

# 地方官员当地籍贯与信贷资源倾斜

宣扬<sup>1</sup>, 程博<sup>2</sup>

(1. 上海对外经贸大学 会计学院, 上海 201620; 2. 南京审计大学 会计学院, 江苏 南京 211815)

**摘要:** 由于比较优势与资源禀赋的差异, 地方政府出台的产业政策可能不同于中央政府。文章基于中央政府与地方政府五年规划中产业政策的差异, 检验地方官员的当地籍贯如何影响信贷资源配置。研究表明, 当地方官员具有当地籍贯(任职地与籍贯地或出生地一致)时, 受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业得到了更多的信贷资源。进一步研究发现, 这一信贷资源配置倾向在当地特有行业中更加明显, 并且地方官员的当地籍贯显著提升了信贷资源对企业业绩的促进作用。上述结果显示, 当地籍贯为地方官员带来了地方性知识优势, 有助于改善资源配置效率。文章拓展了宏观经济政策与微观企业行为领域的研究视角, 对理解地方政府产业政策执行措施、提高资源配置效率有所启示。

**关键词:** 信贷资源配置; 产业政策; 地方官员; 当地籍贯

**中图分类号:** F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2022)01-0107-15

## 一、引言

政府不仅是制度的供给者, 而且是经济活动的重要参与者。厘清政府政策执行措施如何影响资源配置, 对理解中国经济运行规律尤为关键。国家五年规划中的产业政策是中央政府出台的一项重要制度, 该规划明确了产业发展的指导方针, 地方政府依据当地资源禀赋进行因地制宜的调整并形成地方产业政策。中央政策与地方政策紧密关联, 共同构成了中国的产业政策体系, 即中央政策是地方政策形成的指引与纲领, 地方政策则体现了中央精神与各地资源禀赋及比较优势的结合(Chen等, 2017)。

在中央政策精神的基础上, 产业政策能否助推区域经济的持续增长不仅取决于产业政策是否符合区域比较优势, 更关键的是取决于地方官员的资源配置策略。理论上, 资源配置策略及效率取决于官员地方性知识(特定环境下关于具体场景的知识)能否有效融入决策(Hayek, 1945), 尤其是辖区内资源禀赋、产业结构、企业状况、人员特长等方面的地方性知识。一般而言, 具有当地籍贯的地方官员更可能具备这类地方性知识并根据辖区实际情形因地制宜地调整资源配置策略。中国的产业政策体系为检验地方官员的资源配置策略提供了较好的应用场景, 并且这一问题在以往研究中并未得到充分讨论, 探讨这一问题不仅有助于厘清地方官员个体异质性对资源配置效率的影响, 也有助于理解中国产业政策的落地措施, 对未来产业政策的

收稿日期: 2021-07-07

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“合法性获取与国有企业预算目标设定: 基于社会学视角的分析”(72102141); 教育部人文社会科学研究基金“资本市场改革、信息溢出与金融风险缓释研究——基于卖空渐进式扩容的视角”(20YJC630177)。

作者简介: 宣扬(1987—), 男, 江苏常州人, 上海对外经贸大学会计学院讲师、硕士生导师;

程博(1975—), 男, 陕西平利人, 南京审计大学会计学院教授、硕士生导师(通讯作者)。

制定有所启示。

为探究上述问题,本文以信贷资源配置为切入点,考察地方官员当地籍贯对信贷资源配置的影响,通过理论分析与实证检验发现:当地方官员具有当地籍贯时,受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业获得了更多信贷,并且信贷资源对企业业绩的促进作用更强。上述结果表明,当地籍贯为地方官员带来了地方性知识的比较优势,官员因地制宜调整执行措施,改善了信贷资源配置效率。

本文的研究贡献主要体现在以下几方面:(1)借助中国的产业政策体系这一应用场景,从地方性知识的视角分析了地方官员如何相机调整信贷资源配置策略,研究结论有助于进一步厘清地方官员的行为逻辑以及理解地方政府的产业政策执行措施。(2)从地方官员个体异质性角度丰富和拓展了企业信贷资源获取影响因素的研究。(3)本文的研究结论对提升产业政策的实施效果和信贷资源配置效率等方面具有一定的政策启示。

## 二、理论分析与假说发展

为提高经济决策的效率,中央政府赋予了地方政府一定的自由裁量权,并根据一系列的标准来评价、考核地方官员的绩效(Xu, 2011)。现有研究表明,经济增长是地方官员晋升的重要指标之一(Li和Zhou, 2005; 姚洋和张牧扬, 2013),地方官员间存在基于经济增长的锦标赛(罗党论等, 2015)。

信贷资源配置是地方官员推动经济增长的重要手段(巴曙松等, 2005),地方官员可通过扩张信贷规模促进辖区经济增长(钱先航等, 2011; 纪志宏等, 2014)。信贷规模的扩张受到银行存贷比的限制,在信贷规模受限的情况下如何配置信贷资源,最大程度地促进区域经济增长,成为地方官员面临的关键问题。相对于不受产业政策扶持的企业,地方官员更有动机将信贷资源配置到产业政策扶持的企业中。原因在于,将信贷资源配置到产业政策扶持的企业中,不但可以通过初始投资直接拉动区域经济增长,而且产出的持续性更强,能促进企业业绩持续提升,带动区域经济增长(宋凌云和王贤彬, 2013)。

从信贷供给角度来看,地方官员对信贷资源配置具有一定的影响力,在地方官员的影响下银行会向产业政策扶持企业提供更多的信贷资金(连立帅等, 2015; 王克敏等, 2017)。国有银行掌握着我国主要的信贷资源,除了追求经济效率以外,国有银行往往还承担着一定的社会与政策目标,其信贷决策会受到地方官员的影响(何贤杰等, 2008)。地方政府还经常持有城市商业银行的股份(李维安和钱先航, 2012),对城市商业银行的信贷决策具有一定的支配力。另外,产业政策扶持企业获得政府补贴与订单的概率更高,现金流更加充裕,偿付贷款本息的能力更强,信贷安全性也较好,是银行的理想客户。在产业政策公布之前,银行搜寻优质客户存在较高成本,而产业政策则明确了产业发展的重点,有助于缓解信息不对称,帮助银行匹配相关行业的客户(邝雄等, 2019)。因而,银行有动机为产业政策扶持企业提供更多的信贷。

从信贷需求角度来看,扶持性的产业政策意味着政府在投资项目审批与核准时对这些行业有所倾斜,企业的投资项目更易通过行政审批。当自有资金无法满足新增投资需求时,企业将选择外部融资。银行信贷是中国企业重要的资金来源(Allen等, 2005),只要预期投资收益率高于贷款利率,产业政策扶持的企业便有动机向银行申请信贷。

