

Abertura financeira e crises financeiras: evidências econométricas *

Aderbal Oliveira Damasceno **

Livia Nalesso Baptista ***

Resumo

Esse trabalho realiza uma investigação empírica sobre as relações entre abertura financeira e crises financeiras. São utilizados dados para 160 países durante o período 1970-2011 e são estimados modelos não lineares de dados em painel para a probabilidade de crises financeiras. Os resultados encontrados indicam: i) Para a amostra de 160 países avançados, emergentes e em desenvolvimento, há evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial e de crise da dívida soberana, além de aumentar a probabilidade de crise bancária; ii) Para a amostra de 33 países avançados, há evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial e não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de crise bancária; iii) Para a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento, não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana.

Palavras-chave: Abertura financeira; Fluxos de capitais; Crises financeiras.

Abstract

Financial openness and financial crisis: econometric evidence

This study develops an empirical analysis of the relationships between financial openness and financial crises. Data are used for 160 countries over the period 1970-2011 and nonlinear panel data models for the likelihood of financial crises are estimated. The outcomes denote the following patterns: i) for the sample of 160 advanced, emerging and developing countries, there are evidences that a higher level of financial openness reduces the likelihood of currency and sovereign debt crises and increases the likelihood of systemic banking crises; ii) for the sample of 33 advanced countries, the results show that higher financial openness diminishes the likelihood of currency crises and there is no statistically significant relationship between financial openness and the likelihood of systemic banking crises; iii) for the sample of 127 emerging and developing countries, there is no statistically significant relationship between financial openness and currency, systemic banking and sovereign debt crises.

Keywords: Financial openness; Capital flows; Financial crises.

JEL: F41, F36, G01.

1 Introdução

A virulência das sucessivas crises financeiras que abalaram o mercado financeiro internacional desde a década de 1990 levou a uma reavaliação dos potenciais benefícios e riscos de um sistema financeiro integrado. Do ponto de vista teórico, os potenciais benefícios da abertura financeira para as economias nacionais são a estabilização do consumo e o estímulo ao crescimento. Os potenciais riscos da abertura financeira para as economias nacionais são uma instabilidade macroeconômica e crises financeiras. Existe ampla literatura empírica sobre as relações entre abertura financeira, fluxos de capitais, consumo e crescimento. Os resultados dessa literatura sugerem: i) Os capitais fluem dos países pobres para os países ricos; ii) Os fluxos de capitais são pró-cíclicos; iii) Não há evidências de que a abertura financeira e os fluxos de capitais

* Artigo recebido em 16 de agosto de 2021 e aprovado em 15 de agosto de 2024.

** Professor Associado III do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI/UFU), Uberlândia, MG, Brasil. E-mail: aderbal.damasceno@ufu.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6289-6805>.

*** afiliação E-mail: livianalessob@iftm.edu.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4653-9952>.

suavizam a trajetória do consumo; iv) Não há evidências robustas de que a abertura financeira e os fluxos de capitais estimulam o crescimento.

A literatura empírica sobre os potenciais riscos da abertura financeira para as economias nacionais na forma de crises financeiras é relativamente escassa. O objetivo deste trabalho é realizar uma investigação empírica acerca das relações entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana. São utilizados dados para uma amostra de 160 países durante o período 1970-2011 e são estimados modelos não lineares de dados em painel. O trabalho contribui para a literatura em três dimensões: i) Utiliza ampla amostra de países com dados durante um longo período; ii) Estima modelos não lineares para a probabilidade de ocorrência de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana; iii) Utiliza métodos alternativos para estimar os modelos não lineares.

Os resultados reportados ao longo do trabalho indicam o seguinte padrão: i) Para a amostra composta de 160 países avançados, emergentes e em desenvolvimento, há evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial e de crise da dívida soberana, além de aumentar a probabilidade de crise bancária; ii) Considerando a amostra de 33 países avançados, há evidências de que uma maior abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial e não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de crise bancária; iii) Para a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento, não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana.

O trabalho está organizado em quatro seções, além dessa introdução. Na seção 2, faz-se uma síntese da literatura teórica e empírica sobre o tema. Na seção 3, apresentam-se os procedimentos metodológicos utilizados. Na seção 4, apresentam-se os resultados dos testes econométricos. Por fim, na seção 5, alinham-se algumas considerações finais.

2 Síntese da literatura teórica e empírica

2.1 Abertura financeira e crises financeiras: a literatura teórica

No âmbito do modelo neoclássico de crescimento econômico, a livre mobilidade internacional de capitais tem implicações para o padrão dos fluxos de capitais, crescimento econômico, estabilidade do consumo e bem-estar (Acemoglu, 2009; Chari et al., 2022; Henry, 2007): i) Fluxos líquidos de capitais dos países desenvolvidos (onde o capital é abundante e o retorno do capital é baixo), para os países em desenvolvimento (onde o capital é escasso e o retorno do capital é alto) e alocação eficiente da poupança global; ii) Crescimento temporário do estoque de capital, crescimento temporário do PIB per capita e aumento permanente no nível do PIB *per capita* nos países em desenvolvimento e, nos países desenvolvidos, exatamente o oposto; iii) Diversificação internacional de risco, suavização dos efeitos das flutuações idiossincráticas temporárias no crescimento da renda sobre o crescimento do consumo, redução da volatilidade do consumo agregado e ganhos de bem-estar. Conforme Henry (2007, p. 888): “*The predictions of Allocative Efficiency hold only when the economy suffers from no distortions other than barriers to free capital flows*”. Portanto, sob a assunção de competição perfeita, informação perfeita, mercados completos e ausência de quaisquer distorções nas economias nacionais e no mercado financeiro internacional, a livre mobilidade de capitais levaria a uma alocação eficiente da poupança global, maior crescimento econômico, maior estabilidade e bem-estar.

Uma implicação da teoria do second best de Lipsey e Lancaster (1956) é que, embora a restrição ao livre fluxo de capitais entre fronteiras nacionais seja considerada uma distorção, eliminá-la na presença de outras distorções nas economias nacionais e no mercado financeiro internacional não garante, do ponto de vista de Pareto, uma situação superior à anterior. Pelo contrário, pode gerar efeitos adversos sobre o bem-estar. As distorções nas economias nacionais são baixos níveis de desenvolvimento institucional, de desenvolvimento financeiro, de abertura comercial e de estabilidade macroeconômica e as distorções no mercado financeiro internacional são assimetria de informação e problemas de *enforcement* de contratos (Edison et al., 2002; Eichengreen et al., 1998; Obstfeld, 2009; Obstfeld e Rogoff, 1996; Obstfeld e Taylor, 2004).). Sobre as implicações de assimetria de informação para a operação do mercado financeiro internacional, Eichengreen et al. (1998, p. 12) argumentam: “The classic case for unfettered capital markets is predicated on the assumption that they deliver an efficient allocation of resources. [...] Under the alternative assumption that information is asymmetric, inefficiencies can arise”. Obstfeld e Rogoff (1996, p. 349) expõem as implicações de problemas de *enforcement* de contratos para a operação do mercado financeiro internacional: “*Without doubt, enforcement problems are a major reason why financial trading falls far short of producing the kind of efficient global equilibrium that the Arrow-Debreu model of complete asset markets portrays*”¹.

Eichengreen (2007) e Eichengreen et al. (1988) argumentam que na presença de distorções o efeito da abertura financeira é contingente. Se a realização de reformas prévias dirimirem distorções nas economias nacionais relativas ao nível de desenvolvimento institucional, de desenvolvimento financeiro, de abertura comercial e de estabilidade macroeconômica a a abertura financeira pode beneficiar as economias nacionais ao promover crescimento econômico, estabilidade do consumo e maior bem-estar. Contudo, Eichengreen (2007, p. 11) reconhece:

Increasingly this view that countries must first lay the groundwork for capital account liberalization is conventional wisdom. The only difficulty is operationalizing it. We know too little to be able to say with confidence at just what point it is safe and beneficial to open the capital account.

Ademais, na ausência de reformas que eliminem distorções nas economias nacionais, a abertura financeira pode gerar instabilidade macroeconômica e crises financeiras: “*It is more prudent that capital account liberalization wait on the prior implementation of other reforms to avoid precipitating a crisis*” (Eichengreen, 2007, p. 11).

Eichengreen (2004) distingue quatro conjuntos de explicações para a instabilidade financeira e as crises financeiras: i) Políticas macroeconômicas inconsistentes e insustentáveis; ii) Sistemas financeiros frágeis; iii) Arcabouços institucionais frágeis; e iv) Falhas na estrutura do mercado financeiro internacional, relativas a problemas de *enforcement* de contratos e assimetria

(1) Eichengreen et al. (1988) e Obstfeld e Taylor (2004) argumentam que problemas de assimetria de informação e *enforcement* de contratos são intrínsecos ao mercado financeiro e mais severos no âmbito do mercado financeiro internacional relativamente aos mercados financeiros das economias nacionais. Conforme Eichengreen et al. (1988, p. 2): “*Problems of asymmetric information are particularly prevalent in the international domain, where geographical and cultural distance complicates the task of acquiring and analyzing information. In addition, contracts are more difficult to enforce when they span national borders and legal jurisdictions*”. Ademais, Obstfeld e Taylor (2004, p. 11) argumentam: “*While enforceability is pivotal even in a closed economy, it becomes even more problematic in contracts between residents of different countries. If one party to the contract is a sovereign, legal remedies in cases of breach of contract may be limited. Even when all contracting parties are private agents, it can be comparatively difficult to pursue legal action in foreign courts or to impose domestic legal judgments on foreigners. The efficiency of contracts is limited further by informational asymmetries, which again are more severe in an international setting than within a single nation’s borders*”.

de informação, que incentivam os investidores ao comportamento de manada, dando origem a paradas repentinas dos fluxos de capitais e a reversões dos fluxos de capitais, que podem causar instabilidade financeira e crises financeiras. Conforme Eichengreen (2004, p. 258): “*Capital mobility is the problem, in this view. Capital flows can be unstable due to the prevalence of other distortions*”. Uma formulação distinta desta abordagem alude às explicações de crises financeiras que dão ênfase às fragilidades dos sistemas financeiros e, em particular, ao descasamento cambial entre ativos e passivos:

It suggests that emerging markets are vulnerable to crises because of the reluctance of international investors to hold debt securities denominated in emerging-market currencies. Thus, countries that borrow abroad will inevitably have currency mismatches on their national balance sheets (Eichengreen, 2004, p. 258).

Obstfeld (2009) argumenta que, embora possam ser motivadas por expectativas, crises financeiras pressupõem fundamentos econômicos frágeis: i) Fundamentos institucionais, como a qualidade da supervisão e regulação bancárias, nível de desenvolvimento financeiro, qualidade da governança pública e empresarial e garantia dos direitos de propriedade; e ii) Fundamentos macroeconômicos, tais como o nível da taxa de câmbio real efetiva, nível das reservas internacionais e a sustentabilidade da dívida pública. Ademais, Obstfeld (2009) lista cinco canais por meio dos quais a abertura financeira poderia potencialmente contribuir para a ocorrência de crises financeiras: i) O envolvimento potencial de dois (ou mais) governos como partes implícitas em contratos internacionais; ii) As transações internacionais podem ser utilizadas para evadir a supervisão nacional; iii) As instituições financeiras nacionais podem pressionar os políticos para flexibilizarem as restrições prudenciais que possam reduzir a rentabilidade em comparação com as instituições estrangeiras; iv) O potencial para descasamentos cambial e de maturidade entre passivos e ativos, que criam um risco sistêmico adicional significativo; e v) Os receios financeiros podem espalhar-se por um leque mais amplo de sistemas financeiros nacionais.

Aykut e Kose (2012), Dell’Ariccia et al. (2008), Kose et al. (2010) e Kose et al. (2009a) argumentam que os potenciais benefícios da abertura financeira para as economias nacionais são catalíticos e indiretos, na forma de estímulo ao desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro e à disciplina macroeconômica. Esses benefícios indiretos da abertura financeira resultariam em maior crescimento da produtividade total dos fatores, maior crescimento de longo prazo do PIB *per capita* e menor volatilidade do consumo. Para a concretização dos benefícios indiretos da abertura financeira seria necessária a existência condições iniciais adequadas nas economias nacionais relativas a alto nível de desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro, abertura comercial e estabilidade macroeconômica: “*Financial globalization leads to better macroeconomic outcomes when certain threshold conditions are met. This generates a deep tension as many of the threshold conditions are also on the list of collateral benefits*” (Kose et al., 2009a, p. 42). Nessa abordagem, a abertura ao mercado financeiro internacional sem as condições iniciais adequadas tornaria as economias nacionais mais vulneráveis a crises financeiras: “*Full-fledged opening of the capital account in the absence of essential supporting conditions can vitiate the realization of any benefits, while making a country more vulnerable to sudden stops of capital flows*” (Kose et al., 2010, p. 4343).

