

金融发展如何影响经济波动？*

——基于中国 232 个城市的面板门槛模型研究

马 勇 吴雪妍

〔摘 要〕本文基于中国 232 个城市 2005–2013 的面板数据,运用门槛面板回归模型考察了金融发展对经济波动的影响。实证结果显示,金融发展对经济波动的影响存在显著的非线性和非对称效应:在金融发展水平较低的区间内,金融发展所导致的经济波动效应比较明显;而当金融发展水平较高时,金融发展所导致的经济波动效应则会出现显著弱化。上述结论在多种稳健性检验下均显著成立。此外,通过将政府支出和产业结构的门槛值效应纳入分析,我们还发现,高水平的金融发展和良好的政府干预能力具有相互促进的效应,而过度的金融发展和失衡的产业结构则可能成为经济不稳定的重要原因。

关键词:金融发展 经济波动 面板门槛模型

JEL 分类号:E32 E44 F36

一、引言与文献回顾

在金融发展和宏观经济之间的关系方面,传统研究主要集中在金融发展对经济增长的影响方面(King and Levine, 1993; Rajan and Zingales, 1998; Levine et al., 2000; Beck and Levine, 2004)。2008 年国际金融危机之后,鉴于金融体系和经济稳定之间的重要关联(陈雨露, 2015; 陈雨露和马勇, 2013),经济学家开始将注意力转向金融发展的稳定效应方面,即重点讨论金融发展究竟是放大还是减小了经济波动。

尽管从理论上,金融部门确实在经济波动中扮演着重要角色,并且基于新凯恩斯的不完全信息理论也为经济波动的金融分析框架提供了重要理论基础(Greenwald and Stiglitz, 1993; Kashyap and Stein, 1994; Bernanke et al., 1996; Kiyotaki and Moore, 1997; Azariadis and Smith, 1998),但从实证的角度来看,金融发展究竟是放大还是熨平了经济波动,理论界尚未得出一致结论,并且存在较大分歧。一些学者认为,金融发展是宏观经济波动的重要来源。比如, Wagner (2008) 认为,发达的金融体系虽然有助于分散风险,但同时也造成了金融机构间的同质化,从而蕴藏着潜在的系统性风险。在 Levchenko et al. (2009) 的研究中,金融自由化所形成的金融发展明显加剧了各行业产出的波动性。Smaghi (2010) 指出,发达国家金融市场的发展超过了实体经济的内在需要,这也是 2008 年金融危机爆发的重要原因。在另外一些研究中,金融市场的过度发展被认为会导致金融体系内部风险投机行为的增加以及企业的过杠杆化,这会增加实体经济的复杂性与潜在风险(Shliefer and

* 马勇,中国人民大学财政金融学院,副教授,中国财政金融政策研究中心、国际货币研究所研究员,经济学博士;吴雪妍,中国人民大学财政金融学院。本研究得到北京市哲学社会科学基金项目(16LJB006)资助。

Vishny, 2010; Wagner, 2010)。Quadrini (2011) 和 Brunnermeier et al. (2012) 等的研究也认为, 金融发展虽然能够减少摩擦, 但其顺周期效应会显著放大冲击对宏观经济的影响。Huang et al. (2014) 的研究分析了金融发展与各行业增长的波动性的关系, 发现一个部门如果较依赖外部流动性, 那么其增长的波动性将更容易受到金融发展的影响。不过, 也有学者认为, 成熟的金融市场有助于分散风险, 从而起到减少经济波动的作用。比如有研究发现, 在那些对金融冲击较敏感的行业, 金融发展与经济波动呈现出负相关关系 (Braun and Larrain, 2005; Raddatz, 2006)。Thorsten et al. (2010) 通过对 63 个国家近 40 年的面板数据进行研究, 发现在高收入国家, 金融发展能够抑制由贸易冲击引起的经济波动, 但在低收入国家会显著放大通货膨胀变化引起的经济波动。在 Dabla-Norris and Srivisal (2013) 的研究中, 发达完善的金融系统能够有效平滑外部冲击对宏观经济波动的影响。Loayza and Raddatz (2007) 和 Popov (2011) 等的研究也得出了类似结论。在较近的一项研究中, Manganeli and Popov (2015) 基于 28 个 OECD 国家 1970-2007 年的数据研究了金融发展如何通过部门之间的重新配置对经济波动产生影响, 其结果表明, 金融发展对产业结构的收敛具有重要作用, 并由此降低了经济波动。

从国内研究来看, 直接从实证角度研究金融发展和经济波动之间关系的文献还比较少, 现有文献主要采取向量自回归 (VAR) 模型和动态随机一般均衡 (DSGE) 模型对金融冲击效应进行研究, 并且主要关注货币、信贷等金融因素对经济体中其他部门冲击的放大作用。比如, 许伟和陈斌开 (2005) 基于中国 1993-2005 年的季度数据, 在一个包含银行部门的动态随机一般均衡模型中分析了银行信贷对宏观经济波动的影响, 发现信贷冲击对产出、投资的波动有一定的解释力。赵振全等 (2007) 采用门限向量自回归 (TVAR) 模型在宏观层面上对我国信贷市场与宏观经济波动的非线性关系进行了实证分析, 发现信贷在“紧缩”状态下对经济波动的冲击要大于“放宽”状态下对经济波动的冲击。李连发和辛晓岱 (2012) 构建了包含银行信贷扩张和经济周期特征的 Svensson 扩展模型, 发现信贷总量的过度扩张会导致经济出现不必要的波动, 因为随着金融发展水平的提高, 信贷供给会从短缺阶段进入到相对过剩阶段, 部分信贷资金可能跳过实体经济而陷入在金融市场“自循环”的空转状态。在戴金平和陈汉鹏 (2013) 的研究中, 当央行对商业银行的信贷监管力度加大时, 实体经济得到的银行信贷能够有效受到管控, 产出、投资、消费的波动会受到抑制, 因而信贷指导能起到平滑经济的作用。王国静和田国强 (2014) 的研究发现, 即使存在多个冲击源, 金融冲击仍然能够解释 80% 的产出波动。在较近的一项研究中, 陈雨露等 (2016) 基于全球 68 个国家的实证分析发现, 金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定具有重要影响, 只有当金融周期处于相对平稳状态时才有助于经济增长和金融稳定, 而过度的金融波动则会对经济增长和金融稳定产生显著的负面影响。

