

差异化股权制衡度、 行业异质性与全要素生产率*



——基于混合所有制企业的证据

李双燕^{1,2} 苗进^{1,2}

(1. 西安交通大学经济与金融学院, 陕西 西安 710061;

2. 陕西省创新驱动与产业升级研究中心, 陕西 西安 710061)

内容提要:在中国混合所有制改革的实践中,由于国有企业改制为混合所有制企业和民营企业通过引入国有资本参与混合所有制改革的动机不同,其股权制衡效果可能存在差异,且该效果也会随行业而变化。本文区分国有类和非国有类混合所有制企业,实证研究了差异化股权制衡度对两类混合所有制企业全要素生产率的影响。研究发现,公司治理制衡度与全要素生产率呈倒“U”型关系,混合主体制衡度能促进生产率的提升,混合主体深入度对生产率的影响在两类混合所有制企业下有显著差异。分行业考察发现,在垄断行业中,公司治理制衡度的提高能促进生产率的提升,而混合主体制衡度对生产率影响不显著。混合主体深入度对生产率的正向影响只存在于国有类混合所有制企业中。在竞争行业中,三类股权制衡度对生产率的影响接近总体样本结论。在公益类行业中,公司治理制衡度对生产率的影响不显著,混合主体制衡度对生产率有负向影响,混合主体深入度与生产率的“U”型关系只在非国有类混合所有制企业中呈现。本文研究结论的政策启示在于,在制定混合所有制分层分类改革的政策时,应视行业差异与企业性质不同,设计恰当的公司治理结构,并适度把握混合主体的多样性与深入性。

关键词:混合所有制 差异化股权制衡 行业异质性 全要素生产率

中图分类号:F271;F276.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)01—0005—20

一、引言

自20世纪70年代末期我国国有企业改革拉开帷幕至今,如何发展混合所有制经济、提升混合所有制企业的生产效率一直是实践界不断摸索和学术界研究的重要问题。回顾我国混合所有制改革历史,有以下三个方面的特点:第一,国有企业的混合所有制改革路径体现为自上而下的“政策导向型”改革模式,即以执行改革政策为主,较少有应市场化发展需求的主动参与,在这种改革模式下,非国有资本主动参与的积极性不高,致使改革效率低下。第二,民营企业参与混合所有制改

收稿日期:2019-05-27

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“控制权配置视角下并购驱动混合所有制结构形成与优化的路径研究”(17BJY019);西安交通大学中央高校基本科研业务费专项基金“基于行业异质性的中国混合所有制企业改革效率评价”(1191339137)。

作者简介:李双燕,女(回族),副教授,管理学博士,研究领域是契约理论与现代公司治理转型,电子邮箱:shuangyanli@mail.xjtu.edu.cn;苗进,男,硕士研究生,研究领域是公司治理,电子邮箱:belongtomj@163.com。通讯作者:李双燕。

革的路径体现为引入国有资本,这通常表现为“市场导向型”改革模式,即民营企业为了有效利用国有资本带来的各种资源优势,主动参与混合所有制改革。但这种改革模式下,国有资本较少参与混合所有制企业的具体运营,因此,治理机制难以有效健全。第三,处于不同行业的企业改制效果差异较大,如垄断行业、竞争类行业和公益类行业的国有控股比例不同,导致以股权制衡度所体现的混合所有制改革程度对企业运营效率产生差异化的影响。因此,如何界定国有资本和非国有资本的权力边界,如何对两者进行合理的股权配置并形成恰当的股权制衡状态,如何通过股权制衡促进混合所有制企业的效率提升是混合所有制改革的重要目标。

