

研究报告

(2019 年 第 4 期 总第 64 期)

2019 年 2 月 1 日

清华大学国家金融研究院

以宏观变量为基础的危机预警模型

金融与发展研究中心

马骏 何晓贝 刘姝睿

摘要

近年来，我国宏观杠杆率高企的问题引发了很多对金融风险的担忧和对政策走向的讨论。本文通过构建基于 60 多个国家面板数据的 Logit 模型，在考虑杠杆率、GDP 增长率、储蓄率、外汇储备等多个因素的情况下，全面考察了杠杆率和金融危机概率之间的关系。本文的研究结果显示，非金融部门债务占 GDP 是银行危机的重要解释因素。基于我国 2017 年的数据，如果债务/GDP 上升 1 个百分点，则银行危机概率会提高 0.40-0.68 个百分点。这项研究的政策含义是，尽管在当前十分复杂的国内外经济形势下要防范去杠杆力度过猛而人为加大金融风险，但也要坚定认识到高杠杆是高金融风险的最大来源，靠加信用扩张来“稳增长”的空间有限，应该保持在中长期有序去杠杆的政策定力。

Research Report

2018-11- edition

TSINGHUA UNIVERSITY NATIONAL INSTITUTE OF FINANCIAL RESEARCH

Early Warning Indicators of Financial Crisis

Center for Finance and Development

Ma Jun, He Xiaobei and Liu Shurui

Abstract

A rapidly growing macro-leverage ratio, measured by M2 to GDP ratio or private debt to GDP ratio, has provoked heated debates on increasing financial risks and the stance of macroprudential policies in China. Drawing on cross-country data between 1990 and 2010, we explore the explanatory factors for financial crises, using a panel logit model that considers variables such as GDP growth, external debt, savings rate, capital market openness, etc. We find that the private debt to GDP ratio has a strong explanatory power for the probability of financial crises, while the M2 to GDP ratio is not significantly correlated to financial crises. If the private debt to GDP ratio goes up by 1 percentage point in China, the probability of a banking crisis will increase by 0.40-0.68 percentage points. The following policy implications can be drawn from our research. Although policymakers must be cautious with financial risks stemming from an excess deleveraging process, it is important to understand that an increasing macro-leverage is the key warning indicator for financial crises. Given the high private debt to GDP ratio in China, a tightening policy stance that aims to deleverage the Chinese economy should be always in place in the medium to long run.

一、研究背景

2009-2016 年间，中国宏观杠杆率快速攀升，引发了各界对于金融风险的普遍担忧。国内外部分专家认为，我国杠杆率过高，系统性金融风险不断加大，应该大力推进“去杠杆”。但也有研究认为我国国情具有特殊性，在高储蓄率、低外债比例、外汇储备充裕的情况下，即使杠杆率水平较其他国家更高，也不会发生太大风险，应该避免政策反应过度。上述有关“去杠杆”的讨论，在相当程度上会影响未来宏观经济政策、宏观审慎政策和结构性改革的方向与步伐。

对上述讨论做出判断，需要回答两个重要问题：杠杆率与发生金融危机的概率之间具有怎样的定量关系？若干在理论上有利于降低我国金融风险的因素，比如国内储蓄率较高、外债比例较低、外汇储备较为充裕等，在多大程度上可以降低我国发生金融危机的概率？为了回答这些问题，我们通过构建定量的、可定期跟踪的模型，对金融危机的影响因素进行实证分析，并对中国的最新情况做出判断。

本文的实证结果显示，国内非金融部门债务占 GDP 的比重是影响银行危机的重要因素，而 M2 占 GDP 的比重则对危机没有显著的解释力。此外，外债和外汇储备的比重也与危机概率呈显著相关，而储蓄率与金融危机并没有显著的关系。简言之，较 M2 占 GDP 之比而言，债务占 GDP 的比例（包括国内债务和外债）是更加重要的危机预警指标。根据模型的结果，如果国内非金融部门债务占 GDP 比例上升 1 个百分点，我国发生银行危机的概率会提高 0.40-0.68 个百分点。这项研究表明，一方面要根据经济金融的动态情况把握好去杠杆的力度与节奏，防范去杠杆力度过猛而人为加大金融风险；另一