Rodrik e Subramanian (2009, p. 124) demonstram ceticismo em relação à consistência teórica e à viabilidade prática de reformas prévias destinadas a corrigir distorções e estabelecer condições iniciais adequadas nas economias nacionais como pré-requisito para alcançar os potenciais benefícios da abertura financeira: “*Finally, we have doubts with respect to the*

theoretical consistency and practical feasibility of the regulatory and other reforms needed to support financial globalization in the kinds of environments faced by developing nations". Rodrik (2018, p. 20) argumenta que a abertura financeira intensifica e interage com as distorções já presentes nas economias nacionais, incluindo fragilidades institucionais, como proteção insuficiente ao direito de propriedade, risco de expropriação e baixa eficácia na aplicação de contratos, além de falhas de mercado, como externalidades de informação e de coordenação, resultando em efeitos adversos: *"Capital mobility interacts with domestic market failures to produce adverse effects that possibly offset its direct beneficial effect"*. Especificamente em relação aos potenciais efeitos adversos da abertura financeira, Rodrik (2017, p. 7) afirma que: *"Capital mobility has not only worsened income distribution around the world, it has also increased the incidence and severity of financial crises"*.

Assim como Rodrik e Subramanian (2009), Stiglitz (2004, p. 60) questiona os fundamentos teóricos da proposta de realizar reformas prévias destinadas a corrigir distorções nas economias nacionais e estabelecer condições iniciais favoráveis à concretização dos potenciais benefícios da abertura financeira: *"But certainly theory [...] does not suggest that good governance by itself will eliminate the problems to which we have called attention. Good governance does not eliminate information imperfections, nor does it eliminate either irrational exuberance or pessimism"*. Além disso, Stiglitz (2000; 2004; 2010) desenvolve um conjunto de modelos teóricos baseados em pressupostos como assimetria de informações, mercados incompletos, externalidades pecuniárias, tecnologias não convexas e comportamento irracional. Esses modelos indicam que a abertura financeira aumenta a probabilidade de crises financeiras. Sob essa perspectiva, mudanças em crenças, informações, restrições financeiras e o contágio de crises podem desencadear variações nos fluxos de capitais, paradas repentinas ou reversões, resultando em alterações bruscas na taxa de câmbio e, conseqüentemente, em crises financeiras: *"In open economies with firms that have substantial foreign currency debt (with mismatches in the currency and maturity structure of assets and liabilities), large changes in exchange rates similarly can have dramatic effects on equity values or lead to large increases in collateral requirements, precipitating a crisis, for instance, as firms make large cutbacks in investment"* (Knyazeva et al., 2012, p. 13). Tais crises, conforme Knyazeva et al. (2012, p. 24), exibem dinâmica de amplificação financeira: *"However, a number of plausible market frictions can set in motion a financial accelerator effect that leads the initial shock to gain magnitude and persist"*. Portanto, *"Capital market integration could increase, instead of lower, the likelihood of a financial crisis in a given economy"* (Knyazeva et al., 2012, p. 24).

Korinek (2018; 2012; 2011) desenvolve modelos teóricos que exibem a dinâmica de amplificação financeira, fundamentados na suposição de externalidades pecuniárias em um contexto de imperfeições nos mercados financeiros. Crises financeiras são descritas como situações em que uma economia perde o acesso ao mercado financeiro internacional, desencadeando um ciclo de retroalimentação caracterizado por: i) depreciação cambial e declínio nos preços dos ativos; ii) deterioração dos balanços patrimoniais e diminuição do valor das garantias; iii) restrição ao financiamento externo, saída de capitais e redução da demanda agregada; e iv) saída de capitais e retração da demanda agregada, que provocam nova depreciação cambial e queda nos preços dos ativos, realimentando o ciclo. Nessa abordagem, os fluxos de capitais geram externalidades porque os participantes individuais dos mercados financeiros consideram o risco de crises financeiras como dado, sem internalizar que suas ações contribuem para esse risco. Essas externalidades introduzem distorções em diversas decisões de financiamento, levando a níveis excessivos de endividamento, prazos muito curtos e formas

excessivamente arriscadas de financiamento. Como resultado, a economia sofre com um grau elevado de fragilidade financeira. Conforme Korinek (2011, p. 526): *“In a sense, financial fragility is an uninternalized by-product of external financing”*. Korinek (2012, p. 98) reforça: *“Capital flows to emerging market economies create externalities that make the affected economies more vulnerable to financial fragility and crisis”*.

Erten et al. (2021), Farhi e Werning (2016), Korinek (2022) e Korinek e Simsek (2016) argumentam que, além das externalidades pecuniárias associadas às imperfeições no mercado financeiro, os fluxos de capitais podem gerar externalidades de demanda agregada em cenários com rigidez de preços. O mecanismo por meio do qual os fluxos de capitais geram essas externalidades pode ser descrito como segue: i) as saídas de capitais transferem riqueza líquida dos agentes nacionais para agentes estrangeiros; ii) os agentes nacionais têm maior propensão a gastar em bens nacionais do que os agentes estrangeiros; iii) os agentes nacionais, especialmente aqueles sujeitos a restrições financeiras, reduzem seus gastos; e iv) os agentes estrangeiros compensam, no máximo, parcialmente a redução nos gastos dos agentes nacionais. Além disso, conforme Erten et al. (2021, p. 60), a interação entre externalidades pecuniárias e externalidades de demanda agregada dificulta as respostas de política econômica às crises financeiras: *“For example, policy makers frequently use interest rate hikes during periods of capital outflows to reduce the outflows and counteract exchange rate depreciations so as to mitigate balance sheet effects, but higher interest rates also reduce aggregate demand, worsening the resulting contraction of output”*.

Diversos estudos apresentam a visão institucional do Fundo Monetário Internacional sobre os potenciais benefícios e riscos associados à abertura financeira (Habermeier et al., 2011; International Monetary Fund, 2022; 2020; 2015; 2013a; 2012a; 2011; Ostry et al., 2010; 2011). Para as economias nacionais, os potenciais benefícios incluem: i) diminuição no custo do capital, captação de poupança externa e estímulo à acumulação de capital e ao crescimento econômico; ii) diversificação internacional de risco e suavização da trajetória do consumo; iii) transferência de tecnologias e práticas administrativas, especialmente por meio de investimento externo direto; e iv) estímulo ao desenvolvimento financeiro, ao desenvolvimento institucional e à disciplina macroeconômica. Em âmbito global, a abertura financeira favoreceria uma alocação mais eficiente do capital e facilitaria o ajustamento de desequilíbrios globais. No entanto, os benefícios seriam maiores caso as economias nacionais implementassem um conjunto de precondições: *“Countries can better absorb capital flows and reap their benefits by implementing sound macroeconomic policies, deepening financial markets, strengthening financial regulation and supervision, and improving institutional capacity”* (International Monetary Fund, 2015, p. 3).

Os riscos da abertura financeira incluem maior instabilidade macroeconômica e maior vulnerabilidade a crises financeiras: *“The risks include heightened macroeconomic volatility and vulnerability to crises, as a financially open economy would be more exposed to external shocks, and to shifts in foreign investor sentiment”* (International Monetary Fund, 2022, p. 53). Além disso,

In the presence of frictions in domestic and international financial markets (including weaknesses in domestic financial regulation and supervision), capital flows can also fuel the buildup of systemic vulnerabilities, in the form of excessive leverage and asset price inflation, FX mismatches in the stock of debt, as well as liquidity risks when flows are short-term, increasing the risks of costly reversals (International Monetary Fund, 2022, p. 53).

A existência de precondições adequadas nas economias nacionais não eliminaria os potenciais riscos da abertura financeira: “*Nevertheless, exceeding key thresholds for financial and institutional development does not eliminate the risks associated with capital flows*” (International Monetary Fund, 2012a, p. 13). Por fim, nesta perspectiva, conforme International Monetary Fund (2022; 2012a), medidas de gestão dos fluxos de capitais podem ser utilizadas temporariamente em determinadas circunstâncias, inclusive de forma preventiva.

2.2 Abertura financeira e crises financeiras: a literatura empírica

Existe ampla literatura empírica sobre as relações entre abertura financeira, fluxos de capitais, consumo e crescimento. Os resultados encontrados sugerem: i) Os capitais fluem dos países pobres para os países ricos (Alfaro et al., 2008; Damasceno, 2014; Lucas, 1990); ii) Os fluxos de capitais são pró-cíclicos (Kaminsky et al., 2005); iii) Não há evidências de que a abertura financeira e os fluxos de capitais suavizem a trajetória do consumo, mesmo para países com alto nível de desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro e abertura comercial (Kose et al., 2009b; Levchenko, 2005); iv) Não há evidências robustas de que a abertura financeira e os fluxos de capitais estimulem o crescimento econômico, mesmo para países com alto nível de desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro, abertura comercial, estabilidade macroeconômica e estoque de capital humano (Carkovic; Levine, 2005; Damasceno, 2013; 2012; Damasceno, Guedes, 2024; Edison et al., 2002; Rodrik, 1998; Rodrik; Subramanian, 2009). A literatura empírica sobre os potenciais riscos da abertura financeira na forma de crises financeiras é relativamente escassa. Em geral, os trabalhos estimam modelos probabilísticos de crises financeiras (Early Warning Systems, doravante EWS) para amostras de países desenvolvidos e em desenvolvimento, incluindo entre as variáveis explicativas índices de abertura financeira².

Bordo et al. (2001) estimam modelos EWS (*pooled logit*) de crise cambial e crise bancária com dados anuais para 21 países desenvolvidos e em desenvolvimento durante o período 1880-1997. Os resultados mostraram que controles de capitais (a presença de controles de capitais, menor abertura financeira) diminuem a probabilidade de ocorrência de crise bancária e aumentam a probabilidade de ocorrência de crise cambial. Glick e Hutchison (2005) estimam modelos EWS (*pooled probit*) de crise cambial com dados anuais para 69 países em desenvolvimento durante o período 1975-1997. Os resultados indicam que a presença de controles de capitais aumenta a probabilidade de ocorrência de crise cambial, ou seja, maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial nos países em desenvolvimento.

Frost e Saiki (2014) estimam modelos EWS (painel, *probit*, efeitos aleatórios) de crise cambial com dados trimestrais para 46 economias avançadas e emergentes no período 1975Q1-2011Q4. Os resultados indicam: para a amostra total, um aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial; para a amostra de economias avançadas, um aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial; não há

(2) A literatura sobre modelos EWS pode ser subdividida em duas abordagens. A primeira abordagem contempla estudos que utilizam métodos paramétricos (*probit*, *logit*) e não paramétricos (extração de sinal) para estimar modelos EWS. Exemplos de estudos que utilizam métodos paramétricos são Bussière e Fratzscher (2006); Catão e Milesi-Ferretti (2014); Comelli (2014b); Dermigüç-Kunt et al. (1998); Frankel e Rose (1996); Ghosh et al. (2014) e Gourinchas e Obstfeld (2012). Exemplos de estudos que utilizam métodos não paramétricos são Heinhardt e Kaminsky (1999) e Kaminsky et al. (1998). Berg e Pattillo (1999) e Comelli (2014a) comparam a performance de EWS estimados por meio de métodos paramétricos e não paramétricos. A segunda abordagem contempla estudos que avaliam a significância de vários indicadores macroeconômicos para explicar a incidência de crises. Exemplos de estudos dessa natureza são Frankel e Saravelos (2012); Oliveira Júnior e Damasceno (2023) e Rose e Spiegel (2012).

relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial para a amostra de economias emergentes.