总体来看, 尽管金融因素对经济波动的影响成为 2008 年金融危机之后的一个重要议题, 但大部分研究仍然主要是在一般均衡框架下通过模拟分析讨论相关金融变量对宏观经济波动的影响, 直接从实证角度研究金融发展和经济波动之间关系的文献还比较少, 结论也充满了分歧。基于上述背景, 本文尝试基于我国 232 个主要城市 2005-2013 年的面板数据, 采用面板门槛回归模型 (Panel Threshold Model) 对金融发展和经济波动之间的关系进行研究。较之已有文献, 本文的“边际贡献”主要表现在以下几个方面: 一是鉴于金融发展和经济波动之间的关系目前尚无定论, 本文的实证分析可以为此方面的研究提供新的证据; 二是传统实证研究主要是考察金融发展和经济波动之间的线性相关关系, 少有研究讨论二者之间更深层次的非线性关系, 而本文的面板门槛回归模型有助于这一问题的深入探索; 三是在针对中国的金融发展与经济波动的讨论中, 现有研究主要是基于宏观层面的时间序列数据或省级面板数据, 少有研究基于城市的面板数据进行研究, 而本文的分析可以部分地弥补现有文献在此方面的不足; 四是除对金融发展和经济波动之间的关系进行一

般性讨论之外,我们还延伸分析了政府支出和产业结构因素与金融发展和经济波动之间的相互关联和作用机制,并且发现了一些有趣的和具有启发性的结论,这些结论有助于深化我们对相关问题的理解。

本文其余部分的组织结构如下:第二部分介绍模型设定、估计方法与回归变量;第三部分进行实证分析和稳健性检验;第四部分对政府支出和产业结构因素的影响进行讨论;文章最后进行总结,并提出简要的政策建议。

二、模型设定、估计方法与变量说明

(一)模型设定与估计方法

借鉴 Hansen(2000)的门槛回归方法,我们预期当金融发展超过一定的门槛值时,金融发展对经济波动的影响系数会发生方向或大小的变化。有鉴于此,我们设定如下形式的门槛回归模型:

$$y_{it} = \beta_1 finan_{it} I(finan_{it} \leq \gamma) + \beta_2 finan_{it} I(finan_{it} > \gamma) + \alpha Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示被解释变量(经济波动), i 表示地区(城市), t 表示时间(年份), $finan_{it}$ 为核心解释变量(金融发展), $I(\cdot)$ 为指示函数, γ 为金融发展的门槛值, Z_{it} 为控制变量向量, μ_i 为个体效应, $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \delta^2)$ 为误差项。该模型实际上相当于一个分段函数模型,当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, X_{it} 的系数为 β_1 ; 当 $q_{it} > \gamma$ 时, X_{it} 的系数为 β_2 。

从模型解释来看,如果 β_1 的估计值显著为正,表明当金融发展水平小于或等于门槛值 γ 时,金融发展会显著加大经济波动;反之,如果 β_1 的估计值显著为负,则表明当金融发展水平小于或等于门槛值 γ 时,金融发展会显著降低经济波动。对于 β_2 , 可进行类似解释:如果 β_2 的估计值显著为正,表明金融发展水平大于门槛值 γ 时,金融发展会显著加大经济波动;反之,如果 β_2 的估计值显著为负,则表明金融发展水平大于门槛值 γ 时,金融发展会显著降低经济波动。值得注意的是,除可能的符号差异外, β_1 和 β_2 的数值相对大小还反映了在“门槛值”上下金融发展对经济波动影响程度的“非对称效应”。

在门槛面板回归模型的估计方法上,第一步是确定门槛值。在确定门槛值 γ 后,可以对模型进行参数估计并得到解释变量的系数估计值,从而计算出模型的残差平方和 $S(\gamma)$ 。回归中门槛值 γ 越接近真实的门槛水平,那么回归模型的残差平方和就越小。因此,可以通过比较不同门槛值下模型残差的大小,选择 $S(\gamma)$ 最小时所对应的门槛值作为模型估计的最优门槛值,即 $\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S(\gamma)$ 。

在实际操作中,我们首先将样本按照门槛变量的大小进行升序排列(为了提高估计的精确度,参考标准文献的做法,排列时忽略门槛变量取值最大的 1% 样本和最小的 1% 样本,仅以中间分布的 98% 样本作为门槛值的待选范围),然后依照 Hansen(2000)在门槛回归中所建议的“格点搜索法”(Grid Search)连续给出门槛变量的待选门槛值 γ ,并在此基础上得到解释变量的系数估计 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ 和残差向量的估计 $\hat{\varepsilon} = \hat{\varepsilon}(\hat{\gamma})$,最后选择模型残差平方和最小的待选门槛值作为估计的实际门槛值。

在对门槛回归的参数进行估计之后,还需要对门槛效应进行两个统计检验:一是对门槛效应进行显著性检验,二是对门槛估计的真实性进行检验。对于第一个检验,门槛效应的原假设和备择假设分别为:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \text{ 和 } H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \quad (2)$$

原假设下模型不存在门槛效应,如果拒绝原假设则表示存在门槛效应。为获得相关估计量,可以通过自助抽样(Bootstrap)来模拟检验统计量的近似分布。令 S_0 为原假设下模型的残差平方和,

$\hat{\sigma}^2$ 为备择假设下残差方差的估计值,则原假设下检验统计量为:

$$F = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (3)$$

对于第二个检验(门槛效应的真实性检验),门槛值一致性的原假设和备择假设分别为:

$$H_0: \gamma = \hat{\gamma} \text{ 和 } H_1: \gamma \neq \hat{\gamma} \quad (4)$$

根据 Hansen(2000),可以构建一个 γ 的似然比统计量来计算其拒绝域:

$$LR = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2(\hat{\gamma})} \quad (5)$$

其中, $S_1(\hat{\gamma})$ 为原假设下进行参数估计后得到的残差平方和, $\sigma^2(\hat{\gamma})$ 为原假设下参数估计后得到的残差方差。此时虽然 LR 统计量的分布是非标准的,但 Hansen 提供了一个简单的公式可以计算出其拒绝域,即当 $LR(\gamma) > -2\log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时拒绝原假设,其中 α 为显著性水平,当 α 在 5% 的显著性水平下,LR 统计量的临界值为 7.35。

对于面板门槛模型的估计,由于目前尚无标准化的统计分析软件可以直接处理,故本文模型的估计和相关统计检验均由作者自主编程实现,对程序代码感兴趣的读者可向作者索取。

(二) 主要变量定义

根据前文模型设定,本文回归模型中的被解释变量为经济波动,核心解释变量为金融发展。同时,为对影响经济波动的其它因素进行控制,本文还纳入了一系列控制变量,现逐一解释如下:

1. 经济波动(volgrowth)。在基本分析中,参考标准文献的做法,我们使用经济增长率(记为 gdpgrowth)的 3 年移动标准差作为经济波动的代理变量,具体的计算公式为:

$$avgdpgrowth_{it} = \frac{1}{3} \sum_{j=t-1}^{j=t+1} gdpgrowth_{ij} \quad (6)$$

$$vol_{it} = \sqrt{\frac{1}{2} \sum_{j=t-1}^{j=t+1} (gdpgrowth_{it} - avgdpgrowth_{it})^2} \quad (7)$$

