

金融错配对文化产业全要素生产率的影响研究:理论与实证

顾 江 车树林 贺 达

内容提要 本文构建了不完全市场条件下的多部门理论模型,分析了金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应,并对中国30个省份2003—2016年面板数据集进行了实证检验。研究结果表明:(1)金融错配确实会对文化产业全要素生产率产生显著的抑制作用,但这种抑制作用具有明显的时滞性,当期的不显著,滞后1期和滞后2期的较为显著,且从系数的变化来看,这种抑制作用会随着时间的推移逐渐衰减。(2)金融错配与金融发展滞后项的交互项系数也显著为负,且系数绝对值明显小于金融错配滞后项的系数绝对值,说明金融发展能通过改善金融错配来提升文化产业全要素生产率。但进一步研究表明,这种改善所发挥的效用并不具有持续性。(3)分区域样本显示,金融错配滞后项对文化产业全要素生产率的抑制作用,仅东部和西部地区较为显著,中部地区不显著。此外,通过稳健性检验还发现,随着近年来我国文化体制改革的不断深入,文化产业领域的金融资源错配现象在一定程度上得到了缓解,其对文化产业全要素生产率的抑制作用也明显变小。

关键词 金融错配 文化产业 全要素生产率 边际报酬原则

顾 江,南京大学国家文化产业研究中心教授 210093

车树林、贺 达,南京大学国家文化产业研究中心博士研究生 210093

一、引 言

“十三五”以来,虽然中国文化产业还维持着两位数的高速增长,但总体走势正在下行,转型升级已迫在眉睫。分析其背后原因,主要是由于中国文化产业全要素生产率整体偏低,资源错配问题较为严重(顾江和车树林,2017),而其中又以金融错配问题尤为突出。金融错配是指资本不能按照边际报酬原则在市场上进行自由配置(鲁晓东,2008)。现阶段,中国文化产业领域的金融错配主要体现在两

本文为国家自然科学基金项目“演化经济地理视角下创意产业空间演化动力机制研究”(项目编号:71373119)、2016年南京大学博士研究生创新创业研究项目“生产者驱动与消费者驱动文化创意产业创新模式研究”(项目编号:2016006)阶段性成果。

个方面:一是中国的宏观金融市场体系依然不甚完善,资本市场发展相对滞后缓慢,金融资源难以实现有效融通,尤其是在文化产业领域,资本配置效率整体不高,资本无法配置到效率较高的行业当中。二是在中国的所有制结构中,国有经济占据着相对的主导地位,由这种特殊的制度安排所形成的金融抑制导致“所有制歧视”现象在文化产业领域普遍存在,进而形成金融错配,导致资本配置低效率。这与卢峰和姚洋(2004)所提出的“漏损效应”相一致,即民营文化企业的资金来源除了企业家的个人储蓄和留存收益外,只能依靠从国有部门的漏损中来获取。

近年来,金融错配对经济增长的影响深受国内外学者的关注,大量的研究文献不断涌现(史永东等,1999;Levine,2004;Guariglia and Poncet,2008;张杰和杨连星,2015)。其中,最引人注意的是关于金融错配对全要素生产率影响的研究。Banerjee and Duflo(2005)认为金融错配会通过扭曲不同企业之间的要素或产品配置,进而影响企业的全要素生产率,造成企业之间的明显差异。鲁晓东(2008)基于1995-2005年我国的省际面板数据,从资本积累和全要素生产率两个方面实证研究了金融错配变量对经济增长的影响,结果表明金融错配不利于资本积累和全要素生产率的提高,进而会对经济增长产生牵制作用。Hsieh and Klenow(2009)则利用中国、美国和印度三个国家的数据,发现与美国相比,中国和印度的劳动和资本配置都存在严重扭曲,如果两国均能达到美国的配置水平,则其TFP可实现大幅提高。邵挺(2010)运用1999-2007年我国的工业企业数据进行分析,研究发现,我国国有企业的资本回报率远低于民营企业,金融错配问题较为严重,如果能有效消除这种金融错配,我国的GDP增长量可以提高2%-8%。朱喜等(2011)利用我国的农村跟踪调查数据,测算了我国不同地区农户家庭生产的要素配置扭曲程度,并检验了其与总量TFP的关系。此外,刘任重等(2016)还基于2007-2014年我国的上市公司数据,研究金融错配与制造业、信息技术和房地产行业TFP之间的关系,发现这三个行业对金融资源的依赖性都比较大,金融资源错配会对这三个行业的TFP产生明显的抑制效应。

