



金融因素如何影响全要素生产率？*

马 勇 张 航

〔摘 要〕在现有关于全要素生产率的研究中,金融因素的影响尚未得到深入分析。本文基于中国 1990–2016 年各地区的动态面板数据,对金融不稳定、金融周期和金融发展等金融因素对全要素生产率的影响进行了实证分析。基本结论包括:(1)金融不稳定和 TFP 存在显著的负相关关系,即随着金融不稳定程度的上升,全要素生产率会出现下降;(2)金融发展和 TFP 之间存在显著的正 U 型关系,只有当金融发展水平越过临界值之后,才会对 TFP 增长产生促进作用;(3)当金融周期处于繁荣阶段时,金融不稳定对 TFP 的削弱效应得到增强,而当金融周期处于衰退阶段时,金融不稳定对 TFP 的削弱效应则会被弱化;(4)在金融繁荣时期,金融发展会放大金融不稳定对 TFP 的冲击效应,但在金融衰退时期则会吸收一部分金融不稳定对 TFP 的冲击,从而有助于稳定经济增长。

关键词:金融不稳定 金融发展 金融周期 全要素生产率

JEL 分类号:E32 E44 G21

一、引言与文献综述

在关于金融发展和经济增长的相关文献中,很多研究表明,金融发展通过多种渠道影响到了经济增长。其中,生产率渠道一直是备受关注的重点研究对象。在理论基础方面,Bagehot(1873)和 Schumpeter(1912)等早期研究认为,金融市场可以通过有效的资本再分配提高生产率。在后来的新古典增长理论中,金融发展既可以通过资源配置渠道对全要素生产率(TFP)产生影响,也可以通过技术进步渠道对 TFP 产生影响(Romer,1986)。

对于资源配置渠道,由于金融扭曲和金融发展不足将导致融资约束或资源错配,因此,落后的金融体系通常被认为会对 TFP 产生负面影响。比如,根据 Grossman and Stiglitz(1980)的研究,信贷市场信息的不完整性将影响投资者的选择,从而使得资源配置效率降低。Aghion et al.(2005)的研究发现,在不完全的金融市场上,金融摩擦会降低企业的长期投资意愿进而抑制生产率提高,这主要是因为,金融摩擦的存在导致企业面临更加严重的融资约束,这使得他们倾向于减少长期投资,因为长期投资只能得到相对更少的顺周期性回报,并且流动性风险更高。在 Hsieh and Klenow(2007)以及 Restuccia and Rogerson(2008)等的研究中,发展中国家较低的 TFP 可以由生产部门的资源错配来解释,但随着这些国家的金融体系获得发展,金融摩擦会降低,资本再分配过程中所耗

* 马勇,中国人民大学财政金融学院,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;张航,中国人民大学经济学院。本研究得到北京市哲学社会科学基金项目“金融周期、金融波动与宏观政策应对”(16LJB006)资助。





费的信息和交易成本也随之下降,最终 TFP 会出现增长。Buera et al.(2011)通过构建包含贸易和不可贸易部门的两部门模型,发现较低的金融发展水平往往导致生产率的降低,因为可贸易的部门通常需要在固定资产上进行大规模投资,而较低的金融发展水平将限制这一投资,从而导致资源配置的无效率。

对于技术进步渠道,Greenwald et al.(1990)指出,如果金融市场失灵,那么企业将极少顾及技术创新和人力资本的投资,这将降低“干中学”以及技术进步的效应。Saint-Paul(1992)的研究强调,研发的不确定性将使企业面临跨期的创新投资风险,而金融市场可以起到分散跨期风险的作用,从而有助于提高企业技术创新的成功概率。在 King and Levine(1993)的研究中,金融中介具有分散风险、动员储蓄以及有效获取信息等方面的功能,而股票市场则发挥着明确创新活动的预期利润率的功能,这些功能有助于提高经济的技术创新效率。Aghion and Howitt(1998)改进了传统 AK 模型中难以对技术进步和资本积累进行区分的问题,并进一步结合熊彼特模型发现,金融发展可以通过推动技术进步而促进经济增长。Buera et al.(2011)通过将企业家才能和金融摩擦引入新古典模型,证明了当信贷可获得性限制了企业家的才能时,中小型的高科技企业将受到限制。

从实证研究来看,大部分文献似乎都倾向于支持金融发展可以促进 TFP 增长,如 Levine and Zervous(1998)以及 Beck et al.(2000)等。不过,也有文献认为,金融发展对 TFP 的影响是否为显著正向可能还要依赖其他一些相关条件。例如,Inklaar and Koetter(2008)的研究发现,传统用于测度金融发展的指标都不显著,只有金融发展的效率指标与 TFP 增长之间呈现出显著关系。在 Rioja and Valev(2004)的研究中,金融发展和 TFP 之间的关系可能与经济发展的阶段有关:在发达国家,金融发展确实会促进 TFP 增长,但在发展中国家,这一结论并不成立。不过也有文献得出相反的结论,例如在 Huang and Lin(2009)的研究中,金融发展对 TFP 增长的影响在发展中国家反而表现得更加显著。在较近的一项研究中,Arizala et al.(2013)基于 77 个国家的产业层面数据对金融发展与 TFP 增长之间的关系进行了分析,其研究结果显示,在控制了国家和产业层面的影响之后,金融发展仍然对 TFP 增长具有显著的正向影响:金融发展的程度如果出现一个标准差单位的上升,TFP 增长率将每年对应增加 0.6%。

在关于中国金融发展和 TFP 增长的研究方面,尽管已有不少研究显示 TFP 增长是经济增长的关键驱动因素(Perkins and Rawski,1998;Park,2010),但在何种因素驱动了 TFP 增长这一问题上,现有研究仍然主要侧重于对人力资本、对外贸易以及外商直接投资等因素进行考察,重点分析金融因素对 TFP 影响的文献目前还比较少。从已有研究来看,张军和金煜(2005)基于中国 1987-2001 年的省际面板数据,发现金融发展对 TFP 增长具有显著的正向促进作用。姚耀军(2010)基于金融中介发展指标的研究也显示,金融发展和技术进步之间存在显著的正相关关系。钱水土和周永涛(2011)基于中国 28 个省市 2000-2008 年的数据研究发现,在控制了相关变量的影响后,金融发展对技术进步和产业升级都具有正向的促进作用。Han and Shen(2015)估算了中国 1990-2009 年间各地区的 TFP,并对金融发展和 TFP 之间的关系进行了实证研究,其研究结果表明,金融发展对 TFP 增长具有显著的正向促进作用,在金融发展程度高的地区,资源错配的程度越低,TFP 的增长速度越快。

总体而言,尽管关于金融发展如何影响 TFP 的研究已经比较丰富,但仍存在以下两个方面的明显不足:一是现有文献在分析金融因素对 TFP 的影响时,大都只考虑了金融发展的影响,几乎没有文献讨论诸如金融不稳定、金融周期等其它金融因素的影响;二是在现有关于金融发展影响 TFP 的文献中,大都假定二者之间存在线性关系,少有文献考察二者之间潜在的非线性关联,而危机后的一些研究表明,金融对实体经济的影响在很多时候具有显著的非线性特征(如



Arcand et al.,2012;Cecchetti and Kharroubi,2012,2015)。上述两个方面的不足不仅存在于国际主流文献中,同时也存在于基于中国经济的相关研究中。基于上述考虑,本文尝试基于中国各地区1990-2016年的面板数据,针对性地从以下两个方面对现有的文献进行补充和拓展:一是通过在模型中引入对金融不稳定和金融周期的量化测度,分析金融不稳定和金融周期如何影响TFP,从而部分地填补现有文献在此方面的空白;二是在分析金融发展对TFP的影响时,通过在模型中引入金融发展的二次项,分析金融发展和TFP之间的关系是否存在非线性特征,这一方面拓展了现有文献关于金融发展和TFP关系的分析,另一方面可以为理解金融发展的适度性和最优水平等问题提供一个基于生产效率角度的新解释,从而对近年来关于金融发展适度性的研究形成有益的补充。

