

相关多样性对企业创新的非线性影响 ——基于上市公司的 PSTR 实证研究

睢 博,张万里

(西安交通大学 经济与金融学院,陕西 西安 710061)

[摘要]依据雅各布外部性理论探究相关多样性对企业创新的影响,基于 2007—2013 年上市公司数据,运用 PSTR 模型实证检验相关多样性对企业创新的非线性影响。研究发现:相关多样性对企业创新有正向作用;随着研发投入的不断增加,相关多样性对企业创新产生非线性影响;企业所有制性质不同,相关多样性对企业创新的非线性影响也不相同;随着研发投入的不断增加且突破某一临界值,在更高的研发投入诱导下,中、西部地区相关多样性对辖区企业创新产生更为强烈的正向作用。

[关键词]相关多样性;企业创新;PSTR 模型;研发投入;地区差异;外部性;企业异质性

[中图分类号]F270 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2019)01-0117-11

一、问题的提出

2012 年,国务院出台的《中共中央国务院关于深化体制机制改革加快实施创新驱动发展战略的若干意见》提出“科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑,处在国家发展全局的核心位置。”企业作为我国的创新主体,其创新产出如何,不仅制约着我国的创新水平,也关系到我国创新驱动战略的实施。

持续提升企业创新能力是我国实施创新驱动战略的重要保障,已有研究分别从企业股权结构、企业异质性、产业政策以及制度保护层面对企业创新的影响进行研究^[1-4]。产业集聚作为经济发展过程中的重要特征,也是影响企业创新水平的重要因素之一^[5]。产业集聚通常为企业提供专业化分工,进而提升企业创新能力。Marshall 的外部性理论认为同一产业内的企业在同一个区域的大量集中有利于知识在企业之间的扩散,产业内集聚水平和专业化水平的提升促进了经济增长^[6]。然而,产业集聚仅仅考虑了产业内部专业化和分工引发的学习效应和规模效应^[7],忽略了不同产业之间知识转移形成的知识溢出效应。Jacobs 对 Marshall 外部性理论对此提出异议,认为外部性并不是源自同一产业内的企业之间,而是源于不同产业间的企业^[8]。一个地区产业的多样化程度越高,就越有利于促进知识的传播及经济活动的交往。早期的产业多样化概念较为狭窄,侧重于跨产业的就业分布,未将行业间联系的要素融入多样化的衡量之中。Frenken 等在前人的基础上,首次提出了相关多样性的概念,认为相关多样性能够产生有利于知识溢出的 Jacobs 外部效应^[9]。Frenken 等将相关多样性定义为不同产业内部存在联系的细分产业在特定地区分布的产业格局^[10]。

[收稿日期]2018-01-23

[基金项目]国家社会科学基金项目(14BJY00);国家自然科学基金面上项目(71673216)

[作者简介]睢博(1988—),男,陕西西安人,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,从事产业经济学、企业创新等研究,E-mail:suibolearn@163.com;张万里(1990—),男,陕西渭南人,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,从事产业集聚、能源经济学等研究。

目前,相关多样性的研究主要集中于区域经济增长问题上,部分学者认为相关多样性具有促进地区就业和经济增长的正向作用^[11-12],也有学者认为相关多样性对经济产生了抑制作用^[13]。相关产业的聚集有利于相邻细分行业间信息和知识共享,进而提升企业的生产效率;除此以外,相关多样性能够充分发挥地区的比较优势,促进企业间的专业化分工协作,利用内部规模经济实现经济增长。事实上,相关多样性对地区经济增长产生影响时,知识共享和知识溢出作为创新的要素已经有所体现。企业间通过享有共享知识,缓解了创新过程中的不确定,进而提升企业创新能力。微观视角下,Aarstad等以挪威企业为研究样本,发现挪威当地相关多样性水平的提升保证了产业之间恰当的“认知距离”,进而促进所在地区企业的创新水平^[14]。尽管国内部分学者已经就地区层面相关多样性与创新之间的关系进行研究^[15]。但是,微观视角下相关多样性与创新之间的研究鲜有提及。除此以外,企业研发的增加促使企业自身知识拥有体的“势差”发生变化,不同企业之间的“认知距离”也随之发生变化。

综上,已有文献集中讨论了宏观层面相关多样性与创新之间的关系,为后续相关研究提供了一定的理论支撑和研究思路。然而,微观企业层面较少就相关多样性对创新的影响进行分析。将企业研发投入、相关多样性和企业创新纳入同一分析框架下,研究不同企业研发水平下的相关多样性对企业创新的影响更是鲜有提及。在数据选择和研究方法上,多数研究使用面板数据进行分析,难以准确衡量不同企业研发投入水平上的相关多样性对企业创新的影响。基于以上认识,本文就非线性视角下相关多样性对企业创新的影响进行研究,并进一步探讨在企业和地区异质性条件下相关多样性对企业创新的非线性影响,为提高企业创新产出效率提供依据和建议。

本文贡献主要体现在以下几个方面,第一,首次将相关多样性与企业创新之间的非线性关系纳入分析框架并进行研究;第二,本文基于微观企业视角对相关多样性与企业创新之间的关系进行讨论,研究结论更具现实意义;第三,本文的研究从实证角度发现随着研发投入不断增加,相关多样性对企业创新的非线性作用更加显著,引入所有制异质性和地区异质性进一步研究发现,不同所有制和不同地区相关多样性对企业创新的非线性影响存在显著差异,政府应当结合本地区实际情况,围绕主导产业发展关联性强的产业。

