

政府与金融的政治关联： 经济效应检验及中介路径判断

王守坤*

摘要：无论是基于经济激励还是政治晋升激励，地方政府总有干预金融发展的内在动机。本文关注于政府干预与金融系统之间政治关联所产生的经济效应特征及其间接传导路径的识别问题。通过将关键变量发挥作用的时间演变趋势以及政府干预与金融发展二者的联合作用纳入回归模型，本文的主要结论是，地方政府干预与金融抑制性发展二者的政治关联仅仅在一定时间范围内有益于经济增长，在2008-2011年度范围之后，地方政府已经无法再继续通过干预金融系统来缓解各自对于经济增长的负面影响。基于中介效应检验方法在识别政府-金融联合作用的间接路径时发现，前沿技术效率和资本配置效率仅发挥了较低比例的非完全中介效应。本文的经验分析结论警示我们，我国的财政支出管理体制与金融体制改革仍然充满挑战。

关键词：政府干预；金融发展；前沿技术效率；资本配置效率；中介效应

一、引言

对于发展中国家来讲，制度是重要的，而政府本身就是最重要的制度安排，政府行为及其政策实施会塑造其他相关制度和激励结构。在我国拥有世界上层级最多政府体系的情形下，地方政府参与或干预辖区经济运行的行为特征更是理解我国经济发展逻辑的关键（郁建兴、高翔，2012）。本文关注的正是政府干预与金融系统之间的联合作用所产生的经济效应特征及其间接传导路径的识别问题。

立足于“属地化分级管理”和“行政化逐级发包”这两种行政管理体制，改革开放以后我国地方政府“抓经济发展主动权”进而对金融系统进行干预的内在激励一直存在。1994年分税制改革之前，自负盈亏的财政承包制塑造了地方政府强有力的逐利动机，地方政府像董事会一样管理辖区内的工商企业，最终形成了联结地方政权、金融机构以及企业之间的公司化经营特征。而1994年分税制实施之后，来自建筑业和第三产业的营业税对地方税收的贡

*王守坤，江西财经大学经济学院，邮政编码：330013，电子信箱：cdwangshoukun@126.com。

本文研究得到国家社会科学基金青年项目“金融干预视角下区域资本流动的空间关联与经济协调发展研究”（项目编号：12CJL060）、国家社会科学基金重点项目“基础设施产业特许经营合约中的政府承诺问题及其治理研究”（项目编号：13AJL011）、国家社会科学基金青年项目“过剩条件下促进经济适度发展的结构优化理论与对策研究”（项目编号：13CJL015）以及江西财经大学校级课题的资助。作者感谢编辑部及匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。

献迅速增加,再加上土地出让收入对于地方财政的重要性日益突出,地方政府大力发展经济及竞争税收资源的动机被再次调动起来。然而,分税制改革向上集中了税源而公共支出依然大部分仍由地方政府承担,这使得地方政府的财政赤字开始增加。此时,作为财政功能替代的金融资源成为地方政府获得发展资金的重要渠道,即依靠金融功能的财政化来替代弱化的财政功能。

除了经济激励之外,作为“政治参与者”的地方官员自然也关心其自身的行政职位升迁,且这种权力激励在现实中可能更为重要。自20世纪80年代以来我国中央对地方重要官员的人事任命考核已经从“政治挂帅”转变为“以经济建设为中心”,在这种逻辑下,我国地方政府官员围绕GDP增长规模和速度而展开的“晋升锦标赛”成为中央激励地方发展经济的重要方式,并由此导致了横向上“为增长而竞争”的格局。可以说,地方官员的职位晋升竞争主要表现为政绩竞争,政绩竞争主要表现为经济增长竞争,经济竞争主要表现为招商引资竞争,而招商引资竞争最终则要依赖于金融资源来支持。综上,从政治晋升角度展开的逻辑链条同样可以使得地方政府产生干预银行贷款的强烈动机。

当然,无论是基于财政收入考虑还是政治晋升压力,地方政府干预金融的行为必然是为地方经济发展战略以及承担发展战略的企业主体尤其是国有企业所服务的。虽然国有企业资本收益仅占到私营企业的一半,但是因为与政府关系的密切而被赋予了获取金融资源的优先权,其获得的银行贷款和政府资助达到了私营企业的三倍以上(Song et al., 2011)。这种信贷偏向证实了“政治性主从秩序”的存在,同时也意味着政府干预下的金融系统对私营企业产生了“合法伤害”。那么,本文提出的问题在于,在我国市场化改革不断推进以及金融深化发展进程中,地方政府干预与金融抑制性发展之间的嵌入或关联在经济增长层面是否具有真实的显著性,两者之间的关系随着时间推进是强化还是削弱了?后文中将采用我国各省区1994-2012年面板数据并通过设置交互项的形式进行具体探究。进一步,我们还将考察两者的政治关联对于经济增长除了具有直接作用之外,还通过何种间接路径而产生。当然,由于经济发展是一个系统工程,我们无法去验证每个相关经济变量是否承担了政府-金融联合作用下的增长中介角色。因此,本文将视线转移到效率变量上来,并分析二者的联合经济效应得以产生的两个可能路径,其一是衡量实际产出与潜在产出距离的前沿技术效率,其二是采用边际产出资本比率表征的资本配置效率。后文中通过Baron和Kenny(1986)以及温忠麟等(2004)提出的中介效应检验方法,我们还判断了前沿技术效率和资本配置效率属于完全中介变量还是非完全中介变量,以及如果两条影响路径都存在时各自的重要性。

与现有对抑制性金融发展与经济增长的关系进行经验分析的文献相比,本文存在如下不同:第一,更加关注政府干预与金融发展二者对于经济增长的联合作用及其时间演变趋势,而不仅仅是政府干预或者金融发展变量自身的平均经济效应。实际上,在考虑到关键变量作用的时间演变趋势以及二者的联合作用之后,本文得出了更为丰富的结论。而且这种对于计量模型设计的边际改进,也使得我们在回归结果上可以调和现有文献判断金融发展的经济效应时非正即负的矛盾。第二,本文采纳了GDP增长率与人均GDP增长率两个因变量,以及金融发展规模、金融发展深度与金融发展效率等三个层次的刻画指标,这使得回归结论的一致性非常重要。因此,为了保证结论的可置信,我们从主成分分析与空间计量模型分析等角度进行了稳健性检验。第三,从方法上讲,现有文献在判断政府干预型金融发展与实体经济之间的桥梁时往往将金融发展变量作为核心变量,并构造金融变量与某一中间

变量的交互项进而甄别其作用于实体经济的路径。这种做法的缺陷在于交互项只能衡量金融变量作用强度发生变化的异质性条件,而不是金融对实体经济的作用路径。因此,为了判断政府-金融联合作用对于经济增长发挥了直接作用之外,是否还通过前沿技术效率与资本配置效率产生间接作用,我们采用了中介变量检验方法。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分对相关文献与本文所选择的中介路径变量进行概述;第三部分是回归模型设计、变量说明及结果解析;第四部分判断两个效率变量的中介效应是否存在及其相对大小;第五部分是结论性评述。

二、政府-金融政治关联的经济效应及作用路径选择

金融作为生产性服务业,其不仅能够对实体经济作出直接贡献,而且还会通过外部性作用的发挥和产业间的前后关联对经济增长产生间接影响。这种重要性使得政府对金融系统的行政干预在世界范围内广泛存在。结合引言部分的论述,地方政府与金融机构之间政治关联的经济效应及其相应机制可以通过图1来刻画。值得说明是,本文尤其关注政府-金融政治关联对于经济增长的间接影响路径。

