimos de 2015 e 2016, por exemplo.

Dessa forma, pôde-se perceber que a conjuntura favorável, com taxas de crescimento expressivas, reduções na dívida pública e melhora nas relações com o exterior vivenciadas no período anterior aos efeitos da crise em 2008-2009, podem ser associados os nível de risco soberano dos países. Visto que, conforme a tabela A2 dos apêndices, os níveis de risco reduziram significativamente nesse período. Nos anos seguintes, a média das taxas de crescimento é menor, o saldo em transações correntes menos favorável e o risco soberano demonstra certa estabilidade quando comparado ao período anterior.

Desse modo, após a análise da conjuntura dos países no período do estudo segue-se para o capítulo de aspectos metodológicos e análise de resultados, no qual expõe-se a metodologia e as variáveis utilizadas e assim como os resultados obtidos na pesquisa.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS E ANÁLISE DE RESULTADOS

Para a avaliação entre as relações do risco soberano e as variáveis macroeconômicas utiliza-se os modelos econométricos de vetores autorregressivos e o teste de causalidade de Granger. Dessa forma, este capítulo demonstra a metodologia da abordagem econométrica no que tange os modelos VAR, suas formas de análise pela função de impulso-resposta e decomposição da variância. Além disso, discorre-se sobre o teste de causalidade de Granger.

Seguidamente são apresentadas as análises das estatísticas descritivas das variáveis e a correlação entre o risco soberano e as demais. Além disso, na seção 4.3 são demonstrados os testes econométricos utilizados para análise das séries de dados e dos modelos realizados. Por fim, são demonstradas as análises dos resultados da causalidade e das funções de impulso resposta e decomposição da variância dos modelos VAR.

4.1 Descrição da metodologia e definição de variáveis

A metodologia empregada perpassa a estimação dos modelos de vetores autorregressivos para a análise de impulso resposta e decomposição da variância, com o objetivo de verificar o impacto do risco soberano nas variáveis macroeconômicas. Além disso, a realização do teste de causalidade de Granger, para análise da existência de causalidade entre as variáveis selecionadas.

Antes da estimação dos parâmetros dos modelos é necessário verificar se as séries são estacionárias, ou seja, se satisfazem os seguintes requisitos: média independente do tempo; variância finita, constante e independente em relação ao tempo; e covariância entre as observações da série seja função apenas da distância temporal entre as observações, não do momento que estão ocorrendo (GREENE, 2003). Para a identificação da estacionariedade utiliza-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado.

O teste de Dickey-Fuller Aumentado consiste na estimação das regressões (1) (2) e (3) por mínimos quadrados ordinários para análise do parâmetro γ . Para isto, realiza-se um teste de hipótese a fim de verificar se $\gamma = 0$. Nos casos em que γ for considerada igual a zero o processo estocástico possui raiz unitária e, portanto, não é estacionário (ENDERS, 2011)¹⁴.

¹⁴ Em um processo $y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ subtraindo y_{t-1} de cada lado da equação, tem-se o equivalente a $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ em que $\gamma = (\alpha_1 - 1)$, por isso testar a raiz unitária de $\alpha_1 = 1$ é o mesmo que testar se $\gamma = 0$. Para mais informações, ver (ENDERS, 2011).

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

A diferença entre as regressões se dá pela presença da constante nas equações (2) e (3) e pela tendência na regressão (3). Para verificação da estacionariedade é analisado a presença de raiz unitária para as três opções. Além disso, a quantidade de defasagens utilizadas no teste é definida com base no critério de Schwarz.

No que tange o modelo de vetores autorregressivos, ressalta-se que as análises econômicas geralmente contêm duas ou mais variáveis, o que faz necessário o emprego de modelos para análise multivariada. O VAR consegue suprir essa necessidade, possibilitando a estimação dos parâmetros para realização destas análises (BUENO, 2011). O VAR foi criado por Sims (1980) e consiste em um modelo o qual uma variável atual é explicada por defasagens da própria variável e de outras variáveis defasadas e contemporâneas (ENDERS, 2011), conforme demonstrado nas equações (4) e (5).

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon y_t \quad (4)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon z_t \quad (5)$$

Nota-se no sistema das equações que a variável y_t depende da variável z_t e das variáveis y_t e z_t defasadas (y_{t-1} e z_{t-1}), assim como, z_t também depende de y_t e das defasagens de y_t e z_t . Além disso, destaca-se que y_t e z_t são estacionárias e que εy_t e εz_t são ruído-brancos com desvio padrão de σ_y e σ_z respectivamente e não correlacionados conforme (ENDERS, 2011), O modelo representado consiste em um VAR bivariado de primeira ordem.¹⁵

Contudo, conforme Bueno (2011), a estimação da especificação demonstrada pelas equações 1 e 2 não é possível, devido à correlação entre as variáveis contemporâneas y_t e z_t e os resíduos εy_t e εz_t respectivamente, já que as variáveis dependem contemporaneamente uma da outra. O VAR surge para possibilitar essa estimação, com a finalidade de “[...] encontrar a

¹⁵A ordem do VAR é definida pela maior defasagem do modelo, como a variável explicativa com maior defasagem é de um período anterior ($t-1$), o modelo demonstrado é um VAR de primeira ordem ou de ordem 1 (ENDERS, 2015, p.285).

trajetória da variável de interesse ante um choque nesses erros, ou seja, um choque estrutural.” (BUENO, 2011, p.196)

Dessa forma, de acordo com Enders (2015), é possível transformar a especificação das equações (4) e (5) na seguinte forma matricial a qual é mais utilizável,

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$\text{ou} \quad Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que,

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}$$

$$x_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

O que com a utilização de B^{-1} (matriz inversa de B), pode-se chegar à seguinte expressão.

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (8)$$

Onde $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$. Assim, pode-se reescrever a equação (4) na seguinte forma:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (9)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (10)$$

Pode-se demonstrar a expansão do VAR(1) representado pela equação (8) para um VAR de ordem p, da seguinte forma:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (11)$$

Em que: x_t é um vetor ($n \times 1$) contendo cada uma das n variáveis, sendo que no VAR incluídas no VAR, sendo que na estimação desse modelo todas as variáveis são consideradas endógenas; A_0 é um vetor ($n \times 1$) de termos de intercepto; A_i são as matrizes ($n \times n$) de coeficientes; e_t é um vetor ($n \times 1$) correspondente aos termos de erro ruído brancos, portanto possui média igual a zero, variância constante e ausência de autocorrelação ao longo do tempo.

Dessa forma, pode-se descrever a equação que representa o objetivo deste estudo como:

$$VM_t = VM_{t-1} + \dots + VM_{t-p} + RS_{t-1} + \dots + RS_{t-p} + TD_t + e_t \quad (12)$$

Em que VM corresponde à respectiva variável macroeconômica analisada no modelo, RS é o indicador de risco soberano utilizado e TD refere-se a termos deterministas, como tendência, constante e *dummies*, se necessário. O número de defasagens (p) dependerá da relação entre as variáveis em cada modelo.

Para a determinação da defasagem ótima, deve-se selecionar tantos períodos quanto necessários para que os resíduos sejam ruídos brancos para todas as variáveis endógenas. Os critérios de informação Akaike (AIC), Bayesiano ou Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ) em suas versões multivariadas podem ser utilizados, assim como, o indicador de razão de verossimilhança (LR). Nesse caso, são realizadas várias estimações com quantidades de defasagens diferentes e a seleção da mais apropriada é feita com base na que apresentou menores valores para os critérios de informações (BUENO, 2011). Contudo, conforme o autor, deve-se analisar também se o modelo é estável e se os resíduos gerados são livres de autocorrelação, heterocedasticidade e apresentam distribuição normal, necessitando assim de bom senso e parcimônia do pesquisador para definição dos parâmetros utilizados.

Diante disso, a análise dos resíduos baseia-se nos seguintes testes: testes de Lutkepohl, Doornik-Hansen e Urzua, para a análise da normalidade; LM para verificar a existência de autocorrelação; teste de White para heterocedasticidade. No que tange a estabilidade do modelo, a mesma é feita pela análise da matriz A_1 , disposta na equação (8). Se as raízes inversas do polinômio característico estiverem dentro do círculo unitário, pode-se considerar o modelo estável.¹⁶

Adicionalmente, o teste de Granger (1969) permite verificar a relação de causalidade entre as variáveis utilizadas baseado inteiramente na previsibilidade. Segundo o autor, se uma série y contém, em tempos passados, alguma informação que contribui para a predição de uma série x, e se esta informação não está contida em nenhuma outra série do universo utilizado (incluindo x e y), então pode-se constatar que y causa x. No entanto, quando $f(x_t|x_{t-1},y_{t-1})$ e $f(x_t|x_{t-1})$ são iguais, significa que os valores de y_{t-1} não adicionam nenhuma informação na explicação de x_t , além da capacidade explicativa de y_{t-1} , logo, não há causalidade (GREENE,

¹⁶Trata-se das raízes inversas do polinômio $\text{Det}(I - A_1z - \dots - A_pz^p)$.

2003). Quanto à representação, conforme Gujarati (2011), pode-se descrever as equações do teste de causalidade de Granger como segue:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Z_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (13)$$

$$Z_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Z_{t-j} + u_{2t} \quad (14)$$

Por se tratar de causalidade entre duas variáveis, essa representação trata-se do teste para causalidade bilateral. Dessa forma, o teste consiste na estimação das regressões com e sem a presença da segunda variável e verificar se a soma dos quadrados dos resíduos é menor no caso bivariado. E, além disso, analisar via teste f se a diferença entre os valores dos resíduos das estimações é diferente de zero.

Para análise dos impactos de choques entre as variáveis utiliza-se a função de resposta ao impulso, que demonstra como uma variável do modelo reage quando é atribuído um choque, por exemplo, de um desvio padrão, em outra variável relacionada. Dessa forma, pode ser analisada a amplitude da resposta ao choque, e o tempo necessário para que os efeitos do choque se dissipem e a série volte a sua trajetória original (BUENO, 2011). A dinâmica dessa análise é que, dada a estabilidade do modelo, um VAR(p) pode ser descrito como vetor de médias móveis infinito VMA(∞), que pode ser demonstrado sinteticamente da seguinte forma.¹⁷

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Em que os valores de ϕ são multiplicadores que podem ser usados para demonstrar efeitos de choques nas variáveis endógenas. Nota-se, por exemplo, que ϕ_{12} corresponde ao impacto instantâneo de um choque de ε_{zt} em y_t . Quando esses impactos são demonstrados em forma gráfica demonstram a função de resposta ao impulso (ENDERS, 2011; BUENO, 2011).

Outra forma de análise de resultados dos modelos VAR é possível pela decomposição da variância, que consiste em verificar o percentual que cada variável contribui para a variância do erro de previsão (BUENO, 2011).

¹⁷ Para análise detalhada da transformação do VAR(p) em VMA(∞), ver Bueno (2011, p.215-218), Enders (2015, p.294-299) e Hamilton (1994, p.318-323).

A demonstração da decomposição da variância em um modelo bivariado pode ser feita da seguinte forma:

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\phi_{0,11}^2 + \phi_{1,11}^2 + \dots + \phi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\phi_{0,11}^2 + \phi_{1,11}^2 + \dots + \phi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (16)$$

Em que h é o número de períodos, σ^2 é a variância e ϕ são os mesmos coeficientes apresentados na equação (15) provenientes da transformação do VAR em VMA(∞). Assim, a parte associada a σ_y^2 corresponde ao percentual da variância correspondente a y da equação, enquanto a parte relacionada a σ_z^2 corresponde o percentual da variância relativo a z ¹⁸.

No que tange às variáveis utilizadas, são séries temporais trimestrais de variáveis macroeconômicas dos seis países analisados, com os valores disponíveis para o período entre 2000 e 2017, ou seja:

a) Produto Interno Bruto (PIB), que corresponde a tudo que é produzido internamente no país. A variável foi utilizada em moeda local de cada país e a preços constantes para eliminar o efeito inflacionário;

b) Saldo em investimento estrangeiro em portfólio (SIP), saldo de investimentos advindos do exterior aplicado no mercado financeiro, em milhões de dólares;

c) Dívida pública (DIV), total de dívida tanto interna quanto externa, que governo possui com seus credores. A variável foi utilizada em percentuais do PIB;

d) Saldo em Conta Corrente (SCC), que consiste no resultado do saldo em transações correntes do país, em milhões de dólares.

Quanto à variável utilizada para o risco, com base nas bibliografias verificadas, optou-se pelo (EMBI), devido ao seu amplo uso como variável de risco, além de estudos como Canuto e Santos (2003), que demonstra a relação entre essa variável e classificação do risco soberano feito pelas agências de *ratings*.

