

创新、市场结构与行政进入壁垒

——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验

陈林 朱卫平*

摘要 本文基于“中国工业企业数据库”的企业层面数据，整理出中国524个四位数代码产业的2005—2006年产业层面数据。我们假设政府对国有经济比重较大的产业设置了较强的行政进入壁垒，并以国有经济比重大小为标准对样本进行分组回归。结果表明，国有经济比重大的行政进入壁垒产业的创新与市场结构呈显著“U形”曲线关系，熊彼特假说成立；国有经济比重小的自由市场产业的创新与市场结构呈显著“倒U形”曲线关系，熊彼特假说不成立。本文认为，忽略行政垄断和自由市场的制度因素，把国有经济比重大小不一的样本混合起来进行回归估计，可能是以往国内外实证研究出现结果不显著、不稳健，甚至互相矛盾的主要原因。

关键词 创新，市场结构，国有经济比重，行政进入壁垒，熊彼特假说

一、引言

现代宏观经济学认为创新（技术进步）是经济增长、社会发展的源动力。¹在内生增长学派经典论文Romer（1990）中，第二章末段总结出熊彼特创新理论是内生增长理论的核心假设：“要想理解第一章引言提及的三大假设²的唯一办法就是回到熊彼特思想及其对市场势力的理解。”Cheng and Dinopoulos（1992）也提出：“根据内生增长理论的几篇经典文献（Romer，1986，1990；

* 暨南大学产业经济研究院。通信作者及地址：陈林，广东省广州市暨南大学产业经济研究院，510632；E-mail:ambitionchenfan@163.com。作者感谢匿名审稿人的细致审阅与宝贵意见，感谢中山大学梁琦教授在本文写作过程中提出的建议，当然文责自负，感谢教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目（08JZD0014）、广东省文科基地重点课题（08JDXM79010）、国家社科基金重大项目（09&ZD021）、国家自然科学基金青年项目（71002086）的资助。

¹ 强调创新的主流宏观经济学派包括：内生增长学派，以Kydland and Prescott（1982）、King *et al.*（1991）、Costello（1993）为代表的新古典宏观经济学派，以Segerstrom *et al.*（1990）、Grossman and Helpman（1991a，1991b）、Aghion and Howitt（1992）为首的熊彼特增长学派。

² 在Romer（1990）的第一章中，他总结到Lucas（1988）、Romer（1986）、Rebelo（1991）等学者倡导的内生增长模型有三大假设前提：一是技术变迁是经济增长的核心，二是创新行为是人们适应市场竞争的产物，三是生产设备作为资本从根本上不同于消费品。不难发现Romer所说的内生增长理论三大基本假设的确与熊彼特创新理论有极大的共通之处。

Lucas, 1988), 内生增长理论与熊彼特增长理论 (Schumpeteriangrowth theory)³是同源的, 甚至可以把内生增长理论理解为“新熊彼特主义。”内生增长等学派在宏观经济中成功融入了熊彼特创新理论, 加上 Romer 所示的“对市场势力的理解”, 这难免让我们想起熊彼特提出的另一个创新理论——关于创新与市场结构的熊彼特假说⁴。

至于创新与市场结构之间的关系, 西方经济学界已经围绕熊彼特假说展开了持续数十年的激烈争论。数十位知名经济学家参与其中, 但以往理论和实证研究结果莫衷一是 (关于这场大争论的回顾可参见吴延兵 (2007a)、Subodh (2002))。经验研究结果不稳健是这场争论旷日持久的根本原因, 成果之间甚至常常互相矛盾, 这使熊彼特假说的理论研究缺乏可靠的经验证据, 支持和反对熊彼特假说的两派学者均不能说服对方。

在国内, 关于创新与市场结构关系的经验研究也是经久不衰的话题。其中, 支持熊彼特假说的文献主要有魏后凯 (2002)、安同良等 (2006)、张长征等 (2006)、张倩肖和冯根福 (2007)、吴延兵 (2007b)、杨勇和达庆利 (2007)、戴跃强和达庆利 (2007); 不支持熊彼特假说的文献主要有 Jefferson *et al.* (2004)、周黎安和罗凯 (2005)、吴延兵 (2006, 2008)、朱恒鹏 (2006)、白明和李国璋 (2006)、陈羽等 (2007)、聂辉华等 (2008a)。我们将上述研究成果分类并归纳成表 1。其中持“U 形”曲线关系结论的文献支持“越垄断越创新”的熊彼特假说; 持“倒 U 形”曲线关系结论的文献则不支持熊彼特假说。

表 1 的经验研究总结显示, 以往研究结论极不稳健, 甚至互相矛盾。一般认为, 实证结果的不稳健主要是由产业差异、地区差异、数据源、时间段、计量方法、指标选取等计量方法不一致所造成的。然而本文认为, 创新与市场结构之间的不稳健关系是在市场竞争和行政进入壁垒⁵共同作用下的市场结果, 是市场机制的本质所决定的。根据陈林和朱卫平 (2009) 的研究——处于行政进入壁垒的产业 (企业不能自由进入和退出), 其创新与市场集中度在

³ 熊彼特通过“创造性破坏”和经济周期理论把微观的企业创新行为与宏观经济增长联系在一起, 这种宏观经济理论及其发展被当今学界统称为熊彼特增长理论 (Schumpeterian growth theory)。其核心思想为: 创新是经济增长及其周期波动的根本原动力。

⁴ 具有垄断势力的大企业可以从创新成果中攫取更多的消费者剩余, 大企业更乐于把垄断租金投入至创新活动, 因此垄断 (大企业) 促进了创新 (Schumpeter, 1950)。在熊彼特的原话中, 他说的是大企业而不是垄断。在产业组织理论不发达的那个年代, 学界还没意识到大企业的存在实质上意味市场结构具有一定垄断性质。在我们收集的研究文献中, 中外学者或采用企业规模或采用市场结构来考察熊彼特假说, 因此我们认为上述两种方法考察熊彼特假说是等价的。

⁵ 所谓的行政进入壁垒指的是, 政府部门使用行政权力限制或禁止企业进入某一指定产业进行生产、交易的一项经济制度。在当今中国, 行政进入壁垒是行政垄断的主要表现形式 (王晓晔, 1999; 杨兰品, 2005; 丁启军和王会宗, 2009), 其对产业和市场产生的作用是: 企业进入某个产业必须经过政府相关部门的严格审批, 或者完全被禁止进入这些产业。各级发改委、经贸委是掌控行政进入壁垒的主要部门, 主要的法律载体是《国务院关于投资体制改革的决定》(此为上位法)、《企业投资项目核准暂行办法》、《政府核准的投资项目目录 (2004 年)》、《外商投资项目核准暂行办法》、《外商投资产业指导目录 (2007 年修订)》。