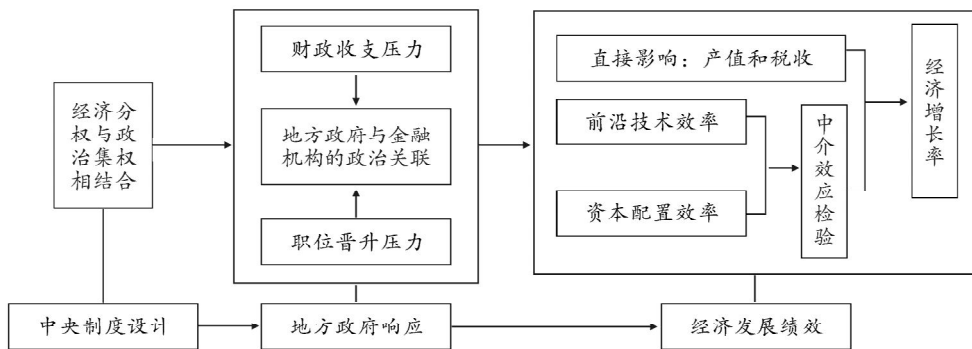


图1 政府-金融政治关联的经济效应及作用路径逻辑图

对于金融发展的经济增长效应分析文献浩如烟海,只是现有文献均将研究范围局限于金融发展变量自身对于经济增长的边际作用,而没有像本文一样把分析重点放到政府干预与金融发展的联立作用之上,这也是本文与现有文献的最大区别。金融抑制性发展对于经济增长的作用正是负远没有形成一致结论。持有正面观点的文献如 Hellman 等(2000)认为设计良好的干预型金融体制中政府行政力量的介入可以作为隐性担保降低投资风险,并减轻资金供应者和需求者之间的信息不对称。Huang 和 Wang(2011)基于省级面板数据度量了1978-2008年间我国金融抑制的程度,分析指出金融抑制政策促进而不是抑制了经济增长。王勋和 Anders Johansson(2013)则建立了金融干预行为促进经济增长的另一个逻辑,即经济资源会随着经济增长进程的推进不断从工业部门流向服务业部门,这使得服务业比重不断上升的同时经济增长率有所下降,此时政府往往会采取金融抑制型政策以阻碍这种经济结构转型,从而将有限的金融资源分配到更能促进经济增长的工业部门。

当然,也有许多学者怀疑金融抑制对于经济增长的正向刺激作用(Ang and McKibbin, 2007)。Shleifer 和 Vishny(1994)则具体地强调了政府干预金融的政治意图,认为政治家会基于政治目的控制银行信贷配置从而不利于经济健康发展。Liang(2006)的研究发现,在全国样本层面金融抑制性发展对经济增长没有显著影响,金融深化对增长的促进作用仅表现

在沿海地区。张军(2006)指出信贷增长与经济增长的正向关系在中国并不十分稳健,原因在于更多的信贷分配给了低效率的国有企业。刘文革等(2014)采用我国省级动态面板数据分析指出,政府出于财政压力、扶持国有经济以及GDP竞争等因素会使其产生干预金融发展的动机,而且这种干预也会对经济增长质量产生显著的负面影响。

现有的理论和经验研究不仅没有形成关于金融发展经济效应的一致结论,而且对于金融影响实体经济的作用路径同样莫衷一是。从方法上讲,现有文献判断政府干预型金融发展与实体经济之间的作用渠道时,均是采用将自己所关注或熟悉的单个中间变量与金融发展变量直接构建交互项的方法进行甄别。我们认为通过设置交互项的方法刻画的并不是金融发展对经济增长的作用路径,而只是作用强度发生变化的异质性条件。同时,本文认为在考察某个经济变量在金融抑制性发展与实体经济之间的桥梁作用之外,更应该将视野转移到效率渠道上来,因为效率改进所反映的经济增长质量提升对于我国经济的可持续发展具有根本性意义(朱承亮等,2009)。鉴于经济效率的来源有两类(张维迎,2008;姚耀军、骆燕敏,2012),第一是生产效率或技术效率,第二是配置效率,后文中我们将检验以下两个角度的效率变量是否扮演着政府-金融联合作用与我国经济增长率之间的中介角色,以及确实发挥中介效应时各自的相对大小。

1. 前沿技术效率。技术效率被定义为实际产出与理想的最大可能产出的比率,这种对于产出有效性的度量功能使得技术效率成为与全要素生产率(TFP)紧密联系的变量,甚至是全要素生产率组成内容中最为关键的部分。假定前沿生产函数为 $Y_{it} = f(\cdot) \exp(V_{it} - U_{it})$, 其中 Y_{it} 为实际产出, $f(\cdot)$ 为生产前沿面, V_{it} 表示随机误差项, U_{it} 为呈现非负截断正态分布的技术无效率项,则全要素生产率增长率与技术效率增长率的线性关系可以采用下面的分解方程来展示(Kumbhakar, 2000; 余泳泽、张妍, 2012):

$$\frac{\dot{TFP}}{TFP} = \frac{\partial \ln f(\cdot)}{\partial t} - \frac{\partial U}{\partial t} + (RTS - 1) \sum_j \xi_i \frac{\dot{x}_j}{x_j} + \sum_j (\xi_i - s_j) \frac{\dot{x}_j}{x_j} \quad (1)$$

等式(1)左边为TFP增长率,等式右边四项分别为前沿技术进步、前沿技术效率增长、规模经济增长以及资源配置效率增长;RTS(Return to Scale)是所有投入要素的产出弹性之和, ξ_i 是第 i 种要素投入的产出弹性与RTS之比, \dot{x}_j 为投入 x_j 的增长量, s_j 是投入的成本份额。本文将作用路径选择为技术效率而非全要素生产率是因为,根据分解式(1),测度全要素生产率时必然涉及到要素产出弹性以及要素投入价格信息进而其成本份额的核算,此时核算方法的异常复杂以及数据可得性不足的问题会削弱全要素生产率的精确度(张健华、王鹏, 2012)。

2. 资本配置效率。金融市场最主要、最基本的职能是优化资本配置,其对资本配置效率的影响相应地也就至关重要(王永剑、刘春杰, 2011)。值得特别强调的是,本文使用的资本配置效率概念并不是全要素生产率分解方程即式(1)所包含的资源配置效率。一方面,全要素生产率的分解公式中计算资源配置效率时必然会涉及到要素之间的结构关系,从而无法分离出资本要素自身纯粹的配置效率变化;另一方面,由于要素投入价格信息的复杂性以及数据可得性不够,资源配置效率像全要素生产率一样也无法被准确衡量(张健华、王鹏, 2012)。

关于金融发展与资本配置效率之间的经验分析,大部分文献采用了Wurgler(2000)的开创性研究。遗憾的是,在基于各省区截面与年度序列的二维面板数据结构下,Wurgler模型不适用于本文。原因是在这种回归方法中我们仅能获得资本配置效率弹性系数的全国均

值,从而无法得到与本文其他经济变量相匹配的面板数据,即使是采用变系数模型也仅能得到时间序列上的全国均值或者每个省区截面上的时间段均值。因此,我们必须寻找其他衡量资本配置效率的合适变量。除了 Wurgler(2000)的资本配置测度方法之外,边际产出资本比率(Incremental Output - Capital Ratio, *IOCR*)也是衡量资本配置效率的常用指标(Odedokun, 1997; 范硕、李俊江, 2012)。其逻辑是, *IOCR* 数值越高说明单位资本所带来的产出越多,客观上也就意味着资本配置效率增加。后文中我们将采用 *IOCR* 指标衡量我国各地区的资本配置效率并予以详细说明。

三、研究设计与计量结果

(一) 计量模型设置与变量说明

依据第一部分,本文所关注的问题在于,我国金融发展与地方政府干预之间的政治关联是否显著存在及其随着经济发展得到了强化还是削弱。基于我国省级面板数据结构,本文构建如下经验分析模型:

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 GI_{it} + \beta_2 GI_{it} \cdot T + \beta_3 FD_{it} + \beta_4 FD_{it} \cdot T + \beta_5 GI_{it} \cdot FD_{it} + \beta_6 GI_{it} \cdot FD_{it} \cdot T + \varphi Control_{it} + \gamma Province_i + \delta Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中:下标 i 为省区, t 为年份; *Growth* 为经济发展指标,采用 GDP 增长率以及人均 GDP 增长率两个变量表示; *GI* (Government Intervention) 代表地方政府干预指标, *FD* (Financial Development) 表示地区金融发展指标; T 为依据样本时间段生成的自然数列。注意到,模型中我们加入了 *GI*、*FD* 及其交互项 $GI \cdot FD$ 各自与时间趋势 T 的乘积,用于刻画相关变量的时间趋势。我们引入线性时间趋势 T 的目的是更好地刻画核心自变量对因变量的影响随时间变化这种异质性条件,这种做法实际上是把趋势项 T 看作核心自变量的调节变量,这意味着通过 T 构造的交互项可以更好地捕捉随时间变化的累积经济效应。

