

市场化进程对技术进步与创新的影响^{*}

——基于中国省级面板数据的实证分析

周 兴¹ 张 鹏²

(1. 南开大学经济学院 300071; 2. 中国社会科学院经济研究所 100836)

内容摘要: 基于1998-2009年的省级面板数据,本文分析了我国市场化的改革进程对技术进步和创新产生的影响。研究发现,市场化能从多个层面推动技术的进步,且加入WTO以后,随着开放程度的提高,市场化对技术进步的推动作用有所强化。在不同的区域中,市场化对技术进步的影响存在着显著的差异,经济发展水平和开放程度较高的东部地区,市场化对技术进步的影响最强,而西部地区最弱。市场化改革对于提升地区的创新能力同样有着积极的作用,实证分析表明市场化改革所释放的“制度改革红利”是推动地区创新能力不断提升的重要因素。

关键词: 技术进步 市场化 全要素生产率

中图分类号: F124.3 文献标识码: A 文章编号: 1005-1309(2014)02-0071-011

一、引言

推动自主创新,建设创新型国家,是“十二五”期间我国的一项重要战略任务。面对国际金融危机的挑战和国内劳动力市场的变化,依靠技术进步和创新推动经济结构的转型和升级,成为我国实现经济可持续增长的一条现实路径。然而在我国当前的经济增长中,技术进步的贡献率仍然处于较低的水平,与实现经济转型升级的要求还有很大的差距。国内外有一些学者对影响我国技术进步与创新的因素进行了研究:安同良等(2005)的研究指出,相对资金障碍而言,人才和技术能力的低水平是阻碍中国企业技术创新的主要因素。朱恒鹏(2006)的研究发现,规模、市场势力、竞争方式以及行业特征会影响到中国民营企业的研发行为。张海洋(2005)的研究发现外资技术溢出是推动我国技术进步的重要因素,尽管外资活动促进了中国工业内资工业生产率增长,但不是通过技术扩散,而是通过其他效应。

然而,也有一些研究认为,影响我国企业技术进步和自主创新能力的原因,虽然与企业自身特征因素有关,但外部的制度环境也对企业的研发和技术创新效率产生了重要的影响。特别是对于我国这样一个处于经济体制转型过程中的国家而言,以市场化为导向的制度改革在技术进步与创新中扮演了十分重要的角色(成力为和孙玮,2012)。张海洋(2008)计量检验了市场化进程对我国外资技术溢出的影响,研究发现我国的市场化进程不仅促进了工业生产率的增长,而且是促进外资技术溢出的决定性因素。张杰等(2011)发现,要素市场扭曲所带来的寻租行为对中国企业R&D

收稿日期: 2013-09-23

^{*} 基金项目: 本文是国家自然科学基金青年项目《代际间的职业传承与收入流动及其对居民收入差距的影响——基于群组分析的研究》(批准号: 71203103) 以及中央高校基本业务费专项资金项目《中国城乡居民的收入流动与收入差距》(编号 NKZXD1215) 的阶段性成果。

投入产生了抑制效应,要素市场扭曲是造成本土企业和外资企业竞争力差距的重要因素之一。武鹏等(2010)发现市场化程度对我国高技术产业 R&D 全要素生产率的增长有着显著的正向影响,而政府介入程度有着显著的负向影响。冯永晟,张嵎喆(2011)认为中国初步建立起来的市场化环境对技术进步产生了一定的推动作用,只有促进统一市场的建设,规范竞争秩序,才能进一步鼓励创新行为,促进技术进步和经济增长。

虽然已有一些研究从市场化的角度对我国企业研发行为和创新效率的影响因素进行了分析,但总体来说,目前关于市场化改革对技术进步与创新影响的相关研究还比较欠缺。本文尝试从以下几个方面进行完善,首先,已有的相关文献多是从行业的角度,考察市场化对企业研发活动、创新效率的影响,而运用省级面板数据考察市场化对技术进步和创新影响的研究较少;其次,大多数相关研究多是从要素市场市场化或者制度改革的角度,选用单种市场化指标来进行回归分析,而我们认为我国的市场化改革不仅仅是要素市场的市场化,其他市场的市场化同样会对技术进步和创新产生影响;最后,在有关技术进步计算的相关研究中,大多参照 Fare(1994)运用数据包络分析法(DEA)将 Malmquist 指数法进行分解,但由于这种分解方法存在着逻辑的错误,从而无法对技术进步进行准确的计算,因此我们选用 Ray and Desli(1997)的方法来对技术进步和技术效率变化进行计算。为了进一步完善相关研究,本文基于我国的省级面板数据,利用全面的市场化指标来对改革开放以来各地区市场化进程对技术进步和创新的影响进行计量检验,并比较分析东部和中西部地区市场化进程对技术进步和创新产生影响的差别。

