

国有企业改革与中国地区经济发展

李兆辰 杨梦俊 郑世林

内容提要:改革开放以来,中国经历了前所未有的国有企业改革历程,对中国经济发展产生了深刻的影响。本文在回顾中国国有企业改革进程的基础上,利用中国190个地级市的面板数据,应用一阶差分模型和固定效应模型考察了地级市国有企业改革对地区经济发展的影响。研究发现:(1)国有企业改革显著促进了地区经济增长;(2)城市规模越大,国有企业改革对城市经济增长的影响效应越大,且影响效果随时间递增;(3)国有企业改革主要是通过提高市场化程度,提升了地区整体的就业和固定资产投资水平,从而促进地区经济发展。研究结果说明,国有企业改革是中国提升市场化水平和资源配置效率的重要途径,也是地区经济近40年来高速增长的重要原因,继续深化国有企业改革,鼓励多种所有制经济共同发展,是中国经济跨越中等收入陷阱、达到中等发达国家水平的重要举措。

关键词:国有企业改革 产权理论 地区经济增长 市场化

一、引言

国有企业改革对于地区经济发展具有重要影响,市场化程度的不断提升能够促进地区经济增长。中国的国有企业改革是在改革开放的背景之下不断推进和深化的,是经济体制改革的重要组成部分,并取得了显著成就。一方面,国有企业在经济效益和治理模式上不断提升,逐步发展为具有较强实力的现代企业;另一方面,越来越多的经济领域向市场放开,使得市场化水平得到不断提高,资源配置的整体效率得到显著提升。党的十八届三中全会明确提出要发挥市场在资源配置中的决定性作用,“紧紧围绕使市场在资源配置中起决定性作用深化经济体制改革”。^①国有企业改革是市场化改革的重要内容,研究其发展进程和改革效果对于进一步推进中国经济体制改革具有重要借鉴意义。

现有文献在研究国企改革时通常以产权理论为基础,产权是经济所有制关系的法律表现形式,也是企业改制的核心问题。现代产权理论的奠基人科斯(Coase)认为,产权的经济功能在于克服外部性,降低社会成本,从而在制度上保证资源配置的有效性。^②哈特和摩尔(Hart and Moore)进一步指出,由于现实世界中合同的不完全性,资产归谁所有、谁拥有对资产的支配权就成为关键性的问题。^③对国有企业来说,由于缺少那些有充分激励的、对资产效益真正关心的“最终委托人”,从而具有天生

[作者简介] 李兆辰,中国社会科学院研究生院经济系硕士研究生,北京,102488,邮箱:lizhaochen620@163.com。杨梦俊,上海大学上海研究院硕士研究生,上海,200072,邮箱:yangmj0501@163.com。郑世林(通讯作者),北京大学国家发展研究院副研究员,北京,100871,邮箱:shilinzheng@126.com。

^① 《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,http://www.gov.cn/jrzq/2013-11/15/content_2528179.htm,2013年11月15日。

^② Ronald Coase, “The Problem of Social Cost”, *Palgrave Macmillan UK*, Vol. 3, No. 4, 1960, pp. 1–44.

^③ Oliver Hart and John Moore, “Property Rights and the Nature of the Firm”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 6 (December 1990), pp. 1119–1158.

的劣势,往往会导致效率低下,甚至亏损。^①因此,国有企业的产权改革势在必行。

在经验研究方面,国内外大部分学者都认为国有企业产权改革能够提升企业绩效。巴韦里斯(Barberis)等通过对452家俄罗斯商店的调研发现,产权改革后的商店会在资本循环、员工雇佣、供应商选择以及工作时间安排等方面拥有更高的自由度,从而具备更强的竞争优势。^②弗里德曼(Frydman)等运用跨国数据发现产权改革显著提高了外部控制主导型企业的收入和生产力绩效。^③张银芳等研究了36个发展中国家的电力部门,发现产权改革本身虽然并未显著改善企业绩效,但引入竞争能够使企业绩效得到明显提升。^④永尼迪(Yonnedi)认为产权改革会使组织目标、公司治理以及公司结构发生重大变化,这将有利于市场竞争,并提升企业效益。^⑤梅塔(Mehta)等指出,通过增加投资、引进更优管理、提高竞争水平等方式,产权改革有利于增加就业机会。^⑥国内对于产权改革与企业绩效关系的研究中,刘小玄通过理论与实证分析发现,国企改革有利于减少企业的生产约束,从而提高企业的生产效率。^⑦白重恩等利用1998至2003年间全国工业企业的大样本面板数据,研究发现国有企业改制后,资产使用效率、利润率和劳动生产率均显著上升。^⑧胡一帆等采用世界银行的调查数据,发现混合所有制比国有控股更能激励企业提高生产效率。^⑨通过上述研究可以看到,产权改革能够显著提高企业效率,在中国的国企改革进程中,国有企业在生产效率和经济效益上得到了明显提升。

除了在产权改革与企业绩效方面的研究,部分学者还关注了国有企业的市场化改革对一个国家或区域经济增长的贡献。新经济史的开拓者诺斯和托马斯(North and Thomas)最早提出,有效的制度安排能够使私人收益率接近社会收益率,这是决定经济增长的关键性因素。^⑩哈夫里利欣(Havrylyshyn)等利用1990至1997年间25个转型国家的数据,发现市场化改革对这些国家的经济增长有显著的解释力。^⑪而中国的市场化转型作为一项大规模的制度变迁过程,为我们考察制度对经济增长作用的微观机制提供了得天独厚的条件。^⑫魏伟研究了中国1981至2006年间的省际面板数据,发现市场化同样可以解释中国的经济增长。^⑬关于市场化促进经济增长的机理,卢狄和黎贵才提出,国有企业的市场化改革使得“市场替代与市场遵循”并存,这既有利于分配又有利于效率,从而对

^① 樊纲:《论当代国有企业产权关系的改革》,《改革》1995年第1期。

^② N. Barberis, M. Boycko, A. Shleifer and N. Tsukanova, "How Does Privatization Work? Evidence from the Russian Shops", *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 4, 1996, pp. 764 - 790.

^③ R. Frydman, C. Gray, M. Hessel and A. Rapaczynski, "When Does Privatization Work? The Impact of Private Ownership on Corporate Performance in the Transition Economies", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 4, 1999, pp. 1153 - 1191.

^④ Y. F. Zhang, D. Parker and C. Kirkpatrick, "Electricity Sector Reform in Developing Countries: An Econometric Assessment of the Effects of Privatization, Competition and Regulation", *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 33, No. 2, 2008, pp. 159 - 178.

^⑤ Efa Yonnedi, "Privatization, Organizational Change and Performance: Evidence from Indonesia", *Journal of Organizational Change Management*, Vol. 23, No. 5, 2010, pp. 4537 - 4563.