表1 文献综述简表

观点	作者	被解释变量	解释变量	主要控制变量	数据来源	数据层次/ 计量模型	主要结论
支持熊彼特假说	魏后凯 (2002)	研发经费/销售收入,新产品销售额/销售收入	CR4		美国数据	产业/截面	垄断促进创新
	安同良等 (2006)	研发经费/销售收入	员工数		问卷调查	企业/截面	创新与企业规模呈现类似于“U形”的“V形”曲线关系
	张倩肖和 冯根福 (2007)	专利拥有量,研发经费	员工数,销售收入		《中国高技术产业统计年鉴》	企业/面板	创新与企业规模正相关
	吴延兵 (2007b)	研发经费/销售收入,新产品销售额/销售收入	CR4, CR8, HHI, 总资产	国有经济比重,技术机会,销售利润率,资产负债率,广告支出	2002年工业普查	产业/截面	CR4, CR8与创新不显著的“U形”曲线关系;赫芬达尔指数、企业规模与创新呈不显著的“倒U形”曲线关系;国有产权对创新没有显著的影响
	张长征等 (2006)	研发经费/销售收入;研发人员/总员工数	总资产		上市公司数据	企业/截面	创新与企业规模正相关
支持熊彼特假说	杨勇和 达庆利 (2007)	研发经费;新产品销售	员工数	技术机会,员工总收入	问卷调查	企业/截面	创新与企业规模正相关
	戴跃强和 达庆利 (2005)	研发经费/总资产	销售收入		问卷调查	企业/截面	创新与企业规模正相关

(续表)

观点	作者	被解释变量	解释变量	主要控制变量	数据来源	数据层次/ 计量模型	主要结论
	Jefferson <i>et al.</i> (2004)	研发经费/销售收入, 专利申请量	CR2, 销售收入	国有经济比重, 销售利润率	规模以上工业企业数据库	企业/面板	市场结构与创新呈“倒U形”曲线关系, 企业规模与创新关系不显著
	周黎安和 罗凯 (2005)	专利申请(拥有)量/人口数	平均员工数, 平均总产值	人均GDP, 进出口, FDI, 财政支出	专利数据库, 《新中国五十年统计资料汇编》	省级宏观/面板	企业规模与创新呈不显著的“倒U形”曲线关系
	朱恒鹏 (2006)	研发经费/销售收入	总资产, 销售收入	利润, 定价能力, 资本密集度, 资产负债率	问卷调查	企业/截面	企业规模与创新呈“倒U形”关系
	白明和 李国璋 (2006)	专利拥有量, 科技经费筹集, 新产品销售收入	CR8	非国有经济比重	第一次全国经济普查	产业/截面	市场结构与创新显著负相关
	陈羽等 (2007)	研发经费	勒纳指数, 总产值	国有经济比重	《科技统计年鉴》	产业/面板	市场势力、企业规模与创新呈“倒U形”曲线关系; 国有经济比重影响显著
	吴延兵 (2006a)	专利申请/员工数, 新产品销售额/销售收入	销售收入	国有经济比重, 研发经费/销售收入, 研发人员/总员工数, 政府科技拨款	《科技统计年鉴》中的大中型工业企业数据	产业/面板	创新(新产品销售收入)与企业规模呈“倒U形”曲线关系; 国有产权对创新没有稳定的显著影响, 政府补贴促进创新
	吴延兵 (2008)	研发经费/销售收入, 新产品销售额/销售收入	CR4, CR8, HHI, 平均资产	国有经济比重, 技术机会, 销售利润率, 资产负债率, 广告支出	2002年工业普查	产业/截面	市场结构与创新呈“倒U形”曲线关系; 国有产权对创新没有显著的影响
	冀辉华等 (2008)	研发经费/销售收入	CR4, 销售指数	国有经济比重, 销售利润率, 资本密集度	规模以上工业企业数据库	企业/面板	市场势力分别与创新呈“倒U形”曲线关系, 国有经济比重影响显著

注: 表1各文对变量的称谓不统一, 表1进行了相关处理。其中HHI为赫芬达尔-赫希曼指数⁶, CR4、CR8分别为4、8厂商市场集中度, 两个指标均为常用于衡量产业垄断程度的市场结构变量。各文对市场势力指标勒纳指数(Lena Index)的计算也各不相同, 如冀辉华等(2008a)使用广告/销售收入, 陈羽等(2007)使用价格成本加成法计算。

⁶ 赫芬达尔-赫希曼指数(即赫芬达尔指数, 简称HHI)是产业组织学通用的衡量市场结构的市場集中度指标。

技术水平较低的产业发展初期,呈现“倒U形”曲线关系,而在技术水平较高的产业成熟期则呈现“U形”曲线关系。从长远来看,在一个没有企业自由进入和退出的封闭产业中,熊彼特假说成立。Lee(2005)首先在一个行政进入壁垒较强的国家——韩国,进行了相关的实证研究探索。他的实证结果表明:以食品饮料、纺织服装、木材、石材、粘土及玻璃为主,处于技术成熟、产业发展成熟期的258个产业,其创新与垄断呈“U形”曲线关系或线性关系正相关,即熊彼特假说成立;以化工、机械、电子为主,处于技术快速上升、产业发展初期的137个产业,其创新与垄断呈“倒U形”曲线关系或线性关系负相关,即熊彼特假说不成立。Lee(2005)的实证研究结论为陈林和朱卫平(2009)的理论模型提供了一定的经验证据。陈林和朱卫平(2010)在放松了企业不能自由进入和退出的模型假设后,结果发现:自由市场中的创新与垄断之间呈现“倒U形”曲线关系,即熊彼特假说不成立。

这意味着,学界以往关于熊彼特假说是否成立、创新与垄断是呈“U形”还是“倒U形”曲线关系的实证研究,出现结论分歧的根本原因是行政进入壁垒和自由市场造成的制度环境差异,而非实证方法论或其他枝节问题。以往看似矛盾对立的实证研究结果其实都正确,只是这些研究并没有考虑到行政进入壁垒和自由市场这些关键因素。把来自行政进入壁垒和自由市场的产业放在一起进行计量回归,此举势必造成实证结果不稳健。

有鉴于此,本文将结合行政进入壁垒和自由市场对创新与市场结构的关系进行实证研究,检验熊彼特假说在什么情况下成立,并最终解答不同的制度环境(是否存在行政进入壁垒)是否会真的如数理模型所预测的一般,出现“U形”和“倒U形”的实证结果差异。

为揭示创新与市场结构的计量关系,检验行政进入壁垒是否对熊彼特假说造成关键影响,考察实证研究会否如数理模型一般出现“U形”和“倒U形”的差异,解释以往实证研究出现结论分歧的原因,本文将建立一个截面数据计量模型进行实证研究。内容安排如下:第一部分为引言及文献综述,第二部分是变量选择与数据处理,第三部分建立计量模型,第四部分为回归结果及其分析,第五部分为简要结论。

