

企业规模与创新：来自中国 省级水平的经验证据

周黎安 罗 凯*

摘要 本文使用我国1985—1997年省级水平的面板数据，应用动态面板模型方法对我国企业规模与创新的地区间差异问题进行了研究。本文的基本发现是，在我国，企业规模对创新有显著的促进作用，但是企业规模对创新的正向关系主要来源于非国有企业，而不是国有企业。这说明企业规模与创新的关系要以一定的企业治理结构为条件，单纯的规模化和集团化并不一定能够保证企业的创新能力。

关键词 创新，企业规模，动态面板数据模型

一、引言

在当今世界，一国的创新能力已经被作为国家的核心竞争力而得到高度重视。如何采取行之有效的政策措施来影响与创新有密切关联的因素成为理论界和决策层讨论和关注的焦点。按照熊彼特的创新假设（1950），在一个成熟的资本主义经济中，大企业在社会技术进步中承担着超出其比例的份额，企业规模与创新之间存在密切的关联。日本和韩国经济的高速增长以及他们的大企业集团在其中所扮演的重要角色对我国经济学界和决策部门一直产生着强烈的示范效应。不论是“抓大放小”，还是组建大型企业集团，这些举措都鲜明地凸现出我国政府深厚的大企业情结。给定熊彼特著名的创新假说和我国政府部门对大企业集团的特有偏好，一个基本的经验问题需要首先回答：在我国企业规模与创新之间是否存在系统性的关联？这种关联是否支持熊彼特的创新假设和我国政府部门对大企业集团的特有偏好？

本文运用一组面板数据，试图在省级水平上考察制造业企业规模与创新之间的经验关系。我们使用工业企业（制造业）获准专利数作为企业创新的度量指标，采用两种不同的企业规模的度量验证熊彼特假说在中国的适用性。另外，我们还从所有制的角度进一步探讨国有企业和非国有企业规模对创新影响的差异。在方法论上，我们引入动态面板数据模型（dynamic panel data

* 北京大学光华管理学院。通讯作者及地址：周黎安，北京大学光华管理学院，100871；电话：(010) 62750431；E-mail: Zhoula@gsm.pku.edu.cn。作者感谢姚洋对本文提出的有益意见。当然作者文责自负。

model, 英文简写 DPD), 以控制创新的动态累积效应。由于一项创新可能启发并衍生出多项新发明, 过去的创新成果在改进新产品或革新生产流程中可以较为持久地发挥作用, 所以, 运用动态面板数据模型研究企业规模与创新之间的关系更加合理, 所得到的经验结果也更加可靠。

本文的经验结果表明, 在我国, (1) 企业规模对创新有显著的促进作用, 这与熊彼特创新假说相一致。但是, 企业规模对创新的正向关系主要来源于非国有企业, 而不是国有企业。也就是说, 企业规模与创新的关系要以一定的企业治理结构为条件, 单纯的规模化和集团化并不一定能够保证企业的创新能力, 在这个意义上说, 我国长期强调组建大型国有企业集团的产业政策值得进一步反思; (2) 创新存在非常显著的动态累积效应; (3) 经济越是开放的地区, 或者说对外依存度越高的地区, 其创新活动也就越趋活跃。

国外大量的实证研究揭示了企业规模和创新活动之间的正向关系。Kumar 和 Saqib (1996) 通过调查和实证研究发现企业研发支出同规模呈正相关关系。Scherer (1965) 指出, 企业创新成果随企业产值的增长而增加, 但通常增加的比率是递减的。Scherer (1984) 还发现研发同企业规模之间的关系接近线性, 但对规模最大的企业有一定的凹性。¹关于企业规模与创新之间关系背后的机制, 有些经济学家提出了一些不同的解释。如 Lall (1992) 指出, 研发活动本质上需要巨额资金资源支持, 而且因为创新结果经常难以预料而伴随着巨大风险, 所以大企业比小企业具备更大的承担创新风险的能力。给定进行研发的期望回报率, 由于研发存在巨额的固定成本和沉没成本, 中小企业相对大企业而言面临风险更大因而处于劣势 (Vossen, 1998)。Cohen 和 Klepper (1996) 则从“研发成本分摊”的角度来解释创造性活动成果增加的比率是递减的现象。当然, 也有文献得到的是相反的结论。Cohen 等 (1987) 通过固定行业效应模型以及可度量的行业特征回归发现总体企业规模对经营单位研发投入力度的作用很小且统计上不显著。经营单位规模对研发投入力度无效应, 但影响从事研究开发活动的概率。企业规模仅解释研发投入力度波动的不到 1%, 而行业效应则解释了几乎 50%。上述这些研究均针对美英发达国家的制造业企业, 人们可能感兴趣的问题是, 在中国, 企业规模与创新之间是否呈现与上述发现类似的经验关系?