As variáveis, PIB, SCC e SIP dos países, foram coletadas no banco de dados da Cepal e o EMBI+ foi extraído da Bloomberg. Em relação às informações da dívida dos países, os dados para o Brasil, Chile, Colômbia e Peru, foram obtidas no *site* do Banco Central de cada respectivo país, enquanto os dados da Argentina e México foram obtidos no *site* do Ministério da Fazenda de cada um deles.

¹⁸ Para informações mais detalhadas sobre a decomposição da variância, ver Bueno (2011, p.219-223) e Enders (2015, p.301-303).

As variáveis EMBI, Dívida pública e PIB foram definidas em logaritmo natural, conforme Lopes (2012), isso torna as séries mais homogêneas em variância. As variáveis de saldo em conta corrente e saldo de investimentos em carteira não permitem essa transformação devido à presença de valores negativos. Quanto à sazonalidade, foram realizados testes F e Kruskal-Wallis para a identificação do caráter sazonal da série. Sendo que, as que apresentaram essa característica foram dessazonalizadas pelo método X-13-ARIMA-SEATS. Dessa forma, passa-se à análise das estatísticas descritiva das séries utilizadas.

4.2 Análise das estatísticas descritivas

Nesta seção aborda-se as estatísticas descritivas das variáveis, com relação a medidas de tendência central, como média e mediana, e de dispersão, como valores máximos, mínimos e desvio padrão. A base de dados é formada por 30 variáveis, sendo cinco de cada país, para os seis países analisados, no período de 2000 a 2017. Utilizou-se as siglas AR, BR, CL, CO, MX e PE, para Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru, respectivamente, a fim de identificar as variáveis associadas a cada país.

As séries são trimestrais, dessa forma, tem-se um total de 72 de observações por série, contudo, as variáveis de dívida e PIB da Argentina possuem 56 observações, correspondendo assim ao período de 2004 a 2017. Além disso, os dados de dívida pública do Chile e México, também não foram localizados para todo o período do estudo, sendo de 2002 a 2017 no caso chileno e do quarto trimestre de 2005 ao final de 2017 para o México. Assim, utilizou-se de um total de 2097 observações.

Nas variáveis PIB e dívida pública a comparação dos valores entre os países não é direta, pois as informações de PIB são disponibilizadas na moeda corrente local de cada país, além da existência de diferenças na metodologia de cálculo para divulgação do PIB trimestral. Isto, pois os valores de PIB da Argentina e México são divulgados de forma acumulada, retratando no PIB trimestral valores próximos do anual, o que, além das diferenças na variável PIB, também altera a variável dívida, quando considerado a relação dívida/PIB. Diante disso, pode-se notar na tabela 1 que os valores para o PIB Mexicano e Argentino se apresentam bem superiores os demais.

Tabela 1- Estatísticas descritivas do produto interno bruto dos países analisados

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Des. Padrão	Assim.	Curtose	Obs
PIB_AR	651971,30	672717,90	791236,00	460369,40	83575,19	-0,55	2,53	56
PIB_BR	257265,30	261758,30	314900,30	187799,50	40124,55	-0,22	1,56	72
PIB_CL	28524,70	28145,55	39176,80	18982,20	5882,00	-0,01	1,73	72
PIB_CO	102612,10	100996,00	138972,00	70997,00	22583,44	0,12	1,66	72
PIB_MX	15029467,00	14892866,00	18754521,00	12415542,00	1714603,00	0,37	2,06	72
PIB_PE	89148,69	88355,08	134873,20	51760,37	25325,29	0,16	1,65	72

Fonte: Elaboração própria.

Em relação ao estoque de dívida pública/PIB trimestral, conforme tabela 2, nota-se os valores reduzidos da dívida pública da Argentina e México, devido à forma de divulgação do PIB trimestral desses países. Quanto aos demais, ressalta-se os baixos níveis de dívida/PIB do governo chileno com média de 44,51%/PIB. Em contraponto, destaca-se o nível elevado da dívida brasileira, que possui a maior média 255,13%/PIB, maior valor de máximo, de 322,74 %/PIB e o maior valor mínimo, com 216,17%/PIB. Além disso, observa-se que o valor mínimo da dívida brasileira é superior ao valor máximo dos demais países da pesquisa.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas da variável dívida pública dos países analisados

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Des. Padrão	Assim.	Curtose	Obs
DIV_AR	47,84	41,45	119,15	30,33	21,73	2,22	7,03	56
DIV_BR	255,13	248,19	322,74	216,17	26,34	0,93	3,07	72
DIV_CL	44,51	44,84	94,47	13,03	21,64	0,49	2,51	64
DIV_CO	142,83	139,58	172,40	99,04	16,41	-0,06	2,38	72
DIV_MX	27,36	27,21	35,64	18,77	5,46	-0,19	1,86	49
DIV_PE	123,58	102,22	200,58	70,58	45,73	0,50	1,61	72

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis do EMBI, saldo em conta corrente e saldo em investimentos em portfólios, permitem uma melhor comparação entre os países na análise das estatísticas descritivas, pois estão na mesma unidade, sendo milhões de dólares no caso do SCC e SIP, e em pontos base no EMBI.

As estatísticas descritivas do EMBI, apresentadas na tabela 3, demonstram diferença expressiva dessa variável nos países da América Latina. A Argentina destaca-se pelos altos níveis de risco soberano, com média de 1661,04 pontos. Além disso, o país apresenta o maior valor máximo, com 6631,48 pontos, a maior volatilidade, com desvio padrão de 1933,70, e o maior valor mínimo, com 210,05 pontos.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas da variável de risco soberano dos países analisados

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Des. Padrão	Assim.	Curtose	Obs
EMBI_AR	1661,04	731,85	6631,48	210,05	1933,70	1,48	3,50	72
EMBI_BR	433,42	279,99	1892,35	149,86	344,91	2,21	8,57	72
EMBI_CL	149,07	147,74	357,28	56,65	56,68	1,08	5,43	72
EMBI_CO	320,76	228,27	869,99	116,60	192,25	1,11	3,16	72
EMBI_MX	210,84	184,51	413,48	84,32	85,66	1,03	2,99	72
EMBI_PE	280,46	190,01	780,69	110,57	179,08	1,31	3,51	72

Fonte: Elaboração própria.

Nas demais economias os níveis de risco soberano apresentam-se bem abaixo dos verificados na Argentina. Destaca-se o risco soberano chileno, com valor máximo de 357,28 pontos, mínimo de 56,65 pontos, média de 149,07 pontos e desvio padrão de 56,68, sendo assim o país com o menor nível e menor volatilidade do risco soberano dentre os países analisados.

Em relação ao saldo em conta corrente, disposto na tabela 4, pode-se notar a predominância dos déficits externos para todos os países. Mesmo com o “boom” das commodities vivenciado na década de 2000, que contribuiu de maneira significativa para a balança comercial dos países da América Latina, nenhum dos países analisados apresentou médias positivas no saldo em conta corrente quando considerado todo o período de 2000 a 2017.

O Brasil apresentou o maior déficit e o maior superávit em conta corrente, com valores de -30.140,20 e 7.501,70 milhões de dólares, respectivamente. Em consonância, o país apresentou também a maior volatilidade, com desvio padrão de 9.521,32, mais de três vezes maior do que a Argentina, a segunda mais volátil.

Tabela 4 - Estatísticas descritivas da variável de saldo em conta corrente dos países analisados

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Des. Padrão	Assim.	Curtose	Obs
SCC_AR	-800,69	164,90	4297,80	-9270,40	2940,23	-0,84	3,16	72
SCC_BR	-7799,89	-5544,55	7501,70	-30140,20	9521,32	-0,48	2,13	72
SCC_CL	-380,17	-200,60	3256,30	-5054,90	1610,62	-0,48	3,57	72
SCC_CO	-1784,75	-1411,95	363,70	-6452,30	1589,93	-0,73	2,79	72
SCC_MX	-3784,53	-3506,35	583,60	-10376,90	2681,30	-0,49	2,37	72
SCC_PE	-723,63	-442,05	1347,00	-3114,20	1016,83	-0,61	2,83	72

Fonte: Elaboração própria.

Quanto ao saldo em investimentos em carteira os países analisados demonstraram-se, predominantemente recebedores de investimentos, somente a economia chilena apresenta média de investimentos negativos no período. Destacam-se Brasil e México, as duas maiores economias da América Latina, que são os países que mais atraíram investimento externo em

carteira no período 2000-2017, com médias de 4.210,00 e 3.918,37 milhões de dólares por trimestre.

Tabela 5 - Estatísticas descritivas da variável de saldo em investimentos em portfólio dos países analisados

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Des. Padrão	Assim.	Curtose	Obs
SIP_AR	602,10	104,70	14042,90	-4389,70	3631,85	1,82	6,66	72
SIP_BR	4210,26	2465,65	28730,50	-15953,50	8288,88	0,61	3,30	72
SIP_CL	-700,47	-767,15	7173,10	-5640,20	2495,05	0,49	4,27	72
SIP_CO	609,44	307,70	5160,50	-2167,70	1433,39	0,79	3,97	72
SIP_MX	3918,37	3039,60	22152,70	-19208,60	8190,12	0,08	2,90	72
SIP_PE	262,94	44,05	3657,90	-1457,90	995,82	1,07	4,38	72

Fonte: Elaboração própria.

No que tange a análise de correlação foram analisadas as relações entre o risco soberano e as demais variáveis de cada país.¹⁹ A tabela 6 demonstra os valores das correlações entre as mesmas. Pode-se notar que variáveis com relações fortes diretas e inversas.

Tabela 6 - Correlação entre as variáveis macroeconômicas selecionadas e o risco soberano dos países da América Latina.

País	Risco soberano	SCC	SIP	PIB	DIV
Argentina	EMBI	0,4206	-0,3893	-0,5943	0,8240
Brasil	EMBI	0,3758	-0,3992	-0,6845	0,3846
Chile	EMBI	-0,3444	0,1462	0,0851	0,1355
Colômbia	EMBI	0,6097	-0,2536	-0,7137	0,0177
México	EMBI	-0,1207	-0,1700	-0,4353	0,3738
Peru	EMBI	0,2233	-0,1686	-0,6811	0,7703

Fonte: Elaboração própria.

A análise da correlação demonstra alguns aspectos relevantes. Conforme exposto, no que tange aos determinantes do risco soberano, sobre a relação entre a dívida pública e o nível de risco, nota-se correlação positiva entre as variáveis para todos os países analisados. A intensidade dessa relação é bastante heterogênea. Enquanto Argentina e Peru apresentam correlação mais forte, ou seja, mais próximos de um, com valores de 0,8240 e 0,7703,

¹⁹ Conforme Gujarati e Porter (2011, p.43) o coeficiente de correlação demonstra o grau de associação linear entre as variáveis, sendo que, se o coeficiente for 1 ou -1, trata-se de uma correlação perfeita.

respectivamente, países como o Chile e Colômbia apresentam correlação mais fraca (mais próxima de zero), com coeficientes de 0,1355 e 0,0177.

Quanto à relação entre risco soberano e o PIB, nota-se que, com exceção do Chile, os coeficientes de correlação demonstraram uma relação inversa entre essas variáveis. Destacam-se a Colômbia, o Brasil e o Peru, que apresentaram as relações mais expressivas, com valores de $-0,7137$, $-0,6845$ e $-0,6811$, respectivamente. Conforme disposto no capítulo 1, o crescimento econômico possui uma ligação intrínseca com o risco soberano, pois pode impactar a capacidade de pagamento do soberano (MOODY'S, 2018). Logo, pode-se dizer que uma relação inversa entre o PIB e o risco soberano está de acordo com o esperado.

Nos investimentos em portfólio (SIP), também com a exceção do Chile, o coeficiente de correlação apresentou valores negativos, embora mais fracos do que os obtidos para o PIB. Brasil e Argentina apresentam as correlações mais significativas, com coeficientes de $-0,3992$ e $-0,3893$, que mesmo sendo os mais expressivos, são considerados indicadores fracos de correlação. A relação inversa entre o risco soberano e os investimentos em portfólio, sugere um possível comportamento de aversão ao risco pelos investidores, relação que corrobora com Ahmed e Zlate (2013), como uma variável estatisticamente impactante aos fluxos de capitais.

Quanto ao déficit externo, medido pelo saldo em transações correntes, verifica-se que não há unanimidade na relação entre o risco soberano e essa variável. Moody's (2018) define a variável de transações correntes como impactante positivamente para a redução do risco tratando-se de uma relação inversa entre as variáveis, como ocorre com México e Chile. Entretanto, Argentina, Brasil, Colômbia e Peru apresentaram relações diretas entre o valor do EMBI e o saldo em conta corrente.