Qin e Luo (2014) estimam modelos EWS (painel, *logit*, efeitos aleatórios) para a crise bancária com dados anuais de 20 países, tanto desenvolvidos quanto em desenvolvimento, no período de 1989 a 2010. Os resultados indicam que: o aumento da abertura financeira reduz a probabilidade de ocorrência de crise bancária em países de baixa renda; não há uma relação estatisticamente significativa entre a abertura financeira e a probabilidade de crise bancária em países de renda média; enquanto em países de alta renda, o aumento da abertura financeira está associado ao aumento da probabilidade de crise bancária. Hamdi e Jlassi (2014) estimam modelos EWS (painel, *logit*, efeitos aleatórios) de crise bancária com dados anuais de 58 países em desenvolvimento no período de 1984 a 2007. Seus resultados sugerem que não existe uma relação estatisticamente significativa entre a abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Fielding e Rewilak (2015) estimam modelos EWS (painel, *probit*, efeitos aleatórios) para a crise bancária com dados anuais de 121 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, no período de 1999 a 2011. Seus achados sugerem que um aumento nos fluxos de investimento estrangeiro direto (*capital inflows bonanza*) eleva a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Caballero (2016), por sua vez, estima modelos EWS (painel, *logit*, efeitos aleatórios) de crise bancária com dados anuais de 59 países, desenvolvidos e em desenvolvimento, entre 1973 e 2008, e os resultados apontam para a mesma conclusão de que um *boom* nos fluxos de capital também aumenta a probabilidade de ocorrência de crises bancárias.

A síntese da literatura empírica revela um padrão sobre a relação entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crises financeiras, com as seguintes observações:

i) Bordo et al. (2001), para uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento, e Frost e Saiki (2014), para amostras de economias avançadas e emergentes, observam que a abertura financeira reduz a probabilidade de ocorrência de crise cambial. No caso de países em desenvolvimento, Glick e Hutchison (2005) também indicam que a abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial, enquanto Frost e Saiki (2014) não encontram uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise cambial para economias emergentes;

ii) Qin e Luo (2014) fornecem evidências de que a abertura financeira reduz a probabilidade de crise bancária para a amostra composta por países de baixa renda. Bordo et al. (2001), para a amostra composta por países desenvolvidos e em desenvolvimento, e Qin e Luo (2014), para a amostra de países de alta renda, indicam que a abertura financeira aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária. No caso de países de renda média, Qin e Luo (2014) e Hamdi e Jlassi (2014) não encontram uma relação estatisticamente significativa entre a abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

iii) Caballero (2016) e Fielding e Rewilak (2015) apresentam evidências de que um aumento nos fluxos de capital (*capital inflows bonanza*) eleva a probabilidade de ocorrência de crise bancária tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento.

Por fim, as contribuições deste trabalho à luz da literatura empírica existente sobre a relação entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crises financeiras são destacadas:

i) Os dados utilizados abrangem o período de 1970 a 2011. Dentre os estudos citados, apenas Bordo et al. (2001) utilizam dados para um período mais longo, mas sua amostra termina em 1997;

ii) A amostra deste trabalho é composta por 160 países, sendo 33 países avançados e 127 países emergentes e em desenvolvimento. Além disso, são estimados modelos probabilísticos de crises para a amostra total de 160 países, para a amostra de 33 países avançados e para a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento. A maior amostra dos trabalhos citados é a de Fielding e Rewilak (2015), com 121 países desenvolvidos e em desenvolvimento, mas esses autores não estimam modelos probabilísticos de crises separadamente para países desenvolvidos e em desenvolvimento. Frost e Saiki (2014) estimam modelos para a amostra total, economias avançadas e emergentes, mas utilizam uma amostra de apenas 46 países;

iii) Este estudo utiliza três métodos alternativos para estimar modelos probabilísticos de crises: o pooled probit, o modelo de efeitos aleatórios para probit em painel e a abordagem de Chamberlain (1980) e Mundlak (1978). Para avaliar o desempenho global dos modelos, é utilizada a análise da curva ROC (receiver operating characteristic). Os trabalhos citados geralmente utilizam o pooled probit/logit (Bordo et al., 2001; Glick e Hutchison, 2005) ou o modelo de efeitos aleatórios para probit/logit em painel (Caballero, 2016; Fielding e Rewilak, 2015; Frost e Saiki, 2014; Hamdi e Jlassi, 2014; Qin e Luo, 2014);

iv) Este trabalho estima modelos não lineares para a probabilidade de ocorrência de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana. Os estudos citados estimam modelos não lineares apenas para crises cambiais (Frost; Saiki, 2014; Glick; Hutchison, 2005) ou para crises bancárias (Caballero, 2016; Fielding; Rewilak, 2015; Hamdi; Jlassi, 2014; Qin; Luo, 2014). Bordo et al. (2001) estimam modelos não lineares tanto para crises cambiais quanto bancárias, mas nenhum dos estudos citados estima modelos para crises da dívida soberana.

Assim, este trabalho contribui para a literatura de três maneiras principais: i) Utiliza uma ampla amostra de países com dados ao longo de um longo período; ii) Estima modelos não lineares para a probabilidade de ocorrência de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana; iii) Aplica métodos alternativos para estimar os modelos não lineares.

3 Procedimentos metodológicos

3.1 Especificação do modelo e estimadores

A equação para a probabilidade de ocorrência de crises financeiras será especificada na forma de um modelo não linear de dados em painel:

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + c_i + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \text{ e } t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & \text{se } y_{it}^* > 0 \\ 0, & \text{se } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

A variável y_{it} é uma *dummy* que assume valor 1 se um país i no período t experimenta uma crise financeira e valor 0 se não experimenta uma crise financeira, $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor de variáveis explanatórias, c_i é a heterogeneidade não observável que varia entre os países e é constante ao longo do tempo e v_{it} é o erro idiossincrático, que varia ao longo do tempo e entre países. A natureza da relação entre c_i e $\mathbf{x}_{i,t}$ permite a utilização de dois modelos, o *random effects model* e

o *fixed effects model* (Cameron; Trivedi, 2005; Wooldridge, 2010). O ponto de partida é ignorar a heterogeneidade não observável c_i :

$$P(y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}) = G(\mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta}), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Ao especificar o modelo (3), não assumimos hipóteses suficientes para obter a distribuição de $\mathbf{y}_i \equiv (y_{i1}, \dots, y_{iT})$ dado $\mathbf{x}_i \equiv (\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT})$: Não assumimos $D(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, \dots, \mathbf{x}_{iT}) = D(y_{it} | \mathbf{x}_{it})$, tal que $\{\mathbf{x}_{it} : t = 1, \dots, T\}$ não é necessariamente exógeno; Mesmo se assumirmos exogeneidade estrita, não restringimos a dependência em $\{y_{it} : t = 1, \dots, T\}$ condicional a $\mathbf{x}_i$. Se o modelo é corretamente especificado, pode-se obter um estimador $\sqrt{N}$ – *consistente*, assintoticamente normal, ao maximizar o (log) da função de verossimilhança parcial. Uma matriz de variância-covariância robusta (cluster por país) é necessária para corrigir a correlação serial para um dado país ao longo do tempo. Esse estimador, denominado **Pooled Probit**, será o primeiro considerado nesse trabalho.

Para o modelo probit com heterogeneidade não observável (*random effect probit model*), a probabilidade de resposta que determina completamente a distribuição condicional de $D(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i)$ é:

$$P(y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}, c_i) = \Phi(\mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + c_i) \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Esse modelo assume um conjunto de três hipóteses: c_i e $\mathbf{x}_i$ são independentes, ou seja, $c_i | \mathbf{x}_i \sim N(0, \sigma_c^2)$; $\mathbf{x}_i$ é estritamente exógeno, ou seja, $D(y_{it} | \mathbf{x}_i, c_i) \equiv D(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i)$ para $t = 1, 2, \dots, T$; $y_{i1}, \dots, y_{iT}$ são independentes condicional a $(\mathbf{x}_i, c_i)$. Sob esses três pressupostos, pode-se estimar $\boldsymbol{\beta}$ e σ_c^2 por máxima verossimilhança condicional. A distribuição conjunta de $(y_{i1}, \dots, y_{iT})$ condicional a $\mathbf{x}_i$ é dada por:

$$f(y_1, \dots, y_T | \mathbf{x}_i; \boldsymbol{\theta}) = \int_{-\infty}^{\infty} [\prod_{t=1}^T f(y_t | \mathbf{x}_{it}, c_i; \boldsymbol{\beta})] (1/\sigma_c) \phi(c/\sigma_c) dc \quad (5)$$

Onde $f(y_t | \mathbf{x}_t, c_i; \boldsymbol{\beta}) = \Phi(\mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + c) y_t [1 - \Phi(\mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + c)]^{1-y_t}$ e $\boldsymbol{\theta}$ contém $\boldsymbol{\beta}$ e σ_c^2 . O log da função de verossimilhança para a amostra completa de tamanho N pode ser maximizado em relação a $\boldsymbol{\beta}$ e σ_c^2 para obter estimadores $\sqrt{N}$ – *consistentes*, assintoticamente normais. Esse estimador, denominado **RE Probit**, será o segundo considerado nesse trabalho.

Essa abordagem assume que a heterogeneidade não observável c_i é independente das variáveis explanatórias $\mathbf{x}_{it}$. Uma das vantagens de considerar a heterogeneidade não observável é permitir a correlação entre c_i e elementos de $\mathbf{x}_{it}$. A abordagem de Chamberlain (1980) e Mundlak (1978) permite correlação entre c_i e $\mathbf{x}_{it}$, ou seja, $c_i | \mathbf{x}_i \sim N(\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \xi, \sigma_a^2)$, onde $\bar{\mathbf{x}}_i$ é a média de $\mathbf{x}_{it}$ para $t = 1, \dots, T$, e σ_a^2 é a variância de a_i na equação $c_i = \psi + \bar{\mathbf{x}}_i \xi + a_i$.

Se assumirmos os pressupostos para o modelo probit com heterogeneidade não observável (*random effect probit model*) e permitirmos a correlação entre c_i e $\mathbf{x}_{it}$, a estimação de $\boldsymbol{\beta}, \psi, \xi$ e σ_a^2 é possível porque podemos escrever a variável latente como $y_{it}^* = \psi + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \xi + a_i + e_{it}$. Em outras palavras, ao adicionar médias das variáveis explanatórias por país na equação, permite-se a existência de correlação entre c_i e $\mathbf{x}_{it}$ e, ao final, tem-se o modelo probit com heterogeneidade não observável (*random effect probit model*). Esse estimador, denominado **RE Probit-Mundlak**, será o terceiro considerado nesse trabalho.

3.2 Dados e amostras

A fonte de informações sobre a ocorrência de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana é o banco de dados elaborado por Laeven e Valencia (2013). Para a estimação de

todos os modelos probit serão utilizadas três variáveis dependentes: i) Uma variável *dummy* que assume valor 1 se um país i no período t experimenta uma crise cambial e valor 0 se não experimenta uma crise cambial; ii) Uma variável *dummy* que assume valor 1 se um país i no período t experimenta uma crise bancária e valor 0 se não experimenta uma crise bancária; iii) Uma variável *dummy* que assume valor 1 se um país i no período t experimenta uma crise da dívida soberana e valor 0 se não experimenta uma crise da dívida.

Crise cambial é definida como uma depreciação nominal da moeda vis-à-vis o dólar (U.S) de pelo menos 30%, que é no mínimo 10% mais elevada do que a taxa de depreciação do ano anterior³. Crise bancária é definida como um evento que reuni duas condições: i) Sinais significativos de dificuldades financeiras (*financial distress*) no sistema bancário (conforme indicado por corridas bancárias significativas, perdas no sistema bancário e/ou liquidações bancárias); ii) Políticas governamentais significativas de intervenção no sistema bancário em resposta a perdas significativas no sistema bancário. Crise da dívida soberana é definida como um evento de *default* da dívida soberana em relação aos credores privados (Laeven e Valencia, 2013).

No trabalho, são utilizadas duas medidas de abertura financeira: um índice de jure e um índice *de facto*: i) KAOPEN — informa a existência ou inexistência de controles legais sobre os fluxos de capitais e a intensidade de *enforcement* desses controles. É um índice de abertura financeira de jure, sendo que um maior valor indica maior grau de abertura (Chinn, Ito, 2008); ii) LMF — é a soma do estoque de ativos e obrigações relativos a Investimento Externo Direto, Investimento de Portfólio, Outros Investimentos e Derivativos Financeiros, como proporção do PIB. É um índice de abertura financeira de facto, sendo que um maior valor também indica maior grau de abertura (Lane; Milesi-Ferretti, 2007).

