

# 金融资源错置会带来全要素生产率减损吗?

徐 晔,宋晓薇

(江西财经大学 统计学院,江西 南昌 330013)

**摘要:**在资源环境约束下,改善金融资源配置效率是促进全要素生产率增长,实现地区经济可持续发展的关键。以一个改进的三部门内生增长模型为基础,通过构建金融资源扭曲度与全要素生产率关系的非线性动态面板回归模型,探究金融资源错置对全要素生产率带来的直接效应和间接效应。结果显示,金融资源错置并不完全导致全要素生产率的减损,这取决于本地经济发展状况;在我国,金融资源错置通过直接效应引致全要素生产率减损 0.802 1%,并分别通过对人力资本市场、外商直接投资市场和对外贸易市场产生抑制作用,间接带来全要素生产率的减损,减损度分别为 -0.324 0%、0.633 5%、0.122 0%。

**关键词:**金融资源错置;全要素生产率;直接效应;间接效应;扭曲度;减损度

**中图分类号:**F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2016)02-0051-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.02.006

## 一、引言

现阶段,地区经济增长的内生动力将逐步由要素驱动、投资驱动向创新驱动转型,加快全要素生产率的增长成为区域经济可持续发展的关键。金融作为市场经济活动中最重要的资源配置手段之一,直接引导了资本的流向、规模和结构,金融资源配置的有效性将直接决定其他产业部门资本配置效率和全要素生产率,从而推动区域生产效率的提高和产业结构的优化升级,促进地区经济健康增长。

我国近 40 年的经济市场化改革卓有成效,但要素市场尤其是金融市场的市场化程度并不高。我国金融市场存在着以强制性政策供给行为为导向的信贷制度,以国有大型金融机构垄断、国有商业银行寡占信贷份额为特征的市场结构,国有企业的信贷“预算软约束”与非国有企业的“融资困境”现象并存。政府管制阻碍了金融资源的自由流动,造成地区、产业、企业之间资金的拥挤和稀缺现象共存。以上这些市场特征均会导致金融资源的错配、金融资本价格的扭曲,进而抑制全要素生产率的提升。研究表明,政府干预下的金融市场会加剧企业间的融资成本差异程度,进而降低地区生产效率和产出水平<sup>[1]</sup>。

有关金融发展通过何种路径影响全要素生产率增长一直以来存在较大争议,有学者认为金融发展促进全要素生产率提升的主要途径是通过对技术研发投资,以自主研发所需要的资本支持为渠道推动了全要素生产率的提高,而且效果显著<sup>[2-3]</sup>。但是,对于发展中国家来说,国际技术外溢带来的技术进步才是生产率增长的重要源泉<sup>[4-5]</sup>。一些学者则提出金融发展是通过多种渠道综合作用于技

收稿日期:2015-06-26;修回日期:2015-12-20

作者简介:徐晔(1962—),女,江西南昌人,江西财经大学统计学院教授、博士生导师,研究方向为数量经济;宋晓薇(1983—),女,河南郑州人,江西财经大学统计学院博士研究生,河南牧业经济学院金融学院副教授,研究方向为数量经济。

基金项目:教育部人文社会科学研究规划基金项目(15YJA630079);江西省社会科学“十二五”(2015年)规划项目(2015YJ26);江西省研究生创新专项资金项目(YC2015-B049)

术创新带来全要素生产率的提升,金融发展会通过对研发投入、FDI 和国际贸易等渠道的资源配置效应提升全要素生产率,但该提升作用需要一定的技术水平、外资参与度等外界条件的配合<sup>[6]</sup>。其中,间接作用渠道包括金融对 FDI、进出口贸易产生的技术外溢效应的显著促进,直接作用渠道指金融对资本深化、技术效率、技术进步的贡献,这些渠道的综合作用提升了全要素生产率水平,加速了技术、产业升级<sup>[7-9]</sup>。

对于金融发展推动全要素生产率增长的定量研究中,有学者发现金融创新和非银行系统的信贷支持更能促进技术、专利产品的产出,并通过实证分析得出了金融对全要素生产率影响的弹性系数<sup>[10-11]</sup>。一些学者认为,金融发展对我国改革开放之后的生产率提升做出了巨大的贡献,这也是我国经济高速增长的原因所在<sup>[12-13]</sup>。虽然金融发展带来了全要素生产率的提高,但区域技术创新具有极化现象,区域技术创新的空间聚集效应则部分来源于该区域的金融资源配置效率<sup>[14-15]</sup>。

对金融发展促进全要素生产率增长的时空差异性研究也存在不同的观点。有学者研究得出,金融发展促进全要素生产率的提升仅在发达国家中出现,在发展中国家,金融发展是通过资本积累而促进经济增长的,并不存在技术进步的提升效应,这也是“东亚无奇迹”论点的一个支持依据<sup>[16-17]</sup>。但有学者却不这样认为,他们发现金融发展通过促进全要素生产率的增长而推动经济增长,这在发展中国家表现得尤其明显,并且,发展中国家金融发展是通过提高资源配置效率而不是通过促进资本积累来推动经济增长的<sup>[18-19]</sup>。并且,金融发展在促进全要素生产率提升的过程中,呈现了一定的时间上的递减性,促进效应依赖该地区过去的效率状态<sup>[20]</sup>。

综上,已有文献主要立足于金融发展规模、结构以及金融制度对技术创新的作用机制研究上,这无疑是很意义的,解释了技术进步的源泉。但往往也忽略了一个重要的事实,即金融资源配置很可能是扭曲的,这种扭曲会对生产效率提升和经济增长带来较大影响。本文针对我国金融市场的特征,在逆向角度下分析了金融资源错置对全要素生产率的直接和间接作用机制,以及由此引致的全要素生产率减损程度,以期找出改善金融资源配置效率的方法和路径。本文的意义在于:首先,构建了一个引入金融资源扭曲度在内的三部门内生增长模型,在求得动态最优均衡解的基础上,用一个结构性参数来解释金融资源配置扭曲对 TFP 的定性影响,明晰了两者之间的内在作用机理;其次,除了金融资源错置对全要素生产率的直接作用,本文揭示了金融资源错置如何通过人力资本市场、贸易开放度、外资依存度等间接途径,抑制了这些渠道带来的技术外溢和传导效应;最后,建立了三类实证模型进行估值对比,展开金融资源扭曲度对全要素生产率减损度的定量分析,通过引入金融资源扭曲度变量与其他变量的交互项,得出金融资源扭曲带来的全要素生产率的间接减损度。

