

基于 OECD 国家面板数据的金融风险影响因素研究

那 明 戴振亚 刘 可

摘 要: 本文选取 1980~2013 年 OECD 28 个国家经济与金融的样本数据, 采用面板 logit 模型对这些国家金融风险的影响因素进行逐步回归分析。结果显示, GDP 增长率、经常账户余额占 GDP 比率以及总储备占 GDP 的比率对 OECD 国家金融风险的影响是负向的, 即随着它们的增长, 金融风险产生的概率减小; 汇率对 OECD 国家金融风险的影响是正向的, 即随着汇率的增长, 金融风险产生的概率增大。

关键词: OECD 国家; 金融风险; 影响因素; 面板 logit 模型

中图分类号: F831

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2017) 04-0080-09

一、国内外研究现状

(一) 关于金融风险预警指标的研究

Sachs 等 (1996) 研究了贷款增长率、实际汇率、国际储备与广义货币供给量 M2 的比值对金融危机发生可能性的影响, 他们发现: 国家外汇储备水平低下、经济基本面处于颓势时, 会出现汇率高估和银行经营体系脆弱的现象, 引发严重的国内外资本投机套利行为。Goldstein 等 (2000) 在研究银行风险时把样本选取的时间分为月度和年度两类, 发现月度数据中利率波动、M2 变化和股票价格对银行风险影响显著, 而年度数据的研究结果显示, 巨额资本账户和投资比例才是对金融风险影响最大的指标。Barrell 等 (2010) 把经常账户余额作为预测银行危机的主要指标, 选取了银行资本充足率、房价和资产流动性作为解释变量, 发现 2005~2008 年间风险的增加主要来自于经常账户失衡和房产价格方面。

郑振龙 (1999) 基于 1970~1996 年 25 个国家 20 次金融危机的历史经验, 选取了涉及实体、财政、金融和国际收支 4 个领域的经济指标, 运用 KLR 模型中的信号分析法, 分别针对货币危机和银行危机进行预警研究。付江涛和王方华 (2004) 构建了一套包含 10 个指标的货币危机预警指标体系, 将每个指标设定阈值, 对 1994 年的墨西哥危机和 1997 年东南亚金融危机进行预警实证分析。孙亚静 (2006) 对构建中国宏观金融安全监测指标体系进行了分析, 提出了涉及国家风险、外汇风险、利率风险和外部金融环境风险 4 个监测体系的大量指标。王伟 (2013) 把风险的影

作者简介: 那明, 合肥工业大学经济学院副教授, 研究方向: 国际金融; 戴振亚, 合肥工业大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 国际贸易理论与政策; 刘可, 合肥工业大学经济学院国际经济与贸易专业本科生, 研究方向: 贸易金融。

响因素分为微观和宏观两类，其中微观因素就是商业银行内部的脆弱性，用定量分析法研究了银行危机的系统性风险和非系统性风险。

（二）关于金融风险实证模型的研究

概率模型在金融风险实证研究中具有直观简便的特点，因而备受国内外学者的青睐。Frankel 和 Rose（1996）建立的 FR 模型是概率模型的典型，他们选取了 100 个发展中国家在 1971~1992 年发生的金融危机为样本，建立基于受限因变量模型（probit 和 logit 模型）的危机预警模型，得出对外直接投资（FDI）、国际储备水平较低、本国信贷增长过快、债权国利率上升和汇率高估更容易引发金融危机尤其是货币危机。Bussiere 和 Fratzscher(2006) 对 FR 模型进行了扩展研究，把简单的回归模型推演到多元分类评价模型（Multivariate Logit Model），将模型中的因变量设定为 0、1 和 2，分别代表平静期、危机期和恢复期，对 logit 方程重新设定回归，分析了不同时期下各指标的表现。Barrell 等（2010）运用面板 logit 模型，研究 OECD 国家经常账户余额预测银行危机的可能性，发现次贷危机前的某些征兆并非前所未有的，使用 logit 估计法最多可在危机发生前的 2~3 年预测出来。