基于上述背景,本文认为,由于国有企业改制为混合所有制企业和民营企业通过引入国有资本参与混合所有制改革的动机不同,其股权制衡对企业改革效率的影响可能有较大差异。与西方企业股东类别大多以私有主体不同,中国的混合所有制改革重在发挥国有股东和非国有股东之间的相互监督与制衡作用,在充分借鉴西方公司治理理论的前提下,也需要结合中国国有企业所处的行业差异加以总结与改进。一些学者对国有企业混合所有制改革进程中的绩效进行了研究,如 Song 等(2015)^[1]认为国有股东以实现政策目标为主,而民营股东以实现利润最大化为主,当企业中非国有股东力量增强时,企业将更多地注重实现市场目标,从而提升企业绩效。Sun 和 Tong (2003)^[2]研究了中国国有上市公司的数据,发现国有企业股票私有化发行可以提高企业盈利能力,并且国有股权会对企业绩效产生负面影响,但在股票私有化发行后,法人股权对企业绩效有正向影响。

本文试图探究以下问题:(1)以股权制衡度所代表的混合所有制改革程度是否促进了企业的全要素生产率?(2)在不同类别的混合所有制企业中,股权制衡度对全要素生产率的影响有何差异?(3)在当前分行业类型推进混合所有制改革的过程中,股权制衡度与企业全要素生产率的关系是否存在差异?以往部分文献主要关注于股权制衡度对公司经营绩效或价值的影响(Paniagua 等,2011^[3];He 和 Kyaw,2018^[4];隋静等,2016^[5]),鲜有文献对股权制衡与全要素生产率的关系,以及哪些因素影响了两者之间的关系进行研究。尽管郭于玮和马弘(2016)^[6]对混合所有制企业全要素生产率进行了测算,但该研究主要关注国有企业中引入非国有企业的样本,并没有对非国有企业引入国有资本后的效率进行测算。

目前,国内对于如何发展混合所有制的研究大致分为以下三类:第一,发展混合所有制的理论探索,如汤吉军(2012)^[7]基于不完全契约理论探究了发展混合所有制的理论逻辑。第二,对如何发展混合所有制提出的政策建议或案例分析,如针对不同类型的国有企业进行分类改革与治理(黄群慧,2013)^[8],混合所有制混合主体的进入与退出机制构建(黄速建,2014)^[9],混合所有制改革过程中的国有资产流失与监管、其他经济主体参与动力以及撤出去向问题的解决(唐克敏,2015)^[10],国有企业去行政化和高管年薪制度的设计(王东京,2019)^[11]等。第三,混合所有制改革过程中构建股权制衡重要性的案例或实证研究(郝云宏和汪茜,2015^[12];马连福等,2015^[13];朱磊等,2019^[14])。遗憾的是,这些研究还存在一些不足或没有涉及的方面,这可能是本文研究的创新之处:第一,多数研究侧重于对混合所有制企业进行定性的政策建议或案例分析,特别是以对混合所有制企业的财务绩效研究较多,对全要素生产率测算的研究较少,本研究弥补了混合所有制企业绩效研究的不足;第二,以往研究以国有企业为研究对象(马连福等,2015)^[13],而鲜有对非国有性质的混合所有制企业进行研究,且未对两类研究对象进行对比分析,本文的全类型研究有助于了解混合所有制企业改革的全貌;第三,研究股权制衡对混合所有制企业绩效影响的文献,没有充分考虑行业的异质性特征,本研究从行业异质性角度对股权制衡与全要素生产率之间的关系进行了分类,为进一步贯彻国务院“分类分层推进混合所有制改革”的政策提供了实证参考依据。