Ressalta-se que, conforme Gujarati e Porter (2011), a análise de correlação não indica relação de determinação entre as variáveis, pois não há distinção entre dependentes e explicativas. Contudo, trata-se de um indicador válido para demonstrar indícios das relações lineares existentes entre as mesmas.

4.3 Apresentação dos testes econométricos

Nesta seção são apresentados os testes estatísticos usados para o desenvolvimento do estudo. Sendo assim, perpassa-se a análise da sazonalidade nas séries, a fim de identificar se nas séries utilizadas existem componentes sazonais, e que diante disso, devem ser tratados, para que não causem vieses aos resultados dos modelos. Além disso, apresenta-se as análises para a definição das defasagens dos modelos, assim como, os testes de pós-estimação para verificação

dos resíduos quanto à existência de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade nos mesmos.

Diante disso, no que tange a sazonalidade, os resultados de teste F e Kruskal-Wallis para existência de sazonalidade estão dispostos na tabela A3 dos apêndices. Pode-se observar um padrão nas existências de sazonalidade nas variáveis, pois quando dessa característica para uma variável macroeconômica, a mesma se repetiu para todos os países analisados. Dessa forma, a variável PIB para os seis países apresentara sazonalidade, sendo que no caso da Colômbia, o PIB disponibilizado no banco de dados da CEPAL com as informações de 2000 a 2017 já estão dessazonalizados, o que justifica a ausência de sazonalidade apresentada nos resultados dos testes.

De maneira semelhante à variável de dívida pública também apresentou sazonalidade em todos os países, pois como se trata da dívida em percentuais do PIB, a variável incorpora essa característica advinda da variável do produto. Da mesma forma, pelo PIB da Colômbia ser disponibilizado já dessazonalizado a relação dívida/PIB desse país também não revelou sazonalidade.

O saldo em transações correntes também apresentou características sazonais em todos os países, possivelmente ligadas a características provenientes das exportações como períodos de safras de grãos, por exemplo, que geram efeitos sazonais em transações correntes. Por outro lado, os valores de investimentos em portfólio e do risco soberano, medido pelo EMBI, não apresentaram características sazonais, dessa forma, não necessitaram de tratamentos para tal finalidade.

No que se refere à estacionariedade das variáveis, a tabela 7 demonstra os resultados obtidos para o teste ADF. Como pode-se observar, as variáveis de dívida pública, PIB, risco soberano e saldo em conta corrente não apresentaram estacionariedade quando consideradas em nível. Sendo assim necessário considerar a variável em sua primeira diferença.

Quando consideradas em primeira diferença todas as séries de dívida pública, PIB, risco soberano e saldo em conta corrente tornam-se estacionárias. A variável de PIB colombiano não revelou estacionariedade pelo teste ADF em primeira diferença e sem constante com um valor p de 0,168, diante disso foi realizado teste de Phillips-Perron para verificação da mesma, sendo que nesse a variável foi considerada estacionária em nível de 1%.

No que se refere aos investimentos em carteira, conforme se nota na tabela 8, os valores do teste ADF para Argentina, Brasil, Chile e Peru demonstram estacionariedade em nível. Enquanto as séries correspondentes aos países Colômbia e México só foram consideradas

estacionárias quando tomada a primeira diferença, pois somente o teste com constante e tendência foi significativo sem diferenciar as séries.

Tabela 7 - Estatística do teste de Dickey-Fuller aumentado para estacionariedade das variáveis utilizadas

	Em nível			Em primeira diferença		
	sem constante	com constante	com constante e tendência	sem constante	com constante	com constante e tendência
l_pib_ar	2,4809	-2,5528	-2,0255	-6,0901***	-6,71537***	-7,1637***
l_pib_br	2,2432	-1,6241	-0,4751	-4,6811***	-5,32547***	-5,5987***
l_PIB_CL	3,9504	-1,5479	-1,3685	-3,3596***	-5,45727***	-5,64988***
l_PIB_CO	9,3176	-0,5047	-1,2471	-1,3251***	-8,61948***	-8,59598***
l_PIB_MX	3,4703	0,3711	-2,7766	-6,3927***	-7,26023***	-7,27443***
l_PIB_PE	5,1906	-1,1208	-0,9848	-3,8289***	-6,89615***	-6,83081***
l_EMBI_AR	-0,3402	-1,5077	-2,2380	-7,2445***	-7,19505***	-7,20388***
l_EMBI_BR	-0,7859	-1,4723	-1,6552	-6,5892***	-6,58227***	-6,55164***
l_EMBI_CL	-0,5154	-2,7560*	-2,8494	-6,3307***	-6,29417***	-6,25359***
l_EMBI_CO	-0,7582	-1,6106	-2,1122	-7,4055***	-7,42159***	-7,40272***
l_EMBI_MX	-0,6390	-2,8662**	-2,7717	-7,1314***	-7,10788***	-7,11931***
l_EMBI_PE	-0,9587	-1,9573	-2,7760	-7,0299***	-7,06132***	-7,00985***
l_DIV_AR	-1,7882*	-3,3167**	-1,5718	-6,2687***	-6,42986***	-7,59228***
l_DIV_BR	1,4828	-0,0933	-0,1421	-6,8503***	-6,94055***	-7,04706***
l_DIV_CL	0,3477	-0,5379	-1,5739	-4,1028***	-4,09722***	-4,8622***
l_DIV_CO	1,6967	-2,8487*	-2,6359	-7,9156***	-8,06016***	-8,01597***
l_DIV_MX	2,3552	-1,1228	-2,5191	-5,0064***	-5,49755***	-5,51649***
l_DIV_PE	-1,9549**	-1,4288	0,8112	-3,4778***	-5,99848***	-6,27838***
SCC_AR	0,3628	0,1663	-2,4853	-11,0452***	-11,0573***	-11,6146***
SCC_BR	-0,9737	-1,7945	-2,0777	-4,9860***	-4,94563***	-4,90787***
SCC_CL	-2,1919**	-2,2834	-2,4772	-7,9500***	-7,8915***	-7,83028***
SCC_CO	-0,4806	-1,8319	-2,7034	-10,9887***	-10,9601***	-10,9526***
SCC_MX	-0,9042	-1,8766	-2,5448	-13,7125***	-13,6126***	-13,534***
SCC_PE	-1,6170*	-2,1456	-2,9755	-9,6209***	-9,55214***	-9,48297***
SIP_AR	-2,6913***	-2,7660*	4,0028**	-9,1453***	-9,16038***	-9,18946***
SIP_BR	-3,9749***	-4,5167***	-4,4964***	-12,3015***	-12,2141	-12,1453***
SIP_CL	-6,2419***	-6,5614***	-6,5746***	-6,2419***	-6,5614***	-6,5746***
SIP_CO	-1,3495	-1,6533	-8,0035***	-9,3961***	-9,32319***	-9,27661***
SIP_MX	-1,3858	-1,8273	-8,4869***	-10,6956***	-10,6136***	-10,5735***
SIP_PE	-6,8955***	-7,2678***	-7,2974***	-8,8727***	-8,8043***	-8,7530***

Nota: * estatisticamente significativa a 10%; ** estatisticamente significativa a 10%; *** estatisticamente significativa a 1%; **** considerada estacionária pelo teste de Phillips-Perron.

Fonte: Resultados obtidos nos softwares EViews e Gretl.

Seguidamente passa-se para os testes para a definição do número de defasagens dos modelos VAR utilizados. A tabela 8 demonstra os números de defasagens para os modelos da pesquisa. São analisados os critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC) e Hannan-Quinn (HQC), assim como, a significância medida pela significância estatística da razão da verossimilhança (LR).

Tabela 8 - Número de defasagens para os modelos VAR entre o risco soberano e a dívida pública

Modelo	LR	AIC	BIC	HQC
DIV_AR	1	1	1	1
DIV_BR	1	1	1	1
DIV_CL	5	5	1	1
DIV_CO	4	4	1	1
DIV_MX	3	5	2	2
DIV_PE	7	7	1	1
PIB_AR	6	6	1	2
PIB_BR	5	1	1	1
PIB_CL	5	5	1	1
PIB_CO	7	1	1	1
PIB_MX	1	2	1	1
PIB_PE	4	1	1	1
SCC_AR	1	1	1	1
SCC_BR	2	3	1	2
SCC_CL	1	2	1	1
SCC_CO	1	1	1	1
SCC_MX	1	1	1	1
SCC_PE	3	3	1	1
SIP_AR	6	1	1	1
SIP_BR	2	2	1	2
SIP_CL	3	3	1	1
SIP_CO	2	3	1	2
SIP_MX	3	3	1	3
SIP_PE	1	1	1	1

Fonte: Resultados obtidos nos softwares EViews e Gretl.

Dessa forma, com base nas possíveis defasagens, demonstradas na tabela 8, apontadas por esses critérios, os modelos VAR foram escolhidos de acordo com a defasagem que apresentou melhores resultados para a estabilidade do modelo e na análise dos diagnósticos dos resíduos gerados para autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos.

No que tange a verificação da estabilidade dos modelos, conforme pode-se observar na tabela A4 dos apêndices, as raízes inversas do polinômio característico apresentaram-se no intervalo menor que 1 e maior que -1, portanto, dentro do círculo unitário. Dessa forma, todos os modelos elaborados são considerados estáveis. Em se tratando da análise da autocorrelação nos resíduos, os resultados da estatística LM dos modelos estimados estão dispostos na tabela

9. A hipótese nula do teste é de ausência de autocorrelação, sendo que considerando um nível de significância de 5%, os resultados da estatística LM que possuem valor p inferiores a 0,05 rejeitam a hipótese de ausência de autocorrelação. É possível verificar que há dois modelos (PIB_AR, SCC_CL) que rejeitaram a hipótese nula a 5% sendo que, somente PIB_AR rejeitou a 1%.

Tabela 9 - Resultados do teste LM para a identificação de autocorrelação nos resíduos

Defas	1		2		3		4		5	
	LM	Valor p	LM	Valor p	LM	Valor p	LM	Valor p	LM	Valor p
DIV_AR	2,9724	0,5625	2,4595	0,6519	2,5084	0,6431	1,3299	0,8563	1,3195	0,8581
DIV_BR	5,5635	0,2342	5,9994	0,1992	4,8553	0,3025	1,2135	0,8759	5,0070	0,2866
DIV_CL	2,3889	0,6646	6,5986	0,1587	7,6395	0,1057	0,9770	0,9133	1,6796	0,7944
DIV_CO	5,2683	0,2609	5,8213	0,2129	8,5842	0,0724	6,2130	0,1838	2,3088	0,6792
DIV_MX	4,6818	0,3215	5,8838	0,2080	4,9410	0,2934	4,2117	0,3781	2,4587	0,6520
DIV_PE	0,7172	0,9492	3,1264	0,5369	2,9382	0,5682	1,4400	0,8372	3,4166	0,4907
PIB_AR	2,2836	0,6838	14,8108	0,0051	1,6965	0,7914	1,6846	0,7935	2,8523	0,5828
PIB_BR	3,4845	0,4802	2,0160	0,7328	7,0278	0,1344	2,5665	0,6328	1,1544	0,8856
PIB_CL	1,3169	0,8585	3,9123	0,4180	11,3795	0,0226	0,7891	0,9399	5,0395	0,2833
PIB_CO	2,6658	0,6152	4,8659	0,3013	6,1417	0,1888	2,7981	0,5922	3,2481	0,5172
PIB_MX	4,8309	0,3051	3,0159	0,5552	2,9856	0,5602	3,0723	0,5458	6,0181	0,1978
PIB_PE	3,4531	0,4850	7,0033	0,1357	1,7846	0,7753	4,8064	0,3077	5,8581	0,2100
SCC_AR	1,3409	0,8544	1,2052	0,8772	1,5246	0,8223	6,0582	0,1948	1,0704	0,8989
SCC_BR	5,3912	0,2495	4,3049	0,3663	1,8048	0,7716	5,0223	0,2850	0,8809	0,9273
SCC_CL	5,4189	0,2470	1,0997	0,8943	9,9654	0,0410	6,7388	0,1503	4,7626	0,3125
SCC_CO	2,6594	0,6163	3,2390	0,5187	2,3094	0,6791	2,7271	0,6045	2,3575	0,6703
SCC_MX	5,8804	0,2083	7,3459	0,1187	3,6894	0,4497	3,0689	0,5464	8,9191	0,0632
SCC_PE	1,1679	0,8833	2,5706	0,6320	2,5074	0,6433	2,5115	0,6426	0,4553	0,9777
SIP_AR	4,2222	0,3768	0,8375	0,9334	4,9175	0,2959	2,4135	0,6602	3,9625	0,4111
SIP_BR	2,6966	0,6098	3,1565	0,5320	1,4872	0,8289	4,8480	0,3033	4,1459	0,3866
SIP_CL	4,4876	0,3440	0,8326	0,9340	0,8596	0,9303	3,6420	0,4566	2,1337	0,7112
SIP_CO	1,5467	0,8183	1,1499	0,8863	1,4663	0,8326	1,0827	0,8970	3,2300	0,5201
SIP_MX	0,4418	0,9789	3,4492	0,4856	8,4487	0,0765	3,3651	0,4987	5,1498	0,2723
SIP_PE	3,8681	0,4241	4,5436	0,3374	5,8744	0,2087	4,3660	0,3587	0,8612	0,9301

Fonte: Resultados obtidos no software EViews.

