

Abertura Financeira e Crises Financeiras: Evidências Econométricas

Aderbal Oliveira Damasceno

Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal de Uberlândia
Pesquisador (PQ) CNPq
aderbal.damasceno@ufu.br

Livia Nalesso Baptista

Programa de Pós-Graduação em Economia
Universidade Federal de Uberlândia
livianaless@hotmail.com

Resumo

Esse trabalho realiza uma investigação empírica acerca das relações entre abertura financeira e crises financeiras. São utilizados dados para 160 países avançados e emergentes e em desenvolvimento durante o período 1970-2011 e são estimados modelos não lineares de dados em painel para a probabilidade de crises financeiras. O trabalho contribui para a literatura em 3 dimensões: i) utiliza ampla amostra de países com dados durante um longo período; ii) estima modelos não lineares para a probabilidade de crise cambial, bancária e da dívida soberana; iii) utiliza métodos distintos para estimar os modelos não lineares. Os resultados indicam o seguinte padrão: i) Para a amostra de 160 países avançados e emergentes e em desenvolvimento, há evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial e crise da dívida soberana e aumenta 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.

JEL: F41, F36, G01

Abstract

This paper undertakes an empirical analysis relating financial openness to the likelihood of financial crises. The database ranges 160 advanced, emerging and developing countries over the period 1970-2011 and we estimate nonlinear panel data models for the probability of financial crises. This paper has three contributions to the relevant literature: i) it uses a wide range of countries over a long period of analysis; ii) it calculates the probability of currency, systemic banking and sovereign debt crises by means of nonlinear models; iii) it undertakes various method to estimate the nonlinear models. 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

Ao longo da década de 90 foi crescente a pressão para que os países em desenvolvimento completassem o processo de integração ao mercado financeiro internacional. O ápice dessa pressão foi quando, na reunião anual de 1997, realizada em Hong Kong, a direção do Fundo Monetário Internacional apresentou aos países membros uma proposta de mudança do artigo VI dos seus estatutos, que admite o uso de controles de capitais, de modo a estabelecer a liberalização da Conta de Capital e Financeira. Por ironia da história, meses depois eclodiu a crise do Leste Asiático e uma série de crises seguiu-se: a crise da Rússia (1998), a crise do Brasil (1999), a crise da Turquia (2001), a crise da Argentina (2001), a crise do Brasil (2002), a crise do *subprime* em 2007 e a crise da dívida na Zona do Euro (2010).

A virulência das sucessivas crises que abalaram o mercado financeiro internacional 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 estabilização do consumo e estímulo ao crescimento. Os potenciais riscos da abertura financeira para as economias nacionais são 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 captais 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 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 desse 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 a 2011 e são estimados modelos não lineares de dados em painel. O trabalho contribui para a literatura em 3 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 e emergentes e em desenvolvimento, há evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de crise cambial e crise da dívida soberana e aumenta a probabilidade de crise bancária; ii) Considerando 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.

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 modelo neoclássico de crescimento (Solow-Swan, Ramsey-Cass-Koopmans), se todos os países têm acesso à mesma tecnologia e possuem a mesma dotação de capital humano, a única explicação para diferenças de renda *per capita* entre países seria diferenças no estoque de capital *per capita*. Se existirem diferenças relativas ao estoque de capital *per capita* entre países, a taxa de retorno do capital será menor nos países com maior estoque de capital *per capita* (países ricos) e maior nos países com menor estoque de

capital *per capita* (países pobres). Em um ambiente de livre mobilidade de capitais, o capital fluirá dos países ricos para os países pobres até a equalização da taxa de retorno do capital, do estoque de capital *per capita* e da renda *per capita* entre países (HENRY, 2007; ACEMOGLU, 2009).

No contexto desse modelo, a abertura financeira implica: i) fluxos líquidos de capitais dos países desenvolvidos, onde se supõe que o capital é relativamente abundante e a taxa de retorno do capital é baixa, para os países em desenvolvimento, onde se supõe que o capital é relativamente escasso e a taxa de retorno do capital é alta; ii) 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, desconexão entre flutuações do nível de consumo e flutuações do nível de produto e menor volatilidade do consumo relativa à volatilidade do produto. Conforme Henry (2007, p.1), ‘The predictions of allocative Efficiency hold only where there are no distortions to the economy other than barriers to free capital flows’. Portanto, sob a assunção de competição perfeita, informação perfeita e mercado de capitais perfeito, a livre mobilidade de capitais levaria a uma alocação eficiente da poupança global, maior crescimento econômico, maior estabilidade e bem-estar.

Na teoria do *second best*, a eliminação de uma distorção (controles de capitais) na presença de outras distorções, pode não levar a um resultado superior do ponto de vista do bem-estar (LIPSEY, LANCASTER, 1956-1957; LIPSEY, 2007). As distorções no mercado financeiro internacional são assimetria de informação e problemas de *enforcement* de contratos e as distorções nas economias domésticas são baixos níveis de desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro, abertura comercial e estabilidade macroeconômica (OBSTFELD, ROGOFF, 1996; EICHENGREEN *et al.*, 1998; EICHENGREEN, 2000, 2007; EDISON *et al.*, 2002; OBSTFELD, 2009). Na presença de distorções, a livre mobilidade de capitais pode não resultar em alocação eficiente da poupança global, crescimento, suavização do consumo e maior bem-estar e pode levar a instabilidade macroeconômica e crises financeiras.