本文其余部分的组织结构如下:第二部分介绍模型设定和估计方法,第三部分对样本数据和主要变量的计算和测度方法进行说明,第四部分进行实证分析和检验,文章最后进行总结并提出简要的政策建议。

二、模型设定与估计方法

(一)模型设定

根据以往文献,Levine(1997)构建了包含金融部门的经济增长模型,以检验金融发展和经济增长的关系。Buera et al.(2011)通过构建内生全要素生产率模型验证了金融摩擦对经济增长的影响。本文借鉴上述建模思想,并进行相应的扩展,以适用于本文的分析。具体而言,基于内生增长理论(Levin and Raut,1997;Levine,1997;Buera et al.,2011),假定技术进步受到资本、劳动和金融因素(金融不稳定、金融发展程度)的共同影响:

$$Y = A(\text{instability}, \text{finan}, \text{finan}^2, t) f(K, L) \quad (1)$$

其中, Y 为产出, instability 为金融不稳定变量, finan 和 finan^2 分别为金融发展变量及其平方项,平方项的纳入主要是为了考察金融发展水平对全要素生产率的非线性效应。 K 表示物质资本投入量, L 表示劳动投入量。不难看出,在本研究中,与标准文献的做法一致,我们假定金融因素(金融不稳定和金融发展)主要是通过影响技术进步而对经济增长发生作用。在希克斯中性条件下,借鉴 Hulten et al.(2006)的做法,假定全要素生产率 A 为一个多元组合,具体表示为:

$$A(\text{instability}, \text{finan}, \text{finan}^2, t) = A_{i,0} e^{\delta_i \text{instability}_{i,t} + \beta_i \text{finan}_{i,t} + \gamma_i \text{finan}_{i,t}^2 + \lambda_i + \epsilon_{i,t}} \quad (2)$$

将(2)式代入(1)式,可得:

$$Y = A_{i,0} e^{\delta_i \text{instability}_{i,t} + \beta_i \text{finan}_{i,t} + \gamma_i \text{finan}_{i,t}^2 + \lambda_i + \epsilon_{i,t}} f(K, L) \quad (3)$$

其中, i 代表地区, t 代表年份, $A_{i,0}$ 为初始的生产率水平, λ_i 是外生的全要素生产率的提高速度, $\delta_i, \beta_i, \gamma_i$ 分别表示金融不稳定、金融发展和金融发展平方项对全要素生产率影响的参数。

对(3)式除以 $f(K, L)$, 可得全要素生产率的计算公式:

$$tfp = Y/f(K, L) = A_{i,0} e^{\delta_i \text{instability}_{i,t} + \beta_i \text{finan}_{i,t} + \gamma_i \text{finan}_{i,t}^2 + \lambda_i + \epsilon_{i,t}} \quad (4)$$

从(4)式可以看出,全要素生产率在理论上可以表示为金融因素(金融不稳定、金融发展和金融发展平方项)的一个函数组合。同时,考虑到全要素生产率变化的历史惯性特征以及其它因素的影响,可进一步将TFP增长率的滞后项以及其他影响因素纳入到模型中,从而设定如下形式的计量模型:

$$tfp_{i,t} = c + \alpha_1 tfp_{i,t-1} + \alpha_2 \text{instability}_{i,t} + \alpha_3 \text{finan}_{i,t} + \alpha_4 \text{finan}_{i,t}^2 + \alpha_5 X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,下标 i 表示地区, t 表示时间, tfp 代表全要素生产率, $X_{i,t}$ 表示除金融变量之外其他可能对全要素生产率产生影响的控制变量,具体包括通货膨胀水平、经济发展水平、经济增长速度、经济开放

程度、金融开放程度、人力资本水平和政府支出规模等指标。 μ_i 为个体固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。以上各变量的指标选取与测度方法将在下文中具体说明。

(二) 估计方法

在对回归(1)式进行估计时,以下三个问题需加以考虑:固定效应、全要素生产率增长率的滞后效应以及潜在内生性问题。金融发展与金融不稳定相对于全要素生产率增长率可能是内生的。由于被解释变量滞后项的存在,传统的估计方法如 OLS 将会存在偏差。对于含有固定效应与内生变量的动态面板数据,标准的估计方法之一是采用广义矩估计(GMM)。近年来,GMM 模型被广泛用于动态面板数据,其主要优势在于,GMM 估计可以较好地处理时间效应和个体效应,同时,通过恰当选取变量滞后项作为工具变量,可有效解决估计中存在的内生性问题。本文亦采用此方法进行回归模型的估计。在实践中,GMM 估计分为两种:差分 GMM 估计与系统 GMM 估计。

一阶差分 GMM 估计由 Arellano and Bond(1991)提出。引入变量的滞后项作为差分方程的工具变量,利用差分消除固定效应,同时,适当选取工具变量可以解决模型内生性问题。其矩条件如下:

$$E[(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})Z_{i,t-j}] = 0 \quad j=2,3,\dots \quad t=1991,\dots,2016 \quad (6)$$

式中, $Z_{i,t}$ 为模型中任一变量,并将变量二阶滞后项作为该差分方程的工具变量。

Arellano and Bover(1995)和 Blundell and Bond(1998)进一步研究提出,可以引入差分变量的滞后项,将其作为水平方程的工具变量。水平方程矩条件为:

$$E[\varepsilon_{i,t}\Delta Z_{i,t-j}] = 0 \quad j=1,2,\dots \quad t=1991,\dots,2016 \quad (7)$$

此时,由差分方程与水平方程结合的矩条件便构成了系统广义矩估计(System GMM)。由以上可知,系统广义矩估计的矩条件更为严格,因此该估计结果更为有效。

在回归过程中,GMM 估计需要进行两项基本检验:一是过度识别的 Sargan 检验:在大量工具变量可供选择时,需要警惕动态面板数据估计的过度识别问题。过多的工具变量会导致两类问题,第一,使结果相对于 OLS 得出的结果产生偏误;第二,减弱假设检验的有效性。二是二阶序列相关的 AR(2) 检验:工具变量有效与否取决于误差项 $\varepsilon_{i,t}$ 是否存在二阶序列相关问题。Arellano and Bond(1991)提出,可使用 t 统计量检验误差项的一阶差分是否存在一阶及二阶序列相关。如果误差项序列不相关,那么误差项的一阶差分不存在二阶序列相关。本文的回归结果中全部呈现了 Sargan 检验以及 AR(2) 检验的结果。

三、变量测度与描述性统计

本文主要考察金融不稳定和金融发展对全要素生产率增长率的影响,因此,被解释变量为 TFP 增长率,核心解释变量为金融不稳定和金融发展。下面我们首先对上述核心变量的计算和测度方法进行简要说明。

(一) 全要素生产率增长率的测度

与经典文献的做法一致,本文采用“索洛残差法”对中国 30 个省级行政区(除西藏)的全要素生产率进行测算,相关基础数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、中国各省统计年鉴、国家统计局和中经网统计数据库。其中,产出指标采用以 1980 年不变价格表示的 30 个省级行政区的地区生产总值,劳动投入指标使用各省年末全省就业人口数,并以“永续盘存法”计算得出的固定资本存量作为资本投入指标。“永续盘存法”的计算公式如下:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + (I_t + I_{t-1} + I_{t-2})/3 \quad (8)$$