Na análise da presença de homocedasticidade²⁰ nos resíduos o teste de White possui como hipótese nula a ausência de heterocedasticidade. Assim, conforme tabela 10, considerando um nível de significância de 5% os modelos de análise das variáveis DIV_AR, SCC_PE e SIP_AR, não apresentaram resíduos com variância constante ao longo do tempo.

²⁰ Variância constante ao longo do tempo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Tabela 10 - Resultados dos testes de White para identificação de heterocedasticidade dos resíduos

Modelo	Chi-sq	Prob
DIV_AR	42,73199	0,0000
DIV_BR	19,71151	0,0727
DIV_CL	61,49483	0,4223
DIV_CO	58,11744	0,2297
DIV_MX	74,87995	0,1453
DIV_PE	104,2009	0,0669
PIB_AR	89,48095	0,0796
PIB_BR	70,96586	0,1572
PIB_CL	77,90102	0,0979
PIB_CO	80,63579	0,5837
PIB_MX	32,16637	0,1229
PIB_PE	55,0715	0,3233
SCC_AR	14,45032	0,2729
SCC_BR	36,98391	0,4233
SCC_CL	32,73019	0,1099
SCC_CO	6,938792	0,8616
SCC_MX	10,56858	0,5662
SCC_PE	63,05946	0,0035
SIP_AR	27,37877	0,0068
SIP_BR	16,84799	0,8551
SIP_CL	48,38641	0,0813
SIP_CO	39,62035	0,3116
SIP_MX	45,30648	0,2256
SIP_PE	10,95459	0,5328

Fonte: Resultados obtidos no software EViews.

Para verificar a normalidade dos resíduos, os testes de Lutkepohl, Doornik-Hansen e Urzua possuem como hipótese nula a normalidade, dessa forma, considerando um nível de significância de 5%, os modelos com valor p inferiores a 0,05 não apresentam normalidade nos resíduos. Conforme pode-se observar na tabela 11, dos 24 modelos elaborados, 11 mostraram resíduos normais em ao menos dois testes, sendo eles, DIV_CL, DIV_CO²¹, DIV_MX²¹, DIV_PE, PIB_BR, PIB_CL²¹, PIB_CO, PIB_PE²¹, SCC_BR, SCC_CL e SIP_MX²¹.

²¹ Nesses modelos foi introduzida uma variável dummy referente aos impactos da crise de 2008, que contribuiu para um melhor ajuste dos modelos.

Tabela 11 - Resultados dos testes de Lutkepohl, Doornik-Hansen e Urzua para identificação de normalidade dos resíduos

Teste	Lutkepohl		Doornik-Hansen		Urzua	
	Jarque-Bera	Prob	Jarque-Bera	Prob	Jarque-Bera	Prob
DIV_AR	1309,3930	0,0000	69,0891	0,0000	1323,2880	0,0000
DIV_BR	41,5527	0,0000	12,0747	0,0168	115,8570	0,0000
DIV_CL	7,1742	0,1270	8,1234	0,0872	8,0244	0,5317
DIV_CO	1,5021	0,8263	3,2873	0,5109	5,34421	0,8033
DIV_MX	4,0811	0,3951	7,3313	0,1194	4,9680	0,8371
DIV_PE	6,2701	0,1799	5,8068	0,2140	10,0545	0,3461
PIB_AR	23,4958	0,0001	18,2588	0,0011	65,3222	0,0000
PIB_BR	7,2556	0,1230	6,3069	0,1774	17,2994	0,0442
PIB_CL	4,9731	0,2901	5,0429	0,2633	11,4135	0,2484
PIB_CO	6,2764	0,1794	6,3307	0,1758	17,5442	0,0408
PIB_MX	37,0084	0,0000	22,0327	0,0002	101,6010	0,0000
PIB_PE	3,3334	0,5037	5,2628	0,2614	7,1806	0,6183
SCC_AR	3100,8960	0,0000	207,1459	0,0000	3245,5290	0,0000
SCC_BR	6,9974	0,1360	6,9196	0,1402	10,2199	0,3330
SCC_CL	7,9569	0,0932	10,4657	0,0333	9,9274	0,3564
SCC_CO	79,5522	0,0000	25,2439	0,0000	115,0230	0,0000
SCC_MX	52,6965	0,0000	17,0449	0,0019	57,8837	0,0000
SCC_PE	32,9264	0,0000	31,8622	0,0000	41,5587	0,0000
SIP_AR	2791,4560	0,0000	147,9961	0,0000	2825,4510	0,0000
SIP_BR	17,0171	0,0019	11,5615	0,0209	21,6951	0,0099
SIP_CL	13,2070	0,0103	11,8202	0,0187	19,9459	0,0182
SIP_CO	71,7227	0,0000	18,8333	0,0008	75,8920	0,0000
SIP_MX	4,4358	0,3502	4,4859	0,3442	10,9543	0,2789
SIP_PE	76,4514	0,0000	26,5256	0,0000	110,4899	0,0000

Fonte: Resultados obtidos no software EViews.

Diante do exposto, com a apresentação dos diagnósticos dos resíduos dos modelos VAR elaborados, segue-se para a seção de descrição e análise dos resultados obtidos na pesquisa.

4.4 Descrição e Análise e de Resultados econométricos

Nesta parte são apresentados os resultados do estudo. Assim, primeiramente demonstram-se os resultados do teste de Granger para análise das relações de causalidade entre as variáveis analisadas. Seguidamente expõem-se as funções de impulso resposta dos modelos VAR considerados robustos de acordo com relações de causalidade observadas no teste de Granger. Por fim, encerra-se a seção com a análise da decomposição da variância de previsão para verificação do nível de influência entre as variáveis dos modelos.

Em relação à causalidade, os resultados do teste de causalidade de Granger são apresentados na tabela 12. Em que é possível observar relações bastante heterogêneas entre as variáveis.

Tabela 12: Resultados para o teste de causalidade de Granger

Hipótese do teste	Argentina		Brasil		Chile	
	Estat. F	Prob	Estat. F	Prob	Estat. F	Prob
EMBI não Granger causa DIV	0,2068	0,6512	0,8054	0,3727	1,1797	0,3334
DIV não Granger causa EMBI	38,9617	0,0000	0,2934	0,5899	1,6914	0,1552
EMBI não Granger causa PIB	1,3576	0,2580	2,3377	0,0538	6,4682	0,0000
PIB não Granger causa EMBI	5,7439	0,0003	0,5583	0,7313	0,9030	0,4859
EMBI não Granger causa SCC	3,0103	0,0873	2,8681	0,0437	0,6442	0,5285
SCC não Granger causa EMBI	1,5127	0,2230	3,2695	0,0271	7,2675	0,0014
EMBI não Granger causa SIP	1,0586	0,3072	0,0110	0,9167	0,3446	0,7932
SIP não Granger causa EMBI	0,5935	0,4438	2,2097	0,1418	1,2266	0,3078

Hipótese do teste	Colômbia		México		Peru	
	Estat. F	Prob	Estat. F	Prob	Estat. F	Prob
EMBI não Granger causa DIV	14,0557	0,0071	21,2565	0,0007	2,5534	0,0253
DIV não Granger causa EMBI	7,2657	0,1225	7,0260	0,2187	3,3426	0,0054
EMBI não Granger causa PIB	3,8884	0,0019	13,4667	0,0000	14,7912	0,0052
PIB não Granger causa EMBI	1,2199	0,3101	1,4728	2,3700	1,9269	0,7492
EMBI não Granger causa SCC	3,2512	0,0759	0,0941	0,7600	0,6684	0,5747
SCC não Granger causa EMBI	0,0718	0,7895	0,3330	0,5659	6,2448	0,0009
EMBI não Granger causa SIP	0,7544	0,5241	4,2017	0,0092	0,0136	0,9075
SIP não Granger causa EMBI	0,4578	0,7128	0,2623	0,8523	0,0696	0,7927

Fonte: resultados obtidos no software Eviews.

Os resultados do teste para a relação entre o risco soberano e a dívida pública, o Brasil e o Chile não apresentaram causalidade no sentido de Granger. Argentina, México e Colômbia apresentaram causalidades unidirecionais, sendo que, no caso argentino a dívida pública figura como variável de causa rejeitando a hipótese nula de não Granger causa a um nível de 1%. Entretanto, na Colômbia e no México ocorreu de maneira inversa, ou seja, o risco soberano como causador da dívida pública do país um nível de 1% de significância

No caso do Peru as relações de causalidade apresentadas pelo teste de Granger foram bidirecionais. Dessa forma, o risco apresenta-se com relação de causalidade com a dívida pública, a um nível de significância de 5%. Assim como, a dívida pública demonstra-se como causadora do risco soberano, no sentido de Granger, rejeitando a hipótese nula do teste a um nível de significância de 1%.

Os resultados do teste de Granger que apresentam a causalidade na direção da Dívida Pública em relação ao risco soberano ratificam o disposto em Moody's (2019) e Standard & Poor's (2017), na qual um aumento do endividamento é considerado fator determinante para um nível de risco mais elevado do país, assim como, corroboram com os resultados de Rowland e Torres (2004), que verificaram relação estatisticamente significativa entre essas variáveis. Em contraponto, conforme Gadelha, (2008), a causalidade direcional do risco soberano à dívida pública está relacionada ao efeito que o mesmo gera na avaliação externa da economia e nos recursos disponíveis destinados à aquisição de títulos públicos.

Na relação do risco soberano com o PIB é que se nota os resultados mais abrangentes, pois todos os países apresentaram alguma relação de causalidade entre as duas variáveis. No sentido do PIB para com o risco soberano, a Argentina apresentou esta relação a um nível de significância de 1%.

No que tange o risco soberano como causa do PIB, a relação de causalidade ocorreu para Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Em que, no Chile, Colômbia, México e Peru essa relação rejeitou a hipótese nula a um nível de significância de 1%. No do Brasil somente se considerado um nível de até 10%. Essa relação de causalidade destoa-se da trivialmente analisada, sobretudo pelas agências de classificação de risco, do PIB como determinante do risco, e sugere que a avaliação dos agentes, com base no nível de risco do soberano, pode influenciar no nível de atividade da economia.

Nas análises do déficit externo, somente o México não apresentou relações de causalidade. O Brasil, em contraponto, demonstrou existência de causalidade bidirecional, ambas a um nível de significância de 5%, resultado que corrobora com Munhoz (2016), que também encontrou relação bicausal entre essas variáveis no Brasil. Os países que apresentaram SCC como causa para o risco soberano foram Chile e Peru, sendo que em ambos os casos a causalidade existente a significância de 1%. O risco soberano foi apontado como causa pelo teste de Granger na Argentina e Colômbia, em que, para os dois países essa relação ocorre em nível de 10% de significância.