但遗憾的是,这些研究要么是基于典型主体优化模型,将TFP设为完全外生的,要么是基于宏观国家层面数据或微观企业层面数据分析金融错配对全要素生产率(TFP)的影响。而具体到产业层面,仅有的少量研究也是针对传统制造业或农业展开分析,目前尚没有文献针对文化产业领域的金融错配与全要素生产率的关系展开深入研究。那么,金融错配对文化产业全要素生产率会产生怎样的影响效应?其背后的影响机制是什么?哪些因素会制约金融错配对文化产业全要素生产率的影响?这些问题均值得我们进行更加深入的研究探讨。基于此,本文构建了不完全市场条件下的多部门理论模型,从理论层面分析了金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应,并结合中国30个省份2003-2016年的面板数据集进行了实证检验。

与既有研究相比,本文的“边际贡献”主要体现在以下三个方面:第一,构建不完全市场条件下的多部门理论模型,从理论层面探讨金融错配同文化产业全要素生产率之间的关系。第二,结合中国30个省份2003-2016年的面板数据集,从实证层面考察金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应,并将全国样本按照东、中、西部进行区域划分,研究不同区域间金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应是否存在明显差异。第三,将金融发展与金融错配的交互项纳入动态面板模型进行回归估计,从而更加准确地衡量金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应。

本文余下部分安排如下:第二部分揭示金融错配影响文化产业全要素生产率的理论机制;第三部分进行研究设计,包括计量模型构建、研究样本选择与数据来源说明;第四部分实证检验金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应,并进行稳健性检验;最后得出结论并给出简要的对策建议。

二、理论模型

本文在 Hsieh and Klenow (2009) 和 Aoki (2012) 等学者的研究框架下, 引入能表示金融要素市场、劳动力要素市场和最终产品市场错配系数的三个不同变量, 并结合中国的经济现实, 构建理论模型研究金融错配对文化产业全要素生产率 (TFP) 的影响效应。

首先, 我们假设文化产业分类中共有 s 个行业, 每个行业的生产函数采用 CES 形式; 每个行业有 M_s 家文化企业, 每家文化企业的产品都具有差异性, 且采用 $C-D$ 生产函数形式。则有:

$$Y_s = \left(\sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{1-\alpha_s} \quad (2)$$

其中, Y_s 表示行业产出, Y_{si} 表示企业产出, σ 为替代弹性系数。 A_{si} 表示文化企业的 TFP , K_{si} 表示文化企业的资本投入, L_{si} 表示文化企业的劳动力投入, α_s 反映的是资本投入对文化企业总产出的贡献度, $1-\alpha_s$ 反映的是劳动力投入对文化企业总产出的贡献度。

通过 (2) 式可以得出, 每家文化企业的利润函数为:

$$\pi_{si} = (1 - \gamma_{y_{si}}) P_{si} Y_{si} - (1 + \gamma_{l_{si}}) W L_{si} - (1 + \gamma_{k_{si}}) R K_{si} \quad (3)$$

其中, $\gamma_{y_{si}}$ 、 $\gamma_{l_{si}}$ 和 $\gamma_{k_{si}}$ 分别表示文化企业在最终产品市场、劳动力市场以及资本市场上的错配扭曲系数, 其值越大, 则表明错配扭曲程度越明显。 P_{si} 表示文化产品价格水平, W 表示劳动力价格水平, R 表示资本成本。综合 (1)-(3) 式以及 CES 函数的特征, 我们可以计算出 P_{si} 的表达式为:

$$P_{si} = \frac{\sigma}{\sigma-1} \left(\frac{R}{\alpha_s} \right)^{\alpha_s} \left(\frac{W}{1-\alpha_s} \right)^{1-\alpha_s} \left(\frac{1+\gamma_{k_{si}}}{A_{si}(1-\gamma_{y_{si}})} \right)^{\alpha_s} \quad (4)$$

综合企业、行业利润最大化问题的一阶条件, 可得:

$$\frac{K_{si}}{L_{si}} = \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \times \frac{W}{R} \times \frac{1}{1+\gamma_{k_{si}}} \quad (5)$$

$$K_{si} = \frac{A_{si}^{\sigma-1} (1-\gamma_{y_{si}})^{\sigma}}{(1+\gamma_{k_{si}})^{1+\alpha_s\sigma-\alpha_s}} \times \frac{\alpha_s}{1-\alpha_s} \times \frac{W}{R} \quad (6)$$

$$L_{si} = \frac{A_{si}^{\sigma-1} (1-\gamma_{y_{si}})^{\sigma}}{(1+\gamma_{k_{si}})^{\alpha_s(\sigma-1)}} \quad (7)$$