## 二、理论模型和一般均衡性分析

借鉴 Romer<sup>[21]</sup>、Lai<sup>[22]</sup> 开放经济的内生增长模型,假定社会存在以下三个部门,并参考已有的研究成果,结合现实情况,在各部门的模型设计中进行了三点创新:第一:在最终生产部门,将物质资本分离为金融资本和实物资本两类进行研究;第二,将金融扭曲度指标引入三部门模型中,考察金融扭曲对全要素生产率带来的直接效应和间接效应;第三,构建了金融资本的积累方程,明确金融资本运动过程并将其内生性。

### (一) 模型设定

1. 最终生产部门 借鉴 Romer<sup>[21]</sup> 的扩展的 D-S 模型来代表最终生产部门的产出函数,并根据包群的建模思想,将物质资本变量( $K$ ) 分离为实物资本( $K_m$ ) 和金融资本( $K_f$ )<sup>[21,23]</sup>。金融资本作为物质资本的表现形式之一,在企业内经常与实物资本并存或自由转换,为了清晰研究金融资本的运动规律,本文将金融资本单独剥离,作为与实物资本具有相同产出能力的生产要素来考虑。因而,产生了以下生产函数:

$$Y = AH_y^\alpha (K_m^\beta + K_f^\beta) \quad (1)$$

此外,最终生产部门的约束条件是生产成本的最小化,即:

$$\text{s. t.} \quad \min \left\{ (a + b\tau_f) P_m K_m + (1 + \tau_f) r_f K_f + (e - f\tau_f) \omega H_y \right\} \quad (2)$$

其中, $K_m$ 、 $K_f$ 的产出弹性系数均为 $\beta$ ;全要素生产率为 $A$ ;最终生产部门所雇佣的人力资本为 $H_y$ ,弹性系数为 $\alpha$ ;实物资本价格的均衡水平为 $P_m$ ;人力资本工资的均衡水平为 $\omega$ ;金融资源扭曲度为 $\tau_f$ ,它反映金融资源的错置引起的金融资本价格的上升率,该指标与金融资源配置效率反向联动,即当一些中小企业无法从正规渠道获得贷款时,民间融资的利率将抬高企业借贷成本,其利率水平越高则金融资源的错置程度越严重;从企业的生产成本角度来看,金融资源价格上涨会带来实物产品价格的上涨,且有线性关联,假设实物资本上涨后的价格为 $(a + b\tau_f) P_m$ ;同时,金融资源和实物资本的价格上涨,将会带来劳动力的替代效应,市场工资水平下跌。将人力资本扭曲后的价格水平设定为 $(e - f\tau_f) \omega$ 。

2. 中间部门 在不影响定性分析的前提下,借鉴Barro和Salai-Martin的处理方法,假设一单位任一种类中间产品的生产恰好需要耗费一个单位最终产品 $Y$ ,并且单位最终产品价格 $P_y = 1$ <sup>[24]</sup>。可以得到:

$$K_m = Y \quad (3)$$

假设人力资本市场是完全竞争的,且中间部门雇佣的劳动力数量为 $H_m$ ,由于劳动力在各个部门之间可自由流动,那么各部门的工资水平是均等的,即为 $(e - f\tau_f) \omega$ 。根据动态最优原理可知,中间部门的利润最大化的函数如下:

$$\max_{P_m, H_m} \pi_m = \left\{ (a + b\tau_f) P_m K_m - 1 \cdot K_m - (e - f\tau_f) \omega H_m \right\} \quad (4)$$

3. 家庭部门 传统效用函数认为,个体或家庭的福利水平仅取决于自身消费,Zou在传统效用函数的基础上,将财富引入了家庭效用函数,认为财富也会给人们带来正的效用<sup>[25]</sup>。本文借鉴该思想,将金融资产引入家庭效用函数中。同时,本文将家庭部门提供的劳动力作为一种负效用引入效用模型,认为付出的劳动力成本会给人们带来负的福利。于是,家庭部门的效用最大化函数如下:

$$\max \int_0^{+\infty} (\ln C + \theta \ln K_f - \eta \ln H) e^{-\rho t} dt \quad (5)$$

其中,家庭消费为 $C$ ;家庭部门提供的劳动力总量为 $H$ ;家庭部门的金融资本总量为 $K_f$ ;且 $\theta > 0$ , $\eta > 0$ , $\theta$ 、 $\eta$ 分别代表金融资本、劳动成本对个体福利的重要性, $\rho > 0$ ,代表主观贴现率。

借鉴严成樑对社会资本积累方程的建模思路,本文将金融资本的动态积累方程引入该模型<sup>[26]</sup>。在中国,金融资本积累一般由三部分组成:居民储蓄、企业储蓄和政府储蓄,但往往以居民储蓄为主。我们可以认为,存款性金融机构获得的储蓄性金融资源主要等于居民财富积累,因此可以得到金融资本的积累方程为:

$$\dot{K}_f = (e - f\tau_f) \omega H + (1 + \tau_f) r_f K_f - C \quad (6)$$

在劳动力市场出清的前提下,家庭部门提供的劳动力流向了最终生产部门和中间部门两个部门,于是得到劳动力供需方程为:

$$H = H_y + H_m \quad (7)$$

## (二) 市场一般性均衡分析

1. 最终产出部门 在对最终产出部门生产函数求解时,将厂商在既定产出水平下的成本最小化转换成它的对偶函数,即成本约束条件下的利润最大化函数:

$$\max_{K_m, K_f, H_y} \pi = AH_y^\alpha (K_m^\beta + K_f^\beta) - (a + b\tau_f) P_m K_m - (1 + \tau_f) r_f K_f - (e - f\tau_f) \omega H_y \quad (8)$$