二、变量选择与数据处理

(一) 数据来源

本文研究对象是创新与市场结构的关系,因而适宜使用产业层面数据。但国内产业层面数据库不多,范围及精确度都比不上企业层面数据库,中国统计信息服务中心编制的“中国工业企业数据库”(即聂辉华等(2008a)和 Jefferson *et al.* (2004)使用的“规模以上工业企业数据库”)在国内微观企业数据库中较为权威。为此,本文将以该数据库为企业层面数据的来源,然后据此核算出各个四位数产业的相关指标的加总数据。比如,某个产业的利润总额就是由该数据库提供的产业内所有企业的利润总额加总而成。由于2005年之前的样本缺少“研究开发费”这项关键指标,而2007年数据显示仅有10.51%的样本企业报告了“研究开发费”,数据完整率较2005年的30.78%、2006年的29.29%出现大幅下降。为此,本文仅使用2005年、2006年的数据来构建截面数据模型。

本文在2005年的270982个样本企业和2006年的300849个样本企业中,通过数据库公布的四位数产业代码进行产业指标计算,共得出524个四位数产业横跨两年的1048个样本。考虑到当一个产业的企业总数过少时,其赫芬达尔指数及其平方就会很大,将从一定程度上干扰回归估计。同时,这些企业数很少的产业大部分具有军事或国家垄断属性(如放射性金属矿采选、核燃料加工、武器弹药制造、雷达及配套设备制造、铸币及贵金属制实验室用品制造等),也基本上没有参与市场竞争。有鉴于此,我们将企业总数在2005年和2006年均少于15家的产业剔除出总体样本,最终得到505个四位数产业横跨两年的1010个样本。

(二) 行政进入壁垒的代表变量选择

以往的理论研究通常假设,产业要么处在绝对的行政进入壁垒(企业完全不能自由进入和退出产业)下,要么处于一个完全自由的市场。这种纯粹的假设只能是理论研究的合理抽象,因为我们几乎没有可能在现实世界中找到一个完全没有行政进入壁垒或完全没有政府规制的国家或地区。而要想获得一些处于绝对行政进入壁垒的国家(如朝鲜)的经济数据也近乎不可能,何况它们往往不是市场经济国家。在渐进式经济转轨的中国,30年的改革开放使计划经济逐步过渡至社会主义市场经济。这导致中国的部分产业,特别是一些“国有经济占控制地位的关系国民经济命脉和国家安全的行业”⁷存在

⁷ 《中华人民共和国反垄断法》第一章第七条。

相对较强势的行政进入壁垒，其余产业则进行着相对自由的市场竞争。渐进式转轨造就了如此特殊的制度环境，使中国经济成为实证检验熊彼特假说的一个绝佳试验场。

行政进入壁垒是一个难以客观考察的变量，刘小玄（2003a）较早在这个领域进行了开创性工作。该文认为：国有大中型企业占有的市场份额越大，就表明该产业的行政进入壁垒较大，反之则表明行政进入壁垒较小，即国有经济比重能在一定程度上反映出各行各业的行政进入壁垒的强弱差异。该文据此选择了国有大中型企业所占的市场份额比重作为测定行政进入壁垒强弱的代表变量。白重恩等（2006）也提出，工业企业中的行政性垄断程度采用各个省域国有工业企业的比重来衡量最为适合。

周绍东（2008）将具有高行政性进入壁垒的产业界定为：国有企业（含国有控股）利润率明显高于私营企业，且国有企业比重明显低于所有行业均值；将具有高行政性退出壁垒的产业界定为：国有企业利润率明显低于私营企业，且国有企业比重明显高于所有行业均值。丁启军和伊淑彪（2008）推断产业的国有经济比重大则必然意味着私营企业较难进入市场，因此国有经济比重是行政进入壁垒的合理代表变量。

陈斌等（2008）根据德尔菲法，基于 WIND 上市公司数据，对民营企业所面临的进入壁垒进行了评估，实证结果发现：行业壁垒指数低于 7 的行业中，民营上市公司比重显著高于国有上市公司比重，而在行业壁垒指数高于 7 的行业中，民营上市公司比重都低于国有上市公司比重。也就是说，国有经济比重与产业的进入壁垒大小正相关。虽然陈斌等（2008）所指的进入壁垒并非专指行政进入壁垒，罗党论和刘晓龙（2009）提出陈斌等（2008）所谓的管制行业，其市场准入在我国一直受到政府审批、法律法规的限制，这是造成这些行业进入壁垒高的根本原因。在此思路下，罗党论和刘晓龙（2009）继续使用 WIND 上市公司数据进一步研究了行政进入壁垒，得出结论：“这种行政性的行业管制，使这些垄断行业存在着高额的利润。”余东华和王青（2009）也采用了国有工业企业的相对数量来代表行政性垄断的程度。在于良春和张伟（2010）的实证研究中，衡量行业性行政垄断的“结构指标”也正是由最大几家国有企业的市场份额组成，该指标体现了国有产权的市场控制力。

综上所述，国有经济比重是学界衡量行政进入壁垒强弱的主要标准，它无疑是行政进入壁垒的一个合理代表变量。在此基础上，本文也假设政府对国有经济比重较大的产业设置了较强的行政进入壁垒，在行政进入壁垒保护下国有企业的市场份额自然会维持在高水平，国有经济比重与行政进入壁垒从一定程度上互为因果。为此，本文把国有经济比重作为行政进入壁垒的代表变量。

(三) 变量及数据处理

根据表1的研究经验,结合数据的可获得性,本文选取研究开发费/产品销售收入 R&D 作为衡量企业创新力度的被解释变量。由于大部分产业的企业数量庞大,CR4、CR8 等市场集中度指标太小,其可信度受到影响。因此市场结构的解释变量使用另一个通用指标——赫芬达尔指数 HHI。本文还依据表1和数据可获得性来添加控制变量——销售利润率 M 主要控制产业特征和平均市场势力,政府补贴力度 S 主要控制政府的产业扶持力度和干预程度,资产流动比率 Liquid 为常用财务指标,用以控制产业特征。变量定义、核算方法及其统计特征见表2。

(四) 国有经济比重与行政进入壁垒

根据上文分析,我们使用国有经济比重来衡量行政进入壁垒的代表变量。结合国家统计局课题组(2001)、徐国祥和苏月中(2003)的办法,本文选取“国有总资产在行业中的比重”和“国家资本在行业中的比重”作为国有经济比重的代表变量。

参照国家统计局课题组(2001),国有资产比重变量的具体核算方法是,使用数据库中某个产业内“登记注册类型”为国有企业、国有独资企业、国有联营企业、集体企业、集体联营企业、国有与集体联营企业的企业资产总额和除以整个产业的资产总额。为使该指标尽可能真实反映国有经济比重,本文把“国有联营企业”、“集体企业”、“集体联营企业”、“国有与集体联营企业”等企业也算做国有性质企业,尽管这部分企业的数量 and 市场份额均很小。

参照徐国祥和苏月(2003),国有资本比重变量的具体核算方法是,使用某个产业的国家资本金加集体资本金的总额除以产业实收资本总额。表2显示以上两个国有经济比重变量的统计特征相似,但不同产业之间的数值差异较大,本文遂以之作为衡量行政进入壁垒的两个独立代表变量。同时,存在两种样本分组依据还是检验回归结果稳健性的一种有效办法。