综合 (3)-(7) 式以及 CES 函数的特征, 我们可以进一步得到文化企业资本和劳动的边际收益产品 $MRPK_{si}$ 和 $MRPL_{si}$ 分别为:

$$MRPK_{si} = (1-\alpha_s) \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \frac{P_{si} Y_{si}}{K_{si}} = R \frac{1+\gamma_{k_{si}}}{1-\gamma_{y_{si}}} \quad (8)$$

$$MRPL_{si} = (1-\alpha_s) \frac{\sigma-1}{\sigma} \cdot \frac{P_{si} Y_{si}}{L_{si}} = w \frac{1}{1-\gamma_{y_{si}}} \quad (9)$$

上述两式表明, 文化企业资本要素的边际生产率与资本错配扭曲系数 $\gamma_{k_{si}}$ 以及产出错配扭曲系数 $\gamma_{y_{si}}$ 均正相关, 而文化企业劳动要素的边际生产率仅与产出错配扭曲系数 $\gamma_{y_{si}}$ 正相关。如果经济资源可以在不同文化企业间自由流通, 那么最终资本和劳动要素的边际生产率在同一行业内不同文化企业之间应该相等, 加总后的整个文化产业部门的 TFP 也会得到有效改善。为了分析这种影响效应, 我们先计算资本和劳动两种要素的总需求, 综合 (6)-(9) 式, 可得:

$$K_s = \sum_{i=1}^{M_s} K_{si} = K \frac{\alpha_s \theta_s \sqrt{MRPK_s}}{\sum_{s'=1}^s \alpha_{s'} \theta_{s'} \sqrt{MRPK_{s'}}} \quad (10)$$

$$L_s = \sum_{i=1}^{M_s} L_{si} = L \frac{(1-\alpha_s) \theta_s \sqrt{MRPL_s}}{\sum_{s'=1}^s (1-\alpha_{s'}) \theta_{s'} \sqrt{MRPL_{s'}}} \quad (11)$$

这里, $K = \sum_{s=1}^s K_s$ 和 $L = \sum_{s=1}^s L_s$ 表示资本和劳动的总供给, 根据 K_s 和 L_s 表达式, 可得总生产函数为:

$$Y = \prod_{s=1}^s (TFP_s \cdot K_s^{\alpha_s} \cdot L_s^{1-\alpha_s})^{\theta_s} \quad (12)$$

其中, TFP_s 表示行业 s 加权后的全要素生产率, 表达式为:

$$TFP_s = \left\{ \sum_{i=1}^{M_s} \left[A_{si} \left(\frac{1-\gamma_{Y_i}}{1-\gamma_{Y_s}} \right) \left(\frac{1+\gamma_{K_i}}{1+\gamma_{K_s}} \right) \right]^{\sigma-1} \right\}^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (13)$$

在(13)式中, γ_{Y_i} 表示行业 s 加权后的平均产出错配扭曲系数, γ_{K_i} 表示行业 s 加权后的平均资本错配扭曲系数。不难发现, TFP_s 不仅取决于行业内各个文化企业全要素生产率 A_{si} , 还取决于市场扭曲程度。如果行业 s 加权后的平均资本错配扭曲系数 γ_{K_i} 值越大, 则行业 s 加权后的全要素生产率 TFP_s 值越小, 说明金融资本错配与文化产业全要素生产率之间呈现一个反向变动的关系。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选择 2003—2016 年全国 30 个省市自治区 (不包含西藏和港澳台地区) 的面板数据集作为研究样本。考虑到全国区域间经济发展水平差异显著, 金融错配程度及文化产业全要素生产率水平也可能存在区域间差异, 因此本文将全国样本按照东、中、西部划分为三个子样本参与回归估计^[1]。数据主要来源于 Wind 金融数据库、中经网统计数据库、历年《中国文化及相关产业统计年鉴》、《中国文化文物统计年鉴》以及作者收集整理。此外, 为消除数据间异方差影响, 更好地反映出变量之间的弹性系数, 本文对文中部分变量作对数化处理。

2. 模型构建与变量说明

依据前文的理论分析, 沿袭 *Reduced-form Model* 的模型思路, 在借鉴陈永伟和胡伟民 (2011) 等已有研究成果的同时, 结合中国经济现实, 本文构建如下面板模型来检验金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 FM_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it} + \eta_i + \mu_t \quad (14)$$