使用Lagrange函数最优化方法,假设 $\lambda$ 为拉氏乘子,根据(8)式,可以得到最终生产部门的利润最大化的一阶条件:

$$H_y^\alpha K_m^{\beta-1} = \frac{\lambda(a+b\tau_f)P_m}{\beta A} \quad (9)$$

$$H_y^\alpha K_f^{\beta-1} = \frac{\lambda(1+\tau_f)r_f}{\beta A} \quad (10)$$

$$H_y^{\alpha-1}(K_m^\beta + K_f^\beta) = \frac{\lambda(e-f\tau_f)\omega}{\alpha A} \quad (11)$$

假设物质资本、金融资本、人力资本扭曲后的价格分别为  $P_m^*$ 、 $P_f^*$ 、 $\omega^*$ , 即  $P_m^* = (a+b\tau_f)P_m$ ,  $r_f^* = (1+\tau_f)r_f$ ,  $\omega^* = (e-f\tau_f)\omega$ 。将上式代入(9)、(10)、(11)式,得到以下关系式:

$$H_y = \frac{\alpha}{\beta} \left( \frac{P_m^*}{\omega^*} K_m + \frac{r_f^*}{\omega^*} K_f \right) \quad (12)$$

$$\frac{K_m}{K_f} = \left( \frac{r_f^*}{P_m^*} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (13)$$

从(12)式可以看出,最终产出部门所雇佣的人力资本的总量受到扭曲后的金融资本价格与人力资本工资的比值,以及扭曲后的实物资本价格与人力资本工资比值的影响,也就意味着,当金融资源错置导致人力资本工资越廉价,企业将雇佣更多的工人替代物质要素投入生产,减少实物资本、金融资本在生产中的投入比重;而(13)式则显示,实物资本和金融资本的投入量之比与二者价格比呈现幂函数形式下的反向相关。当企业的物质资本需求既定,企业将使用成本较低的那类资本形式投入生产,金融资源错置所导致的利率上涨,最终会带来企业借贷动机降低,更多地采用赊销、预售等实物交易的方式进行生产,两者呈现出替代效应。

2. 中间生产部门 将(7)、(12)、(13)式代入(4)式可得中间部门的利润函数:

$$\pi_m = \left(1 + \frac{\alpha}{\beta}\right) P_m^* K_m - K_m - \omega^* H + \frac{\alpha}{\beta} r_f^* \left( \frac{P_m^*}{r_f^*} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} K_m \quad (14)$$

由一阶最优条件得到中间部门产品的垄断定价方程:

$$\left(1 + \frac{\alpha}{\beta}\right) P_m^* + \frac{\alpha}{\beta} \left( \frac{P_m^*}{r_f^*} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} = 1 \quad (15)$$

从(15)式可以看出,中间部门对中间产品的定价与金融资本的价格相关,主要原因在于中间部门的人力资本工资、实物资本成本都受到金融资本价格的影响,金融资源错置所带来的利率上涨将直接体现在中间产品的价格中。

3. 家庭部门 家庭部门是金融资本积累的主体,在此涉及动态限制条件下寻求稳态均衡解问题,通过构建现值的 Hamiltonian 函数来简化该模型优化求解问题:

$$H_U = \ln C + \theta \ln K_f - \eta \ln H + \lambda_1 [e - f\tau_f] H + (1 + \tau_f) r_f K_f - C] \quad (16)$$

$$\text{横截性条件(TVC): } \lim_{t \rightarrow +\infty} \lambda_1 K_f e^{-\rho t} = 0 \quad (17)$$

将家庭部门 Hamiltonian 函数分别对控制变量  $C$  和  $H$ 、状态变量  $K_f$ 、协态变量  $\lambda_1$  求 FOC。之后,通过联立求解上述三部门的优化问题,并结合(10)、(12)、(13)和(15)式,最终可得:

$$A = \frac{P_y \beta^{\alpha-1} \theta^{1-\alpha} C^{1-\alpha} r_f^* \omega^* \alpha}{\alpha^\alpha \left[ \left( \frac{r_f^*}{P_m^*} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} + 1 \right]^\alpha} \quad (18)$$

由(18)式可知,全要素生产率函数是  $A(r_f^*, \omega^*, P_m^*, P_y, C, \beta, \alpha, \dots)$ , 归纳命题如下:

命题1: 金融资源错置导致被信贷歧视的企业借贷成本增高,该路径对全要素生产率产生直接作用效应。

边际产出等于贷款利率是厂商最佳生产决策条件,当金融资源错置导致企业贷款利率上升时,会使这些主体在边际产出较高时就停止生产,而获得低利率贷款的企业在边际产出较低时依然生产。显然,这种低效率的配置阻碍了产出增加并引起 TFP 的降低。

命题 2: 金融资源错置带来的资源配置规模、流向与结构的不合理,会作用于人力资本市场和与技术创新相关的实物资本市场,该路径对全要素生产率带来间接作用效应。

金融资源错置会通过对人力资本市场、实物资本市场的作用,影响自主创新中技术、知识的积累率以及开放经济中通过 FDI、国际贸易和信息交流等传导渠道所获得的技术外溢。

以上的数理分析及命题表明,TFP 是金融资源扭曲度的函数,TFP 会同时受到金融资本扭曲度的直接影响和间接影响,但这两者的作用程度是有差别的。由于金融资源错置对全要素生产率带来的影响往往是双向的,如金融资源错置既可能使劳动力质量下降而阻碍全要素生产率增长,同时在我国处于劳动密集型产业主导的现状下,也可能通过更多的劳动力数量的增加来替代物质资本的不足,这两方面有相互抵消的效果。因此,金融资本错置对全要素生产率的最终影响效果,完全取决于不同地区的发展状况,也说明金融资源错置并不完全引致全要素生产率下降。

### 三、实证分析

为了对上述数理分析结果提供经验支持,下面通过非线性动态面板模型实证分析我国金融资源错置与全要素生产率减损之间因果关系的存在性和有效性。进一步地,对上述两个命题进行论证,即通过参数估计,得出金融资源对全要素生产率产生的直接作用强度和间接作用强度。