国内相关文献侧重考察所有制结构和企业规模对工业企业的技术效率和经营绩效的影响, 而缺乏对企业规模与创新之间关系的实证研究。姚洋 (1998) 发现非国有企业比国有企业具有更高的技术效率, 企业规模对企业的技术效率具有正效应。刘小玄 (2003) 发现, 国有产权结构变量对于产业绩效具有明显的负效应, 产业集中率和规模变量则具有正效应。由于技术效率

¹ Blundell, Griffith 和 Van Reenen (1995), Kumar 和 Saqib (1996) 也都发现同样方向但更显著的结果。其他类似文献限于篇幅不再列出。

与企业创新之间有着内在的联系，两位作者的分析结论与本文的发现是相互支持的。

本文的主要贡献在于揭示我国制造业企业规模与创新之间的经验关系。不仅如此，我们还从所有制性质或企业治理结构的角度入手分析和检验企业规模和创新关系。在方法论上，本文采用了动态面板数据模型，在明确控制了创新的动态累积效应的条件下揭示企业规模与创新的关系，而创新的累积效应是现存文献通常忽略的。²

本文以下的结构安排为：第二部分首先说明数据来源，对本文所提出的企业规模和创新等概念做出定义，并通过统计数据描述我国企业规模与创新的基本特征；第三部分介绍我们采用的计量模型；第四部分汇报和讨论回归分析的初步结果；第五部分进一步分析所有制性质对企业规模与创新关系的影响；第六部分对前两部分结果中存在的弱工具性问题加以讨论；最后一部分对全文进行总结。

二、数据及其描述

本文所采用的制造业专利批准量来自国家知识产权局知识产权出版社提供的数据库，³是作者通过专利检索服务而得到的。除此之外的其他数据均取自国家统计局国民经济综合统计司所编纂的并由中国统计出版社于1999年出版的《新中国五十年统计资料汇编》一书。本文数据涵盖30个省、市、自治区（不包括西藏）从1985年到1997年的多项经济变量，其中重庆只有两年的观察值。地区GDP和工业总产值是以1978年的不变价计算的。由于我国专利数是从1985年开始进行统计的，所以其他变量也从同期开始计入。而企业单位数等指标由于1997年前后统计口径发生变化，⁴为保持数据口径的一致性，我们的数据搜集到1997年截止。

参照文献中的通行做法，我们将创新定义为某地区制造业部门获准专利的人均拥有量。使用人均量形式而非总量形式便于我们更清楚地识别地区间创新差异的真实来源。这里我们所说的获准专利仅指职务专利，即以发明人所在单位而非发明人本人为专利申请人的专利。这部分专利只占我国全部专利数的10%—20%。事实上，绝大多数非职务专利，即以发明人个人为专利

² Stern, Porter 和 Furman (2003) 是一个例外。他们在固定效应模型中引入专利数的历史存量来控制创新的累积效应。将他们的方法运用到我们的数据分析中，得到了与本文非常类似的结果。有兴趣者可向我们索取结果。

³ 在实务操作中，专利分为发明专利、实用新型和外观专利三类。一般指的专利即这三者的总计值。文中若无特别说明也同此。

⁴ 企业单位数和工业总产值在1997年以前的统计口径是各地区乡及乡以上工业企业，1998年开始统计口径改为各地区全部国有及规模以上非国有工业企业。

申请人的专利是依托发明人所在单位环境和各种资源条件创造出来的。这一部分隐性专利反映了企业专利的外溢效应。如果将这一部分厘定后一并加入,则企业规模对专利的真实效应会更大。但囿于数据限制,无法严格界定哪些非职务专利是完全独立研制出来的,哪些不是,所以为求严谨起见,只能使用低估了的专利数指标。

我们采用两种关于地区企业平均规模的定义,其一是某地区平均每户企业所正式雇佣的职工数;其二是某地区平均每户企业所产出的产值。⁵选择两种企业规模的度量主要是为了寻求结果的可靠性。⁶图1为1985年至1997年企业规模(两种度量方法)的时间趋势。图2为同一时期每千人专利数均值的时间趋势。

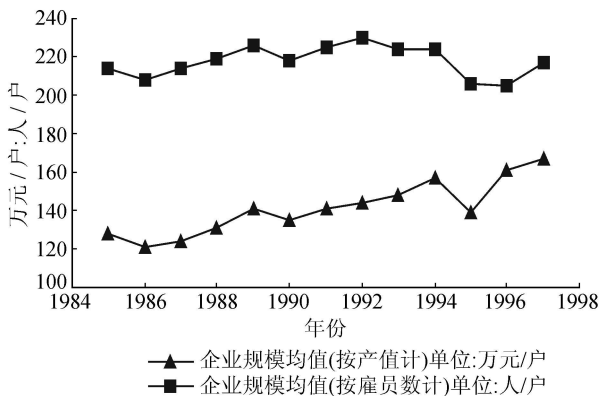


图1 两种算法的企业规模均值的时间趋势: 1985-1997

从图1中可以发现,按产值计与按雇员数计两种方法下的地区平均企业规模走势非常近似。先是从1985年经历一年较短期的下降之后,从1986年开始到1988年,地区平均企业规模接近线性地上升。1989年掉头向下,与1985年类似,仅过了一年,地区平均企业规模又开始回升,但趋势放缓。自1992年开始两种指标的运行略有背离。但1995年按产值计与按雇员数计两指

⁵ Scherer (1965) 讨论了企业规模变量指标的定义与选择问题。他认为,当选用雇员数作为规模变量度量指标时,假设检验的结果对新熊彼特流派观点的支持最有力,而用资产作为度量指标则最不利。我们选用产值而不是资产作为规模的度量指标主要是受数据的限制。