二、理论假说的提出

知识是区域创新的重要影响因素,学习过程和知识转移具有高度的地方化特征,知识仅仅在互补的产业部门即具有关联的产业之间流动,完全不相干的产业或者完全相同的产业之间不会产生知识的外溢和共享。非但如此,有效的学习通常发生在“认知距离”较近而且两个部门的知识又不完全相同的情况下,这样既能保证有效的知识溢出,又能在一定程度上避免认知锁定^①。较高的相关多样性环境,一方面能够保证企业获得足够的新知识,另一方面能够保证产业间“认知距离”恰当,从而保证企业有能力吸收相关产业的新知识。因此,互补的相关多样性环境有利于将差异化的、多样性的知识重新整合形成新的知识^[16],从而有利于推动企业的创新。Aarstad等以挪威四分位企业为研究对象,研究相关多样性对企业创新的影响,研究发现,地区的相关多样性对企业创新存在显著正向影响^[14]。尽管Aarstad等的研究结论已经表明相关多样性对企业创新确实存在正向作用,但是,仅仅以挪威企业作为研究样本得出的研究结论过于片面。因此,本文以中国微观企业作为研究对象,检验相关多样性对企业创新的影响,希冀通过不同国家企业的数据验证上述结论。基于此,本文提出假设1。

^①认知距离指的是广泛的心理活动,包括本体感觉、知觉、感官形成、分类、推理、价值判断和情感。公司企业层面上,是指为了实现一个共同的目标,在认知分工中,企业拥有不同的知识,他们通过分享某些知识(基本的观念和价值观),以充分协调他们的能力和动机。本文基于微观企业视角,通过引入企业的“认知距离”解释相关多样性对创新的影响。

假设1：相关多样性对企业创新产生正向作用。

相关多样性水平较低的地区，企业之间的“认知距离”可能过大或者过小，难以达到最优的“认知距离”^[17]，企业之间知识转移存在障碍，企业间共享的资源难以产生知识溢出效应。较高的相关多样性环境保证了产业间恰当的“认知距离”^[18]，从而保证企业有能力吸收并利用相关产业的新知识。企业之间的“认知距离”并不是固定的，当企业研发程度较低时，随着相关多样性水平的提高，企业之间的“认知距离”逐渐缩小，相关多样性对企业创新产生正向作用。当企业研发投入不断增加时，企业自身的知识存量也随之增加，企业间共享知识的广度和深度进一步增加，企业吸收关联企业的知识更加便利，与相邻企业之间的协作意愿更加强烈。当企业研发投入突破某一临界值时，企业之间的认知差异进一步缩小，企业之间适宜的“认知距离”也进一步缩小，企业之间的知识共享和知识溢出效果进一步加强。此时，随着相关多样性水平的提高，相关多样性对企业创新产生的正向促进作用相较于研发水平较低时大幅提升。因此，本文认为企业研发不断增加引致的相关多样性对企业创新的进一步影响是一个非线性过程。基于此，本文提出假设2。

假设2：随着研发投入不断增加且突破某一临界值时，相关多样性对企业创新的非线性正向影响更加显著。

与国有企业相比，民营企业的创新动机更加强烈。在研发投入水平较低时，强烈的创新动机驱使民营企业与具有关联的企业发生知识共享和知识溢出。相较于民营企业，国有企业的创新动机并不强烈，国有企业代理人为了追求个人收益的最大化，会选择收益周期短、政绩明显的项目。因此，研发投入较低时，强烈的创新动机使得相关多样性对民营企业创新的影响更为显著^[19]。随着研发投入的持续增加，与民营企业相比，国有企业创新潜力开始显现^[20]。由于企业研发具有不确定性，国有企业相较于民营企业享有更多的“关键性”研发资源、信息和政策红利，国有企业依赖上述因素有效降低了研发成本和不确定性。在研发投入逐渐增加且突破某一临界值时，国有企业的创新潜力优势更加明显，国有企业与具有关联的企业发生知识共享和知识溢出的效果明显优于民营企业，此时相关多样性对国有企业的正向影响更为显著。由此可见，相关多样性对企业创新的影响还受到企业所有产权性质的影响。基于上述分析，本文提出假设3。

假设3：研发投入较低时，相关多样性显著提升民营企业创新；随着研发投入的增加且突破某一临界值时，相关多样性显著提升国有企业创新。

企业R&D投入等研发活动的增加，不仅提升企业自身的创新能力，而且提高了企业吸收外部技术和知识的能力，必然产生知识溢出效应。在高研发投入的诱导下，相关多样性对不同地区企业创新具有显著的正向作用。然而，相关多样性对不同地区企业创新的影响又受到所属地区环境的影响。在东部地区，经济发展水平高，拥有优质的大学教育资源和大量的研发机构，使得创新投入和创新水平远远高于中、西部地区^[21]。非但如此，东部地区开放程度和市场化程度高，行业齐全、种类繁多，无论是行业内还是行业外，诸多企业之间的联系和交往更加频繁与紧密，相关多样性对企业创新的影响必然大于中、西部地区。基于此，本文提出假说4。

假说4：东部地区相关多样性对企业创新的提升作用最为显著，其次是中部地区，最后是西部地区。

三、实证分析

(一) 变量的选取与模型的构建

1. 变量的选取

(1) 被解释变量。借鉴前人研究^[22-23]，本文使用企业发明专利申请量的自然对数和企业当年发明专利申请且授权量的自然对数反映企业的创新产出，分别记做 $Patapply$ 和 $Patapplygrant$ 。

(2) 解释变量。Frenken 等对相关多样性的度量一直被学界沿用至今，但是学界对相关产业的分

类存在异议,Frenken 等认为 SIC 标准分类下的二分位产业之间不存在相关性,五分位产业存在相关性^[9]。Aarstad 等指出五分位的产业之间相互关联程度过于紧密,产业之间的溢出效果并不显著,过多同质企业的集聚并不利于相关多样性的知识溢出产生,并不利于经济增长^[14]。通过 Frenken 等以及 Aarstad 等对相关多样性的界定,参照联合国标准产业分类(SIC),本文发现我国二级产业分类不存在相关多样性,仅存在无关多样性。本文借鉴 Aarstad 等对相关多样性的分类标准^[14],结合我国现有的行业分类对我国产业的相关多样性进行分类,使用工业企业数据库中三分位行业作为相关多样性的分类标准,运用熵值法测算各个城市的相关多样性水平。