其中, gdpgrowth 为 GDP 增长率, avgdpgrowth 为 GDP 增长率的 3 年平均值。

除上述方法计算的经济波动之外,我们还在稳健性检验中使用了产出缺口波动率作为经济波动的另一个代理变量进行分析(具体见后文相关部分)。

2. 金融发展(finan)。在相关文献中,用于衡量金融发展水平的常见指标包括:金融机构存款或贷款占 GDP 的比重、直接融资占总融资的比重、证券市场市值比率等。在金融不发达的国家或地区,金融中介的功能主要体现为信贷活动即资金的运用程度,因此以存款占 GDP 比重来确定金融发展水平可能是不恰当的(Boyreau Debray, 2003; 王晋斌等, 2007)。同时,从数据可获得性来看,目前各个城市的直接融资数据(直接融资占总融资的比重、证券市场市值比率)尚无法获得。因此,综合考虑理论合理性和数据的可获得性,本文主要使用各城市的金融机构贷款总额占 GDP 的比重作为金融发展水平的代理变量。

3. 其他控制变量。部分地参考过往文献,本文纳入的其他控制变量主要有 7 个,这些控制变量从不同方面对影响经济波动的相关因素进行了控制,具体为:(1) 经济发展水平(pergdp),用人均 GDP 表示,单位为千元;(2) 通货膨胀水平(CPI),用消费物价指数的变化率表示,计算公式为 $r_{it} = \ln(CPI_{it}) - \ln(CPI_{it-1})$; (3) 政府支出水平(expend),用年度政府财政支出占 GDP 的比重表示;(4) 产业结构(indus),使用第一、二、三产业产值占 GDP 的比重来衡量各个产业发展程度,并分别标记为 indus1、indus2 和 indus3;(5) 对外开放程度(FDI),用实际利用外资金额占 GDP 的比重来衡量;(6) 人力资本水平(edu),用普通高等学校在校生数(取对数)表示;(7) 基础设施发展程度(road),用人均拥有道路面积(取对数)表示。

(三) 数据来源与基本统计描述

本文的分析数据主要来自中经网统计数据库及 wind 数据库,考虑到数据的可获得性和完整性,本文采用 232 个城市的年度面板数据进行回归分析,样本期间为 2005–2013 年,个别城市存在个别年份的数据缺失时,按照一般文献的做法,采用插值法予以补齐。表 1 给出了相关变量的基本统计描述。

表 1 各变量的基本统计描述

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
volgrowth	2088	2.636	2.981	0.050	36.612
volgap	2088	6.691	8.031	0.078	68.210
finan	2088	1.038	0.536	0.042	3.450
pergdp	2088	44.208	32.884	3.878	467.749
CPI	2088	2.991	1.973	-2.373	8.140
expend	2088	13.870	6.254	2.889	64.883
FDI	2088	2.731	2.624	0.001	17.547
edu	2088	10.400	1.339	3.335	13.781
road	2088	2.237	0.648	-1.171	7.811
indus1	2088	15.271	12.427	1.015	92.898
indus2	2088	49.058	11.854	3.131	85.923
indus3	2088	35.682	9.582	2.576	77.515

三、实证分析与检验

(一) 单位根和内生性检验

在实证分析之前,为避免伪回归现象,我们首先对所有变量进行面板单位根检验。由于本研究的样本个体数为 232,回归区间为 10 年,因此,对面板数据中的所有变量进行 HT 检验和 IPS 检验,具体结果如表 2 所示。从表 2 的结果可以看出,HT 检验和 IPS 检验的结果显示,所有变量均在 5% 的置信水平上拒绝了存在单位根的假设。

表 2 变量的单位根检验

变量	HT 检验		IPS 检验		
	z 值	t-bar	1%	5%	10%
volgrowth	-1.981 (0.023)	-1.693	-1.750	-1.680	-1.640
volgap	-19.836 (0.000)	-3.104	-1.750	-1.680	-1.640
finan	-22.999 (0.000)	-2.388	-1.750	-1.680	-1.640
pergdp	-26.830 (0.000)	-3.545	-1.750	-1.680	-1.640

续表

变量	HT 检验		IPS 检验		
	z 值	t-bar	1%	5%	10%
CPI	-45.586 (0.000)	-3.243	-2.420	-2.340	-2.300
expend	-13.776 (0.000)	-1.766	-1.750	-1.680	-1.640
FDI	-12.578 (-0.000)	-2.132	-1.750	-1.680	-1.640
Edu	-27.756 (0.000)	-2.217	-1.750	-1.680	-1.640
road	-17.290 (0.000)	-2.017	-1.750	-1.680	-1.640
Indus1	4.565 (0.054)	-2.375	-2.420	-2.340	-2.300
Indus2	-3.112 (0.001)	-1.996	-2.420	-2.340	-2.300
Indus3	-6.417 (0.001)	-1.785	-1.750	-1.680	-1.640

注:括号内为 HT 检验的 p 值,所有检验的原假设为该变量存在单位根;volgrowth、indus1、indus2 的检验为带有时间趋势项的回归,其余变量的检验不包含时间趋势项。

同时,为确保门槛面板回归模型中不存在内生变量的条件得到满足,我们还对所有解释变量进行了 Davidson-Mackinnon 检验(表 3),该检验的原假设为模型不存在内生性。从表 3 中的检验结果可知,在 5% 的置信水平上,所有变量的原假设均不能被拒绝,表明模型变量不存在内生性问题。因此,综合上述单位根检验和内生性检验的结果,可以认为,采用门槛面板回归模型进行分析是合理的。

表 3 模型变量的内生性检验

变量	Finan	pergdp	CPI	expend	FDI
F 统计量	0.116	1.755	1.329	2.700	3.307
p 值	0.732	0.185	0.387	0.100	0.069
变量	Edu	road	Inudus1	Indus2	Indus3
F 统计量	0.341	0.723	1.923	0.389	0.427
p 值	0.558	0.395	0.138	0.624	0.513

(二) 基本回归结果

基于回归模型(1),当被解释变量为 GDP 增长率的 3 年移动标准差时,回归结果如表 4 所示。在表 4 中,第 1 个回归方程为不包含控制变量的基本回归结果,第 2-4 个回归方程为逐步加入了控制变量后的结果。

从表 4 的回归结果可以看出,金融发展对经济波动影响的门槛值为 1.921,并且在所有回归中均落入 95% 的置信区间,表明金融发展对经济波动的影响确实存在显著的非线性效应。具体来看,门槛值左侧的回归系数(β_1)和门槛值右侧的回归系数(β_2)均显著为正,表明金融发展虽然