As variáveis de controle incluídas em x_{it} , selecionadas com base na literatura (Berg, Pattillo, 1999; Bordo et al., 2001; Bussière, Fratzscher, 2006; Frankel, Rose, 1996; Frankel, Saravelos, 2012; Glick, Hutchison, 2005; Gourinchas, Obstfeld, 2012; Kaminsky, Reinhart, 1999), são: i) Dívida pública — é a dívida bruta do setor público como % do PIB (International Monetary Fund, 2013b, 2012b); ii) Crescimento do crédito — é o crescimento do crédito doméstico ao setor privado como % do PIB no ano t , em relação a $t-1$, expresso em percentagem (World Bank, 2019a); iii) Conta corrente — é o saldo da conta corrente como % do PIB (World Bank, 2019a); iv) Reservas — são as reservas internacionais como % do PIB (International Monetary Fund, 2019a; World Bank, 2019a); v) Desalinhamento cambial — é a taxa de câmbio real efetiva, desvio da tendência calculado por meio do filtro Hodrick-Prescott, em percentual (International Monetary Fund, 2019a); vi) Gap do produto — é o PIB real (em dólares constantes de 2005), desvio da tendência calculado por meio do filtro Hodrick-Prescott, em percentual (World Bank, 2019a); vii) Dívida externa de curto prazo — é a dívida externa de curto prazo como % do PIB (World Bank, 2019a, 2019b).

Todas as variáveis explanatórias são defasadas em um período para evitar possível viés de endogeneidade (Caballero, 2016; Catão, Milesi-Ferretti, 2014). Para contornar o viés pós-crise,

(3) A definição de crise cambial adotada por Laeven e Valencia (2013) baseia-se na abordagem de Frankel e Rose (1996). Frankel e Rose (1996) definem uma crise cambial como uma depreciação nominal da moeda vis-à-vis o dólar (U.S) de pelo menos 25%, que é no mínimo 10% mais elevada do que a taxa de depreciação do ano anterior. Gourinchas e Obstfeld (2012) utilizam exatamente o mesmo critério e valores utilizados por Frankel e Rose (1996) para definirem crise cambial – depreciação nominal da moeda vis-à-vis o dólar (U.S) de pelo menos 25%, que é no mínimo 10% mais elevada do que a taxa de depreciação do ano anterior. Catão e Milesi-Ferretti (2014) e Ghosh et al. (2014), por sua vez, utilizam o banco de dados elaborado por Laeven e Valencia (2013) como fonte de informações sobre a ocorrência de crise cambial.

em cada equação estimada para a ocorrência de um tipo de crise, serão excluídas da amostra as observações relativas aos três anos seguintes à ocorrência de uma crise para os países que a experimentam (Bussière; Fratzscher, 2006; Caballero, 2016; Catão; Milesi-Ferretti, 2014; Gourinchas; Obstfeld, 2012)⁴. Como afirmam Bussière e Fratzscher (2006):

o que chamamos de ‘viés pós-crise’ implica que os resultados econométricos dos modelos binomiais logit de sistemas de alerta precoce (EWS) são explicados, ao menos em parte, pelo comportamento das variáveis independentes durante e logo após uma crise. Isso pode levar a um viés importante, pois o comportamento das variáveis independentes é muito diferente em tempos tranquilos em comparação com períodos de crise/recuperação.

As estimativas são realizadas utilizando o *software Stata* 14.1. A amostra é composta por 160 países e dados do período de 1970 a 2011. A amostra total de 160 países é estratificada entre países avançados (33) e países emergentes e em desenvolvimento (127), conforme a classificação de países do International Monetary Fund (2019b). A amostra de países é apresentada no Quadro A1 no Apêndice.

4 Abertura financeira e crises financeiras: evidências econométricas

As Tabelas 1 a 3 apresentam os resultados das estimativas dos modelos probabilísticos para crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana. Para cada tipo de crise, são consideradas as seguintes amostras no período de 1970 a 2011: a amostra de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento), a amostra composta por 33 países avançados e a amostra composta por 127 países emergentes e em desenvolvimento, conforme a classificação de grupos analíticos do International Monetary Fund (2019b).

Para cada amostra, são estimadas duas equações por Pooled Probit, duas equações por RE Probit e duas equações por RE Probit – Mundlak, uma considerando o índice de abertura financeira *de jure* KAOPEN e outra considerando o índice de abertura financeira *de facto* LMF. Para a amostra composta por 33 países avançados, não foram estimadas equações para a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana, pois os países dessa amostra não experimentaram episódios de crise da dívida soberana durante esse período. A variável Dívida Externa de Curto Prazo (% do PIB) não está disponível para os países avançados e será incluída como variável explanatória apenas nas equações estimadas para a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento. O painel é desbalanceado, e a ausência de informações para as variáveis explanatórias é especialmente relevante durante a década de 1970.

Como critério para avaliar a performance global dos modelos, será realizada a análise da curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*), que quantifica a precisão dos testes de diagnóstico para discriminar entre dois estados ou condições (por exemplo, crise e não-crise). A curva ROC apresenta a relação entre a fração de casos positivos corretamente classificados (taxa de verdadeiros positivos) e a fração de casos positivos classificados incorretamente (falsos positivos), para uma série de limiares de probabilidade. A fração de casos positivos identificados corretamente (taxa de verdadeiros positivos) também é chamada de sensibilidade, e a taxa de verdadeiros negativos é chamada de especificidade. A medida 1 – especificidade é chamada de taxa de falsos positivos. Assim, para cada limiar de probabilidade, a curva ROC mede o trade-off

(4) Conforme Bussière e Fratzscher (2006): “What we call the ‘post-crisis bias’ implies that the econometric results of binomial logit EWS models are at least in part explained by the behavior of the independent variables during and directly after a crisis. This can lead to an important bias because the behavior of the independent variables is very different during tranquil times as compared to crisis/recovery periods”.

entre a taxa de verdadeiros positivos (sensibilidade) e a taxa de falsos positivos (1 – especificidade).

A curva ROC é interpretada da seguinte forma: se a curva estiver acima da linha de 45°, a área sob a curva ROC será maior que 0,5 ($AUROC > 0,5$). Isso significa que, para cada valor do limiar de probabilidade, a taxa de verdadeiros positivos será maior que a taxa de falsos positivos, e o modelo gerará previsões de crise superiores a qualquer escolha aleatória, como, por exemplo, o lançamento de uma moeda. Por outro lado, ao longo da linha de 45°, a área sob a curva ROC será igual a 0,5 ($AUROC = 0,5$), indicando que a sensibilidade será igual a 1 – especificidade, o que significa que, para cada valor do limiar de probabilidade, a taxa de verdadeiros positivos será exatamente igual à taxa de falsos positivos, e o modelo gerará previsões de crise tão boas quanto qualquer escolha aleatória. Quanto maiores forem os valores estimados para a AUROC, melhor será a performance global do modelo na discriminação entre os dois estados ou condições (por exemplo, crise e não-crise). Um valor estimado de $AUROC = 1$ significa que o modelo discrimina perfeitamente entre os dois estados ou condições.

4.1 Abertura financeira e crise cambial

A Tabela 1 apresenta os resultados das estimativas para os modelos probabilísticos de crise cambial, considerando a amostra de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento), a amostra composta por 33 países avançados e a amostra composta por 127 países emergentes e em desenvolvimento no período de 1970 a 2011.

Para a amostra de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento) (colunas 1 a 6), o efeito marginal do índice de abertura financeira de jure KAOPEN na equação estimada por Pooled Probit, os coeficientes associados a KAOPEN nas equações estimadas por RE Probit e RE Probit-Mundlak, e o coeficiente associado ao índice de facto LMF na equação estimada por RE Probit são negativos e estatisticamente significativos. Esses resultados indicam que, para a amostra de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento), o aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial. Ademais, os resultados indicam que o aumento das reservas internacionais como % do PIB também diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial.

Para a amostra de 33 países avançados (colunas 7 a 12), os efeitos marginais dos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por Pooled Probit, e os coeficientes associados aos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF nas equações estimadas por RE Probit e RE Probit-Mundlak, são todos negativos e estatisticamente significativos. Esses resultados indicam que, para a amostra de 33 países avançados, o aumento da abertura financeira reduz a probabilidade de ocorrência de crise cambial. Há também evidências de que o aumento do saldo em conta corrente como % do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial e que a sobrevalorização cambial aumenta a probabilidade de ocorrência de crise cambial.

Considerando a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento (colunas 13 a 18), os efeitos marginais dos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por Pooled Probit, e os coeficientes associados aos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por RE Probit e RE Probit-Mundlak, não são estatisticamente significativos para nenhuma das equações estimadas. Isso indica que, para essa amostra de países, não há uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise cambial. Ademais, há evidências de que a sobrevalorização cambial e o aumento da dívida externa de curto prazo como % do PIB aumentam a probabilidade

de ocorrência de crise cambial, enquanto o aumento das reservas internacionais como % do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial.

Esses resultados são consistentes com os encontrados por Bordo et al. (2001), que identificam evidências de que uma maior abertura financeira reduz a probabilidade de ocorrência de crise cambial para uma amostra composta por países desenvolvidos e em desenvolvimento, e com os reportados por Frost e Saiki (2014), que também verificam que maior abertura financeira reduz a probabilidade de crise cambial para uma amostra de países avançados e emergentes. Contudo, os resultados encontrados contrastam com os de Glick e Hutchison (2005), que identificaram evidências de que maior abertura financeira reduz a probabilidade de ocorrência de crise cambial apenas para uma amostra de países em desenvolvimento.

Por fim, na Tabela 1, o menor valor estimado para a AUROC é 0,75 na coluna 1, e o maior valor é 0,98 na coluna 12. Para efeito de comparação, o valor reportado para a AUROC por Schularick e Taylor (2012) para o modelo básico é 0,71. Portanto, a performance global dos modelos estimados para discriminar entre dois estados ou condições (de crise e de não-crise) é bastante satisfatória. Os Gráficos 1 e 2 abaixo apresentam a curva ROC para as equações das colunas 1 e 12, respectivamente.

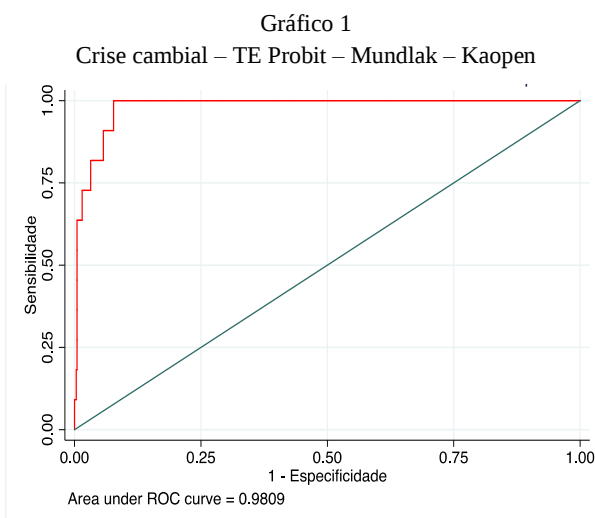
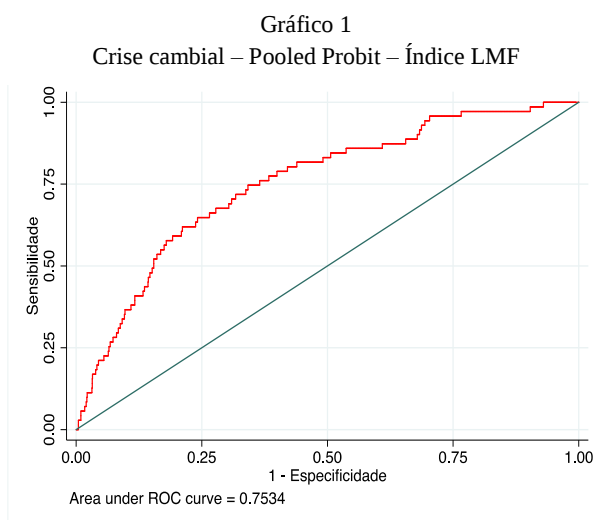