其中,下标 t 代表年份, K 为资本存量, I 为不变价新增固定资产投资额, δ 为固定资本折旧率。固定资产投资价格指数基于《中国统计年鉴》各省固定资产投资价格指数的数据,再将其换算为以 1980 年为基期的固定资产投资价格指数。不变价新增固定资产投资则选取每个省份历年固定资产投资完成额数据,然后经过固定资产投资价格指数调整后得到。折旧率参考王小鲁等(2009)的研究假定为 5%,而基年的固定资本存量则采用下式进行估算:

$$K_0 = I'_0 \left(\frac{1+g}{g+\delta} \right) \quad (9)$$

其中, I'_0 是初始年份的不变价投资, g 为基年之前给定期间的资本平均增长率。

在获得上述计算 TFP 的相关基础数据之后,则可以根据经典的生产函数推算出具体的 TFP 数值。具体而言,根据柯布-道格拉斯生产函数 $Y = AK^\alpha L^\beta$, 容易得到 TFP 可表示为:

$$A = Y / (K^\alpha L^\beta) \quad (10)$$

基于上式计算 TFP 需要确定资本的产出弹性 α 和劳动的产出弹性 β 。与张璟和沈坤荣(2008)的做法一致,本文通过采用时间和截面固定效应模型对样本面板数据进行回归,得到相关的弹性系数,具体估计结果如下:

$$\ln Y_{i,t} = -0.8028 + 0.7077 \ln K_{i,t} + 0.4083 \ln L_{i,t} \\ z - \text{stat.} (-8.03) \quad (42.82) \quad (26.85) \quad (11)$$

上式中各参数均在 1% 显著性水平下显著,调整的 R^2 值为 0.9733,表明估计结果良好。根据上述回归所得到的参数值,可以计算得出各地区各年度的 TFP 值,然后可进一步计算得出对应年度的 TFP 增长率。作为一个面上情况的概览,图 1 给出了样本期间所有 30 个地区的 TFP 平均增速的演变情况。从图 1 的结果可以看出,1990-2016 年间,我国各地区的 TFP 增长率整体上呈波动下行趋势,特别是 2008 年金融危机之后,TFP 增长率出现了较为明显的下滑。总体而言,图 1 的结果与近年来的中国经济走势基本吻合,具有较高的可信度。

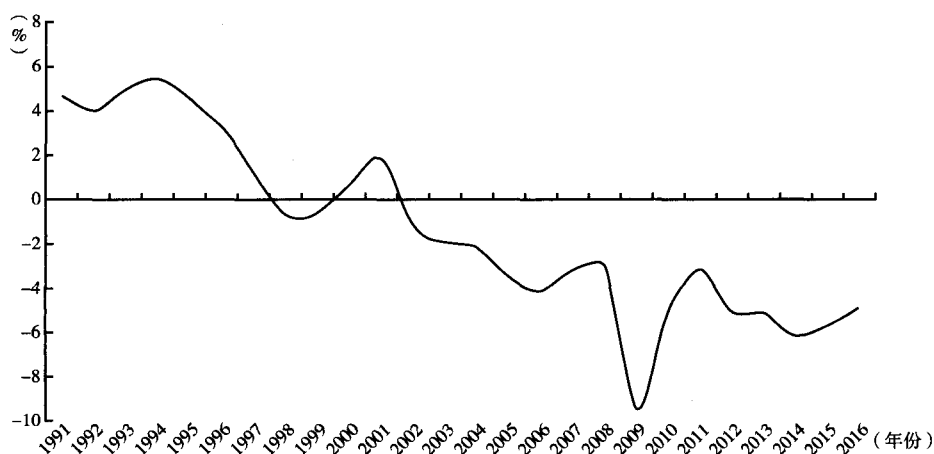


图 1 样本期间各地区的全要素生产率平均增速

(二) 金融发展与金融不稳定的测度

本文的核心解释变量有两个,一个是金融发展(finan),另一个是金融不稳定(instability)。其中,与大部分文献的做法一致,金融发展的基础指标采用金融机构各项贷款与 GDP 之比(金融机构各项贷款/GDP)表示。但为尽可能地反映金融发展的实际水平,特别是剔除银行信贷短期波动的影响,我们参考标准文献的方法,使用金融机构各项贷款/GDP 的 5 年移动均值作为金融发展水平

的代理变量。

关于金融不稳定的代理变量,目前并没有明确的统一做法,较为常见的做法是使用对应金融变量的波动指标表示,比如使用金融机构各项贷款/GDP的5年移动标准差。不过,简单采用标准差的做法可能会依赖过强的假设,并且存在无法剔除变量自身趋势和时间趋势影响的问题。为此,本文借鉴 Jeanneney and Kpodar(2008)提出的方法,利用回归得到的残差绝对值来定义和测度金融不稳定。具体而言,通过将基础金融变量(金融机构各项贷款/GDP)记为 x_t ,我们建立如下形式的回归方程:

$$x_t = a + bx_{t-1} + ct + \varepsilon_t \quad (12)$$

对于样本中的每一个地区,我们都可以基于1990–2016年的时间序列数据对上述模型进行估计,并根据估计得到的模型参数计算出对应年度的回归残差值 ε_t ,然后,与金融发展剔除短期效应的做法类似,我们使用残差绝对值的5年移动平均值作为金融不稳定的代理变量:

$$V^* = \frac{1}{5} \sum_{j=t-4}^t |\varepsilon_j| \quad (13)$$

(三)其他控制变量

在控制变量的选择方面,综合参考过往文献和数据的可获得性,本文主要对以下7个方面的因素进行了控制,具体包括:(1)通货膨胀水平,用居民消费价格指数(CPI)表示;(2)经济发展水平,用人均实际GDP(取对数)表示;(3)经济增长速度,用地区人均实际GDP的增长率表示;(4)经济开放程度,用地区的进出口总额与GDP之比表示(Zhang et al.,2015);(5)金融开放程度,用地区的FDI与GDP之比表示(Zhang et al.,2015);(6)人力资本水平,用普通高等学校在校生数(取对数)表示(马勇和吴雪妍,2017);(7)政府支出规模,用地方公共财政支出与GDP之比表示。本文各变量的含义、符号及说明如表1所示。

表1 本文各变量的符号、含义及数据来源

类型	变量	符号	指标说明
被解释变量	全要素生产率增速	tfp	根据文中所述的“索洛残差法”测算得出
	金融不稳定	instability	根据文中所述的回归残差法计算
解释变量	金融发展	finan	金融机构各项贷款/GDP
	金融发展二次项	finan2	金融机构各项贷款/GDP的平方
	通货膨胀水平	cpi	用居民消费价格指数(CPI)表示
	经济发展水平	gdp	用人均实际GDP(取对数)表示
	经济增长速度	growth	用地区人均实际GDP增长率表示
控制变量	经济开放程度	tradeopen	用地区的进出口总额与GDP之比表示
	金融开放程度	finanopen	用地区的FDI与GDP之比表示
	人力资本水平	education	用普通高等学校在校生数(取对数)表示
	政府支出规模	government	用地方公共财政支出与GDP之比表示

(四)样本数据与描述性统计

基于上述变量界定和相关数据的可获得性,本文使用中国各地区(省、直辖市、自治区)1990–2016年的面板数据对回归方程(5)式进行估计。其中,西藏由于数据缺失过多,从样本中剔除,最

终使用除西藏外的 30 个地区的数据作为研究样本。所有相关基础数据均来自中经网统计数据库以及 Wind 数据库。对于个别地区的个别年份存在零星数据缺失的情况,参照一般文献的做法,使用插值法予以补齐,以尽可能保持研究样本的充足性与完整性。本文各变量的基本统计描述如表 2 所示。

