

国企改革与技术创新模式转变

邢炜 周孝

(中国人民大学经济学院,北京 100872)

摘要: 国企改革是中国深化经济体制改革的重要内容,那么它将如何影响现阶段极为紧迫的技术创新模式转变呢?对此,结合理论分析与基于省际面板数据模型的实证分析,得到如下结论:第一,深化国企改革将促进技术创新模式转变,从而有助于自主创新能力的提高与创新型国家建设。第二,国企改革对技术创新模式转变的作用机制主要包括政企关联、技术差距、政府补贴与银行信贷,其中政企关联是最重要的作用机制。第三,深化国企改革将通过弱化政企关联、缩小技术差距而促进技术创新模式转变,相反会通过减少政府补贴与银行信贷的有效规模而在一定程度上抑制自主创新活动,但是,其促进作用要大于抑制作用。

关键词: 国有企业占比; 政企关联; 自主创新; 技术引进; 技术创新模式; 研发补贴

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)06-0022-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.06.003

一、引言

长期以来,自主创新能力不足、企业核心竞争力偏弱、经济效益相对低下等问题是制约中国经济发展质量提升的主要因素。为此,中国将提高自主创新能力、建设创新型国家作为科技发展的目标。其中,自主创新是战略关键点,也是指导方针的核心。继十七大之后,十八大进一步提出实施创新驱动发展战略,并强调科技创新是提高社会生产力和综合国力的战略支撑,必须摆在国家发展全局的核心位置。在2016年5月印发的《国家创新驱动发展战略纲要》中,党中央和国务院提出要推动创新能力从“跟踪、并行、领跑”并存、“跟踪”为主向“并行、领跑”为主转变。自此,提高自主创新能力、加大自主创新投入的重要性进一步提高。技术引进和自主创新是发展中国家实现技术进步的两种基本途径^[1-3],提高自主创新的地位并将其作为科技发展的主动力,这就意味着要逐步实现技术创新模式的转变。然而,尽管自主创新投入与创新产出迅速增加^①,但中国以全要素生产率衡量的技术进步水平却并没有得到明显提升^[4]。因此,如何更好、更快、更有效地推进这一转变,是中国现阶段所面临的重大挑战,同时也是本文着重探讨的问题。

科学技术是第一生产力,而技术进步是国民经济增长的核心动力和持久源泉^[5]。对于与发达国家之间存在一定技术差距的发展中国家而言,技术引进和自主创新都是可选的途径^[6],并且在经济发展初期阶段成本较低的技术引进必然是主要模式^[7]。改革开放以来,在中国快速的技术进步与经济发展过程中,技术引进活动确实起到了不可估量的作用。然而,推进技术创新模式从引进型向自主创新型转变是现阶段中国的必然和合理选择:一方面,技术进步是中国转变经济增长方式、打破资

收稿日期:2016-08-18; 修回日期:2016-10-26

作者简介:邢炜(1989—),男,安徽合肥人,中国人民大学经济学院博士研究生,研究方向为宏观经济理论与政策;周孝(1988—),男,湖南益阳人,中国人民大学经济学院博士研究生,研究方向为产业组织理论与政策。

基金项目:国家社会科学基金青年项目(16CJL012);中国人民大学科学研究基金(研究生)项目(16XNH045);中国人民大学2015年度拔尖创新人才培养资助计划的阶段性成果。

源能源紧缩桎梏、提高生产效率、跨越中等收入陷阱、实现经济可持续发展的根本动力^[8]；另一方面，引进型技术已经不可持续，大力促进和更加依靠自主创新势在必行。首先，中国与发达国家之间的技术差距日渐缩小^[9]，技术引进的相对收益正快速减少；其次，由于要素禀赋结构的差异^[10]，引进并吸收发达国家先进技术的难度日益加大；最后，发达国家对中国的技术封锁以及国际贸易中的技术壁垒日趋加强，通过技术引进无法实现中国技术的再次突破^[11]。特别是在经济全球化不断深化、国际竞争日益激烈的今天，过度依赖技术引进不利于创新能力的提高，加快自主创新才是中国企业建立竞争优势、提高参与国际竞争能力的根本途径。

中国已经先后经历了要素驱动阶段和投资驱动阶段，如今亟待进入创新驱动阶段，这就要求实现技术创新模式的重大转变。然而，这一转变并非能够自然发生。一方面，作为技术水平落后的发展中国家，正确处理技术引进与自主创新之间的关系仍然是重中之重。转变技术创新模式，并不意味着完全放弃技术引进，而只是更加强调自主创新^②。另一方面，实现这一转变必须要有较强的推动力。建设创新型国家，归根结底需要在国家的引导和推动下，让市场机制发挥资源配置与创新激励作用，促使企业自发地进行自主创新。因此，企业自主创新能力的提升与创新激励的增强是技术创新模式转变的根本动力，同样也是实现转变的最优途径。而作为实行社会主义市场经济体制的国家，国有企业的角色无疑不容忽视。国企是中国国民经济的重要组成部分，其支柱性地位绝对不可动摇。那么，考虑到关于国有企业效率的广泛争议^[12]，其在技术创新模式转变过程中又将发挥怎样的作用呢？国企的大量存在是否有利于提高中国自主创新能力、实现技术创新模式转变？或者说，为了促进技术创新模式转变，我们应当如何推进国企改革呢？鉴于此，本文探讨国企改革与技术创新模式转变之间的关系。考虑到国有企业占比变化（主要是国有资产占比）是反映国企改革动向的主要指标，本文将着重考察国有企业占比对技术创新模式（即自主创新占比变动）的影响。具体而言，本文从政企关联、技术差距、政府补贴及银行信贷等四个方面来分析国企改革影响技术创新模式转变的具体机制，并用省际面板数据进行实证分析。其中，政企关联又包含行政垄断和国企领导人双重身份两个方面，因而是本文的主要考察点。

目前，已有文献主要考察技术引进与自主创新之间的关系、技术引进或自主创新的影响因素与作用、技术进步与经济增长、环境保护、全要素生产率等之间的关系^[13-16]，而较少考察技术创新模式的转变。其中，龚刚等^[17]、蔡昉^[18]、宋林和郭玉晶^[19]等探讨了企业的技术创新模式及国家战略的选择问题，而刘小鲁^[20]、欧阳峤等^[21]、傅晓霞和吴利学^[22]、李平和刘雪燕^[23]等从理论或实证角度探讨了技术差距、知识产权保护、市场机制等对技术创新模式选择和转变的影响。本文从国企改革视角出发来考察技术创新模式转变这一问题，一方面能够加深对转变技术创新模式、建设创新型国家的认识与理解，另一方面希望为相关政策的制定以及不断推进的国企改革提供经验支持。