Tabela 1
Abertura financeira e crise cambial

	Países Avançados + Países Emergentes e em Desenvolvimento						Países Avançados						Países Emergentes e em Desenvolvimento						
	POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	
LMF	-0.0001 (0,0000)		-0.0012 (0,005)**		-0.0003 (0,0007)		-0.0000 (0,0000)***		-0.0021 (0,0012)*		-0.0035 (0,0015)**		0.0001 (0,0001)		0.0011 (0,0022)		-0.0000 (0,0027)		
KAOPEN		-0.0201 (0,0047)***		-0.2974 (0,0574)***		-0.2927 (0,2713)***		-0.0184 (0,0040)***		-0.7241 (0,1851)***		-1.1747 (0,4075)***		-0.0072 (0,0060)		-0.1222 (0,0844)		-0.1431 (0,0975)	
Dívida Pública (%PIB)	0.0000 (0,0001)	0.0000 (0,0001)	0.0008 (0,0013)	-0.0002 (0,0013)	0.0011 (0,0019)	0.0004 (0,0020)	0.0001 (0,0001)	0.0001 (0,0000)*	0.0061 (0,0036)*	0.0052 (0,0041)	0.0032 (0,0059)	0.0124 (0,0105)	-0.0006 (0,0002)**	-0.0005 (0,0002)**	-0.0066 (0,0025)***	-0.0062 (0,0022)***	-0.0026 (0,0035)	-0.0038 (0,0030)	
Cres. Crédito (%)	-0.0000 (0,0002)	0.0001 (0,0002)	-0.0015 (0,0025)	0.0000 (0,0025)	-0.0044 (0,0026)*	-0.0030 (0,0027)	-0.0002 (0,0002)	-0.0000 (0,0002)	-0.0103 (0,0102)	-0.0033 (0,0102)	-0.0246 (0,0123)**	-0.0095 (0,0138)	0.0001 (0,0003)	0.0001 (0,0003)	-0.0003 (0,0029)	-0.0002 (0,0029)	-0.0035 (0,0031)	-0.0030 (0,0032)	
Conta Corrente (%PIB)	-0.0011 (0,0009)	-0.0002 (0,0008)	-0.0189 (0,0113)*	-0.0109 (0,0115)	-0.0255 (0,0126)**	-0.0224 (0,0127)*	-0.0044 (0,0013)***	-0.0029 (0,0012)**	-0.1427 (0,0543)***	-0.1158 (0,0525)**	-0.2445 (0,0923)***	-0.1889 (0,0819)**	0.0008 (0,0010)	0.0007 (0,0010)	0.0036 (0,0141)	0.0035 (0,0144)	-0.0097 (0,0152)	-0.0066 (0,0155)	
Reservas (%PIB)	-0.0038 (0,0010)***	-0.0041 (0,0010)***	-0.0680 (0,0157)***	-0.0709 (0,0161)***	-0.07912 (0,0166)***	-0.0769 (0,0172)***	-0.0003 (0,0003)	-0.0010 (0,0005)*	-0.0125 (0,0211)	-0.0427 (0,0393)	0.0078 (0,0566)	0.0085 (0,0763)	-0.0088 (0,0022)***	-0.0080 (0,0019)***	-0.1186 (0,0253)***	-0.1149 (0,0247)***	-0.1260 (0,0289)***	-0.1353 (0,0281)***	
Desalinhamento Cambial (%)	0.0002 (0,0005)	0.0002 (0,0005)	0.0021 (0,0024)	0.0030 (0,0024)	0.0012 (0,0024)	0.0021 (0,0024)	0.0031 (0,0013)**	0.0031 (0,0010)***	0.0969 (0,0314)***	0.1236 (0,0428)***	0.1067 (0,0394)***	0.1150 (0,0554)**	0.0008 (0,0004)*	0.0008 (0,0004)*	0.0083 (0,0034)**	0.0081 (0,0034)**	0.0066 (0,0035)*	0.0058 (0,0034)*	
Gap do PIB (%)	0.0002 (0,0015)	0.0002 (0,0014)	0.0036 (0,0145)	-0.0003 (0,0149)	0.0060 (0,0146)	0.0006 (0,0149)	0.0012 (0,0020)	-0.0033 (0,0022)	-0.0444 (0,0516)	-0.1315 (0,0750)*	-0.1163 (0,0752)	0.2117 (0,1054)**	0.0019 (0,0020)	0.0000 (0,0021)***	0.0038 (0,0188)	-0.0004 (0,0193)	0.0152 (0,0191)	0.0069 (0,0196)	
Dívida Ext. Curto Prazo (%PIB)													0.0036 (0,0010)***	0.0036 (0,0010)***	0.0383 (0,0094)***	0.0383 (0,0098)***	0.0345 (0,0110)***	0.0298 (0,0104)***	

Continua...

Tabela 1 – Continuação

	Países Avançados + Países Emergentes e em Desenvolvimento						Países Avançados						Países Emergentes e em Desenvolvimento					
	POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Nº de Observações	1665	1628	1665	1628	1665	1628	634	607	634	607	634	607	896	889	896	889	896	889
Nº de Grupos																		
Teste Wald (p-valor)			80	79	80	79			28	27	28	27			45	45	45	45
					0,0000	0,0000					0,1615	0,3915					0,0243	0,0115
LR Test (p-valor)			0,0000	0,0000	0,0520	0,0560			0,3190	1,0000	1,000	1,0000			0,0000	0,0000	0,0250	0,0230
AUROC	0,7534	0,7786	0,7358	0,7746	0,8360	0,8513	0,8983	0,9658	0,9015	0,9658	0,9590	0,9809	0,7997	0,8031	0,7986	0,8008	0,8558	0,8607
s.d AUROC	0,0291	0,0274	0,0293	0,0274	0,0225	0,0211	0,0321	0,0183	0,0292	0,0183	0,0143	0,0085	0,0327	0,0310	0,0323	0,0305	0,0242	0,0236

Notas: A variável dependente é uma *dummy*, assume valor 1 se o país *i* experimenta uma crise cambial no ano *t* e valor 0 se o país *i* não experimenta crise cambial no ano *t*. São reportados os p-valores das estatísticas Teste Wald e LR Test. A estatística Teste Wald testa a hipótese nula de que os coeficientes associados às médias das variáveis explanatórias por país, nas equações estimadas por RE PROBIT-MUNDLAK, são conjuntamente iguais a zero. Os coeficientes associados às medias das variáveis explanatórias por país, nas equações estimadas por RE PROBIT-MUNDLAK, não foram reportados na Tabela. A estatística LR Test testa a hipótese nula de que a correlação intraclasse do termo de erro é zero. A estatística AUROC é a área estimada sob a curva ROC (*receiver operating characteristic curve*). Para as estimações por POOLED PROBIT são reportados os efeitos marginais (*average marginal effects*) e respectivos desvios padrões entre parêntese. Para as estimações por RE PROBIT e RE PROBIT-MUNDLAK são reportados os coeficientes e respectivos desvios padrões entre parêntese. Por fim, *, **, ***, indicam significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

4.2 Abertura financeira e crise bancária

A Tabela 2 apresenta os resultados das estimativas para os modelos probabilísticos de crise bancária, considerando a amostra de 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento), a amostra de 33 países avançados e a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento no período de 1970 a 2011.

Para a amostra de 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento) (colunas 1 a 6), o efeito marginal do índice de abertura financeira de jure KAOPEN na equação estimada por pooled probit, os coeficientes associados a KAOPEN nas equações estimadas por re probit e re probit-mundlak e o coeficiente associado ao índice de abertura financeira de facto LMF na equação estimada por re probit não são estatisticamente significativos. No entanto, o efeito marginal do índice de abertura financeira de facto LMF na equação estimada por pooled probit e o coeficiente associado a LMF na equação estimada por re probit-mundlak são positivos e estatisticamente significativos, sugerindo que uma maior abertura financeira, medida pelo índice de facto LMF, aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Além disso, há evidências de que o aumento da dívida pública como porcentagem do PIB e o aumento do PIB (em relação à tendência) aumentam a probabilidade de ocorrência de crise bancária, enquanto o aumento das reservas internacionais como porcentagem do PIB reduz a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Para a amostra de 33 países avançados (colunas 7 a 12), os efeitos marginais dos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por pooled probit, os coeficientes associados aos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF nas equações estimadas por re probit e o coeficiente associado ao índice de abertura financeira KAOPEN na equação estimada por re probit-mundlak não são estatisticamente significativos. O coeficiente associado ao índice de abertura financeira de facto LMF na equação estimada por re probit-mundlak é positivo e estatisticamente significativo. Portanto, apesar da equação reportada na coluna 11, os resultados sugerem que não há uma relação estatisticamente significativa entre a abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise bancária para a amostra de 33 países avançados. As evidências indicam que o aumento das reservas internacionais como porcentagem do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise bancária, enquanto o aumento do PIB (em relação à tendência) aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Considerando a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento (colunas 13 a 18), os efeitos marginais dos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por pooled probit e os coeficientes associados aos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por re probit e re probit-mundlak não são estatisticamente significativos para nenhuma das equações estimadas, indicando que, para essa amostra de países e período, não há uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise bancária. Há, no entanto, evidências de que o aumento do PIB (em relação à tendência) aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Esses resultados são consistentes com os de Bordo et al. (2001), que indicam que maior abertura financeira, medida por um índice de jure, aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária para uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento, e com os de Qin e Luo (2014) para países de renda média e Hamdi e Jlassi (2014) para países em desenvolvimento, que não encontram relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Por outro lado, os resultados divergem dos

reportados por Qin e Luo (2014) para países de baixa renda, que sugerem que maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise bancária, e para países de alta renda, que indicam que maior abertura financeira aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Na Tabela 2, o menor valor estimado para a AUROC é 0,72 na coluna 13, enquanto o maior valor é 0,91 na coluna 11. Dessa forma, a performance global dos modelos estimados para discriminar entre dois estados ou condições (crise e não crise) é satisfatória. Os Gráficos 3 e 4 abaixo apresentam as curvas ROC para as equações das colunas 13 e 11, respectivamente.

