

财政分权、金融结构与企业创新

权飞过, 王晓芳

(西安交通大学经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

摘 要: 本文从理论上将财政分权对企业创新的影响划分为两个渠道: 一是财政分权提高了地方政府对企业创新的财政补助, 直接推动了企业创新; 二是财政分权通过优化地区金融结构, 发挥了股权融资对企业创新的正向促进作用, 间接推动了企业创新。利用2008~2015年上市公司数据和省级层面数据相结合的面板数据, 实证研究发现: 财政分权对企业创新确实存在双重影响, 并且对民营企业、处于成长期及公司高管具有研发背景的企业的研发创新有显著激励作用。进一步实证检验发现财政支出分权对企业创新有正向促进作用, 而财政收入分权则对企业创新有抑制作用。本文认为, 应在完善地方政府官员绩效考核基础上, 适当提高地方财政自主权, 强化对处于成长期民营企业创新的财政扶持力度, 并发挥股权融资对企业创新的促进作用, 以更好地推动企业创新。

关键词: 财政分权; 金融结构; 企业创新

中图分类号: F812.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-4892(2020)01-0022-11

一、引 言

党的十八大报告指出, 实施创新驱动战略是实现我国经济实现高质量增长的关键, 党的十九大则进一步明确指出: “创新是引领发展的第一动力, 是建设现代经济体系的关键支撑”。为优化经济结构、提高经济增长质量, 大力推动创新战略成为决定中国经济持续健康发展的关键。企业创新作为经济创新驱动的主要动力来源, 如何提高企业创新能力成为理论和实践中的研究重点。创新作为提升企业市场竞争力的重要手段, 由于企业创新的收益率低于社会边际收益率水平^[1]以及企业创新面临着资金投入成本高、创新结果不确定性大以及创新周期较长等多种不利因素, 削弱了企业自主创新的内在动力。在此情形下, 发挥政府“有形之手”对市场失灵的干预和纠正, 成为解决企业自主研发动力不足的关键。从政府行为视角出发, 财政分权能够影响和改变地方政府行为。在以经济增长为核心的绩效考核激励下, 地方政府官员的政治晋升激励机制促使地方政府为增加财政收入、提高经济增长绩效而开展激烈竞争。由于科技创新投入缺乏短期增长效应, 故政府减少对科技创新的投入, 甚至干预企业的经营行为, 导致企业研发投入水平的下降^[2]。在地方政府开展“为创新而竞争”的考核机制下, 财政分权程度的提高促使地方政府不断加大对科技创新的投入^[3], 而财政对企业创新项目的补助则提高了企业创新水平^[4]。因此, 财政分权对企业创新的影

收稿日期: 2019-03-06

基金项目: 教育部哲学社会科学重大项目(18JZD035)

作者简介: 权飞过(1988-), 男, 山西长治人, 西安交通大学经济与金融学院博士生; 王晓芳(1958-), 女, 陕西西安人, 西安交通大学经济与金融学院教授。

响,取决于财政分权对地方政府行为竞争和激励的影响方向。余泳泽等(2018)研究指出,当政府通过市场开放、要素流动及基础设施改善作为主要竞争手段,财政分权有利于提升地区技术水平;反之,若政府通过分割市场等途径作为竞争手段时,财政分权则会抑制地区技术进步^[5]。

除上述影响外,财政分权还可能通过其他途径来影响企业创新。考虑到企业创新面临着极大的不确定性,因此相比于债权融资,股权融资模式与企业创新所需资金的匹配程度更好^[6]。在财政分权机制下,地方政府间激烈的竞争必然导致对金融资源的争夺^[7]。地方政府通过参股或控股城市商业银行,强化了地方政府对金融部门的干预^[8],影响银行信贷资金的投放。根据陈工等(2016)的研究发现,财政分权程度提高,能够显著降低地区上市企业面临的融资约束^[9],那么财政分权是否还通过改善地区金融结构而影响企业创新呢?特别是,在创新驱动战略背景下,伴随着地方政府对创新企业的扶持力度不断加大^①,财政分权是否还通过优化地区金融结构来影响企业创新成为值得关注的问题。现有的研究讨论了不同视角下财政分权对科技创新投入的影响^[10]以及财政补贴对企业创新的影响,但对财政分权影响企业创新的传导机制研究则缺乏全面的总结和归纳。在实证检验中,现有的文献中仅台航等(2018)运用2004~2007年省级层面和企业层面的综合面板数据直接检验了财政分权对企业创新的影响^[11];李琳等(2018)虽然检验了2000~2015年间财政分权对工业企业创新能力的影响^[12],但其研究样本主要集中在省级层面,并未深入分析财政分权对企业个体层面创新的影响。考虑到我国创新驱动战略推出时间较晚,并且仅采用省级层面的面板数据难以捕捉企业层面变量特征对企业创新的影响,本文尝试采用2008~2015年省级面板数据和上市企业层面数据的综合面板数据进行实证检验,以更好的检验财政分权对企业创新的影响。