⁶ 需要注意的是,企业单位数、工业总产值和从业人员存在统计口径不一致的问题。经与1995年第三次工业普查资料数据核对,我们发现,首先,尽管工业总产值为全部工业企业口径,但实际上并未覆盖全部;与之对应的企业数,我们使用的是乡及乡以上工业企业单位数。在1995年第三次工业普查资料中则是乡及乡以上工业企业总产值(当年价格原规定)对应于乡及乡以上工业企业单位数,两项指标相比并按地区分别计算后加权平均得到,按产值计的企业规模被低估了13%。其次,从业人员数(年末)亦为全部工业企业口径;与之对应的企业数,我们使用的是乡及乡以上工业企业单位数。在1995年第三次工业普查资料中则是乡及乡以上独立核算工业企业从业人员数(年末)对应于乡及乡以上独立核算工业企业单位数,两项指标相比按雇员计的企业规模被高估了16%。关于这些统计指标口径不一致的情况,请参见Adam Szirmai等(2002)。

标都发生陡降，1996 年经济又出现反弹，产值规模指标反应较快且较敏感，而雇员数规模指标则慢一些，敏感程度也弱一些。图 2 列出了每千人专利数均值的时间趋势，与上述两条趋势线滞后一期的波动步调基本一致，只是幅度小一些而已。

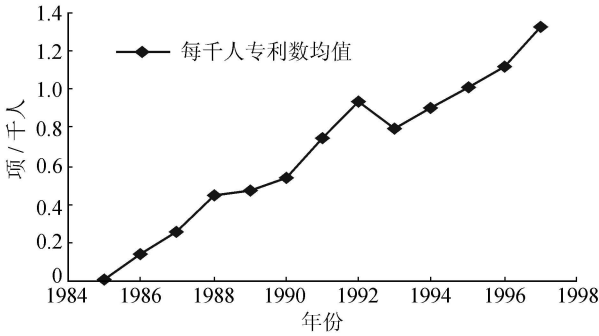


图 2 每千人专利数均值的时间趋势：1985-1997

表 1 是变量名的定义和中英文对照，表 2 给出了后面所用的变量的统计描述。我们的数据结构是一个面板数据，这里的样本数是以省一年份（province-year）为单位计算的。由于一些变量存在数量不等的的数据缺失或遗漏，各个变量的样本数并不完全一致。另外，对于外商直接投资，考虑其实际上存在着的的不连续性，而出现数据缺省的地区一年份（这部分数据占到样本总数的 8.2%），结合当年全国外商直接投资总额加以考察，发现基本接近于零，故予以补零。后面分析时，由于使用的是外商直接投资的对数形式，故将全部样本一律加“一”后取对数。

表 1 各回归变量的定义和记号

变量	定义	记号
创新	专利数/人口数	INNO
创新存量	之前各期专利数总和/人口数	INNOSTOCK
按雇员数计企业规模	总雇员数/工业企业单位数	SIZEA
按产值计企业规模	总产值数/工业企业单位数	SIZEB
按雇员数计国有企业规模 _{t-1}	国企雇员数/国企单位数	SOESIZEA ₋₁
按雇员数计非国有企业规模 _{t-1}	非国企雇员数/非国企单位数	NSSIZEA ₋₁
按产值计国有企业规模 _{t-1}	国企产值数/国企单位数	SOESIZEB ₋₁
按产值计非国有企业规模 _{t-1}	非国企产值数/非国企单位数	NSSIZEB ₋₁
实际人均 GDP _{t-1}	实际 GDP/人口数	AVRGDP ₋₁
开放度	进出口总值/GDP	OPEN
政府开支比例	政府财政支出/GDP	GOV
外商直接投资对数值	Log(外商直接投资)	LOGFDI

注释：表中各变量定义所用指标取值均为分省数据。另外，产值数均为实际值。

表2 各回归变量的统计特征

变量	单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
INNO _t	项/百万人	379	6.929	12.266	0	74.875
SIZE _t	人/户	374	208.901	84.682	9.971	433.58
SIZEB _t	万元/户	362	143.375	132.31	4.211	1109.335
SIZEA _t ²	人 ² /户 ²	374	50790	34560	99.4	187990
SIZEB _t ²	万元 ² /户 ²	362	38010	100280	17.7	1230620
SOESIZEA _{t-1}	人/户	374	1032.489	270.258	585.327	2724.775
NSSIZEA _{t-1}	同上	374	97.317	47.235	1.902	240.889
SOESIZEB _{t-1}	万元/户	361	358.83	281.982	47.005	2452.962
NSSIZEB _{t-1}	同上	361	72.768	77.07	1.482	643.406
AVRGDP ₋₁	百元/人	378	7.473	6.152	1.916	45.129
OPEN	%	377	24.992	28.187	0.004	166.162
GOV	%	379	12.896	5.200	4.917	34.800
LOGFDI	ln 万美元	390	8.116	3.427	0	13.973
DFIRM	户	373	2931.960	28155.350	-109273	394140
RATIOSTU	%	379	0.277	0.279	0.067	1.609

注释:后面回归结果各表中对应变量的取值单位有些不同。如:专利的取值单位由“项/百万人”变成“项/万人”,产值计企业规模由“万元/户”变成“亿元/户”,等等;这样做是为了在表中显示出有效数字。