假定二分位行业比重为 P_g ,三分位行业比重 P_i ,二分位行业与三分位行业之间的关系如下:

$$P_g = \sum_{i \in S_g} P_i \quad (1)$$

其中, S_g 表示所有的二分位行业, $g = 1, \dots, G$ 。相关多样性使用所有二分位行业下的三分位行业表示:

$$RV = \sum_{g=1}^G P_g H_g \quad (2)$$

$$H_g = \sum_{i \in S_g} \frac{P_i}{P_g} \ln\left(\frac{P_g}{P_i}\right) \quad (3)$$

由于我国大部分省份均拥有完整的产业体系,我们使用 1998—2013 年工业企业数据库,重点对地级市的产业相关多样性进行测度,分别记做 Rvp 和 Rvc ^①。

(3) 转换变量。如前所述,“认知距离”实质上反映了知识溢出状况。随着研发投入的增加,企业自身的知识存量和吸收能力日益增强,对知识溢出效率的影响作用不断加强,本文使用研发投入对数作为转换变量,记做 Rmd 。

(4) 控制变量。①公司治理变量。董事会规模,董事会作为联结股东与经理层的“纽带”,是公司治理结构的重要组成部分,其治理效率直接关系到公司绩效和股东利益。董事会与公司绩效的关系一直是企业关注的焦点。董事会的基本职能是进行决策,因此,董事会的规模必然会影响企业的决策效率^[24],本文以董事会人数的自然对数反映董事会规模,记做 *Boardsize*。监事会规模,监事会代表股东大会行使监督职能。监事会结构和监事会规模是评价监事会治理状况的重要指标,良好的监事会结构和规模是监事会有效运行的前提条件^[25],本文使用监事会占董事会人数比例反映监事会规模,记做 *Supervisorrate*。②公司特征变量。企业规模是度量公司价值的一个重要标准。为了度量企业的相对价值,必须对企业规模进行控制。一般来说,企业规模大,资金雄厚,抵御风险的能力强,具有较强的创新能力;企业规模小,资金不足,人才匮乏,抵御风险的能力弱,创新能力不足。借鉴 Hansen 和 Hill 等学者的做法^[26],本文采用公司总资产的对数值衡量企业规模,表示为 *Size*。企业财务状态反映企业对资源的利用效率,如果企业利用现有资源的效率高,那么企业的创新能力将会得到提升。本文使用企业资产报酬率反映企业的盈利能力,记为 *ROA*;本文使用流动比率、公司利息保障倍数、资产负债率和速动比例反映企业的偿债能力,分别记做 *Ldr*、*Lxbz*、*Debt* 和 *Sdr*;本文使用固定资产周转率反映企业营运能力,记为 *Raa*;使用主营业务增长率反映企业的成长能力,记为 *Gmp*。为了研究相关多样性对不同所有制企业创新影响的异质性,本文还根据企业实际控制人的不同将企业划分为国有企业和民营企业,以虚拟变量 *Nature* 度量企业性质,取值为 1 时,代表国有企业;取值为 0 时,代表民营企业。③行业特征变量。不同的行业具有不同的竞争程度、不同的产品模式和不同的技术升级换代速度,资产规模和企业价值均具有显著差异。因此,为了控制行业差异对企业价值的影响,本文借鉴 David 等的做法,用行业

^①二分位行业比重 P_g 衡量产业就业人数,除此以外,已有文献也使用各个产业的产值计算相关多样性,因此本文使用 Rvp 和 Rvc 分别表示就业人数和产值的相关多样性水平。

资产报酬率、行业财务杠杆来反映企业的行业特征,分别记为 $Indus1$ 和 $Indus2$ ^[27]。

2. PSTR 模型构建

本文根据 Hasen 的门槛理论模型建立如下 $PSTR$ 模型^[28-30]:

$$Patapply = \sum \beta \times x_u + \sum \beta' g(Rmd_u; \gamma_1, c_1) \times x_u + u_u + \mu_i + \mu_t \quad (4)$$

其中, μ_i 和 μ_t 分别表示时期和个体固定效应, u_u 表示随机扰动项, $x_u = (Rvp_u, Size_u, Boardsize_u, Supervisorate_u, Ldr_u, Lxbz_u, Debt_u, Roa_u, Sdr_u, Raa_u, Gmp_u, Indus1_u, Indus2_u)$, β 为解释变量和控制变量的系数, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}, \beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13})$, β' 为转换函数中的解释变量和控制变量系数, $\beta' = (\beta'_1, \beta'_2, \beta'_3, \beta'_4, \beta'_5, \beta'_6, \beta'_7, \beta'_8, \beta'_9, \beta'_{10}, \beta'_{11}, \beta'_{12}, \beta'_{13})$, $Patapply$ 、 Rmd 分别取对数。

(二) 数据来源与描述性统计分析

本文选择沪深两市全部 A 股上市公司数据作为研究样本。其中,发明专利申请量来自于国泰安数据库,其他上市公司财务指标来自万得数据库,相关多样性指标来自工业企业数据库。由于 PSTR 模型必须是平衡面板数据,且工业企业数据库的披露截至 2013 年,因此本文最终选取 2007—2013 年的上市公司作为研究对象。在样本选取过程中进行如下处理:(1)剔除金融行业数据;(2)为了控制极端值的影响,对模型中的所有连续变量在 1% 的水平上进行缩尾处理;(3)剔除报告日与首发日的年份差额为负数的样本;(4)剔除资产负债率大于 100% 的含有奇异值的样本。最终确定的研究观测值为 7644 个。

表 1 表示相关变量的统计性描述,在表 1 中,企业发明专利申请量的自然对数和企业当年发明专利申请且授权量的自然对数均值分别为 3.531 和 3.409,标准差为 1.289 和 1.263,说明企业发明专利申请量的变化比较大,企业创新产出波动比较大;相关多样性的指标 Rvp 和 Rvc 均值分别为 1.517 和 1.365,标准差分别为 0.380 和 0.308,反映了我国相关多样性水平保持平稳的现状;研发投入的对数 Rmd 的均值为 17.099,标准差为 1.316,说明企业研发投入波动也较大。

(三) 实证检验

1. 非线性检验及门槛个数的选择

在进行 $PSTR$ 模型分析之前,首先要检验面板数据的平稳性,从而确保结果的稳健性。使用 LLC 和 Breitung 两种单位根方法可以对其进行检验,具体结果如表 2 所示。从表 2 可以看出,所有变量的