^⑥ Ahmed Muneeb Mehta, Ali Irshad and Imran Hashmi, *Uncertainty Amidst Change: Impact of Privatization on Employment Opportunities in Pakistan*, Istanbul: International Conference on Advances in Social Sciences (ICASS), 2015.

^⑦ 刘小玄:《国有企业民营化的均衡模型》,《经济研究》2003年第9期;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。

^⑧ 白重恩、路江涌、陶志刚:《国有企业改制效果的实证研究》,《经济研究》2006年第8期。

^⑨ 胡一帆、宋敏、郑红亮:《所有制结构改革对中国企业绩效的影响》,《中国社会科学》2006年第4期。

^⑩ [美]道格拉斯·诺思、罗伯特·托马斯著,厉以平、蔡磊译:《西方世界的兴起》,北京:华夏出版社2009年版,第4页。

^⑪ Oleh Havrylyshyn and Ron van Rooden, "Recovery and Growth in Transition Economies 1990 - 1997: A Stylized Regression Analysis", *IMF Working Paper* No. 98/141, 1998.

^⑫ 马光荣:《制度、企业生产率与资源配置效率——基于中国市场化转型的研究》,《财贸经济》2014年第8期。

^⑬ Wei Wei, "Marketization, Trade Openness and Economic Growth in China", paper presented at the Ninth Wuhan International Conference on E-business, Wuhan, 2010.

中国改革开放三十年来取得平稳高速发展作出了解释。^① 进一步地,樊纲等研究发现,中国 1997 至 2007 年间,市场化改革的推进对经济增长的贡献达到年均 1.45 个百分点。^②

然而,现有研究对于国企改革的作用仍然存在一定争议,部分文献认为国企改革的作用并不明显,甚至具有负面作用。施莱弗和维希尼(Shleifer and Vishny)研究发现,产权改革可能会加剧腐败,因而需要通过强有力的财政手段和公众监督对其进行限制。^③ 阮和克雷斯(Nguyen and Crase)从交易成本的角度,发现国有企业与非国有企业在组织一体化和交易成本方面没有显著差异。^④ 阿里鲍(Alipour)利用伊朗 1998—2006 年的国有企业数据,发现产权改革并不能使企业的盈利能力得到提升,反而增加了企业的债务和经营风险。^⑤ 郑世林利用 1998—2007 年中国电信业的面板数据,发现竞争对于电信业的绩效具有显著促进作用,而产权的作用并不显著。^⑥

现有文献对于国有企业改革已有诸多研究,但还存在以下问题需要进一步研究:(1)目前已有大量文献对国企改革的作用进行研究,但仍存在一定争议,国企改革对经济增长的作用及机制还需进一步验证。(2)现有文献大多将国企改革视为一个整体因素进行分析,少有文献从历史角度对于不同时期、不同地区的改革效果进行研究。有鉴于此,本文运用中国 190 个地级市 1984—2013 年的面板数据,实证研究了国有企业改革对地区经济增长的影响,对于不同时期和不同地区的改革效果进行了异质性分析,并进一步探究了国企改革对于经济增长的作用机制。

中国经历了波澜壮阔的国有企业改革进程,这种大规模的经济转型在世界经济史上较为罕见。尽管中国的国有企业改革已经取得显著成就,但目前还存在一些问题有待解决。部分地区对于国有企业的依赖程度过高,经济结构较为单一,经济活力不足。因此,我们有必要对国有企业改革进行更加深入和系统的研究,从而为进一步深化国企改革提供一定的借鉴和指导。本文丰富了现有文献对国有企业改革的研究,对于进一步深化国企改革具有一定借鉴意义。

本文剩余部分结构安排如下:第二部分为研究背景与假说,梳理了 1978 年至今的国企改革进程,并结合历史现实与相关数据提出本文的研究假说;第三部分为实证模型及数据,介绍了本文所用的计量方法以及相关的变量和数据;第四部分为实证结果,给出了本文实证分析的主要结果和说明;第五部分为结论。

二、研究背景与假说

(一) 国企改革的背景与历程

改革开放前,中国处于计划经济体制之下,国有企业没有经营自主权,同时也不用考虑盈亏。因而,管理者和职工都严重缺乏生产积极性,这进一步导致了整体经济处于低效率的运行状态,限制了国民经济的发展。针对这一问题,党中央于十一届三中全会后明确提出,要对经济体制进行改革,推动其由计划经济逐步转向市场经济。作为经济体制改革的核心环节,国企改革就此拉开序幕。本文依据国有企业改革由浅入深的阶段性推进特征,将整个改革历程分为以下 3 个阶段,即国企改革的初步探索阶段、制度创新阶段和纵深推进阶段。

^① Dic Lo and Guicai Li, "China's Economic Growth, 1978 – 2007: Structural-Institutional Changes and Efficiency Attributes", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 34, No. 1, 2011, pp. 59 – 84.

^② 樊纲、王小鲁、马光荣:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》2011 年第 9 期。

^③ Andrei Shleifer and R. W. Vishny, "Politicians and Firms", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 4, 1994, pp. 995 – 1025.

^④ Phuc Nguyen and Lin Crase, "Vietnam's State-Owned Enterprise Reform: An Empirical Assessment in the International Multimodal Transport Sector from the Williamson's TCE Perspective", *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, Vol. 23, No. 3, 2011, pp. 411 – 422.

^⑤ Mohammad Alipour, "Has Privatization of State-Owned Enterprises in Iran Led to Improved Performance?", *International Journal of Commerce and Management*, Vol. 23, No. 4, 2013, pp. 281 – 305.

^⑥ 郑世林:《市场竞争还是产权改革提高了电信业绩效》,《世界经济》2010 年第 6 期。

1. 国企改革的初步探索阶段(1978—1992年)。国企改革的探索率先在四川省开展。20世纪70年代,手表开始走进人们的视野并广受欢迎,与此同时,各地生产手表的厂家也迅速增多。制造手表必须要有机床,然而绝大多数手表厂由于没有指标而无法购买机床。四川省宁江机床厂的领导层意识到了市场需求的变化,但难以根据实际情况进行调整。尽管该厂年生产能力是500台机床,但国家机械工业部规定的生产任务是每年200台,甚至有时还下达减产指令,这便造成了资源的严重浪费。减产也意味着工人收入降低、生活水平下降。幸而,这种情况不久就被四川省政府领导所掌握,省领导多次前往工厂征询工人意见、听取厂领导汇报。^①终于,1978年10月,四川省省委决定率先推出宁江机床厂等6户企业进行扩权试点,允许企业为完成增产增收目标而在供产销、人财物方面有少量自主权,并规定利润总额的7%可自由支配,^②这标志着波澜壮阔的国企改革的开始。