综上,在供给与需求的共同作用下,信贷资源更多地流向产业政策扶持的企业,这一效应的根源在于地方官员预计扶持行业相比于其他行业更能带动经济增长。值得注意的是,由于资源禀赋、比较优势的区域性差异,地方政府五年规划中的产业政策可能与中央产业策略有差

异(张莉等, 2017), 这是地方政府因地制宜而采用的占优策略, 很大程度上受官员地方性的知识背景影响。具有当地籍贯的地方官员有更多的渠道接触、获取辖区内关于资源禀赋、产业结构、企业状况、人员特长等方面的地方性知识, 信贷配置策略也因而可能不同于非当地籍贯的地方官员。

根据行业是否受到中央五年规划以及地方五年规划的扶持, 本文将行业分为四类。中央与地方五年规划均不支持的行业获得信贷资源的可能性最低, 本文将其作为比较基准。行业同时获得中央与地方五年规划的扶持意味着中央与地方政府对这类行业发展前景的判断比较一致, 地方性知识对产业政策信贷资源配置的影响较弱。当中央五年规划不同于地方五年规划时, 中央政府与地方政府对于行业前景的判断有所差异, 地方性知识对理解这些行业的当地发展前景更加重要(张莉等, 2017; 赵婷和陈钊, 2019)。在此情形下, 具有当地籍贯的地方官员更了解当地的资源禀赋及经济状况, 能更准确地预判政策实施带来的效果(陈绍俭等, 2019), 更清楚将信贷资源配置到什么类型的企业中能提高资源配置效率、改善政策实施的整体效果。本文预期, 在其他条件相同的情况下, 具备当地籍贯的地方官员倾向于结合地方资源优势, 将信贷资源配置于受地方五年规划扶持而未受中央五年规划扶持行业中的企业, 促进区域经济更好地增长。根据上述分析, 提出如下研究假设:

假设: 相对于不具有当地籍贯的地方官员, 当地方官员具有当地籍贯时, 受地方五年规划扶持而未受中央五年规划扶持的企业获得了更多的信贷资源。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定与变量定义

参考张敏等(2010)的研究设计, 本文通过模型(1)对研究假设进行检验:

$$Loan_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NL1_{i,t-1} + \alpha_2 NL2_{i,t-1} + \alpha_3 NL3_{i,t-1} + \sum \beta_i CV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $Loan$ 是银行信贷, 以短期银行借款、一年内到期的长期借款与长期借款的总和占总资产的比例来度量。表1报告了主要变量的定义与计算方式。

依据Chen等(2017)、陆正飞和韩非池(2013)等的做法, 以五年规划对各产业发展的指导方针来界定产业政策。其中, 制造业、公共事业采用三位代码, 其他行业采用一位代码, 如农业(A)、饮料制造业(C05)、生物制造业(C85)、建筑业(E)等。若中央政府的五年规划中提及某行业时涉及“推动”“发展”“培育”“推进”“开拓”等字样, 则认定该行业内的所有企业受到中央五年规划的扶持。基于同样的方法, 阅读各地方政府的五年规划报告并界定行业是否受到地方五年规划的扶持。

参考张莉等(2017), 本文根据行业在某段时期内是否受到中央以及地方五年规划的扶持, 将行业划为四类, 分别通过 $NL1$ 、 $NL2$ 、 $NL3$ 、 $NL4$ 四个虚拟变量表示。 $NL1$ 取值为1时表示行业同时受到中央与地方五年规划的扶持,  $NL2$ 取值为1时表示行业受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持,  $NL3$ 取值为1时表示行业受中央五年规划扶持但未受地方五年规划扶持,  $NL4$ 取值为1时表示行业未受中央和地方五年规划扶持。例如, 在“十二五规划”期间, 安徽省将饮料制造业列为地方五年规划扶持行业, 但该行业并未受中央五年规划扶持,  $NL2$ 变量取值为1; 而对于“十二五规划”期间的采掘业, 虽然中央五年规划将其列为扶持行业, 但福建省并未将其列入扶持名单,  $NL3$ 变量取值为1。模型以未受中央及地方五年规划扶持的观测值为对照, 因此 $NL4$ 变量没有出现在回归方程中。

表 1 主要变量定义及计算方式

变量类型	符号	变量名称	变量定义说明
被解释变量	<i>Loan</i>	银行信贷	短期借款、一年内到期的长期借款与长期借款之和除以总资产
解释变量	<i>NL1</i>	产业政策类型1	同时受中央与地方五年规划扶持的企业取值为1, 否则为0
	<i>NL2</i>	产业政策类型2	受地方规划扶持但未受中央规划扶持的企业取值为1, 否则为0
	<i>NL3</i>	产业政策类型3	受中央规划扶持但未受地方规划扶持的企业取值为1, 否则为0
	<i>LK_c</i>	当地籍贯	地方官员的任职地与其出生地或籍贯地一致取值为1, 否则为0
其他变量	<i>Oplev</i>	非贷款负债	总负债扣除银行信贷除以总资产
	<i>Cash</i>	现金水平	现金与短期投资之和除以总资产
	<i>Size</i>	公司规模	总资产的自然对数
	<i>ROA</i>	资产收益率	净利润除以总资产
	<i>Tang</i>	有形资产率	固定资产净值除以总资产
	<i>SOE</i>	产权性质	国有企业取值为1, 其余为0
	<i>Sales</i>	收入增长率	销售收入相比于上一期销售收入的增长率
	<i>Age</i>	企业年龄	公司上市后的年数
	<i>Invest</i>	企业投资	购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与出售固定资产、无形资产和其他长期资产获得的现金之差, 除以总资产
	<i>Top1</i>	大股东持股	上市公司第一大股东持股比例
	<i>Tobinq</i>	托宾Q	股票期末市值与负债期末账面值之和除以总资产
	<i>Salary</i>	高管薪酬	上市公司薪酬前三的总和取自然对数
	<i>GDP</i>	GDP增长率	上市公司所在城市的GDP增长率
	<i>Industry</i>	行业	行业虚拟变量, 制造业两位代码, 其他行业一位代码
<i>Year</i>	年份	年度虚拟变量	

参考张敏等(2010)、饶品贵和姜国华(2013a)的研究设计, 本文引入了非贷款负债(*Oplev*)、现金持有(*Cash*)、公司规模(*Size*)、资产收益率(*ROA*)、有形资产率(*Tang*)、产权性质(*SOE*)、销售收入增长率(*Sales*)、企业年龄(*Age*)、企业投资(*Invest*)、大股东持股比率(*Top1*)、托宾Q(*Tobinq*)、高管薪酬(*Salary*)、地区GDP增长率(*GDP*)等一系列控制变量, 并控制了行业及年度固定效应。