其中, i 表示地区, t 表示时间。 β_0 表示常数项, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ 表示相关变量的待估系数, TFP_{it} 表示文化产业全要素生产率, FM_{it} 表示金融错配度, X_{it} 表示控制变量, 包括经济发展水平、市场化水平、公共文化基础设施、文化消费水平以及人力资本水平等。 ε_{it} 表示随机误差项, η_i 和 μ_t 分别表示不可观察的地区固定效应和时间固定效应。

[1] 其中, 东部包括辽宁、北京、河北、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南 11 个省份, 中部包括黑龙江、吉林、山西、河南、湖北、湖南、安徽、江西 8 个省份, 西部包括内蒙古、新疆、青海、宁夏、陕西、甘肃、四川、重庆、贵州、云南、广西 11 个省份。

(1)关于被解释变量的说明

本文被解释变量为文化产业全要素生产率(TFP_u)。对于文化产业 TFP 指标的测度,现有文献中通用的是基于DEA的Malmquist指数方法。该方法不需要对市场竞争状况和无效率项作出假设,也不需要特定的生产函数,可以直接采用DEA方法构建最佳前沿面,通过比较计算出每个决策单元的效率。因此,参考Fare et al.(1997)、井深和肖龙铎(2017)等学者的做法,选择采用以产出为导向的生产率指数:

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (15)$$

其中, $D_0^t(x^t, y^t)$ 和 $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 分别代表以第 t 期的前沿生产技术为参考的 t 和 $t+1$ 期的产出距离函数;而 $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$ 和 $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 则分别代表以第 $t+1$ 期的前沿生产技术为参考的 t 和 $t+1$ 期的产出距离函数。(15)式也可进一步分解为:

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \times \left(\frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} = TEC(CRS) \times TC(CRS) \quad (16)$$

其中, $TEC(CRS)$ 和 $TC(CRS)$ 是生产率变动的两个主要来源,分别表示综合技术效率变动与技术变动。如果 $TEC(CRS) > 1$,则表示技术效率改善;反之则表示技术效率恶化。如果 $TC(CRS) > 1$,则表示技术进步;反之则表示技术衰退。

通过DEA-Malmquist指数法计算文化产业全要素生产率,主要是以投入产出数据为依据,计算结果的准确与否在很大程度上取决于投入产出指标的选择。因此,为了最大程度地保证文化产业全要素生产率测算结果的准确性,结合中国的现实情况以及数据的可获得性,本文选取的投入产出指标如下:(1)投入指标。包括劳动力投入、资本投入和技术投入三个部分。其中,劳动力投入,采用文化产业从业人数来度量;资本投入,采用固定资产投资来衡量,并进行价格指数平减计算;技术投入,采用文化产业专利授权量(包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利)来衡量。(2)产出指标。参考袁海和吴振荣(2012),使用文化产业增加值来表示。

(2)关于核心解释变量的说明

本文核心解释变量为金融错配度(FM_u)。针对金融错配度的测算,现有文献中主要有三种方法:一是利用非国有企业的贷款规模/GDP来衡量(金煜,2005);二是使用四大国有商业银行的存贷款比和国有商业银行占银行总信贷的比重来综合衡量(鲁晓东,2008);三是使用资本回报率水平的差异来衡量(邵挺,2010)。其中,第一种方法要求各地区分配给国有企业的贷款要与其产出成正比,这个在现实中一般很难满足;第二种方法对错配情况的估计主要是通过国有商业银行的数据来反映,很难直接反映出企业的情况;相比较而言,第三种方法是通过比较资本边际报酬水平,来反映是否存在金融错配,该方法计算简便直观。因此,本文在借鉴该方法的基础上,依据效率最大化原则,计算出各地区金融资源的协调度,用协调度与1的偏离度来衡量各地区金融资源错配度。计算公式具体如下:

$$FM = \frac{CE}{PV} - 1 \quad (17)$$

其中, CE 表示非国有文化企业融资额比重, PV 表示非国有文化企业产值比重, CE/PV 表示协调度。如果协调度 CE/PV 等于1,则金融错配度 FM 等于0,说明产出比重与金融资源获取相等,此时不存在金融资源错配现象;如果协调度 CE/PV 不等于1,则意味着产出比重与金融资源获取不协调,存在金融资源错配现象。