总体上伴随着更大的经济波动。但注意到在所有的回归方程中, 门槛值左侧的回归系数 (β_1) 不仅在显著性上高于门槛值左侧的回归系数 (β_2), 并且在数值上也明显大于门槛值左侧的回归系数 (β_2), 这意味着金融发展对经济波动的影响存在显著的“非对称效应”: 当金融发展水平较低时 (即小于门槛值时), 金融发展所导致的经济波动效应比较明显; 而当金融发展水平较高时 (即大于门槛值时), 金融发展所导致的经济波动效应则会出现显著弱化。

表 4 金融发展与经济波动: 基本回归

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Threshold estimate γ	1.921	1.921	1.921	1.921
95% Confidence Interval	[1.534 - 2.166]	[1.499 - 2.166]	[1.499 - 2.166]	[1.481 - 2.166]
Impact of finan				
β_1	1.247 *** (0.000)	1.133 *** (0.000)	1.082 *** (0.000)	0.971 *** (0.000)
β_2	0.600 *** (0.000)	0.504 *** (0.005)	0.462 ** (0.012)	0.351 * (0.060)
Impact of covariates				
pergdp		0.009 *** (0.000)	0.009 *** (0.002)	0.004 (0.149)
CPI		0.011 (0.608)	0.010 (0.618)	-0.006 (0.779)
expend			0.020 (0.263)	-0.001 (0.985)
FDI			0.058 (0.129)	0.066 * (0.086)
Edu				-0.005 (0.977)
road				1.322 *** (0.000)
	F 值:12.036 P 值:0.001	F 值:11.386 P 值:0.002	F 值:11.074 P 值:0.000	F 值:11.268 P 值:0.000
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 6.776 5% 3.803 10% 2.611	临界值: 1% 7.042 5% 3.976 10% 2.821	临界值: 1% 6.272 5% 3.827 10% 2.745	临界值: 1% 6.674 5% 3.933 10% 2.813
N	1914/174	1914/174	1914/174	1914/174

注:回归的标准误差均进行了怀特异方差修正;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

为对上述结论进行一个更为直观的显示,我们可以进行相应的数值比较。以包含全部控制变量的回归方程 4 为例,当金融发展水平小于门槛值 1.921 时,金融发展的回归系数 (β_1) 为 0.971, 表明金融发展每上升一个百分点,经济波动会相应上升 0.971 个百分点;而当金融发展水平超过门槛值 1.921 时,金融发展的回归系数 (β_2) 仅为 0.351,这意味着金融发展每上升一个百分点,经济

波动只上升 0.351 个百分点。换言之,在较高的金融发展水平上(门槛值右侧),金融发展所引发的经济波动上升效应仅相当于低水平金融发展区间(门槛值左侧)的 36% 左右,下降了 64%。从样本分布来看,由于我国大部分城市目前仍处于金融发展门槛值左侧的区域(小于 1.921),这意味着现阶段我国大部分城市的金融发展仍处于加大经济波动的低水平区间,因而从稳定的角度来看,金融发展还存在进一步的空间和需要,以实现更加稳定的经济增长。

从模型检验来看,门槛自抽样检验的结果表明,金融发展的结构性变化(即门槛值的存在性)在 1% 的水平上高度显著,表明金融发展对经济波动影响的门槛值效应在统计上确实存在。同时,在全部 4 个回归方程中,随着控制变量的逐步加入,金融发展门槛值的估计结果并未发生改变(均为 1.921),表明门槛效应在数值上也非常稳定。总体来看,表 4 的结果从多种统计角度确认了金融发展对经济波动的影响会因金融发展的水平不同而发生差异。

(三) 稳健性检验

为了确保门槛回归结果的可靠性,我们从以下三个方面进行了稳健性检验:一是对经济波动采用其他的衡量方法;二是扩大波动性的计算周期,以排除可能的短期因素的影响;三是采用不同的估计方法,对金融发展的非线性效应及相应的门槛值进行确认。

1. 经济波动的其它度量。在基本回归中,我们计算经济波动的方法是常用的经济增长率的 3 年期移动标准差,但在不同的文献中,经济波动存在不同的算法。除移动标准差外,另一种常见的算法是基于产出缺口来计算波动性,即首先使用 HP 滤波将实际产出分解为周期项和趋势项,其中周期项作为产出缺口的代表,趋势项作为潜在产出的代表,然后用周期项除以趋势项得到产出缺口率:

$$vol_{it}^{gap} = \frac{gap_{it}}{gdp_{it}^{trend}} \quad (8)$$

其中, gap_{it} 为产出缺口, gdp_{it}^{trend} 为潜在产出。在得到产出缺口率之后,仍然采用前文(2)-(3)式的方法,可以进一步计算出产出缺口率的波动性,并将其作为新的经济波动的代理变量(记为 vol_{gap})。基于这一新的经济波动代理变量,重新进行之前的面板门槛模型回归,得到表 5 的回归结果。从表 5 可以看出,门槛值左侧的回归系数 (β_1) 显著为正,而门槛值右侧的回归系数 (β_2) 则不显著。这说明,与前文的结论基本一致,金融发展对经济波动的影响存在显著的非线性(非对称)效应:当金融发展水平小于门槛值(2.140)时,金融发展所导致的经济波动效应非常显著;而当金融发展水平大于门槛值(2.140)时,金融发展所导致的经济波动效应则会出现明显弱化。不仅如此,通过对比表 5 和表 4 的结果,我们还可以发现,当金融发展水平超过门槛值后,其对经济波动影响的系数值不仅远远小于门槛值左侧的系数,而且变得不再显著,这说明在新的经济波动计算方法下,金融发展对经济波动影响的非线性(非对称)效应实际上得到了进一步增强。从模型检验来看,表 5 的结果显示,门槛自抽样检验均在 1% 的置信水平上显著,表明金融发展对经济波动影响的门槛效应在统计上客观存在。同时,金融发展门槛值的估计在不同的回归模型中并未发生任何变化,表明门槛值的估计结果有高度的稳定性。

2. 扩大波动性的计算周期。在关于经济波动的相关文献中,一个需要考虑的问题是,如果计算波动性的时间周期较短,则回归结果有可能受到短期因素的影响而无法真正反映长期关系。为解决这一问题,按照标准文献的做法,我们进一步扩大波动性的计算周期,将经济波动的计算周期从 3 年增加至 5 年。当被解释变量(即经济波动)从 GDP 增长率的 3 年移动标准差改为 5 年移动标准差之后,回归结果如表 6 所示。从表 6 的回归结果我们可以得出以下两个基本结论:一是门槛值左侧的回归系数 (β_1) 和门槛值右侧的回归系数 (β_2) 均显著为正,同时 β_1 的数值明显大于 β_2 , 说明金融发展对经济波动影响的“非对称效应”确实存在;二是与基本回归结果比较, β_1 和 β_2 的估计系数和显著性均出现了上升,表明在考虑了更长的时间跨度周期从而进一步熨平短期波动之后,金