方面，还要坚定认识到高杠杆是高金融风险的最大来源，保持在中长期有序去杠杆的政策定力，防止由于短期经济波动而重走“大水漫灌”的老路。

二、文献综述

国内外学术界对金融危机的影响因素有许多深入的研究。其中应用广泛、可操作性强的研究方法主要为两大类：Probit/Logit 模型和信号分析模型。Frankel 和 Rose(1996) 较早开始使用 Logit 模型分析金融危机的影响因素的研究。他们采用超过 100 个国家的 22 年的季度数据，发现 GDP 增长率、国内信贷增长率等宏观因素对金融危机的爆发具有较强的解释力度。由于 Logit 模型简单易行，IMF 和世界银行也多采用此方式量化不同指标对于金融危机爆发的影响(Berg 和 Pattillo,1999a; Bussiere 和 Fratzscher,2006; Demirgüç-Kunt 和 Detragiache,2000; Frankel 和 Rose,1996)。信号分析模型也广泛应用于危机预警指标的研究，该模型由 Kaminsky 等(1998)率先提出，并由 Berg 和 Pattillo(1999b)作出完善。信号分析模型根据指标是否超出阈值来判断金融危机发生的可能性，但由于该模型无法给出单一解释变量的显著程度，不适用于量化分析不同经济变量对于危机概率的影响大小(Frankel 和 Saravelos,2012)。同时，该模型中的阈值难以设定，如果阈值设定标准过于严格，则其只能识别最严重的金融危机，如果阈值设定过于宽松，则其可能在非危机情形下错误发出预警信号(苏冬蔚和肖志兴, 2011)。

比较来看，我们认为使用 Logit 模型量化分析金融危机更为直观。Logit 模型考虑到变量之间的相互影响关系，并且可以分析经济指标对于危机概率的单独作用效果，解决了信号法的不足之处。此外，比起 Probit 模型要求数据服从正态分布，Logit 模型对数据分布的要求不那么严格。根据 Davis 和 Karim(2008)的实证研究，Logit 模型对于危机爆发的预测结果较其他危机预警模型而言更为精准。

文献中对危机指标的定义和危机影响指标的选择也并不相同。Reinhart 和 Rogoff(2011)认为，金融危机包括银行危机、货币危机、股市危机、主权债务危机和通胀危机等。现有研究通常将危机定义为依赖阈值的二元变量例如，Frankel 和 Rose(1996)将名义汇率在一年内贬值 25% 的情况定义为货币危机。Kaminsky, Lizondo 和 Reinhart(1998)沿用这一方法，但认为一国货币贬值 15%即为货币危机。Reinhart 和 Rogoff(2011)以银行倒闭事件作为银行危机的标志，认为发生银行挤兑或发生政府救助时，爆发银行业危机。此外，国内外学者也从不同角度出发研究金融危机的影响因素。针对 2008-09 年金融危机的成因，一些研究发现危机的主要根源是信贷比例的提高（Obstfeld 等，2009，2010；Rose 和 Spiegel，2010；Berkmen 等，2009），而外汇储备的提高并无法缓解危机。Frankel 和 Saravelos（2012）指出上述分析的偏误，如样本区间应拓展至 2009 年等，并进行修正。该研究通过运用跨国数据，检验了多个指标对于 2008-2009 年全球性金融危机的预测效果，发现外汇储备和过去的实际有效汇率是两个最显著的先行指标。不过，该研究基于横截面数据的回归，无法捕捉宏观变量的动态变化过程对危机概率的影响。