Province 与 *Year* 分别是控制截面固定效应与年份固定效应的虚拟变量。值得说明的是,当我们采用面板数据结构进行计量分析时,将面临多种模型设定的选择问题。对于选择固定效应还是随机效应而言,由于随机效应模型严格要求个体效应与解释变量不相关,这个要求显然在我国地理位置、资源禀赋以及经济结构差异极大的省级层面并不成立。与此同时,通过 Hausman 检验进行诊断,同样发现固定效应与随机效应回归系数不存在系统差异的原假设被显著拒绝,这也告诉我们应该选择固定效应模型。与此同时,我国处于经济转型与体制转轨的双重进程之中,随着时间推进在全国范围内实施的政策变化经常出现,因此,下文中我们采用了双向固定效应面板模型; *Control* 为影响地区经济发展的控制变量集; ε_{it} 是服从标准正态分布的随机误差项。根据前言中所提出的问题,我们重点将关注回归系数 β_5 与 β_6 。通过这两个回归系数的符号方向就可以判断我国金融发展与政府干预之间的政治关联是否存在及其随时间变动的趋势。

模型中所涉及的重要经济变量详细说明如下:

1. 政府干预指标(*GI*)。与其他文献一致,本文采用各省区财政预算支出占地方 GDP 的比重衡量行政干预程度(陆铭、欧海军, 2011; 毛其淋、盛斌, 2011; 陈斌开、林毅夫, 2013)。该比值越大,说明地方政府通过行政权力分配资源的程度也就越大。需要指出的是,本文并没有如部分文献那样在刻画政府干预程度时将教科文卫体等社会福利性支出从总体财政支出中扣除。理由在于,一方面是 2007 年以后政府财政支出科目设置进行了调整,不再分类报

告福利性支出以及经济性支出,从而使得数据统计的一致性受到干扰;另一方面,预算财政支出额已经能够包含行政干预行为的足够信息,扣除福利性支出与行政性支出并不会对我们所研究的问题有所助益。因为在我国地方政府对经济资源配置的自由裁量空间仍然较大以及晋升锦标赛治理体制下,无论是经济性支出、福利性支出还是行政性支出,都呈现出了地方政府加以策略性干预与控制的痕迹。

2. 金融发展指标(FD)。考虑到我国国有银行主导的金融体系带来的信贷资源分配特征和差序格局,本文分别选取了刻画金融发展规模、发展深度与发展效率三个层次的指标。同时,鉴于银行系统在我国金融体系中占据着主导作用,本文所选取的三个层次指标均针对银行部门(赵勇、雷达,2010)。我们舍弃股票市场指标的原因在于股市指标具有先导性,很大程度上反映的是对未来经济增长的预期而不是已发生经济事实的刻画,在经验研究中如果利用这类先导指标很可能具有误导性。同时,放弃证券市场相关指标的原因是我国证券市场发育较晚,也无法将其按照各省区进行数据分割(李青原等,2013)。本文三个层次的金融发展具体指标如下:

(1) 金融发展规模(FD_{scale})。根据金融相关比率的定义,即全部金融资产价值与实物资产价值即国民财富之比,我们也可以将其简化为金融资产总量与GDP的比率,其中,金融资产总量以各地区金融机构存贷款总额表示(赵勇、雷达,2010;杨龙、胡晓珍,2011)。

(2) 金融发展深度(FD_{depth})。与现有文献一样,这里采用金融机构贷款余额占GDP的比重作为度量金融发展深度的指标(Lu and Yao, 2009; 师博、沈坤荣, 2013; 张成思等, 2013; 周丽丽等, 2014)。由于中国银行部门尤其是国有银行存在大量因政策性和社会性负担而产生的不良资产,其中相当部分流向了那些缺乏效率的国有企业,故这种测度可能会部分地高估金融发展深度。也正因为如此,我们才有必要采用衡量金融发展效率的第三个指标。

(3) 金融发展效率($FD_{private}$)。这里采用非国有企业所获贷款额占贷款总额的比重衡量金融发展效率,该指标反映了银行信贷资源中有多大比例配置到了非国有部门。有效的金融市场应该能够使得稀缺的信贷资源流向效率高的企业,大量研究表明国有企业生产效率的提高主要依赖的是其规模和垄断优势,在竞争性行业国有企业生产效率仍然低于非国有企业,因此非国有企业获得信贷比重越高说明金融发展效率也就越高。然而,我们无法获得按照企业所有制性质细分的信贷分配省际数据。自Aziz和Duenwald(2002)、张军和金煜(2005)开始运用基于残差结构一阶自相关(AR1)的面板固定效应模型来估计非国有企业所获贷款比例之后,众多文献不断追随也采取了这种方法(李青原等,2010;赵勇、雷达,2010;刘瑞明,2011;钱水土、周永涛,2011;李青原等,2013;师博、沈坤荣,2013),本文也采用该方法估计金融发展效率。

假定全部银行信贷分为国有企业部分和非国有企业部分,且各地区分配到国有企业的贷款比例与国有企业产出比例之间呈现出稳定的正相关关系。进一步,将各省区“国有工业产值/工业总产值”(soe)作为自变量,“地区银行信贷总额/地区GDP”(loan)作为因变量,设置如下分解全部银行信贷占GDP比重的回归方程:

$$loan_{it} = \beta soe_{it} + \alpha + \eta_i + \mu_{it}, \mu_{it} = \rho \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, |\rho| < 1 \quad (3)$$

(3)式中:soe_{it}就是国有企业获得的贷款比重,它等于国有企业产出比重与回归系数β的乘积。而配置到非国有企业中的信贷比重则由常数项α、地区虚拟变量η_i和误差项μ_{it}三部分之和共同决定,分省虚拟变量η_i用来控制不随时间变化但随省区变化的不可观测因素的影响

响。假定所有地区的国有企业信贷比例与其国有产值关系保持固定不变,通过式子 $loan_{it} - \beta soe_{it}$ 就可以得到非国有企业贷款比重数据。

由于自 2012 年开始统计年鉴中不再报告地区工业总产值数据,这里估计非国有企业所获信贷比例的时间段界定在 1994-2011 年。^① 将本文对式(3)中 β 系数的回归值与明确报告该系数估计值的现有文献进行对比,结果见表 1。从表 1 可知,不同文献估计出的 β 值差异较大,在估计模型设置完全一致的前提下,回归结果的差异只能来自于样本差异。经过观察可知,李青原等(2010,2013)中 β 估计值最大,但是其样本时间段不足 10 年,样本数也相应地仅达到 200 个左右。在其他相关文献中,随着样本数的增加 β 估计值逐渐减小,这意味着较少的样本数会带来 β 系数估计值的系统性高估。本文样本数与刘瑞明(2011)比较接近,回归结果也大致相当。这为我们对 β 取值 0.18 提供了合理性证明。

表 1 残差结构一阶自相关 (AR1) 固定面板模型 β 系数回归结果

文献	张军、金煜 (2005)	李青原等 (2010)	刘瑞明 (2011)	钱水土、周永涛 (2011)	李青原等 (2013)	本文
因变量	地区银行信贷总额/地区生产总值					
自变量	国有工业产值/工业总产值					
β	0.507	0.914	0.161	0.479	0.883	0.180
t 统计值	8.45	4.43	-	4.93	4.47	2.84
ρ (AR1)	0.806	0.725	-	0.747	0.722	0.708
Within- R^2	0.172	0.055	-	-	0.100	0.19
时间段	1987-2001 年	1999-2006 年	1985-2004 年	-	2000-2006 年	1994-2012 年
样本数	406	196	580	252	210	476

注:“-”表示相关文献中未报告该值。

3. 本文控制变量包括:(1)宏观经济指数,采用全国 GDP 增长率表示 (*National-growth*),用于控制全国层面的经济形势对各地区的影响;(2)经济结构变量,采用第一产业产值占 GDP 的比重表示 (*PIP-GDP*),表征地区经济结构;(3)对外开放程度变量,采用地区实际利用外商直接投资占 GDP 的比重表示 (*FDI-GDP*),外商直接投资的原始数据单位为万美元,我们通过当年人民币与美元比价的中间价折算为人民币单位;(4)人口规模,采用省区年末常住人口对数值表示 (*lnPOP*),单位为万人。一方面,人口规模较大意味着辖区内的市场容量也较大,从而有利于经济增长;另一方面,在不具备人力资本质量的前提下,较大的人口规模也有可能对地方经济产生拖累效应;(5)交通便利程度。作为主体交通方式^②,公路运输在我国各地区均承担了绝大部分的货运周转任务,故这里采用人均公路里程变量对数值 (*lnHighway*) 作为交通便利程度的代理变量,单位为公里/万人;(6)教育水平变量,采用各省

^①后文中其他相关变量的时间段均限定在 1994-2012 年,我们只能假定 2011 年的非国有企业所获信贷比例与 2012 年保持一致。同时,各省区 2004 年的相关数据缺失严重,故我们假定 2004 年非国有企业贷款比例等于 2003 年与 2005 年的算术均值。