表 2 本文各变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
tfp	810	-0.011	0.054	-0.160	0.150
instability	810	0.066	0.037	0.010	0.280
finan	810	1.074	0.359	0.540	2.620
cpi	810	4.560	6.049	-3.600	29.70
gdp	810	7.907	0.896	6.100	9.880
growth	810	9.495	5.328	-7.180	38.66
tradeopen	810	0.291	0.376	0.030	2.610
finanopen	810	0.028	0.033	0	0.240
education	810	0.118	0.093	0.009	0.481
boom	810	0.306	0.461	0	1
bust	810	0.277	0.448	0	1
normal	810	0.417	0.493	0	1

四、实证分析与检验

本部分主要对金融因素是否会影响 TFP 进行实证分析和检验。具体而言,分三步进行递进式分析:首先,分析金融不稳定和金融发展是否对 TFP 具有显著影响;其次,分析金融周期和金融发展与金融不稳定之间的交互作用是否会影响 TFP;最后,分析各控制变量与金融不稳定之间的交互作用是否会影响 TFP。

(一)金融不稳定和金融发展对 TFP 的影响:基本回归结果

首先,我们分析金融不稳定和金融发展对 TFP 的影响。作为基础分析,为清晰起见,我们这里采用“从简单到复杂”,即逐步增加解释变量的建模策略。具体而言,在表 3 中,模型 1 为仅包含被解释变量一阶滞后和金融不稳定变量的回归结果,模型 2 在模型 1 基础之上增加了金融发展变量及其平方项,模型 3-5 则在模型 2 的基础上逐渐加入了各种控制变量。

从表 3 的回归结果可以看出,金融不稳定的回归系数在所有回归方程中均为负,且在 1% 的显著性水平上高度显著,这表明金融不稳定对 TFP 具有显著的负面影响,即随着金融不稳定程度的上升,TFP 增速会出现明显下降。金融发展的一次项系数在 5% 的置信水平上显著为负,同时其平方项在 1% 的置信水平上显著为正,这表明金融发展与 TFP 之间存在显著的“正 U 型”关系,即当金融发展水平处于较低的区间时,金融发展并不能促进 TFP 增长,只有当金融发展水平超过临界值之后,金融发展的升高才会促进 TFP 的显著提升。由于模型设定中采用了二次型关系,因此,对于金融发展临界值或最优值的位置(记为 $finan^*$),可以通过对回归方程(5)中的金融发展变量

(finan)求导并令一阶条件为0 而得:

$$\frac{\partial tfp_{i,t}}{\partial finan} = \alpha_3 + 2\alpha_4 finan^* = 0 \Rightarrow finan^* = -\frac{\alpha_3}{2\alpha_4} \quad (14)$$

表3 金融不稳定和金融发展对TFP的影响:基本回归结果

	(1) tfp	(2) tfp	(3) tfp	(4) tfp	(5) tfp
L. tfp	0.680 *** (8.35)	0.660 *** (7.93)	0.401 *** (3.17)	0.369 *** (4.48)	0.437 *** (6.10)
instability	-0.261 *** (-3.41)	-0.253 *** (-2.91)	-0.358 *** (-3.47)	-0.396 *** (-4.15)	-0.305 *** (-3.06)
finan		-0.110 *** (-2.84)	-0.088 *** (-3.26)	-0.097 *** (-3.02)	-0.103 *** (-3.06)
finan2		0.042 *** (2.86)	0.051 *** (4.27)	0.050 *** (4.28)	0.047 *** (3.11)
cpi			0.003 *** (6.94)	0.003 *** (8.24)	0.002 *** (6.39)
gdp			-0.028 *** (-5.03)	-0.029 *** (-4.45)	-0.018 (-0.78)
growth			0.002 ** (2.54)	0.002 ** (2.45)	0.001 * (1.88)
tradeopen				0.022 (1.28)	0.019 * (1.96)
finanopen				-0.438 *** (-4.45)	-0.068 (-0.82)
education					-0.006 (-0.03)
government					-0.031 (-1.01)
constant	0.011 ** (2.44)	0.074 *** (2.68)	0.235 *** (4.87)	0.259 *** (4.49)	0.185 (1.23)
Observations	780	780	780	780	780
AR(1) Test(p-value)	0.0001	0.0001	0.0008	0.0006	0.0003
AR(2) Test(p-value)	0.5375	0.6973	0.5503	0.5681	0.6693
Sargan Test(p-value)	0.9304	0.9464	0.9582	0.9778	0.9994
N	30	30	30	30	30

注:L. tfp 表示 tfp 的一期滞后;***, **和* 分别表示1%,5%和10%的水平上显著;变量系数括号中的数表示z 值;Sargan 统计量和AR(2)统计量括号中的数表示p 值。

其中, α_3 和 α_4 分别为金融发展的一次项和二次项系数值。于是, 根据上式和表 3 中对于金融发展一次项和二次项的系数估计, 可以计算出每个回归方程所给出的金融发展临界值的具体数值。根据表 3 中回归(2)–(5)的结果, 随着不同模型中所包含的控制变量的个数不同, 所计算出的临界值也存在一定差异, 但总体上位于 0.9–1.3 之间的区间范围。为稳妥起见, 以比较宽松的标准即以上述区间的上限 1.3 作为金融发展促进 TFP 的参考临界值。因此, 可以认为, 只有当一个地区的金融发展程度(金融机构各项贷款/GDP)超过 1.3 之后, 金融发展的继续上升才会对 TFP 增长产生显著的促进作用。

根据上述金融发展的临界值发现, 截至样本期末(2016 年), 共有 19 个地区的金融发展程度超过了临界值 1.3, 分别为: 北京(2.62)、天津(1.82)、山西(2.23)、辽宁(1.93)、上海(2.07)、浙江(2.00)、安徽(1.93)、福建(1.52)、广东(1.37)、海南(2.14)、重庆(1.71)、四川(1.42)、贵州(1.55)、云南(1.56)、山西(1.33)、甘肃(2.36)、青海(2.45)、宁夏(1.99)、新疆(1.80)。这意味着, 从金融发展促进 TFP 增长的角度, 上述地区的金融发展水平已经进入到了显著促进经济增长的阶段。相比之下, 剩余的 11 个地区, 包括河北(1.19)、内蒙古(1.16)、吉林(1.09)、黑龙江(1.17)、江苏(1.22)、江西(1.21)、山东(1.07)、广西(1.17)、河南(0.94)、湖北(0.97)、湖南(0.89), 由于金融发展水平仍然低于临界值, 因此, 这些地区的金融发展仍然存在进一步上升的空间。

除上述核心解释变量外, 在控制变量的影响方面, 根据表 3 的结果, CPI 和 GDP 增长率的回归系数分别在 1% 和 5% 的置信水平上显著为正, 这说明, 在经济形势向好的环境中(对应价格水平和经济增速的上升), TFP 的增速较高。金融开放的回归系数在 5% 的置信水平上显著为负, 说明金融开放程度的上升会对 TFP 产生一定程度的抑制效应, 这与张成思等(2013)、Zhang et al.(2015)以及 Luo et al.(2016)的研究发现一致。另外, 政府规模的回归系数在 10% 的置信水平上显著为负, 这说明地方政府的财政支出规模越大, 政府干预越强, TFP 的增长率会越低, 这也从一个侧面印证了大政府不利于经济效率提升的观点(张璟和沈坤荣, 2008; 张璟等, 2013)。模型中的其他控制变量由于并不显著, 因而无法得出确切的结论, 此处不再赘述。

最后, 从模型检验和回归结果的稳定性来看, 表 3 中的所有回归都通过了 Sargan 检验和 AR(2) 检验, 说明上述模型在估计过程中所使用的工具变量合理, 且不存在二阶序列相关问题, 模型估计的结果是可靠的。与此同时, 基于“从简单到复杂”建模策略发现, 在模型逐步增加控制变量的过程中, 我们所关注的核心解释变量(金融不稳定、金融发展及其平方项)的回归系数符号及显著性水平并未发生明显变化, 这说明金融不稳定对 TFP 的负向影响以及金融发展和 TFP 之间的“倒 U 型”关系在考虑了多种可能的影响因素后仍然是稳定的。