国内学者在此领域的研究更多是对国外研究成果的补充与拓展。史建平和高宇（2009）运用 KLR 模型方法，利用 24 个新兴市场国家 2004 年和 2005 年的数据分析 2006~2008 年各国金融危机状况。谢凤敏（2011）用二元 logit 模型建立中国金融危机预警模型，确定了危机是否发生的临界值，并构建符合中国实情的外汇市场压力指数，对相关指标进行筛选后利用 logit 模型进行样本内预测，再利用 ARIMA 模型和 2010 年相应指标的月度数据进行样本外预测。刘芳（2011）提出，使用 logit 模型或正态累计分布函数可以把因变量的取值限定在 0 和 1 之间，而且面板 logit 模型的随机误差项不一定要服从正态分布，在这一点上，面板 logit 模型比面板 probit 模型在研究行业风险方面更有优势。

国内外已有研究多侧重于利用金融风险影响因素构建预警模型，缺乏对金融风险与其影响因素之间因果影响机制的详细阐述，而且国内学者研究金融风险选取的样本数据多限于本国。本文为了增强研究结果的普适性，以历史上几次金融危机中影响较为直接的 OECD 国家为研究对象，采用 1980~2013 年相关国家经济的面板数据，选取的变量涉及实体、财政、金融和国际收支等多个领域，实证分析中利用逐步回归法检验各变量对金融风险影响的显著性，并结合 1980~2013 年几次重大金融危机的实际情况，对模型变量的有效性和因果影响机制进行了详细的解释说明。

二、指标选取与数据处理

（一）指标选取

考虑到数据间的可比性，本文尽可能地选取比率指标来代替绝对指标进行建模，对于非比率类的变量，我们对其实施标准化处理。借鉴现有的研究以及数据的实际

获取情况,本文选取以下指标:

(1) 是否发生金融危机 (FC): 选用二元选择 logit 模型进行分析,把发生过金融危机的事件取值为“1”,未发生金融危机的事件取值为“0”。

(2) GDP 增长率 (YG): 是反映一国经济发展总体状况的指标,也是宏观经济研究和经济周期性波动研究中最常用的指标。当国家 GDP 增长率为正,说明该国经济发展处于上升阶段,综合国力增强,抵御金融风险能力也将加强;反之,抵御金融风险的能力减弱。

(3) 国内银行信贷增长率 (DCG): 国内信贷是指由特定存款机构发放的信托贷款、委托贷款及其他贷款。国内信贷的增长量大于实际需求时,不仅会引起通货膨胀,还很可能加重整个金融体系的脆弱程度。

(4) 汇率 (ER): 指本币兑换美元的名义汇率。本币贬值容易吸引国际游资流入,影响一国的货币供给和国际储备,同时会推动实际有效汇率上升,促进进口,抑制出口,恶化贸易条件,严重时可能引发金融危机。

(5) 货币和准货币 ($M2$) 与总储备的比率 ($M2RES$): 是衡量货币供给量与实际货币需求之间的关系的经济指标。如果货币供大于求,则很可能引发通货膨胀,进而引发货币危机。

(6) 经常账户余额占 GDP 的比率 (CBR): 经常账户余额是反映国际收支情况的重要指标。如果一国经常账户长期处于逆差状态,则意味着该国要从国外融资或举债才能满足国内的消费和需求,对国外资金的流入过度依赖,严重时易产生货币危机。

(7) 实际利率 (RIR): 是指剔除通货膨胀率的影响之后,投资者和储蓄者在本金或投资到期时获得的利息回报对应的实际利率。一国实际利率越高,来自世界各地的热钱流入该国的可能性就越大,从而加剧资本市场波动,潜在的金融风险越大。

(8) 通货膨胀率 ($INFL$): 反映货币供求之间的关系。通货膨胀率高说明通货膨胀严重,商品相对价格被扭曲,资源配置的效率就会降低,引起经济泡沫,一旦泡沫破裂则会引发金融危机。