^②根据《中国公路运输行业投资分析及前景预测报告》,我国公路运输在客运量、货运量、客运周转量等方面遥遥领先于其他交通运输方式的总和。

区普通小学在校学生数占总人口的比重表示(*SPS-POP*);(7)截面固定效应变量(*Province*)与时间虚拟变量(*Year*)。其中,前者控制每个样本省区不可观测的异质性效应,后者控制与时间有关的非观测遗漏因素。

综上,回归模型中主要经济变量的描述性统计如表2所示。

表 2 主要经济变量的描述性统计

变量		样本数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	GDP 增长率	532	0.117	0.025	0.054	0.238
	人均 GDP 增长率	532	0.106	0.027	0.031	0.236
政府干预自变量	<i>GI</i>	532	0.154	0.076	0.049	0.612
金融发展自变量①	<i>FD_{scale}</i>	532	2.282	0.807	1.040	6.435
	<i>FD_{depth}</i>	532	0.994	0.304	0.307	2.252
	<i>FD_{private}</i>	532	0.899	0.299	0.260	2.165
控制变量	<i>National-growth</i>	532	9.947	1.795	7.600	14.200
	<i>PIP-GDP</i>	532	0.152	0.078	0.006	0.357
	<i>FDI-GDP</i>	532	0.032	0.032	0.001	0.195
	<i>lnPOP</i>	532	8.169	0.760	6.161	9.344
	<i>lnHighway</i>	532	2.781	0.706	0.984	4.746
	<i>SPS-POP</i>	532	0.091	0.026	0.026	0.143

注:因变量采用百分比表示。

(二) 计量结果及解析

本文的样本为我国 1994–2012 年不包括海南、西藏、港澳台地区之后的 28 个省区,且为了保证数据的连贯与一致性将四川与重庆数据进行了合并。所有公开数据来源于全国及各省区统计年鉴以及《新中国六十年统计资料汇编》。根据基本回归方程式(2),采用基于面板数据结构的双向固定效应模型回归结果如表3所示。

从表3中可知,对于我们所关注的政府干预与金融发展交互项即 $GI \cdot FD$ 而言,在基于两个因变量以及三个层次的金融发展变量共六个回归方程中,其系数均为正且至少通过了5%的显著性检验。该结论意味着我国政府干预与金融发展两者在对经济增长的影响层面呈现出了嵌入或互补关系。当然,联系到政府干预与金融发展变量各自对于经济增长所产生的显著负向作用,这种联合作用对于缓解经济增长的下降平均而言是有利的。这种政府-金融之间的政治关联可能根源于我国地方政府对金融系统一直以来实际具备的控制、干预以及讨价还价能力,也来源于财政支出缺口压力、基于 GDP 绩效的人事任命考核以及横向官员晋升锦标赛等因素所塑造的内在激励。与本文类似,张璟和沈坤荣(2008)的经验分析也证实了地方政府干预与区域金融发展的交互项对省际实际资本存量增长率、省际人均实际资本存量增长率以及省际固定资产投资总额占 GDP 比例三个因变量的回归系数也显著为正。该文与本文相比除了因变量设置不同之外,更重要的是该文并没有从政府干预与金融发展之间的嵌入关系角度对交互项的经济意义进行阐释。

①我国企业高度依赖于间接融资体系的现实,使得银行信贷额以及存贷总额大于 GDP 规模几乎成为一种常态,这也带来了本文衡量金融发展三个层次变量的数值大于1的情形。

表3 双向固定效应模型回归结果

变量		因变量:GDP 增长率			因变量:人均 GDP 增长率		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
关键交互项	$GI \cdot FD_{scale}$	0.327*** (0.063)	-	-	0.267*** (0.071)	-	-
	$GI \cdot FD_{scale} \cdot T$	-0.019*** (0.003)	-	-	-0.017*** (0.003)	-	-
	$GI \cdot FD_{depth}$	-	0.744*** (0.130)	-	-	0.672*** (0.145)	-
	$GI \cdot FD_{depth} \cdot T$	-	-0.040*** (0.007)	-	-	-0.037*** (0.008)	-
	$GI \cdot FD_{private}$	-	-	0.384*** (0.129)	-	-	0.344** (0.142)
	$GI \cdot FD_{private} \cdot T$	-	-	-0.024*** (0.008)	-	-	-0.020** (0.008)
政府干预变量	GI	-0.711*** (0.152)	-0.783*** (0.150)	-0.420*** (0.141)	-0.647*** (0.170)	-0.774*** (0.167)	-0.429*** (0.155)
	$GI \cdot T$	0.050*** (0.008)	0.049*** (0.009)	0.034*** (0.008)	0.050*** (0.009)	0.051*** (0.010)	0.035*** (0.009)
金融发展变量	FD_{scale}	-0.058*** (0.008)	-	-	-0.046*** (0.009)	-	-
	$FD_{scale} \cdot T$	0.003*** (0.001)	-	-	0.003*** (0.001)	-	-
	FD_{depth}	-	-0.113*** (0.016)	-	-	-0.092*** (0.018)	-
	$FD_{depth} \cdot T$	-	0.005*** (0.001)	-	-	0.004*** (0.001)	-
	$FD_{private}$	-	-	-0.047*** (0.015)	-	-	-0.034** (0.016)
	$FD_{private} \cdot T$	-	-	0.002** (0.001)	-	-	0.001 (0.001)
控制变量	$National-growth$	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.009*** (0.001)
	$PIP-GDP$	-0.139*** (0.038)	-0.154*** (0.037)	-0.142*** (0.039)	-0.186*** (0.043)	-0.198*** (0.042)	-0.186*** (0.043)
	$FDI-GDP$	0.239*** (0.048)	0.218*** (0.049)	0.244*** (0.051)	0.179*** (0.054)	0.168*** (0.055)	0.188*** (0.056)
	$\ln POP$	-0.041*** (0.015)	-0.041*** (0.015)	-0.045*** (0.015)	-0.067*** (0.016)	-0.067*** (0.016)	-0.071*** (0.017)
	$\ln Highway$	-0.015*** (0.004)	-0.014*** (0.004)	-0.016*** (0.005)	-0.015*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.016*** (0.005)
	$SPS-POP$	-0.348*** (0.076)	-0.321*** (0.078)	-0.323*** (0.082)	-0.271*** (0.085)	-0.241*** (0.087)	-0.234*** (0.090)
	截面固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
	时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Within-R ²	0.656	0.647	0.617	0.616	0.609	0.592	
样本数	532	532	532	532	532	532	

注:(1)为了突出本文所关心的政府-金融交互项回归系数,我们将其放在了表3的前面;(2)模型同时控制了截面固定效应与时间固定效应,拟合优度选取为组内统计值(Within-R²)。为节约篇幅,未报告固定效应虚拟变量以及常数项的系数;(3)表格括号中报告的是标准误;(4)***表示满足1%的显著性水平,**表示5%的显著性水平,以上均为双尾检验。

当然,无论是政府对于金融系统的干预,还是金融机构对于政府部门的依附,在我国市场经济体制改革不断深化的过程中,其表现形式已经越来越隐性化:首先,地方政府使用优厚的奖励政策激励银行在本辖区投入更多的金融资源,比如各地政府普遍将公共资金存款数量与银行对地方经济的贡献挂钩,并按照贡献度确定政府性资金在各银行的存放比例。其次,地方政府将控制的重心从国家股份制银行转向城市商业银行、农村信用社或农商银行以及民营银行等中小金融机构(Ong, 2012)。例如,地方政府经常会邀请中小金融机构参加各类项目建设座谈会并进而要求它们为地方投资提供支持。再次,将全国性金融信贷资源视为“公共池塘”,地方政府通过干预本地司法和执法的手段默许、容忍甚至协助本地企业用展期、拖欠以及逃废债务等方式加以争夺或攫取(谭劲松等, 2012)。

对于政府干预与金融发展交互项 $GI \cdot FD$ 与时间自然数序列 T 的乘积项而言,其系数至少在 5% 的显著性水平上为负。那么,通过观察表 3 中交互项 $GI \cdot FD$ 的总体偏效应^①系数即 $\beta_5 + \beta_6 T$ 中 $\beta_5 > 0$ 且 $\beta_6 < 0$ 可以看出,政府干预与金融发展之间的联合作用强度随着时间推移在下降。本文认为这种下降趋势既来自于我国地方政府从发展型向公共服务型虽缓慢却持续发生着的转变,又来自于银行体系自身的规范化发展。值得注意的是,政府干预与金融发展二者联合作用的下降终将使得总体偏效应系数 $\beta_5 + \beta_6 T$ 降为零值。经过计算,可以得出在六个回归模型中满足零值条件的年份均位于样本时间段的后期即 2008-2011 年。在该年度范围之前,交互项 $GI \cdot FD$ 对于经济增长的总体作用为正,即有利于经济增长;而超过了满足零值条件的时间节点之后,则其总体作用已经为负值,这意味着此时政府干预与金融发展之间的联合作用已经无法减缓各自对于经济增长率的负向作用,即有损于经济增长。