本文可能的贡献在于:一是从理论上总结了财政分权对企业创新的两个渠道,即通过财政补助支持企业创新的直接渠道和通过改善地区融资结构促进企业创新的间接渠道;二是利用2008~2015年省级层面和企业层面的综合面板数据,实证检验了财政分权对企业创新的直接影响渠道和间接影响渠道;三是综合考察了不同视角下财政分权对企业创新的影响差异,并结合企业特征划分,检验了财政分权对不同所有制属性、不同生命周期以及高管团队不同背景企业的影响差异,丰富了财政分权对企业创新影响的相关研究。

二、相关文献综述及研究假设

(一) 财政分权对企业创新的直接影响

财政分权制度下地方政府行为选择是分析财政分权对企业创新影响的关键。在我国中央集权和财政分权现实下,地方政府政治晋升利益作为核心利益,深刻影响了财政分权对地方政府行为选择^[13]。在以经济增长绩效为政治晋升的核心考核指标情形下,地方政府围绕地区经济增长展开竞争,通过将财政资金投入到投资性生产项目,以保障地方经济增长。在此过程中,对生产性项目的投资不可避免地对科技创新投入产生“挤出”效应,而重复性的生产性投资项目虽然推动了地区经济快速增长,但却面临着经济增长质量不高的问题^[14]。在投资边际收益降低,经济增长质量不高的经济新常态下,中央政府开始推动创新发展战略,将科技创新作为地方官员绩效的核心考核指标,促使地方政府加大对科技创新的投入和支持力度。在以“为创新而竞争”的激励机制下,财政分权程度的提高有利于提高科技创新投入^[3]。

可以发现,财政分权对创新分权的直接影响与财政分权对政府的行为激励之间存在紧密的联

① 地方政府对企业上市进行财政补助主要体现在:地方政府纷纷出台企业上市奖励计划,助力地区企业上市。据不完全统计,截至2015年,全国已有27个省市185个地区出台了企业上市财政补贴政策。以西安高新区为例,《西安国家自主创新示范区关于支持企业上市发展的若干政策》规定,企业在上海、深圳证券交易所及境外主要证券市场首次公开发行股票,将获得最高1000万元奖励。

系：若财政分权程度的提高促使地方政府对企业创新进行更多的财政补贴和税收减免，则能够解决创新外部性以及创新成本过高导致的市场失灵问题，提升企业创新研发投入，并提高企业的研发产出^[4]；反之，财政分权导致政府加大对生产性投资项目的投入力度，对创新项目的财政扶持产生“挤出”，财政分权程度的提高不利于企业创新。在我国实施创新驱动战略背景下，地方政府的考核机制使得地方政府行为具有“为创新而竞争”特征，因此财政分权程度的提高将促使地方政府不断加大对企业创新的财政投入，推动企业创新能力的提高。

综合上述分析，本文提出如下研究假说：

H1：财政分权程度的提高将促进企业创新。

（二）财政分权对企业创新的间接影响

财政分权对企业创新的间接影响体现在：财政分权程度的提高将改善地区金融结构，通过提高地区企业股权融资占比，发挥股权融资对企业创新融资的匹配性^[15]，推动企业创新。

事实上，财政分权对地区金融结构的影响体现在两个方面，一是财政分权对金融分权的干预，通过影响金融资源配置来推动地区企业上市，提高地区股权融资占比；二是财政分权对企业上市开展的财政补贴政策提高了企业上市融资占比，优化了地区金融结构。在我国金融显性集权隐性分权的现实下，财政分权导致地区激烈竞争金融资源，以满足地区企业融资需求，促进地区经济发展^[16]。财政分权强化了地方政府预算约束，进而导致地方政府对地区金融分权的干预^[17]。地方政府通过干预地区金融机构运营及发放行政许可，可以将信贷资金配置到创新型企业中（前提是政府对企业创新项目的筛选和识别有效），如干预银行信贷投放使得资金向地区创新企业倾斜，鼓励担保公司对创新企业进行担保等，推动创新企业快速发展，增强创新企业市场竞争能力，提高地区创新企业上市数量，改善地区金融结构。与债权融资相比，股权投资更加关注企业创新能力带来的企业成长性^[18]，能够避免债权融资还本付息财务压力对企业创新投入的资金挤出，因而能够更好地推动企业创新。与此同时，财政分权程度提高还可以使用资金补助奖励政策来推动地区企业上市，提高股权融资在地区融资规模中的比重。上市企业通过股权融资渠道获取资金，不仅能够吸引外部资金流入、缓解地区金融资源约束，同时股权融资为主导的融资结构更有利于企业创新，提升企业的创新能力。地区企业创新能力提高有助于提高地区经济活力，扩大地区企业纳税规模，改善地区金融结构，提升企业创新水平。