1979年7月,国务院陆续出台了《关于扩大国营工业企业经营管理自主权的若干规定》等一系列文件,以明文形式赋予国企自主经营权,同时推进利税改革,从交利不缴税到“利税并存”,再过渡到完全的“以税代利”;同时,国务院选择了首都钢铁公司等8家企业进行试点,放权让利改革的步伐不断加快,到1980年6月底,试点企业发展到6600个,占预算内工业企业数的16%。

在国企放权让利改革取得初步成效后,国企改革转向“两权分离”,即所有权和经营权的分离。1984年10月,党的十二届三中全会提出要建立自觉运用价值规律的计划体制,确认社会主义经济是有计划的市场经济。这一阶段的改革意在使国有企业自负盈亏、自主经营、自我约束、自我发展,成为具有一定权利和义务的法人。而要实现这一目标,就要“两权分离”,主要改革措施为实行多种形式的经营承包责任制,并通过《企业破产法》草案推动改革进程。虽然承包制在一定程度上调动了企业和职工的积极性,促进了国有经济的发展,但所导致的问题也不容忽视。在承包过程中,由于信息严重不对称,所有者缺位,国家和企业经营者之间是一种不完全的契约关系,使得企业经营者成为“内部控制人”,容易出现短期化行为和“机会主义行为”。

与承包制改革相对应的是股份制改革。该项改革的试点始于1986年,首先在国有中小企业试行。然而,由于认识不足、管理人才匮乏、非国有主体发展滞后等原因,使得改革未达到预期目标。不过,这为下一阶段改革奠定了一定的基础,对于推动国企在所有权层面的改革具有重要意义。

2. 国企改革的制度创新阶段(1993—2002年)。1992年,党的十四大确立了中国经济体制改革的目标是建立社会主义市场经济。翌年,十四届三中全会通过的《关于建立社会主义市场经济体制的若干问题的决定》明确指出:深化国有企业改革,必须着力解决深层次矛盾,着力进行制度创新,建立现代企业制度。所谓建立现代企业制度,就是把现有的企业形式改造成股份有限公司和有限责任公司,^③使得企业“产权清晰,权责明确,政企分开,管理科学”。

从1994年开始,国务院决定在100家大中型企业进行建立现代企业制度的试点。试点内容主要包括:完善企业法人制度,确保企业享有法人财产权、独立履行民事权利与义务;按照公司法建立健全企业组织架构,组建股东会、董事会、监事会等;取消管理人员的国家干部身份,改变就业终身制和职位能上不能下的干部制度。与国家建立现代企业制度的试点相适应,许多地方也进行试点,试点企业达到两千多家。到1997年,参与试点的100家企业的经营状况明显得到改善,现代企业制度试点取得阶段性成果;但就整个国家的国有企业而言,1997年有39.1%的企业经营困难,负债沉重,濒临破产。^④面对惨淡的现实,1997年9月,十五大提出了致力于搞活整个国有经济的“抓大放小”方

^① 韩岫嵒:《〈工业经济学〉第八章辅导材料》,《经济管理》1985年第6期。

^② 《国企改革·企业扩权试点拉开全国国企改革序幕》,《四川党的建设·城市版》2009年第10期。

^③ 吴敬琏:《大中型企业改革:建立现代化企业制度》,天津人民出版社1993年版,第173页;林毅夫、蔡昉、李周:《现代企业制度的内涵与国有企业改革方向》,《经济研究》1997年第3期。

^④ 中国集团公司促进会编:《国有企业改革政策演变》,北京:中国财政经济出版社2003年版,第50页。

针,即一方面通过各种方式对大型国有企业进行资产重组和联合,以优化国有经济结构,发挥国有企业的主导作用;另一方面对于量大面广的国有中小企业,采取改组、联合、兼并、股份合作制、租赁、承包经营和出售等多种形式放开搞活。随后,党的十五届一中全会明确提出,用三年左右的时间,使大多数国有大中型骨干企业初步建立现代企业制度。在这一阶段,政府对“死气沉沉”的企业进行规模重组、产权变换,再将已经抓活的企业放入市场之中;对缺乏竞争力与盈利能力的企业进行非国有化改造,以减轻国有经济负担;对垄断和竞争产业重新进行划分,并尽量缩小国有经济范围;逐步从相对不重要的“轻”产业退出,对重要领域的“重”产业则抓大抓强。到 21 世纪初,国企三年脱困目标基本实现,国有大中型企业初步建立了现代企业制度框架。

在此期间,国企改革取得了明显的绩效。截至 2002 年,15.9 万户国有控股企业中的 50% 以上实行了公司制改革;从 1998 年到 2002 年底,国有及国有控股企业重组上市的有 442 家,累计筹集资金 7 436 亿元,其中境外筹资 352 亿美元;1997 年至 2002 年,进入世界 500 强的内地企业由 3 家上升到 11 家,这些企业全部是国有或国有控股公司。^①

3. 国企改革的纵深推进阶段(2003 年至今)。到 2002 年时,尽管一套有关国有企业内部治理结构的框架已经初步建立,但国有企业内部治理结构并不完善。当时的董事会人员与经理人员高度重合,企业的决策权与经营权没有分开,再加上监事会也没有成立,导致企业内部治理结构权责利配置不对等,国有资产管理缺乏有效监督,这严重制约了国有企业的进一步发展。^② 为此,中央和各省、市、自治区于 2003 年先后设立国有资产监督管理委员会(简称国资委),由新成立的国资委负责管理国有资产,委派国有资产经营者,从而实现了人、事、资产的统一管理,解决了以往长期存在的人、事、资产脱节问题,进一步推动了政资分离、政企分离。2005 年 10 月,十届全国人大常委会第十八次会议修订了《公司法》,强化了对董事长的制约,增加了对独立董事、董事会秘书和关联交易的相关规定,对国有独资公司的内部治理规定进行了细化,强调了国资委在其中的作用,这使得国企内部治理结构不断完善。

深化国有企业改革,配套的资本市场改革必不可少。资本市场作为现代金融的核心,在优化资源配置、缓释金融风险、促进公司治理与信息透明方面发挥着重要作用。一个机制完善、发展良好的资本市场能够有效推动国企建立现代企业制度。但是,中国传统上将股权分置为流通股和非流通股,造成市场割裂,价格信号失真,严重阻碍了市场优化资源配置功能。因而,中国证监会于 2005 年 4 月启动了股权分置改革试点,并于 2006 年底基本完成改革工作。该项改革使得中国资本市场得以统一,投融资、定价和资源配置功能得到强化,同时也唤醒了大量民间资本流入优质资产和企业,在解决中国资本市场的规范发展和国有资产管理体制问题上具有里程碑意义。