融发展对经济波动影响的门槛效应表现得更加明显。总体来看,表 6 不仅给出了与基本回归(表 4)高度一致的结果,而且门槛值效应变得更加显著,这说明,通过扩大波动性计算周期进一步排除短期因素的影响之后,本文的基本结论不仅没有发生改变,甚至得到了进一步强化。从模型检验来看,门槛自抽样检验均在 1% 的置信水平上显著,且样本在门槛值左右区间的分布及门槛值的估计大小都较为相似,这说明门槛回归的估计结果是比较稳定的。

表 5 稳健性检验 1:经济波动的其它度量

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Threshold estimate γ	2.140	2.140	2.140	2.140
95% Confidence Interval	[2.096 - 2.175]	[2.096 - 2.175]	[2.096 - 2.175]	[2.096 - 2.175]
Impact of finan				
β_1	2.173 ** (0.026)	2.435 ** (0.016)	2.823 *** (0.004)	2.923 *** (0.003)
β_2	-0.345 (0.699)	-0.230 (0.796)	0.022 (0.979)	0.119 (0.892)
Impact of covariates				
pergdp		-0.058 *** (0.000)	-0.045 *** (0.000)	-0.024 *** (0.004)
CPI		-0.428 *** (0.000)	-0.427 *** (0.000)	-0.369 *** (0.000)
expend			-0.253 *** (0.000)	-0.175 *** (0.000)
FDI			-0.011 (0.935)	-0.045 (0.737)
edu				-2.580 *** (0.001)
road				-1.953 ** (0.035)
	F 值:18.523 P 值:0.000 临界值: 1% 6.284 5% 3.616 10% 2.598	F 值:21.647 P 值:0.000 临界值: 1% 6.842 5% 4.181 10% 2.666	F 值:24.247 P 值:0.000 临界值: 1% 7.526 5% 3.981 10% 2.682	F 值:24.734 P 值:0.000 临界值: 1% 6.771 5% 3.740 10% 2.758
N	1980/108	1980/108	1980/108	1980/108

注:回归的标准误差均进行了怀特异方差修正;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

3. 动态面板模型和 GMM 估计。在基本分析中,我们通过面板门槛模型对金融发展和经济波动之间的非线性效应进行了研究,并得出了金融发展(贷款/GDP)的门槛值为 1.921。在本部分,我们通过建立包含虚拟变量的动态面板模型,对基本结论中的两个核心要点进行进一步的稳健性检验:一是金融发展和经济波动之间的非线性效应是否存在,二是非线性效应的门槛值是否是 1.921。为此,我们可以建立如下形式的动态面板模型:

$$y_{it} = c + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 finan + \beta_3 finan * dummy + \beta_4 Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

表 6 稳健性检验 2: 扩大波动性的计算周期

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Threshold estimate γ	1.631	1.613	1.613	1.538
95% Confidence Interval	[0.428 -2.175]	[0.428 -2.175]	[0.428 -2.175]	[1.461 -1.975]
Impact of finan				
β_1	1.210 *** (0.000)	1.173 *** (0.000)	1.077 *** (0.000)	1.295 *** (0.000)
β_2	0.778 *** (0.000)	0.699 *** (0.000)	0.631 *** (0.000)	0.753 *** (0.000)
Impact of covariates				
pergdp		0.013 *** (0.000)	0.012 *** (0.000)	0.018 *** (0.000)
CPI		0.050 *** (0.007)	0.049 *** (0.008)	0.035 * (0.040)
expend			0.031 ** (0.024)	0.001 (0.933)
FDI			0.083 *** (0.010)	0.105 *** (0.000)
Edu				-0.107 (0.467)
road				1.145 *** (0.000)
	F 值:6.636 P 值:0.007	F 值:8.175 P 值:0.005	F 值:7.249 P 值:0.008	F 值:11.291 P 值:0.000
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 6.449 5% 3.617 10% 2.659	临界值: 1% 6.802 5% 3.619 10% 2.626	临界值: 1% 6.792 5% 3.743 10% 2.685	临界值: 1% 6.794 5% 3.834 10% 2.649
N	1643/213	1532/324	1532/324	1603/253

注:回归的标准误差均进行了怀特异方差修正;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

其中,dummy 为新引入的虚拟变量:当金融发展变量的取值小于门槛值 1.921 时,dummy 取值 1;当金融发展变量的取值大于门槛值 1.921 时,dummy 取值 0。显然,通过引入 dummy,可以用来检验金融发展对经济波动的非线性影响是否存在。更具体而言,基于前文的基本回归结果,我们可以预期,金融发展与 dummy 的交叉项系数应该显著为正,即当金融发展(贷款/GDP)水平小于门槛值 1.921 时,金融发展会显著加大经济波动。反之,如果金融发展与 dummy 的交叉项系数不显著或者显著为负,那么前文的结论就不成立。对于动态面板模型(5)式,由于变量之间以及变量与残差之间的内生性问题,OLS 估计和其他传统的面板模型估计方法均无法获得有效估计量。为此,参照标准文献的做法,我们采用系统广义矩估计(系统 GMM)方法对(5)式进行估计,具体结果如表 7 所示。从表 7 的回归结果可以看出,金融发展与虚拟变量 dummy 的交叉项系数为正且在 1% 置信水平上显著,从而再一次验证了前文关于金融发展和经济波动之间非线性效应的存在性,即当金融

发展水平小于阈值时，金融发展会显著加大经济波动，而当金融发展水平超过阈值时，这种效应开始减弱。注意到在表 7 的 4 个回归中，随着控制变量的加入，金融发展与虚拟变量 dummy 的交叉项系数始终保持为正，且显著性水平始终高达 1%，这说明金融发展和经济波动之间的非线性关系是非常稳定的。同时，从模型检验来看，在加入控制变量之后，所有模型能通过了 Sargan 检验和 AR(2) 检验，表明模型估计过程中的工具变量选择恰当，且模型结果不受二阶序列相关影响，进而表明模型的估计是有效的。

表 7 稳健性检验 3：含虚拟变量的动态面板 GMM 估计

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
y(-1)	0.823 *** (0.000)	0.812 *** (0.000)	0.802 *** (0.000)	0.788 *** (0.000)
finan	0.365 *** (0.000)	0.017 *** (0.006)	0.144 *** (0.000)	0.062 *** (0.000)
finan * dummy	0.657 *** (0.000)	0.545 *** (0.000)	0.644 *** (0.000)	0.692 *** (0.000)
pergdp		0.005 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)
CPI		0.048 *** (0.000)	0.069 *** (0.000)	0.055 *** (0.000)
expend			0.020 *** (0.000)	0.023 *** (0.000)
FDI			-0.094 *** (0.000)	-0.119 *** (0.000)
edu				-0.081 *** (0.000)
road				1.100 *** (0.000)
constant	-0.371 *** (0.000)	-0.266 *** (0.000)	-0.541 *** (0.000)	-1.646 *** (0.000)
Sargantest	150.649 (0.026)	215.123 (0.192)	207.967 (0.299)	206.322 (0.327)
AR(1) test	-4.097 (0.000)	-4.081 (0.000)	-4.078 (0.000)	-4.107 (0.000)
AR(2) test	0.645 (0.931)	-0.194 (0.845)	-0.280 (0.779)	0.224 (0.822)
N	1856	1856	1856	1856