根据上述分析，本文提出如下研究假说：

H2：提高财政分权程度通过优化地区金融结构来促进企业创新。

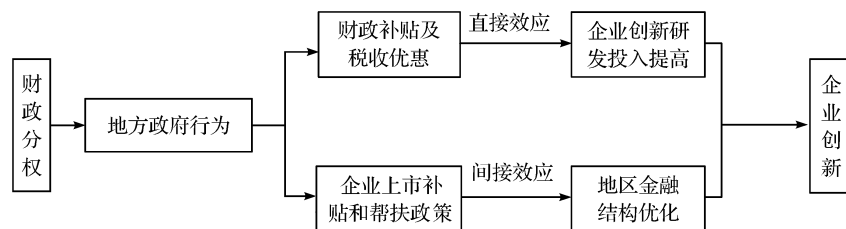


图1 财政分权对企业创新的影响分析

三、研究设计与数据说明

（一）模型设定与估计方法

为了检验财政分权对企业创新的理论假说，本文首先构造如下基准计量模型：

$$rd_{ipt} = c + \alpha fd_{pt} + \sum_{j=1}^3 \beta_j \cdot X_{ipt} + \sum_{j=1}^4 \chi_j \cdot Y_{pt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, rd_{ipt} 表示在位于省市地区 p 企业 i 在 t 年份的研发投入, 以度量企业创新, fd_{pt} 是 t 年份企业所在省市地区 p 的财政分权程度, 是本文的核心解释变量; X_{ipt} 和 Y_{pt} 分别表示企业层面的控制变量和省市地区层面的控制变量, μ_i 和 γ_t 代表个体固定效应和时期固定效应, 以刻画个体区域特征和时期特征; ε 为随机扰动项, 假定服从白噪声序列。根据理论分析推断, 财政分权有助于企业创新程度的提高, 预期 α 显著为正。

进一步, 为检验财政分权是否能够通过金融结构渠道影响企业创新, 分两个步骤实证回归: 第一、以地区金融结构为被解释变量, 以财政分权为核心解释变量, 检验财政分权对地区金融结构的影响; 第二、以企业创新研发投入为被解释变量, 地区金融结构为核心解释变量, 检验金融结构对企业创新的影响。

$$finstru_{pt} = c + \eta fd_{pt} + \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot X_{ipt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$rd_{ipt} = c + \delta finstru_{pt} + \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot X_{ipt} + \sum_{j=1}^n \chi_j \cdot Y_{pt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

如研究假说 H2 成立, 则预期 η 和 δ 显著为正, 对应的中介效应为两者之乘积 $\eta\delta$ 。

最后, 为检验金融结构的中介效应是否完全, 即财政分权对企业创新的直接效应是否完全, 构建如下模型:

$$rd_{ipt} = c + \phi fd_{pt} + \lambda finstru_{pt} + \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot X_{ipt} + \sum_{j=1}^n \chi_j \cdot Y_{pt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

如果研究假说 H1 和 H2 同时成立, 则预期 ϕ 和 λ 均应显著为正, 且 ϕ 的值要小于 (1) 中 α , 说明金融结构是部分中介变量, 财政分权通过直接效应和间接效应两个渠道影响企业创新。若财政分权的回归系数不显著, 则金融结构可视为完全中介变量。

为进一步检验财政分权通过金融结构渠道来影响企业创新, 在模型中加入财政分权与金融结构的交叉项, 若交叉项系数与财政分权回归系数保持一致, 则能够进一步验证上述渠道的存在性。鉴于此, 设计如下回归模型:

$$rd_{ipt} = c + \phi fd_{pt} + \lambda finstru_{pt} + \varpi fd \times finstru_{pt} + \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot X_{ipt} + \sum_{j=1}^n \chi_j \cdot Y_{pt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

考虑到变量之间内生性问题以及省级面板数据带来的异方差影响^[19], 传统的最小二乘法和广义最小二乘法的估计结果可能存在偏差, 因此在回归模型选择中, 本文除采用“OLS + 稳健标准误”来解决异方差问题, 同时还采用 GLS 和双向固定效应来进行回归; 进一步, 在稳健性检验中采用 GMM 估计来消除可能存在的异方差和内生性问题^[20]。需要注意的是, 在估计实证模型之前, 本文利用似然比检验和 Hausman 检验对模型设定形式进行确认, 结果显示双向固定效应模型是恰当的。为避免极端值对回归结果的影响, 我们对样本中连续变量做 1% 的缩尾处理。

(二) 指标选择与数据来源

1. 指标选择

(1) 企业创新。采用研发支出占总资产的比重来衡量企业的研发投入程度。在稳健性检验中, 采用研发支出占营业收入比重来表示企业研发投入程度, 并利用企业专利申请数量来衡量企业研发产出。

(2) 财政分权

根据本文的理论分析, 财政自给度反映了地方财政收入占地方财政支出的比重^[21]。比重越高则表明地方财政资金使用具有更大的自由度, 能够更好地对企业创新进行扶持, 因此本文首先采用

财政自给度来度量财政分权。进一步,本文借鉴白俊红等(2017)的研究^[10],构建收入角度的财政分权指标和支出角度的财政分权指标,检验不同度量视角下,财政分权对企业创新的异质性影响。