(二) 扩展分析: 金融不稳定、金融发展和金融周期之间的交互影响

近年来的一些新进研究进展表明, 在金融变量和实体经济之间的关联关系中, 金融周期发挥着重要的影响和作用(Borio, 2014; 陈雨露等, 2016; 马勇等, 2016; 马勇和吴雪妍, 2017)。因此, 要深入分析金融变量和 TFP 之间的关系, 在基本分析的基础上进一步考虑金融周期的影响是非常必要的。特别是考虑到在不同的金融周期状态下, 金融不稳定和金融发展对 TFP 的影响可能存在显著差异, 因此, 本部分尝试通过在模型中引入金融周期和金融不稳定以及金融发展的交叉项来对上述问题进行初步探索。

不过, 在进行正式的回归分析之前, 首先需要从技术上确定金融周期的测度方法。过往文献的主要做法是对某一金融指标(如金融机构各项贷款/GDP)进行 HP 滤波得到周期波动项, 然后将其作为金融周期的代理变量。该方法虽然简单明了, 但存在比较明显的缺陷: 由于未对金融周期的拐点做出明确定义, 这种做法只适用于粗略衡量金融指标偏离其趋势值的程度, 而无法进一步区分金

融周期究竟是处于高涨状态、衰退状态还是正常状态。有鉴于此,我们使用 Bezemer and Zhang (2014) 和陈雨露等 (2016) 采用的金融周期测度方法,以明确实现将金融周期划分为高涨期 (boom)、衰退期 (bust) 和正常期 (normal) 三个阶段。具体而言,首先用 $f_{i,t}$ 表示省份 i 在 t 年时的金融机构各项贷款与 GDP 之比,然后使用 HP 滤波计算出 $f_{i,t}$ 的周期值,记为 $\hat{f}_{i,t}$,并用 $\sigma(\hat{f}_{i,t})$ 表示该周期值序列的标准差。在此基础上,各周期的具体划分方法如下:

(1) 高涨期 (boom): 对于每个省份,当 $\hat{f}_{i,t} > \sigma(\hat{f}_{i,t})$, 即当金融机构贷款/GDP 的周期值大于 1 个标准差时,定义为高涨期的顶峰。确定顶峰之后,向前推进直至找到波谷,这一波谷被定义为在 $\hat{f}_{i,t} > -\sigma(\hat{f}_{i,t})$ 的前提下 (即不落入下文将要定义的“低谷”) 下, $\hat{f}_{i,t} < \hat{f}_{i,t-1}$ 和 $\hat{f}_{i,t} < \hat{f}_{i,t+1}$ 同时成立。在此基础上,定义高涨期为波谷后一期至顶峰之间的区间。高涨期用二元变量 boom 标记: 当观察值落入高涨期时,boom 取值为 1; 否则,取值为 0。

(2) 衰退期 (bust): 采用与高涨期类似的逻辑定义,首先确定低谷: $\hat{f}_{i,t} < -\sigma(\hat{f}_{i,t})$, 即当金融机构贷款/GDP 的周期值小于 1 个负的标准差时,被定义为低谷。确定低谷之后,向前推进直至找到波峰,这一波峰被定义为在 $\hat{f}_{i,t} < \sigma(\hat{f}_{i,t})$ 的前提下 (即不落入上文已定义的“顶峰”), $\hat{f}_{i,t} > \hat{f}_{i,t-1}$ 和 $\hat{f}_{i,t} > \hat{f}_{i,t+1}$ 同时成立。从波峰下一期至低谷被定义为衰退期,使用二元变量 bust 标记: 当观察值落入衰退期, bust 取值为 1, 否则,取值为 0。

(3) 正常期 (normal): 当样本观察值既未落入高涨期,同时也未落入衰退期时,认定为落入正常期,并使用二元变量 normal 标记: 当观察值落入正常期时,normal 取值为 1, 否则取值为 0。直观来看,处于正常期的观察值波动幅度较小,基本平稳状态。

基于上述金融周期的确认方法,中国各省在样本期间的金融周期情况如图 2 所示。

基于上述对金融周期的测度,为分析在不同的金融周期状态下,金融不稳定对 TFP 的影响是否存在差异,我们可以将前文的基本回归 (5) 式扩展为:

$$tfp_{i,t} = c + \alpha_1 tfp_{i,t-1} + \alpha_2 instability_{i,t} + \alpha_3 finan_{i,t} + \alpha_4 finan_{i,t}^2 + \alpha_5 instability_{i,t} * boom + \alpha_6 X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$tfp_{i,t} = c + \alpha_1 tfp_{i,t-1} + \alpha_2 instability_{i,t} + \alpha_3 finan_{i,t} + \alpha_4 finan_{i,t}^2 + \alpha_5 instability_{i,t} * bust + \alpha_6 X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$tfp_{i,t} = c + \alpha_1 tfp_{i,t-1} + \alpha_2 instability_{i,t} + \alpha_3 finan_{i,t} + \alpha_4 finan_{i,t}^2 + \alpha_5 instability_{i,t} * normal + \alpha_6 X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

其中,模型 (15)–(17) 分别在原有回归变量的基础上增加了金融不稳定与繁荣期、衰退期和正常期的交叉项。相关回归结果由表 4 给出,其中回归 (1)、(3)、(5) 为不包含控制变量的基本回归结果,而回归 (2)、(3)、(4) 则为包含了全部控制变量后的结果。从表 4 的回归结果可以看出,金融不稳定与繁荣期的交叉项 ($instability * boom$) 系数在 1% 的置信水平上显著为负,表明当金融周期处于繁荣阶段时,金融不稳定对 TFP 的削弱效应将得到进一步增强。这一点不难理解,当金融周期处于繁荣状态时,经济金融活动较正常时期明显更为活跃,相关经济金融变量正向偏离均衡状态并持续上行,此时如果同时发生金融不稳定现象,二者相互作用将导致相关效应被放大。相比之下,金融不稳定与衰退期的交叉项 ($instability * bust$) 系数在 5% 显著性水平上显著为正,这说明当金融周期处于衰退阶段时,金融不稳定对 TFP 的抑制作用将较正常状态下要小,这主要是因为,当金融周期处于衰退状态时,经济和金融变量持续下行,经济金融活动通常已经处于相当不活跃的状态,此时金融不稳定对 TFP 的负向冲击效应会由于低迷的经济金融形势而将变得不那么敏感。最后,金融不稳定与正常期的交叉项 ($instability * normal$) 系数在统计上并不显著,这说明当金融周期处于平稳状态时,金融不稳定对 TFP 的抑制效应既不会显著强化,也不会显著弱化。