二、理论模型和数据说明

改革开放以来,中国的总体市场化程度越来越高,樊纲等(2011)的研究指出,市场化进程主要体现在政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场与要素市场的发育程度和制度环境改善等方面。我们认为,不仅金融市场的发展有利于技术的进步和创新,而且其他诸如政府行政干预的减少、非国有经济的发展、要素和产品市场的发展以及法律制度环境的改善等等其他市场化进程的推进都将促进技术的进步和创新。首先,政府与市场关系的改善会减少寻租行为,进一步优化社会研发投资的资源配置,提高创新的效率;其次,随着非国有经济的发展,在市场竞争机制的作用下,非国有企业必须尽力去学习、模仿、吸收消化先进技术,不断的提高技术水平,才能在与国有企业的市场竞争中生存;而具有优势地位的国有企业面对非国有企业的竞争,不得不通过引入新技术或创新技术来保持领先地位。因此,市场机制会通过企业之间的竞争和优胜劣汰推动技术的不断进步和发展。最后,产品市场和要素市场的市场化,会使得价格信号和市场信息更准确的传递给企业,引导企业对创新资源进行更有效的配置,这有利于创新效率的提高和促进技术的进步。由于市场化对于技术进步和创新的影响是多方面的,因此我们需要寻找一套能够综合反映市场化多个层面的指标来准确的定量分析市场化改革对技术进步和创新产生的影响。

市场化指数是本文中最核心的解释变量,我们采用了樊纲、王晓鲁、朱恒鹏编著的《中国市场化指数—各地区市场化相对进程 2011 年报告》中测算的各地区市场化指数。该指数不仅对各省、市、自治区的市场化进程进行比较全面的持续测度,从而提供一个稳定的观测体系;而且它完全采用客观指标衡量各地区市场化改革的深度和广度,避免了主观评价;更为重要的是该市场化指数从五个方面分别反映市场化的进展,比较全面的概括了市场化的各个主要方面。这五个方面包括“政府与市场的关系”、“非国有经济的发展”、“产品市场的发育”、“要素市场的发育”以及“市场中中介组织和法律制度环境”,通过将这五个“方面指数”采用加权平均的方法计算得出市场化总指数,来反映各地区市场化程度的总体评分和排序。由于该书中只提供了 1998—2009 年的市场化进程测算数据,因此本文的样本区间为 1998—2009 年,样本包含了除西藏自治区和重庆市两个地区之

外的中国大陆 29 省份的平衡面板数据。

上文中我们从理论的角度分析了市场化对技术进步的影响路径, 技术进步作为本文主要的被解释变量, 也是我们进行实证分析之前需要获得的关键数据。目前国内关于 Malmquist 指数法的计算和分解大都基于 Fare 等 (1994) 的研究, 但该分解思路存在逻辑上的错误, 从而对技术进步与规模报酬的变动做了错误的分解, 减弱了模型的解释能力 (章祥荪, 贵斌威, 2008)。按照 Fisher (1992) 的方法, Malmquist 指数可以表达为:

$$M(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = (M_t, M_{t+1})^{1/2} = \left[\frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)} \frac{D_c^{(t+1)}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{(t+1)}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \quad (2)$$

对于 Malmquist 指数的计算, (Fare, 1994) 和 (Ray and Desli 1997) 两种分解方法并没有任何区别, 两者的分歧在于指数的分解上, 在 (Fare, 1994) 的模型中, Malmquist 指数分解为:

$$M(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \frac{D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_v^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D_v^t(x^t, y^t)}{D_v^{(t+1)}(x^t, y^t)} \frac{D_v^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_v^{(t+1)}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{1/2} \times \frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}) / D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t) / D_v^t(x^t, y^t)} = PEFFCH_F \times TE_F \times SCALE_F \quad (3)$$

而 (Ray and Desli 1997) 模型将 Malmquist 指数分解为:

$$M(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \frac{D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_v^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D_v^t(x^t, y^t)}{D_v^{(t+1)}(x^t, y^t)} \frac{D_v^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_v^{(t+1)}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{1/2} \times \frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}) / D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t) / D_v^t(x^t, y^t)} \frac{D_c^{(t+1)}(x^{t+1}, y^{t+1}) / D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{(t+1)}(x^t, y^t) / D_v^{(t+1)}(x^t, y^t)} = PEFFCH_{RD} \times TE_{RD} \times SCALE_{RD} \quad (4)$$

其中, TE, PEFFCH, SCALE 分别表示 Malmquist 指数分解情形下技术进步变动、技术效率变动与规模报酬变动。从中我们可以发现两种分解方法对技术效率的分解都是一致的。两种模型的差异主要表现在对技术进步和规模报酬的分解上, (Fare, 1994) 承认技术进步是规模报酬可变的, 但是其对技术进步的分解却采用了不变报酬的假设, 因此在规模报酬不变的假设下计算得出的技术进步指数可能存在高估或者低估技术进步的可能性。但在可变报酬假设下, 技术进步指数是沿着各决策单元实际生产点构造的前沿面来进行计算的, 因此运用 (Ray and Desli 1997) 分解方法计算得出的技术进步指数能够更准确的反映现实中的技术进步。