近年来,为了明确企业市场主体地位,进一步提高国企效率和竞争力,确保国有资本保值增值,党的十八届三中全会明确指出国有资本、集体资本、非公有资本等交叉持股、相互融合的混合所有制经济,是基本经济制度的重要实现形式。推进混合所有制改革,旨在开放竞争性业务、破除行政垄断、打破市场垄断,推进政企分开、政资分开、网运分开、特许经营等。通过混合制改革替代行政化兼并重组的传统改革路径,成为深化国企改革与现代企业制度建设的重要突破口。2015 年 8 月 24 日,党中央、国务院又颁布实施了新时期国企改革的纲领性文件——《关于深化国有企业改革的指导意见》,对构建具有中国特色市场经济的国资管理机制、现代企业制度和市场化经营机制产生了深远影响。当前,国企改革继续在探索中不断深入推进。

^① 宋养琰:《国企改革 30 年》,http://theory.people.com.cn/GB/40537/78_76878.html,2008 年 9 月 9 日。

^② 谢鲁江、刘解龙、曹虹剑:《国企改革 30 年(1978—2008)——走向市场经济的中国国有企业》,长沙:湖南人民出版社 2008 年版,第 342 页。

纵观中国近 40 年的国企改革历程可以发现,国企不断走向市场化、适应市场化;随着国有企业的改革重组,众多效率更高的民营企业开始涌现并蓬勃发展。^① 中国国有企业改革历经初步探索、制度创新、纵深推进三个阶段,先后实施了“放权让利”、“两权分离”、建立现代企业制度、现代产权制度改革等多项企业改革。^② 伴随着国有企业改革的不断推进与深化,中国政府职能、相关法律法规及财政金融机制也得以不断完善,最终有效提升了国民经济运行效率,推动了整体经济的健康、快速发展。

然而,当前国有企业的发展依旧面临不少问题。首先,国有企业的资产负债率偏高,截至 2017 年 2 月,中国国有企业平均资产负债率为 65.88%,^③ 明显高于最适宜的 40%—60% 这一区间,这意味着国有企业整体财务风险较高,资本结构不够合理。其次,国有企业公司治理结构存在缺陷,部分国企高管身兼数职,同时充当了“运动员”和“裁判员”的角色,这严重影响了企业的内部控制、绩效考核以及行政管理。最后,国有企业的“国有色彩”依旧浓厚,虽然企业管理已经独立,但政府与主管部门仍然或多或少、直接或间接掌握着对企业的控制权,干预企业经营,^④ 这直接影响了国有企业的自主权。

(二) 研究假说

从国企改革的发展进程中可以看到,中国在近 40 年来经历了大规模的国企改革,与此同时,中国经济历经了高速增长,创造了世界经济增长的奇迹。1984 年,中国各城市的从业人员超过 70% 在国有企业就业,而随着市场化水平的不断提高和多种所有制经济的共同发展,这一比例持续下降至 2013 年的 21%。各个地级市对于国有企业依赖程度的降低与总量 GDP、人均 GDP 变化的散点图见图 1 和图 2,图中也画出了回归的拟合线。可以看出,无论是总量 GDP 还是人均 GDP,其变化均与对国有企业的依赖程度呈正相关关系,二者的拟合线斜率均为正,即对于国企依赖程度降低得更多的城市,其总量 GDP 与人均 GDP 增加得更多。这与我们观察到的现实情况相一致,市场对于非国有部门的开放程度显著提高,使得大量非国有企业得以参与市场竞争,并在此过程中发现和实现市场机会,从而使总量 GDP 与人均 GDP 得到更多提升。中国国有企业改革的经验事实也印证了前文所述的相关理论,与产权理论的论述一致。

因此,我们在本文提出如下假说:对国有企业依赖程度下降越大的地区,地区经济增长越快。我们将围绕这一假说对国企改革进行实证分析,并探究其作用机制。

三、实证模型及数据

(一) 实证模型

为了验证前文提出的假说,我们首先利用中国 190 个地级市的两期面板数据研究国企改革对经济增长的影响,将含有单个可观测解释变量 x_{it} 的模型写为如下形式:

$$y_{it} = \beta_0 + \delta_0 T + \beta_1 x_{it} + a_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $t=1$ 对应于 1984 年, $t=2$ 对应于 2013 年, 变量 T 为一虚拟变量, 在 $t=1$ 时取 0, 在 $t=2$ 时取 1。这样, 我们容许在两期存在不同的截距项, 分别为 β_0 和 $\beta_0 + \delta_0$ 。考虑到回归过程中的遗漏变量问题, 我们用 a_i 表示城市 i 中影响被解释变量 y_{it} 的所有不随时间变化的不可观测因素, ε_{it} 表示误差项。在进行参数估计时, 如果我们直接将两时期数据混合使用, 需要保证复合误差 $v_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$ 与 x_{it} 无关。也就是说, 即使 ε_{it} 与 x_{it} 无关, 若 a_i 与 x_{it} 相关, 估计结果仍然是有偏且不一致的。

^① 马光荣:《制度、企业生产率与资源配置效率——基于中国市场化转型的研究》,《财贸经济》2014 年第 8 期。

^② 宋政谦:《国有企业改革的回顾与国际借鉴》,《山东社会科学》2014 年第 5 期。

^③ 《2017 年 2 月末中国国有企业平均资产负债率为 65.88%》, <http://www.qqjjsj.com/zgjjdt/164431.html>, 2017 年 3 月 28 日。

^④ 庄天宝:《对当前国有企业发展过程中存在的问题分析与建议》,《财经界(学术版)》2016 年第 13 期。

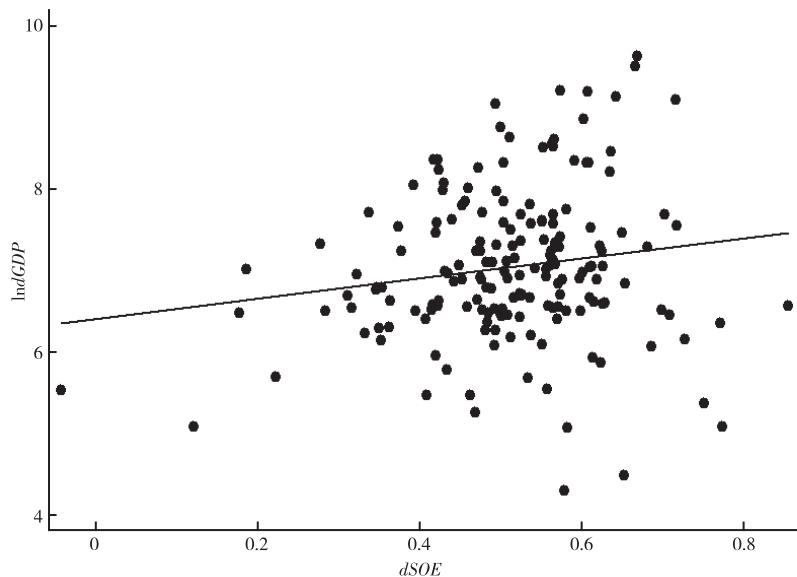


图 1 ln dGDP 与 dSOE 的散点图

资料来源:GDP 和人均 GDP 数据来自国家统计局城市社会经济调查司《中国城市统计年鉴》(历年),北京:中国统计出版社。国有企业从业人员数据由各个省、市统计年鉴整理汇总而成。