目前,大量的中国经验研究已经达成了共识,我国的技术进步来源于两个方面:自主研发(R&D)和技术引进。多数学者认为,自主研发是通过研发投资和对 R&D 人员培养途径进行的;技术引进主要是通过 FDI 和国际贸易的技术外溢途径实现的。基于此,结合上述的理论模型,在实证研究中继续使用金融资源扭曲度指标,用以验证命题 1 中金融资源错置对全要素生产率的直接效应假定;而将金融资源错置指标与 FDI、进出口贸易的交叉项引入模型,用以验证命题 2 中金融资源错置通过技术创新相关的实物资本市场路径,对全要素生产率带来的间接效应假定;同理,将金融资源错置指标与人力资本的交叉项引入,用以验证命题 2 中金融资源错置通过人力资本市场路径,引致全要素生产率变动这一假定。

#### (一) 全要素生产率的测算

1. 数据来源与处理 本文基于投入产出角度,采用数据包络法下的 DEA-Malmquist 指数,计算全要素生产率 TFP。采用的投入数据包括全国 30 个省份 2004—2013 年共 10 年的人力资本数据和固定资本存量数据。其中,全国 GDP 数据依据当年零售价格指数平减后作为产出指标。由于官方没有资本存量的数据,固定资本存量数据采用永续盘存法计算得出,表示为:

$$K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta_{i,t}) K_{i,t-1}$$

$K_{i,t}$  为  $i$  省第  $t$  年的固定资本存量, $I_{i,t}$  采用社会固定资产投资指标, $\delta_{i,t}$  作为固定资产重置率,采用 9.6% 的比例,该估算方法是目前 OECD 国家普遍公认和采用的。人力资本采用人均受教育年限表示:

$$\text{HUM}_{i,t} = \sum_{i=1}^5 P_{i,t} E_{i,t}$$

将教育程度分为文盲、初中、高中、大专、本科及以上五个层次,并将各省份各年度的教育层级即受教育年限  $E_{i,t}$  (16、12、9、6、0) 分别乘以各个教育层次的人口比例  $P_{i,t}$  再相加,其值作为衡量人力资本水平的指标。本文中的数据计算均以 2004 年为基期。

2. 省域全要素生产率分解及分析 通过估算,得出 2004—2013 年我国 30 个省域全要素生产率 (TFP) 的 DEA-Malmquist 指数及其技术进步 (EFFCH) 和技术效率 (TECH) 的分解如表 1 所示。

从表 1 可以看到 2004—2013 年我国 30 个省份的全要素生产率、技术效率和技术进步的变动情况。由于东部沿海地区的区位优势,以上海为核心的长三角地区全要素生产率增长较快,其次是北京为代表的经济发达地区,这些地区无论在技术效率还是技术进步方面都高于中西部地区。并且,绝大多数省份的全要素生产率指数都大于 1,全国全要素生产率的年平均增长水平为 1.8%,其中技术进步贡献了 6.4% 的增长率,而技术效率则处于下降趋势,对全要素生产率增长起负向效应,这就意味着我国的全要素生产率增长主要来源于技术进步,而技术效率仍然处于低水平,应加强金融资本的配置效率,从而推动规模效率和纯技术效率的提升。

## (二) 金融资源错置对全要素生产率作用的实证分析

1. 变量选取和数据处理 在我国经济转轨期间,某些政策干预、制度特征和市场的非有效性都会带来金融资源配置的扭曲。尤其对国有企业和非国有企业而言,身份的不同和金融市场的不完全性导致非国有企业要以更高的成本才能获得融资。这使不同类型企业面临不同的要素价格和产品成本,降低了金融资源的配置效率并影响了社会生产效率。

Wurgle 的资本配置效率研究开创了新的视角,他根据 65 个国家 33 年间的数,对各行业的投资额与该行业价值增加度关系进行回归分析,利用投资产出弹性来衡量市场的资源配置效率<sup>[27]</sup>。Wurgle 的观点是,应根据行业的价值成长性来判定其应获得的资本投入额,资本回报率高的行业应多获得资源,资本回报率低的行业应撤出资金投入。本文设计的“金融资源配置扭曲度(DIST)”这一核心变量即借鉴该思想,从不同性质企业的单位生产效率获得的金融资源对比度出发,选用国企与非国企单位 GDP 贡献率获得的贷款额之熵作为代理变量。目的是通过以不同性质企业的产出效益为导向确定其应获得的金融资源额度,该指标越高,说明金融资源扭曲度越大,金融资源配置效率越低;否则,则相反。对该指标内涵的重新界定也是本文的创新之处。

该指标的价值在于:既包含了企业的生产效率这一质量维度信息,也包含了企业获得的金融资源额度这一数量维度信息,以及不同性质企业获得金融资源的差异度对比这一空间维度信息。与采用平均利息率这一间接指标相比较,避免了因非市场化利率制度带来的指标失真,纳入了政策性贷款干预这一最严重的金融错置问题。目前,我国政策性银行贷款和国有商业银行贷款大约有 80% 以上仍主要投向国有企业,因此选用该指标能更准确地衡量金融资源配置的扭曲程度。虽然已有研究对该指标的设计方式不同,但结论的方向性是一致的,只是不同指标分析得出的对全要素生产率的作用程度有所差别。由于数据的可得性,根据张军和金煜采用国有企业固定资产在全社会固定资产投资的占比为解释变量构建计量模型,估算银行贷款中流向非国企的额度,并将社会总贷款中扣除非国有企业贷款和私人贷款后的余额作为国有企业贷款额<sup>[28]</sup>。

根据相关文献中有关 TFP 的影响因素论述,本文选取了观点较为统一,且经过实证检验后对 TFP 影响显著的变量作为本文的控制变量,在计量模型中用  $CONTROL_{j,t}$  表示各个控制变量向量<sup>[29]</sup>。这些控制变量从理论上和实证上均能起到较好的解释作用,它们包括:人力资本水平(HUM)、外商