注：y(-1)表示被解释变量的一阶滞后；***、**、*分别表示在1%、5%、10%置信水平上显著；变量系数括号中的数表示z值；AR(1)统计量、AR(2)统计量和Sargan统计量下方括号中的数为p值。

总体而言，表 5-7 的回归结果表明，本文的基本结论不会因为经济波动衡量方法的改变、波动性计算周期的改变以及模型估计方法的改变而发生显著变化，因而在总体上是稳健的。

四、进一步讨论：金融发展与政府支出和产业结构的交互影响

在上文中，我们对金融发展对经济波动影响的非线性效应进行了一般性分析，并通过多角度的稳健性检验进一步证实了相关结论。考虑到中国经济发展的政府主导型特征和当前产业结构调整

和变迁的基本格局,在本部分,我们尝试进一步讨论政府支出和产业结构这两个因素是否会对金融发展和经济波动之间的相互关联和作用机制产生影响。具体而言,这里我们主要考察以下两个基本问题:一是金融发展与政府支出的交互影响:金融发展对经济波动的影响是否受到政府财政支出大小(反映政府干预的程度和能力)的影响,以及财政支出对经济波动的影响是否受到金融发展程度的影响;二是金融发展与产业结构的交互影响:金融发展对经济波动的影响是否受到产业结构变化的影响,以及产业结构对经济波动的影响是否受到金融发展程度的影响。

(一) 金融发展与政府支出的交互影响

在中国这种政府主导型经济特征明显的国家,理解经济波动通常离不开对以政府支出为代表的财政政策的考虑。一般地,当面对经济冲击和经济波动时,政府会采用逆周期的财政政策来熨平经济波动。尽管在一般意义上,关于政府支出的经济稳定效应已经有大量研究,但这里我们想要重点讨论的是两个与金融发展特定相关的问题:一是金融发展对经济波动的影响是否受到政府支出的影响,二是政府支出的经济稳定效应是否受到金融发展程度的影响。

为考察第一个问题,我们可以设定如下形式的门槛面板回归模型:

$$y_{it} = \beta_1 \text{finan}_{it} I(\text{expend}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{finan}_{it} I(\text{expend}_{it} > \gamma) + \alpha Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

显而易见,与基本回归模型(1)式相比,(6)式的一个主要区别是门槛值变量变为了政府支出水平(即 expend ,用财政支出/GDP表示)。通过将政府支出水平作为门槛变量,我们可以考察金融发展对经济波动的影响是否会在不同程度的政府支出水平上产生显著差异。同时,由于财政支出/GDP通常也被认为是表征政府干预经济程度(能力)的一个指标,因此,(6)式也可以在一定程度上理解为考察金融发展对经济波动的影响是否会受到政府干预经济程度(能力)的影响。

类似地,为考察第二个问题,我们可以设定如下形式的门槛面板回归模型:

$$y_{it} = \beta_1 \text{expend}_{it} I(\text{finan}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{expend}_{it} I(\text{finan}_{it} > \gamma) + \alpha Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

与(6)式相比,在(7)式中,通过将金融发展作为门槛变量,并将政府支出作为主解释变量,我们可以检验政府支出对经济波动的影响是否会随着金融发展程度的改变而产生差异。基于(6)式的回归结果由表8中的第一个回归方程(Model 1)给出,基于(7)式的回归结果由表8中的第二个回归方程(Model 2)给出。

根据表8的第一个回归方程(Model 1)可知,当政府支出规模占GDP比重大于门槛值(26.25%)时,金融发展会在10%的置信水平上显著降低经济波动;而当政府支出规模小于门槛值(26.25%)时,金融发展会在10%的置信水平上显著加大经济波动。这一结果说明,金融发展对经济波动的影响确实与政府支出水平存在密切关联。更确切地说,在高水平的政府支出条件下(同时也可以理解为当政府干预经济的能力比较强时),提高金融发展程度对经济稳定(降低经济波动)有利;反之,在低水平的政府支出条件下(同时也可以理解为当政府干预经济的能力相对不足时),提高金融发展程度反而会加大经济波动。

再从表8的第二个回归方程(Model 2)来看,当金融发展水平(信贷余额/GDP)大于门槛值(1.917)时,在5%的置信水平上,政府通过扩张性的财政政策(增加财政支出)可以起到稳定经济(降低经济波动)的作用;而当金融发展水平(信贷余额/GDP)小于门槛值(1.917)时,财政支出的经济稳定效应并不显著。这一结果说明,政府支出的经济稳定效应确实会受到金融发展程度的影响:只有在较高水平的金融发展环境下,政府支出的经济稳定效应才会明显显现。

综合上述两个模型的回归结果,可以认为,金融发展和政府支出之间具有一种相辅相成的关系,其中任何一项发展不足,如金融发展水平低下或者政府支出(干预)能力低下,都会对经济稳定产生明显的不利影响。反过来也可以这样理解,在稳定经济这一点上,高水平的金融发展和良好的政府干预能力具有彼此促进的良性互动效应。

表 8 金融发展、政府支出与经济波动

	Model 1 <i>expend</i> as threshold	Model 2 <i>finan</i> as threshold
Threshold estimate γ	26.251	1.917
95% Confidence Interval	[24.937 - 26.554]	[0.432 - 2.222]
Impact of <i>finan</i>		
β_1	0.324* (0.095)	
β_2	-0.692** (0.042)	
Impact of expenditure		
β_1		0.020 (0.266)
β_2		-0.037** (0.050)
Impact of covariates		
<i>finan</i>		0.575** (0.013)
<i>pergdp</i>	0.002 (0.266)	0.003 (0.215)
CPI	-0.016 (0.505)	-0.009 (0.683)
<i>expend</i>	0.048** (0.014)	
FDI	0.029 (0.477)	0.025 (0.538)
<i>edu</i>	-0.037 (0.841)	-0.004 (0.982)
<i>road</i>	1.187*** (0.000)	1.177*** (0.000)
	F 值:13.473	F 值:6.634
	P 值:0.001	P 值:0.016
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值: 1% 7.215 5% 3.751 10% 2.509	临界值: 1% 7.511 5% 3.938 10% 2.799
N	1616/472	1958/130