(3) 中介变量

参考刘贯春(2017)的研究,用地区股票市场交易总额与金融机构贷款余额的比值来反映地区金融结构^[20]。

(4) 其他控制变量

控制变量分为企业层面的控制变量以及地区层面的控制变量。根据已有的研究文献^[22]的做法,不同层面的控制变量主要有:

企业层面的控制变量,主要包括资产规模、产业结构、成长能力和市场势力等。地区层面的控制变量,主要包括地区经济发展水平、产业结构和城镇化水平等。变量定义及计算方式参见表 1。

2. 数据来源

本文的研究样本是 2008 ~ 2015 年 A 股上市公司,并根据上市公司所属省市,将上市公司财务数据与各省市财政数据相结合构建的综合研究样本。在上市公司选择中,为避免数据缺失和数据错漏带来的影响,本文综合了 Wind 数据库和同花顺财经的原始数据,剔除了金融类、ST 和 PT 类公司,并排除了在主要变量选择中存在的缺失企业,最终得到了 2304 家上市公司相关数据。在财政数据方面,本文考察的样本所属我国大陆 31 个省市,原始数据来源为《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》和各省市统计年鉴。地区金融结构指标计算中,股票市场交易总额数据来源于 wind 数据库。

表 1 变量定义

类型	符号	名称	说明
被解释变量	rd ₁	企业研发投入强度 1	(研发支出/总资产) × 100
	rd ₂	企业研发投入强度 2	(研发支出/营业收入) × 100
	rd ₃	企业研发产出强度 3	Ln(专利发明申请数 + 1)
核心解释变量	fd	财政分权自给程度	地方财政收入/地方财政支出
	incomefd	收入视角的财政分权	预算内人均地方本级财政收入/预算内人均中央财政收入
	expendfd	支出视角的财政分权	预算内人均地方本级财政支出/预算内人均中央财政支出
中介变量	finstru	地区金融结构	地区股权融资规模/金融机构贷款余额
控制变量	pgdp	经济发展水平	地区真实人均 GDP 取对数
	industry	产业结构	第二产业产值/地区 GDP
	urban	城镇化水平	城镇人口/地区总人口
	size	资产规模	总资产的自然对数
	lev	杠杆率	总负债/总资产
	growth	成长能力	营业收入增长率
	market	市场势力	企业营业收入与成本之比

表 2 主要变量的统计性描述

变量	均值	方差	最小值	最大值	样本数
rd ₁	1.960	1.767	0.010	9.440	11983
rd ₂	3.767	3.962	0.010	24.090	11983
rd ₃	0.896	1.231	0.000	8.664	17051
fd	0.671	0.203	0.060	0.940	17051
incomefd	1.305	1.083	0.480	7.246	17051
expendfd	5.548	2.574	1.235	15.902	17051
finstru	0.236	0.239	0.100	1.340	17051

四、实证分析

(一) 财政分权对企业创新的影响

表3给出了研究假说H1的相关结果。回归结果列(1)~(3)显示,财政分权的回归系数至少在5%水平下显著为正,说明财政分权程度的提高,有助于提高企业研发投入强度,进而推动企业创新能力的提高^[3]。为保证研究结果的稳健性,列(4)~(6)是采用 rd_2 作为被解释变量的回归结果,可以发现,财政分权对企业研发投入具有正向促进作用,但在双向固定效应模型回归下的显著水平较低。

表3 财政分权对企业创新的影响

变量	以 rd_1 为被解释变量			以 rd_2 为被解释变量		
	(1) OLS + r	(2) GLS	(3) FE	(4) OLS + r	(5) GLS	(6) FE
fd	1.7378 *** (0.1606)	1.3875 *** (0.2112)	1.0176 ** (0.3164)	2.4180 *** (0.2933)	2.0434 *** (0.4277)	1.4440 ** (0.6329)
pgdp	-0.7965 ** (0.3426)	-0.1033 (0.2056)	-0.0094 (0.2214)	-0.8959 * (0.4619)	-0.0588 (0.4149)	0.0108 (0.4429)
industry	-0.8897 *** (0.2964)	-0.4735 (0.3677)	1.7744 *** (0.577)	-4.8079 *** (0.6446)	-3.3357 *** (0.7446)	1.6116 (1.1542)
urban	0.1746 (0.3951)	0.2372 (0.4081)	-1.8563 ** (0.7999)	-0.1998 (0.6175)	0.0670 (0.8261)	-2.9038 * (1.6029)
size	-0.2621 *** (0.016)	-0.5681 *** (0.0193)	-0.8217 *** (0.0277)	-0.5074 *** (0.0272)	-0.5554 *** (0.0339)	-0.3011 *** (0.0553)
lev	-0.4080 *** (0.0989)	0.6097 *** (0.0869)	0.8351 *** (0.0956)	-2.2931 *** (0.1766)	-1.2664 *** (0.1754)	-0.7312 *** (0.1912)
growth	0.2614 *** (0.0537)	0.1231 *** (0.0304)	0.1529 *** (0.0311)	-0.2638 ** (0.1085)	-0.6921 *** (0.0613)	-0.8376 *** (0.0622)
market	0.9540 *** (0.0767)	0.7096 *** (0.0689)	0.5968 *** (0.0855)	4.6564 *** (0.1862)	2.3644 *** (0.1394)	0.5593 *** (0.1711)
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
R ²	0.1408		0.1255	0.3005		0.1934
观测值	11983	11983	11983	11983	11983	11983