接下来,我们考察政府干预与金融发展变量各自对经济增长率的影响。对于政府干预变量 GI 自身来讲,在六个模型中其系数均显著为负。该结果证实了公共经济学派“竞次理论”(Race to the Bottom)在我国的存在性,即在以经济分权与政治集中为特征的中国式治理体制下,地方政府集权化的财政支出决策是低效的,同时经济资源向政府部门转移至少在短期内还会阻碍人力资本与实物资本积累,从而其直接作用是阻碍了经济增长。当然,政府干预变量自身不利于经济增长,并不意味着在考虑该变量经济效应随时间而发生的变化及其与金融发展之间的联合作用后其总体经济效应也是如此。政府干预变量对于经济增长率的最终影响方向必须根据其总体偏效应系数即 $\beta_1 + \beta_2 T + \beta_5 FD_{it} + \beta_6 FD_{it} \cdot T$ 进行判断。经过计算,我们发现只有在采用金融机构存贷款总额占 GDP 比重衡量金融发展规模时,且仅在个别省区 2002 年以前的样本中 GI 的总体偏效应系数为负,其他情形下均为正数。综合来看,通过改革进程的时间推进、财政职能逐步转化以及政府干预与金融发展之间的互补作用,我国省级政府预算财政支出对于经济增长率最终发挥的是正向刺激作用。^②

对于金融发展变量 FD 自身而言,在六个模型中其系数也都显著为负。虽然众多基于

^①将 $\beta_5 + \beta_6 T$ 称作总体偏效应并不是非常准确,因为影响交互项 $GI \cdot FD$ 对于经济增长偏效应大小的调节因素除了时间之外,可能还包括模型中未涉及的潜在变量。但是,为了论述简便,本文仍然采用总体偏效应概念。

^②一些实证文献回归中政府财政支出变量自身对经济增长率的回归系数就为正,这与本文在考虑政府支出的经济效应随时间变化及其与金融发展之间的联合作用后,财政支出总体经济效应为正的结论存在根本的不同。

跨国数据的经验研究表明金融发展具有直接且显著的经济增长效应,但是本文回归结论却印证了“金融发展的中国反例”现象(Boyreau-Debray, 2003; Allen et al., 2005)。我们认为原因在于我国政府干预下的金融体系遵从了信贷资源配置的“政治主从秩序”,从而使得生产效率高且对经济增长贡献更大的非国有经济主体发展受到限制,同时造成银行体系经营效率低下、信贷通道拥挤、不良贷款累积以及预算软约束等高额国民经济成本,从而最终对经济增长产生抑制作用(Firth et al., 2009; 谭劲松等, 2012)。与本文结论类似,张军(2006)采用中国29个省区1984-2001年数据计算了贷款额占GDP的比重,然后以该变量的均值为参照将29个省区划分为高贷款地区和低贷款地区,结果发现高贷款地区的经济增长率总体上显著低于低贷款地区;①Guariglia和Poncet(2008)以中国为研究对象则发现以总贷款占GDP的比重、国有商业银行信贷占GDP的比重以及家庭储蓄存款占GDP比重等金融发展指标与人均GDP增长率、资本积累以及TFP增长率之间都存在显著的负相关关系。当然,我们还必须考察各层次金融发展变量对于经济增长的总体偏效应即 $\beta_3 + \beta_4 T + \beta_5 GI_{it} + \beta_6 GI_{it} \cdot T$ 。测算结果显示,金融发展变量的总体偏效应系数在六个模型中虽然绝对值都较小,但是系数符号都为负。

最后,控制变量中的宏观经济指数、经济结构以及对外开放程度三个变量的回归系数均显著且符合我们的经济学直觉,即全国经济形势越好、第一产业比重越低以及吸引外资越多越有利于地方经济发展。对于人口规模变量而言,各模型中其系数均显著为负,这说明在我国人力资本积累受限以及经济增长主要依赖物质资本投入的前提下,较大的人口规模更有可能通过各种社会负担对经济产生拖累效应。对于人均公路里程和普通小学在校学生比重这两个变量而言,其回归系数在各模型中均显著为负。经过数据考察,我们发现这两个变量数值较大的样本是内蒙古、广西、贵州、青海、新疆等人口密度较小的西部欠发达省区,而变量数值较小的样本反而是北京、上海这些人口密度很大且经济发展一直较好的地区。详细来讲,本文样本期内所有西部省区的人均公路里程是30.66公里/万人,普通小学在校学生比重是10.48%;而所有东部省区的相应变量数值则分别为12.28公里/万人和7.61%。这就意味着我们所选择的交通便利程度与教育水平变量表面上是正向指标,然而实际上却是反向指标,即它们的数值大小与经济增长速度之间是反向对应关系。

(三) 稳健性检验

针对所关注的核心问题,即政府干预与金融抑制性发展之间的政治关联是否在统计上显著及其时间变化趋势,我们将从以下三个方面进行补充验证。

1. 金融发展效率的扩展指标。针对我国金融发展效率指标,本文与众多文献一样采用了Aziz和Duenwald(2002)、张军和金煜(2005)所开创的方法。然而,该方法运用中有一个强假定是所有省区国有企业获得的信贷比例与其产值比例之间的倍数关系即 β 均相等,这显然忽略了各省区的差异化,并很可能产生回归偏误。因此,我们采用Swamy(1970)随机系数估计方法得到了针对每个省区不同的 β_i 值,并通过式子 $loan_{it} - \beta_i soe_{it}$ 计算了各省区不同的非国有企业信贷比例(记为 $FD_{private}$)。回归结果显示,采用

①该文进一步以经济增长率的均值作为参照,把29个省区分成高增长地区和低增长地区,然后分别与各自信贷占GDP的比重去对照,也得到了同样的结论,即高增长地区的信贷比重反而更低。

该扩展金融效率指标并未影响我们的结论,各解释变量系数符号及显著性与先前结论一致。

2.基于四个金融发展效率指标的主成分分析。目前为止我们共获得了四个刻画地区金融发展效率的指标,且其衡量角度和层次各自不同。为了捕捉它们的共同变异信息,本文采用主成分分析方法对四个指标进行降维从而获得一个复合指标,并将其纳入回归模型。各指标的总 KMO 统计值为 0.843,而巴特利特球度检验的卡方值为 2784.67 且 $p=0.000$,这说明适合运用主成分分析。提取四个金融发展效率指标的主成分后,我们发现第一主成分的特征值大于 1 且贡献率已经达到了 89.14%,故第一主成分可以作为金融发展效率的复合指标。根据第一主成分的线性表达式即 $Component = 0.489 \cdot FD_{scale} + 0.518 \cdot FD_{depth} + 0.513 \cdot FD_{private} + 0.480 \cdot FD_{private'}$,我们将其引入回归模型式(2),回归结果的系数符号及显著性与采用各单独金融发展指标时一致。

3.空间计量模型的应用。由于“地理学第一定律”的存在,以及贸易交往所引致的生产要素和商品的跨区流动,分析经济增长影响因素时空间计量模型被广泛应用(潘文卿,2012)。因此,我们也有必要尝试加入空间效应项从而将基本回归模型(2)扩展为空间计量模型。由于没有充分信息用于确认空间效应是来自于经济增长变量自身还是误差项,故我们依据 Lee 和 Yu(2010)中基于双固定效应的广义空间计量模型构造了如下回归方程:

$$Growth_{it} = \rho \cdot \sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot Growth_{jt}) + \beta_0 + \beta_1 GI_{it} + \beta_2 GI_{it} \cdot T + \beta_3 FD_{it} + \beta_4 FD_{it} \cdot T + \beta_5 GI_{it} \cdot FD_{it} + \beta_6 GI_{it} \cdot FD_{it} \cdot T + \varphi Control_{it} + \gamma Province_i + \delta Year_t + \phi_{it} \quad (4)$$

$$\phi_{it} = \lambda \cdot \sum_{j=1}^N (W_{ij} \cdot \phi_{jt}) + \varepsilon_{it}$$