基于上述 Malmquist 指数计算方法, 我们以价格调整后的国内生产总值作为产出的指标, 历年的物质资本存量和劳动就业人口作为要素投入指标, 使用 Matlab7.5 软件编程计算了历年全国各地区的全要素生产率, 并运用 (Ray and Desli 1997) 分解方法把全要素生产率的变化及技术进步、技术效率与规模报酬三个部分。采用的数据主要来源于《新中国六十年统计资料汇编》和 2010、2011 年度的《中国统计年鉴》, 以及 2010 年《中国金融年鉴》。为了保持口径的统一, 从 1996 年起四川省的数据包括重庆市。对资本投入的估算我们采用了最常用的“永续盘存法”, 由于统计资料中只有 1992 年之后的固定资产投资价格指数, 我们假设各省每年的 GDP 平减指数与固定资产投资价格指数相似, 以 1990 年为基期用 GDP 平减指数替代固定资产投资价格指数对各省每年的固定资产投资进行平减。

表 1 提供了各变量的描述性统计分析结果。从表 1 中可以发现, 技术进步指数的平均值为 1.05, 这说明 1998-2009 年十年间中国技术进步保持了年均 5% 的增长率, 标准差只有 0.03, 反映了技术进步指数的波动较小从而表明了地区间技术进步差异较小。从市场化指数看, 其变化范围在 1.49~11.8 之间, 均值和标准差分别为 5.92 和 2.13, 客观上说明了地区间市场化程度差异较大, 为了直观起见, 图 1 反映了中国的东部沿海地区, 如北京、江苏、上海、浙江、广东等地, 由于改革开放较早和经济发展程度较高, 市场化发展程度处于第一梯队, 长江流域省市以及环渤海省份的市场化发展程度处于第二梯队, 而广大中西部地区市场化程度相对较低。

表 1

各变量的描述性统计

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
技术进步	—	1.0494	0.0312	0.9778	1.2006
市场化	—	5.9178	2.1265	1.4900	11.8000
人力资本	年/人	7.9466	0.9915	4.9062	11.1726
外商直接投资	—	0.0307	0.0280	0.0004	0.1536
金融发展	—	1.0451	0.3713	0.0208	3.0888
城市化	—	0.3391	0.1601	0.1400	0.8830
基础设施建设	公里/万人	20.6311	15.1473	2.6880	107.9641

从其它五个控制变量看,人力资本的均值为 7.95,说明我国学龄人口的平均受教育年限为 7.95 年,人口素质正在不断的上升。外商直接投资占 GDP 比重的均值为 3.1%,东部个别地区的最高值达到 15.4%,印证了我国地区间开放程度存在巨大的差异。从金融发展指标看,其均值为 1.05,说明了经济的金融化程度越来越高。城市人口占总人口的比重为 34%,城市化最高的地区城市人口占总人口的比重已经达到 88%,未来随着城市化进程的大规模推进,预计城市化水平还会不断上升。从基础设施的建设情况看,每万人公路通车里程平均为 20.63 公里,标准差为 15.15,其变化范围在 2.68 ~ 107.96 间波动,这反映了我国地区间基础设施建设存在着相当的差异,一些地区公共产品投资历史欠账较多,不能满足经济发展和人民群众生活的要求。

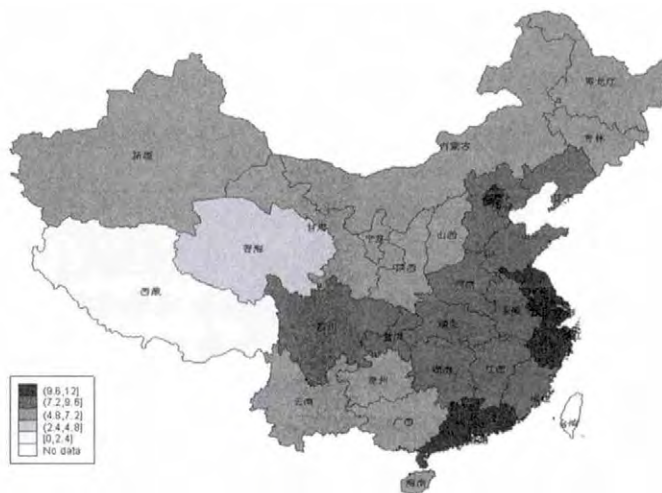


图 1 2009 年中国各地的市场化进程(香港、澳门和台湾地区的数据缺失)

数据来源:樊纲、王晓鲁、朱恒鹏,《中国市场化指数—各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社,2011 年第 1 版。

三、计量模型及实证分析

(一) 计量模型设定

上节的理论模型中我们分析了市场化对技术进步的影响路径,接下来我们将会利用相关数据对两者之间的关系进行实证检验。借鉴樊纲、王小鲁和马光荣(2011)的研究思路和根据本文第二部分的理论分析可知市场化改革是促进中国技术进步的重要影响因素。此外,根据改革开放以来中国经济增长的情况看,除市场化改革之外,人力资本积累、外商直接投资、城市化、金融发展及基础设施建设(政府提供的公共产品)都能带来经济效率的改善,使得技术前沿面推进并为技术的不断进步提供了源泉。所以,技术进步 A 的演化方程可以表示为如下(5)式:

$$A_{it} = Ae^{\alpha MI_{it} + \beta Hcap_{it} + \gamma Fdi_{it} + \phi Fd_{it} + \vartheta Urb_{it} + \theta lnfra_{it} + \lambda_i + \mu_{it}} \quad (5)$$