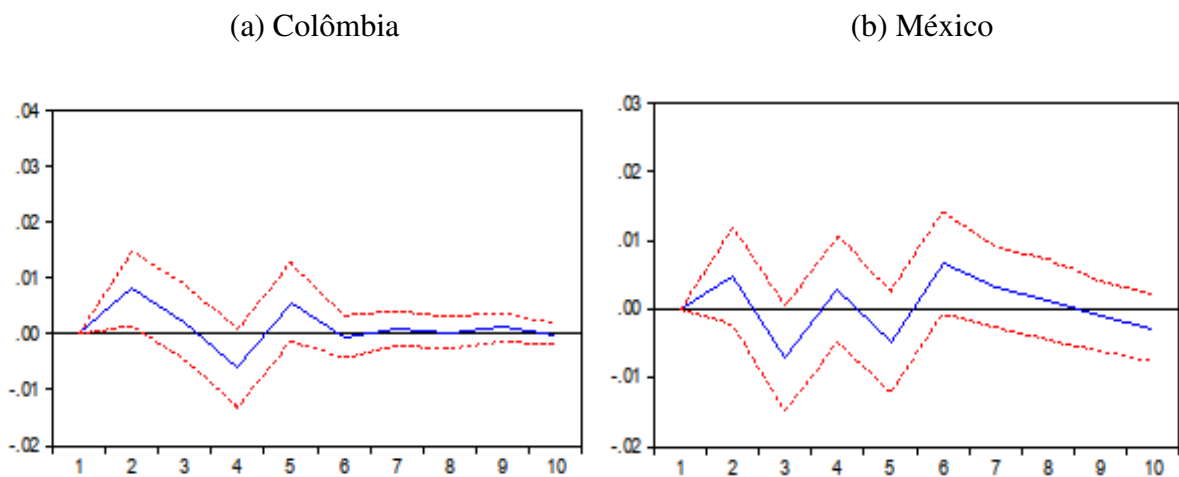
Os impactos do saldo em conta corrente como causalidade do risco soberano, conforme Moody's (2018), estão relacionados devido a superávits nas relações com o exterior estarem associados à facilidade do soberano acumular divisas para pagar dívidas com não residentes o que reduz o risco associado ao mesmo. Por outro lado, nos casos em que o risco soberano aparece como variável de causa do saldo em conta corrente é necessário verificar se os choques geram impactos positivos ou negativos na variável. No que tange os investimentos em portfólio,

somente o modelo mexicano apresentou causalidade, sendo no sentido do risco soberano como causa do fluxo de investimentos em portfólio.

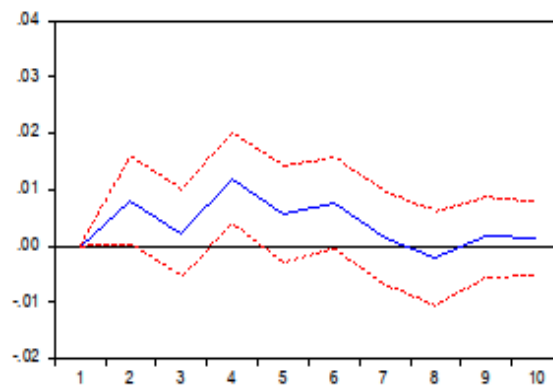
Passando para os modelos de vetores autorregressivos, a análise realizada baseia-se nos que apresentaram maior robustez pelos testes de pós-estimação e causalidade de Granger. Dessa forma, foram considerados os seguintes modelos: DIV_CO, DIV_MX, DIV_PE, PIB_BR, PIB_CL, PIB_CO, PIB_PE, SCC_BR, SCC_CL e SIP_MX. As análises de impulso respostas são analisadas de acordo com as relações de causalidades apontadas pelo teste de Granger para cada modelo.

Diante disso, no que tange aos impactos do risco soberano na dívida pública, a figura 2 mostra que um choque no risco gerou impactos positivos na dívida nos modelos da Colômbia, México e Peru, demonstrando uma relação direta entre as duas variáveis. Destaca-se o modelo peruano que apresentou impactos mais persistentes com efeitos positivos até o sétimo trimestre. No modelo mexicano os efeitos são menos expressivos, contudo, no acumulado até o sétimo período os efeitos são positivos.

Figura 2 - Resposta da dívida pública a um impulso no risco soberano



(c) Peru

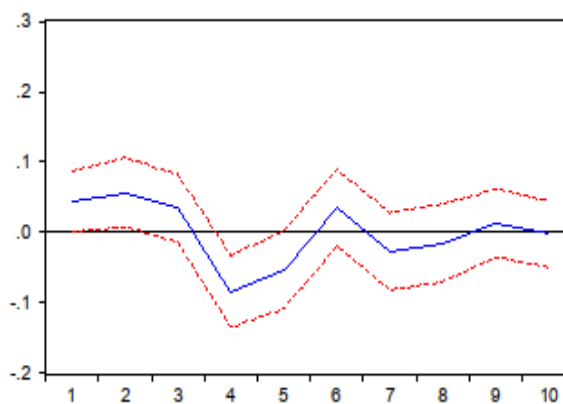


Fonte: resultados obtidos no software Eviews.

Nos impactos de um choque na dívida, os resultados demonstram impactos positivos no risco soberano. Conforme a figura 3, apesar de apresentar efeitos negativos em alguns períodos, os primeiros impactos gerados pelo choque na dívida pública/PIB resultam em aumentos no nível do risco no modelo peruano. Esses resultados corroboram com a análise de Moody's (2018) e Standard & Poor's (2017) para o nível de dívida na determinação do grau de risco de cada país. Assim como, enfatizam a importância de políticas fiscais que tratem o nível de dívida pública/PIB de maneira responsável.

Figura 3 - Resposta no risco soberano a um impulso na dívida pública

(a) Peru



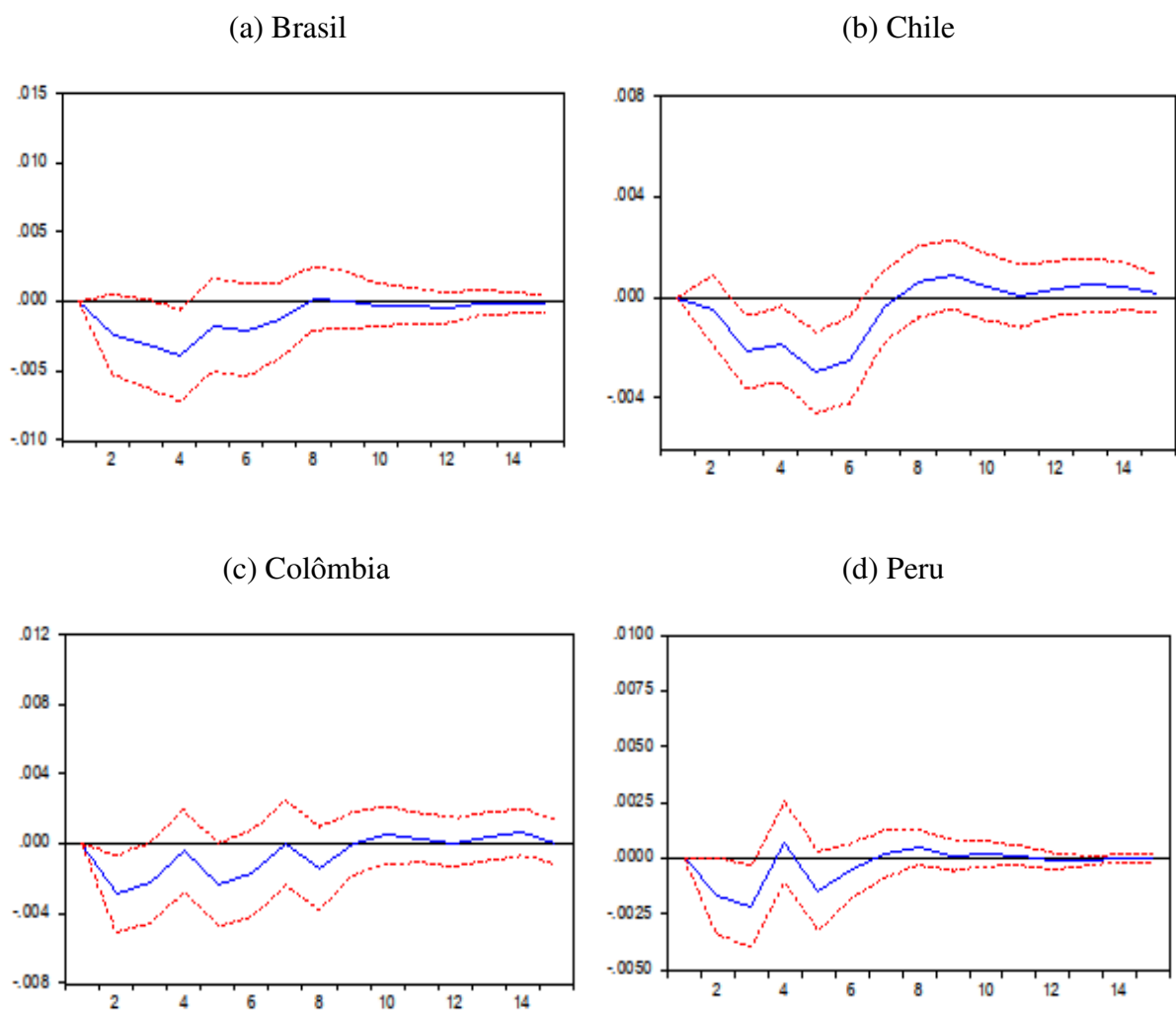
Fonte: resultados obtidos no software Eviews.

Em relação aos efeitos no PIB, as funções de impulso-resposta dos modelos para o Brasil, Chile, Colômbia e Peru podem ser observadas na figura 4. Os impactos nos PIB das

economias aos choques no risco soberano apresentaram os resultados mais consistentes entre os realizados. Observa-se que nos quatro países os efeitos do choque se reproduzem na função impulso-resposta de maneira semelhante, com um efeito inicial negativo que retorna ao nível anterior ao choque em torno de sete a oito períodos após o impulso.

A causalidade de Granger no sentido do risco como causa do PIB, juntamente com a demonstração do efeito negativo gerado pelo risco, ressalta um comportamento de aversão ao risco pelos agentes. Estes resultados sugerem que um maior nível de risco associado ao soberano interfere nas decisões de investimento, fazendo com que os mesmos optem por reduzir ou não os realizar, dessa forma impactando diretamente no PIB do país. Além disso, essa relação ressalta a importância do soberano ter prudência nas políticas que possam gerar aumentos no nível de risco, como déficits fiscais persistentes, por exemplo.

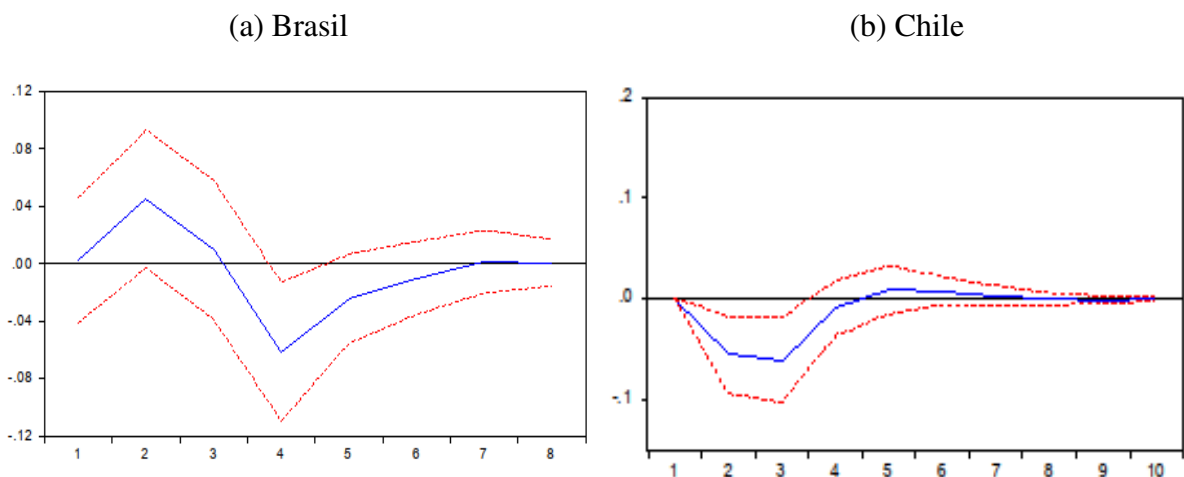
Figura 4 - Resposta do PIB a um impulso no risco soberano



Fonte: resultados obtidos no software Eviews.

Os efeitos no saldo em conta corrente podem ser observados na figura 5. Nota-se que para o Chile, os resultados corroboram com Moody's (2018) e Standard & Poor's (2017), em que o saldo em conta corrente é tido como um determinante do risco soberano, pois superávits em conta corrente tendem a possibilitar a formação de reservas em moeda estrangeira para pagamento de dívidas externas, que está associado a uma redução no risco atribuído ao soberano. No caso do Brasil, o choque no saldo em conta corrente gerou uma resposta inicial positiva, passando para negativa somente após o terceiro período, mantendo-se negativa até os efeitos do impulso se dissiparem. Vale ressaltar que em magnitude, os efeitos negativos superam os positivos.