资料来源:(1)《新中国五十年统计资料汇编》,中国统计出版社,1999年出版。

(2)中国国家三种专利数据库,国家知识产权局知识产权出版社提供。

三、计量经济模型的设定和说明

本文将运用动态面板数据模型对企业规模与创新的关系进行估计,该方法的特征是在回归控制变量中加入因变量的滞后项,以控制创新的累积效应。考虑下列一个动态面板数据模型:

$$(\text{INNO})_{it} = \beta_1(\text{INNO})_{it-1} + X'_{it}\beta_2 + \alpha_i + \mu_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, $(\text{INNO})_{it}$ 表示省份 i 第 t 年的创新活动成果, $(\text{INNO})_{it-1}$ 为其一期滞后项。 X_{it} 是一个包含一组控制变量的向量, 其中最重要的是企业规模。考虑到申请和批准专利的时滞因素, 我们采用滞后一期的企业规模, 表示为 $(\text{SIZE})_{it-1}$ (后面代入具体数据时, 按雇员数计和按产值计各项会在记号中的 SIZE 后分别添上 A 和 B)。其他的一些变量包括各地区上一年的实际人均 GDP, 经济开放度, 政府开支比例, 外商直接投资等。 α_i 代表省份的固定效应, 用以控制各省不被观察到的、不依时间变化的差异性。 μ_t 代表年份效应, 用以控制各地区共同面临的创新政策或宏观经济形势的变化。 ϵ_{it} 是误差项, 我们假定它的期望值为零, 无序列相关, 但可能会有异方差。该估计的一个基本假定是 $(\text{INNO})_{it-1}$ 和 X_{it} 必须与 ϵ_{it} 的过去、现在和未来值都不相关, 在此条件下我们说这些控制变量是严格外生变量 (strictly exogenous variables)。

运用该模型，除了前述的原因外，还在于当期获得的创新成果可能也会对下一期（或多期）的企业规模有某种隐含的效应（比如，新技术的引入大大降低了企业的生产成本，使得扩张成为有利的决策），而弄清这种效应的各种来源、具体界定以及度量都是困难的，而引入创新滞后项这样一个指标就足以综合这些因素，从而消除未引入创新滞后项时 X_{it} 与 ϵ_{it} 之间存在的相关性。

不过，控制变量的严格外生性并未排除它们与固定效应 α_i 的相关性。因此，为了消除这种相关性，对于每一个地区 i ，我们用 t 期的方程减去 $t-1$ 期的方程，可得到如下回归方程：

$$\Delta(\text{INNO})_{it} = \beta_1 \Delta(\text{INNO})_{it-1} + \Delta X'_{it} \beta_2 + \Delta \mu_t + \Delta \epsilon_{it}. \quad (2)$$

在方程（2）中，地区的固定效应 α_i 被消去。但必须注意到，当期创新成果还可能受其他各期企业规模（SIZE） $_{is}$ （ $s \neq t-1$ ）的（间接）影响，而这种影响是通过过去和未来创新成果发生作用的。如果控制了过去和未来创新成果的这种作用，那么其他各期的企业规模与当期创新成果就不相关了。估计方程（2）最主要的困难在于创新滞后项 $\Delta(\text{INNO})_{it-1}$ 与误差项的相关性，即内生性问题。Arellano 和 Bond（1991）采用 GMM（generalized method of moments）来解决内生性问题，其中引入的工具变量包括因变量滞后两期及以上项和严格外生的自变量的差分项。GMM 估计的一致性要求差分残差的二阶序列的相关性为零。

该模型一般有三项检验统计量指标。其中之一是 Sargan 检验，用来检验约束条件是否存在过度限制（over-identifying restrictions）问题，即检验工具变量的合法性。在后面的结果报告中，我们将同时给出 Sargan 检验统计值和 p 值。其他两个分别记为 SC_1 和 SC_2 （SC 即 serial correlation 的缩写），用来检验残差中是否有一阶和二阶序列相关，通常认为在无序列相关零假设下，它们渐进服从标准正态分布。下面给出回归分析的初步结果时，我们会报告 Sargan 检验、 SC_1 和 SC_2 ，分别检验工具变量的合法性和一阶及二阶序列相关性。

四、基本回归结果

本部分将运用 OLS 和 DPD 两类模型对企业规模与创新之间关系进行回归分析。⁷我们首先报告回归分析得到的一些初步结果，然后在下面进一步分析

⁷ 本部分和第五部分中，创新的度量指标还可以选取为户均专利数（即，企业平均的专利数），另外，在回归方程的右端，因变量的滞后项还可以用历史上各期专利数累积存量的人均值或户均值来替换，结果并没有实质的改变，尤其是核心变量的符号和显著性都未发生根本改变。

所有制性质对企业规模与创新关系的影响。表3列出了按雇员数计算时反映企业规模与创新关系的回归结果。表4列出的是按产值计算时反映二者关系的回归结果。对于我们所设定的各种可能的模型形式,两种度量方法得到的核心变量的系数的符号和显著性是基本一致的。下面我们对这些结果进行归纳和简要的讨论。

表3 按雇员数计算时企业规模与创新的关系

	因变量: (INNO) _t				
	OLS	OLS	DPD	DPD	DPD
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(INNO) _{t-1}		0.947*** (0.027)	0.867*** (0.035)	0.914*** (0.035)	0.909*** (0.039)
(SIZEB) _{t-1}	3.938*** (0.736)	1.260*** (0.466)	0.734‡ (0.660)	1.742*** (0.644)	2.426 (2.110)
(SIZEB) _{t-1} ²					-14.971 (45.480)
AVRGDP ₋₁		0.408*** (0.101)	0.553*** (0.118)	0.553*** (0.114)	0.547*** (0.115)
OPEN		0.085*** (0.020)	0.090*** (0.031)	0.081*** (0.028)	0.082*** (0.028)
GOV		0.055 (0.144)	0.141 (0.128)	0.090 (0.144)	0.096 (0.144)
LOGFDI		-0.037 (0.110)	-0.228 (0.148)	-0.002 (0.148)	0.011 (0.148)
省份固定效应	未控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	未控制	控制	未控制	控制	控制
R-平方	0.0721	0.9394			
Sargan 检验			260.95 (65)	244.85 (65)	244.91 (65)
ρ 值			0.000	0.000	0.000
SC ₁			-6.97	-7.09	-7.07
SC ₂			-1.11	-0.36	-0.30
样本数	371	344	313	313	313