其中 MI_{it} 代表第 i 个省第 t 年的市场化进程指数。Hcapi 表示各地人力资本水平, 人力资本的积累对技术进步的影响早已为经济学界所共知 (Lucas, 1988), 我们用各地人均受教育年限的对数来表示人力资本水平。Fdi 代表各省区的外商直接投资份额, 用来识别对外开放和外资进入可能带来的技术进步, 使用各地实际利用外资金额占 GDP 的比重来表征。Urb 表示各地的城市化水平, 党的十八大后, 国家提出大力推进城镇化建设时实现经济增长的重要依托, 城市化程度越高能够更好地促进工业的集聚从而更好地发挥规模经济的优势, 促进技术的扩散和外溢, 我们运用各地城市总人口占总人口的比重来衡量。

Fd 表征各地区的金融发展, 金融市场的完善能够促进资源的优化配置, 譬如以风险投资为代表的金融市场的兴起一定程度上支持了新兴企业的崛起, 带动了信息技术的快速发展, 本文使用各地金融机构贷款余额占 GDP 的比重来表示。Infra 代表各省的基础设施建设, 基础设施由于其公共产品或准公共产品特征造成私人投资不足, 然而其又是现代经济和社会生活须臾不可离开的, 因此政府投资基础设施就能达到经济效率和社会福利的完美结合。特别是改革开放以来中国各地的基础设施建设突飞猛进, 促进了资源和要素流动和配置, 为企业技术创新创造了条件, 我们选取各地区公路通车里程与总人口的比重来衡量基础设施发展水平。 λ 代表各省的固定效应, 用于捕捉每个省所特有的不随时间变化的影响技术进步的因素, μ 是随机扰动项。将 (5) 式两边对数化可得本文的回归方程:

$$\ln A_{it} = \ln A + \alpha MI_{it} + \beta Hcapi_{it} + \gamma Fdi_{it} + \phi Fd_{it} + \vartheta Urb_{it} + \theta lnfra_{it} + \lambda_i + \mu_{it} \quad (6)$$

(二) 实证结果及分析

为了直观的反映市场化与技术进步的关系, 图 2 描绘了市场化与技术进步二者之间的分布情况和线性关系, 从二维散点图以及回归的拟合趋势线中我们不难发现, 市场化与技术进步之间存在正相关关系, 即市场化的不断提高能够促进技术的不断进步, 二者之间的线性关系式为 $y = 0.035x - 0.007$ 。当然简单的回归分析不能为理论分析的结论提供更加可靠的论证, 下文我们将在多种计量方法的基础上对结论的稳健性展开研究。

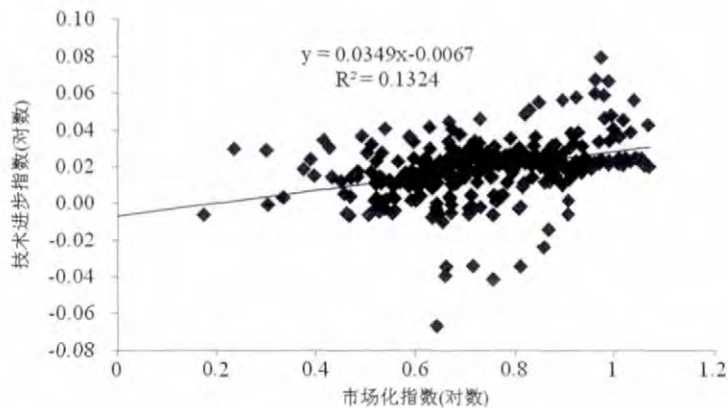


图 2 市场化与技术进步

为使对市场化与技术进步的关系的计量结果更加稳健, 我们从三方面进行了分析。首先是基准回归分析, 我们主要采用面板混合回归、固定效应和随机效应三种方法进行了分析, 并且将样本分时段进行了考察; 第二是分地区回归分析, 由于中国幅员辽阔, 各地区间市场化水平以及经济发展程度不尽相同, 为此我们将分为东中西部^①进行分析, 观察市场化对技术进步影响的地区差异;

^① 具体来说, 东部为: 北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南等省市; 中部为: 山西、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南、安徽、江西等省; 西部为: 内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆等省区。