(9) 政府最终消费支出占 GDP 比率 (GFC): 政府最终消费支出即为政府在维持日常运作活动中,因购买商品和服务而产生的所有经常性支出。政府消费支出的增加会对民间投资行为产生“挤出效应”,容易诱发通货膨胀和财政危机等一系列问题。

(10) 总储备占 GDP 的比率 (RES): 总储备包括国家持有的货币黄金、特别提款权、IMF 持有的 IMF 成员国的储备以及在货币当局控制下的外汇资产。总储备比例体现了一国调整国际收支的能力以及干预本国金融市场和外汇市场的能力,较低的总储备比例容易导致国家对宏观资本市场难以实施动态调控和有效管理,加大金融风险发生的可能性。

（二）数据的选取和标准化处理

OECD 共有 34 个成员国，其中捷克、爱沙尼亚、匈牙利、波兰、斯洛伐克以及斯洛文尼亚这 6 个国家数据缺失严重，难以获得，因此本文选取其他 28 个成员国的样本数据进行分析。^①为了尽量多地包含历史上重要的金融危机时间，时间序列跨度选用 1980~2013 年。本文的数据均来自世界银行数据库和 OECD 数据库，部分缺失数据从 IMF 数据库等其他数据库获取。研究选取的解释变量皆为比率型指标，所以在数量级和量纲上可能会出现不同，本文用 Z-Score 法对数据进行标准化处理，其公式表达为：

$$Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

其中， μ 为所有样本数据的平均值， σ 为所有样本数据的标准差。

三、金融风险影响因素研究实证分析

（一）变量的基本特征描述

根据表 1 对模型中涉及的 28 个 OECD 国家从 1980~2013 年选取的各指标的描述性统计，可以发现：

（1）总体来看，28 个 OECD 国家发生金融危机事件的概率（*FC*）均值为 0.12，这说明在研究选取时限内的绝大部分时间，样本内各个 OECD 国家都没有产生金融危机或面临着金融危机发生的威胁。

（2）与实体经济相关的指标。其中 GDP 增长率（*YG*）的均值为 2.86，标准差为 5.83，极差（最大值与最小值的差）为 176.37，这说明 OECD 成员国在研究时限内经济发展速度存在较大差异，但整体来看经济发展程度都有所提高。通货膨胀率（*INFL*）的极差为 396.07，平均值为 8.35，标准差为 21.87，这说明样本选取的 28 个国家之间通货膨胀的程度有着很大的差距，但从总体上来看通货膨胀程度并不高，各国币值升降稳定。实际利率（*RIR*）的最小值为 -19.49，最大值为 88.11，平均值为 5.31，标准差为 5.66，反映样本国家在选取时限内采取了稳健的利率政策，利率水平较低且变化较为平稳。

（3）与金融发展相关的指标。国内银行信贷增长率（*DCG*）的最小值为 -54.65，最大值为 151.23，平均值为 14.74，标准差为 356.04，反映样本国家在选取的时限内银行信贷增长速度过快，而且发展很不平稳，银行等存款机构过度发放贷款，可能会加剧金融体系自身脆弱程度，减弱抵御风险的能力。广义货币量（*M2*）与总储备的比率（*M2RES*）衡量的是货币的供求关系，其最小值为 1.17，最大值为

^① 样本中的 28 个 OECD 国家分别为澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、冰岛、爱尔兰、意大利、日本、韩国、卢森堡、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、葡萄牙、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国、美国、智利、以色列。

656.96，平均值为 15.27。可以看出，在研究时段内 OECD 的样本国家广义货币量与总储备比率较低，各国间的货币供求比差别很大。

（4）与国家财政收支有关的指标。政府最终消费支出占 GDP 比率（*GFC*）的均值为 18.51，最小值为 7.52，最大值为 41.48，标准差为 4.82。最大值、最小值和均值之间的差距并不大，说明 OECD 各国在研究时段内政府消费支出维持着较为平稳的水平。