Eichengreen *et al.* (1998) e Eichengreen (2000, 2007) reconhecem que assimetria de informação, problemas de *enforcement* de contratos e distorções nas economias domésticas enfraquecem os pressupostos teóricos e previsões subjacentes ao modelo neoclássico e reconhecem a possibilidade de que, na ausência de condições iniciais adequadas relativas a altos níveis de desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro, abertura comercial e estabilidade macroeconômica nas economias domésticas, criadas por meio da realização de reformas prévias, a abertura financeira pode levar a 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).

Rodrik (1998, 2017), Bhagwati (1998) e Stiglitz (2000, 2004, 2010) afirmam que, por conta da existência de assimetria de informação, mercados incompletos, externalidades, tecnologias não-convexas e comportamento irracional, a abertura financeira pode levar a instabilidade macroeconômica, crises financeiras e contágio. Ademais, Rodrik e Subramanian (2009) e Stiglitz (2004) são céticos quanto à consistência teórica e viabilidade prática da realização de reformas prévias nos países em desenvolvimento para dirimirem distorções domésticas e criarem condições iniciais adequadas, de modo que a abertura financeira possa levar a maior crescimento e estabilidade. Stiglitz (2000, 2004, 2010) desenvolve um conjunto de modelos tendo como fundamentos a existência de assimetria de informação, mercados incompletos, externalidades, tecnologias não-convexas e comportamento irracional, do qual se apreende quatro resultados sobre o papel da abertura financeira: i) os fluxos de capitais são pró-cíclicos; ii) a abertura financeira desestimula o crescimento econômico; iii) a abertura financeira leva a maior volatilidade do consumo, do produto, do juros e do câmbio; iii) a abertura financeira aumenta a probabilidade de ocorrência de crises financeiras e de contágio.

Korinek (2011, 2012) desenvolve um conjunto de modelos na tradição de modelos macroeconômicos de crises que exibem dinâmica de amplificação financeira. Nessa abordagem, conforme Korinek (2012, p.98), ‘Capital flows to emerging market economies create externalities that make the affected economies more vulnerable to financial fragility and crisis’. Os fundamentos considerados são externalidades e imperfeições

no mercado financeiro: i) externalidades – fluxos de capitais criam externalidades porque mutuários individuais racionalmente ignoram os efeitos de suas decisões individuais de financiamento para a estabilidade financeira agregada. Eles assumem o risco de crises financeiras em suas economias como dado e não reconhecem que suas ações individuais contribuem para esse risco. Essas externalidades introduzem distorções em uma ampla gama de decisões de financiamento, induzindo a endividamento excessivo, a prazos excessivamente curtos e em formas excessivamente arriscadas. Como resultado, a economia padece de um nível excessivo de fragilidade financeira; ii) imperfeição de mercado – quando investidores internacionais fornecem financiamento, eles exigem que seus empréstimos sejam explicitamente assegurados por garantias ou implicitamente assegurados por balanços patrimoniais robustos dos seus mutuários. Porém, o valor de maior parte das garantias de um país e a robustez dos balanços patrimoniais do setor privado dependem da taxa de câmbio e dos preços de ativos: melhoram em períodos de bonança quando a moeda nacional aprecia e os preços dos ativos aumentam e deterioram em períodos de dificuldades quando a moeda nacional deprecia e os preços dos ativos diminuem.

Nessas circunstâncias, um choque adverso em um país pode levar a um ciclo de realimentação: 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 do consumo e investimento; iv) saída de capitais e retração da demanda agregada levam a depreciação cambial e diminuição de preços dos ativos, realimentando o ciclo. Portanto, a amplificação financeira surge quando a economia experimenta um choque que desencadeia um ciclo de realimentação caracterizado por depreciação cambial e declínio de preços de ativos, deterioração dos balanços patrimoniais, saída de capitais e contração da atividade econômica. O gatilho inicial para a dinâmica de amplificação financeira pode ser um choque a um dos três elementos do ciclo de realimentação: i) choque exógeno na taxa de câmbio ou preços dos ativos pode ser desencadeado por saídas de capitais ou aumento da aversão global ao risco; ii) choque exógeno sobre os balanços patrimoniais pode de ser causado por perdas inesperadas sobre o capital social ou condições de crédito mais restritivas; iii) choques adversos sobre a demanda agregada podem ser causados por declínio exógeno nas exportações ou diminuição da taxa de crescimento. Quando a economia está sujeita a amplificação financeira, os fluxos de capitais tornam-se pró-cíclicos, dado que as restrições ao crédito são relaxadas em períodos de bonança e apertadas em períodos de dificuldades.

Prasad *et al.*, (2003), Dell’Ariccia *et al.*, (2008), Kose *et al.*, (2009a) e Kose *et al.*, (2010) argumentam que os principais benefícios da abertura financeira não seriam diretos, na forma de captação de poupança externa para financiar a acumulação de capital, como suposto no modelo neoclássico. Os principais benefícios da abertura financeira seriam indiretos, na forma de estímulo ao desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro e disciplina macroeconômica. Esses benefícios indiretos, por sua vez, estimulariam o crescimento da produtividade total dos fatores e o crescimento do PIB *per capita*. No entanto, para a concretização dos benefícios indiretos da abertura financeira, seria necessária a existência de condições iniciais adequadas relativas a alto nível de desenvolvimento institucional, de desenvolvimento financeiro, de abertura comercial e de estabilidade macroeconômica. Na ausência dessas condições iniciais adequadas, a abertura financeira pode resultar em saídas abruptas de capitais e 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 and the financial crisis’ (KOSE *et al.*, 2009a).