LLC 检验和 Breitung 检验均在 5% 的显著性水平上通过,上述数据不存在单位根,变量的平稳性良好。

在进行 $PSTR$ 模型分析之前,不仅需要检验面板数据的平稳性,而且还要对模型的非线性进行检验,确定模型进行一阶泰勒展开,检验转换函数 r 和位置参数 m 。分别使用 LM 、 LMF 和 LRT 指标进行检验^①,对转换函数 r 的个数进行检验,并在 AIC 和 BIC 准则基础上对位置参数 m 进行检验。本文使用(4)式分别对全国、全国-国有、全国-民营、东部地区、中部地区和西部地区进行非线性检验,

表 1 相关变量的统计性描述

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Patapply	7,644	3.531	1.289	1.099	5.288
Patapplygrant	7,644	3.409	1.263	1.099	5.141
Rmd	7,644	17.099	1.316	6.835	18.222
Rvp	7,644	1.517	0.380	0.784	1.992
Rvc	7,102	1.365	0.308	0.830	1.805
Size	7,644	21.878	1.050	20.381	23.667
Boardsize	7,644	2.231	0.206	1.946	2.565
Supervisorate	7,644	0.436	0.131	0.267	0.667
Ldr	7,644	1.409	0.656	0.605	2.715
Lxbz	7,641	3.615	9.251	-14.278	20.449
Debt	7,644	0.517	0.168	0.253	0.770
ROA	7,640	0.040	0.035	-0.008	0.105
Sdr	7,644	0.966	0.527	0.351	2.019
Raa	7,644	0.147	0.114	0.014	0.364
Gmp	7,536	0.146	0.214	-0.167	0.529
Nature	7,644	0.615	0.487	0	1
Indus1	7,644	2.309	1.022	1.173	4.317
Indus2	7,644	0.039	0.021	0.001	0.069

①非线性检验包括 $LM = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \sim \chi^2_{mk}$, $LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/mk}{SSR_0/(TN - N - mk)} \sim F(mk, TN - N - mk)$, $LRT = -2[\log(SSR_w/SSR_0)] \sim \chi^2_{mk}$, 其中 SSR_0 是在原假设条件下残差平方和, SSR_1 为备择假设下的残差平方和, SSR_w 为无约束条件下线性化无约束回归模型的残差平方和。

将全国、全国-国有、全国-民营、东部地区、中部地区和西部地区分别记做 Model1—Model6。

表3反映了 Model1—Model6 的非线性检验结果。从整体上看,在上述模型中,原假设都在 1% 水平上显著,而在原假设的 5% 水平上不显著,也就是说都是非线性的,并且转换函数个数都是一个,即 $r=1$ 。与此同时,所有模型的 AIC 和 BIC 值都小于对应值,大部分模型仅有一个位置参数。

2. 检验结果

PSTR 模型通过使用网格搜索法确定参数和的初始值,然后使用非线性最小二乘法对每个参数值进行回归分析。对于任一给定的 $(\gamma; c)$,运用网格搜索法逐一将网格点上的 $(\gamma; c)$ 代入模型(4),然后对相应的变换后的线性模型进行估计,并选择能够使模型的残差平方和达到最小的那组 $(\gamma; c)$ 作为进一步估计的初始值。将 γ 的初始取值区间设定为 $(0, 50)$;依据转换变量的实际数值,将 c 的取值区间设定为 $(\min\{qit\}, \max\{qit\})$;直至所搜索到最优 $(\gamma; c)$ 位于所构造网格的内部,才能将其作为初始值。

图1为 Model1—Model3 回归结果的转换函数。从图1可以看出,全国、全国-国企和全国-民企的部分观察值存在于研发投入高机制和低机制之间,如果使用非平滑转换模型进行计量会产生偏误。

表4为全国、全国-国企和全国-民企(Model1—Model3)的回归结果。从中可以看出,大多数变量的回归系数在 5% 的水平上显著,模型整体拟合结果良好。

从整体上看,就全国样本而言,相关多样性对企业创新存在一个门限值,相关多样性与企业创新之间存在一个转换机制 $Rmd = e14.698$,即研发投入的门限值为 241.69 万元,且相关多样性对企业创新的影响在 1% 的水平上显著为正,假设 1 成立。当企业研发投入低于 241.69 万元时,相关多样性对企业创新呈正向作用,随着研发投入的增加且超过门限值,相关多样性对企业创新的正向促进作用进一步加强,假设 2 成立。

就国有企业样本而言,相关多样性与企业创新之间存在一个转换机制 $Rmd = e14.681$,即研发投入的门限值为 237.62 万元,相关多样性对国有企业创新的影响在 1% 的水平上显著为正,假设 1 成立。当研发投入低于 237.62 万元时,相关多样性对国有企业创新呈正向作用,随着研发投入的增加且超过门限值,相关多样性对国有企业创新的正向促进作用进一步加强,假设 2 成立。

表3 非线性检验

模型	原假设: $H_0: r = 0$			原假设: $H_0: r = 1$			AIC		BIC	
	备择假设: $H_0: r = 1$			备择假设: $H_0: r = 2$			$m = 1$	$m = 2$	$m = 1$	$m = 2$
	LM	LMF	LRT	LM	LMF	LRT				
Model1	176.422 (0.000)	3.937 (0.000)	178.520 (0.000)	18.531 (0.138)	2.251 (0.261)	18.554 (0.138)	2.025	3.235	3.211	4.268
Model2	159.792 (0.000)	3.611 (0.000)	162.905 (0.000)	22.411 (0.490)	1.469 (0.121)	22.471 (0.489)	4.456	6.284	4.283	3.860
Model3	69.804 (0.000)	1.552 (0.010)	70.944 (0.000)	18.685 (0.133)	1.217 (0.260)	18.765 (0.131)	2.796	3.017	3.278	3.401
Model4	90.555 (0.000)	2.013 (0.000)	91.574 (0.000)	9.186 (0.759)	0.600 (0.856)	9.197 (0.758)	4.660	6.626	5.802	6.811
Model5	74.306 (0.001)	1.665 (0.007)	76.133 (0.000)	2.395 (0.821)	1.153 (0.266)	2.394 (0.635)	3.111	4.263	3.476	3.661
Model6	126.477 (0.000)	2.972 (0.000)	133.088 (0.921)	6.616 (0.962)	0.423 (0.920)	6.633 (0.920)	3.011	5.003	3.477	3.722