产业的行政进入壁垒越强意味着政府对市场进入的干预力度越大,必定导致产业的在位企业数量受到政府的严格控制。因此,相对于自由市场,行政进入壁垒越强的产业的企业数量理应越少。倘若国有经济比重变量能够合理代表行政进入壁垒的话,国有经济比重对产业的在位企业总数的作用方向应与行政进入壁垒一致,即国有资产比重 Ratio1 和国有资本比重 Ratio2 变量应与企业数量 N 显著负相关。为检验国有经济比重变量是否可以代表行政进入壁垒,下面将对国有经济比重变量与企业总数 N 的统计关系进行简单的实证检验。

表 2 变量定义及统计特征

变量	变量定义与数据处理	观测值	均值	最大值	最小值	标准差
被解释变量	R&D	创新力度 = 研究开发费 / 产品销售收入	1 010	0.416	0.001	0.020
解释变量	HHI	市场结构 = 赫芬达尔指数	1 010	464.679	11.026	654.171
国有经济比重变量	Ratio1	国有资本比重	1 010	0.158	0	0.178
	Ratio2	国有资本比重	1 010	0.153	0	0.154
控制变量	M	销售利润率 = 销售利润总额 / 产品销售收入	1 010	0.059	-0.052	0.045
	S	政府补贴力度 = 补贴收入 / 产品销售收入	1 010	0.003	0	0.005
	Liquid	资产流动比率 = 流动资产合计 / 资产总计	1 010	0.556	0.104	0.109
	N	某产业的企业总数(个)	1 010	566.135	13	963.688
其他变量	Mon	销售利润总额(千元)	1 010	3 376 462	-38 150 316	16 350 351
	Sales	产品销售收入(千元)	1 010	55 392 597	1 783 572 931	128 415 773

注：除国有经济比重变量外，所有变量均使用某产业中指标数值之和相除，比如计算 R&D 则先算该产业中所有企业的研究开发费之和，再算产品销售收入之和，最后两者相除得出该变量。HHI 采用公式 $\sum_{i=1}^N [(q_i/Q)^2 / 10\ 000]$ 计算， q_i 为企业的销售收入， Q 为整个产业的销售收入总额。

以企业总数 N 为被解释变量, 建立回归方程 (1)、(2), 以最小二乘法回归得:

$$N = 448.7586 - 0.000003532 \times \text{Mon} + 0.000003803 \times \text{Sales} - 516.1924 \times \text{Ratio1} \\ (0.0000) \quad (0.0544) \quad (0.0000) \quad (0.0005) \\ R^2 = 0.2693 \quad F. = 123.6171 \quad (1)$$

$$N = 456.3561 - 0.000002967 \times \text{Mon} + 0.000003801 \times \text{Sales} - 594.7125 \times \text{Ratio2} \\ (0.0000) \quad (0.1086) \quad (0.0000) \quad (0.0006) \\ R^2 = 0.2690 \quad F. = 123.4143 \quad (2)$$

变量定义见表 2, 括号内为变量系数的 t 统计量的 P 值。回归结果表明, 国有资产比重 Ratio1、国有资本比重 Ratio2 与企业数量 N 显著负相关。国有资产比重和国有资本比重每增大 1 个百分点将减少 5.16 和 5.95 家企业, 变量系数显著, 且对企业数量影响较大。产业总销售收入 Sales 与企业总数 N 正相关, 产业总销售利润 Mon 与 N 负相关, 均符合以往的理论及经验研究。然而, Sales 和 Mon 变量每变化 1 亿元, 只能增加或减少不足 0.4 家企业。虽然变量在统计上显著, 但相对于行政进入壁垒来说, 其影响力却微乎其微。

以上分析表明, 本文选取的两个国有经济比重变量 Ratio1 和 Ratio2 一定程度上反映了政府对企业总数的干预力度。产业的国有资产、资本比重越大则在位企业数量越少, 国有经济比重对产业的作用方向明显与行政进入壁垒一致。本文据此判断, 产业的国有资产和资本比重能够合理代表行政进入壁垒。

三、基础计量模型

在行政进入壁垒方面, 本文选取了国有经济比重 (国有资产比重 Ratio1 和国有资本比重 Ratio2) 作为代表变量, 市场结构则使用赫芬达尔指数 HHI 衡量, 市场绩效使用企业的创新力度 R&D 衡量。这三个关键变量之间, 即制度、市场结构以及市场绩效之间的关系正是计量模型设计的关键。

在中国, 发展和改革委员会 (局) 等行政机关所主管的项目核准制、审批制, 以及相关法律、法规、部门规章, 是现阶段中国行政进入壁垒制度的具体体现。《国务院关于投资体制改革的决定》、《政府核准的投资项目目录 (2004 年)》、《企业投资项目核准暂行办法》、《外商投资项目核准暂行办法》以及《外商投资产业指导目录 (2007 年修订)》等行政法规和政策文件是行政进入壁垒制度的主要法律载体。不难看出, 制度对市场、企业乃至产业的作用在一定程度上具有强制性, 对于经济系统而言, 制度是一个外生变量。

行政进入壁垒使政府部门能够合法地以行政权力限制或禁止企业进入特

定产业，从而直接控制了整个产业的在位企业数量 N ， N 不再是一个单纯的市场内生变量。无论是以 CR_n (n 厂商市场集中度)，还是以赫芬达尔指数 HHI 来衡量一个产业的市场结构，在位企业数量 N 都是决定市场结构的集中度大小的两个最重要因素之一（另一个因素是企业的各自市场份额 q_i ，这不由制度所直接决定而内生于市场）。这意味着，行政进入壁垒制度通过控制在位企业数量 N ，直接影响着一个产业的市场结构。相对于创新力度等市场绩效变量而言，行政进入壁垒制度对市场结构的作用更为直接和明显。因此，本文提出行政进入壁垒制度从一定程度上决定了市场结构，即“制度→市场结构”。另一方面，市场行为是企业千变万化的市场环境中作出的应激反应，因而行为的结果——市场绩效就主要由市场所决定，制度并不直接影响市场性行为和绩效。

该观点与于良春和余东华（2009）、于良春和张伟（2010）提出的 ISCP（制度-结构-行为-绩效）研究框架一致（见图 1）。他们提出行政垄断的制度性因素（D）是决定一个产业的市场结构、产权结构⁸等结构性因素的关键；而结构因素（S）又决定了政府和企业的竞争与垄断行为（C），进而影响了行为的结果——绩效（P，包括了微观层面效率、产业层面效率和宏观层面效率）。在上述传导机制中，制度扮演着直接影响市场结构、产权结构的关键角色，从而在整个传导机制发挥着决定性作用，这是中国转轨经济的政治、经济环境特色所决定的（于良春和张伟，2010）。在 ISCP 研究框架的基础上，于良春和余东华（2009）、于良春和张伟（2010）对各行各业的行政垄断程度及其效率损失进行了实证分析。