Existe ampla literatura empírica acerca das relações entre abertura financeira, fluxos de capitais, consumo e crescimento. Os resultados encontrados sugerem: i) Os captais fluem dos países pobres para os países ricos (LUCAS, 1990; ALFARO *et al.*, 2008; DAMASCENO, 2014); ii) os fluxos de capitais são pró-cíclicos (KAMINSKY, REINHART, VÉGH, 2005); iii) Não há evidências de que a abertura financeira e os fluxos de capitais suavizam a trajetória do consumo, mesmo para países com alto nível de desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro e abertura comercial (LEVCHENKO, 2005; KOSE *et al.*, 2009b); iv) Não há evidências robustas de que a abertura financeira e os fluxos de capitais estimulam o crescimento econômico, mesmo para países com alto nível de desenvolvimento institucional, desenvolvimento financeiro, abertura comercial, estabilidade macroeconômica e estoque de capital humano

(RODRIK, 1998; RODRIK, SUBRAMANIAN, 2009, EDISON *et al.*, 2002, CARKOVIC, LEVINE, 2005; DAMASCENO, 2012, 2013).

2.2 Abertura Financeira e Crises Financeiras: A Literatura Empírica

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 explanatórias índices de abertura financeira¹.

Bordo *et al.*, (2001) estimam modelos EWS de crise cambial e crise bancária (pooled logit) com dados anuais para 21 países durante o período 1880-1997, utilizando como medida de abertura financeira um índice *de jure*. Os resultados reportados mostram: controles de capitais (a presença de controles de capitais, menor abertura financeira) diminui a probabilidade de ocorrência de crise bancária; controles de capitais (a presença de controles de capitais, menor abertura financeira) aumenta a probabilidade de ocorrência de crise cambial. Glick e Hutchison (2005) estimam modelos EWS de crise cambial (pooled probit) com dados anuais para 69 países em desenvolvimento durante o período 1975-1977, utilizando como medida de abertura financeira um índice *de jure*. Os resultados apresentados mostram 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 de crise cambial (painel probit, efeitos aleatórios) com dados trimestrais para 46 economias avançadas e emergentes no período 1975Q1-2011Q4, utilizando como medida de abertura financeira um índice *de jure*. Os resultados reportados 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 relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial para amostra de países em desenvolvimento.

Qin e Luo (2014) estimam modelos EWS de crise bancária (painel logit, efeitos aleatórios) com dados anuais para 20 países desenvolvidos e em desenvolvimento no período 1989-2010, utilizando como medida de abertura financeira um índice *de jure*. Os resultados encontrados sugerem que: o aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise bancária em países de renda baixa; não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de crise bancária em países de renda média; para países de renda alta o aumento da abertura financeira aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Hamdi e Jlassi (2014) estimam modelos EWS de crise bancária (painel logit, efeitos aleatórios) com dados anuais para 58 países em desenvolvimento no período 1984-2007, utilizando como medidas de abertura financeira um índice *de facto* e um índice *de jure*. Os resultados apresentados pelos autores indicam que não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Fielding e Rewilak (2015) estimam modelos EWS de crise bancária (painel probit, dinâmico) com dados

¹ A literatura sobre modelos empíricos de crises financeiras (*Early Warning Systems*, doravante 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 empíricos de crises financeiras (EWS). Exemplos de estudos que utilizam métodos paramétricos são Frankel e Rose (1996), Bussière e Fratzscher (2006), Dermiguç-kunt *et al.*, (1998), Gourinchas e Obstfeld (2012), Ghosh *et al.*, (2014), Catão e Milesi-Ferretti (2014) e Comelli (2014b). Exemplos de estudos que utilizam métodos não paramétricos são Heinhart 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) e Rose e Spiegel (2012).

anuais para 121 países desenvolvidos e em desenvolvimento no período 1999-2011. Os resultados sugerem que boom no fluxo de investimento externo direto (*capital inflows bonanza*) aumenta a probabilidade de ocorrência da crise bancária, porém são frágeis e não robustos. Caballero (2016) estima modelos EWS de crise bancária (painel logit, efeitos aleatórios com correção de Mundlak) com dados anuais para 59 países desenvolvidos e em desenvolvimento no período 1973-2008. Os resultados indicam que boom nos fluxos de capitais (*capital inflows bonanza*) aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Essa síntese da literatura empírica sugere o seguinte padrão acerca das relações entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crises financeiras:

i) Bordo *et al.*, (2001) para amostra composta de países desenvolvidos e em desenvolvimento e Frost e Saiki (2014) para amostra composta de países desenvolvidos e em desenvolvimento e para amostra composta de países desenvolvidos, apresentam evidências de que a abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial; para amostra composta de países em desenvolvimento, Glick e Hutchison (2005) apresentam evidências de que a abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial e Frost e Saiki (2014) não encontram relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial;

ii) Qin e Luo (2014) apresentam evidências de que a abertura financeira diminui a probabilidade de crise bancária para amostra composta de países de renda baixa; Bordo *et al.*, (2001) para amostra composta de países desenvolvidos e em desenvolvimento e Qin e Luo (2014) para amostra composta de países de renda alta, apresentam evidências de que a abertura financeira aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária; Qin e Luo (2014) para amostra composta de países de renda média e Hamdi e Jlassi (2014) para amostra composta de países em desenvolvimento, não encontram relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise bancária;

iii) Caballero (2016) e Fielding e Rewilak (2015) apresentam evidências de que boom nos fluxos de capitais (*capital inflows bonanza*) aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária em amostras compostas de países em desenvolvimento.

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 :

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

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 $\boldsymbol{\beta}$, ψ , ξ 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

Para a estimação de todos os modelos probit serão utilizadas três variáveis dependentes, cuja fonte de informações é Laeven e Valencia (2013): 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 anterior. Crise bancária é definida como um evento que reuni duas condições: sinais significativos de dificuldades financeiras

(*financial distress*) no sistema bancário (conforme indicado por corridas bancárias significativas, perdas no sistema bancário e/ou liquidações bancárias); 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.