(4)式中: ρ 是因变量空间滞后项系数,而 λ 是误差项空间滞后项系数,二者分别代表因变量与回归残差各自的空间相关强度; W_{ij} 为空间权重矩阵,这里采用最为常用一阶邻接权重矩阵与逆距离权重矩阵,且均进行将矩阵各行元素之和标准化为 1 的处理。具体来讲,在一阶邻接矩阵设置中假定空间效应发生于拥有非零长度共同边界的省区之间,且当相邻空间单元 i 和 j 有共同的边界时赋值为 1,否则为 0。作为邻接权重的扩展,逆距离权重矩阵假定空间效应强度决定于距离,空间单元之间距离越近则空间效应越强。我们将空间距离 d_{ij} 定义为各省省会城市 i 与 j 之间依据经纬度数据测算的地表距离,且赋值规则为 $i \neq j$ 时 $W_{ij} = 1/d_{ij}^2$, $i = j$ 时 $W_{ij} = 0$; ϕ_{it} 为特异误差项,表征了可能产生空间效应的不可观测因素, ε_{it} 仍然是满足独立同分布条件的随机误差项。

基于空间计量模型适用的极大似然估计方法回归结果显示,各关键自变量、相应交互项变量以及控制变量的回归系数符号与显著性均未发生本质改变。值得注意的是,各模型中两个空间效应项的估计系数符号不稳定且大部分情形下显著性非常低,即本文模型无法提供我国各地区经济增长存在溢出效应的充分证据。出现该情形的原因可能是数据样本数量以及模型设定差异带来的统计不确定性,也可能来源于我国各省区之间的地方保护、重复建设以及经济结构同质化等因素掩盖了依赖于地理距离信息而产生的溢出效应。为节约篇幅,表 4 仅列出了关键交互项以及空间效应项系数的估计结果。

表 4 基于广义空间计量模型的稳健性检验

变量		因变量:GDP 增长率			因变量:人均 GDP 增长率		
邻接权重矩阵	$GI \cdot FD_{scale}$	0.324*** (0.061)	-	-	0.252*** (0.066)	-	-
	$GI \cdot FD_{scale} \cdot T$	-0.020*** (0.003)	-	-	-0.015*** (0.003)	-	-
	$GI \cdot FD_{depth}$	-	0.714*** (0.125)	-	-	0.598*** (0.135)	-
	$GI \cdot FD_{depth} \cdot T$	-	-0.022*** (0.008)	-	-	-0.031*** (0.008)	-
	$GI \cdot FD_{private}$	-	-	0.356*** (0.123)	-	-	0.295** (0.130)
	$GI \cdot FD_{private} \cdot T$	-	-	-0.024*** (0.008)	-	-	-0.016** (0.008)
	ρ	-0.133 (0.115)	0.136 (0.131)	0.224 (0.185)	0.149 (0.128)	0.271** (0.121)	0.306** (0.138)
λ	0.223* (0.119)	-0.118 (0.161)	-0.154 (0.232)	-0.068 (0.157)	-0.239 (0.161)	-0.235 (0.183)	
逆距权重矩阵	$GI \cdot FD_{scale}$	0.341*** (0.060)	-	-	0.279*** (0.067)	-	-
	$GI \cdot FD_{scale} \cdot T$	-0.020*** (0.003)	-	-	-0.017*** (0.003)	-	-
	$GI \cdot FD_{depth}$	-	0.784*** (0.123)	-	-	0.699*** (0.138)	-
	$GI \cdot FD_{depth} \cdot T$	-	-0.042*** (0.007)	-	-	-0.038*** (0.008)	-
	$GI \cdot FD_{private}$	-	-	0.383*** (0.122)	-	-	0.343** (0.134)
	$GI \cdot FD_{private} \cdot T$	-	-	-0.024*** (0.007)	-	-	-0.021*** (0.008)
	ρ	-0.184 (0.196)	-0.077 (0.194)	-0.039 (0.195)	-0.015 (0.183)	0.027 (0.182)	0.029 (0.183)
λ	-0.186 (0.224)	-0.369 (0.244)	-0.143 (0.222)	-0.271 (0.230)	-0.312 (0.237)	-0.177 (0.223)	

注: (1)空间计量模型同时控制了截面固定效应与时间固定效应;(2)表格括号中报告的是标准误;(3)***表示1%的显著性水平,**表示5%的显著性水平,以上均为双尾检验。

四、政府与金融联合作用的间接影响路径

本部分将回答我国地方政府干预与金融发展的政治关联通过何种渠道对经济增长产生间接影响。我们关注的是两个效率途径即前沿技术效率和资本配置效率,其中,前者采用超越对数生产函数形式下的随机前沿模型测算,后者采用边际产出资本比率衡量。

(一) 前沿技术效率与资本配置效率的测算

1.前沿技术效率测算。测算技术效率的重要工具是包含随机扰动项的前沿生产函数,常见的函数设定包括柯布-道格拉斯形式和超越对数形式。相对于前者而言,后者放松了技术中性与要素间固定替代弹性假设,并且其形式灵活性能够更好地避免函数设定误差(鲁晓东、连玉君,2012)。因此,本文依据 Bataese 和 Coeli(1995)中基于面板数据的超越对数生产函数形式,同时为了更全面地控制截面不可观测因素的影响,将模型设置为时变真实固定效应模型(Greene,2005):

$$\ln Y_{it} = a_i + \vartheta_1 \ln L_{it} + \vartheta_2 \ln K_{it} + \vartheta_3 T + \vartheta_4 (\ln L_{it})^2 + \vartheta_5 (\ln K_{it})^2 + \vartheta_6 T^2 + \vartheta_7 \ln L_{it} \cdot \ln K_{it} + \vartheta_8 \ln L_{it} \cdot T + \vartheta_9 \ln K_{it} \cdot T + \gamma \text{Province}_i + \delta \text{Year}_t + V_{it} - U_{it} \quad (5)$$

(5)式中:注意到随机前沿模型中的截距项 a_i 随截面不同而变,原因在于我们采用时变真实固定效应模型; Y 为实际产出,采用以 1994 年为基期的实际 GDP 表示; L 与 K 分别是生产函数中的劳动投入与资本投入,依据文献通行的做法,前者以年末社会从业人员数表示,后者则以 1994 年为基期采用永续盘存法及统一折旧率 10.96% 核算^①(单豪杰,2008),计算时固定资本形成额变量已用固定资产投资价格指数进行平减; T 是自然时间序列,用于度量产出变化的时间趋势; $V_{it} - U_{it}$ 为复合残差项, V_{it} 为服从独立正态分布的随机误差项,而 U_{it} 为呈非负截断正态分布的技术无效率项, V_{it} 与 U_{it} 之间独立不相关且均与解释变量无关。采用 JLMS 技术可以从复合残差项 $V_{it} - U_{it}$ 中分离出技术非效率项 U_{it} 。进一步,技术效率可以表达为产出期望与随机前沿期望的比值(Kumbhakar et al., 2010),即:

$$TE_{it} = \frac{E[f(\cdot) \exp(V_{it} - U_{it})]}{E[f(\cdot) \exp(V_{it} - U_{it}) | U = 0]} = \exp(-U_{it}) \quad (6)$$

2. 资本配置效率测算。我们采用边际产出资本比率 ($IOCR$) 衡量资本配置效率, $IOCR$ 数值越高说明单位资本所带来的产出增加越多,同时也就意味着资本配置效率的上升。 $IOCR$ 等于总产出 Y 的增量和资本投入 K 的增量之比,其中 ΔY 表示实际 GDP 增量变化, ΔK 也等于投资流量 I ,这里采用资本形成总额来衡量。最终,我们可以得到:

$$IOCR = \frac{\Delta Y}{\Delta K} = \frac{\Delta Y}{I} = \frac{\Delta Y/Y}{I/Y} \quad (7)$$

即边际产出资本比率可以表示为经济增长率与资本产出比的比率。

(二) 中介效应检测方法

接下来,不同于现有文献通过直接构造交互项来判断变量作用路径的做法,我们采用心理学研究较为常用的中介效应检验程序(Baron and Kenny, 1986)来更为准确地识别技术效率与配置效率是否扮演了政府与金融联合影响的间接路径角色。对两个拟识别的中介效应变量进行相关性检验,结论显示相关系数仅为 0.068,属于极弱的相关等级,这就保证了我们确实可以将二者分别作为独立中介变量进行分析。中介效应检验方法分为三个步骤:

第一步,进行中介效应检验的基本前提是自变量对因变量必须具有显著作用,因此,需要首先检验政府干预与金融发展的政治关联是否对于经济增长具有显著作用。如果显著,则进行下一步;如果不显著,则停止中介效应分析。根据第三部分的回归结果,联合作用项 $GI \cdot FD$ 的系数 β_5 在各模型中均显著,说明可以继续进行中中介效应分析。

第二步,将拟识别的中介变量也就是本文中的两个效率变量 ($Efficiency$) 分别作为因变量,采用与第一步中同样的计量模型即式(8)进行回归,得到 $GI \cdot FD$ 的系数 β'_5 。值得注意的是,由于技术效率具有非负性且取值为 0 到 1,这时需要采用基于删截数据的 Tobit 模型进行回归。

$$Efficiency_{it} = \beta'_0 + \beta'_1 GI_{it} + \beta'_2 GI_{it} \cdot T + \beta'_3 FD_{it} + \beta'_4 FD_{it} \cdot T + \beta'_5 GI_{it} \cdot FD_{it} + \beta'_6 GI_{it} \cdot FD_{it} \cdot T + \varphi' \text{Control}_{it} + \gamma' \text{Province}_i + \delta' \text{Year}_t + \varepsilon'_{it} \quad (8)$$

第三步,将中介变量加入初始回归方程如式(9),并回归得到中介变量的系数 λ 。如果

^①根据现有数据资料很难推算分省折旧率,故按照通行的处理方法将折旧率统一取 10.96%。

β'_5 与 λ 都显著,这时就可以通过观察式(9)中联合作用项 $GI \cdot FD$ 系数 β'_5 的显著性判断中介效应是否存在。具体来讲,如果 β'_5 不显著,则所考察的效率变量具有完全中介效应;而若 β'_5 仍然显著,则效率变量仅具有非完全中介效应。

$$Growth_{it} = \beta''_0 + \lambda Efficiency_{it} + \beta''_1 GI_{it} + \beta''_2 GI_{it} \cdot T + \beta''_3 FD_{it} + \beta''_4 FD_{it} \cdot T + \beta''_5 GI_{it} \cdot FD_{it} + \beta''_6 GI_{it} \cdot FD_{it} \cdot T + \varphi'' Control_{it} + \gamma'' Province_i + \delta'' Year_t + \varepsilon''_{it} \quad (9)$$

为了检验识别结果的稳健性,或者出现 β'_5 与 λ 中仅有一个显著时,可以进行 Sobel 检验,即采用式子 $(\beta'_5 \cdot \lambda) / \sqrt{(\beta'_5)^2 \cdot (S_\lambda)^2 + \lambda^2 \cdot (S_{\beta'_5})^2}$ 来检验 β'_5 与 λ 的乘积是否显著 (Sobel,1982)。其中, S_λ 与 $S_{\beta'_5}$ 分别是系数 λ 与 β'_5 的标准误。该统计量的临界概率不能采用标准正态分布概率曲线获得,我们需要根据 MacKinnon 等(2002)提供的显著性临界值进行判断。最终,若 Sobel 统计量显著则说明非完全中介效应成立,否则中介效应不存在。

(三) 中介效应检验结果

为了尽量获取金融发展变量的综合信息,同时也为了简化分析,这里仅给出以人均 GDP 增长率作为因变量,且各金融发展变量的第一主成分作为金融刻画变量的中介效应检验结果(见表5)。当然,我们也针对其他模型进行了中介效应检验,识别结果一致。

表5 金融发展主成分变量的中介效应检验

变量及步骤		第一步	第二步:中介变量 TE 为因变量	第二步:中介变量 AE 为因变量	第三步:加入 TE	第三步:加入 AE
中介变量	前沿技术效率 (TE)	-	-	-	0.081*** (0.022)	-
	资本配置效率 (AE)	-	-	-	-	0.223*** (0.014)
交互项	$GI \cdot FD_{component}$	0.261*** (0.063)	0.363*** (0.124)	0.301** (0.150)	0.232*** (0.063)	0.194*** (0.052)
	$GI \cdot FD_{component} \cdot T$	-0.014*** (0.003)	-0.003 (0.007)	-0.027*** (0.009)	-0.014*** (0.003)	-0.008*** (0.003)
干预变量	GI	-0.772*** (0.180)	-1.379*** (0.355)	-0.850* (0.468)	-0.660*** (0.180)	-0.582*** (0.148)
	$GI \cdot T$	0.051*** (0.010)	-0.004 (0.019)	0.094*** (0.026)	0.051*** (0.010)	0.030*** (0.008)
金融变量	$FD_{component}$	-0.036*** (0.008)	-0.038** (0.017)	-0.067*** (0.022)	-0.033*** (0.008)	-0.021*** (0.007)
	$FD_{component} \cdot T$	0.001*** (0.0005)	-0.0002 (0.001)	0.008*** (0.001)	0.001*** (0.0005)	-0.0004 (0.0004)

注:(1)中介效应检验程序第二步中,当前沿技术效率(TE)作为因变量时采用面板 Tobit 模型,其他均采用面板数据双固定效应模型;(2)未报告控制变量。

从表5中可知,政府干预变量与金融发展主成分变量的交互项在第一步分析中的系数 β_5 显著,且第二步分析中它们对于两个中介变量,即前沿技术效率(TE)与资本配置效率(AE)的回归系数 β'_5 也具有显著作用。将两个中介变量分别加入第一步回归方程之中,我们发现关键交互项 $GI \cdot FD$ 在保持了原有显著性水平的前提下,回归系数 β'_5 的值有所下降且加入 AE 时下降幅度较大,这证实了前沿技术效率和资本配置效率在经济增长层面发挥了非完全中介效应而不是完全中介效应。注意到第二步分析中因变量为 AE 时虽然交互项 $GI \cdot FD$ 系数只达到了5%的显著性水平,但是 Sobel 检验的结果非常显著,说明结论是稳健的。进一步,根据温忠麟等(2005)的做法,前沿技术效率与资本配置效率各自所发挥中介效

应占总体效应相对大小可以通过式子 $(\beta'_5 \cdot \lambda) / \beta_5$ 得出。计算结果显示,前沿技术效率所发挥的中介效应占总体效应比重为 11.27%,而资本配置效率所发挥的中介效应占总体效应比重为 25.72%。以上结论告诉我们关键交互项 $GI \cdot FD$ 与经济增长之间的直接关联作用仍然远大于通过中介变量发挥的作用,且其通过资本配置效率中介所产生的影响大于前沿技术效率中介。

五、结论性评述

渐进式改革进程中内生地产生了很多原本不存在的制度红利与获取经济租金的机会,无论是基于经济激励还是政治晋升激励,地方政府总有干预金融发展的内在动机,从而也就出现了政府力量嵌入各类市场交易的局面。本文关注了政府干预与金融系统之间的联合作用所产生的经济效应特征及其间接传导路径的识别问题。在研究过程中,通过将关键变量发挥作用的时间演变趋势,以及政府干预与金融发展二者的联合作用纳入回归模型,本文得出了更为丰富的经验结论,也在一定程度上调和了现有文献判断金融发展的经济效应时非正即负的矛盾。同时,在识别政府-金融联合作用的间接路径时,我们抛弃了基于交互项的辨别方法,因为交互项刻画的其实是变量作用强度发生变化的条件而不是作用路径。中介效应检验方法的应用使得本文的结论相比于现有文献更加深入且具体,这尤其体现在我们对于两种效率中介路径相对重要程度的判断上。

本文的经验分析结论警示我们,我国的财政支出管理体制与金融体制改革仍然任重道远,这体现在我国地方政府干预与金融发展各自对经济增长发挥了直接且显著的负向作用而不是所期望的正向作用。而且,政府行政干预与金融抑制性发展两者的联合作用仅仅在一定时间范围内有益于经济增长,在 2008-2011 年时间范围之后地方政府已经无法再通过对金融信贷资源的干预来缓解各自对于经济增长的负面影响。显然,我们更期望的是政府-金融之间的政治关联能够被政府职能转变与金融自由化改革割裂,并最终在统计上不具有显著性。同时,前沿技术效率和资本配置效率均发挥了较低比例的非完全中介效应,也就是说,政府与金融的政治关联对于经济增长而言,其直接关联远大于通过中介变量所发挥的影响,这与我们所追求的效率型与质量型发展目标尚有距离。反观现实,正如吴敬琏(2009)所言,目前社会上存在的种种弊病和偏差,从根本上说是源于政府权力不但不肯退出市场,反而倾向于强化对市场自由交换的压制和控制,最终造成了普遍的低效率与经济扭曲。我们认为,只有当政府支出与金融发展两者既能够发挥直接的刺激增长作用,又能够在更大程度上通过提升前沿技术效率与资本配置效率对经济增长发挥间接效应时,才真正符合政府职能转换以及金融作为生产性服务业的本质。