注:回归的标准误差均进行了怀特异方差修正;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

(二) 金融发展与产业结构的交互影响

产业结构与经济波动之间的关系已经在不少文献中得到证实。比如,孙广生(2006)基于中国经济的研究发现,第一产业与经济波动不相关,第二产业与宏观经济波动的相关性最强。不过,现有研究大都没有将产业结构和金融发展联系起来考虑,也没有考虑二者之间潜在的门槛效应。为

此,作为对已有文献的一种补充,这里我们重点考察以下两个问题:一是金融发展对经济波动的影响是否会随着产业结构的变化而发生变化;二是产业结构对经济波动的影响是否会随着金融发展水平的变化而发生变化。

为考察第一个问题,我们可以将产业结构设置为门槛变量,建立如下形式的面板门槛模型:

$$y_{it} = \beta_1 \text{finan}_{it} I(\text{indus}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{finan}_{it} I(\text{indus}_{it} > \gamma) + \alpha Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

类似地,对于第二个问题,我们可以将产业结构作为主解释变量,同时将金融发展设置为门槛变量,建立如下形式的面板门槛模型:

$$y_{it} = \beta_1 \text{indus}_{it} I(\text{finan}_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \text{indus}_{it} I(\text{finan}_{it} > \gamma) + \alpha Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

基于(8)式和(9)式的回归结果分别由表9和表10给出。其中,对于产业结构变量,我们同时考察了三次产业结构,分别由一、二、三次产业占GDP的比例表示。其中,基于一、二、三次产业结构的回归结果分别由两个表中的模型1、2、3对应给出。

根据表9的回归结果,首先,从产业结构自身的影响来看,第一产业比重的上升或增加经济波动,而第二和第三产业比重的上升则能显著降低经济波动。其次,从产业结构对金融发展的稳定效应的影响来看,当第一产业占GDP的比重小于门槛值12.08%时,金融发展会明显加大经济波动,而当其超过门槛值时,相关效应不显著;当第二产业比重大于门槛值60.06%时,金融发展在1%水平上对经济波动有正向影响,小于门槛值时效应不显著;当第三产业比重大于门槛值34.94%时,金融发展会加大经济波动,而当其小于门槛值时会显著降低经济波动。总体而言,上述结果倾向于表明,产业结构升级虽然确实可以在一定程度上起到降低经济波动的效果,但同时也可能加大金融发展对经济波动的影响。

表9 金融发展与经济波动:产业结构的影响

	Model 1	Model 2	Model 3
Threshold estimate γ	12.080	60.058	34.940
95% Confidence Interval	[11.753 - 12.244]	[59.443 - 60.674]	[33.780 - 35.769]
Impact of finan			
β_1	0.420** (0.036)	-0.021 (0.910)	-0.464* (0.093)
β_2	-0.394 (0.153)	1.592*** (0.000)	0.472** (0.019)
Impact of covariates			
Indus1	0.036*** (0.002)		
Indus2		-0.042*** (0.000)	
Indus3			-0.057*** (0.000)
pergdp	-0.000 (0.872)	-0.001 (0.728)	0.003 (0.152)
CPI	-0.009 (0.680)	-0.005 (0.831)	-0.015 (0.513)
expend	0.024 (0.180)	0.021 (0.227)	0.017 (0.336)
FDI	0.023 (0.572)	0.017 (0.681)	0.027 (0.527)

续表

	Model 1	Model 2	Model 3
edu	0.021 (0.909)	0.021 (0.909)	0.002 (0.987)
road	1.212 *** (0.000)	1.319 *** (0.000)	1.205 *** (0.000)
单一门槛自抽样检验 (原假设：不存在门槛值)	F 值:14.765	F 值:32.264	F 值:21.824
	P 值:0.000	P 值:0.000	P 值:0.000
	临界值:	临界值:	临界值:
	1% 7.141	1% 6.934	1% 7.068
	5% 3.883	5% 3.960	5% 4.109
	10% 2.836	10% 2.764	10% 2.732
N	973/1115	1780/308	1165/923

注：回归的标准误差均进行了怀特异方差修正；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著；表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

表 10 的结果从另一个角度揭示了产业结构与金融发展之间的交互影响：当金融发展水平较低时，第一产业的扩张加剧了经济波动，但第二、三产业的发展能降低经济波动；当金融发展水平较高时，无论是第一产业对经济波动的正效应，还是第二和第三产业对经济波动的负效应都出现了明显减弱。这说明产业结构升级可以起到稳定经济（降低经济波动）的作用，但当金融发展水平提高时，稳定效应会有所减弱。因此，综合表 9 和表 10 的结果，可以得到一个基本推断：从经济稳定的角度，金融发展和产业结构升级都是必要的，但也都应该注意其适度性，特别是，当金融发展与产业结构层次同时处于较高水平时，二者的经济稳定效应可能会出现边际弱化甚至降低的现象。实际上，2008 年金融危机之后的很多文献都证实，过度的金融发展和不合理的产业结构是导致经济不稳定的重要原因。本文的结论可以从一个侧面部分地支持上述论断。

表 10 产业结构与经济波动：金融发展的影响

	Model 1 Indus1	Model 2 Indus2	Model 3 Indus3
Threshold estimate γ	1.053	1.098	0.909
95% Confidence Interval	[1.044 - 1.764]	[0.963 - 1.170]	[0.864 - 1.098]
Impact of industry			
β_1	0.037 ** (0.013)	-0.036 *** (0.000)	-0.036 ** (0.014)
β_2	0.014 *** (0.008)	-0.018 * (0.060)	-0.017 (0.234)
Impact of covariates			
finan	0.298 (0.196)	-0.463 (0.168)	-0.214 (0.345)
pergdp	0.000 (0.985)	0.000 (0.835)	0.003 (0.188)
CPI	-0.008 (0.716)	0.001 (0.996)	-0.011 (0.637)

续表

	Model 1	Model 2	Model 3
	Indus1	Indus2	Indus3
expend	0.021 (0.237)	0.021 (0.248)	0.011 (0.525)
FDI	0.025 (0.530)	0.022 (0.585)	0.016 (0.695)
edu	0.040 (0.833)	0.028 (0.879)	-0.021 (0.907)
road	1.264 *** (0.000)	1.267 *** (0.000)	1.198 *** (0.000)
	F 值:8.531	F 值:13.677	F 值:10.920
	P 值:0.005	P 值:0.000	P 值:0.000
单一门槛自抽样检验 (原假设:不存在门槛值)	临界值:	临界值:	临界值:
	1% 7.198	1% 7.216	1% 6.670
	5% 3.948	5% 3.996	5% 3.862
	10% 2.782	10% 2.641	10% 2.692
N	1020/1068	1396/692	1165/923

注:回归的标准误差均进行了怀特异方差修正;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 置信水平上显著;表的最后一行显示了由门槛值分隔开的子样本中观察值的数量。