二、理论分析与研究假设

由于研究背景和研究方法等方面的差异,国内外文献就股权制衡对企业价值和企业绩效的关系并没有达成统一的结论。一般认为,股权制衡度与混合所有制企业全要素生产率之间的关系既不是制衡度越低越好,也不是制衡度越高越好,而是可能存倒“U”型关系(隋静等,2016)^[5];并且西方主流文献对于两者之间的关系主要基于竞争性一般行业展开研究,并没有区分在行业异质性下两者的差异。马连福等(2015)^[13]强调了混合所有制企业中股权制衡的重要性,他们定义了混合主体多样性、混合主体深入性和混合主体制衡度对企业绩效的作用路径。借鉴上述研究,本文从以下三个不同的视角研究差异化股权制衡度对企业效率的影响:(1)传统意义上的公司治理制衡度,从股东之间持股关系角度研究其对企业效率的影响,主要研究非控股股东对控股股东的制衡程度;(2)混合主体制衡度,即从不同类型股东角度研究其对企业效率的影响;(3)混合主体深入度,体现了混合主体进行股权制衡时的深入程度。基于2015年9月颁布的《国务院关于国有企业发展混合所有制经济的意见》中提出的,在竞争类行业、特殊行业与公益类行业分类分层推进国有企业混合所有制改革的思路,参考岳希明等(2010)^[15]的做法和《2011国民经济行业分类与代码》,将行业分为垄断类、竞争类和公益类三类。在分析的过程中,遵循以下假设逻辑,在中国的混合所有制改革实践中,国有企业参与改革的动机来源于两个方面:一是主动基于企业自身发展需要而进行的市场化改革;二是被动地为了执行中央的改制政策而改革。而民营企业参与改革的动机主要来源于自身发展的利益诉求,两者动机的不同导致在不同行业下股权制衡效果可能存在差异。

1. 垄断类行业下差异化股权制衡度与全要素生产率的关系

垄断行业一般分为两类:一类是凭借技术上的优势而形成的垄断;另一类是由政府行政控制下的垄断行业,这些行业一般以国有企业为主。首先分析公司治理制衡度。基于西方经典的公司治理理论,公司治理制衡度与全要素生产率可能存在倒“U”型关系(隋静等,2016)^[5]。在中国当前垄断类国有企业混合所有制改革的实践中,第一大股东仍掌握绝对控制权,第二大股东尚无法对第一大股东的股权地位形成制衡,即第二大股东的持股比例相对较低,还处于倒“U”型关系拐点的左侧,因此,推测在过去及当前的改革实践中,两者的关系应呈现在倒“U”型关系的拐点左侧,即具有正相关关系。其次,分析混合主体制衡度对全要素生产率的影响。对于垄断行业的大型国有企业来说,产业链下游的行业正在尝试向非国有企业开放,而处于产业链上游的核心产业则仍然是谨慎开放的态度,因此,非国有资本无法对国有资本的核心业务形成制衡,且两者之间的股份差额越大,非国有股东作为混合主体越难以在企业管理和关键技术方面有所贡献,因此,可能对全要素生产率不会产生显著影响。对于非国有的混合所有制企业来说,混合主体为国有企业,这些处于垄断行业中的非国有企业无需承担非市场化的社会责任,有较强的逐利性,它们之所以在企业中引入国有资本,主要出于获取各种资源的需要,或有助于进入某些产业壁垒的需要。通常情况下,民营企业大股东完全掌握董事会,制衡股东难以对其形成制衡或者仅仅是微弱的制衡,所以国有资本进入垄断类非国有企业也并不能起到预期的制衡作用。因此,在两类混合所有制企业中,混合主体对于全要素生产率均无显著影响。最后,分析混合主体深入度对全要素生产率的影响。在垄断行业中,尽管国有企业类的混合所有制企业会因市场缺乏竞争而激励不足,但随着混合所有制改革的深入推进,国有企业必须进行渐进式的改革,国有资本面临着必须与非国有资本混合的现实,随着非国有股东进入得越深入,越有可能促进国有股东加强管理,提升资本与劳动的生产效率。而非国有类混合所有制企业遵循市场化发展逻辑,国有股东进入主要为了获取利益,不谋求对企业的实际控制。因此,混合所有制改革的深入程度不能起到预期

的制衡作用,混合主体深入度与全要素生产率之间无显著的相关关系。因此,本文提出如下假设:

H_1 :垄断行业中,公司治理制衡度的提高能促进全要素生产率的提升,混合主体制衡度与全要素生产率不相关;对于控股股东为国有企业的混合所有制企业来说,混合主体越深入,越能促进全要素生产率的提升;对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业来说,混合主体深入度与全要素生产率不相关。