参考文献:

- 1.陈斌开、林毅夫,2013:《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》第4期。
- 2.范硕、李俊江,2012:《中国金融发展提高了资本产出效率吗?》,《经济管理》第10期。
- 3.李青原、李江冰、江春、Kevin X.D. Huang,2013:《金融发展与地区实体经济资本配置效率》,《经济学(季刊)》第12卷第2期。
- 4.李青原、赵奇伟、李江冰、江春,2010:《外商直接投资、金融发展与地区资本配置效率》,《金融研究》第3期。
- 5.刘瑞明,2011:《金融压抑、所有制歧视与增长拖累》,《经济学(季刊)》第10卷第2期。
- 6.刘文革、周文召、仲深、李峰,2014:《金融发展中的政府干预、资本化进程与经济增长质量》,《经济学家》第3期。

- 7.鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
- 8.陆铭、欧海军,2011:《高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究》,《世界经济》第12期。
- 9.潘文卿,2012:《中国的区域关联与经济空间溢出效应》,《经济研究》第1期。
- 10.毛其淋、盛斌,2011:《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》第11卷第1期。
- 11.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。
- 12.单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 13.师博、沈坤荣,2013:《政府干预、经济集聚与能源效率》,《管理世界》第10期。
- 14.谭劲松、简宇寅、陈颖,2012:《政府干预与不良贷款》,《管理世界》第7期。
- 15.王勋、Anders Johansson,2013:《金融抑制与经济结构转型》,《经济研究》第1期。
- 16.王永剑、刘春杰,2011:《金融发展对中国资本配置效率的影响及区域比较》,《财贸经济》第3期。
- 17.温忠麟、侯杰泰、张雷,2005:《调节效应与中介效应的比较和应用》,《心理学报》第2期。
- 18.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 19.吴敬琏,2009:《让历史照亮未来的道路:论中国改革的市场经济方向》,《经济社会体制比较》第5期。
- 20.杨龙、胡晓珍,2011:《金融发展规模、效率改善与经济增长》,《经济科学》第1期。
- 21.姚耀军、骆燕敏,2012:《中国金融发展与技术效率改善》,《金融评论》第2期。
- 22.郁建兴、高翔,2012:《地方发展型政府的行为逻辑及制度基础》,《中国社会科学》第5期。
- 23.余泳泽、张妍,2012:《我国高技术产业地区效率差异与全要素生产率增长率分解》,《产业经济研究》第1期。
- 24.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。
- 25.张健华、王鹏,2012:《中国全要素生产率:基于分省份资本折旧率的再估计》,《管理世界》第10期。
- 26.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》,《南开经济研究》第6期。
- 27.张军,2006:《中国的信贷增长为什么对经济增长影响不显著》,《学术月刊》第7期。
- 28.张军、金煜,2005:《中国的金融深化和生产率关系的再检测》,《经济研究》第11期。
- 29.张维迎,2008:《理解中国经济改革》,《读书》第7期。
- 30.赵勇、雷达,2010:《金融发展与经济增长:生产率促进抑或资本形成》,《世界经济》第2期。
- 31.周丽丽、杨刚强、江洪,2014:《中国金融发展速度与经济增长可持续性》,《中国软科学》第2期。
- 32.朱承亮、岳宏志、李婷,2009:《中国经济增长效率及其影响因素的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第9期。
- 33.Allen, F., J. Qian, and M. Qian.2005.“Law, Finance and Economic Growth in China.” *Journal of Financial Economics* 70(1):57-116.
- 34.Ang, B., and J. McKibbin. 2007. “Financial Liberalization, Financial Sector Development and Growth: Evidence from Malaysia.” *Journal of Development Economics* 84(1):215-233.
- 35.Aziz, Jahangir, and Christoph Duenwald. 2002. “Growth - Financial Intermediation Nexus in China.” IMF Working Paper 194.
- 36.Baron, R.M., and D.A. Kenny. 1986. “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research.” *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6):1173-1182.
- 37.Batese, G. E., and T. J. Coeli. 1995. “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data.” *Empirical Economics* 20(2):325-332.
- 38.Boyeau-Debry, G.2003.“Financial Intermediation and Growth: Chinese Style.” World Bank Policy Research Working Paper 3027.
- 39.Firth, Michael, Chen Lin, Ping Liu, and Sonia Wong.2009.“Inside the Black Box: Bank Credit Allocation in China's Private Sector.” *Journal of Banking & Finance* 33(6):1144-1155.
- 40.Greene, William. 2005. “Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model.” *Journal of Econometrics* 126(2):269-303.
- 41.Guariglia, A., and S. Poncet. 2008. “Could Financial Distortions Be no Impediment to Economic Growth after all? Evidence from China.” *Journal of Comparative Economics* 36(4):633-657.
- 42.Hellmann, T., K. Murdock, and J. Stiglitz. 2000.“Liberalization, Moral Hazard in Banking and Prudential Regulation: Are Capital Controls Enough.” *American Economic Review* 90(1):147-165.
- 43.Huang, Y.P., and X.Wang. 2011. “Does Financial Repression Inhibit or Facilitate Economic Growth?” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 73(6):833-855.
- 44.Kumbhakar, S. C. 2000. “Estimation and Decomposition of Productivity Change When Production Is not

- Efficient: A Panel Data Approach.” *Econometric Review* 19:425–460.
- 45.Kumbhakar, S. C., and Hung–Jen Wang.2010. “Estimation of Technical Inefficiency in Production Frontier Models Using Cross–Sectional Data.” *Indian Economic Review* 45(2) :79–124.
- 46.Lee,L.F., and J.H.Yu. 2010. “Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects.” *Journal of Econometrics*, 154(2) :165–185.
- 47.Liang, Zhicheng.2006. “Financial Development, Growth and Regional Disparity in Post–Reform China.” Mimeo.
- 48.Lu,Feng, and Yang Yao. 2009. “The Effectiveness of Law, Financial Development, and Economic Growth in an Economy of Financial Repression.” *World Development* 37(4) : 763–777.
- 49.MacKinnon, P., M.Lockwood, M. Hoffman, G. West, and V. Sheets. 2002. “A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects.” *Psychological Methods* 7(1) : 83–104.
- 50.Odedokun, M.O.1997. “Relative Effects of Public Versus Private Investment Spending on Economic Efficiency and Growth in Developing Countries.” *Applied Economics* 29(10) :1325–1336.
- 51.Ong, L.H.2012. “Fiscal Federalism and Soft Budget Constraints: The Case of China.” *International Political Science Review* 33(4) :455–474.
- 52.Shleifer,A., and R.W. Vishny. 1994. “Politicians and Firms.” *Quarterly Journal of Economics* 109(4) : 995–1025.
- 53.Sobel, M. E.1982. “Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models.” *Sociological Methodology* 13:290–312.
- 54.Song,Zheng, Kjetil Storesletten, and Fabrizio Zilibotti.2011. “Growing Like China.” *American Economic Review* 101(1) :196–233.
- 55.Swamy, P.1970. “Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model.” *Econometrica* 38(2) : 311–323.
- 56.Wurgler, J.2000. “Financial Markets and the Allocation of Capital.” *Journal of Financial Economics* 58(1) : 187–214.

The Nexus of Government Intervention and Financial System : Its Economic Effects and Mediating Paths

Wang Shoukun

(School of Economics ,Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: Whether based on economic returns or political promotion incentives, the local governments often possess the intrinsic motivation to intervene financial development within jurisdiction. This paper focuses on the nexus of government intervention and financial system, its economic effects and mediating paths. Through bringing time trend and cross–product term of the key variables into the regression model, this paper shows us that the nexus of local governments and financial system is beneficial to economic growth just within a certain period, and when going beyond the range of 2008–2011, it’s unable to mitigate the negative impact of two key variables on growth. By applying a kind of reasonable identification methods about mediating effects, we find frontier technology efficiency and capital allocation efficiency only play some partial mediating effects. It means that they still shoulder heavy responsibilities for Chinese local governments to reform fiscal expenditure and financial system.

Keywords: Government Intervention, Financial Development, Frontier Technical Efficiency, Capital Allocation Efficiency, Mediating Effects

JEL Classification: C33, G18, H11

(责任编辑:陈永清)