Figura 5 - Resposta do risco soberano a um impulso no saldo em conta corrente

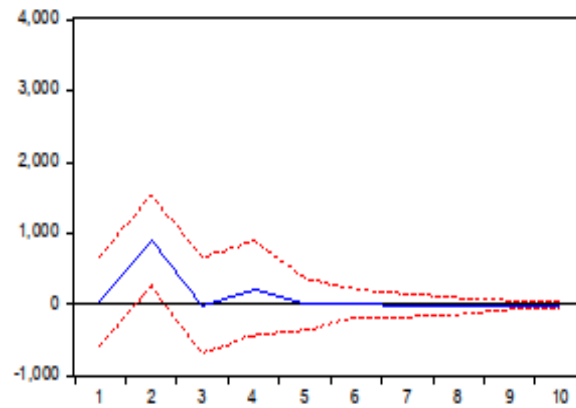


Fonte: resultados obtidos no software Eviews.

No caso dos efeitos de choques no risco soberano e seus impactos no saldo em conta corrente, o modelo brasileiro apresentou relação positiva entre as variáveis, demonstrando efeitos observáveis até o quinto período após o choque. Esta relação positiva pode estar relacionada aos efeitos das mudanças do risco no câmbio, pois conforme Munhoz (2016), há relação de causalidade entre o EMBI e a taxa de câmbio. Dessa forma, impactos no risco podem gerar efeitos positivos em transações correntes via oscilações do câmbio.

Figura 6 - Resposta do saldo em conta corrente a um impulso no risco soberano

(a) Brasil

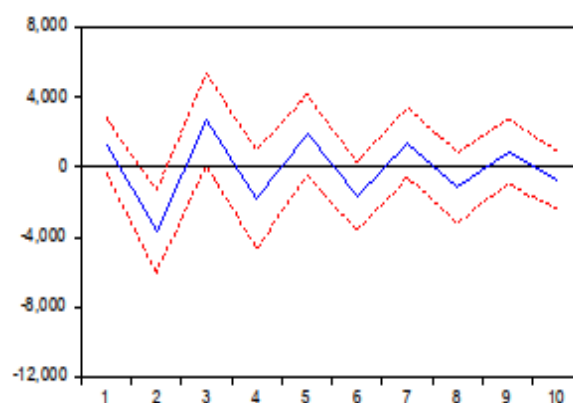


Fonte: resultados obtidos no software Eviews.

Os choques no risco em relação aos investimentos em portfólios só apresentaram causalidade para México. Contudo, os efeitos desse choque são levemente positivos o primeiro momento e posteriormente alterna entre negativos e positivos, atenuando-se a cada período. Dessa forma, não fica claro uma relação predominante nos impactos do risco nos investimentos em portfólio.

Figura 7- Resposta do saldo de investimentos em portfólio a um impulso no risco soberano

(a) México



Fonte: resultados obtidos no software Eviews.

As relações observados na literatura também são heterogêneas, Ahmed e Zlate (2013) demonstram aversão ao risco como significativos para o fluxo de investimentos, o que resultaria em uma relação negativa entre as variáveis. Entretanto, na análise de Gonçalves Junior e Eid

Junior (2016), o risco soberano demonstrou relação positiva com o investimento estrangeiro na bolsa de valores brasileira, que o autor sugere ser por uma busca por possibilidades de maior retorno aos investidores.

No que tange a decomposição da variância de previsão, os resultados estão dispostos nas tabelas A6 a A11 dos apêndices. Nas relações entre risco soberano e dívida pública no modelo colombiano, apresentado na tabela A6, o risco representa 6,35% da variância do erro no segundo período, sendo que sua influência aumenta gradativamente até estabilizar-se a partir do sexto período explicando cerca de 11,5% da variância da dívida pública. No caso mexicano, a influência inicial é menor, 4,20%, contudo, passa, aproximadamente 22% no sexto período. No caso da dívida peruana, os efeitos são semelhantes, contudo, mais significativos. Nesse caso, o risco soberano representa 7,5% da variância no segundo período e estabiliza a partir do sexto com um a influência de em torno de 24%.

Em relação às influências da dívida pública no risco soberano, conforme tabela A7, no segundo período a dívida/PIB apresentou influência de aproximadamente 6% da decomposição da variância do risco soberano, passando para 19% no quarto trimestre e estabilizando-se em torno de 25% a partir do sexto período.

As influências do risco soberano sobre o PIB dos países analisados apresentaram níveis de intensidade diferentes entre os países, conforme tabela A8. No Chile, as influências do risco soberano foram as mais significativas. A variável apresentou um impacto inicial menos expressivo, de 0,69%, contudo, no quarto período a influência do risco soberano é próxima a 20%, passando à cerca de 39,50%, a partir do sexto período. No modelo Colombiano a influência do risco é de 12,5% no segundo período, aumentando para 23,5% no sexto trimestre e 27% após o oitavo.

No Brasil, a influência do risco soberano surge em 4,20% no segundo período e cresce gradativamente até o sexto período, em que se estabiliza a um nível de influência de 21% sobre o PIB. O país com menor influência do risco soberano é o Peru, em que a variância do PIB é explicada por 3,77% no segundo período e seis períodos após o choque é cerca de 12% explicada pelo risco soberano peruano.

Para os efeitos do risco soberano no saldo em conta corrente brasileiro, conforme tabela A9, a importância da variável surge no segundo período, em que explica aproximadamente 10% da variância da conta corrente, permanecendo nesse nível. Em contraponto, na influência das transações correntes no risco soberano, apresentado na tabela A10, os impactos iniciais, no caso brasileiro, são de 5,55% no segundo período e ganham importância a partir do quarto trimestre,

alcançando 14%. No Chile o saldo em conta corrente explica o risco soberano de forma mais expressiva, sendo de 11,5% no segundo período e passando para cerca de 22% a partir do quarto trimestre.

Em relação à capacidade explicativa dos investimentos em portfólios no México, o risco soberano apresentou importância crescente ao longo do tempo, conforme tabela A11. No segundo período 5% da dinâmica dos investimentos são explicados pelo risco, sendo que, no quarto período a influência aumenta para 11,44% e no décimo trimestre corresponde a 14,25%.

Dessa forma, pode-se notar pelos testes de causalidade de Granger, função de impulso resposta e análise de decomposição da variância, que a análise das relações entre o risco soberano e as demais variáveis abordadas no estudo se mostraram significativas. O que ressalta a importância do acompanhamento dessas variáveis, tanto do risco em si quanto das variáveis impactantes no mesmo. Dessa forma, parte-se para as conclusões do estudo.

5 CONCLUSÃO

Os resultados do estudo demonstraram que o risco soberano pode ser considerado variável significativa na análise macroeconômica. As análises de correlação apresentaram relações mais significativas nos casos que envolveram o risco soberano, PIB e dívida pública, que se reproduziram nas análises pelo teste de Granger e nos modelos VAR. Como entre o risco e a dívida para Argentina e Peru e, para o PIB, no Brasil, Colômbia e Peru.

Quanto ao teste de Granger, a análise de causalidade entre a dívida e risco soberano apontou causalidade para quatro dos seis países. Em que, para Argentina a dívida pública Granger causa risco soberano e no caso da Colômbia e México o risco soberano figurou como causa da dívida pública. Além disso, no caso do Peru, dívida e risco mostraram-se com relação de causa bidirecional.

A relação entre risco soberano e PIB foi a mais significativa no que tange a ênfase do estudo da influência do risco nas economias. Todos os países apresentaram algum nível de causalidade. O PIB argentino demonstrou causa em relação ao risco soberano. Entretanto, nos outros cinco países, a relação de causa deu-se no sentido do risco soberano para o PIB. O risco soberano também se mostrou como causa do saldo em conta corrente. A relação observada para Argentina, Brasil e Colômbia, em que no Brasil a relação de causa foi bidirecional. No Chile e Peru houve causalidade unidirecional no sentido do saldo em conta corrente ao risco soberano.

A última relação analisada, entre o risco soberano e o saldo em investimentos em portfólio, apresentou a menor nível de significância para o teste de causalidade de Granger. Apenas o México não rejeitou a hipótese nula de que o risco soberano não Granger causa o saldo em investimentos em portfólio.

Quanto aos resultados obtidos nos modelos VAR, foram analisados os modelos considerados robustos e as análises baseadas nas relações apontadas pelo teste de causalidade de Granger. Diante disso, os modelos considerados para a dívida pública foram da Colômbia, México e Peru. Assim, um impulso no risco soberano resultou em respostas positivas na dívida pública desses países, em que os efeitos mais significativos foram do Peru, conforme a resposta do choque e a análise da decomposição da variância.

O impacto da dívida pública no risco soberano foi analisado no modelo peruano e mostrou efeitos iniciais de uma relação positiva entre as variáveis pela função de impulso resposta. De acordo com a ADV, o efeito inicial da dívida é menos expressivo, mas ganha importância ao longo do tempo e estabiliza em um nível de cerca de 24% da variância de previsão do risco soberano a partir do sexto período.

Nos resultados do PIB, os países analisados no VAR foram Brasil, Chile, Colômbia e Peru. Assim como no teste de causalidade, nos resultados dos modelos VAR, a relação entre o risco soberano e o PIB foram os resultados mais significantes na ênfase dos impactos do risco soberano. Nas quatro economias os impulsos gerados no risco soberano apresentaram respostas negativas no PIB das economias, com efeitos que perduraram por cerca de sete períodos após o choque. Destaca-se os resultados dos modelos do Chile e Colômbia, nos quais a participação do risco soberano apontados pela ADV foi mais expressiva.

Nos modelos para saldo em conta corrente foram analisados os modelos para Brasil e Chile. No caso do Brasil, a função impulso resposta demonstrou que um choque no risco se gerou efeitos positivos no saldo da balança comercial. Os resultados da ADV demonstraram que aproximadamente 10% da variância são explicadas pelo risco soberano.

Quando considerada a relação entre o saldo em conta corrente e o risco soberano, os efeitos de choques foram analisados para o Brasil e Chile. No Chile os efeitos foram mais expressivos, com respostas negativas aos choques em SCC e influência da variância do erro de previsão de aproximadamente 22% a partir do quarto período. No caso brasileiro, os efeitos iniciais foram positivos, contudo, passam a ser negativos a partir do terceiro período, com efeitos mais significativos. A ADV nesse caso estabiliza-se em cerca de 15% a partir do quarto período.

Os efeitos do risco sobre os investimentos em portfólio foram observados somente para a economia mexicana, na qual os efeitos do choque do risco não exibiram uma relação clara, oscilando entre positivos e negativos na função de resposta ao impulso. A influência na ADV foi crescente ao longo do tempo.

Dessa forma, os resultados do estudo são condizentes com o objetivo proposto, em que são apontadas diversas relações significantes no que tange a análise do risco soberano nas economias, o que demonstra a pertinência de medidas de controle dessa variável. Além disso, os resultados sugerem validade na contribuição dos níveis de risco soberano para antecipar oscilações futuras na economia, o que se torna relevante pela disponibilidade diária das informações do *spread* do EMBI, variável utilizada para o risco soberano neste estudo.

Diante disso, sugere-se como pesquisas futuras, verificar essas relações de variáveis em outros países, como países desenvolvidos, a fim de verificar se o risco soberano influencia de forma semelhante aos de outros países que tendem a apresentar, em média, nível de risco relativamente menor. Além disso, sugere-se a análise com modelos de dados em painel ou

painel-VAR que possibilitam a análise para um grupo de países, possibilitando a realização de uma análise global e outra dividindo entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

REFERÊNCIAS

AHMED, S.; ZLATE, A. Capital flows to emerging market economies: a brave new world?. **Board of Governors of the Federal Reserve System**. Washington-DC, jun. 2013. (International Finance Discussion Papers, n. 1081). Disponível em: <<https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2013/1081/ifdp1081.pdf>> Acesso em: 14 maio 2019.

BARBOSA FILHO, F. H. A Crise Econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, p. 51, 2017.

BARBOSA, A. F. China e América Latina na nova divisão do trabalho. In: **A China na nova configuração global: impactos políticos e econômicos**. Brasília: IPEA, 2011. p. 269-306. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=12331>. Acesso em: 14 maio 2019

BCB - Banco Central do Brasil. **Risco País**. Brasília, 2016. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/conteudo/home-ptbr/FAQs/FAQ%209-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2018.

BCB – Banco Central do Brasil. **Evolução Fiscal Comparada e Risco Soberano**. Brasília, 2011. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2011/09/ri201109b3p.pdf>>. Acesso em: 08 out. 2018.

BHATIA, A. V. **Sovereign Credit Ratings Methodology**. Washington: Fundo Monetário Internacional, out. 2002 (IMF Working Paper n. 02/170). Disponível em: <https://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-pdf/external/pubs/ft/wp/2002/_wp02170.ashx>. Acesso em: 28 out. 2018.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco País, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **Revista de Economia da ANPEC**, v. 9, n. 1. p. 63-113, 2008.