说明:图中纵轴的 ln dGDP 表示 2013 年与 1984 年的 GDP 在差分后取对数的结果;横轴的 dSOE 表示 2013 年的国有企业从业人员数与从业总人数之比与 1984 年进行差分后乘以 -1 的结果。具体说明请见本文的“三、实证模型及数据”部分。

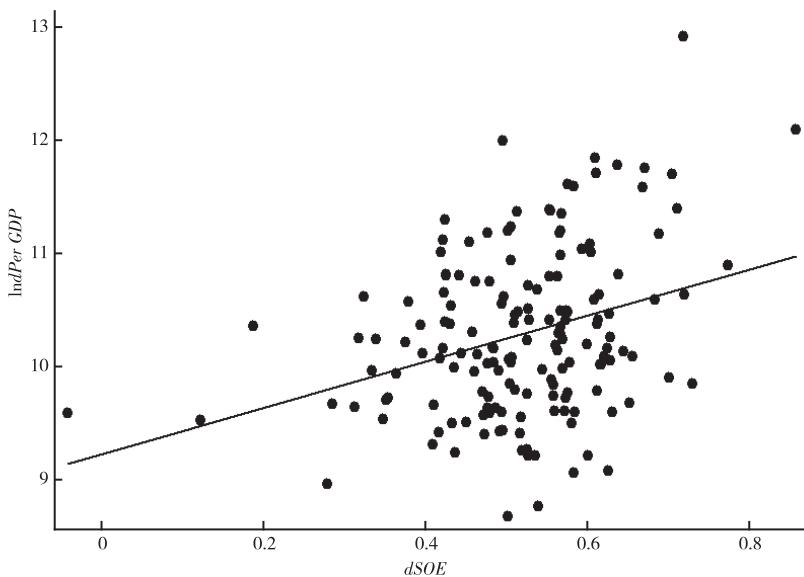


图 2 ln dPerGDP 与 dSOE 的散点图

资料来源:GDP 和人均 GDP 数据来自国家统计局城市社会经济调查司《中国城市统计年鉴》(历年),北京:中国统计出版社。国有企业从业人员数据由各个省、市统计年鉴整理汇总而成。

说明:图中纵轴的 ln dPerGDP 表示 2013 年与 1984 年的人均 GDP 在差分后取对数的结果;横轴的 dSOE 表示 2013 年的国有企业从业人员数与从业总人数之比与 1984 年进行差分后乘以 -1 的结果。具体说明请见本文的“三、实证模型及数据”部分。

因此,我们采用一阶差分模型进行估计:

$$dy_i = \delta_0 + \beta_1 x_i + d\epsilon_i \quad (2)$$

式(2)中,符号 d 表示从第一期到第二期的变化,而变量 a_i 已经通过差分的方式被消除。在估计

一阶差分模型时,需要满足同方差的条件或使用异方差稳健标准误进行修正。

如上所述,在实证分析国企改革的效果时,我们首先使用国企改革进程 SOE 的差分作为解释变量,对一组 y 变量的差分进行回归:

$$dy_i = \beta_0 + \lambda dSOE_i + d\epsilon_i \quad (3)$$

其中, y 变量分别表示总产出 GDP 、人均产出 $PerGDP$ 、就业 EMP 和投资 INV 。在此基础上,由于 $d\epsilon_i$ 仍然有可能与 $dSOE_i$ 相关,我们在模型(3)中加入一组控制变量 X 的差分:

$$dy_i = \beta_0 + \lambda dSOE_i + \beta dX_i + d\epsilon_i \quad (4)$$

其中,控制变量 X 包含人口 POP 、教育 EDU 和开放程度 $OPEN$ 。尽管我们通过差分的方法消除了部分不可观测因素,但仍然可能由于地区政策等原因使得地区差异存在未被差分掉的效应,因此我们进一步在模型(4)中加入地区固定效应 η_i 进行估计:

$$dy_i = \beta_0 + \lambda dSOE_i + \beta dX_i + \eta_i + d\epsilon_i \quad (5)$$

为了验证结果的稳健性,我们还采用了多期面板数据的固定效应模型:

$$y_{it} = \alpha_0 + \lambda SOE_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

其中, i, t 分别表示城市、年份, μ_i, δ_t 分别代表个体固定效应、时间固定效应, α_0 为常数项。

(二) 数据和变量

1. 数据来源:本文使用 1984、1993、2003 和 2013 年中国地级市层面的国有企业和经济发展数据进行实证分析。经济发展数据包含 GDP 、人均 GDP 、就业人数、固定资产投资、人口、高校学生数和实际利用外资额,数据主要来自《中国城市统计年鉴》,其中高校学生数的数据存在一些缺失,通过查询相应省份的教育年鉴进行补充。国有企业数据使用国企从业人员数量,由于以上 4 年中只有 1984 年的国企数据可以通过《中国城市统计年鉴》获得,其余 3 年的国企从业人员数据通过各个省、市的统计年鉴整理汇总而成,其中数据缺失的省份为云南省、甘肃省、青海省、海南省和西藏自治区,能够获取数据的城市个数为 190 个。

2. 被解释变量:本文的被解释变量包括 GDP 、 $PerGDP$ 、 EMP 和 INV 。 GDP 表示总产出,计算时使用地区生产总值,并通过 GDP 指数进行平减。 $PerGDP$ 表示人均产出,计算时使用人均地区生产总值,并通过人均 GDP 指数进行平减。 EMP 表示就业,计算时使用年末从业人员人数。 INV 表示投资,计算时使用固定资产投资额,通过 GDP 指数进行平减。

3. 核心解释变量:在实证分析中,核心解释变量是 SOE ,用来反映各个地级市对于国有企业的依赖程度,若该变量的数值较大,则说明相应城市的资源大多集中在国有企业。本文在计算 SOE 时,使用国有企业从业人数/从业总人数得到相应比重。为使回归结果更加清晰,我们将 SOE 在差分后乘以 -1,用来表示 SOE 的降低。

4. 控制变量:本文的控制变量包括 POP 、 EDU 和 $OPEN$ 。 POP 表示人口,计算时使用年末总人口。 EDU 表示教育,计算时使用高校在校学生数。 $OPEN$ 表示开放程度,计算时使用实际利用外资额,并通过 GDP 指数进行平减。