最后是稳健性回归,为了克服市场化与技术进步之间可能存在的内生性对估计结果偏误的影响,我们从地区创新能力等三个角度进行了稳健性检验。

1. 基准回归结果

表2报告了基准回归的估计结果。(1)列为普通最小二乘法的回归结果。面板固定效应的回归结果见表2的(2)列,随机效应回归结果列于表2的(3)列。从面板固定效应F检验看,说明使用面板数据固定效应要优于最小二乘混合回归,从Breusch-Pagan检验可以得出,面板随机效应模型要优于最小二乘混合回归。在固定效应和随机效应同时优于混合回归的情形下,对二者的鉴别依赖于Hausman检验,从Hausman检验结果看,模型采用固定效应回归优于随机效应。为了考察分时段市场化进程对技术进步的差异,我们以中国加入WTO为分水岭,鉴别前后两个时期中国市场化不断推进对技术进步的影响差异,具体结果见表2的(4)和(5)列。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	混合面板	固定效应	随机效应	1998~2001	2002~2009
MI	0.015 (3.58) ***	0.021 (4.08) ***	0.018 (3.89) ***	-0.001 (-0.09)	0.033 (6.12) ***
Hcapi	0.080 (4.77) ***	0.230 (13.41) ***	0.196 (11.54) ***	0.215 (8.41) ***	0.044 (2.30) **
Fdi	-0.014 (-0.28)	0.006 (0.11)	-0.070 (-1.42)	-0.309 (-2.85) ***	-0.023 (-0.43)
Fd	0.007 (1.91) *	-0.009 (-2.74) ***	-0.006 (-1.61)	-0.019 (-2.04) **	-0.008 (-2.62) ***
urb	0.053 (3.91) ***	0.033 (1.29)	0.009 (0.53)	0.151 (1.18)	0.037 (1.45)
Infra	0.013 (7.36) ***	-0.003 (-0.98)	0.006 (2.50) **	0.020 (2.62) **	-0.006 (-2.76) ***
_cons	-0.204 (-6.83) ***	-0.457 (-15.21) ***	-0.397 (-13.63) ***	-0.470 (-10.20) ***	-0.081 (-2.23) **
N	348	348	348	116	232
固定效应设定检验		28.080 [0.00]		11.797 [0.00]	42.451 [0.00]
Breusch-Pagan test			572.99 [0.00]	37.49 [0.00]	23.55 [0.00]
Hausman test		118.38 [0.00]			
R ² (within)	0.524	0.743	0.733	0.715	0.475

注:①()内数值为回归系数的t值,[]为该检验对应的P值,N为样本量,R²在混合回归中是调整后的R²,在固定效应情况下为within-R²;②* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01;③固定效应设定检验的零假设是个体效应不显著,拒绝零假设就说明模型相对混合回归来说更适合用固定效应回归。Breusch-Pagan LM检验的零假设是误差项独立同分布,若拒绝零假设说明模型更适合随机效应估计。Hausman检验主要用来检验模型究竟更适合于固定效应还是随机效应,若拒绝零假设说明应该使用固定效应估计。

前三列中,我们以固定效应情况下的第(2)列为例对回归结果进行解释。从市场化指数MI的影响系数看,市场化能够带来技术进步的上升,具体而言市场化推进1个百分点将来带来0.02个百分点的技术进步,这印证了市场化进程中政府干预的减少使得市场在资源配置中基础性作用能更好地发挥,从而促进了非国有经济部门的发展,带来要素市场的更加完善和产品市场的多样化,消费者可选择的消费集扩大就使得行业间、行业内部竞争加剧,各行业各类企业为了生存就必须加大创新力度,这样带动技术进步的增长以及行业、产业间的技术外溢。根据新增长理论,人力资本能够加快技术进步从而带来经济长期持续的内生增长,我们的实证结论验证了这点,人力资本回归的系数为0.23,并在1%水平上显著。外商直接投资对技术的影响不显著,可能的影响机理

是外商直接投资虽然能够带来先进的技术,然而技术溢出却是需要依赖于一定条件的,受外资流入地市场化程度较低、技术较为落后、人才资源瓶颈问题突出等因素的影响,外商直接投资的技术优势可能得不到充分的展现,相反外商直接投资可能更倚重中国廉价的劳动力以及其他资源禀赋优势,这恰恰不利于技术的溢出。金融发展的影响显著为负,可能是囿于中国欠发达的金融市场及转型时期特殊的金融融资体制。国有企业面临的融资软约束问题可以较为轻松地获得大量的贷款,而创新激励较为充分的广大民营企业却不能获得相应的融资支持,从而对技术进步产生一定程度上的负向激励。从城市化指标和基础设施指标看,两者对技术进步的影响不显著。

从分时段的回归结果来分析,概括而言,加入 WTO 前后市场化对技术进步的影响存在显著的差异,比较入世前,入世之后市场化系数显著为正,达到了 0.33,远高于整个样本区间上的回归系数(以固定效应情况下为例),这更突出了加入 WTO 对于市场化促进技术进步的重要推动作用。一方面,从国内市场看,加入世贸组织后,国外商品的流入使得国内市场竞争加剧,这促使国内厂商更加重视产品质量、更加重视产品研发、更加重视通过行业中介加强协调,以更好地立足于国内及国外市场;另一方面,中国加入 WTO,产品流入的同时还伴随着资本和技术的流动,中国产品和各类要素市场的不断完善为这些新技术找到合作的平台,这就更有利于技术的外溢,从而加快技术进步的步伐。人力资本、外商直接投资、金融发展与城市化的系数与固定效应情况下保持一致。值得注意的是,从基础设施投资系数看,1998-2001 年其显著为正而 2002-2009 年显著为负,近年来随着以公路为代表的基础建设的投资扩张,人们对公路建设过剩和效率低下的担忧也在与日俱增^①,基础设施产能过剩以及建设资金的大量投入可能带来对研发投入的挤出,使得基础设施由推进技术进步的“援助之手”可能变为“攫取之手”。