2. 竞争类行业下差异化股权制衡度与全要素生产率的关系

经典的公司治理理论根植于对一般竞争性行业的分析,研究发现,非控制性股东可以利用自身的信息优势,通过有效的监督降低第一大股东的侵占行为以提高企业绩效(Cai等,2015^[16];Cheng等,2017^[17])。另一部分学者认为,当股权过于集中时,大股东会以掏空行为(Dyck和Zingales,2004)^[18]来获取私有利益,降低了企业的运营效率。但也有学者提出,股权又不能太过分散,过于分散的股权结构会导致制衡股东的监督激励不足,进而导致低效问题(焦健等,2017)^[19]。对于混合所有制企业来说,引入制衡股东可以对第一大股东形成有效监督,从而改善企业效率,但制衡度过高,两类股东一致决策的交易成本将增加,反而会降低企业的决策效率,因此,两者之间可能存倒“U”型关系(隋静等,2016)^[5]。进一步分析混合主体制衡度。显然,不同类型且恰当的股权结构配置可以提升公司绩效(马连福等,2015)^[13],中国上市公司的非控制性股东可以利用自身的信息优势,在交易公司股份时获得超额利润,对控制性股东起到积极有效的监督,从而最小化控股股东对公司财富的侵占行为(Cheng等,2017)^[17]。卢建词和姜广省(2018)^[20]发现以股东类别和股东股份的多元化所体现的混合所有制程度有利于促进股东价值提升,两者之间存在正相关关系。最后分析混合主体深入度。由于两类混合所有制企业的改革动机不同,其股权制衡效果可能也会存在差异。刘晔等(2016)^[21]的研究表明,国有企业改制为混合所有制企业后,促进了全要素生产率的提升。但非国有股东的持股比例并非越大越好,当增加到一定程度后,国有股东感到决策权受到威胁时会进行抵制,此时非国有股东难以真正干预国有股东的重大决策,但非国有股东为了保护自身利益,会通过制造矛盾等非正式方式增加企业内部的交易成本,引发企业效率的降低。另一方面,民营企业也会引入国有股东,但通常在实践中,引入的国有股东并不真正地参与企业管理运营,反而可能随着国有股东参与程度的深入,民营企业会利用国有股东带来的资源过度投资等,导致全要素生产率的下降。因此,本文提出如下假设:

H_2 :公司治理制衡度与混合所有制企业的全要素生产率存在倒“U”型关系;混合主体制衡度越高,企业全要素生产率越高;当控股股东为国有企业时,混合主体深入度与全要素生产率存在倒“U”关系;当控股股东为非国有企业时,两者之间存在负相关关系。

3. 公益类行业下差异化股权制衡度与全要素生产率的关系

首先分析公司治理制衡度。公益类行业中的企业,不同股东之间整体利益目标趋同,即便引入制衡股东,股东之间的监督作用不会得到显著增强,且大股东的掏空行为也并不明显,所以预测公益类行业中公司治理制衡度与企业全要素生产率之间不存在显著关系。其次,分析混合主体制衡度与全要素生产率的关系。当控股股东为国有企业时,非国有股东进入公益类企业,其目的一般是出于构建良好企业形象,但另一方面,非国有股东对于财务利益的追求反而会抑制对公益项目的投入,造成资本使用的非效率,从而在一定程度上降低了混合所有制企业的全要素生产率。当控股股东为非国有企业时,国有股东的进入目标很可能是为了实现政策目标与支持产业发展,而对于技术与管理的贡献可能并不实际存在。所以无论是哪一类混合所有制企业,混合主体进入都可能造成交易成本的增加,抑制对公益项目的投入,从而降低全要素生产率,因此,预测

两者之间可能存在负相关关系。最后,分析混合主体深入度对全要素生产率的影响。对于控股股东为国有企业的混合所有制企业而言,非国有股东参与公益类企业的深入程度,并不能发挥其本身能够带来的智力以及管理等方面的优势,所以两者可能不存在显著关系。对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业而言,国有股东的占股比例代表了混合主体深入度,国有股越深入,越能利用自身资源充分发挥社会效益,但深入度达到一定水平后,对全要素生产率的正向影响又会减弱。所以此时混合主体的深入度与全要素生产率呈“U”型关系。因此,本文提出如下假设:

H₃:公益类行业中,公司治理制衡度与混合所有制企业的全要素生产率不相关;混合主体制衡度与全要素生产率呈负相关关系;当控股股东为国有企业时,混合主体深入度与全要素生产率不相关,当控股股东为非国有企业时,混合主体深入度与全要素生产率呈“U”型关系。

三、研究设计

1. 样本选取与数据来源

基于混合所有制企业数据的可获得性、完整性等原因,本文选取 2003—2016 年我国 A 股上市公司中前十大股东含有国有股的企业作为混合所有制企业样本,将其分为国有控股和非国有控股的混合所有制企业,其中非国有控股的混合所有制企业前十大股东中必须含有国有股。数据来源和搜集过程如下:股东名单、股票代码、股东类型、股权结构信息来自于锐思数据库,并剔除了 ST、*ST 以及 SST 等类型的股票和金融类行业股票,将得到的样本中大股东类型缺失的数据删除,将前十大股东没有国有股东的样本删除。进一步从国泰安数据库搜集了其他所需的企业财务、行业性质、公司特征等数据,其中行业代码以证监会 2012 年发布的《上市公司行业分类指引》和《2011 国民经济行业分类与代码》为标准,本文定义垄断行业包括石油和天然气开采业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,电力、燃气及水的生产与供应业,铁路运输业,水上运输业,航空运输业,电信、广播电视和卫星传输服务;公益类行业包括科学研究及技术服务业,水利、环境和公共设施管理业,教育业,卫生和社会工作。从中经网数据库获取中国各地区各年份的消费者价格指数与固定资产投资价格指数。从 WIND 数据库获取上市公司的上市地点以及公司成立时间信息。剔除所有数据中有缺漏的观测值,最后得到 13149 条观测值,共涉及 1954 家混合所有制企业。

2. 变量说明

(1)被解释变量。全要素生产率(TFP)。本文采用企业的微观数据对全要素生产率进行估计,分别采用了两种方法:第一种为 Olley-Pakes(OP)法;第二种为 Levinsohn-Petrin(LP)方法。首先基于 OP 法对混合所有制企业全要素生产率进行了测算,估计过程参考鲁晓东和连玉君(2012)^[22],所有指标均以 2003 年为元年进行价格平减。进一步运用 LP 法进行估计,两种方法估计的全要素生产率大部分数值相近,变动趋势一致。

(2)解释变量。第一,公司治理制衡度(EBD),采用第二大至第十大股东比例之和除以第一大股东持股比例来表示,设为 $EBD = [Sum(S2:S10)]/S1$ 。第二,混合主体制衡度(Restr),参考马连福等(2015)^[13]的方法,采用非国有股东持股比例减去国有股东持股比例。第三,混合主体深入度,混合主体持股比例越高,代表混合股东对企业的影响越深入,对于国有企业,混合主体为非国有企业,深入度为非国有股东持股比例(Nonstateown);对于非国有企业,混合主体为国有企业,深入度为国有股东持股比例(Stateown)。

(3)控制变量。包括企业年龄(Age)、资产负债率(Lev)、研发投入(Rd)、自由现金流(CF)、企业规模(Lnsize)、股权性质(State)、股权集中度(H10)、营业毛利率(Lerner)、国有股持股比例

(*Stateown*)、机构持股比例(*Instiown*)、外资持股比例(*Foreiown*)、其他股比例(*Otherown*),变量名称和定义如表1所示。根据研究需要,在下面的模型中依次加入需要的变量。