国际上也有许多基于面板回归的研究。Borio 和 Lowe（2002；2004）的研究表明，信贷增长持续高于长期趋势，往往预示着系统性金融风险的提升。Schularick 和 Taylor（2012）使用 1870-2008 年发达经济体的历史数据，发现信贷水平对未来金融危机发生具有显著的预测能力。Gourinchas 和 Obstfeld（2012）分别基于发达经济体和新兴经济体的实证分析，发现国内信贷指标都是金融危机稳健的先行指标。Reinhart 和 Rogoff（2009）通过对 800 年金融史的考察，发现繁荣时期的过度举债会显著提高金融风险。Drehmann 和 Juselius（2013）从多个候选的基础性指标中识别最有效的危机预警指标（Early Warning Indicator），发现信贷与 GDP 比例的缺口（信贷与 GDP 比例的实际值与其趋势值的差）是最佳的危机预警指标。若干国内学者也对此课题进行了研究。史建平和高宇（2009）基于 2007 年至 2008 年的月度数据，对 24 个样本国家未来 24 个月的金融危机概率做出了预测。苏冬蔚和肖志兴（2011）选取亚洲六国 1993 年至 2009 年的季度数据，通过构建 KLR 和 Logit 模型对 2009 年全球金融危机进行了样本外检验。

然而，在上述研究中，针对银行危机的研究大多数是基于发达国家的数据库，针对新兴市场的研究多数聚焦于货币危机，鲜有全面覆盖发达国家和发展中国家的研究，因此无法获得更具有普遍意义上的实证结果。此外，针对于我国决策层所关心的宏观杠杆率（即 M2/GDP 比例和债务/GDP 比例），鲜有研究在讨论其对危机概率影响时，同时考虑有利于降低我国危机概率的主要变量的影响。

为弥补这一缺陷，本文基于面板数据和 Logit 模型构建了一组金融危机的预警模型，基于 60 多个国家的面板数据来研究影响银行危机和货币危机的因素，重点考察宏观杠杆率（M2 与 GDP 之比和国内非金融部门债务与 GDP 之比）对金融危机概率的影响。我们将储蓄率、外汇储备率、出口增速、经济增速、金融市场开放度等可能降低我国危机概率的变量都纳入模型，以期全面分析影响金融危机的核心因素，并为相关政策讨论提供依据。

三、模型和实证结果

(一)数据与模型

我们采用全球 60 多个国家 1990-2010 年的宏观指标，进行面板数据的 Logit 回归。对于被解释变量金融危机而言，我们沿用 Reinhart 和 Rogoff 的定义方法，并使用 Reinhart 和 Rogoff 公布的 1800-2010 年间各国发生银行危机、货币危机的统计数据作为模型的被解释变量。对于银行危机，Reinhart 和 Rogoff(2011)将两类事件作为银行危机的标志：发生了银行挤兑，并导致银行倒闭或被兼并；政府对某家或某些重要银行的大规模的救助。对于货币危机，Reinhart 和 Rogoff(2011)将一国的汇率在一年内贬值超过 15% 定义为货币危机。在实证研究中，我们重点关注银行危机的影响因素，同时对货币危机的影响因素做简要分析。

在解释变量方面，我们重点关注的是宏观杠杆率。根据上文所述，我们分别用两个指标衡量宏观杠杆率：M2 与 GDP 之比和国内非金融部门债务与 GDP 之比。在控制变量方面，我们采用 GDP 增长率、外