本文着重关注市委书记与市长的当地籍贯如何影响产业政策的信贷资源配置效应。之所以选择市级官员, 而非省级官员展开研究, 是因为市级官员更接近基层与产业政策的实施前线, 对地方性知识的需求更强, 在市级官员层面考察地方性知识的作用更贴近现实经济运行。将研究视角聚焦于市委书记与市长, 是由于在我国政治体制下, 党政一把手掌握着核心决策与调配资源的权力, 市委书记和市长因而成为影响信贷资源配置的关键人物(纪志宏等, 2014)。若市委书记或市长的任职地与其出生地或籍贯地一致, *LK\_c*变量取值为1, 否则取值为0。根据研究假设的预测, *NL2*变量的回归系数在籍地官员具有当地籍贯的样本中显著大于0, 而在官员不具备当地籍贯的样本中不显著且异于0, 并且前一样本中的回归系数应当显著高于后一样本中的系数。

## (二) 样本选择及数据来源

本文选取2003年至2015年沪深A股上市公司为初始样本。将样本截止于2015年是为了规避其他外部事件的干扰。2015年年底, 中央经济工作会议提出了去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板五大任务。其中去杠杆会对企业信贷产生直接影响(殷孟波等, 2021)。上市公司的财务数据、地方官员特征数据来自于CSMAR数据库。中央以及各省、自治区或直辖市五年规划中的

产业政策数据为手工搜集获得。

本文对初始样本进行了如下处理：(1)剔除金融行业的上市公司；(2)因难以判断综合类行业的产业政策性质，剔除综合行业的上市公司；(3)剔除产业政策、地方官员信息或其他变量缺失的观测值，最终获得17484个公司一年度观测值。样本期间为2001—2015年，跨越了三个五年规划期间，其中“十五规划”从2001年持续至2005年，“十一五规划”从2006年持续至2010年，“十二五规划”从2011年持续至2015年。

为缓解极端值对回归结果的影响，本文对所有连续变量进行了1%与99%水平的缩尾处理。本文对标准误进行了企业层面的群聚处理(cluster)，同时对异方差进行了调整，根据修正过后的标准差计算t值。

#### 四、实证结果分析

##### (一)描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计情况。*Loan*的均值为0.204，表明银行信贷占样本企业总资产的平均比例达到20.4%，标准差为0.164，意味着不同企业的银行信贷水平存在一定差异。*LK\_c*变量的均值为10.5%，表明样本中10.5%的上市公司所处地区官员具有当地籍贯。从*NL1*、*NL2*和*NL3*三个变量的均值来看，样本中有64.6%的观测值同时受中央与地方五年规划的扶持，分别有11.1%与9.2%的观测值仅受地方五年规划或中央五年规划的扶持，剩余15.1%的观测值未受中央五年规划和地方五年规划的扶持。各控制变量在不同企业中存在一定差异，需要在回归分析中加以控制。

表2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>Loan</i>	17 484	0.204	0.164	0	0.0580	0.186	0.318	0.903
<i>LK_c</i>	17 484	0.105	0.307	0	0	0	0	1
<i>NL1</i>	17 484	0.646	0.478	0	0	1	1	1
<i>NL2</i>	17 484	0.111	0.314	0	0	0	0	1
<i>NL3</i>	17 484	0.092	0.289	0	0	0	0	1
<i>Oplev</i>	17 484	0.266	0.147	0.035	0.154	0.241	0.350	0.709
<i>Cash</i>	17 484	0.179	0.132	0.009	0.086	0.143	0.236	0.640
<i>Size</i>	17 484	21.75	1.205	19.34	20.89	21.59	22.41	25.52
<i>ROA</i>	17 484	0.036	0.052	-0.171	0.012	0.033	0.061	0.186
<i>Tang</i>	17 484	0.433	0.181	0.0430	0.300	0.428	0.564	0.839
<i>SOE</i>	17 484	0.563	0.496	0	0	1	1	1
<i>Sales</i>	17 484	0.203	0.446	-0.588	-0.007	0.132	0.303	2.876
<i>Age</i>	17 484	9.743	5.374	2	5	9	14	22
<i>Invest</i>	17 484	0.057	0.057	-0.043	0.015	0.041	0.081	0.264
<i>Top1</i>	17 484	0.381	0.156	0.091	0.256	0.365	0.500	0.754
<i>Tobinq</i>	17 484	2.217	1.427	0.861	1.296	1.751	2.591	8.989
<i>Salary</i>	17 484	13.76	0.824	11.57	13.25	13.81	14.31	15.72
<i>GDP</i>	17 484	0.147	0.0640	0.006	0.100	0.143	0.185	0.383

##### (二)基本回归结果

表3报告了研究假说的检验结果。第(2)列结果中，*NL1*与*NL2*变量的回归系数显著为正，表

明当地方官员具有当地籍贯时,同时受中央及地方五年规划扶持,以及受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业获得了更多的信贷资源。 $NL2$ 变量的回归系数不仅通过了1%水平的统计检验,其经济意义也是显著的。该类型的产业政策使企业多获得的信贷占总资产的比例达到5.8%,相当于平均信贷比率的28.43%。第(3)列的结果显示,当地方官员不具有当地籍贯时, $NL1$ 的回归系数在10%水平上单尾显著。这一结果表明当企业同时受中央与地方五年规划扶持时,信贷资源更多地配置到这类行业中。值得注意的是,第(3)列中 $NL2$ 变量的回归系数仅为0.005且在统计上不显著,并且第(2)、(3)列 $NL2$ 变量的回归系数存在显著差异,验证了本文的研究假设。此外, $NL1$ 变量的回归系数也存在显著差异。这可能是由于当地籍贯带来的地方性知识可以帮助官员甄别地方产业政策是否与当地比较优势相符(赵婷和陈钊,2019),使得同时受中央与地方五年规划扶持的企业获得了更多的信贷资源。