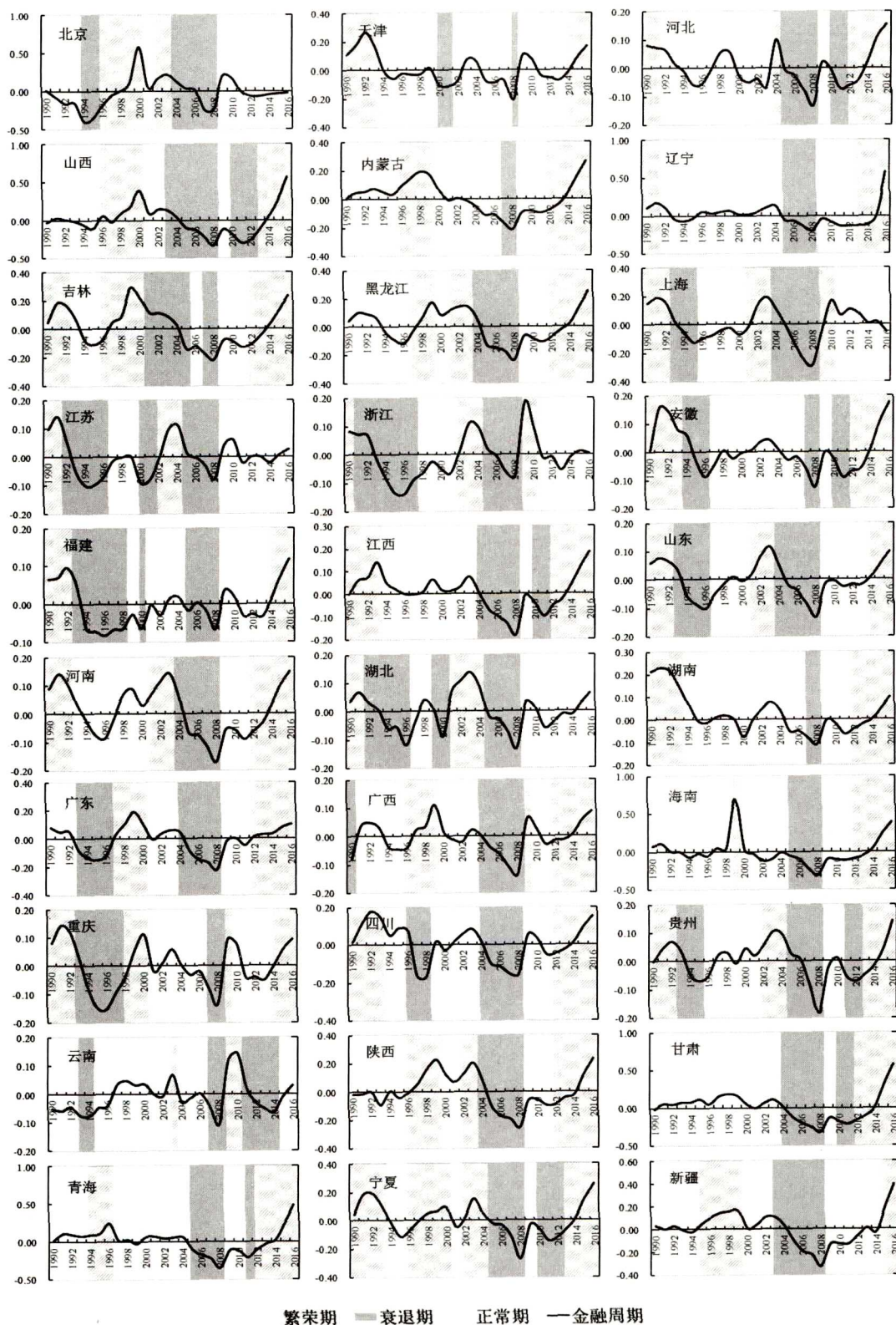


图2 各地区在样本期间的金融周期状态

表4 金融不稳定和金融周期之间的交互作用

	(1) tfp	(2) tfp	(3) tfp	(4) tfp	(5) tfp	(6) tfp
L. tfp	0.670 *** (7.36)	0.344 *** (3.73)	0.675 *** (7.97)	0.356 *** (3.37)	0.654 *** (7.84)	0.416 *** (3.84)
instability	-0.252 *** (-2.99)	-0.285 *** (-2.93)	-0.343 *** (-3.38)	-0.291 *** (-2.73)	-0.284 *** (-2.70)	-0.342 *** (-2.77)
finan	-0.087 ** (-2.24)	-0.059 * (-1.81)	-0.084 *** (-2.70)	-0.062 * (-1.91)	-0.113 *** (-2.68)	-0.066 ** (-2.18)
finan2	0.036 ** (2.48)	0.038 *** (2.80)	0.035 *** (3.09)	0.051 *** (4.54)	0.043 *** (2.73)	0.038 *** (3.09)
instability * boom	-0.141 *** (-3.17)	-0.158 ** (-2.41)				
instability * bust			0.161 ** (2.44)	0.167 *** (3.03)		
instability * normal					0.068 (0.84)	0.135 (1.53)
cpi		0.002 *** (6.61)		0.003 *** (8.34)		0.002 *** (7.39)
gdp		-0.010 * (-1.67)		0.000 (0.02)		-0.011 * (-1.75)
growth		0.001 * (1.78)		0.001 (1.51)		0.002 *** (3.05)
tradeopen		0.018 ** (2.06)		-0.011 (-0.83)		0.022 ** (2.57)
finanopen		-0.104 (-1.44)		-0.530 *** (-4.31)		-0.127 (-1.44)
education		-0.099 (-1.61)		-0.287 * (-1.66)		-0.075 (-1.11)
government		-0.068 (-1.43)		-0.202 ** (-2.17)		-0.040 (-0.89)
constant	0.060 ** (2.23)	0.107 ** (2.24)	0.059 *** (2.71)	0.064 (0.43)	0.077 ** (2.49)	0.101 ** (2.27)
Observations	780	780	780	780	780	780
AR(1) Test(p-value)	0.0001	0.0011	0.0001	0.0007	0.0001	0.0002
AR(2) Test(p-value)	0.8701	0.7261	0.8918	0.5303	0.6810	0.5248
Sargan Test(p-value)	0.9393	0.9844	0.9489	0.9966	0.9539	0.9935
N	30	30	30	30	30	30

注:L. tfp 表示 tfp 的一期滞后;***,**和* 分别表示 1%,5%和 10%的水平上显著;变量系数括号中的数表示 z 值;Sargan 统计量和 AR(2)统计量括号中的数表示 p 值。

表 5 金融不稳定和金融周期之间的交互作用:考虑金融发展程度的影响

	(1) tfp	(2) tfp	(3) tfp	(4) tfp	(5) tfp	(6) tfp
L. tfp	0.661 *** (7.66)	0.401 *** (4.32)	0.569 *** (6.97)	0.383 *** (3.64)	0.575 *** (7.41)	0.258 * (1.82)
instability	-0.254 *** (-3.22)	-0.248 ** (-2.54)	-0.208 *** (-2.99)	-0.347 *** (-3.48)	-0.230 *** (-2.98)	-0.327 *** (-3.11)
finan	-0.091 ** (-2.40)	-0.070 * (-1.82)	-0.227 *** (-3.01)	-0.067 * (-1.76)	-0.119 *** (-3.47)	-0.094 ** (-2.52)
finan2	0.038 *** (2.60)	0.047 ** (2.52)	0.082 *** (2.93)	0.053 *** (3.29)	0.043 *** (3.37)	0.047 *** (2.96)
instability * boom * finan	-0.085 *** (-3.36)	-0.109 ** (-2.06)				
instability * bust * finan			0.096 * (1.90)	0.123 ** (2.30)		
instability * normal * finan					0.080 * (1.85)	0.103 ** (2.04)
cpi		0.002 *** (6.90)		0.003 *** (7.76)		0.002 *** (7.59)
gdp		0.012 (0.65)		0.002 (0.12)		-0.014 ** (-2.02)
growth		0.001 * (1.90)		0.001 ** (2.22)		0.001 (1.25)
tradeopen		0.013 (1.01)		-0.007 (-0.51)		0.023 *** (2.70)
finanopen		-0.146 * (-1.76)		-0.486 *** (-3.15)		-0.110 (-1.24)
education		-0.349 * (-1.84)		-0.252 ** (-2.13)		-0.081 (-1.11)
government		-0.055 (-1.05)		-0.240 ** (-2.26)		-0.067 (-1.43)
constant	0.061 ** (2.38)	-0.042 (-0.36)	0.143 *** (3.04)	0.057 (0.60)	0.079 *** (3.24)	0.159 *** (2.78)
Observations	780	780	780	780	780	780
AR(1) Test(p-value)	0.0001	0.0004	0.0002	0.0007	0.0001	0.0007
AR(2) Test(p-value)	0.8156	0.6124	0.9912	0.3457	0.5752	0.5304
Sargan Test(p-value)	0.9434	0.9968	0.9167	0.9927	0.9355	0.9839
N	30	30	30	30	30	30