2. 区域差异分析

图 1 中从截面意义上反映了某个时间点上中国各地区市场化程度的差异。为了从纵向意义上得出我国市场化在地区间的差异,我们将 1998-2009 年间各地区市场化指数取均值,描绘了东中西三个地区市场化演进趋势,从图 3 我们能清晰发现,东部地区市场化程度最高,中部地区次之,西部地区最低。基于此,为了捕捉市场化对技术进步的影响是否存在区域差异,我们将样本分为东中西三部分进行了回归,见表 3。

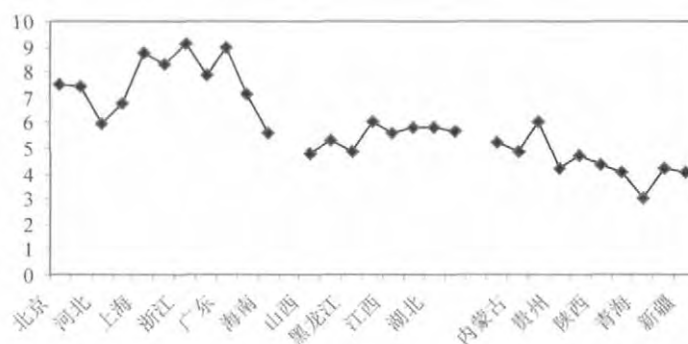


图 3 东中西市场化进程

观察表 3 的回归结果,在固定效应情况下,市场化对技术进步的影响存在着显著的地区差异,具体而言,影响系数从大到小依次为东部、中部和西部。一方面,这主要是由于东部地区由于改革开放较早,市场经济体制得以较早确立,为产品市场、要素市场及各类中介市场的发展和完善提供了条件,能够较早地甩去计划经济的包袱,激发经济主体的创新活力,从而相对中西部而言能更好

① 《高速公路:通向繁华还是荒凉》,21 世纪网: <http://www.21cbh.com/HTML/2009-10-26/151146.html>。

地促进技术的进步和外溢。另一方面,市场化进程的深入推进更加明确了政府和市场的边界,经济发展中政府干预减少,非国有经济的地位不断提升,政府职能得以转变,能够创新提供了良好的条件和环境。而反观中西部地区,由于市场化进程较为滞后,政府干预经济增长色彩较浓,非国有经济发展较弱,这些都抑制了市场化在推进经济增长和技术进步中的作用。从人力资本回归系数看,人力资本对技术进步的影响存在显著的地区差异,在两种情形下,人力资本对技术进步的影响大小依次为东、中和西部,这与东部地区人口平均受教育程度较高是密不可分的。

表 3 东中西回归结果

	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	最小二乘法			固定效应		
MI	0.008 (1.14)	0.044 (5.24) ***	0.005 (0.63)	0.053 (3.10) ***	0.023 (3.10) ***	0.012 (1.68) *
Hcapi	0.264 (7.54) ***	0.138 (4.87) ***	0.131 (5.19) ***	0.183 (6.76) ***	0.176 (6.13) ***	0.170 (6.83) ***
Fdi	0.149 (2.31) **	0.003 (0.02)	0.011 (0.07)	-0.066 (-1.09)	-0.089 (-1.32)	0.300 (1.74) *
Fd	-0.020 (-4.16) ***	-0.002 (-0.21)	0.016 (2.43) **	-0.014 (-3.08) ***	-0.014 (-2.91) ***	0.011 (1.51)
urb	0.018 (0.75)	-0.023 (-1.37)	-0.100 (-2.95) ***	0.046 (1.87) *	0.040 (1.16)	-0.071 (-1.62)
Infra	0.004 (1.03)	0.002 (0.42)	0.027 (7.81) ***	-0.002 (-0.46)	-0.003 (-0.65)	0.015 (3.51) ***
_cons	-0.523 (-8.30) ***	-0.318 (-6.11) ***	-0.298 (-6.69) ***	-0.376 (-7.88) ***	-0.361 (-7.03) ***	-0.375 (-8.47) ***
N	132	96	120	132	96	120
R ²	0.743	0.780	0.766	0.742	0.733	0.725

注:①()内数值为回归系数的 t 值, N 为样本量, R^2 在混合回归中是调整后的 R^2 , 在固定效应情况下为 within- R^2 ; ②* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

外商直接投资能够促进东部地区的技术进步,对此可能的解释是东部地区外商直接投资技术水平较高,而且东部地区较好的硬件条件和软环境能够为技术溢出创造条件。金融发展降低了东部地区的技术进步,但是却加快了中西部地区的技术进步。城市化促进了东部地区的技术进步,基础设施建设对东中部的技术进步影响不显著,却能够促进西部地区的技术进步,这可能是由于东中部地区基础设施建设存在一定的过剩,从而部分挤占了投入研发的资金,而西部地区由于基础设施建设滞后使得兴建基础设施能够带来技术进步。