（5）与国际收支平衡有关的指标。经常账户余额占 GDP 的比例（*CBR*）均值为 -0.75，标准差为 4.89，极差为 44.66，说明 OECD 样本国经常账户占 GDP 的比例差异并不大，但整体水平上存在轻微的经常账户赤字。汇率（*ER*）的均值为 47.99，极差和标准差分别高达 1,401.44 和 183.04，反映了各国的货币价值存在显著的差异，汇率一旦波动很容易引发资本的投机套利行为。总储备占 GDP 的比率（*RES*）最小值则为 0.34，最大值为 79.76，平均值为 9.38，标准差为 8.39，说明各国总储备水平占 GDP 的比率差别很大，但总体都维持在 9.38 这一水平上下波动。

表 1 变量的描述性统计结果

变量	最小值	最大值	均值	标准差
是否发生金融危机（ <i>FC</i> ）	0.00	1.00	0.12	0.49
GDP 增长率（ <i>YG</i> ）	-55.47	120.90	2.86	5.74
国内银行信贷增长率（ <i>DCG</i> ）	-54.65	151.23	14.74	356.04
汇率（ <i>ER</i> ）	0.00	1401.44	47.99	183.04
M2 与总储备的比率（ <i>M2RES</i> ）	1.17	656.96	15.27	41.93
经常账户余额占 GDP 的比率（ <i>CBR</i> ）	-26.9	17.76	-0.75	4.89
实际利率（ <i>RIR</i> ）	-19.49	88.11	5.31	5.66
通货膨胀率（ <i>INFL</i> ）	-5.39	390.68	8.35	21.87
政府最终消费支出占 GDP 比率（ <i>GFC</i> ）	7.52	41.48	18.51	4.82
总储备占 GDP 的比率（ <i>RES</i> ）	0.34	79.76	9.38	8.39

（二）面板单位根检验与协整检验

为了避免单一方法可能存在的缺陷，本文采用了 3 种较为常见的面板单位根检验方法：LLC 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验。从表 2 的单位根检验结果可以看出，政府最终消费支出占 GDP 比率（*GFC*）PP-Fisher 检验的 p 值为 0.3998，但 LLC 检验和 ADF 检验的 p 值都小于 0.05，我们认为该变量通过了显著性检验，即不存在单位根。其他变量均在 5% 的显著性水平上拒绝原假设，因此所有变量呈零阶单整，满足协整检验的基本条件。

本文的变量数目较多，因而选择 Kao 检验进行协整分析。表 3 显示 Kao 检验的 ADF 统计量在 5% 的显著水平下拒绝原假设，说明被解释变量和解释变量之间存在协整关系。

（三）模型检验

由于面板数据具有二维特性，模型设定的正误会直接影响回归结果的有效性，

因此首先用 F 检验确定是混合模型还是个体效应模型, 表 4 的结果显示 p 值分别为 0.0287 和 0.0220, 均在 5% 的显著性水平上拒绝原假设, 可以判定模型属于个体效应模型。再运用 Hausman 检验判断属于个体固定效应模型还是个体随机效应模型, 从表 5 结果可以得到 Hausman 检验 p 值结果 $0.0028 < 0.05$, 拒绝原假设, 即模型为个体固定效应模型。

表 2 单位根检验结果

	<i>BC</i>	<i>YG</i>	<i>DCG</i>	<i>ER</i>	<i>M2RES</i>
<i>LLC</i> 检验	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0222**	0.041**
<i>ADF-Fisher</i>	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0015***	0.0046***
<i>PP-Fisher</i>	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0138**	0.0005***
	<i>CBR</i>	<i>RIR</i>	<i>INFL</i>	<i>GFC</i>	<i>RES</i>
<i>LLC</i> 检验	0.0049***	0.0001***	0.0000***	0.0042***	0.0172**
<i>ADF-Fisher</i>	0.0002***	0.0000***	0.0000***	0.0151**	0.0002***
<i>PP-Fisher</i>	0.0007***	0.0000***	0.0000***	0.3998	0.0004***