BONFIM, A. N. **Derivativos de crédito e outros instrumentos**. Tradução de Cristiane Jaeger. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **Classificação de risco da República Soberana do Brasil**. Brasília: MF, 2018. Disponível em: <<http://www.tesouro.gov.br/en/classificacao-de-risco>>.

BRUGGER, Samuel; ORTIZ, Edgar. Mercados accionarios y su relación com la economía real en América Latina. **Revista problemas del desarrollo**, v. 43, n. 168, p. 63-93, mar. 2012. Disponível em: <http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0301-70362012000100004&lng=es&nrm=iso>. Acesso em: 16 jun. 2019.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de Séries Temporais**. 2ª ed rev e at. Cengage Learning, 2011.

CANTOR, R. M.; PACKER, F. Determinants and impact of sovereign credit ratings. **Economic Policy Review**, v. 2, n.2, p.37-53, out. 1996.

CANTOR, R. M.; PACKER, F. Sovereign Credit Ratings. **Current Issues in Economics and Finance**, Vol. 1, No. 3, June 1995.

CANUTO, O. SANTOS, P. F. D. Risco-Soberano e Prêmios de Risco em Economias Emergentes. **Temas de Economia Internacional, Secretaria de Assuntos Internacionais, Ministério da Fazenda**, Brasília, n.3, p.1-43, oct. 2003.

CELIK, S. Investor Sentiment and Sovereign Risk: Empirical Evidence from na Emerging Market. **International Journal of Management Sciences and Business Research**, v. 2, p.36-52, fev. 2013. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=2706333>>. Acesso em: 10 out. 2018.

CEPAL - Comisión Económica para América Latina y el Caribe. **CEPALSTAT, Bases de Datos y Publicaciones Estadísticas**. Santiago - Cl, 2019. Disponível em: <http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/WEB_CEPALSTAT/estadisticasIndicadores.asp>. Acesso em: 10 abr. 2019.

CLAESSENS, S.; EMBRECHTS, G. C.M.W. Basel II, **Sovereign Ratings and Transfer Risk External Versus Internal Ratings** In: BASEL II: AN ECONOMIC ASSESSMENT, 1, 2002. Basiléia: Bank for International Settlements, p.1-27, maio 2002. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=386480>>. Acesso em: 20 out. 2018.

CONDE, R. C. La Crisis Argentina de 2001-2002. **Cuadernos de economía**, Santiago, v. 40, n. 121, p. 762-767, dic. 2003. Disponível em: <https://scielo.conicyt.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0717-68212003012100049&lng=es&nrm=iso>. Acesso em: 28 abr. 2019.

DAPENA, J. P. La evolución del índice Merval (precio de acciones) y la inflación. **Newsletter del CEA/Departamento de Finanzas de UCEMA**, mar. 2013. Disponível em: <https://ucema.edu.ar/6/sites/default/files/2013/novedades/merval_dapena_042013.pdf>. Acesso em: 01 jun. 2019.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Fourth edition. New York: John Wiley and Sons, 2015.

FITCH. **Sovereign Rating Criteria: Master Criteria**. 19 jul. 2018. Disponível em: <<https://www.fitchratings.com/site/re/10037181>>. Acesso em: 20 jan. 2019.

FLANDREAU, M. Caveat Emptor: Coping with Sovereign Risk under the International Gold Standard, 1871–1913, In: FLANDREAU, M; HOLTFRERICH, C. L; JAMES, H. **International Financial History in the Twentieth Century: System and Anarchy**. New York: Cambridge University Press, 2003. p. 17-50

GADELHA, S. R. de B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 12, n. 4, p. 659-675, Dez. 2008. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-80502008000400006&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 23 set. 2019.

GAILLARD, N. **A century of sovereign ratings**. Nova York e Londres: Springer, 2012
GAN, C.; LEE, M.; YONG, H. H. A.; ZANG, J. Macroeconomic variables and stock market Interactions: New Zealand evidence. **Investment management and financial innovations**, v. 3, n. 4, p. 89-101, 2006.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v.33, n.2, p.253-297, dez. 2003.

GONÇALVES JUNIOR, W.; EID JUNIOR, W. Determinantes do Investimento Estrangeiro no Mercado de Capitais Brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 14, n. 2, p.189-224, 2016.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, p. 424-438, 1969.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**, 5th. New Jersey: Ed. Upper Saddle River, 2003.

GROZ, M. M. **Forbes guide to the markets: becoming a savvy investor**. Nova Iorque: John Wiley & Sons, Inc. 1998

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.

HOLTZ-EAKIN, D.; Newey, W.; Rosen, H. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

HSING, Y.; BUDDEN, M. C.; PHILLIPS, A. S. Macroeconomic determinants of the stock market index for a major Latin American country and policy implications. **Business and Economic Research**, v. 2, n. 1, 2012.

IPEA – Instituto De Pesquisa Econômica Aplicada. Ipeadata. **Metodologia do EMBI**. Brasília: 2018. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/doc/Metodologia%20Embi.doc>>. Acesso em: 16 out. 2018.

KNIGHT, F. H. **Risk, Uncertainty and Profit**. Nova York: Cosimo, inc., 2005.

LACERDA, A. C. de. Dinâmica e evolução da crise: discutindo alternativas. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, p. 257-272, 2017.

LARRAÍN, G.; REISEN, H.; VON MALTZAN, J. Emerging market risk and sovereign credit ratings. **OECD Development Center**, abr. 1997. (Technical Paper, 124).

LOPES, G. de O. **Endividamento das famílias brasileiras no sistema financeiro nacional: o impacto de indicadores macroeconômicos**. 2012. 64f. Dissertação (Mestrado em economia) - Universidade de Brasília, Brasília, 2012. Disponível em: <http://repositorio.unb.br/bitstream/10482/11133/1/2012_GeovaneOliveiraLopes.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.

MARKOSKI, A. S.; MOREIRA, R. M. Efeitos do rating soberano brasileiro sobre o Ibovespa: observações entre janeiro de 1994 e julho de 2003. **Revista do BNDES**, v. 33, p. 177-231, 2010. Disponível em: <<https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/7381>>. Acesso em: 20 out. 2018.

MOODY'S. **Metodologia de Rating: Ratings de Títulos Soberano**. 27 nov. 2018. Disponível em: <https://www.moody.com/researchdocumentcontentpage.aspx?docid =PBC_1151032>. Acesso em: 20 jan. 2019.

MOODY'S. **Sovereign and Supranational Rating List**. 01 mar. 2019. Disponível em: <https://www.moody.com/research/Sovereign-Supranational-Rating-List--PBC_186519>. Acesso em: 05 mar. 2019.

MUNHOZ, V. da C. V. Os impactos macroeconômicos da vulnerabilidade externa do Brasil o período 1999-2011: uma investigação por meio de vetores autorregressivos com correção de erros. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v.37, n.1, p.45-78, jun. 2016. Disponível em: <https://revistas.dee.spgg.rs.gov.br/index.php/ensaios/article/view/2928/3729>. Acesso em: 23 set. 2019.

PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 6. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2006.

PINTO, A. C. B; VIEIRA, F. V. Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: análise de vetores auto-regressivos (VAR). **Ensaio FEE**, v.29, n.1, p. 65-100, Porto Alegre, 2008. Disponível em: <<https://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/view/2163/2547>>. Acesso em 24 set. 2019.

PRADO, A. O Desenvolvimento na América Latina depois da crise financeira de 2008. **Revista tempo do mundo**, v.3, n.3, dez. 2011. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058 /6228/1/RTM_v3_n3_Desenvolvimento.pdf>. Acesso em: 24 abr. 2019.

ROWLAND, P.; TORRES, J. L. D. Determinants of Spread and Creditworthiness for Emerging Market Sovereign Debt: A panel data study. **Borradores de Economía**. Bogotá n. 295, 2004. Disponível em: <<http://www.banrep.org/docum/ftp/borra295.pdf>>. Acesso em: 16 out. 2018.

SANTOS, B. G. dos. O ciclo econômico da América Latina dos últimos 12 anos em uma perspectiva de restrição externa. **Revista do BNDES**, v. 43, p. 205-251, 2015. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/6242/2/RB%2043%20O%20ciclo%20econ%20C3%B4mico%20da%20Am%20C3%A9rica%20Latina_P%20.pdf>. Acesso em: 25 abr. 2019.

SHEAR, F; BUTT, H. A. Relationship between Stock and the Sovereign CDS markets: A Panel VAR Based Analysis. **South Asian Journal of Management Sciences (SAJMS)**, Iqra University, v. 11, n. 1, p. 44-59, 2017.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, jan. 1980.

SOUZA, F. E. P. Para que desta vez seja diferente. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, p. 111-123, 2017.

STANDARD & POOR'S. **Metodologia de ratings soberanos**. 18 dez. 2017. Disponível em: <https://www.standardandpoors.com/pt_LA/delegate/getPDF;jsessionid=398B854FD53889A669956C22A03A6481?articleId=1976490&type=COMMENTS&subType=CRITERIA>. Acesso em: 20 jan. 2019.

TAVARES, D. L. **Análise dos Determinantes Locais e Internacionais de Risco-País e da Estabilidade dos Determinantes na América Latina no Período de 1995 até 2008**. p. 64.

Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ, Instituto COPPEAD de Administração, Rio de Janeiro, 2010. Disponível em: <www.coppead.ufrj.br/upload/publicacoes/Daniel_Tavares.pdf> Acesso em: 05 mar. 2019.

TORRE, A. de la; FILIPPINI F., IZE A. The Commodity Cycle in Latin America - Mirages and Dilemmas. **LAC Semiannual Report (April)**, World Bank, Washington, DC, 2016.
URIBE, M; SCHMITT-GROHÉ, S. **Open economy macroeconomics**. Pinceton: Princeton University Press, 2017.

VIEIRA, F.; HOLLAND, M. Country risk endogeneity, capital flows and capital controls in Brazil. **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 1, p. 12-38, jan-mar. 2003.

WEF - WORLD ECONOMIC FORUM. **The Global Competitiveness Report 2018**. Geneva, 2018. Disponível em: <<http://www3.weforum.org/docs/GCR2018/05FullReport/The>>

WERNECK, R. L. F. Alternância política, redistribuição e crescimento, 2003-2010. In: ABREU, M. D. P. (Org.). **A ordem do progresso: dois séculos de política econômica no Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

WORLD BANK. **World Bank Open Data**. Washington, DC, 2019. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/>>. Acesso em: 05 abr. 2019.

ZACK, G. El papel de las políticas públicas em los períodos de crecimiento y desaceleración de América Latina. **Documentos de trabalho IELAT** - Instituto de Estudios Latinoamericanos, Universidad de Alcalá: n.72, mar. 2015. Disponível em: <https://ebuah.uah.es/dspace/bitstream/handle/10017/21575/papel_zack_IELATDT_2015_N72.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 05 jun. 2019.

APÊNDICES

Tabela A1 - Notas de risco Fitch, Moody's e S&P

Fitch	Moody's	S&P	Escala Numérica
<u>Grau de Investimento</u>			
AAA	Aaa	AAA	1
AA+	Aa1	AA+	2
AA	Aa2	AA	3
AA-	Aa3	AA-	4
A+	A1	A+	5
A	A2	A	6
A-	A3	A-	7
BBB+	Baa1	BBB+	8
BBB	Baa2	BBB	9
BBB-	Baa3	BBB-	10
<u>Grau de Especulação</u>			
BB+	Ba1	BB+	11
BB	Ba2	BB	12
BB-	Ba3	BB-	13
B+	B1	B+	14
B	B2	B	15
B-	B3	B-	16
CCC+	Caa1	CCC+	17
CCC	Caa2	CCC	18
CCC-	Caa3	CCC-	19
CC	--	CC	20
C	--	C	21
DDD	Ca	SD	22
DD	C	D	23
D	--	--	24

Fonte: Bhatia, 2002

Tabela A2 - Médias anuais do Risco Soberano medido pelos Emerging Markets Bond Index (EMBI) dos países da América Latina no período 2000 a 2017 (em pontos base)

Ano	Argentina	Brasil	Chile	Colômbia	México	Peru
2000	671,42	727,91	197,03	669,24	370,55	566,93
2001	1.525,05	885,74	192,15	601,71	374,18	651,38
2002	5.752,60	1.376,54	176,62	706,67	318,30	617,09
2003	5.563,77	832,06	125,31	508,21	243,76	426,33
2004	5.220,70	541,78	82,50	418,74	190,35	349,73
2005	2.716,12	399,08	64,70	322,92	156,02	199,09
2006	342,40	235,02	79,77	191,29	120,49	159,42
2007	320,74	180,52	100,79	160,37	107,32	137,86
2008	848,25	299,30	211,00	301,66	225,89	270,43
2009	1.203,31	307,11	217,41	329,58	262,47	292,62
2010	682,50	203,61	129,54	188,69	155,76	171,82
2011	684,58	193,34	138,62	169,13	158,47	190,49
2012	988,17	184,04	150,89	148,09	158,25	157,13
2013	1.069,18	204,36	154,13	159,23	161,39	156,94
2014	786,15	230,82	142,52	166,21	158,13	160,07
2015	588,44	346,46	185,63	248,79	205,79	201,53
2016	481,62	382,92	200,50	282,34	226,74	205,08
2017	411,98	267,93	130,13	196,31	195,69	131,94
Média (2000-2007)	2.764,10	647,33	127,36	447,39	235,12	388,48
Média (2009-2017)	766,21	257,84	161,04	209,82	186,97	185,29

Fonte: J.P Morgan.