(3)关于控制变量的说明

除金融错配外,文化产业全要素生产率的影响因素还有其他来源,故有必要引入其他解释变量,以避免高估金融错配对文化产业全要素生产率的影响效应。参考邵挺(2010)、郭新茹和谭军(2014)、张庆君等(2016)的做法,结合本文研究目的,选取经济发展水平(GDP_{it})、市场化水平(MAR_{it})、公共文化基础设施(INF_{it})、文化消费水平(CON_{it})、人力资本水平(HUM_{it})等指标作为控制变量,来显示省际区域间的文化产业特征差异。

其中,经济发展水平(GDP_{it})是反映某一地区经济社会发展的根本指标,本文选用各地区实际GDP来衡量。市场化水平(MAR_{it})反映了一个地区非公有制经济的发达程度,市场化水平越高,市场越开放越灵活,文化产业发展愈加多元化,越有利于推进文化产业全要素生产率水平的提高。杨玉玲和郭鹏飞(2017)的研究表明一个地区的生产社会化程度以及市场经济发展水平的重要衡量标志就是该地区第三产业的发展水平,故本文采用第三产业产值占地区国民生产总值比重来反映该地区的市场化水平。公共文化基础设施(INF_{it})是文化活动开展的重要场所,良好的基础设施能够降低文化企业的成本,影响文化产业全要素生产率的增长。鉴于数据的可获得性,本文采用每万人拥有公共文化基础设施的面积来表示,具体包括公共博物馆、图书馆以及群众文化基础设施等。文化消费水平(CON_{it})是文化产业发展的内在动力,较高的文化消费水平可以督促文化企业不断创新,从而有利于提高文化产业全要素生产率(袁海和吴振荣,2012)。本文采用居民家庭人均文教娱乐服务消费支出来表示。人力资本水平(HUM_{it})主要是通过影响技术创新和技术扩散速度来影响文化产业全要素生产率。已有的研究表明,只接受初、中等教育的人力资本不利于TFP增长,而接受高等教育的人力资本有利于TFP增长,所以本文采用大专及以上学历的人数占六岁及以上人口数的比重来表示各地区人力资本的水平。

上述所有变量的代码、名称、定义或描述在表1中加以总结。

表1 变量描述与解释说明

变量属性	变量名称	变量代码	变量说明
被解释变量	文化产业全要素生产率	TFP_{it}	利用从业人员、资本存量和文化产业增加值数据经指数方法测算所得
核心解释变量	金融错配度	FM_{it}	(非国有文化企业融资额比重/非国有文化企业产值比重)-1
控制变量	经济发展水平(亿元)	GDP_{it}	各地区实际GDP并取对数
	市场化水平(%)	MAR_{it}	第三产业产值占地区国民生产总值比重
	公共文化基础设施(平方米)	INF_{it}	每万人拥有公共文化基础设施的面积并取对数
	文化消费水平(元)	CON_{it}	居民家庭人均文教娱乐服务消费支出并取对数
	人力资本水平(%)	HUM_{it}	大专及以上学历的人数占六岁及以上人口数的比重

四、实证检验及分析

1. 多重共线性检验

为了保持模型估计的合理性和可靠性,针对模型中自变量之间可能存在的多重共线性问题,本文采用Kendall检验进行估计,具体结果见表2。根据表2中的检验结果,可以发现,各个解释变量之间的相关系数普遍不高,故可以认为不存在

表2 Kendall自变量的相关系数

	FM_{it}	$LnGDP_{it}$	MAR_{it}	$LnINF_{it}$	$LnCON_{it}$	HUM_{it}
FM_{it}	1.0000					
$LnGDP_{it}$	-0.0362	1.0000				
MAR_{it}	-0.3097	0.2856	1.0000			
$LnINF_{it}$	0.0211	0.6673	0.0975	1.0000		
$LnCON_{it}$	-0.3530	0.2298	0.1986	0.3207	1.0000	
HUM_{it}	0.3122	0.4953	0.1668	-0.0241	0.4097	1.0000

资料来源:作者计算整理。

多重共线性问题。因此,在模型中对金融错配度、经济发展水平、市场化水平、公共文化基础设施、文

化消费水平等一系列变量展开实证估计是合理的。

2. 回归结果分析

表3列出了金融错配与文化产业全要素生产率的基准回归结果。其中,第(1)列是基于全国样本的检验,第(2)至(4)列是基于东、中和西部地区样本的检验。从第(1)列回归结果可以看出,金融错配与文化产业全要素生产率之间呈负相关关系,回归系数为-0.0316,但是没有通过显著性检验。这表明,当期的金融资源错配对当期的文化产业全要素生产率没有显著的抑制效应。第(2)至(4)列回归结果显示,金融错配与文化产业全要素生产率负相关,但都不显著,表现出与全国样本相同的特征。