注释:本表中,年份(虚拟变量)被控制时,因篇幅所限,没有列出其估计系数。括号内的数字为稳健性(robust)标准误差。双尾检验的显著水平1%、5%和10%分别由***、**和*表示。

资料来源:(1)《新中国五十年统计资料汇编》,中国统计出版社,1999年出版。

(2)中国国家三种专利数据库,国家知识产权局知识产权出版社提供。

表4 产值计算时企业规模与创新的关系

		因变量: (INNO) _t				
		OLS	OLS	DPD	DPD	DPD
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(INNO) _{t-1}			0.946*** (0.032)	0.854*** (0.038)	0.908*** (0.041)	0.900*** (0.042)
(SIZEB) _{t-1}	4.799*** (0.459)		0.677 (0.459)	0.199 (0.583)	0.961* (0.563)	2.705* (1.437)
(SIZEB) _{t-1} ²						-25.525 (19.722)
AVRGDP ₋₁			0.279*** (0.104)	0.507*** (0.120)	0.409*** (0.123)	0.496*** (0.142)
OPEN			0.091*** (0.021)	0.092*** (0.031)	0.088*** (0.029)	0.085*** (0.029)
GOV			0.080 (0.087)	0.039 (0.132)	0.113 (0.147)	0.157 (0.150)
LOGFDI			-0.082 (0.111)	-0.232 (0.149)	-0.020 (0.149)	-0.048 (0.152)
省份固定效应	未控制	控制		控制	控制	控制
年份效应	未控制	控制		未控制	控制	控制
R-平方	0.2334	0.9435				
Sargan 检验				256.64 (65)	242.74 (65)	238.95 (65)
p 值				0.000	0.000	0.000
SC ₁				-6.84	-6.91	-7.02
SC ₂				-0.99	-0.22	-0.24
样本数	361	332		302	302	302

注释:本表中,年份(虚拟变量)被控制时,因篇幅所限,没有列出其估计系数。括号内的数字为稳健性(robust)标准误差。双尾检验的显著水平1%、5%和10%分别由***、**和*表示。

资料来源:(1)《新中国五十年统计资料汇编》,中国统计出版社,1999年出版。

(2)中国国家三种专利数据库,国家知识产权局知识产权出版社提供。

1. 企业规模对创新有显著的促进作用,且基本是同比例变动的。企业规模越大,创新的成果越多。而且这种同方向变动的关系在表3、表4的所有回归方程中均呈现出来,这与许多已有文献的研究发现是一致的。Cohen和Klepper(1996),Kumar和Saqib(1996)以及Nahm(2001)⁸等从不同方面验证都得到了类似的结果。另外,当我们将企业规模一期滞后平方项引入作为模型的解释变量之一时,我们发现该变量不显著,此时,其余变量的符号和显著性基本未发生改变,这表明,企业规模与创新基本上是同比例线性变动的。虽然按雇员数计的企业规模此时不够显著,但联合显著性检验(joint sig-

⁸ Nahm文中,非科研型企业满足这种关系。科研型企业则略有不同,体现在:研发支出的增长先是比企业规模快一些,当达到某一点后,这种增长在大企业中则慢下来。本文所指的企业是制造业,基本上属于非科研型企业。

nificance) 显示企业规模一期滞后项及其平方项是联合显著的⁹。我们认为, 要素市场不完善和融资约束的存在可能是导致企业规模与创新之间正向关系的主要原因。正如 Lall (1992) 所指出的那样, 研发活动本质上需要巨额资金资源支持, 伴随着巨大风险, 而结果却又难以逆料, 因此, 给定期望回报率, 相对大企业而言, 由于固定和沉没成本障碍的存在, 中小企业进行研发面临的风险更大, 系统性地处于劣势地位 (参见 Vossen, 1998)。一般说来, 如果中小企业想要从事创新活动, 就必须通过融通资金得以实现。但在我国, 由于创业投资机制还未发展健全, 银行经营理念与国际水平相去甚远, 中小企业融资难、有项目贷不来款的现象非常普遍。这大概是中小企业宁愿实施“跟随战略”仿制同行业领先的大企业已初步打开市场的产品, 而不愿去冒险开展创新的主要原因吧。另外, 大企业投资于研发比小企业更多是因为当期市场份额越大, 未来期望市场份额从而成本节省可适用的范围越大, 则投资回报越高。获取高回报的利润动机促使大企业更愿意投入创新。

2. 创新有显著的累积效应。由于上一期创新变量 $(INNO)_{it-1}$ 的系数的符号为正, 且非常显著, 所以可以看出, 创新的确具有显著的累积效应。

3. 人均实际 GDP 越高的省份, 其创新活动就越活跃。可能的原因是较为发达的地区, 市场环境更完善一些, 资金、智力等资源更充裕一些, 而落后地区则存在融资难以及知识积累缺乏, 使得一些在落后地区尚属不经济的 (无利可图) 的项目在发达地区已经可以开展。另外, 也可能由于我国国内统一大市场尚未形成, 一般企业的核心客户群主要都在本省和相邻省份的邻近地区, 因而对发达的地区来说, 可用来分摊研发成本的核心客户群规模和市场容量更大一些, 更易于达到规模经济。所以该地区企业有更强烈的动机从事创新活动。