表 1 2004—2013 年我国省域环境全要素生产率变化及其分解

| 省份  | EFFCH | TECH  | TFP   | 省份  | EFFCH | TECH  | TFP   |
|-----|-------|-------|-------|-----|-------|-------|-------|
| 北京  | 0.981 | 1.073 | 1.043 | 湖北  | 0.952 | 1.089 | 1.037 |
| 天津  | 0.980 | 1.034 | 1.013 | 湖南  | 0.937 | 1.066 | 0.999 |
| 河北  | 0.950 | 1.056 | 1.003 | 广东  | 0.954 | 1.065 | 1.016 |
| 山西  | 0.939 | 1.041 | 0.977 | 广西  | 0.932 | 1.096 | 1.021 |
| 内蒙古 | 0.976 | 1.036 | 1.011 | 海南  | 0.943 | 1.093 | 1.030 |
| 辽宁  | 0.968 | 1.028 | 0.995 | 四川  | 0.931 | 1.070 | 1.009 |
| 吉林  | 0.942 | 1.049 | 0.989 | 贵州  | 0.952 | 1.041 | 0.991 |
| 黑龙江 | 0.944 | 1.090 | 1.029 | 云南  | 0.957 | 1.079 | 1.032 |
| 上海  | 1.000 | 1.046 | 1.056 | 西藏  | 0.917 | 1.046 | 0.959 |
| 江苏  | 0.978 | 1.030 | 1.007 | 陕西  | 0.953 | 1.088 | 1.037 |
| 浙江  | 0.960 | 1.048 | 1.006 | 甘肃  | 0.947 | 1.082 | 1.025 |
| 安徽  | 0.935 | 1.080 | 1.010 | 青海  | 0.964 | 1.056 | 1.017 |
| 福建  | 0.940 | 1.091 | 1.025 | 宁夏  | 0.942 | 1.062 | 1.001 |
| 江西  | 0.946 | 1.072 | 1.014 | 新疆  | 0.947 | 1.065 | 1.009 |
| 山东  | 0.958 | 1.055 | 1.011 | 均值  | 0.957 | 1.064 | 1.018 |
| 河南  | 0.935 | 1.086 | 1.016 | 标准差 | 0.028 | 0.021 | 0.028 |

直接投资水平( FDI)、对外贸易依存度( TRADE)、财政支出水平( GOV)、基础设施( INF)。人力资本水平( HUM) 指标用人均受教育年限表示; 外商直接投资水平( FDI)、对外贸易依存度( TRADE)、财政支出水平( GOV) 分别用相应总额除以 GDP 获得的比例作为代理变量使用。其中, 考虑到人力资本的贡献, 财政支出要扣除科教文卫支出, 防止重复计算出现误差。

表2 金融资源错置对全要素生产率作用的实证模型变量

| 变量性质  | 变量名称    | 变量符号  | 计算方法                                                         |
|-------|---------|-------|--------------------------------------------------------------|
| 被解释变量 | 全要素生产率  | TFP   | 根据数据包络法下的 DEA-Malmquist 指数计算得来                               |
| 解释变量  | 金融资源扭曲度 | DIST  | 国有企业单位 GDP 贡献度获得的贷款额与非国有企业单位 GDP 贡献度获得的贷款额之熵 <sup>[23]</sup> |
| 控制变量  | 人力资本    | HUM   | 人均加权受教育年限 <sup>[27-28]</sup>                                 |
|       | 外资依存度   | FDI   | 外商直接投资与地区 GDP 比值 <sup>[27-28]</sup>                          |
|       | 贸易开放度   | TRADE | 进出口贸易总额与地区 GDP 比值                                            |
|       | 政府支出    | GOV   | 政府财政支出与地区 GDP 比值 <sup>[27-28]</sup>                          |
|       | 基础设施    | INF   | 公路里程与铁路里程之和与省域面积比值                                           |

注: 选取 2004—2013 年 30 个省份的数据, 数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》、各年各地区统计年鉴、《中国劳动统计年鉴》、《中国金融统计年鉴》、《中国人口和就业统计年鉴》、《中国贸易外经统计年鉴》、《中国交通运输统计年鉴》以及财经新闻。

考虑到本文选取的面板数据具有宽且短的特点, 需要通过多重单位根相互检验才能有效。LLC 检验、Breitung 检验是同质单位根检验, 一般来说不认为面板时间序列是同质的, 本文此处同时使用 3 个常见的平稳性检验, 根据大多数原则判定其面板数据的平稳性, Hadri 的检验结果正好和 LLC 检验、Breitung 检验的结果相互验证。检验结果如表 3 所示。

表3 变量平稳性检验

| 检验方法        |                | lnTFP                        | lnDIST                      | lnHUM                         | lnFDI                         | lnTRADE                      |
|-------------|----------------|------------------------------|-----------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| 水<br>平<br>值 | LLC<br>检验      | -9.49<br>(0.00) <sup>*</sup> | -8.80<br>(0.00)             | -12.53<br>(0.00) <sup>*</sup> | -8.80<br>(0.00) <sup>*</sup>  | -8.46<br>(0.00) <sup>*</sup> |
|             | Breitung<br>检验 | -1.22<br>(0.01) <sup>*</sup> | -0.33<br>(0.62)             | -0.72<br>(0.01)               | 0.75<br>(0.77)                | -1.35<br>(0.01)              |
|             | Hadri<br>检验    | 17.08<br>(1.00)              | 10.91<br>(0.95)             | -12.52<br>(0.00) <sup>*</sup> | 10.42<br>(1.00)               | 10.40<br>(0.56)              |
| 检验方法        |                | lnGOV                        | lnINF                       | lnDIST × lnHUM                | lnDIST × lnFDI                | lnDIST × lnTRADE             |
| 水<br>平<br>值 | LLC<br>检验      | -7.55<br>(0.00) <sup>*</sup> | 7.06<br>(0.01) <sup>*</sup> | -10.46<br>(0.00) <sup>*</sup> | -23.50<br>(0.00) <sup>*</sup> | -8.00<br>(0.00) <sup>*</sup> |
|             | Breitung<br>检验 | 0.36<br>(0.04) <sup>*</sup>  | -1.49<br>(0.06)             | 0.80<br>(0.18)                | -0.99<br>(0.16)               | 1.66<br>(0.65)               |
|             | Hadri<br>检验    | 9.44<br>(1.00)               | 7.10<br>(1.00)              | 10.93<br>(1.00)               | 11.56<br>(1.00)               | 11.83<br>(0.99)              |