表1 变量名称及定义

	变量名称	变量符号	度量方法
被解释变量	全要素生产率	<i>TFP</i>	OP和LP法,估计过程参考鲁晓东和连玉君(2012) ^[22]
解释变量	公司治理制衡度	<i>EBD</i>	第二大至第十大股东比例之和/第一大股东持股比例
	混合主体制衡度	<i>Restr</i>	非国有股东持股比例减去国有股东持股比例
	混合主体深入度	<i>Nonstateown</i>	非国有股东持股比例
<i>Stateown</i>		国有股东持股比例	
控制变量	企业年龄	<i>Age</i>	数据当年年份减去企业上市时间
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	研发投入	<i>Rd</i>	公司研发支出的自然对数
	自由现金流	<i>CF</i>	公司自由现金流
	企业规模	<i>Lnsiz</i>	公司总资产的自然对数
	股权性质	<i>State</i>	国有企业为1,非国有企业为0。
	股权集中度	<i>H10</i>	前十大股东持股比例平方和
	营业毛利率	<i>Lerner</i>	营业毛利额/主营业务收入
	国有股持股比例	<i>Stateown</i>	国有股东持股比例之和
	机构持股比例	<i>Instiown</i>	机构股东持股比例之和
	外资股比例	<i>Foreiown</i>	外资股东持股比例之和
	其他股比例	<i>Otherown</i>	其他股东持股比例之和

注:由于自由现金流存在负值,没有取自然对数,直接以亿为单位计量,改变计量单位不影响回归结果的显著性;其余财务指标原始数据以元为单位,本文中股东持股比例数据均来自于前十大股东

资料来源:本文整理

3. 模型设定

(1)公司治理制衡度与全要素生产率。回归模型如下:

$$TFP_{ijrt} = \beta_0 + \beta_1 EBD_{ijrt} + \beta_2 EBD_{ijrt}^2 + \beta_3 Age_{ijrt} + \beta_4 Lev_{ijrt} + \beta_5 Rd_{ijrt} + \beta_6 CF_{ijrt} + \beta_7 Lnsiz_{ijrt} + \beta_8 State_{ijrt} + \beta_9 H10_{ijrt} + \beta_{10} Lerner_{ijrt} + \beta_{11} Region_r + \beta_{12} Ind_j + \beta_{13} Year_t + \varepsilon_{ijrt} \quad (1)$$

因变量 TFP_{ijrt} 表示属于省份 r 与行业 j 的企业 i 在第七年的全要素生产率,解释变量为公司治理制衡度指标 EBD 和 EBD^2 。除了上述控制变量,还对区域、行业 and 年份进行了控制。

(2)混合主体制衡度与全要素生产率。回归模型如下:

$$TFP_{ijrt} = \beta_0 + \beta_1 Restr_{ijrt} + \beta_2 Age_{ijrt} + \beta_3 Lev_{ijrt} + \beta_4 Rd_{ijrt} + \beta_5 CF_{ijrt} + \beta_6 Lnsiz_{ijrt} + \beta_7 State_{ijrt} + \beta_8 H10_{ijrt} + \beta_9 Lerner_{ijrt} + \beta_{10} Stateown_{ijrt} + \beta_{11} Foreiown_{ijrt} + \beta_{12} Instiown_{ijrt} + \beta_{13} Otherown_{ijrt} + \beta_{14} Region_r + \beta_{15} Ind_j + \beta_{16} Year_t + \varepsilon_{ijrt} \quad (2)$$

本模型解释变量为混合主体制衡度 ($Restr$),涉及到混合主体持股比例的计算。因此,在模型(1)的基础上,模型(2)进一步控制了不同股东持股比例对因变量的影响,包括 $Stateown$ 、 $Instiown$ 、 $Foreiown$ 和 $Otherown$ 。