汇储备与 GDP 之比、外债与 GDP 之比、净储蓄与 GDP 之比、人均 GDP（取对数）、资本项目开放、出口与 GDP 之比等宏观指标作为金融危机概率的解释变量。其中，我们采用 Chinn 和 Ito(2006)开发的金融开放指数来衡量一国的资本项目开放程度，其他宏观指标的数据均来自于世界银行。对于上述指标的选择，我们不仅参考了现有理论和文献的做法，还着重考虑了我国近年来决策层所关心的热点内容，尤其是“不但要考虑高杠杆率会加大危机概率，也要考虑我国的储蓄率较高、外债较低、外储较高、经济增长率较高、经常项目顺差较大、资本项目未完全开放等因素可能会降低危机概率”的观点。同时，各国不同的发展状况可能对应不同的宏观杠杆率走势，例如处于发展阶段的国家 M2 或债务占 GDP 的比例从较低的水平持续上升，并不一定是金融风险上升的表现。对此，我们参考 Drehmann 和 Juselius(2014)的做法，将杠杆率的缺口即杠杆率偏离其长期趋势值的差距，作为影响危机概率的潜在因素也纳入回归模型。我们采用 HP 滤波的方法将杠杆率数据过滤成长期趋势值和周期成分，并将周期成分占长期趋势值的百分比定义为杠杆率的“缺口”。表 2.1 是采用的宏观数据的统计描述。

表 2.1 变量统计描述

变量名称	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
银行危机	1,428.00	0.21	0.40	0.00	1.00
货币危机	1,424.00	0.18	0.39	0.00	1.00
M2/GDP	1,121.00	56.55	37.94	10.56	232.92
M2/GDP 缺口	1,121.00	0.05	4.74	-33.04	81.25

债务/GDP	1,235.00	59.74	49.86	2.01	312.03
债务/GDP 缺口	1,235.00	0.06	5.39	-31.88	77.87
GDP 增长率	1,417.00	3.50	4.09	-23.98	33.74
外汇储备/GDP	1,387.00	12.10	13.44	0.10	108.62
外债/GDP	756.00	62.28	81.87	2.93	1111.27
净储蓄/GDP	1,259.00	9.46	11.75	-128.80	62.36
人均 GDP	1,417.00	12.64	15.61	0.14	97.01
金融开放指数	1,293.00	0.61	0.37	0.00	1.00
出口/GDP	1,406.00	36.09	26.23	0.10	231.19

根据表 2.1，在 1428 个观测数中，银行危机平均值为 0.2。具体而言，1135 个观测值为 0（无银行危机），293 个观测值为 1（发生银行危机）。这意味着在 1990 至 2010 年的 20 年间，平均每个国家有 4 年处于银行危机中，并且许多国家的危机样本出现在 2008 年金融危机期间。分析货币危机的数据也可以得到类似结果。就中国而言，虽然 2008 年全球金融危机并没有造成银行的挤兑、倒闭或者汇率的大幅贬值，但 1992-1999 年间中国的银行业曾面临坏账率高企、陷入技术性破产的困境，这 8 年被定义为银行危机。在货币危机方面，由于我国并非浮动汇率制度，汇率大幅贬值的情况非常罕见，仅在 1994 年人民币官方汇率与外汇调剂价格正式并轨时，美元对人民币汇率一次性从 1.5 贬值到 8.6，但此贬值由汇率改革引起，并非汇率危机。因此根据我们的定义，1990-2010 年间我国并未爆发过汇率危机。

为了避免金融危机和宏观变量之间的内生性问题，例如发生金融危机会导致 GDP 增长率和信贷增长下滑，我们对所有解释变量都采

用一阶滞后值。同时由于我们的模型较为简化，可能存在遗漏变量，我们采用固定效应的面板回归，以减少遗漏变量造成的偏差。

(二) 实证结果

(2) 银行危机：系数和优势比

表 2.2、表 2.3 分别显示用国内非金融部门债务与 GDP 之比（以下简称债务/GDP）和 M2 与 GDP 之比（以下简称 M2/GDP）作为宏观杠杆率衡量指标的结果。根据表 2.2 的结果，在考虑不同控制变量的情况下，债务/GDP 的水平值与银行危机概率都呈非常显著的正相关，而债务/GDP 缺口并没有明显的解释力度。此外，外债与外汇储备的占比都是显著影响银行危机的宏观变量，其中外债占比与银行危机呈现正相关，外汇储备占比与银行危机呈现负相关。从表 2.3 可以看出，M2/GDP 不一定是金融危机概率的最佳解释变量，而外债和外汇储备的占比仍然有较强的解释力度。