3. 稳健性检验

本文主要从两个方面对模型的稳健性进行检验,第一,替换变量。国内外研究中通常使用 R&D 经费支出及专利来反映一个经济体的创新能力,创新和技术进步之间存在着交叉关系。技术进步是指生产函数任意一种形式变动的简称(Solow, 1957),经济组织的变化、劳动力人力资本存量的提高、导致生产函数移动的各种因素都可归入“技术变化”之中,而创新更侧重于新技术、新方法的发明。因此技术进步能够带来更高效率的生产,这样有利于企业技术创新,而创新使得新技术和新方法能够产生并得到广泛应用,将对技术进步和革新产生积极作用。所以,我们使用各地 R&D 经费支出占 GDP 的比重和国内外三项专利申请授权数的对数等两个指标作为技术进步的替代有一定的合理性,这样一方面可以考察市场化对地区创新能力的影响,也可以作为稳健性检验。第二、采用面板固定效应工具变量法和动态面板数据模型等方法能够降低变量的内生性问题带来

的估计偏误问题。内生性在国内外的研究中受到了越来越多的重视,这是因为变量的内生性会造成估计结果不一致甚至发生偏误。本文中,一种可能的现象是,技术较为先进的地区能够促进生产的技术革新,产品市场得以不断扩展,同时上下游产业联系加强和集聚能够带来各类要素市场的壮大,这些都会促进市场化的快速推进。为了克服内生性对于估计结果偏误的影响和考察本文的结论是否稳健,我们从使用以下两个方法进行了稳健性分析:

表 4 稳健性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	技术进步	R&D	三项专利	技术进步	R&D	三项专利
L. lnA				0.699 (51.03) ***		
L. ln0					0.864 (79.01) ***	
L. ln1						0.043 *** (11.03)
MI	0.016 (1.65) *	1.435 (4.61) ***	0.362 (1.84) *	0.007 (3.98) ***	0.568 (30.54) ***	0.823 (10.45) ***
Hcapi	0.332 (7.99) ***	-1.709 (-1.05)	2.748 (2.76) ***	0.055 (8.36) ***	0.634 (3.35) ***	1.012 (6.33) ***
Fdi	0.291 (2.16) **	0.242 (0.07)	2.495 (1.07)	0.011 (0.65)	-1.077 (-1.38)	-2.243 (-3.37) ***
Fd	-0.011 (-2.14) **	-0.392 (-1.74) *	0.451 (3.36) ***	-0.002 (-2.64) **	-0.009 (-0.69)	-0.723 (-10.30) ***
urb	0.058 (1.36)	3.332 (3.16) ***	0.541 (0.81)	0.047 (8.86) ***	0.379 (3.63) ***	0.494 (2.00) *
Infra	-0.017 (-4.18) ***	0.202 (1.55)	0.039 (0.46)	-0.001 (-4.73) ***	-0.009 (-0.59)	-0.095 (-3.51) ***
_cons	-0.633 (-8.54) ***	7.602 (2.71) ***	-12.003 (-6.97) ***	0.042 (19.65) ***	-3.960 (-6.00) ***	-5.912 (-12.32) ***
N	319	319	319	319	319	319
R ² (within)	0.645	0.430	0.462			
AR(1)				-1.433 [0.152]	-1.728 [0.084]	-1.075 [0.282]
AR(2)				1.321 [0.155]	1.225 [0.220]	1.087 [0.277]
Sargan-Hansen				28.561 [0.073]	27.880 [0.941]	22.693 [0.701]

注:①()内数值为回归系数的 t 值,[]为该检验对应的 P 值, N 为样本量, R^2 在固定效应情况下为 within- R^2 ;②* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$;③ Sargan-Hansen 检验和 AR(1)、AR(2) 分别用于动态面板设定下检验其工具变量选取是否存在过度识别和模型的残差是否存在一阶、二阶自相关。

第一、考虑滞后效应。考虑到市场化对技术进步的影响可能存在一定的滞后效应,我们将技术进步、市场化和其他控制变量的滞后项作为各自变量的工具变量,采用面板固定效应工具变量的方法进行了回归。这样的处理一方面有效降低了当期变量内生性的问题,另外使得寻找工具变量的难度相对降低。具体回归结果列于表 4 中第(1) - (3) 列,从中我们发现市场化对地区创新能力的影

应的情况下依然比较稳健。此外,从五个控制变量看回归结果看,人力资本、城市化和外商直接投资依然能促进技术进步,而金融发展和基础设施建设却会抑制技术进步。

第二、动态面板估计方法。我们在模型中加入技术进步的一阶滞后项,将其扩展为动态面板数据模型,但是加入滞后项却带来了内生性的问题。为了解决滞后项的存在造成估计结果偏误的影响,通常采用差分广义矩(DIFF-GMM)(Arellano and Bond, 1991)与系统广义矩(SYS-GMM)来解决。DIFF-GMM估计的基本思路是先对方程进行差分以去掉固定效应的影响,然后用一组滞后的解释变量作为差分方程中相应变量的工具变量。但DIFF-GMM估计量较易受弱工具变量的影响而产生有限样本偏误(Finite-sample Bias),而且也会导致一部分样本信息的损失。为了克服这一问题,Arellano and Bover(1995)和Blundell and Bond(1998)提出了SYS-GMM估计量。SYS-GMM估计量结合了差分方程和水平方程,此外还增加了一组滞后的差分变量作为水平方程相应变量的工具。