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* e um maior valor indica maior grau de abertura (CHINN, ITO, 2008); ii) LMF – é a soma de estoque de ativos e obrigações relativo a Investimento Externo Direto, Investimento de Portfólio, Outros Investimentos e Derivativos Financeiros como proporção do PIB, é um índice de abertura financeira *de facto* e um maior valor indica maior grau de abertura (LANE, MILESI-FERRETTI, 2007).

As variáveis de controle incluídas em \mathbf{x}_i , selecionadas com base na literatura (FRANKEL, ROSE, 1996; BERG, PATTILLO, 1999; KAMINSKY, REINHART, 1999; BUSSIÈRE, FRATZSCHER, 2006; BORDO *et al.*, 2001; GLICK, HUTCHISON, 2005; FRANKEL, SARAVÉLOS, 2012; GOURINCHAS, OBSTFELD, 2012), são:

i) Dívida Pública – é a dívida bruta do setor público como % do PIB (FMI, Debt Database, 2013; FMI, Historical Public Finance Dataset, 2012);

ii) Crescimento do Crédito – é o crescimento do crédito doméstico ao setor privado como % do PIB no ano t , em relação a $t - 2$, expresso em percentagem (World Bank, World Development Indicators, 2016);

iii) Conta Corrente – é o saldo em conta corrente como % do PIB (World Bank, World Development Indicators, 2016);

iv) Reservas – são as reservas internacionais como % do PIB (FMI, International Financial Statistics, 2016; World Bank, World Development Indicators, 2016);

v) Desalinhamento Cambial – é a taxa de câmbio real efetiva, desvio da tendência calculada por meio do filtro Hodrick-Prescott, em percentual (FMI, International Financial Statistics, 2016);

vi) Gap do Produto – é o PIB real GDP (constant 2005 US\$), desvio da tendência calculada por meio do filtro Hodrick-Prescott, em percentual (World Bank, World Development Indicators, 2016);

vii) Dívida Externa de Curto Prazo – é a dívida externa de curto prazo como % PIB (World Bank, International Debt Statistics, 2016; World Bank, World Development Indicators, 2016).

Todas as variáveis explanatórias são defasadas em um período para dirimir possível viés de endogeneidade e porque estamos interessados em prever a ocorrência de crises, com pelo menos um ano de antecedência (CATÃO, MILESI-FERRETTI, 2014; CABALLERO, 2016). Como procedimento para contornar o viés pós crise, em cada equação estimada para a ocorrência de um tipo de crise, serão excluídas da amostra as observações, para os países que experimentam uma crise, relativas aos três anos seguintes à ocorrência da crise (BUSSIÈRE, FRATZSCHER, 2006; GOURINCHAS, OBSTFELD, 2012; CATÃO, MILESI-FERRETTI, 2014; CABALLERO, 2016)². As estimações serão realizadas por meio do *software Stata 14.1*.

² 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*”.

A amostra é composta de 160 países durante o período 1970-2011. A amostra total de 160 países, estratificada entre Economias Avançadas e Economias Emergentes e em Desenvolvimento, conforme a classificação de países do *World Economic Outlook* do FMI, é: **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, Polónia, România, Rússia, Ruanda, São Tomé e Príncipe, Senegal, Sérvia, Seychelles, Serra Leoa, África do Sul, Sudão, Suriname, Suazilândia, Síria, Tajiquistão, Tanzânia, Tailândia, Togo, Trinidad e Tobago, Tunísia, Turquia, Turcomenistão, Uganda, Ucrânia, Uruguai, Uzbequistão, Venezuela, Vietnã, Iêmen, Zâmbia, Zimbábwe.

4 Abertura Financeira e Crises Financeiras: Evidências Econométricas

As Tabelas A1 a A3 em Apêndice apresentam os resultados das estimações 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 1970-2011: 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 *World Economic Outlook* do FMI.

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 de 33 países avançados, não foram estimadas equações para a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana, porque os países que compõem essa amostra não experimentaram episódios de crise da dívida soberana durante esse período. A variável Dívida Externa de Curto Prazo (% 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 far-se-á a análise da curva ROC (*receiver operating characteristic*), a qual quantifica a precisão dos testes de diagnóstico para discriminar entre dois estados ou condições (por exemplo, de crise e de não crise). A curva ROC apresenta a relação entre as frações de casos positivos corretamente classificados (taxa de verdadeiros positivos) e de casos positivos classificados incorretamente (falsos positivos), para uma série de limiares de probabilidade. A fração de casos positivos que são 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. Portanto, para cada limiar de probabilidade, a curva ROC mede o trade-off entre a taxa de verdadeiros positivos (sensibilidade) e a taxa de falsos positivos (1- especificidade).

A curva ROC é interpretada como segue. Se a curva situa-se acima da linha de 45°, a área sob a curva ROC é maior que 0,5 (AUROC>0,5), então para cada valor do limiar de probabilidade a taxa de verdadeiros positivos é maior que a taxa de falsos positivos e o modelo gera previsões de crise que são superiores a

qualquer escolha ao acaso, como por exemplo, jogar uma moeda tipo cara ou coroa. Por outro lado, ao longo da linha de 45° a área sob a curva ROC é igual a 0,5 (AUROC=0,5), a sensibilidade é igual a 1-especificidade, o que significa que para cada valor do limiar de probabilidade, a taxa de verdadeiros positivos é exatamente igual à taxa de falsos positivos e o modelo gera previsões de crise que são tão boas quanto qualquer escolha ao acaso, como por exemplo, jogar uma moeda tipo cara ou coroa. Quanto maiores forem os valores estimados para a AUROC, melhor será a performance global do modelo para discriminar entre dois estados ou condições (por exemplo, de crise e de não-crise). Um valor estimado de AUROC = 1, significa que o modelo discrimina perfeitamente entre dois estados ou condições (por exemplo, de crise e de não-crise).