5. 地区固定效应:模型中的 η_i 表示地区固定效应,是表示城市 i 是否属于东、中、西部的虚拟变量。

各个主要变量的描述性统计见表 1。可以看出,各地级市总体对于国有企业的依赖程度大幅下降,国有企业从业人员占比由 1984 年的 72% 下降至 2013 年的 21%,这反映出以就业人员为代表的经济资源更多分配到国有企业之外。与此同时,我们看到总量 GDP 和人均 GDP 在 2013 年均比 1984 年有大幅增加, GDP 总量与人均 GDP 均得到较大幅度的提升。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量名称 | 1984 年 | | | 2013 年 | | | 差分 | | |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 均值(1) | 标准差(2) | 样本量(3) | 均值(4) | 标准差(5) | 样本量(6) | 均值(7) | 标准差(8) | 样本量(9) |
| SOE | 0.723 | 0.100 | 190 | 0.210 | 0.098 | 190 | -0.513 | 0.119 | 190 |
| GDP | 0.106 | 0.116 | 177 | 0.273 | 0.323 | 190 | 0.182 | 0.224 | 177 |
| PerGDP | 0.207 | 0.148 | 162 | 0.575 | 0.509 | 190 | 0.393 | 0.422 | 162 |
| EMP | 0.039 | 0.058 | 190 | 0.141 | 0.194 | 190 | 0.102 | 0.154 | 190 |
| INV | 0.010 | 0.019 | 190 | 0.176 | 0.167 | 190 | 0.166 | 0.159 | 190 |
| POP | 0.214 | 0.236 | 190 | 0.491 | 0.345 | 190 | 0.278 | 0.289 | 190 |
| EDU | 0.008 | 0.015 | 143 | 0.118 | 0.187 | 190 | 0.125 | 0.178 | 143 |
| OPEN | 0.052 | 0.480 | 190 | 0.128 | 0.254 | 190 | 0.075 | 0.507 | 190 |

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》以及各个省市统计年鉴、教育年鉴的相关数据整理汇总而成。

四、实证结果

(一) 基本结果

为了检验前文假说，本部分首先利用 1984 和 2013 年中国 190 个地级市的数据，应用模型(3)进行估计，回归结果报告于表 2 中。第(1)、(2)列使用人均 GDP 变化的对数作为被解释变量，第(3)、(4)列使用总量 GDP 变化的对数作为被解释变量。

表 2 基本回归结果

| 解释变量 | lnPerGDP (1) | lnPerGDP (2) | lnGDP (3) | lnGDP (4) |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| dSOE | 2.046 *** (0.469) | 2.001 *** (0.465) | 1.225 * (0.644) | 1.194 * (0.616) |
| C | 9.224 *** (0.231) | 9.014 *** (0.241) | 6.417 *** (0.313) | 6.185 *** (0.310) |
| Region FE | No | Yes | No | Yes |
| R_sq | 0.105 | 0.205 | 0.030 | 0.102 |
| Observations | 161 | 161 | 177 | 177 |

说明：括号内为稳健标准误，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

表 2 中的第(1)、(3)列报告了在不加任何控制变量与固定效应的情况下，dSOE 对 lnPerGDP 和 lnGDP 的影响。当 dSOE 减少 1 个单位时，lnPerGDP 增加 2.046 个单位且在 1% 的水平上显著，lnGDP 增加 1.225 个单位且在 10% 的水平上显著。第(2)、(4)列在加入表示东、中、西部的地区固定效应后，依然得到类似结果。当 dSOE 减少 1 个单位时，lnPerGDP 增加 2.001 个单位且在 1% 的水平上显著，lnGDP 增加 1.194 个单位且在 10% 的水平上显著。由此可以看到，各地级市对于国企依赖程度的变化对于该市人均 GDP 的变化存在负向影响。在国有企业改革的进程中，越来越多的经济领域开放市场竞争，从而使得越来越多的经济资源配置到非国有领域，并通过更高程度的激励和竞争实现更高的人均 GDP 水平。市场化程度的不断提高能够优化资源配置，并促进地区人均 GDP 的提高。

(二) 稳健性检验

在使用模型(3)进行回归时，误差项 $d\varepsilon_i$ 有可能与变量 $dSOE_i$ 相关，从而可能导致估计结果的一致。同时，部分城市如直辖市、省会城市等，可能在经济因素之外由于行政资源等因素得到更好发展，从而对估计结果产生影响。对于这些可能存在的问题，我们进行一系列的稳健性检验，以保证估计结果较为可靠。我们使用包含控制变量的模型进行回归，将结果报告于表 3 中。

表 3

加入控制变量的稳健性回归结果

| 解释变量 | ln _d PerGDP (1) | ln _d PerGDP (2) | ln _d PerGDP (3) | ln _d PerGDP (4) |
|----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| dSOE | 1. 111 ** (0.424) | 1. 081 ** (0.439) | 0.468 *** (0.666) | 0.465 *** (0.067) |
| ln _d POP | - 0. 287 *** (0.056) | - 0. 279 *** (0.056) | - 0. 032 (0.029) | - 0. 032 (0.029) |
| ln _d EDU | 0. 236 *** (0.058) | 0. 231 *** (0.063) | 0. 137 *** (0.015) | 0. 138 *** (0.015) |
| ln _d OPEN | 0. 106 ** (0.047) | 0. 103 ** (0.052) | 0. 072 *** (0.009) | 0. 072 *** (0.009) |
| C | 7. 514 *** (0.492) | 7. 531 *** (0.501) | 8. 783 *** (0.209) | 8. 779 *** (0.209) |
| Region FE | No | Yes | No | Yes |
| R_sq | 0. 512 | 0. 514 | 0. 710 | 0. 710 |
| Observations | 108 | 108 | 520 | 520 |

说明:括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

首先,我们在一阶差分模型中加入控制变量进行回归。表3的第(1)列为控制人口、教育和开放程度的回归结果,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加1.111个单位,并在5%的水平上显著。第(2)列报告了在控制人口、教育和开放程度的基础上,加入地区固定效应的结果,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加1.081个单位,且在5%的水平上显著。可以看出,在加入控制变量和地区固定效应后,结果仍然呈现出较强的稳健性。

接下来,考虑到在误差项不存在序列相关时,固定效应模型比一阶差分模型更加有效,为进一步验证结果的稳健性,我们应用模型(6)进行回归,并将结果报告于表3的第(3)、(4)列。第(3)列为加入控制变量后使用固定效应模型的估计结果,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加0.468个单位,且在1%的水平上显著。第(4)列在加入东、中、西部固定效应后结果类似,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加0.465个单位,且在1%的水平上显著。可以看到,几组结果均反映出国企比重下降与人均GDP增长之间是显著相关的。