注:L. tfp 表示 tfp 的一期滞后;***,**和*分别表示 1%,5%和 10%的水平上显著;变量系数括号中的数表示 z 值;Sargan 统计量和 AR(2)统计量括号中的数表示 p 值。

上面分析了金融不稳定在不同金融周期阶段与 TFP 之间的关联关系,我们进一步分析这一关系是否会受到不同金融发展程度的影响。特别是考虑到中国各地区的金融发展程度确实存在着较大差异的情况下,这一分析更加具有现实意义。为此,可以在前文回归模型(15)–(17)的交叉项中进一步增加金融发展变量,从而得到如表 5 所示的回归结果。从表 5 中回归(1)的结果可以看出,金融不稳定、繁荣期和金融发展的交叉项($instability * boom * finan$)系数在 1% 的置信水平上显著为负,这说明在金融发展程度越高的地区,如果金融周期同时处于繁荣状态,那么金融不稳定对 TFP 的削弱效应会被进一步放大。注意到加入控制变量后(如回归(2)所示),上述交叉项的系数符号并未改变,并且仍然在 5% 的置信水平上显著,这说明相关结论是稳定的。对于金融周期处于衰退或者正常状态下的情况,表 5 中回归(3)–(6)的结果显示,金融不稳定、衰退期和金融发展的交叉项($instability * bust * finan$)以及金融不稳定、正常期和金融发展的交叉项($instability * normal * finan$)系数均至少在 10% 的置信水平上显著,且符号为正,这说明当金融周期处于衰退或正常状态时,金融发展程度高的地区可以相对更好地吸收金融不稳定的负面冲击。此外,注意到回归(3)和(4)中的交叉项系数的数值分别大于回归(5)和(6)中对应交叉项系数的数值,这说明金融发展在衰退期吸收金融不稳定冲击的能力较之正常期相对更大一些。总体来看,表 5 的回归结果提示了两个方面的基本结论:一是金融周期、金融发展和金融不稳定对 TFP 的影响确实存在着共同作用的机制;二是金融发展具有“双刃剑”效应,一方面它在金融繁荣时期确实会放大金融不稳定对 TFP 的冲击,但另一方面也会在金融正常特别是在金融衰退时期吸收一部分金融不稳定对 TFP 的冲击,从而有助于在经济金融不景气的时期发挥一定程度的稳定效应。

(三)进一步的讨论:金融不稳定与控制变量之间的交互影响

前面我们重点分析了金融不稳定、金融周期和金融发展对 TFP 的影响,但在现实中,金融不稳定对 TFP 的作用还有可能受到由控制变量所代表的各种经济和制度变量的影响。为分析这些可能的影响,我们可以在基本模型(5)式的基础上纳入金融不稳定和各控制变量的交叉项,从而将基本模型扩展为:

$$tfp_{i,t} = c + \alpha_1 tfp_{i,t-1} + \alpha_2 instability_{i,t} + \alpha_3 finan_{i,t} + \alpha_4 finan_{i,t}^2 + \alpha_5 instability_{i,t} * z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中, $z_{i,t}$ 表示纳入分析的各控制变量,具体包括:通货膨胀水平(cpi)、经济发展水平(gdp)、经济增长速度(growth)、经济开放程度(tradeopen)、金融开放程度(finanopen)、人力资本水平(education)和政府支出规模(government)。基于上述各控制变量和金融不稳定交叉项的回归分析结果分别由表 6 中的回归(1)–(7)给出。根据表 6 的回归结果,金融不稳定和 CPI 的交叉项($instability * cpi$)系数、金融不稳定和经济增长速度的交叉项($instability * growth$)系数、金融不稳定和经济开放的交叉项($instability * tradeopen$)系数以及金融不稳定和金融开放的交叉项($instability * finanopen$)系数均统计显著且符号为正,这说明,向好的经济形势(对应高的经济增速和通胀水平)以及开放的经济金融制度将有助于降低金融不稳定对 TFP 的负向影响。相比之下,金融不稳定和人力资本水平的交叉项($instability * education$)系数在 1% 的置信水平上显著为负,这可能是因为,随着居民受教育程度的提高,其所掌握的经济金融知识和获取相关信息的能力会相对更强,根据金融市场的“羊群效应”理论和相关金融心理学原理(Tvede, 2002),这会使得人们的行为在金融不稳定发生时变得相对更为敏感,从而在一定程度上放大了金融不稳定对 TFP 的冲击效应。最后,人均实际 GDP 和政府支出规模与金融不稳定的交叉项系数均不显著,表明金融不稳定对 TFP 的冲击效应并不会应为经济发展程度或政府支出的规模大小而发生显著差异。

表 6 金融不稳定和控制变量之间的交互作用:经济和制度变量的影响

	(1) tfp	(2) tfp	(3) tfp	(4) tfp	(5) tfp	(6) tfp	(7) tfp
L. tfp	0.479 *** (6.09)	0.590 *** (7.78)	0.724 *** (9.07)	0.610 *** (6.65)	0.630 *** (6.78)	0.533 *** (9.59)	0.619 *** (7.17)
instability	-0.398 *** (-3.40)	-0.777 (-0.88)	-0.558 *** (-3.72)	-0.413 *** (-3.21)	-0.428 *** (-3.17)	-0.110 (-1.05)	-0.094 (-0.74)
finan	-0.067 ** (-2.06)	-0.203 *** (-2.74)	-0.102 *** (-3.09)	-0.107 *** (-2.84)	-0.114 *** (-2.97)	-0.181 *** (-4.45)	-0.094 *** (-2.72)
finan2	0.030 ** (2.42)	0.070 ** (2.45)	0.043 *** (3.33)	0.038 *** (2.76)	0.044 *** (3.08)	0.071 *** (4.62)	0.036 *** (2.89)
instability * cpi	0.043 *** (7.00)						
instability * gdp		0.081 (0.76)					
instability * growth			0.024 *** (3.39)				
instability * tradeopen				0.228 *** (3.87)			
instability * finanopen					3.746 * (1.70)		
instability * education						-0.978 ** (-2.25)	
instability * government							-0.344 (-0.93)
constant	0.038 * (1.67)	0.129 *** (2.89)	0.069 *** (3.07)	0.080 *** (2.95)	0.078 *** (2.90)	0.112 *** (3.93)	0.058 ** (2.25)
Observations	780	780	780	780	780	780	780
AR(1) Test(<i>p</i> -value)	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
AR(2) Test(<i>p</i> -value)	0.9838	0.7881	0.7752	0.7773	0.8574	0.6381	0.7121
Sargan Test(<i>p</i> -value)	0.9479	0.9223	0.9595	0.9714	0.9585	0.9637	0.9479
N	30	30	30	30	30	30	30

注:L. tfp 表示 tfp 的一期滞后;***, **和 * 分别表示 1%, 5% 和 10% 的水平上显著;变量系数括号中的数表示 *z* 值;Sargan 统计量和 AR(2) 统计量括号中的数表示 *p* 值。

五、结论与政策建议

本文基于中国 1990–2016 年各地区的动态面板数据,对金融不稳定、金融周期和金融发展等金融因素对全要素生产率的影响进行了实证分析。实证结果得出了以下四个方面的基本结论:(1)金融