表3中金融错配与文化产业全要素生产率的回归结果都不显著,这可能是由于金融错配

对文化产业全要素生产率的影响存在一定的时滞效应,当期的金融错配对文化产业全要素生产率的影响通常会在下一时期显现。同时,为了更加准确的衡量金融错配对文化产业全要素生产率的减损效应,本文进一步将金融发展与金融错配的交互项纳入模型参与回归检验。此外,考虑到TFP具有一定的“记忆性”,即当期的文化产业全要素生产率还会受到上一期文化产业全要素生产率的影响,所以本文还将被解释变量的滞后项纳入面板回归模型。因此,我们将(14)式中的面板模型重新设定为:

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 TFP_{it-1} + \beta_2 FM_{it-1} + \beta_3 FM_{it-2} + \beta_4 FM_{it-1} * FIN_{it-1} + \beta_5 FM_{it-2} * FIN_{it-2} + \sum_{j=6}^n \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it} + \eta_i + \mu_t \quad (18)$$

其中,依照 Horioka and Terada-Hagiwara (2012)、李殊琦等 (2014) 相关文献,本文选择了私人部门信贷总额(包括国有企业)占GDP的比率作为衡量一个地区金融发展水平(FIN_{it})的指标。直观地说,这一指标衡量了金融市场作为资金中介的发展程度,因而能很好地反映出—个地区家庭和企业受到融资约束的程度。由于(18)式是一个动态短面板模型,故本文决定采用系统广义矩估计(GMM)方法来估计,因为系统广义矩估计(GMM)方法相对于最小二乘法、工具变量法等估计方法,具有允许随机误差项存在异方差和序列相关等优点。具体估计结果如表4中所示。

在表4中,第(1)列是基于全国样本的检验,结果显示金融错配滞后1期和滞后2期的系数分别为-0.0662、-0.0174,均在1%的水平上显著,说明金融错配对文化产业全要素生产率具有明显的抑制作用,伴随着金融错配度的不断增加,文化产业全要素生产率不断下降,且从系数的变化来看,这种抑制作用会随着时间的推移逐渐衰减。同时,还可以看到,金融错配与金融发展滞后1期的交互项系数在回归中表现出在5%的水平上显著为负,但系数绝对值明显小于金融错配滞后1期的系数绝对值,说明金融发展能通过改善金融错配来提升文化产业全要素生产率;金融错配与金融发展滞后2期的交互项系数为正但不显著,说明这种改善所发挥的效用并不具有持续性。第(2)至(4)列分别是基于东、中和西部地区样本的检验,结果显示,金融错配滞后1期和滞后2期与文化产业全要素生产率均负相关,但只有东部和西部通过显著性检验,中部没有通过显著性检验。金融错配与金融发展滞后项的交互项的分区域回归结果均表明,随着金融发展水平的提高,金融错配现象可以得到一定程度的缓

表3 基准回归结果

变量	全国 (1)	东部 (2)	中部 (3)	西部 (4)
FM_{it}	-0.0316 (-0.3882)	-0.0278 (-0.2907)	-0.0402 (-0.4736)	-0.0344 (-0.5022)
GDP_{it}	0.1359*** (0.0918)	0.1475*** (0.1065)	0.1366*** (0.1073)	0.0929** (0.1101)
MAR_{it}	0.2105** (0.4677)	0.2308*** (0.5062)	0.1994** (0.4033)	0.2027** (0.4396)
INF_{it}	0.0733 (0.2815)	0.0605* (0.2479)	0.0354 (0.1523)	-0.0642 (0.1656)
CON_{it}	0.1033*** (0.7416)	0.1212*** (0.8015)	0.0980*** (0.7568)	0.0864*** (0.6321)
HUM_{it}	0.7123*** (1.5723)	0.6925*** (1.4571)	0.7404*** (1.6395)	0.3896*** (0.8966)
常数项	0.0692*** (0.6120)	0.0478*** (0.6443)	0.0515*** (0.5997)	0.0637*** (0.7712)
R-squared	0.7038	0.6839	0.6922	0.6584
F-test	46.37	45.48	45.26	44.21
样本总数	420	154	112	154