五、结论与政策建议

本文基于中国 232 个主要城市 2005–2013 的数据,运用门槛面板回归模型考察了金融发展对经济波动的影响。实证结果显示,金融发展对经济波动的影响存在显著的非线性和非对称效应:在金融发展水平较低的区间内(低于门槛值),金融发展所导致的经济波动效应比较明显;而当金融发展水平较高时(超过门槛值),金融发展所导致的经济波动效应则会出现显著弱化。从样本分布来看,目前我国大部分城市的金融发展仍处于门槛值左侧的区域,这意味着从稳定的角度来看,金融发展还存在进一步的空间和需要。随后,我们通过一系列的稳健性检验,如采用不同方法衡量经济波动、扩大经济波动的计算周期、采用不同模型和估计方法等,进一步证实了金融发展对经济波动影响的非线性和非对称效应。

除上述一般性分析外,鉴于中国政府主导型经济发展的特征和目前产业结构调整 and 变迁的基本格局,我们还进一步讨论了政府支出和产业结构这两个因素与金融发展和经济波动之间的相互关联和作用机制,结果发现了以下两方面有趣的结论:(1)高水平的金融发展和良好的政府干预能力具有相辅相成、彼此促进的效应,其中任何一方发展不足都会对经济稳定产生不利影响;(2)金融发展和产业结构升级都是必要的,但也都应该注意其适度性,特别是,过度的金融发展和不合理的产业结构可能成为导致经济不稳定的重要原因。

根据本文的实证分析结论,我们可以得到以下两个方面的政策启示:一是目前我国大部分城市尚未达到金融发展的门槛值,表明金融发展总体上仍存在一定空间,在这些地区,通过进一步提升金融发展水平,不仅能减弱自身对经济波动的冲击,同时还有助于吸收政府支出增加和产业结构升级所带来的经济波动;二是在那些金融发展和产业结构层次(第二和第三产业占比)都已经达到很高水平的地区,需要注意控制过度的信贷扩张,防止金融发展过度 and 产业结构失衡所导致的经济不稳定。

参考文献

- 陈雨露(2015):《重建宏观经济学的“金融支柱”》,《国际金融研究》,第6期。
- 陈雨露、马勇(2013):《大金融论纲》,中国人民大学出版社。
- 陈雨露、马勇、阮卓阳(2016):《金融周期与金融波动如何影响经济增长与金融稳定?》,《金融研究》,第2期。
- 戴金平、陈汉鹏(2013):《中国的利率调节、信贷指导与经济波动——基于动态随机一般均衡模型的分析》,《金融研究》,第11期。
- 李连发、辛晓岱(2012):《银行信贷、经济周期与货币政策调控:1984-2011》,《经济研究》,第3期。
- 孙广生(2006):《经济波动与产业波动(1986-2003)》,《中国社会科学》,第3期。
- 王国静、田国强(2014):《金融冲击和中国经济波动》,《经济研究》,第3期。
- 王晋斌(2007):《金融控制政策下的金融发展与经济增长》,《经济研究》,第10期。
- 许伟、陈斌开(2009):《银行信贷与中国经济波动:1993-2005》,《经济学(季刊)》,第3期。
- 赵振全、于震、刘森(2007):《金融加速器效应在中国存在吗》,《经济研究》,第6期。
- Azariadis, C. and B. Smith (1998): “Financial Intermediation and Regime Switching in Business Cycles”, *American Economic Review*, 88, 516-536.
- Beck, T. and R. Levine (2004): “Stock Markets, Banks and Growth: Panel Evidence”, *Journal of Banking and Finance*, 28, 423-442.
- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1996): “The Financial Accelerator and the Flight to Quality”, *Review of Economics and Statistics*, 78, 1-15.
- Boyreau-Debray, G. (2003): “Financial Intermediation and Growth: Chinese Style”, World Bank Policy Research Working Paper No. 3027.
- Braun, M. and B. Larrain (2005): “Finance and the Business Cycle: International, Inter-industry Evidence”, *Journal of Finance*, 60, 1097-1128.
- Brunnermeier, M., T. Eisenbach and Y. Sannikov (2012): “Macroeconomics with Financial Frictions: A Survey”, NBER Working Paper No. 18102.
- Dabla-Norris, E. and N. Srivisval (2013): “Revisiting the Link between Finance and Macroeconomic Volatility”, IMF Working Paper No. 29.
- Greenwald, B. and J. Stiglitz (1993): “Financial Market Imperfections and Business Cycles”, *Quarterly Journal of Economics*, 108, 77-114.
- Hansen, B. (2000): “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica*, 68, 575-603.
- Huang, H., W. Fang and S. Miller (2014): “Does Financial Development Volatility Affect Industrial Growth Volatility?”, *International Review of Economics and Finance*, 29, 307-320.
- Kashyap, A. and J. Stein (1994): “Monetary Policy and Bank Lending: Monetary”, *General Information*, 34, 741-748.
- King, R. and R. Levine (1993): “Finance and Growth: Schumpeter Might be Right”, *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997): “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, 7, 65-79.
- Levchenko, A., R. Ranciere and M. Thoenig (2009): “Growth and Risk at the Industry Level: The Real Effects of Financial Liberalization”, *Journal of Development Economics*, 89, 210-222.
- Levine, R., N. Loayza and T. Beck (2000): “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”, *Journal of Monetary Economics*, 46, 31-77.
- Loayza, N. and C. Raddatz (2007): “The Structural Determinants of External Vulnerability”, *World Bank Economic Review*, 21, 359-387.
- Manganelli, S. and A. Popov (2015): “Financial Development, Sectoral Reallocation and Volatility: International Evidence”, *Journal of International Economics*, 96, 323-337.
- Quadrini, V. (2011): “Financial Frictions in Macroeconomic Fluctuations”, *Economic Quarterly*, 97, 209-254.
- Raddatz, C. (2006): “Liquidity Needs and Vulnerability to Financial Underdevelopment”, *Journal of Financial Economics*, 80, 677-722.
- Rajan, R. and L. Zingales (1998): “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88, 559-86.
- Shleifer, A. and R. Vishny (2010): “Unstable Banking”, *Journal of Financial Economics*, 97, 306-318.
- Smaghi, L. (2010): “Has the Financial Sector Grown too Big?”, Speech at Nomura Seminar, Kyoto 15, April.
- Thorsten, B., M. Lundberg and G. Majnoni (2010): “Financial Development and Economic Volatility: Does Finance Dampen or Magnify Shocks?” World Bank Policy Research Working Paper No. 2707.
- Wagner, W. (2008): “The Homogenization of the Financial System and Liquidity Crisis”, *Journal of Financial Intermediation*, 17, 330-356.
- Wagner, W. (2010): “Diversification at Financial Institutions and Systemic Crises”, *Journal of Financial Intermediation*, 19, 373-386.

(责任编辑:罗 滢)