注: \* 表示在 5% 的显著水平上拒绝原假设; 括号中数据是该统计量的伴随概率。

在表 3 的检验结果中, 大多数变量通过了两个指标的平稳性检验, 个别变量通过了三个指标检验, 说明各个变量具备良好的平稳性, 可以进行下一步的模型构建。

2. 模型设定 本文以上述理论模型为依据, 考虑全要素生产率与其他解释变量之间的非齐次性、非线性关系以及因变量的自相关性, 在已有研究基础上, 构建了一个动态非线性计量回归模型, 用以实证考察金融扭曲度对全要素生产率的影响程度。在模型中加入了交叉项来解释金融资源错置对 TFP 的间接效应, 模型如下:



$$\ln TFP_{i,t} = C_{i,t} + \beta_1 \ln TFP_{i,t-1} + \alpha_1 \ln DIST_{i,t} + \alpha_2 \ln DIST_{i,t} \times \ln HUM_{i,t} + \alpha_3 \ln DIST_{i,t} \times \ln FDI_{i,t} \\ + \alpha_4 \ln DIST_{i,t} \times \ln TRADE_{i,t} + \sum_{j=1}^5 \zeta_{j,t} CONTROL_{j,t} + u_{i,t}$$

由于全要素生产率是一个大于 0 的受限制因变量,故本文在模型估计时,同时采用了面板 Tobit 模型来研究,通过估计检验的效果来比较各个模型的优劣,择优选择实证模型,从而提高模型的精准度。

3. 内生性问题与 IV 的有效性检验 本文的计量模型可能存在三种形式的内生性:一是遗漏重要变量导致的内生性;二是动态面板数据模型存在的固有内生性;三是全要素生产率与控制变量之间可能存在逆向因果关系,即全要素生产率反过来可能影响地区人力资本水平、外商投资额度、进出口贸易总额等解释变量导致的内生性。本文设立的非线性动态面板模型,由于将因变量的一阶滞后项纳入了解释变量集合中,必然会产生与随机扰动项的相关性,所以,本模型的内生性问题一定存在并需要处理。

由于不可观测的个体固定效应与被解释变量滞后项被同时引入模型,删除个体固定效应会造成最小二乘法(OLS)和最小二乘虚拟变量法(LSDV)估计结果的有偏和非一致性。针对这一内生性问题,目前最常用的处理方法是广义矩估计方法(GMM)和极大似然估计方法(ML),下文即同时采用 GMM、ML、EGLS 方法分别对参数进行估值对比,以克服模型中的内生性问题。

在使用动态面板模型的 GMM 方法时,为了剔除个体固定效应而对模型进行了一阶差分变换,同时设立的多重工具变量(IV)会超过待估参数个数,进而产生了过度识别的矩约束条件有效性问题,对此,可以通过 J 检验进行判定,从而得出 IV 与误差项的相关性,推定 IV 的有效性,确保 GMM 估计的合理性。在进行 J 检验时,J 的统计量是 GMM 目标函数与矩条件个数的乘积,服从  $\chi^2$  分布,即:

$$J = mg(\hat{\beta})' Wg(\hat{\beta}) \sim \chi^2(m - k)$$

$m$  为矩条件的个数, $k$  为待估计参数的个数, $W$  为  $m \times m$  的加权矩阵, $g(\hat{\beta})$  为参数向量估计值  $\hat{\beta}$  的样本矩, $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_1)$ ,本模型中解释变量的 IV 矩阵的秩为 19,待估参数个数为 10,J 的统计量服从自由度为 9 的  $\chi^2$  分布。根据文中的数据计算出的 J 的统计值为 11.040 8,则  $\chi^2(9)$  分布计算的  $p$  值为 0.280 3。显然,我们不能拒绝“过度识别的矩约束条件是有效的”的原假设,也就意味着 IV 与误差项不相关,且选择的 IV 是有效的,该模型能够确保 GMM 估计的无偏性和一致性。

4. 稳健性检验与估计结果分析 从模型稳健性看,本文选择了三种估计方法进行参数估值,通过改变估算方法,检验实证结果是否会因为参数设定的改变而变化。根据参数估计结果,各个解释变量参数在方向上是一致的,并在统计上较为显著,证明了该模型回归结果的稳健性。

从表 4 的估计结果可以看出,所有的解释变量估计都是显著的,且较符合经济学含义,结果比较合理。Hansen 和 AR(2) 检验值较优,GMM 估计具有较好的解释效果,而固定效应模型和 Tobit 模型也较好地拟合了变量之间的关系,是次优选择。对 GMM 估值结果分析,可以得出:

第一,金融资源配置的扭曲度对全要素生产率带来了较大的抑制作用,该系数为 -0.802 1,较为显著。这是金融资源错置对全要素生产率带来的直接影响效应,意味着金融资源配置效率低下直接抑制了技术进步,从而使全要素生产率大幅下降。同时,该数据说明,如果优化金融资源配置效率,在现有技术水平和不改变已有生产要素投入的前提下,金融资源配置效率每提升 1%,将至少使全要素生产率增长 0.802 1%。

第二,金融资源扭曲度与人力资本交叉项系数为 0.324 0,意味着金融资源的扭曲带来了人力资本水平的上升,即拉升了劳动力的就业水平。这一结论的合理解释是,金融资源的扭曲对人力资本的影响是双向的:一方面由于金融资源错置,造成资本市场价格上涨,而劳动力工资下跌,从而引起劳动力供给量增加,从这一角度来说,当劳动力市场在饱和之前,金融资源扭曲会带来劳动力就业量



的上升,也即拉升了就业率;另一方面,金融资源的扭曲会带来受教育人口比重、教育年限的下降,从而降低了劳动力质量。但在我国技术、知识积累水平较低阶段,劳动力数量对TFP的促进效应是强于劳动力质量带来的阻碍效应的。

第三,金融资源扭曲度与外资依存度交叉项系数为-0.6335,说明金融资源配置效率的扭曲通过抑制FDI的进入规模和结构,降低了FDI所带来的技术外溢效应,降低了外资技术转移强度以及我国的技术吸收能力,对我国全要素生产率产生了负向影响。

第四,金融资源扭曲度与贸易开放度的交叉项系数为-0.1220,说明金融资源的错置通过改变外贸交易额和结构,阻碍了对外贸易渠道中的技术转移,降低了我国全要素生产率。在我国,对外开放度对全要素生产率的影响是双向的:一方面通过对外开放的深入带来了技术进步,同时又因为我国出口产品多为初级加工、高耗能、高污染的产品,对技术进步产生负向影响。现阶段,可以看出贸易开发带来的技术进步贡献高于产业转移的不利影响。