表3 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)
	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$
	全样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
$NL1_{t-1}$	0.012** (2.03)	0.038** (2.45)	0.008 (1.43)
$NL2_{t-1}$	0.011 (1.48)	0.058*** (2.62)	0.005 (0.75)
$NL3_{t-1}$	-0.000 (-0.00)	0.013 (0.71)	-0.002 (-0.31)
$Oplev_{t-1}$	-0.266*** (-17.25)	-0.224*** (-5.79)	-0.270*** (-16.71)
$Cash_{t-1}$	-0.258*** (-15.46)	-0.321*** (-7.85)	-0.253*** (-14.48)
$Size_{t-1}$	0.040*** (14.68)	0.040*** (6.34)	0.040*** (14.13)
$ROA_{t-1}$	-0.855*** (-21.59)	-0.852*** (-7.93)	-0.855*** (-20.67)
$Tang_{t-1}$	0.058** (4.01)	-0.017 (-0.45)	0.066*** (4.45)
$SOE_{t-1}$	-0.015*** (-2.88)	-0.005 (-0.41)	-0.016*** (-2.90)
$Sales_{t-1}$	0.027*** (10.64)	0.024*** (3.62)	0.027*** (10.07)
$Age_{t-1}$	0.002*** (3.26)	-0.001 (-0.41)	0.002*** (3.48)
$Invest_{t-1}$	0.259*** (8.42)	0.372*** (5.22)	0.238*** (7.25)
$Top1_{t-1}$	-0.050*** (-3.54)	0.000 (0.00)	-0.054*** (-3.67)
$Tobinq_{t-1}$	-0.006*** (-4.04)	-0.002 (-0.50)	-0.006*** (-4.08)
$Salary_{t-1}$	-0.010*** (-3.27)	-0.012 (-1.59)	-0.009*** (-2.82)
$GDP_{t-1}$	0.089*** (3.22)	0.039 (0.51)	0.099*** (3.39)
Constant	-0.361*** (-5.71)	-0.332** (-2.03)	-0.379*** (-6.00)
$NL1$ 系数检验	(2)-(3)	0.030 <sup>o</sup>	[3.55]
$NL2$ 系数检验	(2)-(3)	0.053**	[5.43]
$NL3$ 系数检验	(2)-(3)	0.015	[0.63]
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	17 484	1 842	15 642
Adj. $R^2$	0.422	0.458	0.422

注:圆括号中报告的是异方差稳健t值,并且经公司聚群处理。方括号中报告的是似不相关检验的 $\chi^2$ 值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在10%、5%、1%的置信水平上显著。下同。

### (三) 内生性问题

具有当地籍贯官员所在的城市可能具有某些独特的特征,前文的发现也许是由于这些特征而非官员地方性知识导致。例如,具备当地籍贯官员所在地区可能存在专项帮扶政策,或具

有比较特殊的产业结构等。为缓解遗漏变量可能带来的内生性问题,本文通过引入滞后项的动态面板模型与双重差分设计进行稳健性检验。

首先,考虑到产业结构等特征也会作用于上一期的信贷比例,本文在模型(1)中引入被解释变量的滞后项,一定程度上减轻遗漏变量带来的内生性困扰,回归模型为:

$$Loan_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Loan_{i,t-1} + \alpha_2 NL1_{i,t-1} + \alpha_3 NL2_{i,t-1} + \alpha_4 NL3_{i,t-1} + \sum \beta_i CV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

本文基于动态面板方法对模型(2)进行估计,以股权性质、行业及年度虚拟变量为外生工具变量,将信贷比例的二至三阶滞后项作为GMM工具变量,通过系统GMM方法对模型进行回归<sup>①</sup>。表4报告的回归结果表明,通过上一期信贷比例控制可能的遗漏变量后,官员具有当地籍贯的样本中NL2的回归系数仍然显著为正,验证了本文的研究假设。AR(2)和Hansen检验的结果表明,模型不存在严重的二阶序列相关与过度识别问题。第(3)列的检验则显示,上述发现在官员没有当地籍贯的样本中并不成立。

随后,本文通过双重差分的研究设计,检验产业政策与信贷配置之间的因果关系。参考杨兴全等(2018)的研究设计,

通过“十二五规划”出台这一准自然实验,构建如下双重差分模型来检验研究假设:

$$Loan_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat + \alpha_2 Treat \times Post + \sum \beta_i CV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

参与回归的样本为“十一五规划”与“十二五规划”期间的观测值。其中,Post在2010年及以前取0,2011年及其以后取1。Treat变量用来区分实验组和控制组,实验组定义为第十一个“五年规划”期间内NL2等于0而在第十二个“五年规划”期间等于1的企业,Treat取值为1;控制组为两个“五年规划”期间NL2均取值为0并且产业政策类型未发生变化的企业(即两个“五年规划”期间内NL1、NL3或者NL4均取值为1),Treat取0。换言之,控制组的产业政策类型在两个“五年规划”期间内未发生改变,而实验组的NL2变量则从0变为1。根据研究假设,当地方官员具有当地籍贯时Treat×Post的回归系数应显著为正。

表5 Panel A第(2)列的回归结果中,Treat变量的回归系数不显著,表明“十一五规划”期间实验组与对照组的信贷水平并无显著差异。第(2)列中,Post×Treat的回归系数显著为正,表明当地方官员具有当地籍贯时,企业进入未受中央五年规划扶持但受地方五年规划扶持的分组后信贷水平显著上升。这一发现在经济意义上也是显著的,信贷上升的水平达到6.0%,相当于信贷比例均值的29.41%。第(3)列官员为非当地籍贯的样本中,交乘项的系数并不显著。为缓解企业本身的特征差异,本文进一步通过倾向得分匹配的方法选择对照样本,使得实验组与对照组本身的特征更为接近。具体而言,本文将公司规模(Size)、资产收益率(ROA)、有形资产率

<sup>①</sup>采用系统GMM而非差分GMM方法进行估计的原因在于,系统GMM方法可以估计不随时间变化的变量的回归系数,而样本中很多观测值的产业政策变量取值在不同年度间并无差异。

表4 系统GMM回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>Loan<sub>t</sub></i>	<i>Loan<sub>t</sub></i>	<i>Loan<sub>t</sub></i>
	全样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
<i>Loan<sub>t-1</sub></i>	-0.784*** (-3.36)	-0.345** (-2.09)	-0.712*** (-3.67)
<i>NL1<sub>t-1</sub></i>	-0.010 (-0.42)	0.044 (1.52)	-0.001 (-0.04)
<i>NL2<sub>t-1</sub></i>	-0.027 (-0.99)	0.081** (2.04)	-0.017 (-0.64)
<i>NL3<sub>t-1</sub></i>	-0.015 (-0.61)	-0.044 (-1.16)	-0.017 (-0.72)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>AR(1) P值</i>	0.003	0.000	0.003
<i>AR(2) P值</i>	0.052	0.105	0.098
<i>Hansen P值</i>	0.109	0.468	0.145
<i>N</i>	17 484	1 842	15 642