此外,在异质性分析的表4中,我们在使用不同样本集时也可以得到一致的结果。因此,我们可以认为回归结果是较为稳健的。

(三) 异质性分析

考虑到部分城市(如直辖市、省会城市等)具有较强的特殊性,我们分别使用不同城市的样本集应用模型(3)进行回归,将估计结果报告于表4中。

其中,第(1)列为不包含地区固定效应的结果,在剔除直辖市后,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加1.877个单位;在此基础上又剔除省会城市后,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加1.588个单位;继续剔除副省级城市后,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加1.550个单位;再剔除70个大中城市后,dSOE每减少1个单位,ln_dPerGDP增加1.463个单位。以上结果均在1%的水平上显著。第(2)列为包含地区固定效应的结果,在陆续剔除直辖市、省会城市、副省级城市和70个大中城市的过程中,dSOE每减少1个单位时,ln_dPerGDP分别增加1.863、1.618、1.580和1.401个单位,除D组在5%的水平上显著之外,其余组别均在1%的水平上显著。我们还可以发现,从A组到D组依次剔除特殊类型的城市时,估计得到dSOE系数的绝对值依次递减。这体现了在行政级别较高、规模较大的城市,国企依赖程度对人均GDP的影响较强。对此,我们在E组中选出70个大中城市作为样本,估计结果体现了与A—D组相一致的结论。在70个大中城市的样本集中,dSOE每减

少 1 个单位, $\ln dPerGDP$ 增加 2.957 个单位(在控制地区固定效应时为 3.081 个单位), 并在 1% 的水平上显著。中国的国有企业改革进程是各个地区市场化程度和资源配置效率不断提高的过程, 而规模较大的城市能够将更多的经济资源配置和吸引到效率更高的领域, 从而更能促进地区人均 GDP 的提升。

表 4

使用不同样本集的回归结果

| 解释变量 | $\ln dPerGDP$ (1) | $\ln dPerGDP$ (2) |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|
| A 组: 删除直辖市的样本集 | | |
| $dSOE$ | 1.877 *** (0.474) | 1.863 *** (0.472) |
| Observations | 157 | 157 |
| B 组: 删除直辖市、省会城市的样本集 | | |
| $dSOE$ | 1.588 *** (0.442) | 1.618 *** (0.442) |
| Observations | 142 | 142 |
| C 组: 删除直辖市、省会城市、副省级城市的样本集 | | |
| $dSOE$ | 1.550 *** (0.464) | 1.580 *** (0.469) |
| Observations | 130 | 130 |
| D 组: 删除直辖市、省会城市、副省级城市、70 个大中城市的样本集 | | |
| $dSOE$ | 1.463 *** (0.526) | 1.401 ** (0.531) |
| Observations | 107 | 107 |
| E 组: 只使用 70 个大中城市的样本集 | | |
| $dSOE$ | 2.957 *** (1.033) | 3.081 *** (0.967) |
| Observations | 54 | 54 |

说明: 括号内为稳健标准误, ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。其中第(1)列不包含地区固定效应, 第(2)列包含地区固定效应。

中国不同地区在自然条件、经济条件等方面存在较大差异, 在经济发展状况上呈现出一定的地区差异。因此, 地级市的国企依赖程度对人均 GDP 的影响可能呈现出地区异质性。我们将样本根据地级市所在位置分为东、中、西部, 应用模型(3)进行回归, 结果报告于表 5 中。

表 5 分不同地区的回归结果

| 解释变量 | 东部 $\ln dPerGDP$ (1) | 中部 $\ln dPerGDP$ (2) | 西部 $\ln dPerGDP$ (3) |
|--------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| $dSOE$ | 2.262 *** (0.836) | 1.381 *** (0.406) | 3.142 ** (1.271) |
| C | 9.377 *** (0.409) | 9.326 *** (0.195) | 8.511 *** (0.665) |
| R_sq | 0.106 | 0.093 | 0.189 |
| Observations | 68 | 59 | 34 |

说明: 括号内为稳健标准误, ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

可以看到, 不同地区的 $dSOE$ 与 $\ln dPerGDP$ 均在 1% 或 5% 的水平上负相关, 系数的绝对值存在一定差异。当 $dSOE$ 减少 1 个单位时, $\ln dPerGDP$ 在东部地区增加 2.262 个单位且在 1% 的水平上显

著,在中部地区增加 1.381 个单位且在 1% 的水平上显著,在西部地区增加 3.142 个单位且在 5% 的水平上显著。以上结果体现了在中国不同地区,国有企业占比对于地区人均 GDP 不同程度的影响。

在国企改革进程中,不同时期和阶段可能体现出不同特征,对经济增长的作用可能具有时间上的异质性。因此,我们以 1984 年为初期,依次与 1993、2003 和 2013 年进行差分,得到每 10 年递增一阶段的回归结果,并报告于表 6 中。

表 6 分不同时期的回归结果

| 解释变量 | 1993 年 | 2003 年 | 2013 年 |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | $\ln dPerGDP$ | $\ln dPerGDP$ | $\ln dPerGDP$ |
| (1) | (2) | (3) | |
| $dSOE$ | 0.020 (0.090) | 1.256 *** (0.418) | 2.001 *** (0.465) |
| C | 8.916 *** (0.074) | 9.502 *** (0.073) | 9.014 *** (0.241) |
| R_sq | 0.106 | 0.183 | 0.205 |
| Observations | 141 | 159 | 161 |

说明:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

可以看到,国企比重与人均 GDP 的关系在不同时期存在一定差异。在 1984 到 1993 年, $dSOE$ 与 $\ln dPerGDP$ 之间并不显著;到 2003 年, $dSOE$ 每下降 1 个单位, $\ln dPerGDP$ 增加 1.256 个单位,且在 1% 的水平上显著;到 2013 年, $dSOE$ 每下降 1 个单位, $\ln dPerGDP$ 增加 2.001 个单位,且在 1% 的水平上显著。表 6 的回归结果显示,国企改革对于经济增长的促进作用是随时间递增的,这可能与其中的影响机制有关。对于国企改革促进经济增长的作用机制,我们在接下来的机制分析中进行探究。

(四) 机制分析

通过此前的分析可以看到,各地级市对于国企依赖程度的变化对于该市人均 GDP 的变化存在负向的影响。这种负向效应是通过何种机制实现的?我们认为,各市对于国企依赖程度的降低意味着经济资源更多地配置到非国有部门,同时非国有部门拥有更多激励参与市场竞争,从而更多地发现和实现市场机会。在此过程中,市场化程度的提高有利于优化资源配置,并促使人均 GDP 得到提高。在市场化程度提高、生产边界扩大的过程中,代表劳动的就业和代表资本的投资将会增加,并对人均 GDP 产生正向作用。