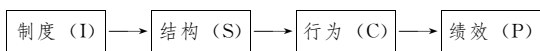


图 1 ISCP（制度-结构-行为-绩效）研究框架

资料来源：于良春和余东华（2009）、于良春和张伟（2010）。

借鉴 ISCP 研究框架，结合行政进入壁垒制度外生结论，本文认为行政进入壁垒制度先是在一定程度上决定了市场结构，进而影响着市场行为和绩效，即“制度→市场结构→市场绩效”。

为此，计量模型将以市场结构为解释变量（自变量），以市场绩效——创新力度为被解释变量（因变量）。本文也不会把制度这个外生变量直接置入计量模型，而是以之作为样本分组的依据，通过分组回归来考察行政进入壁垒对产业经济系统所造成的影响，即考察“制度→市场结构”。同时根据表 1 的已有研究成果，模型假设创新与市场结构的关系并非单调的线性关系，将

⁸ 与于良春等人的研究不一样，本文把产权结构——国有经济比重作为了制度的代表变量，因此本章计量模型的结构因素不包括产权结构。

市场结构的平方项作为另一个解释变量,以检验创新与市场结构之间的非线性关系。据此建立基础计量模型:

$$R\&D = C + \beta_1 HHI + \beta_2 HHI^2 + \sum_{i=3}^n \beta_i X_i + \epsilon. \quad (3)$$

R&D为被解释变量创新力度(市场绩效),HHI为解释变量赫芬达尔指数,即市场集中度(市场结构),C为截距项, β 为变量系数,X为控制变量,n为控制变量个数, ϵ 为残差项。由于HHI在一定程度上由制度所决定,因此市场结构变量相对于R&D、X等变量,可被视为外生变量。在使用全部样本进行回归后,所得的残差项 ϵ 与HHI变量的相关系数仅为 $-1.82e^{-16}$,即二者不相关 $E(HHI\epsilon)=0$ 。这个实证结果似乎证明了于良春和张伟(2010)提出的中国特殊国情——在转轨经济的特色制度下,市场结构决定了企业的行为和绩效。同时这也在一定程度上检验了本文的制度外生论。

四、回归结果分析

(一) 子样本分组及回归结果

使用全体1010个样本进行最小二乘回归,结果发现:解释变量市场结构HHI及HHI²正如以往国内外大部分实证研究和本文的预测一样,均不显著。行政进入壁垒(国有经济比重)很可能严重影响了总体样本的回归估计,把国有经济比重大小不一的产业放在一起回归,势必导致实证结果不显著、不稳健。根据该研究思路,下面将分别使用两个国有经济比重变量——国有资产比重和国有资本比重进行样本分组,再进行回归估计。

首先,分别使用国有资产比重、国有资本比重变量对样本进行降序排列,选取国有资产比重、国有资本比重最大的5%、10%、15%的产业作为受行政进入壁垒影响最严重的子样本,以国有资产比重、国有资本比重最小的30%、40%、50%⁹的产业作为处于自由市场下的子样本,以总体样本数1010为乘子,计算得出各个子样本区间的样本数,见表3、表4的倒数第三行。

然后,我们使用最小二乘法进行回归估计,同时通过删减控制变量、使用不同的国有经济比重变量进行样本分组来检验计量模型的稳健性。实证结果见表3至表5。

⁹ 5%、10%、15%、30%、40%、50%只是随机抽取出来的比例。

（二）行政进入壁垒与熊彼特假说

在国有经济比重大的子样本分组中，表3的回归结果显示： β_2 显著且为正值， β_1 显著为负值，产业创新与市场集中度呈显著的“U形”曲线关系。如果国有经济比重与行政进入壁垒强度正相关的假设是合理的话，这结论表明：在行政进入壁垒下，市场结构与创新呈“U形”曲线关系，因此“越垄断越创新”的熊彼特假说成立。

通过对比表3各列，不难发现：越往国有资产比重重大那端集中的子样本分组（如第2列比第4、5列，第7列比第8、10列）， β_2 就会越显著，并越来越大（曲线弧度越大），“U形”曲线关系就越显著，而且 R^2 也越来越大。本文认为，国有经济比重越大的子样本越能逼近绝对行政进入壁垒下的产业，当一个产业受到行政进入壁垒的规制越强，或者说越趋于绝对行政进入壁垒，产业的市场结构与创新将越呈“U形”曲线关系。

（三）自由市场中的熊彼特假说

在国有经济比重小的子样本分组中，表4的回归结果显示： β_2 显著且为负值， β_1 显著为正值，产业创新与市场集中度呈显著的“倒U形”曲线关系。如果国有经济比重小就意味着产业相对处于自由市场的话，这结论表明：在自由市场中，市场结构与创新呈“倒U形”曲线关系，所以熊彼特假说不成立。

通过对比表4各列，不难发现：越往国有资产比重小那端集中的子样本分组（如第2列比第4、5列）， β_2 就会越显著，其绝对值也越来越大（曲线弧度越大），“倒U形”曲线关系就越显著，而且 R^2 也越来越大。¹⁰本文认为，国有经济比重越小的子样本就越能逼近绝对自由市场产业，当一个产业受到行政进入壁垒的干预越弱，或者说越趋于绝对自由市场，产业的市场结构与创新将越呈“倒U形”曲线关系。

与本文预期一致，国有经济比重大小不一的产业出现了截然相反的回归结果。如果国有经济比重是合理的行政进入壁垒代表变量的话，行政进入壁垒是熊彼特假说能否在特定产业成立的决定性因素。它的存在很可能导致了产业垄断势力越强创新力度就越大的结果，从而影响着企业创新、产业技术进步、市场垄断势力等方面的市场绩效和市场结构。