(*Tang*)、销售收入增长率(*Sales*)、投资水平(*Invest*)、托宾Q(*Tobinq*)与年度固定效应作为匹配变量,采用最邻近匹配的方法,按照1:2的比例为实验组寻找各方面特征更加相近的对照样本。Panel B报告的回归结果仍然支持本文假设,*Treat*×*Post*的回归系数在第(5)列中显著为正,并且显著高于第(6)列的回归系数( $p=0.099$ )。总体上,表5的结果表明,在“十二五规划”出台之前,实验组与对照组的信贷比率大致相当,而在“十二五规划”出台后,产业政策的变动使得实验组信贷水平显著增加,并且这一效应仅存在于官员具有当地籍贯的样本中,再次支持了本文的研究假设。

#### (四) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 改变回归模型。为了更直观地反映官员当地籍贯如何影响信贷资源分配,本文在不同产业政策类型的样本中直接检验当地籍贯如何影响信贷比率。从表6中*LK\_c*变量的回归系数来看,当地方官员拥有当地籍贯时,同时受中央与地方五年规划扶持,以及受地方五年规划扶持但不受中央五年规划扶持企业的信贷水平有所上升,而受中央五年规划支持但不受地方五年规划支持,以及两类五年规划均不扶持企业的信贷水平则有所下降。第(3)、(4)列中*LK\_c*变量显著为负的回归系数证实了地方官员对信贷资源的分配作用。如果企业获得更多的信贷是由于当地籍贯的地方官员与当地金融机构的关系网络导致,那么第(3)、(4)列中*LK\_c*变量的回归系数也应当显著为正。然而,表6的结果表明具有当地籍贯的地方官员辖区内后两类行业获得的信贷较少,这一发现与地方官员根据地方性知识调整信贷配置的预测比较一致。

2. 改变回归样本。具有当地籍贯的地方官员所辖地区在经济与产业特征上可能不同于从未出现过这类官员的地区。为增强样本的可比性,本文将回归样本限定为样本期间内出现过具

表5 双重差分模型检验结果

Panel A	(1)	(2)	(3)
	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>
	全样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
<i>Treat</i>	0.011 (0.85)	0.019 (0.52)	0.012 (0.93)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.021** (2.09)	0.060* (1.69)	0.014 (1.40)
<i>Post</i> × <i>Treat</i> 系数检验	(2)-(3)	0.046	[1.60]
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	13 572	1 300	12 272
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.428	0.476	0.428
Panel B	(4)	(5)	(6)
	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>
	匹配样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
<i>Treat</i>	0.014 (1.02)	-0.012 (-0.25)	0.018 (1.29)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.014 (1.15)	0.071* (1.73)	0.006 (0.52)
<i>Post</i> × <i>Treat</i> 系数检验	(2)-(3)	0.065*	[2.72]
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	3 035	282	2 753
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.366	0.427	0.366

表6 改变回归模型的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>
	<i>NL1=1</i>	<i>NL2=1</i>	<i>NL3=1</i>	<i>NL4=1</i>
<i>LK_c</i>	0.012* (1.91)	0.024* (1.66)	-0.025* (-1.69)	-0.021* (-1.77)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	11 297	1 937	1 606	2 644
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.437	0.391	0.400	0.450

①因篇幅限制,部分稳健性检验结果未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

有当地籍贯官员的观测值,回归结果(备案)仍然支持本文的研究假设。

位于直辖市的上市公司在样本中占据较大比例,考虑到剔除这些观测值可能会导致回归结果产生偏差,上文在回归分析中并未剔除这部分样本。为了清晰地体现面对中央政府与省级政府出台的五年规划时地级市官员的信贷资源配置策略,本文剔除位于直辖市(北京、上海、天津、重庆)的上市公司观测值,重新检验了研究假设,回归结果未发生实质性改变。

相对于央企或者省级国有企业,市级官员对市级及以下国有企业的信贷配置具有更强的影响,较高级别国有企业的信贷资源还会受到其他主管部门的影响。为减少测量噪音,本文剔除省级国有企业与央企后重新进行回归,回归结果仍然支持研究假设。

3. 改变被解释变量的度量方法。分别以短期信贷(短期借款与一年内到期的长期借款的总和除以总资产)与长期信贷(长期借款除以总资产)来衡量信贷水平。回归结果表明,当官员具有当地籍贯时,受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业获得了更多的短期与长期信贷,验证了研究假设。

行业成长性、盈利能力等特征会影响企业信贷,而这些特征又可能与中央产业规划相关。为缓解行业层面遗漏变量的影响,本文采用经过行业—年度中位数调整的信贷水平作为被解释变量,重新进行检验。经过行业—年度中位数调整后,行业整体趋势给企业信贷带来的影响被剔除,企业信贷的变动能更准确地归因于产业政策。回归结果显示,改变被解释变量的度量方法后本文的主要研究发现未发生实质性变化。

4. 改变官员地方性知识的度量方法。获取籍地的地方性知识需要一定时间的积累,除了具有当地籍贯以外,官员还可以在工作过程中逐渐积累相关知识。首先,本文将首份工作位于任职地的市委书记与市长同样视为拥有地方性知识的官员。当市委书记或市长的首份工作位于任职地,或当官员具有当地籍贯时, $LK\_c$ 取值为1,反之则取值为0。其次,本文考虑了市委书记与市长由当地提拔的比例,若该市由当地提拔的地方官员比例超过样本均值,则认定该地官员具有地方性知识, $LK\_c$ 取值为1,否则取值为0。回归结果表明,改变衡量方式后,位于具备地方性知识官员所辖地区中,受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业仍然得到了更多的信贷资源,并且显著高于官员不具备地方性知识的地区,再次验证了本文的研究假设。

## 五、进一步的检验

### (一)横截面检验:行业特征差异

理论上,当行业更具地域独特性时,地方官员理解该行业更依赖地方性知识。本文通过行业特征的检验为研究假设提供进一步的支持。剔除四个直辖市的观测样本后,按照上市公司在同省份其他地级市是否有同行业上市公司为依据,将样本分为特有行业与非特有行业两组。为避免偶然性误差,剔除同省份同行业仅有一家上市公司的观测值。当同省份某行业所有上市公司都属于同一地级市时,若该行业特有性较强,则对该行业的理解更依赖地方性知识。

表7报告的回归结果表明,特有行业样本中具有当地籍贯的官员倾向于将信贷配置到受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业,并且第(1)、(3)列NL2变量的回归系数通过了10%显著水平的差异检验,表明相比于非特有行业,特有行业中地方官员当地籍贯的影响更加强烈。回归结果表明,非特有行业中当地籍贯也会发挥作用。这是由于各地的产业结构、资源禀赋总是存在一些差别,具有当地籍贯的官员相比于其他官员更了解当地的经济状况,可以发挥地方性知识优势,优化信贷资源配置策略。表7的回归发现为官员地方性知识在信贷配置中的作用提供了进一步的支持。