表2 面板数据的单位根检验

Variables	LLC	Breitung
Patapply	-47.401 *** (0.00)	-8.231 *** (0.00)
Patapplygrant	-148.201 ** (0.02)	-8.944 *** (0.00)
Rmd	-215.251 *** (0.00)	-5.674 *** (0.00)
Rvc	-68.231 *** (0.00)	-17.675 *** (0.00)
Rvp	-111.222 *** (0.00)	-18.363 *** (0.00)

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著;括号中为参数估计的 P 值。限于篇幅,控制变量检验结果不再报告,留存备索,下同。

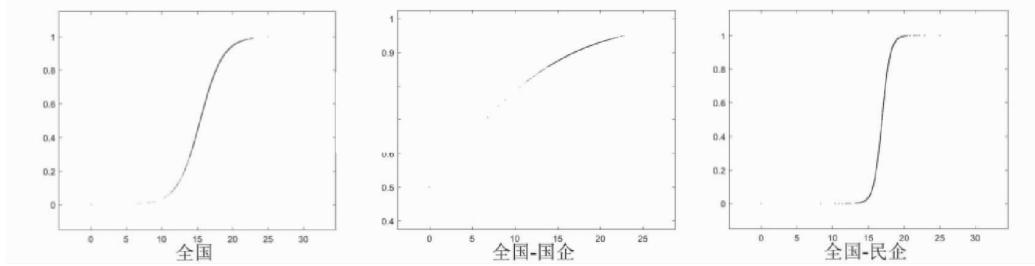


图1 全国、国企及民企回归结果的转换函数

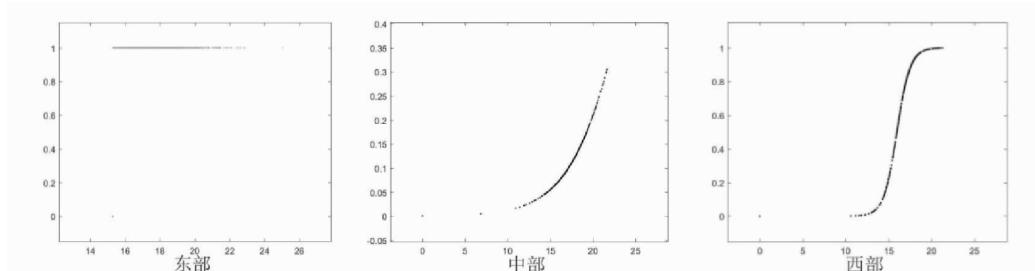


图2 东部、中部及西部地区回归结果的转换函数

就民营企业样本而言,相关多样性与企业创新之间存在一个转换机制 $Rmd = e15.758$, 即研发投入的门限值为 697.61 万元, 相关多样性对民营企业创新的影响在 1% 的水平上显著为正, 假设 1 成立。当研发投入低于 697.61 万元时, 相关多样性对民营企业创新呈正向作用, 随着研发投入的增加且超过门限值, 相关多样性对民营企业创新的正向促进作用进一步加强, 假设 2 成立。

比较国有企业和民营企业的相关多样性对企业创新的影响, 我们发现当研发投入低于门限值时, 相关多样性对民营企业创新的作用大于国有企业; 随着研发投入的增加且超过门限值, 相关多样性对国有企业创新的影响速度更快, 对民营企业创新的影响速度减缓。值得注意的是, 民营企业对研发投入的门限值更大, 也从侧面反映出国有企业的创新潜力更具有优势, 假设 3 成立。

进一步研究发现, 就全国样本而言, 企业控制变量对创新的影响基本与之前的研究一致, 企业规模的增加显著提升了企业创新水平, 监事会规模的增加显著促进了企业创新的增加。在引入企业异质性条件后, 控制变量对企业创新的影响存在差异。在研发投入较低时, 国有企业流动比率、资产报酬率对企业创新产生显著的正向影响; 民营企业的利息保障倍数和资产负债率对企业创新产生显著的负向影响。随着研发投入的增加并突破门限值后, 各个控制变量对不同所有制企业创新的影响也存在一定的差异, 国有企业董事会规模、监事会规模和速动比率对企业创新产生显著的正向作用; 利息保障倍数、资产负债率和资产报酬率对国有企业创新产生显著的负向作用; 民营企业主营业务增长率对企业创新产生显著的正向作用。

图 2 为 Model4—Model6 回归结果的转换函数, 从中可以看出, 中部和西部地区部分观察值存在于研发投入高机制和低机制之间, 东部地区则不存在非线性的转换函数。表 5 为东部、中部及西部地区 (Model4—Model6) 的回归结果, 从中可以看出, 大多数变量的回归系数在 10% 的水平上显著, 说明了本文模型的可靠性。

从整体上看, 就东部地区企业样本而言, 相关多样性与企业创新之间不存在转化机制, 但是, 相关多样性对东部地区企业创新的影响在 1% 的水平上显著为正, 假设 1 成立。就中部地区企业样本而言, 相关多样性与企业创新之间存在一个转换机制 $Rmd = e14.213$, 即研发投入的门限值为 148.81 万元, 且相关多样性对中部地区企业创新的影响在 10% 的水平上显著为正, 假设 1 成立。就西部地区