注: 表中显示出 LLC 检验、ADF-Fisher 检验和 PP-Fisher 检验结果中的 p 值部分; *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

表 3 Kao 协整检验结果

	<i>t</i> 统计量	<i>P</i> 值
<i>ADF</i>	-8.100571	0.0000

表 4 F 检验结果

	统计量	自由度	<i>p</i> 值
横截面 <i>F</i>	1.592979	(27,9115)	0.0287
横截面 <i>Chi-square</i>	43.729745	27	0.0220

表 5 Hausman 检验结果

	<i>Chi-Sq</i> 统计量	<i>Chi-Sq</i> 自由度	<i>p</i> 值
随机效应模型回归	5.175026	9	0.0028

(四) 基于面板数据 logit 模型的实证分析

根据上文 F 检验和 Hausman 检验结果, 可以建立 logit 模型:

$$\ln \frac{P_{it}}{1-P_{it}} = a_{it} + b_1 YG_{it} + b_2 DCG_{it} + b_3 ER_{it} + b_4 M2RES_{it} + b_5 CBR_{it} + b_6 RIR_{it} + b_7 INFL_{it} + b_8 GFC_{it} + b_9 RES_{it} + \mu_{it}$$

其中, P_{it} 表示金融风险发生的概率, a_{it} 表示常数项, X_{it} 表示解释变量, μ_{it} 表示误差项, $i=1,2,\dots,N$, $t=1,2,\dots,T$, N 代表截面样本, 在本文中代表 28 个 OECD 国家, T 代表各截面样本的数据选取时间点, 在本文中代表 1980~2013 年。

考虑到自变量之间很可能存在高度相关性而造成多重共线性问题, 在进行回归分析前需做变量的相关性检验, 相关系数矩阵表明, 大部分变量之间的相关性较高, 表明存在多重共线性的可能性较高。为了避免多重共线性问题, 本文主要采用逐步回归分析方法。stata 软件中的 stepwise 命令提供了前进法和后退法两种方法: 前进法是用被解释变量对每个解释变量进行回归, 以拟合程度最高的作为基础方程, 然后

按照由高到低的顺序依次加入解释变量,根据其显著性水平判断是否保留在模型中;后退法的思路与前进法相反,是将被解释变量对所有解释变量进行回归,然后将显著性水平最差且低于指定水平的变量删除后重新进行回归,如果仍存在解释变量不显著,则继续删除,直到所有解释变量均显著为止。本文设置变量的显著性水平为 10%,表 6 显示了面板 logit 模型的逐步回归结果。

表 6 面板 logit 模型的逐步回归结果

变量	向前逐步回归				向后逐步回归			
	系数	标准差	Z 值	P 值	系数	标准差	Z 值	P 值
YG_{it}	-0.8694	0.0280	-3.11	0.002	-0.8694	0.0280	-3.11	0.002
ER_{it}	2.4408	1.0715	2.28	0.023	2.4408	1.0715	2.28	0.023
CBR_{it}	-0.0968	0.0358	-2.71	0.007	-0.0968	0.0358	-2.71	0.007
RES_{it}	-0.0616	0.0319	2.28	0.053	-0.0616	0.0319	2.28	0.053
C	-2.8178	0.2994	-9.41	0.000	-2.8178	0.2994	-9.41	0.000
LR 统计量	20.07				20.07			
Log likelihood	-146.4015				-146.4015			

可以看出,向前逐步回归与向后逐步回归结果一致:国内信贷增长(DCG_{it})、M2 占总储备的比率($M2RES_{it}$)、实际利率(RIR_{it})、通货膨胀率($INFL_{it}$)和政府最终消费支出占 GDP 比率(GFC_{it})在逐步回归的过程中被剔除,GDP 增长率(YG_{it})、汇率(ER_{it})、经常账户余额占 GDP 的比率(CBR_{it})在 95% 置信水平上呈现显著特征,总储备占 GDP 的比率(RES_{it})在 90% 的置信水平上呈现显著特征。结合 1980~2013 年间几次重大金融危机的实际情况,对实证结果具体分析如下。