表7 区分行业特有性的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>
	特有行业	特有行业	非特有行业	非特有行业
	当地籍贯样本	非当地籍贯样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
<i>NL1<sub>t-1</sub></i>	0.151** (2.29)	-0.023 (-1.22)	0.049*** (2.87)	0.013* (1.68)
<i>NL2<sub>t-1</sub></i>	0.159** (2.02)	0.007 (0.29)	0.064** (2.47)	0.000 (0.03)
<i>NL3<sub>t-1</sub></i>	0.075 (0.94)	-0.020 (-0.87)	0.026 (1.12)	0.008 (0.87)
NL2系数检验	(1)-(2)	0.152***	[16.52]	
NL2系数检验	(3)-(4)	0.064**	[4.75]	
NL2系数检验	(1)-(3)	0.095*	[3.08]	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	288	1 298	1 081	8 270
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.572	0.470	0.489	0.420

## (二) 横截面检验: 经济发展水平差异

本文进一步检验了官员当地籍贯的作用在不同经济发展水平的地区是否存在差异。若上市公司所处地区的GDP增速高于当年样本平均水平,则定义为高经济增速地区,否则为低经济增速地区。表8的分组回归结果表明,无论是在高增速还是低增速地区,具有当地籍贯的地方官员都更加倾向于将信贷资源配置到受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业中。并且,第(1)、(3)列中NL2变量的回归系数不存在显著差异,表明本文的研究发现不随着地区经济发展水平而改变。

表8 区分经济发展水平的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>	<i>Loan<sub>it</sub></i>
	低GDP增速地区	低GDP增速地区	高GDP增速地区	高GDP增速地区
	当地籍贯样本	非当地籍贯样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
<i>NL1<sub>t-1</sub></i>	0.039** (2.24)	0.005 (0.56)	0.043** (2.14)	0.007 (0.83)
<i>NL2<sub>t-1</sub></i>	0.047** (2.11)	-0.001 (-0.13)	0.057* (1.96)	0.001 (0.14)
<i>NL3<sub>t-1</sub></i>	0.004 (0.18)	0.006 (0.60)	0.034 (1.35)	0.011 (1.04)
NL2系数检验	(1)-(2)	0.048**	[4.10]	
NL2系数检验	(1)-(3)	-0.010	[0.15]	
NL2系数检验	(3)-(4)	0.056**	[4.29]	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	747	5 490	951	6 654
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.472	0.416	0.510	0.436

## (三) 横截面检验: 官员分工差异

本文进一步检验主管经济工作和党务工作的分工差异,即市长和市委书记的当地籍贯分别如何影响产业政策的信贷资源配置效应。相对而言,市委书记主管党政工作与大局性决策,而市长主要负责具体经济政策的制定和执行,组织部门在考核时更看重市长对于当地经济发展的贡献(姚洋和张牧扬,2013)。市委书记除了关注经济增长指标外,也要兼顾中央政策精神

的传递与执行。

表9第(1)、(2)列分别报告了市长与市委书记具备当地籍贯时的回归结果,  $NL1$ 与 $NL2$ 的回归系数均显著为正, 其结果表明当地籍贯的作用同时存在于市长与市委书记样本中, 并且 $NL2$ 变量的回归系数在第(1)、(2)列中并不存在显著差异, 这进一步验证了地方官员的地方性知识对产业政策信贷资源配置效应的影响。

表9 区分官员分工的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$
	市长	市委书记	市长	市委书记
	当地籍贯样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本	非当地籍贯样本
$NL1_{t-1}$	0.042 <sup>**</sup> (2.11)	0.035 <sup>*</sup> (1.85)	0.010 <sup>*</sup> (1.76)	0.009(1.54)
$NL2_{t-1}$	0.071 <sup>**</sup> (2.33)	0.053 <sup>**</sup> (2.09)	0.009(1.23)	0.007(0.99)
$NL3_{t-1}$	0.036(1.33)	0.032(1.42)	-0.002(-0.28)	-0.003(-0.38)
$NL2$ 系数检验	(1)-(3)	0.062 <sup>**</sup>	[4.25]	
$NL2$ 系数检验	(2)-(4)	0.046 <sup>*</sup>	[3.36]	
$NL2$ 系数检验	(1)-(2)	0.18	[0.09]	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	1 078	813	15 939	15 964
Adj. $R^2$	0.429	0.519	0.424	0.420

#### (四)横截面检验: 职业发展动机

官员依据地方性知识配置信贷资源是为了促进经济发展, 在晋升锦标赛中占据优势, 根据这一逻辑, 当地籍贯的影响主要出现在职业发展动机较强的官员辖地中。为验证这一猜想, 本文参考纪志宏等(2014), 通过地方官员年龄来度量其职业发展动机。若市委书记或市长有一人的年龄小于样本均值, 则认为官员的职业发展动机较强。表10的回归结果表明, 当具有当地籍贯的地方官员职业发展动机较强时,  $NL2$ 变量的回归系数显著大于0, 并且显著高于无当地籍贯官员的样本。而当地方官员的职业发展动机较弱时,  $NL2$ 变量的回归系数并不显著。表10的研究结果证实了职业发展动机是驱动官员将地方性知识融入信贷资源配置决策的关键因素。

表10 区分职业发展动机的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$
	强职业发展动机	强职业发展动机	弱职业发展动机	弱职业发展动机
	当地籍贯样本	非当地籍贯样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
$NL1_{t-1}$	0.061 <sup>***</sup> (3.42)	0.009(1.27)	0.008(0.37)	0.004(0.53)
$NL2_{t-1}$	0.070 <sup>***</sup> (2.74)	-0.002(-0.23)	0.043(1.54)	0.017 <sup>*</sup> (1.77)
$NL3_{t-1}$	0.053 <sup>**</sup> (2.00)	0.012(1.26)	-0.041 <sup>*</sup> (-1.93)	-0.014(-1.47)
$NL2$ 系数检验	(1)-(2)	0.072 <sup>***</sup>	[8.69]	
$NL2$ 系数检验	(3)-(4)	0.026	[1.62]	
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	1 024	9 051	818	6 591
Adj. $R^2$	0.465	0.423	0.489	0.418

## (五) 横截面检验: 产权性质差异

表11区分产权性质的检验结果表明, 当地籍贯的影响主要存在于市级国有企业中。这可能是由于地方官员对于市级国有企业的信息更加充分, 同时地方官员可能直接影响市级国有企业的资源获取。在民营企业、省级国有企业与中央国有企业的样本中, 地方官员当地籍贯对NL2变量的回归系数没有产生显著影响。表11的结果表明, 由于国有企业在当地经济发展中发挥重要作用, 当地方官员具有当地籍贯时, 并未发现受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的国有企业获得了更多的信贷支持。