表 2.2 国内非金融部门债务/GDP 与银行危机：回归系数

	组合(1)	组合(2)	组合(3)	组合(4)
解释变量	系数	系数	系数	系数
债务/GDP	0.0382*** (0.0107)	0.0378*** (0.0107)	0.0408*** (0.0130)	0.0668*** (0.0176)
外债/GDP	0.0301*** (0.00591)	0.0296*** (0.00599)	0.0297*** (0.00601)	0.0236*** (0.00725)
外汇储备/GDP	-0.0852*** (0.0223)	-0.0847*** (0.0223)	-0.0862*** (0.0227)	-0.147*** (0.0371)

GDP增长率		-0.0145 (0.0328)	-0.0140 (0.0328)	0.0195 (0.0414)
债务/GDP缺口			-0.0128 (0.0313)	-0.0472 (0.0383)
净储蓄/GDP				-0.0294 (0.0286)
金融开放指数				-1.987** (0.812)
出口/GDP				0.0442 (0.0307)
观测值	599	599	599	461
国家个数	32	32	32	25

括号里是标准差

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 2.3 M2/GDP 与银行危机：回归系数

解释变量	组合(1)	组合(2)	组合(3)	组合(4)
	系数	系数	系数	系数
M2/GDP	0.0188 (0.0121)	0.0146 (0.0126)	0.0217 (0.0144)	0.0120 (0.0185)
外债/GDP	0.0263*** (0.00556)	0.0257*** (0.00563)	0.0262*** (0.00571)	0.0207*** (0.00688)

外汇储备/GDP	-0.106*** (0.0249)	-0.0984*** (0.0254)	-0.105*** (0.0262)	-0.125*** (0.0384)
GDP增长率		-0.0278 (0.0308)	-0.0271 (0.0310)	-0.0195 (0.0368)
M2/GDP缺口			-0.0288 (0.0297)	-0.0113 (0.0424)
净储蓄/GDP				0.0171 (0.0252)
金融开放指数				-1.592** (0.724)
出口/GDP				0.0118 (0.0276)
观测值	604	603	603	466
国家个数	32	32	32	25

括号里是标准差

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

由于 Logit 回归的非线性特征，回归估计的系数不能被解读为对危机概率的边际影响，但优势比可以解读为变量上升一个单位条件下的危机的“发生比”的变化。此处危机的“发生比”是指危机发生概率与不发生危机的概率的比例，而并不是危机的概率本身。我们将上述关于非金融部门债务与银行危机的回归结果以优势比的形式重新展示在表 2.4。根据表 2.4 中组合（1）的实证结果，债务/GDP 上升一个百分点会让危机的发生比上升 3.9%。

表 2.4 国内非金融部门债务/GDP 与银行危机：优势比

解释变量	组合(1)	组合(2)	组合(3)	组合(4)
	系数	系数	系数	系数
债务/GDP	1.039*** (0.0111)	1.039*** (0.0111)	1.042*** (0.0135)	1.069*** (0.0188)
外债/GDP	1.031*** (0.00609)	1.030*** (0.00617)	1.030*** (0.00619)	1.024*** (0.00743)
外汇储备/GDP	0.918*** (0.0205)	0.919*** (0.0205)	0.917*** (0.0208)	0.863*** (0.0321)
GDP增长率		0.986 (0.0324)	0.986 (0.0323)	1.020 (0.0423)
债务/GDP缺口			0.987 (0.0309)	0.954 (0.0366)
净储蓄/GDP				0.971 (0.0278)
金融开放指数				0.137** (0.111)
出口/GDP				1.045 (0.0321)
观测值	599	599	599	461
国家个数	32	32	32	25