二、国企改革影响技术创新模式转变的机制分析

从过去的实际情况来看，国有企业既是技术引进的主要实体，也是自主创新的支柱力量。因此，国企改革必然会对技术创新模式产生多重影响，本部分将对此进行理论分析。本文首先探讨国企改革对技术创新模式转变的总体影响，然后再详细考察国企改革影响技术创新模式转变的具体机制。

（一）国企改革与技术创新模式转变

国有企业是中国实施创新驱动战略、建设创新型国家的重要支撑，这对国有企业的自主创新能力提出了更高的要求。但是，社会各界围绕国有企业及其改革的争议从未停止，甚至质疑国有企业存在的合理性与必要性。其中，关键之处在于国有企业的效率与创新能力，这直接关系到技术创新模式的转变能否实现。由于代理成本高、产权归属不明确、政策性负担过重等问题，国有企业的生产经营效率通常低于非国有企业。姚洋和章奇^[24]等实证研究表明，国有产权对企业经营绩效有着明显的负面影响。同时，国有制企业的生产经营效率及TFP通常低于其他所有制企业^[25]。而且，除了

护国有企业的激励与减少国有企业从行政垄断地位中获得的利润两个方面。综上,国企改革能够减弱政企关联对国有企业技术创新模式选择的扭曲,从而促进整体技术创新模式转变。

2. 国企改革与技术差距 在经济全球化背景下,后发国家必须尽快实现技术进步、缩小同发达国家之间的技术差距,如此才能参与国际产业链分工与竞争。当技术差距较大且能够自由贸易时,采取技术引进无疑是比自主创新更为合理的途径。在过去几十年中,中国通过吸收 FDI、承接国际产业转移、扩大对外直接投资(OFDI)、直接购买技术专利等方式引进大量先进技术,而国有企业是该过程的核心主体。与发达国家的技术差距越大,国有企业引进技术的成本相对越低。尽管采用“以市场换技术”等方式引进技术的利润较低,但这一利润相对高于自主创新的预期收益。特别是在技术差距一定时,规模较大、渠道较多、享有政策优惠的国有企业在 FDI、OFDI 等方面更有优势,因而比非国有企业更倾向于进行技术引进。而随着技术持续引进,中国与发达国家的技术差距也逐渐缩小^[9],这将对国有企业的技术引进产生抑制作用:一方面,技术引进遵循先易后难的原则,技术差距缩小时引进成本将提高、引进吸收与消化的效率降低,因而引进难度将增大;另一方面,若技术差距不断缩小,发达国家将通过限制技术出口、设置技术壁垒、实施贸易保护主义等方式来保持自身竞争优势。同时,国企改革将促使国有企业日趋集中于关乎国家核心竞争力的重要领域,这将缩小其与发达国家相关企业之间的技术差距。也即国企改革将因为缩小相关领域技术差距而抑制技术引进,并促使国有企业采取自主创新型模式。

3. 国企改革与政府补贴 R&D 投入是企业进行自主创新、实现技术进步的主要驱动,但 R&D 活动具有外部性,这将产生投资不足等市场失灵问题^[33],其结果是私人 R&D 投入低于社会最优水平。因此,政府向企业提供 R&D 补贴或资助十分必要。实际上,政府补贴将对企业产生双重影响:一方面,政府补贴降低了企业进行 R&D 活动的成本和风险,提高相关项目的可行性,同时缩小私人收益与社会收益之间差距,这将激发企业扩大自身 R&D 投资的积极性,从而产生互补效应;另一方面,政府补贴提高了研发资源的价格因而提高了研发成本,促使企业转向其他更具盈利性的项目,甚至用政府补贴取代自身投资,此时产生了对企业投资的替代效应。当然,政府补贴的互补效应要大于替代效应,因而能够促进企业的 R&D 活动^[34]。国企改革改变了国有企业与地方政府的约束条件,这会改变相关主体的行为。类似地,国企改革将对政府 R&D 补贴产生正反两方面影响。一方面,国企改革能够完善政府补贴监管机制及国有企业治理机制,这能够抑制政府补贴所产生的替代效应^[35],增加政府补贴在企业研发活动中的实际投入量并有效发挥其作用。另一方面,国企改革可能导致国有企业获得的补贴总额减少:首先,国企改革削弱了国有企业与政府以及科研院所之间的联系,从而减少其参与国家重大科研战略的份额以及相应获得的资助与补贴;其次,国企改革深化削弱了地方政府通过国有企业实现短期经济社会目标的动机,从而降低其补贴或资助国有企业的激励;最后,深化国企改革会加剧各类企业间为获取政府 R&D 补贴而开展的竞争,这将抑制政府补贴所具有的规模效应与示范效应,或者减少政府补贴的相对规模。可以说,深化国企改革将在一定程度上限制政府对国有企业及大型非国有企业的支持,从而使补贴减少,而且补贴更加分散。考虑到国有企业在获取与拥有资源方面的优势,本文认为,后一种影响将起主导作用,即深化国企改革将降低政府补贴的有效规模,从而对技术创新模式向自主创新型转变产生抑制作用。

4. 国企改革与银行信贷 与技术引进相比,自主创新在实现技术进步方面无疑具有更大的不确定性。因此,企业在投资 R&D 活动时将面临更多风险,而风险加大会降低 R&D 活动的期望收益。同时,风险的存在提高了企业破产的可能性,不利于 R&D 活动的延续。要激发企业自主创新的积极性,必须有外来资金分摊风险,因而需要银行信贷或风险投资的参与。现阶段,中国经济发展相对落后、金融市场尚不发达,风险投资的作用十分有效^[36],银行信贷在支持企业自主创新方面仍将发挥主导作用。银行会将有限的信贷优先分配给国有企业,因而存在信贷配给的所有制歧视。此时,深