表 11 区分产权性质的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$	$Loan_t$
	民营企业	民营企业	市级国企	市级国企	省级国企	省级国企	中央企业	中央企业
	当地籍贯样本	非当地籍贯样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
$NL1_{t-1}$	0.040** (2.47)	-0.007 (-0.92)	0.102*** (3.12)	0.010 (0.68)	0.028 (0.63)	0.023* (1.83)	-0.043 (-0.48)	0.021 (1.22)
$NL2_{t-1}$	0.031 (1.30)	-0.001 (-0.12)	0.103** (2.06)	-0.010 (-0.61)	0.112* (1.74)	0.032** (2.33)	-0.044 (-0.46)	0.008 (0.39)
$NL3_{t-1}$	0.003 (0.11)	-0.008 (-0.78)	0.048 (1.44)	-0.010 (-0.69)	0.037 (0.66)	0.022 (1.47)	-0.063 (-0.71)	0.011 (0.58)
NL1系数检验	0.047***	[7.83]	0.092***	[8.19]	0.005	[0.01]	-0.064	[0.69]
NL2系数检验	0.032	[1.72]	0.113**	[5.48]	0.080	[1.73]	-0.052	[0.38]
NL3系数检验	0.011	[0.18]	0.058*	[3.04]	0.015	[0.09]	-0.074	[0.87]
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	886	6 751	386	2 899	380	3 327	235	2 797
Adj. R <sup>2</sup>	0.482	0.405	0.524	0.405	0.478	0.425	0.573	0.517

## (六) 信贷资源配置与企业业绩

具有当地籍贯的地方官员配置信贷资源配置的效果如何? 是否促进了企业成长? 参考饶品贵和姜国华(2013b), 本文通过以下回归模型检验信贷资源配置的经济后果:

$$Sales\_change = \alpha_0 + \alpha_1 CLoan \times NL1 + \alpha_2 CLoan \times NL2 + \alpha_3 CLoan \times NL3 + \alpha_4 NL1 + \alpha_5 NL2 + \alpha_6 NL3 + \alpha_7 CLoan + \sum \beta_i CV_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, 被解释变量为企业未来销售收入增长率的变化 ( $Sales\_change$ ),  $CLoan$  表示企业信贷的变化, 计算方法是企业信贷的变化量除以营业收入, 数值越大, 表明企业当期获得了更多的信贷资源。参考现有文献, 模型还控制了其他影响企业增长的因素, 包括信贷比率 ( $Loan$ )、非贷款负债 ( $Oplev$ )、企业规模 ( $Size$ )、现金持有 ( $Cash$ )、总资产净利率 ( $ROA$ )、有形资产率 ( $Tang$ )、产权性质 ( $SOE$ )、大股东持股比例 ( $Top1$ )、托宾Q ( $Tobinq$ )、高管薪酬 ( $Salary$ )、城市经济增长 ( $GDP$ )、行业与年度固定效应等一系列控制变量。根据预测,  $CLoan$  与  $NL2$  交乘项的回归系数在地方官员具有当地籍贯的样本中应当显著为正。

表12报告了信贷资源配置与企业业绩的检验结果。从第(1)列全样本的回归发现, 信贷资源配置到未受中央五年规划扶持但受地方五年规划扶持的企业能带来更好业绩。第(2)列官员具备当地籍贯样本的回归结果中,  $CLoan \times NL2$  的回归系数显著为正, 表明这类企业获取的信贷

资源能有效提升销售收入。对比第(3)列的回归发现,当官员不具有当地籍贯时,相应企业即便获得信贷资源也不能有效推动业绩增长。差异检验的结果表明,第(2)列中交乘项 $Cloan \times NL1$ 与 $Cloan \times NL2$ 的回归系数显著高于第(3)列中的回归系数,表明当地籍贯帮助官员更好地配置了信贷资源,提升了资源配置效率。这进一步支持了官员地方性知识对信贷资源配置策略的影响,为研究假设提供了佐证。

表12 产业政策、信贷资源配置与企业业绩

	(1)	(2)	(3)
	<i>Sales_change</i>	<i>Sales_change</i>	<i>Sales_change</i>
	全样本	当地籍贯样本	非当地籍贯样本
$Cloan_i \times NL1_i$	0.023(0.27)	0.665** (2.47)	-0.029(-0.34)
$Cloan_i \times NL2_i$	0.281** (2.02)	0.848*** (2.65)	0.240(1.64)
$Cloan_i \times NL3_i$	-0.134(-1.04)	0.390(0.74)	-0.183(-1.43)
$NL1_i$	-0.022* (-1.71)	-0.025(-0.69)	-0.018(-1.30)
$NL2_i$	0.026(1.45)	0.071(1.27)	0.026(1.36)
$NL3_i$	-0.015(-0.87)	-0.009(-0.13)	-0.012(-0.67)
$Cloan_i$	-0.129* (-1.66)	-0.708*** (-2.83)	-0.082(-1.08)
$Cloan \times NL1$ 系数检验	(2)-(3)	0.694**	[6.27]
$Cloan \times NL2$ 系数检验	(2)-(3)	0.608*	[2.98]
$Cloan \times NL3$ 系数检验	(2)-(3)	0.573	[1.15]
Controls	Yes	Yes	Yes
N	17 448	1 836	15 612
Adj. R <sup>2</sup>	0.075	0.089	0.074

## 六、研究结论和政策含义

由于资源禀赋和比较优势的不同,地方政府出台的产业政策与中央产业政策可能存在差异。地方官员在资源配置的过程中采取因地制宜的措施以期更有效地促进区域经济发展。本文以信贷资源配置为切入点,基于当地籍贯视角考察了地方官员在面对中央与地方政策差异情境下的资源配置行为。研究发现:具有当地籍贯的地方官员倾向于将信贷资源配置到受地方五年规划扶持但未受中央五年规划扶持的企业中;并且,地方官员的当地籍贯显著提升了信贷资源对企业业绩的促进作用,改善了资源配置效率。

本文的政策含义在于:一方面,充分发挥地方官员的地方性知识优势,对提升产业政策的实施效果有所裨益。中央五年规划固然是地方政府形成产业政策的指引与纲领,但简单地照搬中央政策可能不利于凸显地方比较优势,导致效率损失。地方政府官员应因地制宜制定符合地方经济发展的具体产业政策,并且地方官员的地方性知识融入资源配置决策过程有助于提升地方政府的决策效率。因而,应当使具备地方性知识的官员更多地参与到地方政府决策过程中,依据当地实际情形决定如何配置资源,带动辖区经济增长。另一方面,具备地方性知识的地方官员在实施地方产业政策中更具优势,这一发现为组织部门选聘与委任地方官员提供了启示。组织部门应当根据当地发展的战略需要对地方官员进行选聘与委任。具体而言,应将具备地方性知识的官员优先配置到治理与发展更依赖地方性知识的地区。组织部门在人事安排时应当对地区发展需求与地方官员的知识特长进行匹配,在保障中央产业政策纲领得到贯彻的同时,也为地方产业规划的有效推进创造条件,促进中国经济的高质量发展。