表4 全国、国企及民企模型的参数估计结果

	Model1	Model2	Model3
β_1	0.060 *** (3.583)	0.051 *** (2.95)	0.112 *** (3.22)
β_2	0.672 ** (2.03)	0.607 *** (11.59)	0.497 *** (3.16)
β_3	0.001 (0.25)	0.001 (0.17)	0.001 (0.58)
β_4	0.001 *** (3.68)	0.001 ** (2.29)	0.001 ** (2.12)
β_5	0.040 (1.41)	0.144 *** (3.12)	0.001 (0.18)
β_6	-0.001 *** (-2.76)	0.001 (0.72)	-0.000 *** (-3.09)
β_7	-0.220 (-0.67)	0.934 (1.12)	-0.621 ** (-2.42)
β_8	-1.425 (-0.68)	0.831 *** (2.85)	-0.525 (-1.32)
β_9	0.145 (0.30)	0.043 (0.56)	0.001 (0.23)
β_{10}	-1.270 (-1.45)	-1.459 ** (-1.98)	-0.023 ** (-2.11)
β_{11}	0.162 (0.56)	0.122 (1.53)	-0.001 (-0.75)
β_{12}	0.235 *** (5.14)	0.220 *** (5.22)	0.142 *** (3.11)
β_{13}	0.500 *** (3.04)	1.262 * (1.69)	0.031 (1.52)
β'_1	0.058 ** (2.04)	0.168 ** (2.19)	0.084 *** (3.15)
β'_2	0.010 ** (2.45)	0.053 * (1.86)	0.024 * (1.81)
β'_3	0.235 *** (4.41)	0.125 *** (2.89)	-0.154 (-1.13)
β'_4	0.298 (1.04)	0.124 * (1.81)	-0.171 (-0.21)
β'_5	0.010 * (1.86)	-0.039 ** (-2.35)	0.040 (0.37)
β'_6	-0.001 ** (-2.45)	-0.001 * (-1.95)	0.000 (0.70)
β'_7	0.046 ** (2.35)	-0.617 * (-1.86)	0.453 (0.87)
β'_8	-2.051 (-1.15)	-3.886 *** (-3.57)	-0.169 (-0.17)
β'_9	0.015 (0.54)	0.121 * (1.87)	0.001 (0.02)
β'_{10}	0.032 (0.89)	0.367 (1.44)	0.018 (1.72)
β'_{11}	-0.172 (-1.35)	-0.268 (-1.42)	0.033 *** (3.85)
β'_{12}	-0.086 (-1.33)	-0.094 (-0.17)	-0.126 ** (-2.29)
β'_{13}	-0.490 *** (-3.18)	0.423 * (1.84)	0.845 (1.05)
年份	YES	YES	YES
γ	2.171	2.931	1.751
c	14.698	14.681	15.758
N	7644	4700	2944

表5 东部、中部及西部地区模型的参数估计结果

	Model4	Model5	Model6
β_1	0.042 *** (3.16)	0.079 * (1.78)	0.375 *** (2.61)
β_2	0.861 *** (14.49)	0.258 ** (2.53)	0.825 *** (6.65)
β_3	0.002 (0.89)	0.007 (0.57)	0.004 (0.74)
β_4	0.003 (1.56)	0.006 (0.29)	0.003 (1.28)
β_5	0.004 ** (2.11)	0.035 (0.38)	0.032 (0.26)
β_6	-7.205 (-1.59)	-0.004 ** (-2.53)	-4.611 * (-1.77)
β_7	0.006 (0.17)	0.113 (0.51)	0.060 (0.76)
β_8	0.027 (0.75)	0.835 (1.74)	-0.629 ** (-2.47)
β_9	0.008 (0.48)	0.001 (1.56)	0.008 (0.21)
β_{10}	-0.009 *** (-2.80)	0.030 *** (2.95)	0.007 * (1.71)
β_{11}	-0.001 (-0.78)	-0.009 (-0.50)	0.016 (0.77)
β_{12}	0.121 *** (5.53)	0.118 *** (3.53)	0.255 *** (3.75)
β_{13}	0.002 *** (3.71)	-0.021 * (-1.78)	0.064 (0.87)
β'_1	0.083 (1.55)	0.086 * (1.77)	0.223 *** (2.82)
β'_2	0.014 (1.56)	0.325 * (1.77)	0.102 ** (2.19)
β'_3	0.025 (0.50)	-0.544 (-0.59)	-0.021 (-0.17)
β'_4	0.126 (0.58)	-0.333 (-0.15)	0.180 (0.35)
β'_5	0.017 ** (2.14)	-1.715 ** (-2.25)	0.019 (0.32)
β'_6	3.548 *** (3.32)	0.001 (0.35)	-0.008 *** (-5.12)
β'_7	-0.089 *** (-3.34)	-3.760 *** (-7.81)	-1.187 (-1.51)
β'_8	-0.708 (-1.26)	-1.299 ** (-2.15)	-2.218 (-1.42)
β'_9	-0.041 (-1.56)	3.508 *** (3.59)	-0.038 (-0.12)
β'_{10}	0.002 (1.56)	-0.177 (-1.15)	-0.016 (-0.82)
β'_{11}	0.023 *** (4.76)	0.336 (1.45)	-0.015 (-1.02)
β'_{12}	-0.024 (-1.53)	-0.015 (-0.67)	-0.154 ** (-2.12)
β'_{13}	-0.005 ** (-2.32)	0.514 * (1.85)	0.733 (1.25)
年份	YES	YES	YES
γ	—	0.213	0.126
c	15.285	14.213	16.051
N	4613	1659	1372

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著;
括号中为参数估计的 t 值。

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著;
括号中为参数估计的 t 值。

企业样本而言,相关多样性与企业创新之间存在一个转换机制 $Rmd = e^{16.051}$, 即研发投入的门限值为 935.11 万元, 相关多样性对西部地区企业创新的影响在 1% 的水平上显著为正, 假设 1 成立。当研发投入较低时, 相关多样性对中部和西部地区企业创新的影响呈正向关系, 随着研发投入的增加且超过门限值, 相关多样性对中部和西部地区企业创新的正向促进作用进一步加强, 假设 2 成立。

从比较东部、中部和西部地区可知, 东部、中部和西部地区的相关多样性对企业创新都产生正向影响, 但是, 东部地区相关多样性与企业创新之间不存在转化机制, 而中部和西部地区相关多样性与企业创新之间存在一个转换机制, Rmd 分别等于 148.81 万元和 935.11 万元。由此可见, 相关多样性对企业创新的影响存在地区之间的差异, 假设 4 不成立。