化国企改革无疑将有助于提高银行信贷资源的配置效率。但与此同时,这也会对实体企业获取的信贷总额与质量产生不利影响:其一,与非国有企业相比,国有企业能够以更低的成本获得规模更大、质量更高的银行信贷;其二,深化国企改革会提高企业在获取银行信贷方面的竞争程度,这将导致本就不足的信贷资源更加分散,因而会减少银行信贷在支持企业自主创新方面的有效规模。本文认为,当金融市场发展不足、资金供给相对有限时,深化国企改革对银行信贷所产生的负面影响大于其正向作用,也即不利于技术创新模式转变。

毫无疑问,深化国企改革是一个复杂的系统工程,其中涉及到经济体制、社会体制、政治体制等多个方面的制度优化。本文认为,当这些相关制度改革进展有限时,国企改革将主要通过上述四种机制对中国技术创新模式转变产生促进或抑制作用。根据上述分析,可以得到如下假设:

假设 2: 国企改革将主要通过政企关联、技术差距、政府补贴与银行信贷等四种机制作用于技术创新模式转变,具体地,当国企改革不断深化时,相应产生的政企关联减弱与技术差距缩小会对技术创新模式转变产生正效应,而政府补贴与银行信贷规模减少却会对技术创新模式转变产生负效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

从笔者所了解的情况来看,只有省际面板数据和全国年度数据同时包含技术引进和自主创新两方面的信息。但是,全国年度数据为时间序列数据,样本量太小,不适宜作为本文分析所用样本。与此相反,省际面板数据包含 2001—2014 年全国 31 个省、直辖市、自治区的相关数据,样本量较为充足,因而更具有适用性。不过,观测期间统计口径发生了些许变动,主要是统计调查对象从 2000—2010 年的各地区大中型工业企业调整为 2011—2014 年的各地区规模以上工业企业。因此,为了保证估计结果的准确性,本文仅选用前一时期的样本。同时,由于存在一定程度的数据缺失,本文舍去西藏地区的相应观察值。也就是说,本文将使用除西藏以外全国 30 个省份 2001—2010 年的省际面板数据来进行实证分析。

根据上文分析,国企改革将通过政企关联、技术差距、政府补贴及银行信贷这四条机制对技术创新模式转变产生作用。反映国企改革情况的主要指标是国有企业占比(即国企改革深化将促使国有企业占比降低),而技术创新模式转变的标志是自主创新占比提高。在当前形势下,国有企业依然在中国国民经济与社会发展中占据重要地位,推动技术创新模式的转变无疑需要充分发挥国有企业的积极作用。而我们感兴趣的问题是,国有企业占比的变动是否以及如何影响自主创新占比?基于已有文献,本文认为国有企业占比降低将通过影响政企关联程度与技术差距大小对自主创新占比提高产生促进作用,同时又通过政府补贴与银行信贷对其产生抑制作用。其中,在政企关联这一机制中,起作用的因素主要是国企领导人身份的双重性以及国有企业密切相关的行政垄断。在此,本文将主要分析两个问题:其一,国有企业占比对自主创新占比的总影响是什么?其二,国有企业占比将通过政企关联这一机制对自主创新占比产生什么作用?本文的假设是,国有企业占比与自主创新占比正相关,并通过政企关联对后者产生负向作用。因此,本文将使用如下模型进行经验分析:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SOE_{it} + X_{it}^T B + \varepsilon_{it}$$

其中 M_{it} 表示技术创新模式, SOE_{it} 为国企改革情况, X_{it} 为其他影响技术创新模式的控制变量,主要包括技术差距 (Gap_{it})、政府补贴 ($Rsub_{it}$)、银行信贷 ($Credit_{it}$)、技术存量 (Tec_{it}) 及技术引进量 (Tim_{it})。其中 α_1 是本文主要关注的系数。为了能够估计出国企改革对技术创新模式转变的总影响及通过政企关联等相关机制所产生的作用,本文采取的实证分析方式为:首先,不将技术差距、政府补贴、银行信贷等变量纳入模型(即受约束模型),以此考察国企改革的总效应;然后,估计包含这些变量在内的完整模型,以量化国企改革通过各种机制(主要是政企关联)所产生的细分效应。而在完整模型估计中,系数 α_1 测度的不再是国企改革的总效应,而是国企改革通过政企关联机制所产生的细

分效应。由于使用的是省际面板数据,为提高估计结果的可信度,本文将同时采用随机效应模型、单向固定效应模型及双向固定效应模型进行估计,并将所有结果进行对比。因此对上述模型扩展得到:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SOE_{it} + X_{it}^T B + v_i + \varepsilon_{it}$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SOE_{it} + X_{it}^T B + \varpi_t + v_i + \varepsilon_{it}$$

其中 μ_i 表示个体效应, ϖ_t 表示时间效应。为确保估计结果的可靠性,本文将同时采用如下方法进行稳健性检验:其一,分别使用不同的测度方式来反映技术创新模式的转变;其二,引入技术创新模式的滞后性作为解释变量,并用系统广义矩估计方法(GMM)对扩展模型进行估计;其三,除了用国有企业占比($Rpublic_{it}$)来表示国企改革情况外,我们还将市场化指数($Market_{it}$)作为国有企业占比的反向指标^⑤;其四,将样本时间段扩充为2001—2014年,同时以经济发展阶段变量(以人均GDP衡量)、产业结构变量(以第二产业产值占比衡量)作为控制变量,改变模型形式进行回归分析。

(二) 变量说明

根据模型设定可知,实证分析中涉及的变量主要包括技术创新模式、国企占比、市场化指数、技术差距、政府补贴、银行信贷、技术引进量及技术存量等。其中,各变量的衡量指标与数据来源如下:

1. 被解释变量:技术创新模式(M_{it}) 本文采用自主创新占比这一指标来衡量技术创新模式,自主创新占比不断提高意味着技术创新模式由技术引进型向自主创新型转变。毫无疑问,自主创新是一个内涵非常丰富的概念,为此我们采用两种方法来计算自主创新占比,从而得到狭义自主创新占比($NRRD_{it}$)和广义自主创新占比($GRRD_{it}$)两个指标。其中,狭义自主创新占比 = $R\&D$ 支出 / ($R\&D$ 支出 + 国外技术引进经费),而广义自主创新占比 = $R\&D$ 支出 / ($R\&D$ 支出 + 国外技术引进经费 + 购买国内技术支出)。计算两个指标所需数据均来自各年份《中国科技统计年鉴》。