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平上显著。

资料来源:作者计算整理。

表4 动态面板的系统GMM估计结果

变量	全国 (1)	东部 (2)	中部 (3)	西部 (4)
TFP_{it-1}	0.4137*** (1.2578)	0.5502*** (1.0184)	0.3988*** (0.9165)	0.7460** (1.6647)
FM_{it-1}	-0.0662*** (0.2503)	-0.0435** (0.3008)	-0.0701 (0.3196)	-0.1198*** (0.5144)
FM_{it-2}	-0.0174*** (0.0765)	-0.0089** (0.0542)	-0.0223 (0.1071)	-0.0199*** (0.0863)
$FM_{it-1} * FIN_{it-1}$	-0.0119** (0.0464)	0.0013** (0.0239)	-0.0156** (0.0897)	-0.0121** (0.0636)
$FM_{it-2} * FIN_{it-2}$	0.0012 (0.0124)	-0.0005 (0.0124)	0.0009* (0.0124)	-0.0010* (0.0247)
GDP_{it}	0.1537*** (0.0145)	0.1899*** (0.0570)	0.1449*** (0.4625)	-0.1185** (0.0891)
MAR_{it}	-0.2323** (0.0124)	-0.2013** (0.0236)	-0.2045** (0.0433)	0.0419** (0.0601)
INF_{it}	0.0593 (0.0118)	0.0744* (0.0128)	0.0633 (0.0144)	-0.0502 (0.0127)
CON_{it}	0.1429*** (0.0638)	0.2015*** (0.1593)	0.1376*** (0.0283)	0.1183* (0.1605)
HUM_{it}	0.5034** (0.0933)	0.4290*** (0.0792)	0.6303** (0.0639)	0.5038* (0.1134)
常数项	0.9734*** (0.2466)	0.9110*** (0.1814)	1.0263*** (0.2224)	0.8862*** (0.1788)
AR(1)检验	0.0001	0.0000	0.0003	0.0001
AR(2)检验	0.2576	0.2071	0.2437	0.2962
Sargan 检验	0.9964	0.9871	0.9989	1.0000
样本总数	420	154	112	154

注:括号内为标准差,***、**、*分别表示在1%、5%、10%置信区间内显著;AR(1)和AR(2)序列相关检验及Sargan 检验报告均为P值。
资料来源:作者计算整理。

表5 稳健性检验

变量	分时间段检验		金融发展水平 指标的再度量
	(1)	(2)	(3)
TFP_{it-1}	0.4032*** (1.0576)	0.4197*** (1.2467)	0.3948*** (0.9371)
FM_{it-1}	-0.0598*** (0.2453)	-0.0364** (0.2211)	-0.0508** (0.3862)
FM_{it-2}	-0.0186** (0.0802)	-0.0041** (0.0642)	-0.0102** (0.1365)
$FM_{it-1} * FIN_{it-1}$	-0.0153** (0.0496)	0.0035** (0.0211)	0.0024** (0.0185)
$FM_{it-2} * FIN_{it-2}$	0.0005* (0.0132)	-0.0002 (0.0117)	-0.0003 (0.0106)
GDP_{it}	0.1621*** (0.0194)	0.1766*** (0.0452)	0.1798*** (0.0398)
MAR_{it}	-0.2114** (0.0153)	-0.1995** (0.0217)	-0.2020** (0.0246)
INF_{it}	0.0588 (0.0120)	0.0722* (0.0141)	0.0693* (0.0136)
CON_{it}	0.1347*** (0.0724)	0.1580*** (0.0868)	0.1557*** (0.0901)
HUM_{it}	0.4291** (0.0412)	0.3620*** (0.0343)	0.4015*** (0.0351)
常数项	0.9435*** (0.2433)	0.6982*** (0.2217)	0.8227*** (0.2549)
AR(1)检验	0.0002	0.0001	0.0002
AR(2)检验	0.2774	0.3201	0.3176
Sargan 检验	0.9967	0.9978	0.9966
样本总数	420	420	420

注:括号内为标准差,***、**、*分别表示在1%、5%、10%置信区间内显著;AR(1)和AR(2)序列相关检验及Sargan 检验报告均为P值。
资料来源:作者计算整理。

解,有利于带动文化产业全要素生产率水平的提高。除此之外,控制变量中的经济发展水平、市场化水平、文化消费水平以及人力资本水平也均通过显著性检验,说明本文的控制变量选择较为合理。

3. 稳健性检验

上文中的回归估计结果表明,金融错配文化产业全要素生产率具有显著的抑制作用,且这种抑制作用具有一定的时滞性。针对这一结论是否可靠,本文采用两种方法稳健性检验。

(1) 分时间段检验

首先,我们将全国样本按照时间段分为2003–2009年和2010–2016年两个子样本,分别进行回归估计,结果如表5中第(1)和(2)列所示。可以看出,在不同时间段,金融错配滞后项以及金融错配与金融发展滞后项的交互项的系数仍然显著为负,这与之前的结论一致。但2010–2016年金融错配滞后1期和滞后2期的系数绝对值与2003–2009年相比,均明显偏小,这说明随着近年来我国文化体制改革的不断深入,文化产业领域的金融资源错配现象在一定程度上得到缓解,其对文化产业全要素生产率的抑制作用也明显变小。其他控制变量的回归结果也均与表4中保持一致,说明表4中的回归结果是稳健的。