Gráfico 3
Crise bancária – Pooled Probit – Índice LMF

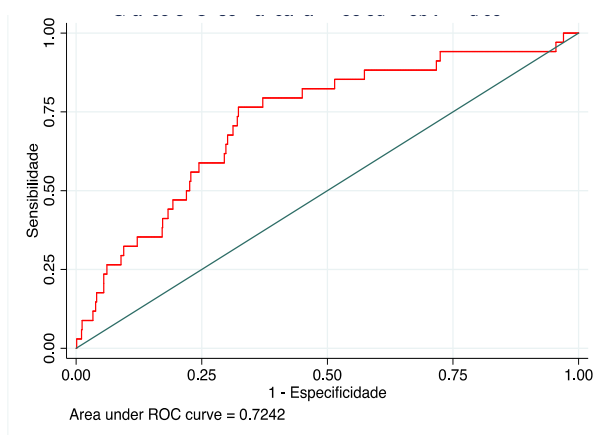


Gráfico 4
Crise bancária – RE Probit-Mundlak – LMF

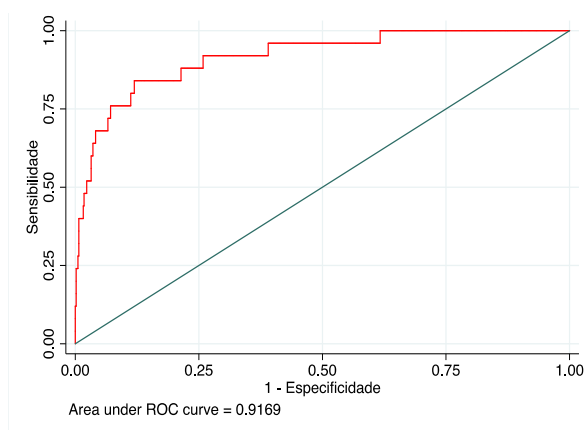


Tabela 2
Abertura financeira e crise bancária

	Países Avançados + Países Emergentes e em Desenvolvimento						Países Avançados						Países Emergentes e em Desenvolvimento					
	POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
LMF	0,0000 (0,0000)***		0,0000 (0,0000)		0,0018 (0,0003)***		0,0000 (0,0000)		0,0000 (0,0000)		0,0022 (0,0005)***		-0,0000 (0,0001)		-0,0008 (0,0016)		0,0021 (0,0023)	
KAOPEN		0,0005 (0,0028)		0,0065 (0,0386)		-0,0051 (0,0634)		0,0046 (0,0077)		0,0718 (0,1088)		0,1611 (0,1506)		-0,0050 (0,0054)		-0,0693 (0,0676)		-0,0874 (0,0910)
Dívida Pública (%PIB)	0,0001 (0,0000)***	0,0001 (0,0000)***	0,0019 (0,0008)**	0,0021 (0,0009)**	0,0032 (0,0018)*	0,0041 (0,0018)**	0,0000 (0,0002)	0,0000 (0,0002)	0,0007 (0,0039)	0,0014 (0,0044)	-0,0033 (0,0075)	-0,0046 (0,0097)	0,0001 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0018 (0,0013)	0,0013 (0,0011)	0,0027 (0,0023)	0,0040 (0,0021)*
Cres. Crédito (%)	0,0002 (0,0001)	0,0002 (0,0001)	0,0030 (0,0019)	0,0031 (0,0019)	0,0015 (0,0022)	0,0020 (0,0022)	0,0000 (0,0001)	0,0000 (0,0001)	0,0006 (0,0045)	0,0013 (0,0045)	-0,0041 (0,0095)	0,0022 (0,0049)	0,0002 (0,0002)	0,0002 (0,0002)	0,0032 (0,0025)	0,0036 (0,0025)	0,0026 (0,0029)	0,0029 (0,0029)
Conta Corrente (%PIB)	0,0000 (0,0005)	0,0001 (0,0005)	0,0006 (0,0081)	0,0017 (0,0083)	-0,0251 (0,0105)**	-0,0243 (0,0111)**	0,0024 (0,0015)	0,0029 (0,0016)*	0,0352 (0,0235)	0,0462 (0,0251)*	-0,0702 (0,0416)*	-0,0363 (0,0378)	0,0005 (0,0007)	0,0005 (0,0006)	0,0071 (0,0104)	0,0071 (0,0101)	-0,0096 (0,0143)	-0,0100 (0,0132)
Reservas (%PIB)	-0,0012 (0,0005)**	-0,0014 (0,0005)**	-0,0165 (0,0069)**	-0,0187 (0,0072)**	-0,0184 (0,0095)*	-0,0212 (0,0101)**	-0,0031 (0,0017)*	-0,0047 (0,0016)***	-0,0458 (0,0204)**	-0,0734 (0,0282)***	-0,0110 (0,0407)	-0,1104 (0,0484)**	-0,0006 (0,0007)	-0,0007 (0,0007)	-0,0093 (0,0094)	-0,0100 (0,0084)	-0,0164 (0,0130)	-0,0107 (0,0116)
Desalinhamento Cambial (%)	-0,0000 (0,0001)	-0,0000 (0,0001)	-0,0007 (0,0016)	-0,0007 (0,0016)	0,0002 (0,0015)	-0,0001 (0,0016)	0,0018 (0,0012)	0,0019 (0,0012)	0,0265 (0,0225)	0,0302 (0,0237)	0,0089 (0,0296)	0,0243 (0,0294)	-0,0000 (0,0001)	0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0017)	0,0000 (0,0016)	0,0003 (0,0016)	0,0002 (0,0016)
Gap do PIB (%)	0,0066 (0,0013)***	0,0065 (0,0013)***	0,0864 (0,0152)***	0,0864 (0,0154)***	0,0853 (0,0162)***	0,0929 (0,0163)***	0,0180 (0,0037)***	0,0187 (0,0040)***	0,2600 (0,0475)***	0,2891 (0,0522)***	0,2548 (0,0616)***	0,3263 (0,0637)***	0,0036 (0,0012)***	0,0037 (0,0012)***	0,0497 (0,0184)***	0,0509 (0,0186)***	0,0577 (0,0192)***	0,0565 (0,0190)***
Dívida Ext. Curto Prazo (%PIB)													0,0006 (0,0006)	0,0006 (0,0005)	0,0091 (0,0060)	0,0085 (0,0058)	0,0011 (0,0066)	0,0021 (0,0065)

Continua...

Tabela 2 – Continuação

	Países Avançados + Países Emergentes e em Desenvolvimento						Países Avançados						Países Emergentes e em Desenvolvimento					
	POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Nº de Observações	1688	1655	1688	1655	1688	1655	586	562	586	562	586	562	963	957	963	957	963	957
Nº de Grupos			80	79	80	79			28	27	28	27			45	45	45	45
Teste Wald (p-valor)					0,0000	0,0015					0,0100	0,1141					0,0448	0,1184
LR Test (p-valor)			1,0000	1,0000	1,0000	1,0000			1,0000	1,0000	1,0000	1,0000			1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
AUROC	0,7656	0,7661	0,7656	0,7661	0,8084	0,8007	0,8657	0,8927	0,8657	0,8927	0,9169	0,9113	0,7242	0,7321	0,7242	0,7321	0,7861	0,7765
s.d AUROC	0,0327	0,0328	0,0327	0,0328	0,0305	0,0284	0,0438	0,0388	0,0438	0,0388	0,0298	0,0325	0,0451	0,0417	0,0451	0,0417	0,0383	0,0385

Notas: A variável dependente é uma *dummy*, assume valor 1 se o país *i* experimenta uma crise bancária no ano *t* e valor 0 se o país *i* não experimenta crise bancária no ano *t*. São reportados os p-valores das estatísticas Teste Wald e LR Test. A estatística Teste Wald testa a hipótese nula de que os coeficientes associados às médias das variáveis explanatórias por país, nas equações estimadas por RE PROBIT-MUNDLAK, são conjuntamente iguais a zero. Os coeficientes associados às medias das variáveis explanatórias por país, nas equações estimadas por RE PROBIT-MUNDLAK, não foram reportados na Tabela. A estatística LR Test testa a hipótese nula de que a correlação intraclasse do termo de erro é zero. A estatística AUROC é a área estimada sob a curva ROC (*receiver operating characteristic curve*). Para as estimações por POOLED PROBIT são reportados os efeitos marginais (*average marginal effects*) e respectivos desvios padrões entre parêntese. Para as estimações por RE PROBIT e RE PROBIT-MUNDLAK são reportados os coeficientes e respectivos desvios padrões entre parêntese. Por fim, *, **, ***, indicam significativos a 10%, 5% e 1 %, respectivamente.

4.3 Abertura financeira e crise da dívida soberana

A Tabela 3 apresenta os resultados das estimativas para os modelos probabilísticos de crise da dívida soberana, considerando a amostra de 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento) e a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento no período de 1970 a 2011. Para a amostra de 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento) (colunas 1 a 6), o efeito marginal dos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF nas equações estimadas por pooled probit e os coeficientes associados a KAOPEN e LMF nas equações estimadas por re probit são negativos e estatisticamente significativos. Os coeficientes associados a LMF e KAOPEN nas equações estimadas por re probit-mundlak não são estatisticamente significativos. Apesar dos resultados reportados nas colunas 5 e 6, esses resultados sugerem que uma maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. Além disso, há evidências de que o aumento das reservas internacionais como porcentagem do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana, enquanto o crescimento do crédito aumenta essa probabilidade.

Para a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento (colunas 7 a 12), os efeitos marginais dos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por pooled probit e os coeficientes associados aos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por re probit e re probit-mundlak não são estatisticamente significativos para nenhuma das equações estimadas, indicando que, para essa amostra de países e período, não há uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. No entanto, há evidências de que o aumento das reservas internacionais como porcentagem do PIB e do saldo em conta corrente como porcentagem do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana, enquanto o aumento da dívida externa de curto prazo como porcentagem do PIB aumenta essa probabilidade. Na literatura consultada, não foram encontrados trabalhos que analisam a relação entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. Adicionalmente, na Tabela 3, o menor valor estimado para a AUROC é 0,80 na coluna 1 e o maior valor é 0,87 na coluna 11, indicando uma performance satisfatória dos modelos estimados para discriminar entre dois estados ou condições (crise e não crise). Os Gráficos 5 e 6 abaixo apresentam as curvas ROC para as equações das colunas 1 e 11, respectivamente.

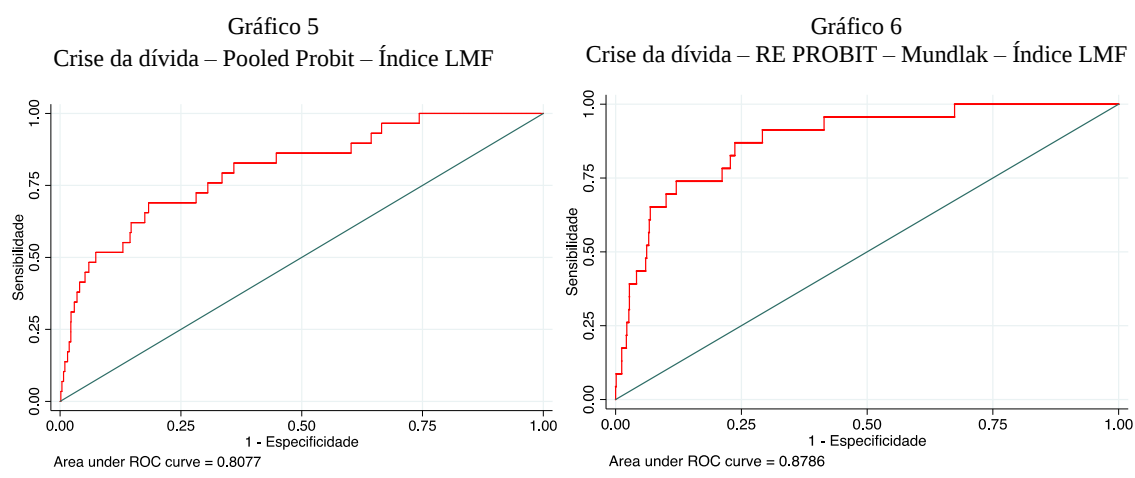


Tabela 3
Abertura financeira e crise da dívida soberana

	Países Avançados + Países Emergentes e em Desenvolvimento						Países Emergentes e em Desenvolvimento					
	POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LMF	-0,0001 (0,0000)***		-0,0030 (0,0014)**		-0,0007 (0,0016)		0,0000 (0,0001)		0,0010 (0,0023)		0,0004 (0,0030)	
KAOPEN		-0,0062 (0,0021)***		-0,1846 (0,0641)***		-0,1464 (0,0963)		0,0006 (0,0043)		0,0130 (0,0867)		-0,0524 (0,1292)
Dívida Pública (%PIB)	-0,0000 (0,0000)	-0,0000 (0,0000)	-0,0004 (0,0021)	-0,0028 (0,0020)	-0,0033 (0,0033)	-0,0050 (0,0031)	-0,0003 (0,0002)	-0,0002 (0,0001)*	-0,0069 (0,0029)**	-0,0063 (0,0024)***	-0,0090 (0,0042)**	-0,0092 (0,0036)**
Cres. Crédito (%)	0,0001 (0,0000)**	0,0001 (0,0000)*	0,0045 (0,0026)*	0,0047 (0,0026)*	0,0036 (0,0030)	0,0034 (0,0030)	0,0001 (0,0001)	0,0001 (0,0001)	0,0023 (0,0034)	0,0021 (0,0034)	0,0009 (0,0040)	0,0009 (0,0039)
Conta Corrente (%PIB)	-0,0005 (0,0002)**	-0,0004 (0,0002)	-0,0170 (0,0080)**	-0,0126 (0,0080)	-0,0130 (0,0101)	-0,0109 (0,0097)	-0,0011 (0,0006)*	-0,0012 (0,0006)*	-0,0253 (0,0141)*	-0,0267 (0,0144)*	-0,0229 (0,0176)	-0,0232 (0,0181)
Reservas (%PIB)	-0,0019 (0,0006)***	-0,0022 (0,0007)***	-0,0604 (0,0201)***	-0,0680 (0,0203)***	-0,0841 (0,0224)***	-0,0842 (0,0219)***	-0,0046 (0,0013)***	-0,0045 (0,0014)***	-0,1008 (0,0276)***	-0,0971 (0,0246)***	-0,1175 (0,0353)***	-0,1171 (0,0313)***
Desalinhamento Cambial (%)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0028 (0,0020)	0,0025 (0,0020)	0,0030 (0,0020)	0,0025 (0,0020)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0020 (0,0017)	0,0020 (0,0017)	0,0023 (0,0020)	0,0020 (0,0020)
Gap do PIB (%)	0,0005 (0,0007)	0,0007 (0,0008)	0,0141 (0,0180)	0,0201 (0,0183)	0,0137 (0,0175)	0,0160 (0,0175)	0,0010 (0,0013)	0,0009 (0,0013)	0,0227 (0,0218)	0,0195 (0,0224)	0,0210 (0,0229)	0,0173 (0,0230)
Dívida Ext. Curto Prazo (%PIB)							0,0010 (0,0005)**	0,0011 (0,0005)**	0,0234 (0,0085)***	0,0237 (0,0084)***	0,0292 (0,0119)**	0,0282 (0,0119)**

Continua...