4.1 Abertura Financeira e Crise Cambial

A Tabela A1 em Apêndice apresenta os resultados das estimações 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 1970-2011.

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) no período 1970-2011, 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 diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial.

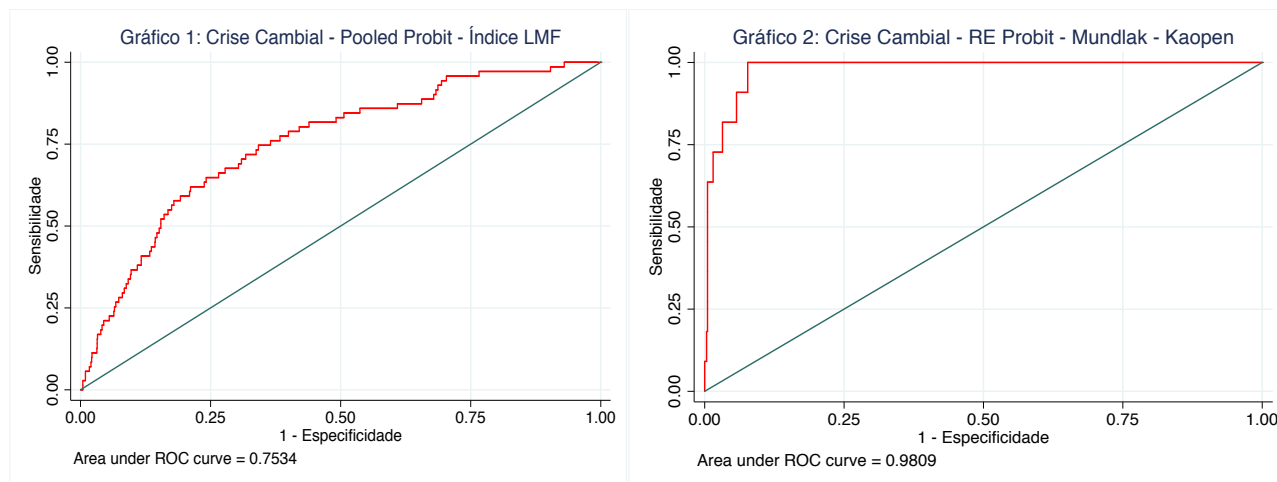
Para a amostra de 33 países avançados (colunas 7 a 12), os efeitos marginais dos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF para as equações estimadas por POOLED PROBIT e os coeficientes associados aos índices de abertura financeira KAOPEN e LMF nas equações estimadas por RE PROBIT e RE PROBIT - MUNDLAK são todos negativos e estatisticamente significativos. Esses resultados indicam que para a amostra de 33 países avançados no período 1970-2011, o aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial. Há evidências de que o aumento do saldo em conta corrente como % do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial e que 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, indicado que para essa amostra de países e período não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial. Ademais, há evidências de que sobrevalorização cambial e o aumento da dívida externa de curto prazo como % do PIB aumenta a probabilidade de ocorrência de crise cambial e aumento das reservas internacionais como % do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial.

Esses resultados são coerentes com os reportados por Bordo *et. al.*, (2001), os quais encontram evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial para uma amostra composta de países desenvolvidos e em desenvolvimento e com os reportados por Frost e Saiki (2014), os quais encontram evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial para uma amostra de países desenvolvidos e em desenvolvimento e para uma amostra de países desenvolvidos e não encontram relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial para uma amostra de países em desenvolvimento. Ademais, os resultados reportados são distintos dos apresentados por Glick e Hutchison (2005), os quais encontram

evidências de que maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial para uma amostra de países em desenvolvimento.

Por fim, na Tabela A1 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 maior valor reportado para a AUROC por Comelli (2014b) é 0,75, por Caballero (2016) é 0,92, por Catão e Milesi-Ferreti é 0,91 e o valor reportado 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 2, respectivamente.



4.2 Abertura Financeira e Crise Bancária

A Tabela A2 em Apêndice apresenta os resultados das estimações 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 1970-2011.