(2) 金融发展水平指标的再度量

在实证研究中,本文金融发展水平(FIN_{it})的测度主要借鉴Horioka and Terada-Hagiwara(2012)等学者的估算方法,更多反映的是一个地区金融结构的流量变化,对该地区金融结构的总量变化反映存

在一定不足。因此,本文的稳健性检验主要利用因子分析法,分别从金融规模、金融效率和金融贡献率三个维度来对各地区金融发展水平进行衡量。其中,金融规模反映了各地区获取资金支持的潜力(夏祥谦,2014),本文使用各地区商业银行资产总额/GDP来衡量;金融效率代表了各地区金融资源的边际产出水平,参考已有研究成果,本文选取各地区金融业增加值/商业银行总资产来衡量;金融贡献率反映了各地区金融发展对于地区经济的支持程度,本文采用各地区商业银行年末贷款余额/GDP来衡量。按照动态面板模型(18)式,我们对其进行了重新回归,回归结果如表5中第(3)列所示,所得结论与表4中基本一致,这进一步验证了上文中回归结果的稳健性。

五、主要结论与政策启示

本文构建了不完全市场条件下的多部门理论模型,分析了金融错配文化产业全要素生产率的影响效应,并结合中国30个省份2003—2016年的面板数据集进行了实证检验。研究结果表明:(1)金融错配确实会对文化产业全要素生产率产生显著的抑制作用,但这种抑制作用具有明显的时滞性,当期的不显著,滞后1期和滞后2期的较为显著,且从系数的变化来看,这种抑制作用会随着时间的推移逐渐衰减。(2)金融错配与金融发展滞后项的交互项系数也显著为负,且系数绝对值明显小于金融错配滞后项系数的绝对值,说明金融发展能通过改善金融错配来提升文化产业全要素生产率;但进一步研究表明,这种改善所发挥的效用并不具有持续性。(3)分区域样本显示,金融错配滞后项对文化产业全要素生产率的抑制作用,东部和西部地区较为显著,中部地区不显著。此外,通过稳健性检验还发现,随着近年来我国文化体制改革的不断深入,文化产业领域的金融资源错配现象在一定程度上得到缓解,其对文化产业全要素生产率的抑制作用也明显变小。

为此,我们提出以下政策建议:首先,减少政府对金融资源配置的干预,深化金融体系的市场化改革。不断加快金融体系市场化改革的进程,充分发挥其资金配置功能;同时,要减少其对国有文化企业的“所有制偏好”,解决中小文化企业融资困境,缓解金融资源错配现象,提高资本的利用效率。其次,深入推进文化体制改革,鼓励文化企业兼并重组。在推动国有经营性文化单位转企改制的同时,采取适当政策鼓励民营文化企业做大做强,降低其融资成本,提高整个产业的规模经济水平。最后,正确引导资本投资流向,降低金融错配水平。根据当地社会经济发展现状、市场供需情况、产出能力以及环境承载能力,及时采取有效的产业政策引导金融资本合理流动,诱导其从低效率的行业流向高效率的稀缺性行业。

参考文献

1. 顾江、车树林:《资源错配、产业集聚与中国文化产业发展——基于供给侧改革视角》,〔福州〕《福建论坛》(人文社会科学版)2017年第2期。
2. 鲁晓东:《金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗》,〔北京〕《金融研究》2008年第4期。
3. 卢峰、姚洋:《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,〔北京〕《中国社会科学》2004年第1期。
4. 郭新茹、谭军:《相关性产业关联互动、企业分蘖机制与文化产业空间集群演化研究》,〔南京〕《江苏社会科学》2014年第6期。
5. R Levine. Finance and Growth: Theory and Evidence. Social Science Electronic Publishing, 2004(5): 37-40.
6. A Guariglia, S Poncet. Could Financial Distortions be No Impediment to Economic Growth after All? Evidence From China. Journal of Comparative Economics, 2008(4): 633-657.
7. 张杰、杨连星:《资本错配、关联效应与实体经济发展取向》,〔重庆〕《改革》2015年第10期。

〔责任编辑:如 新〕