¹⁰ 但国有资本比重最小的40%样本的 β_2 比最小的30%样本更显著，绝对值也更大。

表 3 国有经济比重大的样本分组的回归结果

子样本区间	国有资产 比重最大 的 5%	国有资产 比重最大 的 10%	国有资产 比重最大 的 15%	国有资产 比重最大 的 5%	国有资产 比重最大 的 10%	国有资产 比重最大 的 15%	国有资本 比重最大 的 5%	国有资本 比重最大 的 10%	国有资本 比重最大 的 15%	国有资本 比重最大 的 10%	国有资本 比重最大 的 15%
截距项	0.052 (0.000)	0.040 (0.000)	0.045 (0.002)	0.040 (0.000)	0.025 (0.031)	0.046 (0.000)	0.036 (0.000)	0.027 (0.000)	0.036 (0.000)	0.030 (0.000)	0.032 (0.000)
HHI	-0.335 (0.000)	-0.266 (0.002)	-0.215 (0.017)	-0.191 (0.030)	-0.247 (0.006)	-0.236 (0.010)	-0.162 (0.000)	-0.191 (0.000)	-0.162 (0.000)	-0.131 (0.000)	-0.126 (0.000)
HHI ²	0.425 (0.003)	0.324 (0.022)	0.278 (0.086)	0.239 (0.134)	0.304 (0.030)	0.293 (0.045)	0.198 (0.013)	0.233 (0.006)	0.198 (0.013)	0.151 (0.032)	0.145 (0.033)
M	-0.101 (0.013)	-0.091 (0.003)	-0.097 (0.049)	-	0.029 (0.338)	-	-	0.0170 (0.418)	-	0.002 (0.921)	-
S	-0.596 (0.194)	-	-0.439 (0.176)	-	0.007 (0.977)	-	-	-0.059 (0.704)	-	-0.018 (0.900)	-
Liquid	0.034 (0.138)	-	0.011 (0.634)	-	0.038 (0.098)	-	-	0.021 (0.148)	-	0.006 (0.590)	-
产业数	51	51	152	152	51	51	101	101	101	152	152
企业数	26 960	26 960	43 695	43 695	32 892	32 892	54 930	54 930	54 930	77 562	77 562
R ²	0.363	0.225	0.127	0.100	0.051	0.039	0.206	0.149	0.161	0.117	0.114

注：表 3 至表 5 的括号内为参数 t 统计量的 P 值，字体加粗变量在 5% 显著性水平下不显著。

表 4 国有经济比重小的样本分组的回归结果

子样本区间	国有资产的 比重最小 的 30%	国有资产的 比重最小 的 40%	国有资产的 比重最小 的 50%	国有资产的 比重最小 的 50%	国有资产的 比重最小 的 30%	国有资产的 比重最小 的 30%	国有资产的 比重最小 的 40%	国有资产的 比重最小 的 40%	国有资产的 比重最小 的 50%	国有资产的 比重最小 的 50%
截距项	0.021 (0.000)	0.019 (0.000)	0.019 (0.000)	0.012 (0.000)	0.022 (0.000)	0.010 (0.000)	0.023 (0.000)	0.010 (0.000)	0.019 (0.000)	0.011 (0.000)
HHI	0.067 (0.006)	0.052 (0.015)	0.046 (0.017)	0.038 (0.045)	0.078 (0.000)	0.070 (0.002)	0.090 (0.000)	0.083 (0.000)	0.064 (0.000)	0.059 (0.002)
HHI ²	-0.151 (0.019)	-0.126 (0.029)	-0.113 (0.039)	-0.097 (0.072)	-0.181 (0.001)	-0.163 (0.003)	-0.204 (0.000)	-0.186 (0.000)	-0.141 (0.002)	-0.131 (0.004)
M	-0.020 (0.444)	-0.006 (0.772)	-0.012 (0.526)	—	-0.027 (0.143)	—	-0.027 (0.102)	—	-0.024 (0.124)	—
S	-0.024 (0.885)	-0.066 (0.655)	-0.037 (0.788)	—	-0.043 (0.883)	—	0.102 (0.703)	—	0.141 (0.481)	—
Liquid	-0.018 (0.040)	-0.014 (0.050)	-0.012 (0.054)	—	-0.020 (0.019)	—	-0.020 (0.007)	—	-0.012 (0.048)	—
产业数	303	404	505	505	303	303	404	404	505	505
企业数	124 993	195 994	294 390	294 390	156 814	156 814	210 953	210 953	279 720	279 720
R ²	0.033	0.018	0.021	0.016	0.056	0.033	0.058	0.035	0.032	0.020

行政进入壁垒产业的熊彼特假说成立,而自由市场中熊彼特假说却不成立。也就是说,只有为各行各业建立行政进入壁垒制度,改革自由市场机制,才能保证熊彼特提出的这个经典命题成立,行政进入壁垒是熊彼特假说的充分必要条件。当消费者选择了行政进入壁垒,强力的政府干预将为社会同时带来规模经济和技术进步,国有化自然也是顺理成章的事情;一旦消费者选择了自由市场,熊彼特假说则自然不成立,自由竞争与技术创新相辅相成,自由市场也会为社会同时带来自由竞争活力与技术进步。从某种意义上来说,行政进入壁垒与自由市场就像一种社会道德或宗教,只要人们信奉它,它自然会为我们带来心灵的抚慰和精神的寄托等等好处。

(四) 以往实证研究结果不稳健的根本原因

表5的回归结果一定程度上证实了这一观点。表5中几乎所有解释变量和控制变量均不显著,相比于表3、4,解释变量的显著性很差,相比于表3, R^2 也出现大幅下降。由此看来,忽略行政进入壁垒和自由市场的制度因素,把国有经济比重大小不一的样本放在一起进行回归估计,可能是以往实证研究结果不显著、结论不稳健且常常互相矛盾的根本原因。

表5 国有经济比重中间段样本分组的回归结果

子样本 区间	国有资产比 重第153—505 位	国有资产比 重第102—606 位	国有资产比 重第52—707 位	国有资本比 重第153—505 位	国有资本比 重第102—606 位	国有资本比 重第52—707 位
截距项	0.024 (0.000)	0.026 (0.000)	0.027 (0.000)	0.030 (0.000)	0.027 (0.000)	0.028 (0.000)
HHI	0.021 (0.414)	0.006 (0.861)	0.019 (0.520)	0.046 (0.547)	-0.004 (0.913)	0.009 (0.777)
HHI ²	-0.098 (0.117)	-0.069 (0.465)	-0.097 (0.240)	-0.320 (0.351)	-0.049 (0.655)	-0.065 (0.503)
M	-0.002 (0.888)	-0.014 (0.540)	-0.018 (0.341)	-0.092 (0.023)	-0.079 (0.012)	-0.061 (0.008)
S	-0.265 (0.113)	-0.273 (0.255)	-0.178 (0.353)	-0.704 (0.120)	-0.299 (0.349)	-0.090 (0.629)
Liquid	-0.010 (0.162)	-0.010 (0.319)	-0.012 (0.118)	-0.005 (0.724)	-0.002 (0.873)	-0.009 (0.284)
产业数	353	505	656	353	505	656
企业数	205 234	332 358	419 843	214 549	305 913	382 090
R ²	0.020	0.007	0.008	0.025	0.0176	0.016

（五）软预算约束

从表3至表5可知，政府补贴 S 与产业的创新力度没有显著的统计关系。根据软预算约束理论，政府补贴很可能会对国有经济比重大的产业和国有企业的创新都产生负面作用。当国有企业即使经营不善、甚至亏损又或者拥有超高额利润（如近年来的中国石油天然气股份有限公司）都能拿到政府补贴，企业又何来动力进行创新以进一步寻租？很可惜本次经验研究未能检验出软预算约束在企业创新中产生的负面效应。但我们还是认为，我国要真正发展国有企业、壮大国有经济，就必须减少政府补贴迫使国企摆脱软预算约束，这或许是今后国企改革正确方向。