(2) 银行危机：边际效应

由于 Logit 模型的非线性，解释变量对被解释变量的边际效应取决于解释变量具体取值。但为了让模型有比较直观的政策含义，我们将中国 2017 年的宏观数据带入上述模型，计算债务/GDP 上升一个百分点对银行危机概率的影响（以百分点表示），并将结果显示在表 2.5。总体而言，国内非金融部门债务/GDP 比例每上升一个百分点，危机概率会提高 0.40-0.68 个百分点。

表 2.5 非金融部门债务的边际效应（单位：百分点）

	组合(1)	组合(2)	组合(3)	组合(4)
债务/GDP	0.40	0.42	0.42	0.68
外债/GDP	0.30	0.31	0.32	0.24

(3) 货币危机：回归系数

虽然我国并没有爆发过真正意义上的货币危机，我们仍然可以根据跨国面板数据的回归结果，对影响货币危机概率的因素有一个大致的判断。在尝试多种控制变量后，我们发现大部分模型组合中，债务/GDP 比例仍然是比较显著的解释变量。同时，外债/GDP、外汇储备/GDP、出口/GDP 比例和金融开放指数也是比较显著的影响因素。这与我们的直觉相符。而 M2/GDP 对货币危机就并没有显著的解释力度。

表 2.6 国内非金融部门债务/GDP 与货币危机：回归系数

	组合(1)	组合(2)	组合(3)	组合(4)
解释变量	系数	系数	系数	系数

债务/GDP	0.0298*** (0.0113)	0.0277** (0.0113)	0.0192 (0.0136)	0.0319** (0.0161)
外债/GDP	0.0113*** (0.00418)	0.00897** (0.00415)	0.00855** (0.00413)	0.0169*** (0.00612)
外汇储备/GDP	-0.137*** (0.0283)	-0.131*** (0.0282)	-0.127*** (0.0282)	-0.0495 (0.0377)
GDP增长率		-0.0611** (0.0304)	-0.0615** (0.0304)	-0.0168 (0.0371)
债务/GDP缺口			0.0356 (0.0313)	0.0300 (0.0385)
净储蓄/GDP				-0.0593** (0.0272)
金融开放指数				-2.027*** (0.686)
出口/GDP				-0.114*** (0.0310)
观测值	563	563	563	452
国家个数	30	30	30	26

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 2.7 M2/GDP 与货币危机：回归系数

	组合(1)	组合(2)	组合(3)	组合(4)
解释变量	系数	系数	系数	系数

M2/GDP	0.0130 (0.0129)	0.00715 (0.0132)	-0.0109 (0.0166)	0.0125 (0.0225)
外债/GDP	0.00996** (0.00405)	0.00784** (0.00388)	0.00708* (0.00376)	0.0138** (0.00625)
外汇储备/GDP	-0.145*** (0.0289)	-0.132*** (0.0292)	-0.124*** (0.0296)	-0.0536 (0.0396)
GDP增长率		-0.0667** (0.0304)	-0.0703** (0.0305)	-0.0280 (0.0364)
M2/GDP缺口			0.0674** (0.0329)	0.0519 (0.0522)
净储蓄/GDP				-0.0469* (0.0256)
金融开放指数				-1.926*** (0.662)
出口/GDP				-0.118*** (0.0322)
观测值	568	567	567	457
国家个数	30	30	30	26

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

四、结论与政策含义

近年来，在系统性风险问题上的一个重要争议是，我国杠杆率过快上涨这个因素是否实质性地提高了我国发生金融危机的概率。国内

外研究多认为我国杠杆率过高，系统性金融风险不断加大，有些研究甚至认为中国很快会因此爆发金融危机，因此应该大力推进“去杠杆”。也有人认为我国有许多特殊国情，即使杠杆率较其他国家为高，也不会导致太大的经济和金融风险，应该避免政策反应过度。对这个问题的判断，在很大程度上会影响决策者对防范金融危机的决心和措施的力度，并最终会影响我国未来发生系统性风险的概率。