2. 解释变量:国企改革(SOE_{it}) 为了反映国企改革情况,本文同时采用国有企业占比($Rpublic_{it}$)与市场化指数($Market_{it}$)这两个指标,且后者作为前者的反方向变量,主要用于稳健性检验。其中,国有企业占比等于国有企业固定资产投资与总固定资产投资之比,相应数据来自《中国科技统计年鉴》;市场化指数反映中国经济的市场化程度,本文采用樊纲等^[37]编写的各省份历年市场化指数相关数据。

3. 控制变量:经济发展阶段、产业结构、技术差距、政府研发补贴、银行信贷、技术引进量及技术存量 经济发展阶段采用人均GDP衡量,产业结构采用第二产业产值与GDP之比来表示。根据Chen and Puttitanun^[38]的研究,本文用实际人均GDP代表总体技术水平,并沿用易先忠^[39]的做法,以1减去中美实际人均GDP之比作为衡量中国与国际前沿的技术差距(Gap)。为消除通货膨胀因素的影响,本文以2001年为基年对中国GDP数据进行GDP指数平减。同时,将美国实际人均GDP按各年平均汇率折算成人民币。由于统计口径中并没有关于政府R&D补贴的具体数据,本文借鉴顾元媛和沈坤荣^[35]的做法,用各地区大中型企业科技经费筹集中来自政府的资金这一数据作为衡量政府补贴的替代指标。衡量银行信贷的合理指标应当是各地区历年新增贷款量,但限于数据可得性,本文采取各地区历年金融机构年末贷款余额与GDP之比作为代理变量。参照刘小鲁^[20]的研究,分别使用大中型工业企业拥有的有效发明专利数量以及国外技术引进合同数量来衡量技术存量和技术引进量。其中,GDP数据来源于中经网统计数据库,汇率数据来源于中国人民银行网站,金融机构年末贷款余额数据来源于wind数据库,其余数据均来源于历年《中国科技统计年鉴》。

四、实证分析

(一) 基本结果及分析

本文先后以狭义自主创新占比与广义自主创新占比作为因变量进行实证分析,回归结果分别见表1和表2。相比较不难发现,表1和表2中的结果相差不大,这说明使用不同的计算方法来衡量自主创新占比并不会影响回归结果,因而从中可以得到稳健的结论。其中,表1和表2中第(1)至(3)

列是受约束模型对应的估计结果,即未纳入技术差距、政府创新补贴及银行信贷等变量,从而分析国企改革对技术创新模式的总效应。从中可知,不论是采用随机效应模型、单向固定效应模型还是双向固定效应模型,国有企业占比所对应的系数均为负,并且在1%或10%的水平上显著。这就说明,从总体上来看,国有企业占比越高,技术进步越偏向于技术引进型模式,也即国有企业占比越高越不利于技术创新模式向自主创新型模式转变。同时,在使用不同模型得到的回归结果中,国有企业占比所对应的系数最小值为-0.29。由于国有企业占比与自主创新占比均为百分数,这就说明国有企业占比每降低1%能够促使自主创新占比最少提高0.29%。

表1和表2中第(4)至(6)列是完整模型所对应的估计结果,即纳入技术差距、政府补贴、银行信贷等变量作为控制变量,以此考察国企改革通过不同机制对技术创新模式所产生的影响。可以看到,完整模型估计结果中国有企业占比所对应的系数仍然为负且在统计上显著,同时与受约束模型的相应系数之间并未有较大差别,变动仅约为10%至20%。

这就说明,国有企业占比主要通过政企关联这一机制对技术创新模式产生负向影响,而通过技术差距、政府补贴及银行信贷这三条机制对技术创新模式所产生的影响非常有限。同时,在完整模型估计结果中,国有企业占比所对应的系数最小值为-0.33,这说明受国企业政关联(主要因素是行政垄断与国企业领导人双重身份)这一机制的影响,国有企业占比每降低1%,自主创新占比将提高0.33%。

接着,本文分析各个主要控制变量的相应系数,以考察国企改革通过其他三种机制所产生的作用。从表1和表2可知,技术差距这一变量的相应系数为负,并且除双向固定效应模型外其他两种

表1 以狭义自主创新占比(NRRD)为因变量的基本分析

估计方法	(1) RE	(2) FE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) FE
<i>Rpublic</i>	-0.804*** (-8.28)	-1.173*** (-10.52)	-0.290* (-1.61)	-0.715*** (-6.73)	-0.852*** (-6.91)	-0.330* (-1.78)
<i>Gap</i>				-1.644*** (-4.67)	-2.117*** (-5.57)	-0.549 (-0.81)
<i>Rsub</i>				0.878*** (3.43)	-0.373 (-1.12)	-0.126 (-0.38)
<i>Credit</i>				0.020 (0.90)	0.053* (1.77)	0.044 (1.43)
<i>Tec</i>	0.000** (2.36)	0.000* (1.85)	-0.000 (-0.50)	0.000 (1.35)	-0.000 (-0.43)	-0.000 (-0.50)
<i>Tim</i>	-0.000 (-1.52)	0.000 (1.29)	0.000 (0.10)	-0.000*** (-4.14)	0.000* (0.14)	-0.000* (-0.20)
<i>C</i>	1.070*** (25.36)	1.182*** (23.71)	0.748*** (8.09)	2.550*** (7.71)	3.047*** (8.70)	0.596* (1.85)
地区		是	是		是	是
时间			是			是
<i>Obs</i>	300	300	300	300	300	300
<i>R</i> ²	0.3566	0.3710	0.5056	0.3885	0.4487	0.5106
<i>F</i> 值		5.24	3.01		4.79	2.48