五、简要结论

首先，本文基于“中国工业企业数据库”的微观企业数据，整理出中国524个四位数代码产业的2005—2006年产业层面数据。然后使用其中505个产业的1010个样本，根据国有经济比重大小进行样本分组，并假设产业的国有经济比重与行政进入壁垒强弱正相关。最后对多个样本分组的截面模型进行了最小二乘回归估计，得出如下主要结论：

1. 在国有经济比重大的子样本分组中，产业创新与市场集中度呈显著的“U形”曲线关系。如果国有经济比重与行政进入壁垒强度正相关的假设是合理的话，这结论表明：在行政进入壁垒下，市场结构与创新呈“U形”曲线关系，因此“越垄断越创新”的熊彼特假说成立。

如果国有经济比重是合理的行政进入壁垒代表变量的话，行政进入壁垒就是熊彼特假说能否在特定产业成立的决定性因素。它的存在很可能导致了产业垄断势力越强创新力度就越大的结果，从而影响着企业创新、产业技术进步、市场垄断势力等方面的市场绩效和市场结构。

2. 在国有经济比重小的子样本分组中，产业创新与市场集中度呈显著的“倒U形”曲线关系。如果国有经济比重小就意味着产业相对处于自由市场的话，这结论表明：在自由市场中，市场结构与创新呈“倒U形”曲线关系，因此“越垄断越创新”的熊彼特假说不成立。

3. 通过对比表3、表4、表5可以发现，把国有经济比重大小不一的样本放在一起回归估计，其市场结构对创新的效应互相正负抵消，从而造成回归结果不显著和不稳健。本文据此提出，忽略行政进入壁垒和自由市场的制度因素，把国有经济比重大小不一的产业放在一起进行回归估计，是以往实证研究的回归结果不显著、结论不稳健且常常互相矛盾的根本原因。即使是处于相对自由市场的西方国家，不同产业的政府规制力度也不一，所以国外实证研究也会出现矛盾的结论。

自由市场中的熊彼特假说不成立。也就是说,熊彼特的两个经典理论——“创造性破坏”和熊彼特假说在某种意义上来说是相互矛盾的。但事实上,“创造性破坏”和熊彼特假说代表了创新的两个作用力——技术创新降低生产成本,使创新企业创造经济利润、增加垄断势力,我们可理解为创新的“垄断作用”;但技术创新又会提高消费者效用和需求,吸引新的企业进入市场,从而减少创新企业的经济利润和垄断势力,这可理解为创新的“破坏作用”。创新的垄断作用和破坏作用的关系就像物理学中的作用力和反作用力一样,二者同时作用却方向相反,学界可以从作用力和反作用力视角把“创造性破坏”和熊彼特假说结合起来理解动态的经济发展。在数学工具和计量方法极为缺乏的20世纪30年代,熊彼特能提出这样看似矛盾而又精密契合的创新理论体系,是一次划时代、超时代的理论创举,更给学界留下无与伦比的深远启示。

本文还发现熊彼特假说在行政进入壁垒产业中是成立的。当我们这个社会选择了行政进入壁垒,从长远来看,熊彼特假说将最终成立——越垄断越创新,企业规模理应越来越大,国有企业越大越好,私营寡头企业的国有化也自然是理所当然的事情;而在自由市场中则完全相反。不过,本文关于熊彼特假说的结论并不是两个矛盾对立的观点,而只是两个在不同前提条件下得出的结论。

在困扰学界多年的熊彼特假说是否客观存在的问题上,本文并没有给出熊彼特假说的最终答案,我们只是在前人的基础上朝“最终真理”又迈出了一小步。本文在此仅作抛砖引玉之举,热切期待学界给予行政进入壁垒和行政垄断这个西方经济学界几乎已经忽略不计、但对我国来说至关重要的研究领域以足够多的关注。

参 考 文 献

- [1] 安同良、施浩、Alcorta,“中国制造业企业 R&D 行为模式的观测与实证——基于江苏省制造业企业问卷调查的实证分析”,《经济研究》,2006 年第 2 期,第 21—30 页。
- [2] Aghion, P., and P. Howitt, 1992, “A Model of Growth Through Creative Destruction”, *Econometrica*, 1992, 60(2), 323—351.
- [3] Arrow, K., “Economic Welfare and the Allocation on Resources for Invention”, in Nelson, R. (ed.), *The Rate and Direction of Inventive Activity*. Princeton: NBER Press, 1962, 165—180.
- [4] 白重恩、陶志刚、仝月婷,“影响中国各地区生产专业化程度的经济及行政整合的因素”,《经济学报》,2006 年第 2 期,第 19—28 页。
- [5] 白明、李国璋,“市场竞争与创新:熊彼特假说及其实证检验”,《中国软科学》,2006 年第 11 期,第 15—21 页。
- [6] 陈斌、余坚、王晓津、赖建清,“我国民营上市公司发展实证研究”,深圳证券交易所综合研究所 2008 年研究报告。

- [7] 陈林、朱卫平,“创新竞争与市场结构——自由市场中的熊彼特假说再检验”,2010年工作论文。
- [8] 陈林、朱卫平,“创新竞争与产业垄断内生——兼议中国反垄断法的根本性裁判原则”,2009年工作论文。
- [9] 陈羽、李小平、白澎,“市场结构如何影响 R&D 投入? 基于中国制造业行业面板数据的实证分析”,《南开经济研究》,2007 年第 1 期,第 135—145 页。
- [10] Cheng, L., and E. Dinopoulos, “Schumpeterian Growth and International Business Cycles”, *Rand Journal of Economics*, 1992, 82(2), 409—414.
- [11] Costello, D., “A Cross-Country, Cross-Industry Comparison of Productivity Growth”, *Journal of Political Economy*, 1993, 101(2), 207—222.
- [12] 戴跃强、达庆利,“企业技术创新投资与其资本结构、规模之间关系的实证研究”,《科研管理》,2005 年第 5 期,第 38—42 页。
- [13] Dasgupta, P., and J. Stiglitz, “Industrial Structure and the Nature of Innovative Activity”, *Economic Journal*, 1980a, 90(358), 266—293.
- [14] Dasgupta, P., and J. Stiglitz, “Uncertainty, Industrial Structure, and the Speed of R&D”, *Bell Journal of Economics*, 1980b, 11(1), 1—28.
- [15] 丁启军、王会宗,“规制效率、反垄断法与行政垄断行业改革”,《财贸研究》,2005 年第 4 期,第 1—8 页。
- [16] 丁启军、伊淑彪,“中国行政垄断行业效率损失研究”,《山西财经大学学报》,2008 年第 2 期,第 42—47 页。
- [17] 国家统计局课题组,“对国有经济控制力的量化分析”,《统计研究》,2001 年第 1 期,第 3—10 页。
- [18] Grossman, G., and E. Helpman, “Quality Ladders in the Theory of Growth”, *Review of Economic Studies*, 1991a, 58(1), 43—61.
- [19] Grossman, G., and E. Helpman, “Quality Ladders and Product Cycles”, *Quarterly Journal of Economics*, 1991b, 106(2), 557—586.
- [20] Jefferson, G., A. Hu, X. Guan, and X. Yu, “Ownership, Performance, and Innovation in China’s Large and Medium-size Industrial Enterprise Sector”, *China Economic Review*, 2003, 14(1), 89—113.
- [21] Jefferson, G., H. Bai, X. Guan, and X. Yu, “R and D Performance in Chinese Industry”, *Economics of Innovation and New Technology*, 2004, 15(4), 345—366.
- [22] King, R., C. Plosser, J. Stock, and M. Watson, “Stochastic Trends and Economic Fluctuations”, *American Economic Review*, 1991, 81(4), 819—840.
- [23] Krugman, P., “Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade”, *Journal of International Economics*, 1979, 9(4), 469—479.
- [24] Kydland, F., and E. Prescott, “Time to Build and Aggregate Fluctuations”, *Econometrica*, 1982, 50(6), 1345—1370.
- [25] Lee, C., “A New Perspective on Industry R&D and Market Structure”, *Journal of Industrial Economics*, 2005, 53(1), 101—122.
- [26] 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。
- [27] 刘小玄,“民营化改制对中国产业效率的效果分析——2001 年全国普查工业数据的分析”,《经济研究》,2004 年第 8 期,第 16—26 页。