表4中给出了工具变量是否是过度识别Sargan-Hansen检验及p值,从表中得知都没有拒绝原假设,说明我们选取的工具变量有效。残差序列相关性检验表明,差分后的残差只存在一阶序列相关性而无二阶序列相关性,因此,从回归的结果可以断定原模型的误差项无序列相关性。从表4的后三列看,技术进步都有一定的惯性趋势,上一期的技术进步能够显著影响本期的技术进步。市场化能够促进技术进步,并且系数都在1%系数上显著,这与基准回归结果是一致的。控制变量的回归结果与基准情形下并无太大差异,这里不再赘述。

四、结论和政策建议

通过运用1998-2009年我国的省级面板数据,我们对我国市场化的改革进程对技术进步和创新的影响进行了分析。概括来说,主要获得以下几点结论:(1)市场化能从多个层面推动技术的进步,我们的实证分析表明,市场化程度提高1个百分点将会带来0.02个百分点的技术进步。加入WTO以后,市场化对技术进步的推动作用变得更为显著,开放程度的提高使得市场化在技术进步中作用明显增强。(2)市场化对技术进步的影响存在着显著的地区差异,我们发现地区的经济发展水平和开放程度越高,市场化的影响系数越强,具体而言,东部地区市场化对技术进步的影响最强,而西部地区最弱。(3)用研发投入和专利数量来衡量地区的创新能力,我们发现市场化改革对于提高地区的创新能力同样有着积极的作用,市场化改革所释放的“制度改革红利”是推动地区创新能力不断提升的重要因素。

基于研究结论,我们提出以下几点政策建议:首先,为进一步提高我国企业的自主创新和技术水平,政府需坚持不懈的推进市场化改革,减少对经济的干预,鼓励企业在市场化运作基础上加强自主意愿的技术研发,通过技术创新方面予以配套支持。其次,政府应进一步大力发展非国有经济,打破垄断性行业的准入门槛,并充分重视广大中小高技术企业的研发能力,积极为其提供孵化服务。在引进市场竞争机制提高创新效率和技术进步的同时,实现经济结构的优化升级。最后,应进一步健全和改善要素市场的制度环境,使企业的研发投资和高科技人才能够通过市场的调节得到合理的配置。通过加强对知识产权的保护,促进技术交易市场体系的建设,给技术的外溢创造良好的制度环境,推进技术的应用和扩散。要充分重视人才在技术进步和创新中的作用,通过引进创新型人才,加强技术人才的培养,为我国由“制造大国”向“创造大国”的转变注入源源不断的动力。□

参考文献:

1. 安同良、周绍东、皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新激励效应[J]. 经济研究, 2009(10): 87-97.

2. 成力为,孙玮. 市场化程度对自主创新配置效率的影响——基于 Cost - Malmquist 指数的高技术产业行业面板数据分析 [J]. 中国软科学,2012(5): 128 - 137.
 3. 樊纲、王小鲁,中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告(2011) [M]. 经济科学出版社,2011.
 4. 樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. 经济研究,2011(9): 4 - 16.
 5. 冯永晟,张嵎喆. 中国的市场化改革和技术进步 [J]. 制度经济学研究,2011(4): 130 - 146.
 6. 武鹏、余永泽、季凯文. 市场化、政府介入与中国高技术产业 R&D 全要素生产率增长 [J]. 2010(2): 62 - 69.
 7. 张海洋. R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长 [J]. 经济研究,2005(5): 107 - 117.
 8. 张海洋. 市场化进程对外资技术溢出的影响: 中国的经验 [J]. 南方经济,2008(5): 3 - 12.
 9. 章祥荪,贵斌威. 中国全要素生产率测算——Malmquist 指数法评述与应用 [J]. 数量经济与技术经济研究,2008(6): 111 - 122.
 10. 朱恒鹏. 企业规模、市场力量与民营企业创新行为 [J]. 世界经济,2006(12).
 11. 张杰、李克、刘志彪. 市场化转型与企业生产率 [J]. 经济学(季刊),2011(2): 571 - 601.
- (本文英文参考文献从略,有需要者可向本刊编辑部索取)

The Impact of Marketization Process on the Technological Progress and Innovation: Empirical Study Base on the Provincial Panel Data of China

ZHOU Xing¹ ZHANG Peng²

(1. School of Economics & Nankai University 300071;

2. Institute of Economics & Chinese Academy of Social Science 100836)

Abstract: Base on the provincial panel data of China, this paper analysis the impact of maketization process on the technological progress and innovation. The empirical results show that: marketization has a strong positive influence on the technological progress, and after joining the WTO, the influence become stronger. In east region of China, the influence of marketization on the technological progress is stronger than the other areas. The empirical results also show that Marketization has a significant positive influence on the innovation, market - oriented reform is a main factor which promote the innovation.

Keywords: Marketization Process; Technological Progress; Total Factor Productivity