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著,括号内为*t*值。

表2 以广义自主创新占比(GRRD)为因变量的基本分析

估计方法	(1) RE	(2) FE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) FE
<i>Rpublic</i>	-0.863*** (-8.90)	-1.137*** (-10.35)	-0.374*** (-2.05)	-0.768*** (-7.07)	-0.877*** (-7.05)	-0.393** (-2.09)
<i>Gap</i>				-1.452*** (-4.08)	-1.710*** (-4.46)	-0.225 (-0.33)
<i>Rsub</i>				0.687*** (2.56)	-0.256 (-0.76)	-0.012 (-0.04)
<i>Credit</i>				0.012 (0.44)	0.035 (1.14)	0.023 (0.75)
<i>Tec</i>	0.000** (2.54)	0.000** (2.05)	0.000 (0.11)	0.000 (1.11)	0.000 (0.16)	0.000 (0.12)
<i>Tim</i>	-0.000*** (-1.15)	0.000 (0.98)	-0.000 (-0.13)	-0.000*** (-3.20)	0.000 (0.03)	-0.000 (-0.27)
<i>C</i>	1.046*** (24.54)	1.129*** (22.99)	0.750*** (8.01)	2.356*** (7.07)	2.641*** (7.47)	0.596* (1.85)
地区		是	是		是	是
时间			是			是
<i>Obs</i>	300	300	300	300	300	300
<i>R</i> ²	0.3526	0.3608	0.4686	0.3777	0.4118	0.4699
<i>F</i> 值		5.32	3.60		4.63	3.07

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著,括号内为*t*值。

模型估计结果中的相应系数在 1% 的水平上显著。由此可知,与理论分析结果一致,技术差距对技术创新模式(即自主创新占比)有着负向作用,即技术差距越大,经济体越偏向于技术引进型模式,其原因在于:与发达国家之间的技术差距越大,中国可学习和模仿的空间也越大,因而通过技术引进方式更容易实现技术进步。政府补贴变量所对应的系数为正,但在随机效应模型中显著而在固定效应模型中不显著,这表明政府补贴对技术创新模式转变有着微小的促进作用。银行信贷所对应的系数均为正但不显著,即政府补贴增加能在一定程度上促进技术创新模式转变。另外,技术存量这一变量的系数主要为正,这说明技术存量越大、研发基础越雄厚,企业越倾向于通过自主创新来实现技术进步。最后,技术引进变量所对应的系数主要为负,说明技术引进难度越大,技术引进量越少,技术引进方式越容易转向自主创新型。

(二) 稳健性检验

由上文可知,实证分析结果支持本文所提出的两个假设,即深化国企改革将促进技术创新模式转变,并且其总效应可以分解成政企关联、技术差距、政府补贴与银行信贷这四条机制所对应的细分效应。为了确保实证结果的可信性,除了前文已经完成的第一种稳健性检验(即用不同方法来计算自主创新占比),本文继续使用其他三种方法来进行进一步检验。

1. 基于系统广义矩估计法的检验

毫无疑问,技术创新模式转变是不可能一蹴而就的,前一时期的技术进步模型将影响后一时期所采用的技术创新模式。这也就意味着,技术创新模式很可能受到滞后期值的影响。同时,由于技术引进活动存在惯性,技术引进量可能会受到技术创新模式的逆向影响,因而可能存在内生性问题。因此,需要引入技术创新模式测度变量的滞后项加以处理,并采用适用于动态面板数据模型的系统广义矩估计方法(System GMM)进行估计。

将技术引进量变量(Tim_{it})当作内生变量,并使用系统广义矩估计方法重新进行估计,所得回归结果如表 3 所示。表 3 中(1)~(4)列所对应的估计结果使用狭义自主创新占比作为因变量,而表 3 中(5)~(8)列所对应的则是广义自主创新占比。Sargan 检验表明,我们不能拒绝工具变量有效这一原假设。同时,二阶序列自相关检验(即 AR(2))的概率显示,一阶差分方程的随机误差项不存在二阶序列自相关。这就说明,可以使用系统广义矩估计方法进行分析。

表 3 系统 GMM 回归结果

指标	以狭义自主创新占比为因变量				以广义自主创新占比为因变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
L_NRRD	0.578*** (9.47)	0.598*** (10.00)	0.582*** (9.39)	0.555*** (8.47)	0.572*** (9.36)	0.586*** (9.71)	0.582*** (9.27)	0.565*** (8.48)
$Rpublic$	-0.243*** (-2.69)	-0.283*** (-3.13)	-0.341*** (-3.37)	-0.316*** (-3.08)	-0.228*** (-2.60)	-0.258*** (-2.93)	-0.295*** (-2.96)	-0.282*** (-2.79)
Gap				-0.384 (-1.19)				-0.215 (-0.69)
$Rsub$			0.361 (1.48)	0.370 (1.54)			0.257 (1.09)	0.264 (1.13)
$Credit$		0.063*** (2.68)	0.058** (2.43)	0.050** (2.08)		0.047** (2.08)	0.044* (1.90)	0.039* (1.67)
Obs	270	270	270	270	270	270	270	270
Arellano-Bond AR(1) 检验(P 值)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond AR(2) 检验(P 值)	0.609	0.549	0.576	0.590	0.739	0.680	0.714	0.714
Sargan 检验(p 值)	0.347	0.453	0.428	0.405	0.345	0.362	0.328	0.305

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平上显著,括号内为 t 值。

表 3 中所对应的估计结果均采取了逐步增加控制变量的方式,如此便于观察技术差距、政府补贴及银行信贷这三个变量各自引入模型后对国有企业占比变量相应系数的影响。不难看出,无论采

取哪种方式来衡量自主创新占比,估计结果并不存在明显差异。国有企业占比变量的系数均在统计上显著,这就说明本文的重要结论具有较好的稳健性。从表3中的第(1)、(5)列结果可以看出,国有企业占比对自主创新占比的作用为负。第(2)、(6)列结果表明,在加入银行信贷变量后,国有企业占比变量的系数有所减小(尽管变动幅度非常小)。同时银行信贷变量的系数显著为正,这表明国有企业占比会通过影响银行信贷规模而对技术创新模式转变产生正向作用。第(3)、(7)列结果则表明,继续引入政府补贴之后,国有企业占比变量的系数进一步变小(变动幅度仍然很小),而且政府补贴(主要是政府创新补贴)的系数为正,这同样说明国有企业占比将通过影响政府补贴规模进而对技术创新模式转变产生一定的正向作用。也就是说,国有企业占比降低会缩小政府补贴规模,并继而抑制技术创新模式向自主创新型转变。第(4)、(8)列是将技术差距变量引入模型后的估计结果,从中可知:与之前不同,国有企业占比变量的系数不降反增(即绝对值变小)。同时,技术差距变量的系数为负且在统计上显著,这就说明国有企业占比将通过改变技术差距对技术创新模式转变产生负向影响。也就是说,国有企业占比降低将缩小国有企业与发达国家先进技术的差距,从而促进技术创新模式向自主创新型转变。将使用狭义自主创新占比进行估计和使用广义自主创新占比进行估计的结果进行对比可以发现,国有企业占比通过技术差距、政府补贴及银行信贷这三条机制对技术创新模式转变的作用相对有限,这也就说明政企关联是国企改革影响技术创新模式转变的主要机制。最后,技术存量和技术引进量这两个变量所对应的系数分别为正和负,这与前文回归结果及理论预期一致。