4. 越是开放的地区, 其创新活动也更趋活跃。越是开放的地区, 其进出口总额在经济中的比重越大。在落后国家, 这意味着该地区相对其他地区而言, 跟国际市场和同行业的国际技术水平更接近, 因而该地区内属于在国内有技术优势的先进企业更多一些, 再加上它们面临来自国内外的更广泛的竞争, 所以该地区企业平均而言, 有更强烈的动机进行研发创新。

5. 外商直接投资对创新的影响是不确定的。姚洋和章奇 (2001) 发现, 外商直接投资的进入在传播先进技术方面作用不大。他们的解释是其外溢效应更可能主要来自于外资企业和国内企业间的人员流动或其他信息流动。技术转移更多地是在跨国公司内部进行。潘文卿 (2003) 则发现外商投资的外溢效应存在着一个经济发展的“门槛”, 只有当某地区经济发展水平跨过这一门槛时, 外商投资的外溢效应才会是正向的、积极的。所以, FDI 对创新的影响是不确定的。

⁹ 联合显著性检验的 p 值为 0.022。

6. 政府开支比例对创新的影响也不确定。如果我们将政府开支比例解释为政府参与和干预经济的程度的话,那么,回归结果表明,我国的创新活动主要不是由政府主导的,也可能是来自市场的激励。

动态面板数据模型由于经常存在弱工具(weak instruments)问题使得Sargan检验难以在正常的显著水平上通过,使用这种方法的文献通常也存在这种问题(Haskel和Martin(1994),Blundell,Griffith和Van Reenen(1999))。在我们的上述回归中Sargan检验也没有通过,这对上述的结论有一定的限制。接下来的第五部分的分析中也将面临同样的问题。我们将在第六部分对此进行专门的讨论和修正。

五、所有制结构的影响:进一步分析

在上一部分,我们揭示了我国企业规模与地区创新活动的正向关系,但我们未能区分国有与非国有企业的不同影响。在理论上,国有企业和非国有企业因产权关系和经营环境的差异应该具有不一样的创新激励和效率。所以接下来的一个问题是,企业所有制性质及其产权结构对于企业规模与创新之间的关系究竟有无影响,如果有影响,它有什么经济含义和政策指导意义,这就值得我们做进一步的分析探讨。

表5 两种计算方法下所有制结构对企业规模与创新关系的影响:动态面板模型(DPD)

	因变量:(INNO) _t	
	按雇员数计	按产值计
(INNO) _{t-1}	0.862*** (0.036)	0.829*** (0.035)
SOESIZE _{t-1}	-0.210 (0.173)	-0.108* (0.064)
NSSIZE _{t-1}	5.326*** (1.399)	0.341*** (0.078)
AVRGDP ₋₁	0.548*** (0.114)	0.415*** (0.121)
OPEN	0.077*** (0.028)	0.064** (0.027)
GOV	0.063 (0.142)	-0.120 (0.145)
LOGFDI	0.006 (0.147)	-0.012 (0.143)
省份固定效应	控制	控制
年份效应	控制	控制
Sargan 检验	247.72 (65)	252.29 (65)
p 值	0.000	0.000

(续表)

	因变量: (INNO) _t	
	按雇员数计	按产值计
SC ₁	-7.22	-7.31
SC ₂	-0.30	0.35
样本数	313	313

注释:本表中,年份(虚拟变量)被控制时,因篇幅所限,没有列出其估计系数。括号内的数字为稳健性(robust)标准误差。双尾检验的显著水平1%、5%和10%分别由***、**和*表示。

资料来源:(1)《新中国五十年统计资料汇编》,中国统计出版社,1999年出版。

(2)中国国家三种专利数据库,国家知识产权局知识产权出版社提供。

表5给出了两种企业规模度量方法下所有制结构对企业规模与创新关系的影响。第一列采用按雇员计算的企业规模指标。当我们将企业规模区分为国有和非国有企业规模时,我们发现,国有企业规模的系数变得不显著,而且符号变成了负数,只有非国有企业规模的系数是正的,而且在1%的水平上显著。两者系数的大小也有非常悬殊的差别,非国有企业规模每增加一人,就可以带来每万人5.3项创新的增加,而国有企业规模每增加一人,则会导致每万人0.21项创新的减少。采用按产值计算的企业规模指标给出了一个类似的结果,这时国有企业规模的系数显著为负,而非国有企业规模的系数显著为正。总体说来,我们可以认为,我国企业规模与创新之间的正向关系主要体现在非国有企业方面,而在国有企业方面,企业规模与创新不存在显著的联系。

上述发现是一个有意思而且重要的结果,因为它揭示了企业规模与创新之间的关系对于所有制性质和企业治理结构的依赖性。国有企业由于所有者缺位、缺乏监督以及其他各种历史和现实方面的原因,普遍存在冗员过多、效率低下等问题,而其生存又往往依赖政府为其安排贷款、减免退税或者包装上市等保护性融资手段,这一切都将导致国有企业创新激励低下。另一方面,长期以来,受传统计划经济的影响,国有企业的规模选择并非以效率为主导。在国有企业的改革和发展过程中,政府经常表现出对企业规模化和集团化的迷恋,认为只有扩张规模,企业才能提高效率,最具体的表现就是在加强企业横向联合或实现国有经济战略性重组的口号下政府经常强行把企业进行扩张性合并或兼并,结果出现了严重的“拉郎配”现象。在这种背景下,我们就不难理解国有企业规模与创新之间缺乏相关性的原因。