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著水平;括号内为稳健标准误差值;回归结果省略了常数项。下表同此。

在地区层面的控制变量中:人均GDP水平、产业结构和城镇化水平对企业创新的影响在不同估计方法下的结果差异较大。以双向固定效应模型结果来看(列3),人均GDP水平对企业创新的回归系数并不显著,表明人均GDP对企业创新的影响并不显著。产业结构的回归系数显著为正表明工业化占比提高能够促进企业创新,而城镇化水平的回归系数显著为负,说明城镇化建设会挤占财政对企业创新的投入,降低企业创新水平。在企业层面控制变量中,除公司资产规模的回归系数显著为负外,杠杆率水平、成长能力和市场势力的回归系数均显著为正。公司资产规模越大,则企业创新动力相对较弱,这与我国中小企业创新活力更高的实际情况相一致;杠杆率水平越高,则企业创新为股东所带来的潜在收益越高;成长能力和市场势力反映了企业的经营状况,企业经营状况越好(营业收入增速快;营业成本占营业收入比重低),则企业能够投入更多的资金进行技术创新,以保证其市场竞争力。

(二) 财政分权与金融结构

为检验财政分权是否通过金融结构渠道影响企业创新, 本文首先检验了财政分权对地区金融结构的影响。从表 4 的回归结果可以发现, 财政分权程度的提高, 促进了地区金融结构优化, 提高了地区企业直接融资的比重。其经济学解释可能为: 财政分权程度提高, 促使地方政府加大了对企业上市的支持力度, 通过财政支持以及税收优惠等政策, 推动地区企业上市进行股权融资, 进而改善了地区融资结构。

表 4 财政分权对金融结构的影响

变量	(1) OLS + r	(2) GLS	(3) FE
fd	0.1401 *** (0.0091)	0.1190 *** (0.0169)	0.0922 *** (0.0266)
pgdp	0.0798 *** (0.0212)	0.1000 *** (0.0187)	0.1842 *** (0.0177)
industry	-0.9053 *** (0.0237)	-1.0387 *** (0.0285)	-0.7320 *** (0.0436)
urban	0.4487 *** (0.0235)	0.4018 *** (0.0329)	0.4544 *** (0.0612)
时间效应	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	Yes	Yes
R ²	0.7205		0.7779
观测值	11983	11983	11983

表 5 给出了地区金融结构对企业创新的回归结果。可以发现: 地区金融结构的回归系数显著为正, 表明地区金融结构优化有助于企业的研发投入, 推动企业创新水平的提高, 这与李汇东等的研究结论一致^[6]。

表 5 金融结构对企业创新的影响

变量	以 rd ₁ 为被解释变量			以 rd ₂ 为被解释变量		
	(1) OLS + r	(2) GLS	(3) FE	(4) OLS + r	(5) GLS	(6) FE
finstru	0.6828 *** (0.1229)	0.3211 *** (0.0734)	0.2491 ** (0.0798)	0.5715 *** (0.1741)	0.4743 *** (0.1480)	0.2958 ** (0.1297)
pgdp	0.2332 (0.1724)	0.0489 (0.2029)	0.0057 (0.2216)	0.5364 (0.3405)	0.1885 (0.4095)	0.1204 (0.4432)
industry	0.2585 (0.299)	0.177 (0.3749)	0.1714 ** (0.5843)	-2.9912 *** (0.6804)	-2.3481 *** (0.758)	1.8548 (1.1688)
urban	0.7300 *** (0.2786)	1.4780 *** (0.3602)	-0.5253 (0.9956)	0.4559 (0.5683)	2.0342 *** (0.7279)	-3.3688 * (1.9912)
企业层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
R ²	0.1339		0.1251	0.2983		0.0930
观测值	11983	11983	11983	11983	11983	11983

(二) 金融结构中介效应检验

为检验金融结构的中介效应是否完全以及是否存在直接效应, 模型(4)将金融结构纳入到回归方程中进行检验, 具体结果见表 6。可以发现: 金融结构对企业创新的回归系数至少在 10% 水平下显著为正, 并且财政分权与企业创新之间仍然存在显著的正相关关系, 并且回归系数的值略小于表 3 中的回归系数。上述结果表明, 财政分权对企业创新有显著为正的直接影响, 同时还能够通过金融结构间接影响企业创新, 但金融结构属于部分中介变量。