2. 用市场化指数作为解释变量进行估计

在上文分析中,我们简单地将排除技术差距、政府补贴和银行信贷这三条影响机制后国有企业占比剩余的影响归为其通过政企关联机制所产生的作用。无疑,这一做法是否准确还有待商榷。考虑到国企改革的另一种结果是市场化程度提高,因而我们利用市场化指数这一反向指标作为解释变量,将其纳入模型并取代国有企业占比变量。由于市场化指数变量对技术创新模式转变所产生的影响可能存在一定程度的时滞,为此本文选择市场化指数的一阶滞后项进行回归估计。事实上,市场化程度越高意味着政企关联越弱,因此本文认为:如果市场化指数对技术创新模式转变的影响显著为正,就可以表明国有企业占比的确会通过政企关联对技术创新模式转变产生反向作用。为此,我们得到了表4中的估计结果,为了简化分析,本部分仅使用狭义自主创新占比作为因变量进行回归。

通过表4可以看出,各个控制变量所对应的系数与前文中用国有企业占比作为解释变量所得到的回归结果基本一致,因而再次验证了研究假设。此外,市场化指数变量的系数在受约束模型和完整模型中变化无几,并且显著大于零,这一结果表明:市场化程度提高能够对技术创新模式转变产生较大的促进作用。这同时也说明,国有企业占比通过政企关联机制对技术创新模式转变产生反向作用这一结论是可靠的。

3. 扩充样本量、改变模型形式后的估计结果

2011—2014年统计口径为规模

表4 以狭义自主创新占比为因变量的估计结果

估计方法	(1) RE	(2) FE	(3) FE	(4) RE	(5) FE	(6) FE
Market	0.063 *** (9.74)	0.095 *** (13.42)	0.064 *** (3.07)	0.056 *** (6.47)	0.093 *** (8.24)	0.071 ** (3.18)
Gap				-0.934 ** (-2.20)	-0.213 (-0.42)	0.377 (0.55)
Rsub				0.711 *** (2.74)	-0.231 (-0.71)	-0.109 (-0.33)
Credit				0.028 (1.00)	0.073 ** (1.77)	0.047 (1.56)
Tec	0.000 (0.64)	0.000 (0.16)	-0.000 (-0.48)	0.000 (0.13)	-0.000 (-0.06)	-0.000 (-0.26)
Tim	-0.000 *** (-4.50)	0.000 ** (-2.15)	0.000 (-1.60)	-0.000 *** (-5.34)	-0.000 ** (-2.18)	-0.000 (-1.61)
C	0.394 *** (10.27)	0.192 *** (4.92)	0.326 *** (3.52)	1.271 *** (2.82)	0.346 (0.64)	0.109 (-0.15)
地区		是	是		是	是

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著,括号内为t值。

以上工业企业。由于狭义自主创新占比是比率值,而且大中型工业企业在规模以上工业企业中占比很高,因此大中型工业企业自主创新占比和规模以上工业企业自主创新占比差异很小。2008年、2009年同时统计了大中型工业企业和规模以上工业企业的信息,经过计算,我们发现各地区大中型工业企业自主创新占比与规模以上工业企业自主创新占比两项数据之比的平均值为0.9949,可以说差异非常小。我们继而就以0.9949为调整系数将2011—2014年间规模以

表5 回归结果

估计方法	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	RE	FE	FE	Prais-Winsten		
<i>Rpublic</i>	-0.514*** (-4.91)	-0.396*** (-3.36)	-0.286** (-2.10)	-0.369*** (-2.92)	-0.311** (-2.33)	-0.251 (-1.62)
<i>lngdpper</i>	0.146*** (7.85)	0.228*** (10.49)	0.227*** (2.61)	0.097*** (3.92)	0.237*** (9.18)	0.229** (2.09)
<i>Stru</i>	0.027 (0.22)	0.624** (-2.04)	-0.390** (-2.34)	0.052 (0.34)	-0.279 (-1.62)	-0.371* (-1.83)
<i>C</i>	-0.473** (-2.22)	-1.423*** (-5.51)	-1.454* (-1.67)	-0.0653 (-0.23)	-1.553*** (-5.06)	-1.486 (-1.36)
地区		是	是		是	是
时间			是			是
<i>Obs</i>	420	420	420	420	420	420
<i>R</i> ²	0.5919	0.6015	0.6247	0.0709	0.4270	0.4624

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著水平上显著,括号内为*t*值。

上工业企业自主创新占比调整为大中型工业企业自主创新占比。为了简化分析,本部分仅使用狭义自主创新占比作为因变量进行回归。另外,发展阶段和产业结构可能会对技术创新模型产生影响,因此本部分将发展阶段(*lngdpper*)和产业结构(*Stru*)做控制变量进行回归。考虑到模型误差项可能存在序列相关问题,接下来还将采用Prais-Winsten法对模型进行估计。从表5可以看出,扩充样本量、改变模型形式后,国企占比项系数依然为负,说明上面的结论是稳健的。政企结合形成的行政垄断抑制了自主创新型技术进步,深化国企改革有利于技术创新模式的成功转换。

五、总结性评论

自主创新能力不足、技术水平落后,是长期制约中国国民经济发展的的重要因素。而随着国内外政治经济形势的变化,尤其是出口大幅减少以及主要发达国家贸易保护主义抬头,以技术引进方式为主的技术创新模式已经不足以推动中国经济的平稳较快增长。为此,提高自主创新能力、建设创新型国家成为中国科技发展的重要目标,也是提高国际市场竞争力的必然选择。