### 主要参考文献:

- [1] 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).
- [2] 陈绍俭, 冯宗宪, 殷永昆. 官员来源、本地信息与地区经济增长——基于地级市数据的新证据[J]. 南方经

- 济, 2019, (1).
- [3] 何贤杰, 朱红军, 陈信元. 政府的多重利益驱动与银行的信贷行为[J]. 金融研究, 2008, (6).
- [4] 纪志宏, 周黎安, 王鹏, 等. 地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据[J]. 金融研究, 2014, (1).
- [5] 邝雄, 胡南贤, 徐艳. 货币政策不确定性与银行信贷决策——基于新闻报道文本分析的实证研究[J]. 金融经济研究, 2019, (5).
- [6] 李维安, 钱先航. 地方官员治理与城市商业银行的信贷投放[J]. 经济学(季刊), 2012, (4).
- [7] 黎文靖, 李耀淘. 产业政策激励了公司投资吗[J]. 中国工业经济, 2014, (5).
- [8] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, (4).
- [9] 连立帅, 陈超, 白俊. 产业政策与信贷资源配置[J]. 经济管理, 2015, (12).
- [10] 陆正飞, 韩非池. 宏观经济政策如何影响公司现金持有的经济效应?——基于产品市场和资本市场两重角度的研究[J]. 管理世界, 2013, (6).
- [11] 罗党论, 余国满, 陈杰. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视——新理论和基于地级市数据的新证据[J]. 经济学(季刊), 2015, (2).
- [12] 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011, (12).
- [13] 饶品贵, 姜国华. 货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究[J]. 经济研究, 2013a, (1).
- [14] 饶品贵, 姜国华. 货币政策、信贷资源配置与企业业绩[J]. 管理世界, 2013b, (3).
- [15] 宋凌云, 王贤彬. 重点产业政策、资源重置与产业生产率[J]. 管理世界, 2013, (12).
- [16] 宋凌云, 王贤彬. 产业政策的增长效应: 存在性与异质性[J]. 南开经济研究, 2016, (6).
- [17] 王克敏, 刘静, 李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J]. 管理世界, 2017, (3).
- [18] 汪秋明, 韩庆藩, 杨晨. 战略性新兴产业中的政府补贴与企业行为——基于政府规制下的动态博弈分析视角[J]. 财经研究, 2014, (7).
- [19] 吴意云, 朱希伟. 中国为何过早进入再分散: 产业政策与经济地理[J]. 世界经济, 2015, (2).
- [20] 杨兴全, 尹兴强, 孟庆玺. 谁更趋多元化经营: 产业政策扶持企业抑或非扶持企业?[J]. 经济研究, 2018, (9).
- [21] 姚洋, 张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 经济研究, 2013, (1).
- [22] 殷孟波, 吴佳其, 许坤. 微观非金融企业杠杆治理的加减法——来自信贷市场的证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2021, (3).
- [23] 张莉, 朱光顺, 李夏洋, 等. 重点产业政策与地方政府的资源配置[J]. 中国工业经济, 2017, (8).
- [24] 张敏, 张胜, 申慧慧, 等. 政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2010, (11).
- [25] 赵婷, 陈钊. 比较优势与中央、地方的产业政策[J]. 世界经济, 2019, (10).
- [26] 祝继高, 韩非池, 陆正飞. 产业政策、银行关联与企业债务融资——基于A股上市公司的实证研究[J]. 金融研究, 2015, (3).
- [27] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance, and economic growth in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(3): 57–116.
- [28] Chen D H, Li O Z, Xin F. Five-year plans, China finance and their consequences[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2017, 10(3): 189–230.
- [29] Hayek F A. The use of knowledge in society[J]. *The American Economic Review*, 1945, 35(4): 519–530.
- [30] Li H B, Zhou L A. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9–10): 1743–1762.
- [31] Xu C G. The fundamental institutions of China's reforms and development[J]. *Journal of Economic Literature*, 2011, 49(4): 1076–1151.

## Local Origin of Local Officials and Preference for Credit Resource Allocation

Xuan Yang<sup>1</sup>, Cheng Bo<sup>2</sup>

(1. *School of Accounting, Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China*; 2. *School of Accountancy, Nanjing Audit University, Jiangsu Nanjing 211815, China*)

**Summary:** Due to the difference of comparative advantage and resource endowment, the industrial policies issued by local governments may differ from those of the central government. With the aim to promote regional economic development, local officials have to decide which type of policy guidelines to follow while allocating regional resources. The judgment of local officials is largely related to their knowledge background. This article examines how the local origin of local officials affects the patterns of credit resource allocation, focusing on the guiding role of central and local five-year working plans. Whether local knowledge (i.e., specific knowledge concerning on specific circumstances) can be taken into consideration is a key factor affecting resource allocation. Local officials with local origin (i.e., working place coincides with his or her hometown or place of birth) have additional channels to collect and acquire information about regional fundamentals, such as resource endowment, industrial structure, enterprise information, personnel expertise, etc. Therefore, they may have local knowledge advantages and their resource allocation strategy tends to differ from those of local officials without local origin. The empirical findings suggest that firms supported by the local five-year plan but not by the central five-year plan obtain more bank loans when local officials have local origin. Further tests find that the above effect is more salient in local-specific industries, while the local origin of local officials has significantly promoted the performance effect of allocated credit resources. The results show that local origin brings comparative advantages of local knowledge to local officials, which enables them to adjust policy enforcement according to the local actual situation and improve the efficiency of credit resource allocation. The findings have some enlightenment for implementing industrial policies and improving the efficiency of credit resource allocation. Firstly, officials with local knowledge should be more involved in the decision-making process of local governments, allocate resources according to the local actual situation, and drive the economic growth of their jurisdiction. Secondly, the organization department should allocate local officials based on the match between the knowledge expertise of officials and the knowledge needs of regional economic development. Through this way the implementation of central industrial policies can be ensured, while local industrial policies are also effectively promoted, both serving to boost the high-quality development of the Chinese economy. Specifically, officials with local knowledge should be preferentially allocated to regions where governance and development rely primarily on local knowledge, so that they can make specific industrial policies suited for local conditions and improve the efficiency of resource allocation.

**Key words:** credit resource allocation; industrial policies; local officials; local origin

(责任编辑: 王西民)