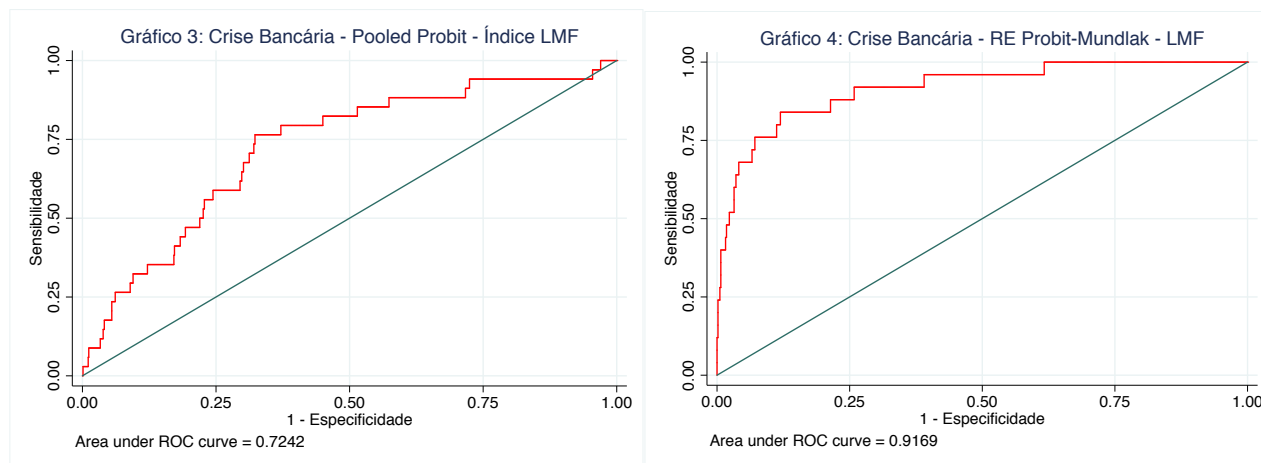
Para a amostra de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento) (colunas 1 a 6), o efeito marginal do índice de abertura financeira *de jure* KAOPEN na equação estimada por POOLED PROBIT, os coeficientes associados a KAOPEN nas equações estimadas por RE PROBIT e RE PROBIT-MUNDLAK e o coeficiente associado ao índice de abertura financeira *de facto* LMF na equação estimada por RE PROBIT não são estatisticamente significativos. O efeito marginal do índice de abertura financeira *de facto* LMF na equação estimada por POOLED PROBIT e o coeficiente associado LMF na equação estimada por RE PROBIT - MUNDLAK são positivos e estatisticamente significativos, sugerindo que maior abertura financeira, mensurada pelo índice *de facto* LMF, aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária. Ademais, há evidência de que o aumento da dívida pública como % do PIB e o aumento do PIB (em relação à tendência) aumentam a probabilidade de ocorrência de crise bancária e o aumento das reservas internacionais como % do PIB diminui 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, não obstante a equação reportada na coluna 11, os resultados sugerem que não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise bancária para a amostra de 33 países avançados no período 1970-2011. As evidências sugerem que o aumento das reservas internacionais como % do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise bancária e 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, indicado que para essa amostra de países e período não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise bancária. Há evidências de que o aumento do PIB (em relação à tendência) aumenta a probabilidade de crise bancária.

Esses resultados são coerentes com os de Bordo *et al.*, (2001), os quais indicam que maior abertura financeira, mensurada 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 mostram a ausência de relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise bancária. Os resultados são distintos dos reportados por Qin e Luo (2014) para países de renda baixa, segundo os quais maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise bancária.

Na Tabela A2 o menor valor estimado para a AUROC é 0,72 na coluna 13 e o maior valor é 0,91 na coluna 11. Dessa maneira, a performance global dos modelos estimados para discriminar entre dois estados ou condições (de crise e de não crise) é satisfatória. Os gráficos 3 e 4 abaixo apresentam a curva ROC para as equações das colunas 13 e 11, respectivamente.



4.3 Abertura Financeira e Crise da Dívida Soberana

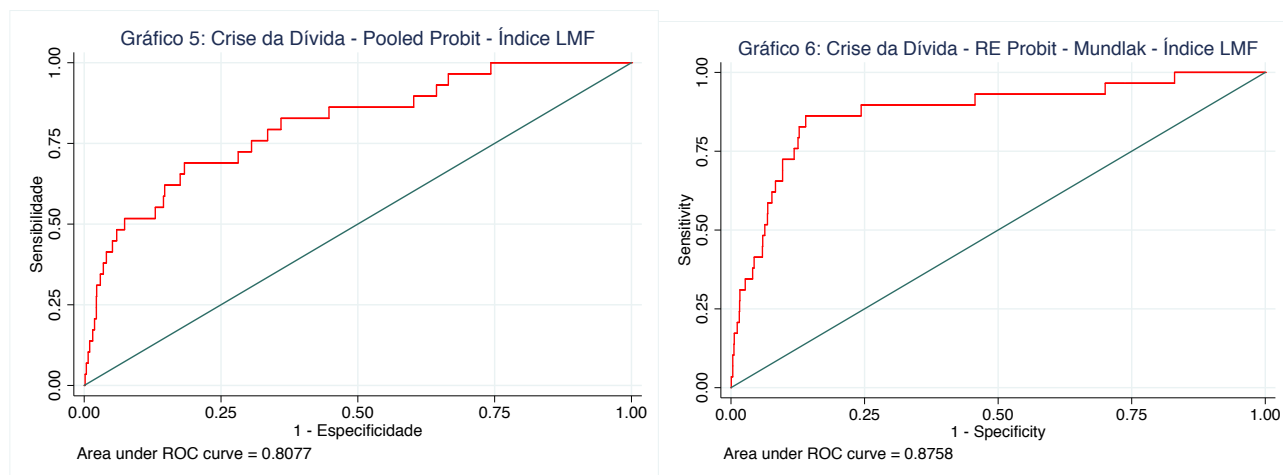
A Tabela A3 em Apêndice apresenta os resultados das estimações para os modelos probabilísticos de crise da dívida soberana, considerando a amostra de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento) e a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento no período 1970-2011.

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. Não obstante os resultados reportados nas colunas 5 e 6, esses resultados sugerem que maior abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. Ademais, há evidências de que o aumento das reservas internacionais como % do PIB diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana e o crescimento do crédito aumenta a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana.

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, indicado que para essa amostra de países e período não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise da dívida. Ademais, há evidências de que o aumento das reservas internacionais como % do PIB e do saldo em conta corrente como % do PIB diminuem a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana e aumento da dívida externa de curto prazo como % do PIB aumenta a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana.

Na literatura consultada, não há trabalhos que analisam a relação entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. Ademais, na Tabela A3 o menor valor estimado para a AUROC é 0,80 na coluna 1 e o maior valor é 0,87 na coluna 5, indicando uma performance satisfatória dos modelos estimados para discriminarem entre dois estados ou condições (de crise e de não crise). Os gráficos 5 e 6 abaixo apresentam a curva ROC para as equações das colunas 1 e 5, respectivamente.