第五,模型中五个控制变量的系数均符合经济学含义,值得提出的是人力资本、外资依存度、贸易开放度对我国的全要素生产率都起正向促进效应,但政府的干预将会降低技术进步和生产效率,这也是对“市场应是金融资源配置的唯一标准”观点的实证支持。我国的基础设施状况对全要素生产率产生的影响程度较小,主要原因在于技术创新作为知识生产积累的产物,与实物性质的基础设施间接关联。同时,根据已有研究,物质基础设施和技术创新之间存在门槛效应,当基础设施投资未跨越“临界值”时,其对技术创新的推动力是有限的。

#### 四、结论与建议

总体看,我国金融资源配置效率低下带来的问题严重性远远大于金融资源规模带来的问题,因此在考虑金融规模对技术发展的支持作用时,忽略金融资源配置效率问题将会导致错误的经济发展方向。

基于此,本文构建了一个引入金融资源扭曲度在内的三部门内生增长模型,并提出了金融资源

表4 稳健性检验与估计结果

| 解释变量                        | EGLS 估计                  |                          | GMM 估计                   | ML 估计<br>面板 Tobit 模型     |
|-----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                             | 固定效应模型                   | 随机效应模型                   |                          |                          |
| $\ln TFP_{t-1}$             | 0.058 8***<br>(0.022 3)  | 0.203 8***<br>(0.051 2)  | 0.049 1**<br>(0.029 7)   | 0.113 5*<br>(0.086 1)    |
| $\ln DIST$                  | -0.887 3***<br>(0.128 6) | -0.628 1***<br>(0.116 1) | -0.802 1***<br>(0.138 5) | -0.526 2***<br>(0.163 0) |
| $\ln DIST \times \ln HUM$   | 0.462 1**<br>(0.226 5)   | 0.237 4***<br>(0.100 4)  | 0.324 0***<br>(0.130 6)  | 0.445 1***<br>(0.152 6)  |
| $\ln DIST \times \ln FDI$   | -0.806 4*<br>(0.663 4)   | -0.204 6<br>(0.396 5)    | -0.633 5*<br>(0.430 5)   | -0.554 0<br>(1.220 6)    |
| $\ln DIST \times \ln TRADE$ | -0.104 9<br>(0.197 3)    | -0.134 4*<br>(0.101 2)   | -0.122 0*<br>(0.090 1)   | -0.552 0***<br>(0.101 8) |
| $\ln HUM$                   | 0.087 4***<br>(0.010 3)  | 0.082 1***<br>(0.015 9)  | 0.061 2***<br>(0.015 6)  | 0.268 0***<br>(0.070 2)  |
| $\ln FDI$                   | 0.507 0*<br>(0.369 6)    | 0.135 5*<br>(0.100 3)    | 0.251 9**<br>(0.136 9)   | 0.445 1*<br>(0.300 6)    |
| $\ln TRADE$                 | 0.039 1<br>(0.545 1)     | 0.033 9*<br>(0.024)      | 0.078 0*<br>(0.045 4)    | 0.176 9**<br>(0.103 5)   |
| $\ln GOV$                   | -0.188 2***<br>(0.041 1) | -0.025 5***<br>(0.010 7) | -0.063 9***<br>(0.027 3) | -0.078 8***<br>(0.030 0) |
| $\ln INF$                   | 0.007<br>(0.439 8)       | 0.006 5<br>(0.751 6)     | 0.000 7<br>(0.648 3)     | 0.000 3<br>(0.000 4)     |
| 常数                          | -0.171 1**<br>(0.103 5)  | -0.172 4*<br>(0.122 1)   | -0.072 8<br>(0.164 8)    | -0.066 3<br>(0.133 2)    |
| $R^2$                       | 0.436 1                  | 0.329 5                  | —                        | —                        |
| F                           | 4.518 5***               | 4.718 7**                | —                        | —                        |
| 个体效应标准差                     | 0.382 0                  | 0.352 2                  | —                        | 0.316 7                  |
| 干扰项标准差                      | 0.206 5                  | 0.271 4                  | —                        | 0.262 1                  |
| 似然比检验                       | 45.185 0***              | —                        | —                        | 31.800 2***              |
| Hansen 检验值                  | —                        | —                        | 0.784 2                  | —                        |
| AR(2) 检验值                   | —                        | —                        | 0.486 6                  | —                        |

注: 括号中数值为标准差,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%和10%的水平下显著。

积累方程,通过 lagrang 函数和 Hamilton 动态最优化方法得到了金融资源扭曲对全要素生产率影响的结构性参数,继而测算金融资源配置扭曲度通过直接效应和间接效应两个方面对全要素生产率的影响作用,并分别就直接和间接效应展开实证验证。通过研究发现,金融资源错置会对全要素生产率带来直接效应和间接效应两方面的影响,这两种效应的合力并不一定导致全要素生产率的下降,这取决于本地经济发展状况。但是,在我国这两种效应综合作用的结果是抑制了全要素生产率的增长。其中,金融资源错置带来的全要素生产率直接减损率为 0.802 1%;金融资源错置通过对人力资本市场、外商直接投资市场、对外贸易市场产生阻碍从而带来全要素生产率的间接减损度分别是 -0.324 0%、0.633 5%、0.122 0%。