第一,GDP 增长率(YG)对金融风险的影响是负向的。次贷危机发生前,美国的 GDP 增长率持续下降,2005 年为 3.07%,2006 年下降了 0.42%,到 2007 年只有 1.91%,2008 年和 2009 年更是负增长,分别为 -0.34% 和 -3.07%。欧洲主权债务危机发生前,欧洲经济体的 GDP 增长率同样出现下滑,2008 年和 2009 年受美国次贷危机影响,GDP 增长率分别下降 2.74% 和 4.6%,2010 年短暂回升至 1.94%,随后两年又分别降为 1.49% 和 -0.41%。GDP 增长率下降甚至是负增长,体现了国家经济发展的低迷与衰退,较高的 GDP 增长率反映了国民经济较为活跃,内需、消费和出口三架马车拉动经济快速发展,国家的综合国力得到增强,能够提高抵御潜在金融风险的能力。

第二,汇率(ER)对金融风险的影响是正向的。以东南亚金融危机为例,1997 年 7 月泰国宣布泰铢与美元脱钩,实行浮动汇率制度,当日泰铢汇率狂跌 20%,随后比索、台币、韩元及印尼盾等汇价持续下跌,东南亚国家的外汇市场剧烈动荡。将 1998 年 3 月底与 1997 年 7 月初的汇率进行比较,东南亚国家本币兑美元汇率跌幅在 10%~70%,受打击最大的是泰铢、韩元、印尼盾和新元,分别贬值 39%、36%、72% 和 61%。在汇率贬值的情况下,东南亚国家受到国际投机资本的强势攻击,银行不良贷款增加,外资加速抽逃,同时东南亚国家出口商品竞争力下降,直接恶化

了其贸易条件。因此，汇率上涨（即本币贬值）一方面容易受到国际金融市场上游资的冲击，影响一国的货币供给和国际储备；另一方面会降低本国商品竞争力，恶化贸易条件，整体上加大金融风险产生的可能性。

第三，经常账户余额占 GDP 的比率（*CBR*）对金融风险的影响是负向的。经常账户逆差是金融危机发生的重要原因之一，墨西哥金融危机、东南亚金融危机和阿根廷金融危机是其中的典型。1989~1994 年间，墨西哥进口增长了 3.4 倍，出口只增长 2.7 倍，贸易逆差从 1989 年的 6 亿美元增长到 1994 年的 185 亿美元。1990 年以来，东南亚国家的出口几乎停止，进口却大量增加，泰国和菲律宾 1990 年的净出口额分别为 -99.52 亿美元和 -35.62 亿美元，1996 年分别为 -166.3 亿美元和 -212 亿美元。20 世纪 90 年代阿根廷出口年增长率为 15%，进口年增长率达到 28%，1992~1999 年间出现持续的高额贸易逆差，造成阿根廷 632 亿美元的经常项目逆差。经常项目严重赤字导致大量外资流入，企业盲目举债引起外债急剧增加，一旦国内经济金融体系出现问题，外资将大量抽逃，加之为偿还赤字所堆积的高额债务等连锁反应，最终导致金融危机的爆发。

最后，总储备占 GDP 的比率（*RES*）对金融风险的影响是负向的。1994 年，比索贬值引发外汇市场大量抛售比索，墨西哥外汇储备迅速减少，由 1993 年末的 234 亿美元猛降到 1995 年初的 55.46 亿美元，政府干预外汇市场能力严重下降，国内金融市场失控，国际清偿力降低，引发金融危机。因此，国家总储备的比例显示了国家抵御金融风险的能力，较少的储备说明国家抵御金融风险的能力较弱，不能有效抑制金融风险的产生和扩散。