(3)混合主体深入度与全要素生产率。对于控股股东为国有企业的混合所有制企业而言,采

用前十大股东中非国有股东持股比例总和 (*Nonstateown*) 表示;对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业,采用前十大股东中国有股东持股比例总和 (*Stateown*) 表示。

$$TFP_{ijrt} = \beta_0 + \beta_1 Nonstateown_{ijrt} + \beta_2 Nonstateown_{ijrt}^2 + \beta_3 Age_{ijrt} + \beta_4 Lev_{ijrt} + \beta_5 Rd_{ijrt} + \beta_6 CF_{ijrt} + \beta_7 Lnsiz_{ijrt} + \beta_8 Instiown_{ijrt} + \beta_9 H10_{ijrt} + \beta_{10} Lerner_{ijrt} + \beta_{11} Region_r + \beta_{12} Ind_j + \beta_{13} Year_t + \varepsilon_{ijrt} \quad (3)$$

$$TFP_{ijrt} = \beta_0 + \beta_1 Stateown_{ijrt} + \beta_2 Age_{ijrt} + \beta_3 Lev_{ijrt} + \beta_4 Rd_{ijrt} + \beta_5 CF_{ijrt} + \beta_6 Lnsiz_{ijrt} + \beta_7 Instiown_{ijrt} + \beta_8 H10_{ijrt} + \beta_9 Lerner_{ijrt} + \beta_{10} Region_r + \beta_{11} Ind_j + \beta_{12} Year_t + \varepsilon_{ijrt} \quad (4)$$

四、实证研究结果

1. 描述性统计分析

图 1 列出了利用两种方法计算出的全要素生产率的核密度函数,测算结果与鲁晓东和连玉君(2012)^[22]的结果类似。相对来说,OP 法计算出的全要素生产率的值较大,且本文对两种方法计算出的全要素生产率进行了相关系数计算,达到了 0.964,说明了两种方法得出了相对一致的结论。

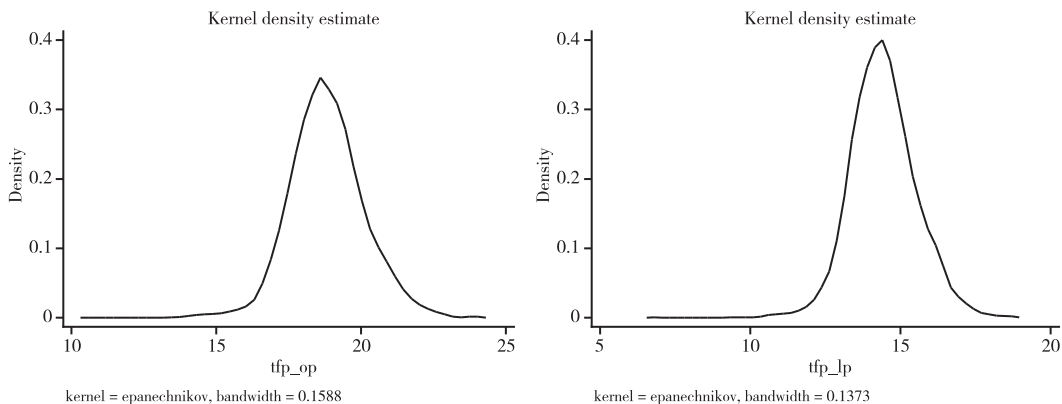


图 1 OP 和 LP 法下全要素生产率核密度函数

资料来源:本文绘制

表 2 进一步列出了全部变量的描述性统计结果,如表 2 所示,混合所有制企业的全要素生产率具有一定的差异,最小值为 15.564,最大值为 22.098,均值为 18.831,标准差为 1.242。公司治理制衡度的均值为 0.702,最大值为 3.097,最小值为 0.025,标准差为 0.652。混合主体制衡度的最小值为 -0.773,最大值为 0.763,均值为 -0.109,表明 A 股混合所有制企业中非国有股东持股总体上低于国有股东持股。股权性质的均值为 0.709,表明样本中国有控股的混合所有制企业比例达到了 70% 以上。

表 2 全部样本描述性统计

变量名	个数	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
<i>TFP</i>	13149	18.831	1.242	15.564	22.098	18.771
<i>EBD</i>	13149	0.702	0.652	0.025	3.097	0.493
<i>Restr</i>	13149	-0.109	0.412	-0.773	0.763	-0.222
<i>Nonstateown</i>	13149	0.223	0.212	0.008	0.778	0.131
<i>Stateown</i>	13149	0.332	0.226	0.004	0.797	0.343