表 6 金融结构的中介效应检验

变量	以 rd_1 为被解释变量			以 rd_2 为被解释变量		
	(1) OLS + r	(2) GLS	(3) FE	(4) OLS + r	(5) GLS	(6) FE
fd	1.6608 *** (0.1606)	1.1643 *** (0.2111)	0.9045 *** (0.3004)	2.2794 *** (0.2957)	1.9091 *** (0.4276)	1.3805 *** (0.4409)
finstru	0.5493 *** (0.1237)	0.3099 *** (0.0733)	0.1940 * (0.1011)	0.9883 *** (0.2771)	0.4567 *** (0.1483)	0.1272 * (0.0722)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
R ²	0.1408		0.1258	0.3053		0.0934
观测值	11983	11983	11983	11983	11983	11983

进一步,我们将财政分权与金融结构交叉项纳入回归模型中,进一步检验上述中介效应的存在性。根据表 7 的回归结果,交叉项回归系数至少在 5% 水平下显著为正(与金融结构的回归系数符号一致),表明财政分权不仅对企业研发投入有直接促进作用,而且还能够通过优化地区金融结构促进企业研发投入。加入交叉项后财政分权与金融结构的回归系数依然与前文保持一致,表明财政分权能够通过优化地区金融结构渠道来改善企业研发投入,研究假说 H2 得到研证。

表 7 财政分权、金融结构与企业创新

变量	以 rd_1 为被解释变量			以 rd_2 为被解释变量		
	(1) OLS + r	(2) GLS	(3) FE	(4) OLS + r	(5) GLS	(6) FE
fd	1.2038 *** (0.1693)	1.0186 *** (0.2290)	1.0004 *** (0.3504)	2.2467 *** (0.3199)	1.7970 *** (0.4637)	1.2692 *** (0.3008)
finstru	0.7765 *** (0.0881)	0.5169 *** (0.1618)	0.3379 *** (0.0754)	0.9599 *** (0.3231)	0.6649 *** (0.1315)	0.4056 *** (0.0907)
fd * finstru	0.2563 *** (0.0895)	0.2031 *** (0.0532)	0.1744 ** (0.0656)	0.1814 *** (0.0443)	0.1900 *** (0.0304)	0.1612 ** (0.0611)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
R ²	0.1440		0.1262	0.3040		0.0943
观测值	11983	11983	11983	11983	11983	11983

(三) 稳健性检验

本文通过改变变量度量方式以及采用动态系统 GMM 方法进行稳健性检验。首先,采用企业研发产出度量企业创新,并采用动态系统 GMM 方法进行检验,发现回归结果与前方保持一致,但相比于研发投入,财政分权对企业研发产出的正向作用较弱;其次,替换财政分权度量方法,分别检验财政权收入分权和财政支出分权对企业创新的影响,研究发现,财政收入分权会降低企业研发投入;而财政支出分权对企业创新具有显著促进作用。限于篇幅,此处不再汇报回归结果。

五、进一步分析

(一) 区分所有制属性的分样本回归

根据企业所有制属性将样本划分为国有企业和民营企业,以检验财政分权及金融结构对不同所有制企业创新的影响差异。从表 8 的回归结果来看,财政分权会提高民营企业的研发投入和产出,对国有企业的回归系数则并不显著。可能的解释为:相比于国有企业,民营企业在创新研发中面临

的融资约束程度更高并且研发意愿更强,因此财政分权能够通过改善政府对企业研发的激励,采用财政补贴等手段破解民营企业创新过程中的融资约束难题,促进民营企业的研发投入,提升民营企业的研发产出(列 4~列 6)。财政分权与金融结构交叉项对民营企业研发投入的回归系数为正且在 10% 水平下显著,表明财政分权还通过优化地区金融结构,提高了民营企业的研发投入和研发产出。

表 8 按所有制属性进行分样本回归

变量	国有企业			民营企业		
	(1) rd ₁	(2) rd ₂	(3) rd ₃	(4) rd ₁	(5) rd ₂	(6) rd ₃
fd	-0.2638 (0.2674)	-0.3627 (0.4214)	-0.3476 (0.4428)	1.2871 *** (0.3021)	1.3528 *** (0.3439)	0.4386 ** (0.1882)
finstru	0.3347 ** (0.1531)	0.3615 ** (0.1624)	0.1241 (0.1683)	0.2035 * (0.1293)	0.2525 ** (0.1148)	0.1922 * (0.1065)
fd * finstru	0.1073 (0.0883)	0.1104 (0.0951)	0.0562 (0.0769)	0.1538 * (0.0832)	0.1481 ** (0.0562)	0.0872 * (0.0527)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间、个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1365	0.1431	0.1211	0.1638	0.1473	0.0837
观测值	4287	4287	4287	7696	7696	7696

(二)按高管团队是否有研发背景进行分样本回归

本文借鉴郭玥(2018)的研究办法^[4],设置企业高管研发背景虚拟变量:若某家公司某一年度中,高管团队中至少有一人有技术研发岗位或相关专业学习经历,则认为该企业的高管团队具有技术研发背景。根据表 9 的回归结果显示,相比于高管团队中无研发背景的企业,财政分权对高管具有研发背景企业研发投入和产出的正向激励作用更大。财政分权与金融结构交叉项在高管团队具有研发背景企业样本下的回归系数显著为正,表明财政分权能够通过优化地区金融结构促进企业创新,即金融结构中介效应在高管团队具有研发背景的企业中是存在的。