非国有企业在产权安排和面临的生存风险等方面明显区别于国有企业,具有更强得多的创新激励。企业规模越大,相应地,自融资能力就越强,因而进行创新性活动所受到的制约就越少,因而越有可能进行技术和产品创新。我们的经验结果表明,非国有企业的成长构成了我国整体创新能力提高的主要源泉。

六、有关弱工具性问题及其改进

Arellano 和 Bond (1991) 提出的动态面板数据模型的一个突出的优点是通过对固定效应 α_i 较好地克服了变量遗漏 (omitted variable) 问题, 而且还较好地克服了反向因果性 (reverse causality) 问题。但是, 这种被称作差分广义矩估计 (difference GMM) 的方法通常存在弱工具性的问题, 在实际回归时, 常出现 Sargan 检验显著拒绝的情形。Arellano 和 Bover (1995), Blundell 和 Bond (1998) 以及 Windmeijer (2000) 对此问题做了研究讨论, 并给出了改进的办法。他们发现, 将模型 (1) 所示的水平方程 (level equation) 并入方程 (2) 联立求解, 矩条件的增加能够带来估计效率的改善。这种方法被称作系统广义矩估计 (system GMM) 的方法, 其实质是对模型方程 (1) 中那些前定和内生变量, 选择它们的一阶差分的滞后项作为工具变量和原有的方程 (2) 的相关矩条件一起进行回归。一般地, 通过这种调节后, 检验工具变量合理性 (Instrument Validity) 的 Sargan 检验的统计值得到部分改善¹⁰。

如前所述, 表 3 列出了按雇员数计算时反映企业规模与创新关系的回归结果。表 4 列出的是按产值计算时反映二者关系的回归结果。相应于表 3 和表 4, 表 6 列出的是分别按雇员数计算和按产值计算时反映企业规模与创新关系的修正了的回归结果。

表 6 修正后的企业规模与创新的关系

	因变量: (INNO) _t	
	按雇员数计	按产值计
(INNO) _{t-1}	0.923*** (0.043)	1.035*** (0.036)
(SIZE) _{t-1}	0.811* (0.442)	0.917* (0.498)
AVRGDP ₋₁	0.273*** (0.082)	-0.092 (0.116)
OPEN	0.024 (0.027)	0.031** (0.016)
GOV	0.200 (0.138)	0.343* (0.196)
LOGFDI	0.597* (0.363)	0.928** (0.474)
省份固定效应	控制	控制
年份效应	控制	控制
Sargan 检验	74.94 (61)	79.59 (61)

¹⁰ 应用该模型方法的几乎所有文献的 Sargan 检验统计量的 p 值都不是很大, 介于 0.01 和 0.2 之间。参见 Arellano 和 Bond (1991), Haskel 和 Martin (1994), Blundell, Griffith 和 VanReenen (1999)。

(续表)

	因变量: (INNO) _t	
	按雇员数计	按产值计
ρ 值	0.108	0.055
SC ₁	-5.22	-3.98
SC ₂	0.05	1.20
样本数	344	332

注释: 本表中, 年份(虚拟变量)被控制时, 因篇幅所限, 没有列出其估计系数。括号内的数字为稳健性(robust)标准误差。双尾检验的显著水平 1%、5% 和 10% 分别由 * * *、* * 和 * 表示。

资料来源: (1)《新中国五十年统计资料汇编》, 中国统计出版社, 1999 年出版。

(2) 中国国家三种专利数据库, 国家知识产权局知识产权出版社提供。

比较发现, 虽然核心变量企业规模一期滞后项的显著性有所减弱, 但其符号没有发生改变, 大小也变化不大, 没有改变本文前面分析结果的根本性质, 而且 Sargan 检验的统计值也有了一定的改善。

表 7 修正后的两种计算方法下所有制对企业规模与创新的关系的影响

	因变量: (INNO) _t	
	按雇员数计	按产值计
(INNO) _{t-1}	0.995 * * * (0.040)	1.037 * * * (0.037)
SOESIZE _{t-1}	-0.037 (0.177)	0.065 (0.066)
NSSIZE _{t-1}	1.947 (1.733)	0.139 (0.088)
AVRGDP ₋₁	0.077 (0.062)	0.006 (0.082)
OPEN	0.034 * * (0.017)	0.020 (0.017)
GOV	0.373 * (0.208)	0.443 * * (0.185)
LOGFDI	0.879 * (0.494)	0.876 * * (0.417)
省份固定效应	控制	控制
年份效应	控制	控制
Sargan 检验	75.32 (60)	76.52 (60)
ρ 值	0.088	0.074
SC ₁	-3.98	-4.16
SC ₂	1.28	1.22
样本数	344	344

注释: 本表中, 年份(虚拟变量)被控制时, 因篇幅所限, 没有列出其估计系数。括号内的数字为稳健性(robust)标准误差。双尾检验的显著水平 1%、5% 和 10% 分别由 * * *、* * 和 * 表示。