不稳定和 TFP 存在显著的负相关关系,这说明金融不稳定会导致全要素生产率的下降;(2)金融发展和 TFP 之间存在显著的“正 U 型”关系,即当金融发展水平位于临界值以内时,金融发展无法促进 TFP 增长,但当金融发展超越临界值之后,金融发展的进一步上升则会显著促进 TFP 增长;(3)当金融周期处于繁荣阶段时,金融不稳定对 TFP 的削弱效应得到增强,而当金融周期处于衰退阶段时,金融不稳定对 TFP 的削弱效应则会被弱化;(4)在金融繁荣时期,金融发展会放大金融不稳定对 TFP 的冲击效应,但在金融衰退时期则会吸收一部分金融不稳定对 TFP 的冲击,从而有助于稳定经济增长。

根据上述分析结论,可以得到以下几个方面的政策启示:一是要维护区域金融稳定,防止金融不稳定对全要素生产率产生负面冲击;二是要密切关注区域金融周期的运行状态,特别是要关注金融繁荣期所发生的金融不稳定现象,防止二者对全要素生产率形成彼此强化的削弱效应;三是要促进区域金融适度协调发展,充分发挥金融发展对全要素生产率的提升作用。此外,根据金融发展能够促进全要素生产率提升的临界值推算,目前北京、天津、山西、辽宁、上海、浙江、安徽、福建、广东、海南、重庆、四川、贵州、云南、山西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 19 个地区的金融发展水平已经越过临界值,正在发挥显著促进经济增长的作用,而包括河北、内蒙古、吉林、黑龙江、江苏、江西、山东、广西、河南、湖北、湖南等在内的 11 个地区的金融发展水平则仍位于临界值以内,在这些地区,有必要进一步推动金融发展,以促进全要素生产率的有效提升。

参考文献

- 陈雨露、马勇、阮卓阳(2016):《金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?》,《金融研究》,第 2 期。
- 马勇、张靖岚、陈雨露(2017):《金融周期与货币政策》,《金融研究》,第 3 期。
- 马勇、冯心悦、田拓(2016):《金融周期与经济周期——基于中国的实证研究》,《国际金融研究》,第 10 期。
- 马勇、吴雪妍(2017):《金融发展如何影响经济波动?》,《金融评论》,第 1 期。
- 钱水土、周永涛(2011):《金融发展、技术进步与产业升级》,《统计研究》,第 1 期。
- 王小鲁、樊纲、刘鹏(2009):《中国经济增长方式转换和增长可持续性》,《经济研究》,第 1 期。
- 姚耀军(2010):《金融中介发展与技术进步——来自中国省级面板数据的证据》,《财贸经济》,第 4 期。
- 张成思、朱越腾、芦哲(2013):《对外开放对金融发展的抑制效应之谜》,《金融研究》,第 6 期。
- 张璟、沈坤荣(2008):《地方政府干预、区域金融发展与中国经济增长方式转型——基于财政分权背景的实证研究》,《南开经济研究》,第 6 期。
- 张璟、侯赞慧、刘晓辉(2013):《地方政府“掠夺之手”、金融发展对地区收入差距的影响——来自中国省际面板数据的经验证据》,《软科学》,第 10 期。
- 张军、金煜(2005):《中国的金融深化和生产率关系的再检验:1987-2001》,《经济研究》,第 11 期。
- Aghion, P., G. Angeletos, A. Banerjee and K. Manova (2005): “Volatility and Growth: Credit Constraints and Productivity – Enhancing Investment”, Working Paper No. 11349.
- Aghion, P. and P. Howitt (1998): *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Arcand, J., Berkes, E. and U. Panizza (2012): “Too Much finance?”, IMF Working Paper No. 161.
- Arellano, M. and S. Bond (1991): “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Arellano, M. and O. Bover (1995): “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error – Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
- Arizala, F., E. Cavallo and A. Galindo (2013): “Financial Development and TFP Growth: Cross Country and Industry – level Evidence”, *Applied Financial Economics*, 23, 433–448.
- Bagehot, W. (1873): *Lombard Street: A Description of the Money Market*, Irwin, Homewood, IL.
- Beck, T., R. Levine and N. Loayza (2000): “Finance and the Sources of Growth”, *Journal of Financial Economics*, 58, 261–300.
- Bezemer, D. and L. Zhang (2014): “From Boom to Bust in the Credit Cycle: the Role of Mortgage Credit”, Research Institute SOM, Faculty of Economics & Business University of Groningen.

- Blundell, R. and S. Bond (1998): "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel - data Models", *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Borio, C. (2014): "The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?", *Journal of Banking & Finance*, 45, 182-198.
- Buera, F., J. Kaboski and Y. Shin (2011): "Finance and Development: A Tale of Two Sectors", *American Economic Review*, 101, 1964-2002.
- Cecchetti, S. and E. Kharroubi (2012): "Reassessing the Impact of Finance on Growth", BIS Working Paper No. 381.
- Cecchetti, S. and E. Kharroubi (2015): "Why Does Financial Sector Growth Crowd Out Real Economic Growth?" BIS Working Paper No. 490.
- Greenwald, B. M. Kohn and J. Stiglitz (1990): "Financial Market Imperfections and Productivity Growth", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 13, 321-345.
- Grossman, S. and J. Stiglitz. (1980): "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets", *American Economic Review*, 70, 393-408.
- Han, J. and Y. Shen (2015): "Financial Development and Total Factor Productivity Growth: Evidence from China", *Emerging Markets Finance and Trade*, 51, 261-274.
- Hsieh, C. and P. Klenow (2007): "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", NBER Working Paper No. 13290.
- Huang, H. and S. Lin (2009): "Non-linear Finance Growth Nexus", *Economics of Transition*, 17, 439-466.
- Hulten, C., E. Bennathan and S. Srinivasan (2006): "Infrastructure, Externalities, and Economic Development: A Study of the Indian Manufacturing Industry", *World Bank Economic Review*, 20, 291-308.
- Inklaar, R. and M. Koetter (2008): "Financial Dependence and Industry Growth in Europe: Better Banks and Higher Productivity", Working Paper No. 22.
- Jeanneney, S. and K. Kpodar (2008): "Financial Development and Poverty Reduction: Can There Be A Benefit without A Cost", IMF Working Paper Series No. 62.
- King, R. and R. Levine (1993): "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-738.
- Levin, A. and L. Raut (1997): "Complementarities between Exports and Human Capital in Economic Growth: Evidence from the Semi-Industrialized Countries", *Economic Development and Cultural Change*, 46, 155-174.
- Levine, R. (1997): "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Levine, R. and S. Zervos (1998): "Stock Markets, Banks, and Economic Growth", *American Economic Review*, 88, 537-558.
- Luo, Y., C. Zhang and Y. Zhu (2016): "Openness and Financial Development in China: The Political Economy of Financial Resources Distribution", *Emerging Market Finance & Trade*, 52, 2115-2127.
- Park, A. (2010): "Migration and Urban Poverty and Inequality in China", *China Economic Journal*, 3, 49-67.
- Perkins, D. and T. Rawski (1998): "Reforming China's Economy System", *Journal of Economic Literature*, 26, 601-645.
- Restuccia, D. and R. Rogerson (2008): "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Plants", *Review of Economic Dynamics*, 11, 707-720.
- Rioja, F. and N. Valev (2004): "Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development", *Economic Inquiry*, 42, 127-40.
- Romer, P. (1986): "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 23, 1002-1037.
- Saint-Paul, G. (1992): "Technological Choice, Financial Markets and Economic Development", *European Economic Review*, 36, 763-81.
- Schumpeter, J. (1912): *The Theory of Economic Development*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Tvede, L. (2002): "The Psychology of Finance: Understanding the Behavioral Dynamics of Markets", John Wiley & Sons, Inc.
- Zhang, C., Y. Zhu and Z. Lu (2015): "Trade Openness, Financial Openness, and Financial Development in China", *Journal of International Money and Finance*, 59, 287-309.

(责任编辑:周莉萍)