表 9 按企业高管是否有研发背景进行分样本回归

变量	有研发背景			无研发背景		
	(1) rd ₁	(2) rd ₂	(3) rd ₃	(4) rd ₁	(5) rd ₂	(6) rd ₃
fd	0.6254 ** (0.2976)	0.8753 ** (0.3783)	0.1321 * (0.0741)	0.4321 * (0.2274)	0.4266 * (0.2714)	0.3821 (0.4209)
finstru	0.1421 * (0.0761)	0.1644 * (0.0639)	0.1011 * (0.0623)	0.1105 * (0.0651)	0.1391 * (0.0692)	-0.1056 (0.1393)
fd * finstru	0.1126 * (0.0522)	0.1216 ** (0.0579)	0.0732 * (0.0413)	0.0925 (0.0682)	0.1016 (0.1033)	0.0479 (0.0725)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间、个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1375	0.1278	0.0922	0.1183	0.0983	0.0651
观测值	10809	10809	14099	1172	1172	2944

(三)区分生命周期

企业所处的生命周期不同,则企业获取资源及自主创新的能力存在明显差异^[24]。财政分权下,政府行为对不同企业创新激励的影响还需结合企业生命周期综合判断。参考 Dickinson(2011)的研究方法,将企业分为成长期、成熟期和衰退期三个阶段^[25]。表 10 的回归结果显示,财政分权与金融结构对成长期和成熟期企业创新具有正向促进作用(列 1~列 5),但财政分权对成长期企业创新的作用更加显著,而金融结构对成熟期企业创新的正向促进作用更强。交叉项的回归系数仅在成熟

期样本下显著,表明财政分权能够通过优化金融结构而提高成熟企业的研发投入^[26](列4~列5)。财政分权对不同生命周期企业创新的影响差异为制定差异化产业扶持政策提供了依据。

表 10 按企业生命周期进行分样本回归

变量	成长期			成熟期			衰退期		
	(1)rd ₁	(2)rd ₂	(3)rd ₃	(4)rd ₁	(5)rd ₂	(6)rd ₃	(7)rd ₁	(8)rd ₂	(9)rd ₃
fd	(+) ^{***}	(+) ^{***}	(+) ^{**}	(+) ^{**}	(+) ^{**}	(+) [*]	(+)	(+)	(+)
finstr	(+) [*]	(+) [*]	(+)	(+) ^{**}	(+) ^{**}	(-)	(+)	(-)	(-)
fd * finstr	(+)	(+)	(+)	(+) [*]	(+) [*]	(-)	(+)	(-)	(-)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间、个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1023	0.1154	0.1066	0.1273	0.1334	0.0994	0.1823	0.1382	0.0454
观测值	9674	9674	8331	4015	4015	5637	1723	1723	2915

六、结论和政策建议

本文从理论和实证上检验了财政分权对企业创新的影响机制。理论上,财政分权对企业创新的影响存在两个渠道:一是财政分权程度的提高有助于地方政府扩大对企业创新的财政补贴和税收优惠力度,进而直接影响企业创新;二是财政分权程度的提高还会通过干预地区金融资源配置,改善地区融资结构,间接发挥股权融资对企业创新的推动作用。实证检验发现,财政分权与企业创新研发投入和研发产出正相关,同时财政分权通过改善地区金融结构,间接提高了企业创新水平。财政分权对处于成长期企业、民营企业以及高管团队有研发经历企业的创新能力有显著的激励作用,而金融结构对企业创新的中介效应则对处在成熟期企业、民营企业以及高管团队有研发背景的企业有显著影响;与研发投入相比,财政分权和金融结构对企业研发产出的影响较弱,表明财政分权下地方政府对企业创新扶持项目的筛选还需提高针对性和有效性。从财政收入和支出分权视角来看,财政收入分权程度的提高不利于企业研发投入,而财政支出分权程度则与企业研发投入显著正相关。

基于本文的研究结论提出如下政策建议:(1)对中央政府而言,适当提高地方财政分权的自主程度,完善地方政府官员考核机制,将经济增长质量和地区创新能力水平作为考核指标能够更好的发挥财政分权对地方政府行为的激励,推动地方政府加大对企业创新的财政投入,最终提高企业创新水平。(2)对地方政府而言,要多元化对企业创新的财政支持模式。直接对企业创新项目进行筛选和补贴有助于破解企业创新融资约束,提高企业创新研发投入和研发产出;对企业进行上市扶持和奖励措施则能够有效改善地区融资结构,发挥股权融资对企业创新融资的内在优势,促进企业创新水平的提高。(3)在企业创新项目的选择中,地方政府应优先考虑对处在成长期的民营企业给予更多的财政扶持。一方面,发挥民营企业的资金使用效率优势,以更低资金成本推动企业创新能力提高,激发地区经济活力并提高经济增长质量;另一方面,以民营企业创新能力提升带来的市场竞争力倒逼国有企业进行改革,优化地区产业结构,实现经济增长的转型升级。

参考文献:

- [1] Arrow K. J. The Economic Implications of Learning by Doing [J]. Review of Economic Studies, 1962, 29(3): 155-173.
- [2] 解维敏. 财政分权、晋升竞争与企业研发投入 [J]. 财政研究, 2012, (6): 30-32.
- [3] 卞元超, 白俊红. “为增长而竞争”与“为创新而竞争”——财政分权对技术创新影响的一种新解释 [J]. 财政研究, 2017, (10): 43-53.
- [4] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新 [J]. 中国工业经济, 2018, (9): 98-116.
- [5] 余泳泽, 刘大勇. “中国式财政分权”与全要素生产率: “竞次”还是“竞优” [J]. 财贸经济, 2018, (1): 23-37.
- [6] 李汇东, 唐跃军, 左晶晶. 用自己的钱还是用别人的钱创新? ——基于中国上市公司融资结构与公司创新的研究 [J]. 金融研

- 究, 2013, (2): 170-183.
- [7] 张杰. 中国的高货币化之谜 [J]. 经济研究, 2006, (6): 59-69.
- [8] 陈抗, 顾清扬. 财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手 [J]. 经济学(季刊), 2002, 2(4): 111-130.
- [9] 陈工, 陈明利. 财政分权是否缓解了地方上市公司的融资约束? [J]. 经济社会体制比较, 2016, 184(2): 17-31.
- [10] 白俊红, 戴玮. 财政分权对地方政府科技投入的影响 [J]. 统计研究, 2017, 34(3): 97-106.
- [11] 台航, 张凯强, 孙瑞. 财政分权与企业创新激励 [J]. 经济科学, 2018, (1): 52-68.
- [12] 李琳, 周一成. 财政分权对中国工业企业创新能力的影响研究 [J]. 财贸研究, 2018, (7): 85-94.
- [13] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007, (7): 36-50.
- [14] 顾元媛, 沈坤荣. 地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2012, (10): 77-88.
- [15] 张一林, 龚强, 荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型 [J]. 管理世界, 2016, (11): 65-80.
- [16] 何德旭, 苗文龙. 财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析 [J]. 经济研究, 2016, (2): 42-55.
- [17] 巴曙松, 刘孝红, 牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究 [J]. 金融研究, 2005, (5): 25-37.
- [18] Bottazzi G., Dosi G., Lippi M., et al. Innovation and Corporate Growth in the Evolution of the Drug Industry [J]. LEM Papers Series, 2001, 19(7): 1161-1187.
- [19] 杨俊, 王佳. 金融结构与收入不平等: 渠道和证据——基于中国省际非平稳异质面板数据的研究 [J]. 金融研究, 2012, (1): 116-128.
- [20] 刘贯春. 金融结构影响城乡收入差距的传导机制——基于经济增长和城市化双重视角的研究 [J]. 财贸经济, 2017, 38(6): 98-114.
- [21] 陈硕, 高琳. 央地关系: 财政分权度量及作用机制再评估 [J]. 管理世界, 2012, (6): 43-59.
- [22] 吕冰洋, 马光荣, 毛捷. 分税与税率: 从政府到企业 [J]. 经济研究, 2016, (7): 13-28.
- [23] Atkeson A. and Burstein A. T. Policies to Stimulate Innovation [J]. The Value of Outreach, 2011, 43(4): 179-194.
- [24] 彭红星, 毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据 [J]. 财贸经济, 2017, (3): 147-160.
- [25] Dickinson V. Cash Flow Patterns as a Proxy for Firm Life Cycle [J]. Accounting Review, 2011, 86(6): 1969-1994.
- [26] 张一林, 龚强, 荣昭. 技术创新、股权融资与金融结构转型 [J]. 管理世界, 2016, (11): 65-80.

Fiscal Decentralization, Financial Structure and Enterprise Innovation

QUAN Feiguo, WANG Xiaofang

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

Abstract: This paper theoretically divides the influence of fiscal decentralization on enterprise innovation into two channels; First, fiscal decentralization increases the financial subsidies of local governments to enterprise innovation, which directly promotes the enterprise innovation; Second, by optimizing the regional financial structure, fiscal decentralization has played a positive role in promoting enterprise innovation through equity financing, which indirectly promotes the enterprise innovation. Using the panel data of the listed companies and the provincial-level data from 2008 to 2015, the paper empirically examined the mechanism of fiscal decentralization on enterprises innovation input and output. The empirical results show that fiscal decentralization does have a double impact on enterprise innovation as well as a significant incentive for private enterprises, young enterprises and enterprise executives with research and development background. Furthermore, fiscal expenditure decentralization has a positive effect on enterprise innovation, while fiscal revenue decentralization has a negative effect on enterprise innovation. This paper holds that, on the basis of improving the performance appraisal of local government officials, we should properly improve local financial autonomy, strengthen the financial support for private young enterprise innovation, and give full play to the role of equity financing in promoting enterprise innovation in order to better advance the development of enterprise innovation.

Key words: Fiscal Decentralization; Financial Structure; Enterprise Innovation

(责任编辑: 风 云)