对此,我们在此前分析的基础上加入就业和固定资产投资的因素进行机制分析。在表 7 中,我们以就业和固定资产投资的变化作为被解释变量,分析各地级市的国企依赖程度对二者的影响。第(1)、(2)列的被解释变量为就业,第(2)列包含地区固定效应,当 $dSOE$ 减少 1 个单位时, $\ln dEMP$ 分别增加 2.178 和 2.206 个单位,且分别在 5% 和 1% 的水平上显著。第(3)、(4)列的被解释变量为固定资产投资,第(4)列包含地区固定效应,当 $dSOE$ 减少 1 个单位时, $\ln dINV$ 分别增加 1.020 和 0.990 个单位,且都在 10% 的水平上显著。

之后,我们在模型(3)中分别将就业和固定资产投资加入解释变量,分析其对人均 GDP 的影响,并将结果报告于表 8 中。其中第(1)、(2)列将就业加入解释变量,第(2)列包含地区固定效应, $\ln dEMP$ 每增加 1 个单位, $\ln dPerGDP$ 分别增加 1.769 和 1.884 个单位,且在 1% 的水平上显著。第(3)、(4)列将固定资产投资加入解释变量,第(4)列包含地区固定效应, $\ln dINV$ 每增加 1 个单位, $\ln dPerGDP$ 分别增加 1.651 和 1.670 个单位,且在 1% 的水平上显著。可以看到,将就业和固定资产投资分别加入解释变量后均显著为正,说明他们可能是国企改革促进经济增长的途径。

因此,我们认为国企依赖程度影响人均 GDP 的主要机制是通过提升地区整体的就业和固定资产投资水平实现的。在国有企业改革的过程中,经济资源更多地配置到非国有部门,同时令非国有部

门拥有更多激励参与市场竞争,从而不断发现和实现市场机会,使得人均 GDP 得到提高。以每个城市为单位,国企改革提高了地区市场化水平,使得更多的就业人员与固定资产投资配置到效率更高的领域,实现资源配置的优化。因此我们可以看到,在国企改革的进程中,就业和固定资产投资更多地配置于效率更高的竞争性市场,在扩大市场规模的同时,促使地区人均 GDP 得到提升。由此,我们对前文提出的假说进行了验证。

表 7 机制分析的回归结果 I

| 解释变量 | IndEMP (1) | IndEMP (2) | IndINV (3) | IndINV (4) |
|--------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| dSOE | 2.178 ** (0.856) | 2.206 *** (0.816) | 1.020 * (0.565) | 0.990 * (0.528) |
| C | 2.966 *** (0.447) | 2.721 *** (0.431) | 15.771 *** (0.289) | 15.576 *** (0.279) |
| Region FE | No | Yes | No | Yes |
| R_sq | 0.045 | 0.151 | 0.023 | 0.124 |
| Observations | 183 | 183 | 190 | 190 |

说明:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

表 8 机制分析的回归结果 II

| 解释变量 | IndPerGDP (1) | IndPerGDP (2) | IndPerGDP (3) | IndPerGDP (4) |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| dSOE | 1.769 *** (0.654) | 1.884 *** (0.636) | 1.651 *** (0.592) | 1.670 *** (0.579) |
| IndEMP | 0.226 *** (0.059) | 0.179 *** (0.057) | | |
| IndINV | | | 0.367 *** (0.071) | 0.308 *** (0.077) |
| C | 8.414 *** (0.348) | 8.364 *** (0.325) | 3.429 *** (1.053) | 4.223 *** (1.118) |
| Region FE | No | Yes | No | Yes |
| R_sq | 0.212 | 0.261 | 0.277 | 0.310 |
| Observations | 154 | 154 | 160 | 160 |

说明:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

五、结论

经过 30 余年的发展,中国在国有企业改革方面已经取得了显著成就,市场化水平和资源配置效率得到了明显提升。本文利用中国 190 个地级市的面板数据,实证研究了国企改革对地区经济增长的影响,并得到如下结论:国有企业改革显著促进了地区经济增长,市场化程度的不断提升使得资源配置效率得到优化,并促使地区人均 GDP 得到提高。与此同时,城市规模越大,国有企业改革对城市经济增长的影响效应越大,在行政级别更高、规模更大的城市中,国有企业占比的下降更能促进人均 GDP 的提高。同时,国企改革的效果是随时间递增的。在影响机制上,我们认为国有企业改革主要通过提高市场化程度、提升地区整体的就业和固定资产投资水平,进而促进地区经济发展。国企改革提高了资源配置效率,使得更多的就业和固定资产投资配置到效率更高的领域,实现资源配置的优化,并促使地区人均 GDP 得到提升。

在经济新常态的背景之下,中国部分地区的国有企业占比仍然过高,存在地区经济结构单一、经济活力不足等问题。一些地区在国有企业整体效率较低的情况下,仍在资金、人事、政策等方面过于

倾向国有企业,造成地区的资源错配和效率损失。因此,在现阶段我们需要进一步深化国企改革,提高经济发展的内生动力和市场化水平。针对国企改革的实际效果和现有问题,我们从存量和增量两个方面提出政策建议:(1)在存量方面,应继续改善国有企业的治理模式和提升经济效率,进一步探索和完善适宜的治理模式与企业制度,建立更加科学的考核分配体系。可以通过分类改革的思路,对公益性和竞争性的企业采取不同的评价方法和激励机制,从而实现国有企业社会职责和经济绩效的多元目标。(2)在增量方面,应把握“使市场在资源配置中起决定性作用”这一原则,充分发挥市场在资源配置方面的活力和效率,不断培育和增强经济发展的新动能,为经济发展提供持续动力,进一步发展和完善社会主义市场经济。

Reform of State-Owned Enterprises and China's Regional Economic Growth

Li Zhaochen Yang Mengjun Zheng Shilin

Abstract: Since it launched reform and opening up, China has gone through an unprecedented process of reform of state-owned enterprises, which had a profound impact on China's economic development. On the basis of reviewing the reform process of state-owned enterprises in China, this paper uses the first-difference model, the fixed effect model and 190 prefecture-level cities' panel data to examine the impact of the reform of state-owned enterprises on China's regional economic development. The results show that: (1) the reform of state-owned enterprises significantly promoted the regional economic growth and the more proportion of state-owned enterprises decreased, the more per capita GDP increased. (2) The larger the city scale is, the more effect of state-owned enterprise reform had on urban economic growth, and the effect is increasing over time. (3) The reform of state-owned enterprises promoted regional economic development mainly through promoting the degree of marketization and increasing the employment and the investment of fixed assets. The results show that the reform of state-owned enterprises is a key of promoting the level of marketization and allocation efficiency, and a significant explanation for the rapid growth of China's regional economy in the past 40 years. It is an important measure for China's economy's crossing the middle income trap and reaching the level of middle developed countries to deepen the reform of state-owned enterprises and encourage the common development of various ownership economies.

Key Words: Reform of State-Owned Enterprises; Property Right Theory; Regional Economic Growth; Marketization

(责任编辑:王姣娜)