Tabela 3 – Continuação

	Países Avançados + Países Emergentes e em Desenvolvimento						Países Emergentes e em Desenvolvimento					
	POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK		POOLED PROBIT		RE PROBIT		RE PROBIT - MUNDLAK	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Nº de Observações	1831	1794	1831	1794	1831	1794	1010	1004	1010	1004	1010	1004
Nº de Grupos			80	79	80	79			45	45	45	45
Teste Wald (p-valor)					0,0007	0,0002					0,0782	0,0600
LR Test (p-valor)			0,0290	0,1540	1,0000	1,0000			0,4980	0,4990	1,0000	1,0000
AUROC	0,8077	0,8093	0,8080	0,8087	0,8758	0,8718	0,8241	0,8248	0,8241	0,8248	0,8786	0,8777
s.d AUROC	0,0426	0,0426	0,0427	0,0429	0,0374	0,0370	0,0373	0,0381	0,0373	0,0381	0,0342	0,0341

Notas: A variável dependente é uma *dummy*, assume valor 1 se o país *i* experimenta uma crise da dívida no ano *t* e valor 0 se o país *i* não experimenta crise da dívida no ano *t*. São reportados os p-valores das estatísticas Teste Wald e LR Test. A estatística Teste Wald testa a hipótese nula de que os coeficientes associados às médias das variáveis explanatórias por país, nas equações estimadas por RE PROBIT-MUNDLAK, são conjuntamente iguais a zero. Os coeficientes associados às médias das variáveis explanatórias por país, nas equações estimadas por RE PROBIT-MUNDLAK, não foram reportados na Tabela. A estatística LR Test testa a hipótese nula de que a correlação intraclasse do termo de erro é zero. A estatística AUROC é a área estimada sob a curva ROC (*receiver operating characteristic curve*). Para as estimações por POOLED PROBIT são reportados os efeitos marginais (*average marginal effects*) e respectivos desvios padrões entre parêntese. Para as estimações por RE PROBIT e RE PROBIT-MUNDLAK são reportados os coeficientes e respectivos desvios padrões entre parêntese. Por fim, *, **, ***, indicam significativos a 10%, 5% e 1 %, respectivamente.

5 Considerações finais

Este trabalho realiza uma ampla investigação empírica sobre as relações entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise cambial, bancária e da dívida soberana. Considerando que a literatura empírica sobre o tema é relativamente escassa, a pesquisa contribui de forma significativa em aspectos importantes: i) Utiliza dados para 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento) no período de 1970 a 2011; ii) Estima modelos probabilísticos para a ocorrência de crises bancária, cambial e da dívida soberana; iii) Emprega métodos distintos para estimar modelos não lineares de dados em painel. Os resultados encontrados revelam o seguinte padrão:

i) Para a amostra composta por 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento), há evidências de que o aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial. Também há evidências de que o aumento da abertura financeira, quando mensurado por índice de facto, aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Além disso, o aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. Os resultados ainda indicam que o aumento das reservas internacionais reduz a probabilidade de ocorrência de crise cambial, bancária e da dívida soberana. Além disso, o aumento da dívida pública e do PIB (em relação à tendência) eleva a probabilidade de ocorrência de crise bancária, enquanto o crescimento do crédito aumenta a probabilidade de crise da dívida soberana.

ii) Para a amostra de 33 países avançados, há evidências de que o aumento da abertura financeira reduz a probabilidade de ocorrência de crise cambial, e não há evidências sistemáticas de uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Também há evidências de que o aumento do saldo em conta corrente diminui a probabilidade de crise cambial, enquanto a sobrevalorização cambial aumenta essa probabilidade. O aumento das reservas internacionais reduz a probabilidade de crise bancária, enquanto o aumento do PIB (em relação à tendência) eleva a probabilidade de crise bancária.

iii) Para a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento, não foi observada uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise cambial, bancária ou da dívida soberana. No entanto, existem evidências de que o aumento das reservas internacionais reduz a probabilidade de ocorrência de crise cambial e da dívida soberana. Por outro lado, o aumento da dívida externa de curto prazo eleva a probabilidade de ocorrência de crise cambial e da dívida soberana, enquanto a sobrevalorização cambial aumenta a probabilidade de crise cambial. O aumento do saldo em conta corrente diminui a probabilidade de crise da dívida soberana, e o aumento do PIB (em relação à tendência) aumenta a probabilidade de crise bancária.

Uma ampla literatura teórica alerta sobre os potenciais riscos da abertura financeira para as economias nacionais, especialmente na forma de instabilidade macroeconômica e crises financeiras, particularmente para países emergentes e em desenvolvimento. Dell’Ariccia et al. (2008), Eichengreen (2007; 2004; 2000), Eichengreen et al. (1998), International Monetary Fund (2022; 2020; 2015; 2013a; 2012a; 2011), Kose et al. (2010), Kose et al. (2009a) e Obstfeld (2009) destacam os riscos da abertura financeira na forma de instabilidade macroeconômica e crises financeiras, especialmente na ausência de condições iniciais adequadas nas economias domésticas. Bhagwati (1998), Erten et al. (2021), Knyazeva et al. (2012), Korinek (2022; 2012,

2011), Korinek e Simsek (2016), Rodrik (1998; 2017; 2018) e Stiglitz (2000; 2004; 2010) também enfatizam os potenciais riscos da abertura financeira para as economias domésticas, principalmente no que diz respeito à instabilidade macroeconômica e às crises financeiras.

Os resultados apresentados neste trabalho, embora não corroborem os argumentos da literatura teórica sobre os potenciais riscos da abertura financeira, na forma de crises financeiras, são, em geral, coerentes com a literatura empírica: i) Bordo et al. (2001) encontram evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial em uma amostra composta de países desenvolvidos e em desenvolvimento; Frost e Saiki (2014) encontram evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial para uma amostra de países avançados e emergentes, mas não observam uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial para uma amostra de países emergentes; ii) Bordo et al. (2001) reportam evidências de que maior abertura financeira aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária para uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento, enquanto as evidências apresentadas por Qin e Luo (2014) para países de renda média e por Hamdi e Jlassi (2014) para países em desenvolvimento mostram a ausência de uma relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Além disso, é importante destacar que, na literatura empírica, não existem estudos sobre o efeito da abertura financeira na probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. A avaliação de Henry (2007, p. 924) sobre o papel da abertura financeira para a ocorrência de crises financeiras é consistente com as evidências apresentadas neste trabalho e com a literatura empírica: *“In other words, at least some of the existing evidence supports the notion that poor macroeconomic policies, not capital account liberalizations, cause crises”*.

Por fim, para as amostras de países analisadas, o período considerado, os métodos econométricos utilizados e as especificações das equações probabilísticas, não encontramos evidências sistemáticas de que a abertura financeira cause crises financeiras, exceto no caso da crise bancária para a amostra de 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento) quando a abertura financeira é mensurada por índice de facto. Além disso, há evidências de que a abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial e da dívida soberana para a amostra de 160 países (avançados, emergentes e em desenvolvimento), diminui a probabilidade de crise cambial em uma amostra de 33 países avançados, e não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de crise cambial, crise bancária ou crise da dívida soberana para uma amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento. Esses resultados são, em geral, coerentes com os achados da literatura empírica e representam, em certa medida, um desafio aos argumentos apresentados na literatura teórica sobre os potenciais riscos da abertura financeira para as economias nacionais, na forma de instabilidade macroeconômica e crises financeiras.

Referências bibliográficas

- ACEMOGLU, D. *Introduction to modern economic growth*. New Jersey: Princeton University Press, 2009.
- ALFARO, L.; KALEMI-OZCAN, S.; VOLOSOVYCH, V. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? An empirical investigation. *Review of Economics and Statistics*, v. 90, n. 2, p. 347-368, 2008.

- AYKUT, D.; KOSE, M. A. Collateral benefits of financial globalization. In: CAPRIO, G. (Ed.). *The evidence and impact of financial globalization*. Washington: Elsevier, 2012.
- BERG, A.; PATTILLO, C. Predicting currency crises: the indicators approach and an alternative. *Journal of International Money and Finance*, v. 18, p. 561-586, 1999.
- BHAGWATI, J. The capital myth: the difference between trade in widgets and dollars. *Foreign Affairs*, v. 77, n. 3, p. 7-12, 1998.
- BORDO, M.; EICHENGREEN, B.; KLINGEBIEL, D.; MARTINEZ-PERIA, M. S. Is the crisis problem growing more severe? *Economic Policy*, v. 16, n. 32, p. 52-82, 2001.
- BUSSIÈRE, M.; FRATZSCHER, M. Towards a new early warning system of financial crises. *Journal of International Money and Finance*, v. 25, p. 953-973, 2006.
- CABALLERO, J. A. Do surges in International Capital Inflows Influence the Likelihood of Banking Crises? *The Economic Journal*, v. 126, p. 281-316, 2016.
- CAMERON, C. TRIVEDI, P. *Microeconometrics*. Cambridge University Press, 2005.
- CARKOVIC, M.; LEVINE, R. Does foreign direct investment accelerate economic growth? In MORAN, T. H.; GRAHAM, E. M.; BLOMSTROM, M. Does foreign direct investment promote development? Washington: Institute for International Economics, 2005.
- CATÃO, L. A. V.; MILESI-FERRETTI, G. M. External liabilities and crises. *Journal of International Economics*, v. 94, p. 18-32, 2014.
- CHAMBERLAIN, G. Analysis of covariance with qualitative data. *Review of Economic Studies*, v. 47, p. 225-238, 1980.
- CHARI, A.; HENRY, P. B.; MOUSSA, R. Do finite horizons matter? The welfare consequences of capital account liberalization. *Economic Modelling*, v. 114, p. 1-12, 2022.
- CHINN, M.; ITO, H. A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, v. 10, n. 3, p. 309-322, 2008. (Versão atualizada do banco de dados)
- COMELLI, F. Comparing parametric and non-parametric early warning systems for currency crises in emerging market economies. *Review of International Economics*, v. 22, n. 4, p. 700-721, 2014a.
- COMELLI, F. *Comparing the performance of Logit and Probit early warning systems for currency crises in emerging market economies*. International Monetary Fund, 2014b. (IMF Working Paper, n. 65).
- DAMASCENO, A. O. Padrão dos fluxos de capitais: teoria, evidência e puzzle. *Economia e Sociedade*, v. 23, n. 1, p. 63-105, 2014.
- DAMASCENO, A. O. Fluxos de capitais e crescimento econômico nos países em desenvolvimento. *Estudos Econômicos*, v. 43, n. 4, p. 773-811, 2013.
- DAMASCENO, A. O. Integração financeira e crescimento econômico: teoria, evidência e política. *Economia e Sociedade*, v. 21, n. 3, p. 521-558, 2012.
- DAMASCENO, A. O.; GUEDES, D. R. Financial openness, capital accumulation, and productivity in emerging and developing economies. *Economic Modelling*, v. 133, p. 1-13, 2024.