本文的政策建议是:第一,我国金融体系对技术进步的促进效应,不仅和金融规模大小相关,更与金融资源的配置效率相关。在资源环境约束下,金融体系建设的重心应从规模扩张型向配置效率提升型转轨。金融资源配置效率的提升必须以资本回报率为导向,让市场作为金融资源配置的主导力,将金融资源从产出效率低下的地方撤出,投入到那些高回报的地区和部门。对于处于不同经济发展阶段的地区,地方政府应因地制宜,实行差异化的金融发展路径选择。而对于政策扶持的地区、行业、部门,则可以采用财政手段予以补贴,让“市场”和“财政”实现互补,放弃行政干预贷款的手段。这就需要改变现阶段我国以国有性质金融机构占据主导的格局,扶持中小型金融机构发展;改革行政性信贷、利率管制、信贷歧视等金融制度,实现金融资源的自由流动,加快利率市场化进程,解决中小型高新企业的融资困境。第二,以人力资本作为技术进步的重要驱动力,针对中西部地区生产率较低、人力资本投入不足的特点,鼓励金融机构在这些地区的科技研发、人力资本培养的融资方面加大力度,对高端、紧缺技术人才建立完善的补贴和激励机制,使人才流向技术落后地区。第三,通过建立进出口贸易的融资机制,提升金融配置于贸易的资源效率,优化对外贸易结构,鼓励节能环保、技术含量高的产品出口,控制高耗能、高污染、低层次的产品出口,从而加强贸易渠道带来的技术外溢效应,提高我国技术创新效率。第四,在引进外资上,金融不仅要引导其规模的扩大,更重要的是优化引进外资的质量,将金融资源投入到高质量的行业,注重完善产权保护体系、出台相应的金融政策以引导外资研发中心迁移进入我国,提高我国与外国的技术关联性,严格控制外资带来的污染转嫁,严控外资带来的“引进-落后-再引进”的技术依赖发展模式,提高金融资源通过该渠道带来的全要素生产率增长效应。

#### 参考文献:

- [1] 谢乔昕. 财政压力、金融发展与融资约束——来自制造业上市公司的经验证据 [J]. 南京财经大学学报, 2015(4): 23-29.
- [2] ROMER P. Increasing return and long-run growth [J]. Journal of political economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [3] PHILIPPE A, HOWITT P. A model of growth through creative destruction [J]. Econometrica, 1992, 60(2): 323-351.
- [4] KELLER W. International technology diffusion [J]. Journal of economic literature, 2004, 42(2): 752-782.
- [5] 林毅夫, 张鹏飞. 后发优势、技术引进和落后国家的经济增长 [J]. 经济学(季刊), 2005(4): 43-57.
- [6] 黄志勇. 研发、FDI 和国际贸易对创新能力的影响——基于中国行业数据的实证分析 [J]. 产业经济研究, 2013(3): 84-90.
- [7] 范承泽, 胡一帆, 郑红亮. FDI 对国内企业技术创新影响的理论与实证研究 [J]. 经济研究, 2008(1): 89-102.
- [8] 才国伟, 舒元. 我国对外贸易与世界技术扩散 [J]. 国际贸易问题, 2009(1): 11-23.
- [9] 李后建, 张宗益. 金融发展、知识产权保护与技术创新效率——金融市场化的作用 [J]. 科研管理, 2014(12): 68-82.
- [10] TUFANO P. Financial innovation [J]. Handbook of the economics of finance, 2003, 57(1): 301-310.
- [11] AMORE D, SCHNEIDER A. Credit supply and corporate innovation [J]. Journal of financial economics, 2013, 109(3): 835-855.
- [12] CHOW G. Capital formation and economic growth in China [J]. Quarterly journal of economics, 1993, 108(7): 809-842.

- [3] 易纲,樊纲,李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考 [J]. 经济研究,2003(8):23-37.
- [4] BROWN J R, MARTINSSON G, PETERSEN B C. Do financing constrain matter for total factor productivity? [J]. Euro-pean economic review,2013,56(2):1512-1529.
- [5] 丁一兵,傅纓捷,曹野. 融资约束、技术创新与跨越“中等收入陷阱”——基于产业结构升级视角的分析 [J]. 产业经济研究,2014(3):101-110.
- [6] RIOJA F, VALEV N. Finance and the sources of growth at various stages of economic development [J]. Economic in-quiry,2004,42(1):127-140.
- [7] KRUGMAN P. The myth of Asia's miracle [J]. Foreign affairs,1994,73(6):62-78.
- [8] KUMBHAKAR S, MAVROTAS G. Financial sector development and productivity growth [J]. Research paper,2005.
- [9] AHMAD E, MALIK A. Financial sector development and economic growth: an empirical analysis of developing coun-tries [J]. Journal of economic cooperation and development,2009,63(1):17-40.
- [10] ARETIS P, CHORTAREAS G, DESLI E. Financial development and productive efficiency in OECD countries: an exploratory analysis [J]. Working paper,SSRN-id 908702,2006.
- [11] ROMER P. Endogenous technological change [J]. Journal of political economy,1990,98(5):71-102.
- [12] LAI M, PENG S, BAO Q. Technology spillovers, absorptive capacity and economic growth [J]. China economic review,2006,17(3):300-320.
- [13] 包群. 贸易开放与经济增长: 只是线性关系吗? [J]. 世界经济,2008(9):3-18.
- [14] BARRO R, SALAI-MARTIN X. Economic growth [M]. New York: Mc Graw Hill,1995:300-320.
- [15] ZOU H F. The spirit of capitalism and savings behavior [J]. Journal of economic behavior and organization,1995,28(1):133-140.
- [16] 严成樑. 社会资本、创新与长期经济增长 [J]. 经济研究,2012(11):48-54.
- [17] WUGLER J. Financial markets and the allocation of capital [J]. Journal of financial economics,2000,58(1):89-223.
- [18] 张军,金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987—2001 [J]. 经济研究,2005(11):34-45.
- [19] JEANNENEY S, HUA P, LIANG Z. Financial development, economic efficiency and productivity growth: evidence from China [J]. The developing economies,2006,44(1):27-52.

(责任编辑: 雨 珊)

## Does Financial Resources Misallocation Bring the Total Factor Productivity Loss?

XU Ye, SONG Xiaowei

( School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

**Abstract:** Under the constraints of resources and environment, how to improve the financial allocation efficiency is the key to promote TFP and to realize the sustainable development of regional economy. Based on a hybrid endogenous growth model, this paper establishes a nonlinear and dynamic panel regression model in order to explore the impact strength of financial allocation distortion on TFP. The result shows that the financial resources misallocation will not necessarily lead to a decline in TFP, just depending on the lo-cal economic development. In China, TFP loss caused by the financial resources misallocation is 0.802 5% through direct pathway. Meanwhile, The financial resources misallocation stunts the growth of the human capital, foreign direct investment, foreign trade, which result in the loss of TFP are -0.324 3%, 0.633 9% and 0.122 6% respectively through indirect pathway.

**Key words:** financial resources misallocation; TFP; direct effect; indirect effect; distortion; degree of loss