5 Considerações Finais

Esse trabalho realiza uma ampla investigação empírica acerca das relações entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana. Considerando que a literatura empírica sobre o tema é relativamente escassa, o trabalho contribui para a literatura em aspectos relevantes: utiliza dados para 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento) no período 1970-2011; ii) estima modelos probabilísticos para a ocorrência de crises bancária, cambial e da dívida soberana; iii) utiliza métodos distintos para estimar os modelos não lineares de dados em painel. Os resultados encontrados exibem o seguinte padrão:

i) Para a amostra composta de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento), há evidências de que aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial; há evidências de que aumento da abertura financeira, quando mensurada por índice *de facto*, aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária; há evidências de que aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana. Ademais, os resultados indicam que o aumento das reservas internacionais diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial, bancária e da dívida soberana; há evidências de que o aumento da dívida pública e o aumento do PIB (em relação à tendência) aumentam a probabilidade de ocorrência de crise bancária e de que o crescimento do crédito aumenta a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana;

ii) Para a amostra de 33 países avançados há evidências de que aumento da abertura financeira diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial e não há evidências sistemáticas de relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e probabilidade de ocorrência de crise bancária. Há evidências de que o aumento do saldo em conta corrente diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial, sobrevalorização cambial aumenta a probabilidade de ocorrência de crise cambial, aumento das reservas

internacionais diminui a probabilidade de ocorrência de crise bancária e o aumento do PIB (em relação à tendência) aumenta a probabilidade de ocorrência de crise bancária;

iii) Considerando a amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento, não há relação estatisticamente significativa entre abertura financeira e a probabilidade de ocorrência de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana. Existem evidências de que aumento das reservas internacionais diminui a probabilidade de ocorrência de crise cambial e crise da dívida soberana, aumento da dívida externa de curto prazo aumenta a probabilidade de ocorrência de crise cambial e de crise da dívida soberana, sobrevalorização cambial aumenta a probabilidade de ocorrência de crise cambial, aumento do saldo em conta corrente diminui a probabilidade de ocorrência de crise da dívida soberana e aumento do PIB (em relação à tendência) aumenta a probabilidade de ocorrência de crise da dívida.

Uma ampla literatura chama a atenção para os potenciais riscos da abertura financeira para as economias nacionais na forma de instabilidade macroeconômica e crises financeiras, especialmente para os países emergentes e em desenvolvimento: Eichengreen *et al.* (1998), Eichengreen (2000, 2007), Obstfeld (2009), Prasad *et al.*, (2003), Dell’Ariccia *et al.*, (2008), Kose *et al.*, (2009a) e Kose *et al.*, (2010) chamam a atenção para potenciais riscos da abertura financeira na forma de instabilidade macroeconômica e crises financeiras, na ausência de condições iniciais adequadas nas economias domésticas. Ademais, Rodrik (1998), Bhagwati (1998), Stiglitz (2000, 2004, 2010) e Korinek (2011, 2012) também enfatizam os potenciais riscos da abertura financeira para as economias domésticas na forma de instabilidade macroeconômica e crises financeiras.

Para as amostras de países analisadas, o período considerado, métodos econométricos utilizados e especificações das equações probabilísticas, não encontramos evidências sistemáticas de que a abertura financeira causa crises financeiras, exceto crise bancária para a amostra de 160 países (avançados + emergentes e em desenvolvimento) quando a abertura financeira é mensurada por índice *de facto*; ademais, 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 probabilidade de crise cambial, crise bancária e crise da dívida soberana para uma amostra de 127 países emergentes e em desenvolvimento.

Por fim, esforço de pesquisa adicional é necessário, especialmente relativo aos seguintes aspectos: considerar especificações alternativas para os modelos não lineares, relativas às variáveis de controle; utilizar períodos distintos para análise, especialmente considerando a ausência de muitas observações para as séries das variáveis de controle durante a década de 1970; considerar subamostras alternativas para os países que compõem a amostra de 160 países, tal como grupo mais restrito de países desenvolvidos, grupo mais restrito de países emergentes, amostras por regiões do globo e amostras por nível de renda *per capita*.

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*, Vol. 90, nº 2, p.347-368, 2008.

BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 5. ed. Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2008.