Tabela A3 - Tabela de resultados dos testes F e Kruskal-Wallis para sazonalidade.

Variável	Teste F	Kruskal-Wallis	Valor p Kruskal-Wallis
PIB_AR	719,217**	48,3195	0,000%
PIB_BR	240,105**	63,495	0,000%
PIB_CL	776,353**	62,2557	0,000%
PIB_CO ¹	0,328	2,2552	52,12%
PIB_MX	112,270**	59,8851	0,000%
PIB_PE	87,302**	52,1471	0,000%
EMBI_AR	1,246	2,0464	56,28%
EMBI_BR	2,539	10,0325	1,83%
EMBI_CL	3,368	10,997	1,17%
EMBI_CO	1,938	3,3186	34,51%
EMBI_MX	2,264	5,4833	13,96%
EMBI_PE	0,815	1,6938	63,83%
DIV_AR	261,174**	51,1665	0,00%
DIV_BR	56,535**	52,0277	0,00%
DIV_CL	32,109**	38,3823	0,00%
DIV_CO	1,618	4,5997	20,36%
DIV_MX	74,834**	37,5226	0,00%
DIV_PE	53,888**	51,4985	0,00%
SCC_AR	31,217**	44,5497	0,00%
SCC_BR	14,200**	31,363	0,00%
SCC_CL	56,417**	52,8508	0,00%
SCC_CO	14,404**	27,226	0,00%
SCC_MX	5,771*	17,9789	0,04%
SCC_PE	24,381**	32,8009	0,00%
SIP_AR	2,482	7,6768	5,32%
SIP_BR	1,522	3,4554	32,66%
SIP_CL	1,385	2,6329	45,18%
SIP_CO	2,558	6,0411	10,96%
SIP_MX	0,878	3,9472	26,72%
SIP_PE	1,556	166,215	0,085%

Nota: **Sazonalidade a nível de 0,1%.

¹ dados disponibilizados de PIB para Colômbia na CEPAL já são dessazonalizados

Fonte: Resultados obtidos no software Gretl.

Tabela A4 - Tabela com raízes inversas do polinômio característico dos modelos de dívida pública e produto interno bruto

DIV_AR	DIV_BR	DIV_CL	DIV_CO	DIV_MX	DIV_PE
0.369875	0.190874 - 0.065715i	0.899519	-0.227742 - 0.728966i	0,448830 - 0,708086i	0.552775 - 0.736371i
-0.119123	0.190874 + 0.065715i	0.419894 - 0.743786i 0.419894 + 0.743786i -0.677929 - 0.489971i -0.677929 + 0.489971i -0.590107	-0.227742 + 0.728966i -0.709096 - 0.259788i -0.709096 + 0.259788i 0.338987 - 0.604271i 0.338987 + 0.604271i 0.662340 - 0.177525i 0.662340 + 0.177525i 0.403610 - 0.112395i 0.403610 + 0.112395i	0,448830 + 0,708086i -0,753687 - 0,285646i -0,753687 + 0,285646i 0,725257 - 0,344273i 0,725257 + 0,344273i -0,393643 - 0,642433i -0,393643 + 0,642433i 0,170543 - 0,586955i 0,170543 + 0,586955i	0.552775 + 0.736371i -0.267716 - 0.836947i -0.267716 + 0.836947i 0.844787 - 0.116509i 0.844787 + 0.116509i -0.709654 - 0.441703i -0.709654 + 0.441703i -0.771075 - 0.248318i -0.771075 + 0.248318i 0.514441 - 0.625471i 0.514441 + 0.625471i -0.039436 - 0.701902i -0.039436 + 0.701902i
PIB_AR	PIB_BR	PIB_CL	PIB_CO	PIB_MX	PIB_PE
0.301093 - 0.749012i	-0.558812 - 0.589114i	0.303515 - 0.762468i	-0.763541 - 0.480387i	0.304035 - 0.520318i	0469883 - 0614292i
0.301093 + 0.749012i	-0.558812 + 0.589114i	0.303515 + 0.762468i	-0.763541 + 0.480387i	0.304035 + 0.520318i	0469883 + 0614292i
0.754020 - 0.262884i	0.310712 - 0.722093i	0.759420 - 0.220005i	-0.357189 - 0.814930i	-0.255381 - 0.179874i	-0,169704 - 0,656965i
0.754020 + 0.262884i	0.310712 + 0.722093i	0.759420 + 0.220005i	-0.357189 + 0.814930i	-0.255381 + 0.179874i	-0,169704 + 0,656965i
-0.677966 - 0.245372i	0.771204	-0.416518 - 0.643736i	0.578686 - 0.644024i		-0,537815 - 0,376777i
-0.677966 + 0.245372i	-0.042653 - 0.714441i	-0.416518 + 0.643736i	0.578686 + 0.644024i		-0,537815 + 0,376777i
0.457316 - 0.551498i	-0.042653 + 0.714441i	0.440539 - 0.503520i	0.815654 - 0.262261i		0,549841 - 0,316579i
0.457316 + 0.551498i	0.545211 - 0.436333i	0.440539 + 0.503520i	0.815654 + 0.262261i		0,549841 + 0,316579i
-0.381748 - 0.599325i	0.545211 + 0.436333i	-0.635197 - 0.096113i	-0.745144 - 0.289879i		
-0.381748 + 0.599325i	-0.613362	-0.635197 + 0.096113i	-0.745144 + 0.289879i		
-0.411918 - 0.412847i		-0.147716 - 0.381077i	0.135402 - 0.753329i		
-0.411918 + 0.412847i		-0.147716 + 0.381077i	0.135402 + 0.753329i		

Fonte: Resultados obtidos no software EViews

Tabela A5 - Continuação da tabela com raízes inversas do polinômio característico dos modelos de saldo em conta corrente e saldo de investimentos em portfólio

SCC_AR	SCC_BR	SCC_CL	SCC_CO	SCC_MX	SCC_PE
-0.328176	0.524072 - 0.297995i	0.319570 - 0.422256i	-0.241435	-0.469567	0.477387 - 0.446086i
0.208005	0.524072 + 0.297995i 0.096187 - 0.509433i 0.096187 + 0.509433i -0.448176 - 0.229518i -0.448176 + 0.229518i	0.319570 + 0.422256i -0.174720 - 0.231927i -0.174720 + 0.231927i	0.114844	0.146301	0.477387 + 0.446086i 0.001223 - 0.585531i 0.001223 + 0.585531i -0.505842 - 0.253674i -0.505842 + 0.253674i
SIP_AR	SIP_BR	SIP_CL	SIP_CO	SIP_MX	SIP_PE
0.751611	0.700066	0.759872	-0.164804 - 0.707805i	-0.744801	0.175928
0.111264	0.143073 - 0.426058i 0.143073 + 0.426058i -0.327870	-0.244143 - 0.603747i -0.244143 + 0.603747i 0.227065 - 0.497376i 0.227065 + 0.497376i -0.165033	-0.164804 + 0.707805i -0.698544 0.268779 - 0.503849i 0.268779 + 0.503849i -0.329500	-0.092118 - 0.736380i -0.092118 + 0.736380i 0.055742 - 0.473153i 0.055742 + 0.473153i 0.058836	0.121371

Fonte: Resultados obtidos no software EViews.

Tabela A6 - Decomposição da variância para a dívida pública

Período	Colômbia			México		
	Erro padrão	Dívida Pública	Risco soberano	Erro padrão	Dívida Pública	Risco soberano
1	0,0285	100,0000	0,0000	0,0185	100,0000	0,0000
2	0,0296	93,6497	6,3503	0,0198	95,8022	4,1978
4	0,0311	90,6225	9,3775	0,0209	86,4435	13,5565
6	0,0321	88,5069	11,4931	0,0222	78,0183	21,9817
8	0,0323	88,5933	11,4067	0,0225	76,8221	23,1779
10	0,0324	88,5104	11,4896	0,0227	76,0462	23,9538

Peru			
Período	Erro padrão	Dívida Pública	Risco soberano
1	0,0247	100,0000	0,0000
2	0,0259	92,4387	7,5613
4	0,0288	79,9686	20,0314
6	0,0301	74,0273	25,9727
8	0,0316	75,8928	24,1072
10	0,0316	75,6714	24,3286

Fonte: Resultados obtidos no software Eviews.

Tabela A7- Decomposição da variância para o Risco Soberano

Período	Peru		
	Erro padrão	Dívida Pública	Risco soberano
1	0,155003	0,0000	100,0000
2	0,165615	5,9663	94,0337
4	0,185527	19,1205	80,8795
6	0,194182	24,3495	75,6505
8	0,196607	25,2177	74,7823
10	0,197393	25,4121	74,5879

Fonte: Resultados obtidos no software Eviews.

Tabela A8 - Decomposição da variância para o PIB

Brasil				Chile		
Período	Erro padrão	Risco soberano	PIB	Erro padrão	Risco soberano	PIB
1	0,0098	0,0000	100,0000	0,0051	0,0000	100,0000
2	0,0108	4,1965	95,8035	0,0053	0,6947	99,3053
4	0,0117	18,4544	81,5456	0,0059	19,5558	80,4442
6	0,0121	21,3654	78,6346	0,0070	39,5778	60,4222
8	0,0123	21,8283	78,1717	0,0070	39,9595	60,0405
10	0,0123	21,8347	78,1653	0,0071	40,5442	59,4558

Colômbia				Peru		
Período	Erro padrão	Risco soberano	PIB	Erro padrão	Risco soberano	PIB
1	0,0065	0,0000	100,0000	0,0075	0,0000	100,0000
2	0,0072	12,5454	87,4546	0,0084	4,7823	95,2177
4	0,0075	17,6809	82,3191	0,0087	10,7768	89,2232
6	0,0080	23,4830	76,5170	0,0088	12,7481	87,2519
8	0,0083	27,2074	72,7926	0,0088	12,9951	87,0049
10	0,0085	27,9107	72,0893	0,0088	13,0613	86,9387

Fonte: Resultados obtidos no software Eviews.

Tabela A9 - Decomposição da variância para o saldo em conta corrente no modelo para o Brasil

Período	Erro padrão	Risco soberano	Saldo em conta corrente
1	2455,1200	0,0000	100,0000
2	2602,5000	10,7141	89,2859
4	2769,1600	10,0706	89,9294
6	2770,1200	10,0653	89,9347
8	2771,4300	10,0655	89,9345
10	2771,6100	10,0659	89,9341

Fonte: Resultados obtidos no software Eviews.

Tabela A10 - Decomposição da variância para o risco soberano

Brasil				Chile		
Período	Erro padrão	Saldo em conta corrente	Risco soberano	Erro padrão	Saldo em conta corrente	Risco soberano
1	0,1699	0,0250	99,975	0,1456	0,0000	100,0000
2	0,1817	5,5481	94,4519	0,1588	11,4921	88,5079
4	0,1936	14,0518	85,9482	0,1718	21,9403	78,0597
6	0,1953	15,4012	84,5988	0,1722	22,2222	77,7778
8	0,1954	15,4011	84,5989	0,1723	22,2383	77,7617
10	0,1954	15,4062	84,5938	0,1723	22,2418	77,7582

Fonte: Resultados obtidos no software Eviews.

Tabela A11 - Decomposição da variância para saldo em investimento em portfólio

Período	Erro padrão	Saldo em investimento em portfólio	Risco soberano
1	6177,4200	100,0000	0,0000
2	9618,0400	95,0292	4,9708
4	10320,0000	88,5525	11,4475
6	10987,6000	87,1132	12,8868
8	11276,1000	86,2334	13,7666
10	11368,0000	85,7427	14,2573

Fonte: Resultados obtidos no software Eviews.