- [28] Lucas, R., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1), 3—42.
- [29] 罗党论、刘晓龙,“政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据”,《管理世界》,2009年第5期,第97—106页。
- [30] 聂辉华、谭松涛、王宇锋,“创新、企业规模和市场竞争:基于中国企业层面的面板数据分析”,《世界经济》,2008年第12期,第57—66页。
- [31] 聂辉华、涂晓玲、杨楠,“产权还是竞争——对国有企业激励机制的经验考察”,《教学与研究》,2008年第1期,第39—45页。
- [32] 平新乔,“论国有经济比重的内生决定”,《经济研究》,2000年第7期,第16—23页。
- [33] Rebelo, S., "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), 500—521.
- [34] Romer, P., "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5), 1002—1037.
- [35] Romer, P., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), 71—102.
- [36] Schumpeter, J., "The Explanation of the Business Cycle", *Economica*, 1927, 7, 286—311.
- [37] Schumpeter, J., *Theory of Economic Development*. London: Oxford University Press, 1934.
- [38] Schumpeter, J., *Capitalism, Socialism and Democracy*. New York: Harper Press, 1950.
- [39] Segerstrom, P., T. Anant, and E. Dinopoulos, "A Schumpeterian Model of the Product Life Cycle", *American Economic Review*, 1990, 8(5), 1077—1091.
- [40] Spence, M., "Investment Strategy and Growth in a New Market", *Bell Journal of Economics*, 1979, 10(1), 1—19.
- [41] Spence, M., "The Learning Curve and Competition", *Bell Journal of Economics*, 1981, 12(1), 49—70.
- [42] Spence, M., "Cost Reduction, Competition, and Industry Performance", *Econometrica*, 1984, 52(1), 101—122.
- [43] Subodh, K., "Market Concentration, Firm Size and Innovative Activity: A Firm-level Economic Analysis of Selected Indian Industries under Economic Liberalization", WIDER Discussion Paper, No. 108, 2002.
- [44] 魏后凯,“企业规模、产业集中与技术创新能力”,《经济管理》,2002年第4期,第4—10页。
- [45] Williamson, E., "Innovation and Market Structure", *Journal of Political Economy*, 1965, 73(1), 67—73.
- [46] 吴延兵,“中国工业产业创新水平及影响因素——面板数据的实证分析”,《产业经济评论》,2006年第5卷,第155—171页。
- [47] 吴延兵,“企业规模、市场力量与创新:一个文献综述”,《经济研究》,2007a年第5期,第125—138页。
- [48] 吴延兵,“市场结构、产权结构与R&D——中国制造业的实证分析”,《统计研究》,2007b年第5期,第67—75页。
- [49] 吴延兵,“自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究”,《经济研究》,2008年第8期,第51—64页。
- [50] 熊彼特,《经济发展理论——对于利润、资本、信贷、利息和经济周期的考察》,何畏等译校。北京:商务印书馆,1990年。

- [51] 熊彼特,《资本主义、社会主义与民主》,吴良健译。北京:商务印书馆,1999年。
- [52] 王晓晔,“我国反垄断立法的框架”,《法学研究》,1999年第4期,第3—21页。
- [53] 徐国祥、苏月中,“上海国有经济控制力量评估与发展对策研究”,《财经研究》,2003年第8期,第28—33页。
- [54] 杨兰品,“试论行政垄断及其普遍性与特殊性”,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》,2005年第11期,第801—807页。
- [55] 杨勇、达庆利,“企业技术创新绩效与其规模、R&D投资、人力资本投资之间的关系——基于面板数据的实证研究”,《科技进步与对策》,2007年第11期,第128—131页。
- [56] 余东华、王青,“行政性垄断与区域自主创新能力——基于中国省域面板数据的分析”,《软科学》,2009年第8期,第74—81页。
- [57] 于良春、余东华,“中国地区性行政垄断程度的测度研究”,《经济研究》,2009年第2期,第119—131页。
- [58] 于良春、张伟,“中国行业性行政垄断的强度和效率损失研究”,《经济研究》,2010年第3期,第16—27页。
- [59] 张长征、李怀祖、赵西萍,“企业规模、经理自主权与R&D投入关系研究——来自中国上市公司的经验证据”,《科学学研究》,2006年第6期,第432—438页。
- [60] 张倩肖、冯根福,“三种R&D溢出与本地企业技术创新——基于我国高技术产业的经验分析”,《中国工业经济》,2007年第11期,第64—72页。
- [61] 周黎安、罗凯,“企业规模与创新:来自中国省级水平的经验证据”,《经济学(季刊)》,2005年第4卷第3期,第623—638页。
- [62] 周绍东,“中国工业企业技术创新与行政性进入退出壁垒”,《内蒙古社会科学》,2008年第4期,第78—81页。
- [63] 朱恒鹏,“企业规模、市场力量与民营企业创新行为”,《世界经济》,2006年第12期,第41—52页。

Innovation, Market Structure and Administrative Entry Barriers

LIN CHEN WEIPING ZHU
(Jinan University)

Abstract Using firm-level data of China's large and medium-size industrial firms for 2005 and 2006, this paper studies the effects of entry barriers on innovation. It is assumed that industries with higher shares of state ownership have higher entry barriers. The OLS regression shows that the relationship between R&D and market structure is U-shaped in the high state-ownership industries. This result suggests that the Schumpeterian Hypothesis is true in the industries with high entry barriers. We also find that the relationship between R&D and market structure is inverse U-shaped in the low state-ownership industries, which means the Schumpeterian Hypothesis does not apply. This paper suggests that if an empirical

study on the Schumpeterian Hypothesis in China ignores the share of state ownership, the results would be insignificant or even misleading.

JEL Classification L11, O38, G18