企业是市场经济的绝对主体,也是推进技术进步的主要力量。而在国民经济中占据着重要地位的国有企业则是更为关键的一股力量。也就是说,国有企业的选择将直接影响技术创新模式转变能否实现。但国有企业在效率方面一直遭人诟病。因此,深化国企改革势在必行。那么,国企改革是促进还是抑制技术创新模式转变呢?基于已有文献,本文认为深化国企改革能够有利促进技术创新模式从技术引进型向自主创新型转变。实证结果支持本文提出的论断,并且通过了多种方法的稳健性检验。

除了考察国企改革对技术创新模式转变的总影响外,本文还探讨了这种影响发生的具体机制。理论分析表明,国企改革主要通过政企关联、技术差距、政府补贴与银行信贷等四种机制作用于技术创新模式转变。根据实证分析,得到以下结论:其一,政企关联是最为重要的作用机制,并且深化国企改革将通过弱化政企关联而促进技术创新模式转变。而在政企关联机制中,起主要作用的因素是国企领导人的双重身份及行政垄断。深化国企改革一方面将使国企领导人的身份单一化,从而约束其行为决策;另一方面将减少并逐渐消除行政垄断,强化公平市场竞争,最终给企业尤其是国有企业的自主创新行为提供激励。其二,通过缩小以国有企业为主的大型企业与国际先进水平之间的技术差距,深化国企改革将对技术创新模式转变产生促进作用。随着国企改革的推进,以国有企业为主体的大型企业会面临更加激烈的市场竞争。此时,先进技术的可引进空间将大幅缩小,并且引进的可能性也会降低。因此,这些企业将更加偏向于采取自主创新型技术创新模式。其三,国企改革会通过影响政府补贴(主要是R&D补贴)而对技术创新模式转变产生负向作用,也即深化国企改革会

因为减少了政府补贴的绝对规模与有效规模而在一定程度上抑制企业的自主创新。其四,与政府补贴类似,国企改革将通过银行信贷这一机制而对技术创新模式转变产生较小的抑制作用。这是因为相比于非国有企业而言国有企业在获得银行信贷方面有着较大优势,而深化国企改革会降低国有企业占比,这将减少企业在 R&D 活动方面获得的银行信贷有效规模或者降低这些信贷的质量。这些结论均通过了稳健性检验,也即具有较高的可信度。除此之外,使用市场化指数作为解释变量所进行的实证分析表明,市场化程度的提高同样能够促进技术创新模式向自主创新型转变。

需要强调的是,本文所说的深化国企改革并不等于民营化、私有化以及单纯的减少国有企业的数量。相反,我们认为应当在保证国有企业在非竞争性领域持有支柱地位的同时,有序对非国有资本放开竞争性领域,积极发挥非国有资本对国民经济发展的促进作用。也就是说,深化国企改革在于提高国有资本的质量、效率与影响力,而交叉持股、混合所有制改革等则是主要的改革举措。当然,深化国企改革是一个系统工程,还需要协同推进其他方面的制度改革与政策调整,主要包括:完善现代公司管理制度,推进国有企业领导人身份的单一化,积极培育与开发职业经理人市场,加快实施反行政垄断措施,修改或淘汰不合时宜的行政规章制度,打破行政壁垒、抑制地方政府间的不合理竞争,引导和推进全国市场一体化建设,合理制定科技发展战略,在综合权衡的基础上进行创新模式选择,做到“跟踪”大幅落后领域、争取在差距较小领域“并行”并“领跑”于少数无差距的技术领域;完善政府创新补贴监督管理机制,优化政府补贴分配,充分发挥其激励作用;促进金融市场健康发展,提高其对企业 R&D 活动的支持力度与效率,有效规避企业投资 R&D 活动的风险,推进自主创新活动的规模化发展。

注释:

- ①国家统计局数据显示,在 2000—2014 年间,中国 R&D 经费支出、专利申请量和专利授权量的年均增长率分别高达 21.1%、20.6%、19.7%;特别地,发明专利的申请量和授权量年均增长 22.9%、23.1%。
- ②就某一落后的技术领域来说,依靠技术引进不利于提高自身创新能力、容易陷入路径依赖陷阱,而依靠自主创新又面临着较大的不确定性和机会成本。因此,会存在技术引进与自主创新之间的权衡。
- ③事实上,政企关联也是国企改革能够影响政府补贴与银行信贷的重要基础。但是,考虑到几种因素作用方向的差异,本文将后两者与政企关联区分开来。
- ④与政府补贴和银行信贷不同,国企领导人双重身份和行政垄断是政企关联的直接作用点。同时,本文将其他对技术创新模式选择与转变有不显著影响的潜在因素涵盖在政企关联这一机制之中。
- ⑤也就是说,国有企业占比提高(或降低)与市场化指数减小(或增大)均表明国企改革深化(或迟缓)。

参考文献:

- [1] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Quality ladders and product cycles [J]. Quarterly journal of economics, 1991, 106(2): 557-586.
- [2] ACEMOGLU D, GRIFFITH R, AGHION P et al. Vertical integration and technology: theory and evidence [J]. Journal of the European economic association, 2010, 8(5): 989-1033.
- [3] 李平, 许家云. 国际智力回流的技术扩散效应研究——基于中国地区差异及门槛回归的实证分析 [J]. 经济学(季刊), 2011(3): 935-964.
- [4] 李宾, 曾志雄. 中国全要素生产率变动的再测算: 1978—2007 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009(3): 3-15.
- [5] ROMER P M. Endogenous technological change [J]. Journal of political economy, 1990, 98(5): S71-S102.
- [6] 林毅夫, 张鹏飞. 后发优势、技术引进和落后国家的经济增长 [J]. 经济学(季刊), 2005(1): 53-74.
- [7] BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Technological diffusion, convergence and growth [J]. Journal of economic growth, 1997, 2(1): 1-26.
- [8] 赵昌文, 许召元, 朱鸿鸣. 工业化后期的中国经济增长新动力 [J]. 中国工业经济, 2015(6): 44-54.
- [9] 陆剑, 柳剑平, 程时雄. 中国与 OECD 主要国家工业行业技术差距的动态测度 [J]. 世界经济, 2014(9): 25-52.