本文在借鉴以往文献的基础上，构建了包括 60 多个国家面板数据的 Logit 模型，同时考虑了包括杠杆率、GDP 增长率、储蓄率、外汇储备等在内的多个解释变量，试图得到杠杆率与金融危机之间更为完整的关系。我们实证分析的结果显示，国内非金融部门债务/GDP 是比 M2/GDP 更为有用的关于银行危机的预警指标。我们的模型结果显示，基于我国 2017 年的宏观数据，如果债务/GDP 上升 1 个百分点，我国发生银行危机的概率会提高 0.40-0.68 个百分点。

这项研究的政策含义是，在当前十分复杂的国内外经济形势下，一方面要根据经济金融的动态情况把握好去杠杆的力度与节奏，防范去杠杆力度过猛而人为加大金融风险；另一方面，还要坚定认识到高杠杆是高金融风险的最大来源，靠加信用扩张来“稳增长”的空间有限，应该保持在中长期有序去杠杆的政策定力，防止由于短期经济波动而重走“大水漫灌”的老路。在周期性管理的政策选择上，应更多考虑减税、降费。同时，应加快放开对民营企业的准入限制，参考“竞争中性”原则来创造不同所有制企业平等竞争的环境，用大力度的结构性改革来提振投资者的信心。

(作者：马骏为清华大学国家金融研究院金融与发展研究中心主任、中国人民银行货币政策委员会委员。何晓贝为清华大学金融与发展研究中心宏观金融研究主管。刘姝睿为清华大学国家金融研究院金融与发展研究中心研究助理。)

参考文献

- Berg, A. and Pattillo, C., 1999a, "Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative", *Journal of International Money and Finance*, 18(4): 561-586.
- Berg, A. and Pattillo, C., 1999b, "Are Currency Crises Predictable? A Test", *IMF Staff Papers*, 46(2): 107-138.
- Borio, C. E. and Lowe, P. W., 2002, "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus".
- Borio, C. E. and Lowe, P. W., 2004, "Securing Sustainable Price Stability: Should Credit Come Back From the Wilderness?".
- Bussiere, M. and Fratzscher, M., 2006, "Towards a New Early Warning System of Financial Crises", *Journal of International Money and Finance*, 25(6): 953-973.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S. and Zampolli, F., 2011, "The Real Effects of Debt".
- Davis, E. P. and Karim, D., 2008, "Comparing Early Warning Systems for Banking Crises", *Journal of Financial Stability*, 4(2): 89-120.
- Demirgüç-Kunt, A. and Detragiache, E., 2000, "Monitoring Banking Sector Fragility: A Multivariate Logit Approach", *The World Bank Economic Review*, 14(2): 287-307.

Drehmann, M. and Juselius, M., 2014, "Evaluating Early Warning Indicators of Banking Crises: Satisfying Policy Requirements", *International Journal of Forecasting*, 30(3): 759-780.

Frankel, J. A. and Rose, A. K., 1996, "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, 41(3-4): 351-366.

Frankel, J. and Saravelos, G., 2012, "Can Leading Indicators Assess Country Vulnerability? Evidence From the 2008–09 Global Financial Crisis", *Journal of International Economics*, 87(2): 216-231.

Kaminsky, G., Lizondo, S. and Reinhart, C. M., 1998, "Leading Indicators of Currency Crises", *Staff Papers*, 45(1): 1-48.

Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S., 2010, "Growth in a Time of Debt", *American Economic Review*, 100(2): 573-578.

Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S., 2011, "From Financial Crash to Debt Crisis", *American Economic Review*, 101(5): 1676-1706.

Schularick, M. and Taylor, A. M., 2012, "Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008", *American Economic Review*, 102(2): 1029-1061.

史建平、高宇, 2009: 《Klr 金融危机预警模型研究——对现阶段新兴市场国家金融危机的实证检验》, 《数量经济技术经济研究》, 第 03 期。

苏冬蔚、肖志兴, 2011: 《基于亚洲六国宏观数据的我国金融危机预警系统研究》, 《国际金融研究》, 第 06 期。

报 送:

联系人: 付静仪

电话: 62797519