BERG, A.; PATTILLO, C. Predicting currency crises: The indicators approach and an alternative. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 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*, 2001.
- BUSSIÈRE, M.; FRATZSCHER, M. Towards a new early warning system of financial crises. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25, p. 953-973, 2006.
- CABALLERO, J. A. Do surges in International Capital Inflows Influence the Likelihood of Banking Crises? *The Economic Journal*, Vol. 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 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*, Vol. 94, p.18-32, 2014.
- CHAMBERLAIN, G. Analysis of Covariance with Qualitative Data. *Review of Economic Studies*, Vo. 47, p. 225-238, 1980.
- 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*, Vol. 22, nº 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, Working Paper Nº 65, 2014b.
- DAMASCENO, A. O. Padrão dos fluxos de capitais: teoria, evidência e *puzzle*. *Economia e Sociedade*, Vol. 23, nº 1, p. 63-105, 2014.
- DAMASCENO, A. O. Fluxos de capitais e crescimento econômico nos países em desenvolvimento. *Estudos Econômicos*, Vol. 43, nº 4, p.773-811, 2013.
- DAMASCENO, A. O. Integração financeira e crescimento econômico: teoria, evidência e política. *Economia e Sociedade*, Vol. 21, n. 3, p. 521-558, 2012.
- 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 Occasional Paper* nº 264, 2008.**
- DEMIRGUÇ-KNUT, A.; DETRAGIACHE, E. The Determinants of Banking Crises in Developing Countries and Developed Countries. *IMF Staff Papers*, Vol. 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.; MUSSA, M.; DELL'ARICCIA, G.; DETRAGIACHE, E.; MILESI-FERRETTI, G. M.; TWEEDIE, A. Capital Account Liberalization: Theoretical and Practical Aspects. International Monetary Fund, *Occasional Paper*, n. 172, 1998.
- EICHENGREEN, B. The Cautious Case for Capital Flows. University of California, 2007.
- EICHENGREEN, B. Taming Capital Flows. *World Development*, Vol.28, nº 6, p.1105-1116, 2000.
- FIELDING, D.; REWILAK, J. Credit booms, financial fragility and banking crises. *Economics Letters*, Vol. 136, p. 233-236, 2015.
- FRANKEL, J. A.; ROSE. A. K. Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of International Economics*, Vol. 41, p.351-366, 1996.
- FRANKEL, J.; SARAVÉLOS, G. Can Leading Indicators Assess Country Vulnerability? Evidence from the 2008–09 Global Financial Crisis. *Journal of International Economics*, Vol. 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*, Vol. 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, Working Paper n° 11, 2014.
- GLICK, R.; HUTCHISON, M. Capital controls and Exchange rate instability in developing economies. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24, p. 387-412, 2005.
- GOURINCHAS, P. O.; JEANNE, O. The Elusive Gains from International Financial Integration. *Review of Economic Studies*, v.73, n. 3, p. 715-741, 2006.
- GOURINCHAS, P. O.; OBSTFELD, M. Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 4, N° 1, p. 226-265, 2012.
- HAMDI, H.; JLASSI, N. B. Financial liberalization, disaggregated capital flows and banking crisis: Evidence from developing countries. *Economic Modelling*, Vol. 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*, Vol. 89, n° 3, p. 473-500.
- 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. International Financial Statistics. Washington, DC, 2016.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. World Economic Outlook. Washington, DC, 2016.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Debt Database. Washington, DC, 2013.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND. Historical Public Finance Dataset. Washington, DC, 2012.
- 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*, Vol. 45, n° 1, p. 1-48, 1998.
- KLEIN, M. W. Capital Account Liberalization, Institutional Quality and Economic Growth: Theory and Evidence. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* n. 11112, 2005.
- 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*, Vol. 59, n° 3, p.523-561, 2011.
- KOSE, M. A.; PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S. Financial Globalization and Economic Policies. In: RODRIK, D.; ROSENZWEING, M (Eds.). *Handbook of Development Economics*. The Netherlands: Elsevier BV, v. 5, 2010.
- KOSE, M. A.; PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S. Financial Globalization: A Reappraisal. *IMF Staff Papers*, Vol. 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*, Vol.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*, Vol. 73, n° 2, p.263-294, 2007. (versão atualizada do banco de dados)
- LEAVEN, L.; VALENCIA, F. System Banking Crises Database. *IMF Economic Review*, Vol. 61, N° 2, p. 225-270, 2013.

- LEVCHENKO, A. A. Financial Liberalization and Consumption Volatility in Developing Countries. *IMF Staff Papers*, Vol. 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*, Vol.14, n° 4, p.349-364, 2007.
- LIPSEY, R. G; LANCASTER, K. **The General Theory of Second Best**. *Review of Economic Studies*, Vol. 24, n° 1, pg. 11-32, 1956-1957.
- LUCAS, R. E. Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *American Economic Review*, Vol. 80, n° 2, p.92-96, 1990.
- MUNDLAK, Y. On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*, Vol.46, p. 69-85, 1978.
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1996.
- OBSTFELD, M. International Finance and Growth in Developing Countries: What Have We Learned? *IMF Staff Papers*, Vol. 56, n° 1, p.63-111, 2009.
- PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S.; KOSE, M. A. Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence. International Monetary Fund, *Occasional Paper*, n. 220, 2003.
- QIN, X.; LUO, C. Capital account openness and early warning system of banking crises in G20 countries. *Economic Modelling*, n° 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, *Essays in International Finance*, n. 207, 1998.
- 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. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* n. 23559, 2017.
- ROSE, A.; SPIEGEL, M. M. Cross-country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: Early Warning. *Japan and the World Economy*, Vol. 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*, Vol. 102, n° 2, p. 1029–1061, 2012.
- STIGLITZ, J. E. Contagion, Liberalization, and the Optimal Structure of Globalization. *Journal of Globalization and Development*, Vol.1, n° 2, p.1-45, 2010.
- STIGLITZ, J. E. Capital-Market Liberalization, Globalization, and the IMF. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.20, n° 1, p.57-71, 2004.
- STIGLITZ, J. Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability. *World Development*, Vol. 28, n° 6, p. 1075-1086, 2000.
- WORLD BANK. World Development Indicators. WB: Washington, 2016.
- WORLD BANK. International Debt Statistics. WB: Washington, 2016.
- WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press: London, 2010.

TabelaA1: 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)***
Nº de Observações	1665	1628	1665	1628	1665	1628	634	607	634	607	634	607	896	889	896	889	896	889
Nº de Grupos			80	79	80	79			28	27	28	27			45	45	45	45
Teste Wald (p-valor)					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 Teste LR. A estatística Test 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 Teste LR testa a hipótese nula de que a correlação intraclasses 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.

Tabela A2: 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)	
Desalinhamto 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)	
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 Teste LR. 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 Teste LR 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.

Tabela A3: 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)***
Desalinamento 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)**
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 Teste LR. A estatística Test 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 Teste LR 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.