资料来源: (1)《新中国五十年统计资料汇编》, 中国统计出版社, 1999 年出版。

(2) 中国国家三种专利数据库, 国家知识产权局知识产权出版社提供。

与表 5 相对应, 表 7 给出了修正后的两种企业规模度量方法下所有制结

构对企业规模与创新关系的影响。通过比较我们看到，国有企业规模的系数仍不显著，非国有企业规模的系数在按产值计的情形时的 p 值为 0.112，按雇员数计时 p 值稍大一些为 0.261；而且开放程度的系数的显著性也减弱了。但联合显著性检验显示非国有企业规模和开放程度是联合显著的¹¹。前面的结论仍然成立。

七、总 结

一国的创新能力是决定该国国际竞争力的重要因素。迄今为止国外关于企业规模和创新关系的理论和实证研究都有不少，观点莫衷一是。但我们基本未看到有从所有制性质角度入手分析或检验这组关系的文献。在国内，有关这方面的系统的经验研究还很缺乏，较多的研究侧重在考察影响工业企业绩效的因素。本文使用我国省级面板数据，对我国企业规模与创新地区间差异问题作了较深入的研究。我们发现，在我国，企业规模对创新有显著的促进作用，但这种作用的发挥要以合理的企业所有制或公司治理结构为前提。从这个意义上说，我国长期强调组建大型国有企业集团的产业政策值得进一步反思。另外，我们也发现，创新具有非常显著的累积效应，经济开放度有助于创新活动水平的提高，但外商直接投资本身对创新的影响却不明显。

参 考 文 献

- [1] Adam Szirmai, 柏满迎 和 任若恩, “中国制造业劳动生产率: 1980—1999”, 《经济学(季刊)》, 2002 年第 1 卷第 4 期, 第 863—884 页。
- [2] Arellano, M. and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 1995, 68, 29—51.
- [3] Arellano, M. and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 1991, April, 277—297.
- [4] Blundell, R. and S. Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 1998, 87, 115—143.
- [5] Blundell, R., R. Griffith, and J. Van Reenen, “Dynamic Count Data Models of Technological Innovation”, *Economic Journal*, 1995, 105, 429, 333—344.
- [6] Blundell, R., R. Griffith, and J. Van Reenen, “Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms”, *Review of Economic Studies*, 1999, 66(3), 529—554.
- [7] Cohen, Wesley M. and Steven Klepper, “A Reprise of Size and R&D”, *Economic Journal*, 1996, 106, 925—951.
- [8] Cohen, Wesley M., R. C. Levin, and D. C. Mowery, “Firm Size and R&D Intensity: A Re-Examination” *Journal of Industrial Economics*, 1987, 35, 543—563.
- [9] Haskel, Jonathan and Christopher Martin, “Capacity and Competition: Empirical Evidence on UK Panel Data”, *Journal of Industrial Economics*, 1994, 42(1), 23—44.

¹¹ 联合显著性检验的 p 值按产值计时为 0.0331, 按雇员数计时为 0.0447。

- [10] Kumar, Nagesh and Mohammed Saqib, "Firm Size, Opportunities for Adaptation, and In-house R&D Activity in Developing Countries: The Case of Indian Manufacturing", *Research Policy*, 1996, 25(5), 712—722.
- [11] Lall, S., "Technological Capabilities and Industrialization", *World Development*, 1992, 20, 165—186.
- [12] 刘小玄, "中国转轨经济中的产权结构和市场结构—产业绩效水平的决定因素", 《经济研究》, 2003年第1期, 第21—29页。
- [13] Nahm, Joon-Woo, "Nonparametric Quantile Regression Analysis of R&D-sales Relationship for Korean Firms", *Empirical Economics*, 2001, 26(1), 259—270.
- [14] Scherer, F. M., "Firm Size, Market Structure, Opportunity, and the Output of Patented Inventions", *The American Economic Review*, 1965, 55(5), 1097—1125.
- [15] Scherer, Frederic M., *Innovation and Growth: Schumpeterian Perspectives*. Cambridge, MA: MIT Press, 1984.
- [16] Schumpeter, Joseph, *Capitalism, Socialism, and Democracy*. 3rd Edition. New York, NY: Harper and Row, 1950.
- [17] Stern, S., M. Porter, and J. Furman, "The Determinants of National Innovation Capacity", NBER Working Paper 7876, 2003.
- [18] Vossen, R. W., "R&D, Firm Size and Branch of Industry: Policy Implications", University of Groningen, SOM Research Report, 98B43, 1998.
- [19] Windmeijer, F., "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators", Working Paper 00/19, 2000, Institute for Fiscal Studies, London.
- [20] 姚洋, "非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响", 《经济研究》, 1998年第12期, 第29—35页。
- [21] 姚洋、章奇, "中国工业企业技术效率分析", 《经济研究》, 2001年第10期, 第13—19页。
- [22] 潘文卿, "外商投资对中国工业部门的外溢效应: 基于面板数据的分析", 《世界经济》, 2003年第6期, 第3—7页。

Firm Size and Innovation: Evidence from China's Province-Level Data

LI-AN ZHOU KAI LUO
(*Peking University*)

Abstract Using China's province-level panel data from 1985 to 1997, this paper explores the empirical relationship between firm size and innovation. We find that firm size makes positive and significant contribution to innovation and that the primary contribution is made by non-state owned firms, rather than by state owned firms. This finding indicates that the positive association between firm size and innovation does not hold uniformly for all ownership types in China, and the government policy of simply pursuing the big size of state-owned firms may not lead to high innovation capabilities.

JEL Classification L25, O31, P21