- [10]ACEMOGLU D, ZILIBOTTI F. Productivity differences [J]. Quarterly journal of economics 2001 ,116(2) : 563-606.
- [11]苏志庆, 陈银娥. 知识贸易、技术进步与经济增长 [J]. 经济研究 2014(8) : 133-145 + 157.
- [12]刘瑞明. 中国的国有企业效率: 一个文献综述 [J]. 世界经济 2013(11) : 136-160.
- [13]安同良, 周绍东, 皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应 [J]. 经济研究 2009(10) : 87-98.
- [14]王林辉, 董直庆. 资本体现式技术进步、技术合意结构和我国生产率增长来源 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012(5) : 3-48.
- [15]崔森, 苏敬勤. 技术引进与自主创新的协同: 理论和案例 [J]. 管理科学 2013(2) : 1-12.
- [16]唐未兵, 傅元海, 王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变 [J]. 经济研究 2014(7) : 31-43.
- [17]龚刚, 黄春媛, 张前程, 等. 从技术引进走向自主研发——论新阶段下的中国经济增长方式 [J]. 经济学动态, 2013(5) : 16-26.
- [18]蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型 [J]. 中国社会科学 2013(1) : 56-71 + 206.
- [19]宋林, 郭玉晶. 创新驱动发展战略下中国技术进步的路径选择 [J]. 经济学家 2016(4) : 63-70.
- [20]刘小鲁. 知识产权保护、自主研发比重与后发国家的技术进步 [J]. 管理世界 2011(10) : 10-19.
- [21]欧阳晓, 易先忠, 生延超. 技术差距、资源配置与后发大国经济增长方式转换 [J]. 中国工业经济 2012(6) : 18-30.
- [22]傅晓霞, 吴利学. 技术差距、创新路径与经济赶超——基于后发国家的内生技术进步模型 [J]. 经济研究, 2013(6) : 19-32.
- [23]李平, 刘雪燕. 市场化制度变迁对我国技术进步的影响——基于自主研发和技术引进的视角 [J]. 经济学动态, 2015(4) : 42-50.
- [24]姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析 [J]. 经济研究 2001(10) : 13-19.
- [25]周黎安, 张维迎, 顾全林, 等. 企业生产率的代际效应和年龄效应 [J]. 经济学(季刊) 2007(4) : 1297-1318.
- [26]郭丽丽, 李勇. 国有企业的产业拖累效应及其门槛特征 [J]. 经济与管理研究 2015(1) : 25-33.
- [27]LIN C, LIN P, SONG F. Property rights protection and corporate R&D: evidence from China [J]. Journal of development economics 2010 93(1) : 49-62.
- [28]李政, 陆寅宏. 国有企业真的缺乏创新能力吗——基于上市公司所有权性质与创新绩效的实证分析与比较 [J]. 经济理论与经济管理 2014(2) : 27-38.
- [29]董晓庆, 赵坚, 袁朋伟. 国有企业创新效率损失研究 [J]. 中国工业经济 2014(2) : 97-108.
- [30]盛丰. 生产效率、创新效率与国企改革——微观企业数据的经验分析 [J]. 产业经济研究 2012(4) : 37-46.
- [31]许召元, 张文魁. 国企改革对经济增速的提振效应研究 [J]. 经济研究 2015(4) : 122-135.
- [32]程强, 尹志锋, 叶静怡. 国有企业与区域创新效率——基于外部性的分析视角 [J]. 产业经济研究 2015(4) : 10-20.
- [33]TASSEY G. Policy issues for R&D investment in a knowledge-based economy [J]. Journal of technology transfer 2004, 29(2) : 153-185.
- [34]白俊红. 中国的政府 R&D 资助有效吗? 来自大中型工业企业的经验证据 [J]. 经济学(季刊) 2011(4) : 1375-1400.
- [35]顾元媛, 沈坤荣. 地方政府行为与企业研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析 [J]. 中国工业经济, 2012(10) : 77-88.
- [36]冯照楦, 温军, 刘庆岩. 风险投资与技术创新的非线性关系研究——基于省级数据的 PSTR 分析 [J]. 产业经济研究 2016(2) : 32-42.
- [37]樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各省区市场化相对进程 2011 年度报告 [M]. 北京: 经济科学出版社 2011.
- [38]CHEN Y, PUTTITANUN T. Intellectual property rights and innovation in developing countries [J]. Journal of development economics 2005 78(2) : 474-493.
- [39]易先忠. 技术差距双面效应与主导技术进步模式转换 [J]. 财经研究 2010(7) : 39-48.

(责任编辑: 木子)

(下转第 45 页)

Research on the Influence of Political Connections on Investment Preference of Private Enterprises

DING Yongjian , WU Yingga , ZHANG Jing

(Faculty of Management and Economics , Dalian University of Technology , Dalian 116023 , China)

Abstract: This paper studies the different influence of different levels of political connection on firm-scale investment and R&D investment , with 2205 micro-samples of private enterprises during 2010—2013. The empirical results show that under the existing institutional environment in China , political connections of most enterprises promote their scale investment , but suppress their R&D investment. In addition , through the classification regression we find that in the area with higher degree of marketization and the high-tech industries , the political connection has a significant promoting effect on both scale and R&D investment. While in the area with lower degree of marketization and the traditional industries , the political connections promote the scale investment but weaken R&D investment.

Key words: political connection; private enterprise; investment preference; scale investment; R&D investment; institutional environment

(上接第 33 页)

Reform of State-Owned Enterprises and the Transformation of Technological Innovation Pattern

XING Wei , ZHOU Xiao

(School of Economics , Renmin University of China , Beijing 100872 , China)

Abstract: The reform of State-Owned Enterprises (SOEs) is an important aspect of the deepening economic structural reform in China , and how will it affect the pressing transformation of technological innovation pattern in current stage. According to theoretical analysis and empirical analysis based on the provincial panel data , this paper obtains some reliable conclusions as follows: (i) Deepening the SOEs reform will promote the transformation of the technological innovation pattern , which will help to improve the ability of independent innovation and accelerate the construction of the innovation-oriented nation. (ii) The mechanism of SOEs reform on the transformation of the technological innovation pattern mainly includes government-enterprise connections , technology gap , government subsidies and bank credit , in which the government-enterprise connections is the most important mechanism. (iii) Deepening the SOEs reform will promote the transformation of the technological innovation pattern through weakening government-enterprise connections and narrowing technology gap , and restrain R&D activities to some extent via decreasing the effective scale of government subsidies and bank credit. However , its positive effect is significantly greater than its negative effect.

Key words: proportion of SOEs; government-enterprise connections; independent innovation; technology import; technology innovation pattern; R&D subsidies