进一步分析发现, 就不同地区样本而言, 控制变量对企业创新的影响存在差异。在研发投入较低时, 东部地区流动比率对企业创新产生显著的正向影响, 固定资产周转率对企业创新产生负向作用; 中部和西部地区固定资产周转率对企业创新产生正向作用; 西部地区企业资产报酬率对企业创新产生显著的负向作用。随着研发投入的增加并突破门限值后, 东部地区企业利息保障倍数和主营业务增长率对企业创新产生正向作用; 中部地区企业资产报酬率对企业创新产生负向影响, 速动比率对企业创新产生正向的显著影响。

3. 稳健性检验

本文对上述研究进行稳健性检验, 使用企业当年发明专利申请且授权量反映企业的创新产出, 使用计数模型估计企业创新行为, 模型 Model7—Model12 分别反映了全国、全国 - 国企、全国 - 民企、东部地区、中部地区和西部地区的企业创新。实证检验发现相关多样性对企业创新的影响随着研发投入的变化呈非线性变化, 因此本文引入研发投入的平方项、一次项与相关多样性的交互项, 考察研发投入变化下相关多样性对企业创新的影响, 结果见表 6。从表 6 中的结果可知, 相关多样性对企业创新影响为正向且随着研发投入的增加, 相关多样性对企业创新的影响呈非线性变化^①。稳健性检验结果与实证分析一致。总体来看, 模型的回归结果是稳定的。

表 6 稳健性检验

	Model7	Model8	Model9	Model10	Model11	Model12	Model13	Model14	Model15	Model16	Model17	Model18
$Rmd^2 \times Rvp$	0.025 *** (3.10)	0.012 *** (4.34)	0.012 ** (2.12)	0.003 *** (2.85)	0.001 (1.54)	0.015 ** (2.41)	0.013 *** (3.23)	0.034 *** (3.31)	0.033 * (1.69)	0.043 *** (3.01)	0.001 (1.11)	0.036 ** (2.34)
$Rmd \times Rvp$	0.014 *** (3.06)	0.057 *** (3.83)	0.032 * (1.77)	0.041 *** (3.98)	0.018 (1.34)	0.049 ** (2.51)	0.034 *** (2.98)	0.062 *** (2.89)	0.026 * (1.69)	0.030 *** (3.17)	0.012 (1.06)	0.112 ** (2.23)
Rvp	0.031 ** (2.44)	0.045 ** (2.51)	0.055 (1.64)	0.063 * (1.76)	0.074 (1.51)	0.019 (1.01)	0.126 ** (2.17)	0.121 * (1.73)	0.101 (0.82)	0.072 (0.22)	0.138 (1.23)	0.192 (1.42)
Rmd	0.045 * (1.70)	0.031 (1.43)	0.022 (1.45)	0.033 (1.53)	0.045 (1.36)	0.065 (1.27)	0.037 * (1.71)	0.032 (1.15)	0.028 (1.11)	0.143 * (1.61)	0.027 (0.11)	0.051 (0.82)
Rmd^2	0.102 * (1.85)	0.021 (1.43)	0.303 (1.52)	0.041 (1.43)	0.005 (0.33)	0.064 (1.38)	0.112 ** (1.89)	0.102 (1.61)	0.022 (1.22)	0.032 * (1.72)	-0.030 (-0.22)	0.032 (1.22)
N	7644	4700	2944	4531	1644	1361	7102	4408	2694	4125	1598	1274

注: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平, 括号内为参数估计 t 值; 限于篇幅, 控制变量检验结果未列示, 留存备索。

四、研究结论与政策建议

本文研究了相关多样性对企业创新的影响, 研究结论如下: 第一, 相关多样性对企业的创新产生正向作用; 第二, 随着研发投入不断增加, 相关多样性对企业创新的非线性促进作用更加明显; 第三, 在研发投入较低时, 相关多样性对民营企业创新的作用大于国有企业, 随着研发投入的不断增加, 相

^① 表 6 中研发平方项、一次项与相关多样性的交互项开口朝上且最低点大于零, 企业研发不可能小于 0, 因此企业的研发引发相关多样性对企业创新的影响只能位于抛物线的右半部分, 非线性趋势明显。

关多样性对国有企业创新的影响速度更快,而对民营企业创新的影响速度减缓;第四,东部地区相关多样性对企业创新的非线性作用不明显,随着研发投入的不断增加,更高的研发投入诱导中部和西部地区相关多样性对所属地区企业创新产生更为显著的正向促进作用。

针对上述结论,本文提出以下几点建议:第一,政府在进行产业布局时,应当结合本地区主导产业和相关资源,围绕主导产业发展关联性强的产业^[31],延伸产业链,提升产业相关多样性水平,构建恰当的“认知距离”,扩大企业之间知识溢出效应,提高企业创新的产出效率。第二,鼓励企业增加研发投入,缩短企业研发投入突破门限值的时间,提高企业知识存量和吸收能力,增强企业之间知识溢出能力和效应。第三,鼓励国有企业继续加大研发投入,充分发挥相关多样性对国有企业创新的正向作用,提高国有企业创新效率^[32];政府应实施无差别的国民待遇,使民营企业享有与国有企业同等的条件,持续发挥相关多样性对民营企业创新在各个阶段的正向作用^[33]。第四,针对不同地区相关多样性对企业创新影响的差异性,政府应实施有差别的激励政策,提高各个地区企业创新产出效率。在东部地区,政府应采取积极措施,鼓励企业加大研发投入力度,充分发挥相关多样性对企业创新的积极作用,进一步提高企业的创新产出率;在中部和西部地区,政府应采取各种优惠政策,一方面吸引各行各业的企业落户中部和西部地区,提升产业相关多样性水平,另一方面激发企业的研发投入动机,增强相关多样性对企业创新的推动作用,提升中部和西部地区企业的创新效率。