下面对模型进行样本内检验，验证模型是否有说服力。

表 7 面板 logit 模型样本内检验结果

	预测危机发生	预测危机不发生	总数	准确识别率	错误识别率
危机发生	24	12	36	66.67%	33.33%
危机不发生	190	726	916	79.26%	20.74%

运用模型计算的概率准确识别率为： $p = \frac{24+726}{36+916} \times 100\% = 78.78\%$

从表 7 可以看出，在预测的 952 个概率中，危机发生且预测成功的占 66.67%，危机没有发生且预测成功的概率为 79.26%，模型整体预测的成功率为 78.78%。这说明实证模型具有较强的预测能力。

四、结论

本文为增强研究结果的普适性，以历史上几次金融危机中影响较为直接的 OECD 国家为研究对象，选取 1980~2013 年各国经济相关的面板数据，运用 logit 模型逐步回归法检验各指标对金融风险的影响，结果表明：GDP 增长率、经常账户

余额占 GDP 比率以及总储备占 GDP 的比率对金融风险的影响是负向的,即金融风险产生的概率随着指标的增长而减小;汇率对金融风险的影响是正向的,金融风险产生的概率随着指标的增长而增大。

上述实证研究的结论对我国金融风险的监测和管控同样具有较强的借鉴意义。当前我国的经济的发展进入调整结构、转变增长方式的攻坚阶段,金融是经济发展的助推剂和血脉,金融环境保持稳定和安全,才能为经济发展注入活力。因此,随着我国经济环境和金融市场的对外开放程度越来越高,受到国际投机资本的冲击也越来越大,必将带来更多潜在的金融风险。政府部门应对金融风险保持高度警惕,加大金融风险控制力度,完善金融监管体系,促进经济的长远稳定发展。

参考文献:

- [1] 付江涛,王方华.货币危机预警指标体系的构建及实证分析[J].世界经济研究,2004,(12).
- [2] 刘芳.基于面板logit模型的上市公司财务困境实证分析——以装备制造业为例[J].经济视角,2011,(9).
- [3] 史建平,高宇.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[J].数量经济技术经济研究,2009,(3).
- [4] 孙亚静.构建我国宏观金融安全监测指标体系的思考[J].当代经济研究,2006,(7).
- [5] 王伟.后金融危机时代商业银行危机预警系统构建与警情分析——以A股上市银行为例[J].中国经济问题,2013,(1).
- [6] 谢凤敏.经济全球化下中国金融危机压力预警研究[D].中国矿业大学博士学位论文.长春:中国矿业大学,2011.
- [7] 郑振龙.构建金融危机预警系统[J].金融研究,1998,(8).
- [8] Barrell, R., et al. The Impact of Global Imbalances: Does the Current Account Balance Help to Predict Banking Crises in OECD Countries?[J]. National Institute of Economic and Social Research, 2010.
- [9] Bussiere, M., Fratzscher, M. Towards a New Early Warning System of Financial Crises[J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25(6).
- [10] Frankel, J. A., Rose, A. K. Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment[J]. Journal of International Economics, 1996, 41(3-4).
- [11] Goldstein, M., et al. Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System for Emerging Markets[J]. General Information, 2000, 24(1).
- [12] Sachs, J., et al. Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1996, 27(1).

Research on Financial Risk Factors Based on Panel Data of OECD Countries

NA Ming DAI Zhen-ya LIU Ke

Abstract: Taking the economic and financial data of 28 OECD countries from 1980 to 2013, we use the panel logit model to analyze the determinants that can affect the probability of financial risk. Results show that the GDP growth rate, current account balance to GDP ratio and the total reserve to GDP ratio have negative correlation with the financial risk of OECD countries, which means that the probability of financial risk will be reduced when they grow. Exchange rates have positive correlation with the financial risk of OECD countries, which means that the probability of financial risk will increase when it grows.

Key words: OECD countries; financial risk; factors; panel logit model

(责任编辑:张建华)