- DELL'ARICCIA, G.; DI GIOVANNI, J.; FARIA, A.; KOSE, M. A.; MAURO, P.; SCHINDLER, M.; TERRONES, M. OSTRY, J. D. *Reaping the benefits of financial globalization*. IMF, 2008. (Occasional Paper, n. 264).
- DEMIRGUÇ-KNUT, A.; DETRAGIACHE, E. The determinants of banking crises in developing countries and developed countries. *IMF Staff Papers*, v. 45, p. 81-109, 1998.
- EDISON, H. J.; LEVINE, R.; RICCI, A. L.; SLØK, T. International financial integration and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, v. 21, n. 6, p. 749-776, 2002.
- EICHENGREEN, B. *The cautious case for capital flows*. University of California, 2007.
- EICHENGREEN, B. Financial instability. In: LOMBORG, B. *Global crises, global solutions*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- EICHENGREEN, B. Taming capital flows. *World Development*, v. 28, n. 6, p. 1105-1116, 2000.
- EICHENGREEN, B.; MUSSA, M.; DELL'ARICCIA, G.; DETRAGIACHE, E.; MILESI-FERRETTI, G. M.; TWEEDIE, A. *Capital account liberalization: theoretical and practical aspects*. International Monetary Fund, 1998. (IMF Occasional Paper, n. 172).
- ERTEN, B.; KORINEK, A.; OCAMPO, J. A. Capital controls: theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, v. 59, n. 1, p. 45-89, 2021.
- FARHI, E.; WERNING, I. A Theory of macroprudential policies in the presence of nominal rigidities. *Econometrica*, v. 84, n. 5, p. 1645-1704, 2016.
- FIELDING, D.; REWILAK, J. Credit booms, financial fragility and banking crises. *Economics Letters*, v. 136, p. 233-236, 2015.
- FRANKEL, J. A.; ROSE, A. K. Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of International Economics*, v. 41, p. 351-366, 1996.
- FRANKEL, J.; SARAVELLOS, G. Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008-09 Global Financial Crisis. *Journal of International Economics*, v. 87, p. 2016-231, 2012.
- FROST, J.; SAIKI, A. Early warning for currency crises: what is the role of financial openness? *Review of International Economics*, v. 22, n. 4, p. 722-743, 2014.
- GHOSH, A. R.; OSTRY, J. D.; QURESHI, M. S. *Exchange rate management and crisis susceptibility: a reassessment*. International Monetary Fund, 2014. (IMF Working Paper, n. 11).
- GLICK, R.; HUTCHISON, M. Capital controls and Exchange rate instability in developing economies. *Journal of International Money and Finance*, v. 24, p. 387-412, 2005.
- GOURINCHAS, P. O.; OBSTFELD, M. Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 4, n. 1, p. 226-265, 2012.
- HABERMEIER, K.; KOKENYNE, A.; BABA, CHIKAKO. The effectiveness of capital controls and prudential policies in managing large inflows. International Monetary Fund, 2011. (IMF Staff Position Note, n. 14).
- HAMDI, H.; JLASSI, N. B. Financial liberalization, disaggregated capital flows and banking crisis: Evidence from developing countries. *Economic Modelling*, v. 41, p. 124-132, 2014.

- HEINHART, C. M.; KAMINSKY, G. L. The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. *The American Economic Review*, v. 89, n. 3, p. 473-500, 1999.
- HENRY, P. B. Capital Account Liberalization: Theory, Evidence, and Speculation. *Journal of Economic Literature*, v. 45, n. 4, p. 887-935, 2007.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Review of the Institutional View on the Liberalization and Management of Capital Flows. Washington, DC: International Monetary Fund, 2022.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Toward an Integrated Policy Framework. Washington, DC: International Monetary Fund, 2020.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. International Financial Statistics. Washington, DC: International Monetary Fund, 2019a.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. World Economic Outlook. Washington, DC: International Monetary Fund, 2019b.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Managing Capital Outflows: Further Operational Considerations. Washington, DC: International Monetary Fund, 2015.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Debt Database. Washington, DC: International Monetary Fund, 2013b.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Guidance Note for the Liberalization and Management of Capital Flows. Washington, DC: International Monetary Fund, 2013a.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Historical Public Finance Dataset. Washington, DC: International Monetary Fund, 2012b.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. The Liberalization and Management of Capital Flows: An Institutional View. Washington, DC: International Monetary Fund, 2012a.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Recent Experiences in Managing Capital Inflow: Cross-Cutting Themes and Possible Policy Framework. Washington, DC: International Monetary Fund, 2011.
- KAMINSKY, G. L.; REINHART, C. M.; VÉGH, C. A. When it Rains, it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. In: GERTLER, M.; ROGOFF, K. S. *NBER Macroeconomics Annual 2004*. National Bureau of Economic Research, 2005.
- KAMINSKY, G. L.; LIZONDO, S.; REINHART, C. M. Leading Indicators of Currency Crises. *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 1, p. 1-48, 1998.
- KNYAZEVA, A.; KNYAZEVA, D.; STIGLITZ, J. Crises and Contagion: A Survey. In: What if Ireland Defaults. Orgs.: LUCEI, B.; LARKIN, C; GURDGIEV, C. Dublin: Orpen Press, 2012.
- KORINEK, A. Managing capital flows: theoretical advances and IMF policy frameworks. *Journal of Globalization and Development*, v. 13, n. 1, p. 91-122, 2022.
- KORINEK, A. Regulating capital flows to emerging markets: an externality view. *Journal of International Economics*, v. 111 (C), p. 61-80, 2018.
- KORINEK, A. Capital flows, crises and externalities. In: ALLEN, F.; AOKI, M.; KIYOTAKI, N.; GORDON, R.; STIGLITZ, J. E.; FITOUSSI, J. P. *The global macro economy and finance*. London: Palgrave Macmillan, 2012.

- KORINEK, A. The new economics of prudential capital controls: a research agenda. *IMF Economic Review*, v. 59, n. 3, p. 523-561, 2011.
- KORINEK, A.; SIMSEK, A. Liquidity trap and excessive leverage. *American Economic Review*, v. 106, n. 3, p. 699-738, 2016.
- KOSE, M. A.; PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S. Financial globalization and economic policies. In: RODRIK, D.; ROSENZWEING, M (Ed.). *Handbook of development economics*. The Netherlands: Elsevier BV, 2010. v. 5.
- KOSE, M. A.; PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S. Financial globalization: a reappraisal. *IMF Staff Papers*, v. 56, n. 1, p. 8-62, 2009a.
- KOSE, M. A.; PRASAD, E. S.; TERRONES, M. E. Does financial globalization promote risk sharing? *Journal of Development Economics*, v. 89, n. 2, p. 258-270, 2009b.
- LANE, P. R.; MILESI-FERRETTI, G. M. The external wealth of nations Mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics*, v. 73, n. 2, p. 263-294, 2007. (Versão atualizada do banco de dados).
- LAEVEN, L.; VALENCIA, F. System banking crises database. *IMF Economic Review*, v. 61, n. 2, p. 225-270, 2013.
- LEVCHENKO, A. A. Financial liberalization and consumption volatility in developing countries. *IMF Staff Papers*, v. 52, n. 2, p. 237-259, 2005.
- LIPSEY, R. G. Reflections on the General Theory of Second Best at its Golden Jubilee. *International Tax and Public Finance*, v. 14, n. 4, p. 349-364, 2007.
- LIPSEY, R. G.; LANCASTER, K. The General Theory of second best. *Review of Economic Studies*, v. 24, n. 1, p. 11-32, 1956-1957.
- LUCAS, R. E. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? *American Economic Review*, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990.
- MUNDLAK, Y. On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, v. 46, p. 69-85, 1978.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1996.
- OBSTFELD, M.; TAYLOR, A. M. *Global capital markets: integration, crisis, and growth*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- OBSTFELD, M. International finance and growth in developing countries: what have we learned? *IMF Staff Papers*, v. 56, n. 1, p. 63-111, 2009.
- OLIVEIRA JUNIOR, M. S.; DAMASCENO, A. O. Abertura financeira e a incidência da crise financeira global de 2008-2009: uma abordagem Bayesiana. *Estudos Econômicos*, v. 53, n. 1, p. 41-94, 2023.
- OSTRY, J. D.; GHOSH, A. R.; HABERMEIER, K.; LAEVEN, L.; CHAMON, M.; QURESHI, M. S.; KOKENYNE, A. Managing capital inflows: what tools to use? International Monetary Fund, 2011. (IMF Staff Position Note, n. 06).

OSTRY, J. D.; GHOSH, A. R.; HABERMEIER, K.; CHAMON, M.; QURESHI, M. S.; REINHARDT, D. B. S. Capital inflows: the role of controls. International Monetary Fund, 2010. (IMF Staff Position Note, n. 04).

QIN, X.; LUO, C. Capital account openness and early warning system of banking crises in G20 countries. *Economic Modelling*, v. 39, p. 190-194, 2014.

RODRIK, D. Who needs capital-account convertibility? In: PETER, B. K. (Ed.). *Should the IMF pursue capital-account convertibility?* Princeton University, Department of Economics, 1998. (Essays in International Finance, n. 207).

RODRIK, D.; SUBRAMANIAN, A. Why did financial globalization disappoint? *IMF Staff Papers*, v. 56, n. 1, p. 112-138, 2009.

RODRIK, D. Populism and the economics of globalization. *Journal of International Business Policy*, v. 1, n. 1-2, p. 12-33, 2018.

RODRIK, D. The trouble with globalization. *The Milken Institute Review*, Fourth Quarter, 2017.

ROSE, A.; SPIEGEL, M. M. Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: early warning. *Japan and the World Economy*, v. 24, p. 1-16, 2012.

SCHULARIC, M.; TAYLOR, A. Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles and financial crises, 1870-2008. *American Economic Review*, v. 102, n. 2, p. 1029-1061, 2012.

STIGLITZ, J. E. Contagion, liberalization, and the optimal structure of globalization. *Journal of Globalization and Development*, v. 1, n. 2, p. 1-45, 2010.

STIGLITZ, J. E. Capital-market liberalization, globalization, and the IMF. *Oxford Review of Economic Policy*, v. 20, n. 1, p. 57-71, 2004.

STIGLITZ, J. Capital market liberalization, economic growth, and instability. *World Development*, v. 28, n. 6, p. 1075-1086, 2000.

WORLD BANK. *World Development Indicators*. Washington: WB, 2019a.

WORLD BANK. *International Debt Statistics*. Washington: WB, 2019b.

WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross section and panel data*. London: The MIT Press, 2010.

EDITOR RESPONSÁVEL PELA AVALIAÇÃO

Bruno De Conti

Apêndice

Quadro A1
Amostra de países

Países Avançados (33)
Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, República Checa, Dinamarca, Estônia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hong Kong, Islândia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Coreia, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Singapura, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido, Estados Unidos.
Países Emergentes e em Desenvolvimento (127)
Albânia, Argélia, Angola, Argentina, Armênia, Azerbaijão, Bangladesh, Barbados, Belarus, Belize, Benin, Butão, Bolívia, Bósnia e Herzegovina, Botswana, Brasil, Brunei Darussalam, Bulgária, Burkina Faso, Burundi, Cabo Verde, Camboja, Camarões, República Central Africana, Chade, Chile, China, Colômbia, Cômoros, República Democrática do Congo, República do Congo, Costa Rica, Costa do Marfim, Croácia, Djibuti, Dominica, República Dominicana, Equador, Egito, El Salvador, Guiné Equatorial, Eritreia, Etiópia, Fiji, Gabão, Gâmbia, Geórgia, Gana, Granada, Guatemala, Guiné, Guiné-Bissau, Guiana, Haiti, Honduras, Hungria, Índia, Indonésia, Iran, Jamaica, Jordão, Cazaquistão, Quênia, Kuwait, República do Quirguizistão, Lao, Líbano, Lesoto, Libéria, Líbia, Macedônia, Madagascar, Malawi, Malásia, Maldivas, Mali, Mauritânia, Mauritius, México, Moldova, Mongólia, Marrocos, Moçambique, Myanmar, Namíbia, Nepal, Nicarágua, Níger, Nigéria, Paquistão, Panamá, Papua Nova Guiné, Paraguai, Peru, Filipinas, Polônia, Romênia, Rússia, Ruanda, São Tomé e Príncipe, Senegal, Sérvia, Seychelles, Serra Leoa, África do Sul, Sri Lanka, Sudão, Suriname, Suazilândia, Síria, Tadjiquistão, Tanzânia, Tailândia, Togo, Trinidad e Tobago, Tunísia, Turquia, Turcomenistão, Uganda, Ucrânia, Uruguai, Uzbequistão, Venezuela, Vietnã, Iêmen, Zâmbia, Zimbábue.