本文仅仅对相关多样性与企业创新之间的非线性关系进行了理论分析和实证检验。由于微观层面研究相关多样性对企业创新的文献很少,故本文并未进一步研究相关多样性对企业创新非线性影响的内部传导机制,上述问题有待于今后进一步进行深入研究。

参考文献:

- [1] 张瑞君,徐鑫,王超恩.大股东股权质押与企业创新[J].审计与经济研究,2017(4):63-73.
- [2] 张璇,刘贝贝,汪婷,等.信贷寻租、融资约束与企业创新[J].经济研究,2017(5):161-174.
- [3] 余明桂,范蕊,钟慧洁.中国产业政策与企业技术创新[J].中国工业经济,2016(12):5-22.
- [4] 胡立君,郑玉.知识产权保护、FDI技术溢出与企业创新绩效[J].审计与经济研究,2014(5):105-112.
- [5] 董晓芳,袁燕.企业创新、生命周期与聚集经济[J].经济学(季刊),2014(2):767-792.
- [6] Marshall A. Principles of economics[M]. Macmillan. 1890.
- [7] 魏江.小企业集群创新网络的知识溢出效应分析[J].科研管理,2003(4):54-60.
- [8] Jacobs J. The economy of cities[M]. Random House,1969.
- [9] Frenken K, Frank Van Oort, Thijs verburg. Related variety, unrelated variety and regional economic growth[J]. Regional Studies, 2007, 41(5):685-697.
- [10] Boschma R, Iammarino S. Related variety, trade linkages, and regional growth in Italy[J]. Economic Geography, 2009, 85(9):289-311.
- [11] Simmie J, Martin R. The economic resilience of regions: towards an evolutionary approach[J]. Social Science Electronic Publishing, 2010, 3(1):27-43.
- [12] 孙晓华,柴玲玲.相关多样化、无关多样化与地区经济发展——基于中国282个地级市面板数据的实证研究[J].中国工业经济,2012(6):5-17.
- [13] 周国富,徐莹莹,高会珍.产业多样化对京津冀经济发展的影响[J].统计研究,2016(12):28-36.
- [14] Aarstad J, Kvistad O A, Jakobsen S E. Related and unrelated variety as regional drivers of enterprise productivity and innovation: A multilevel study[J]. Research Policy, 2016, 45(4):844-856.
- [15] 初大智,朱舟,江俊杰.基于相关多样性、差异性知识基础与区域发展平台方法的区域创新研究综述[J].科技管理研究,2014,34(14):5-10.
- [16] Boschma R. Proximity and innovation: a critical assessment[J]. Regional Studies, 2005, 39(1):61-74.
- [17] Burt R S. Structural holes and good ideas[J]. American Journal of Sociology, 2004, 110(2):349-399.
- [18] Hassink R, Klaerding C, Marques P. Advancing evolutionary economic geography by engaged pluralism[J]. Regional Studies, 2014, 48(15):1295-1307.

- [19] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012(3): 15-27.
- [20] 孙晓华, 王昀. 企业所有制与技术创新效率[J]. 管理学报, 2013(7): 1041-1047.
- [21] 郭蓉, 余宇新. 中小企业创新投入的技术体制地区差异性研究——以我国制造业中小企业的调研数据为例[J]. 科学学与科学管理, 2011(6): 65-71.
- [22] Atanassov J, Nanda V K, Seru A. Finance and innovation: the case of publicly traded firms[J]. Social Science Electronic Publishing, 2007, 51(5): 15-55.
- [23] 温军, 冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新[J]. 经济研究, 2012(3): 53-64.
- [24] 谢志华, 张庆龙, 袁蓉丽. 董事会结构与决策效率[J]. 会计研究, 2011(1): 31-37.
- [25] 李维安, 李汉军. 股权结构、高管持股与公司绩效——来自民营上市公司的证据[J]. 南开管理评论, 2006(5): 4-10.
- [26] Hansen G S, Hill C W L. Are institutional investors myopic? A time-series study of four technology-driven industries[J]. Strategic Management Journal, 1991, 12(1): 1-16.
- [27] David P, O'Brien J P, Yoshikawa T. The Implications of Debt Heterogeneity for R&D Investment and Firm Performance[J]. Academy of Management Journal, 2008, 51(1): 165-181.
- [28] González A, Teräsvirta T, Dijk D. Panel smooth transition regression models[R]. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 2005.
- [29] Apergis N, Payne J E. Renewable energy, output, CO₂, emissions, and fossil fuel prices in Central America: Evidence from a nonlinear panel smooth transition vector error correction model [J]. Energy Economics, 2014, 46(1): 226-232.
- [30] 魏玮, 张万里. 不同地区制造业集聚对效率的非线性影响研究[J]. 经济经纬, 2017(6): 75-80.
- [31] 丁焕峰, 邱梦圆. 技术创新领域的选择、专业化与区域经济增长[J]. 审计与经济研究, 2018(5): 89-99.
- [32] 姚文韵, 王琳, 刘伟, 等. 劳动力成本、融资约束与研发投入——基于中国A股上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2018(4): 75-85.
- [33] 吴良海, 张媛媛, 章铁生. 高管任期、R&D支出与企业投资效率——来自中国A股资本市场的经验证据[J]. 南京审计学院学报, 2015(5): 56-68+94.

[责任编辑:刘茜,高婷]

Nonlinear Influence of Related Variety on Enterprise Innovation: Based on Enterprise Study of PSTR Model

SUI Bo, ZHANG Wanli

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

Abstract: According to Jacob externality theory, this study explores the impact of related variety on enterprise innovation, based on the data of quoted company from 2007 to 2013, this study utilizes PSTR model to test the nonlinear influence of related variety on enterprise innovation. The results show that: the related variety has a positive effect on the enterprises innovation; in the pace with the increasing of R&D investment, the related variety has a nonlinear impact on enterprise innovation. Different enterprise ownership has a different nonlinear influence of related diversity on related variety. In the pace with the increasing of R&D investment, the higher R&D investment leads to a stronger positive effect of related variety on related variety in middle and west areas.

Key Words: related variety; enterprise innovation; PSTR model; R&D investment; regional differences; externality; enterprise heterogeneity