续表 2

变量名	个数	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
<i>Age</i>	13149	10.597	5.637	0.000	26.000	11.000
<i>Lev</i>	13149	0.501	0.216	0.068	1.158	0.507
<i>Rd</i>	13149	0.623	2.950	0.000	23.507	0.000
<i>CF</i>	13149	0.094	4.992	-24.644	24.326	0.020
<i>Lnsize</i>	13149	7.623	1.332	2.303	12.453	7.648
<i>State</i>	13149	0.709	0.454	0.000	1.000	1.000
<i>H10</i>	13149	0.174	0.122	0.017	0.574	0.143
<i>Lerner</i>	13149	0.247	0.163	-0.045	0.763	0.213
<i>Instiown</i>	13149	0.068	0.100	0.000	0.578	0.035
<i>Foreiown</i>	13149	0.017	0.062	0.000	0.386	0.000
<i>Othertown</i>	13149	0.204	0.203	0.006	0.764	0.114

注:为了消除极端值的影响,除了公司年龄 *Age*,其余变量的数值都进行了 Winsor 处理

资料来源:本文整理

表 3 中列出了不同行业性质下的样本均值。由表可知,垄断类行业中的公司治理股权制衡度、混合主体深入度低于其他行业,国有股东持股比例相对较高,机构持股比例相对其他行业较低,股权集中度程度相对较高。从股权性质角度看,有超过 90% 的企业为国有企业。公益类行业的股权制衡度最高,研发投入相对最低,企业规模均值相对较小,体现出公益类行业企业的非盈利性与公益性。

表 3 分行业样本的描述性统计

变量名	垄断行业		竞争行业		公益类行业	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>TFP</i>	18.851	1.164	18.856	1.242	17.647	1.033
<i>EBD</i>	0.575	0.639	0.714	0.653	0.833	0.594
<i>Restr</i>	-0.357	0.295	0.080	0.415	-0.107	0.406
<i>Nonstateown</i>	0.112	0.130	0.235	0.216	0.236	0.197
<i>Stateown</i>	0.468	0.196	0.316	0.223	0.344	0.232
<i>Age</i>	11.534	5.267	10.476	5.649	11.078	6.432
<i>Lev</i>	0.527	0.207	0.497	0.217	0.502	0.220
<i>Rd</i>	0.064	0.935	0.702	3.126	0.041	0.290
<i>CF</i>	0.670	6.674	0.032	4.789	-0.160	3.157
<i>Lnsize</i>	7.592	1.280	7.646	1.335	6.749	1.126
<i>State</i>	0.910	0.286	0.686	0.464	0.698	0.460
<i>H10</i>	0.215	0.136	0.169	0.119	0.163	0.115
<i>Lerner</i>	0.249	0.150	0.245	0.164	0.338	0.184

续表 3

变量名	垄断行业		竞争行业		公益类行业	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>Instiown</i>	0.053	0.075	0.069	0.103	0.066	0.073
<i>Foreiown</i>	0.008	0.039	0.018	0.064	0.014	0.045
<i>Othertown</i>	0.104	0.128	0.216	0.207	0.223	0.197
N	1351		11530		268	

资料来源:本文整理

2. 主要实证结果分析

总体样本回归结果如表 4 所示,从列(1)和列(2)可以看出,在控制了年份、地区、行业等因素,核心解释变量均显著。公司治理制衡度的一次项系数显著为正,说明公司治理制衡度的改善促进了全要素生产率的提高。二次项系数显著为负,说明两者之间存在显著的倒“U”型关系。再来分析混合主体制衡度对全要素生产率的影响,列(3)为对全体样本的回归结果,列(4)和列(5)分别为对两类不同性质的混合所有制企业回归的结果。从列(3)中看出,*Restr* 的系数显著为正^①,说明混合主体制衡度对全要素生产率的贡献显著为正。根据列(4),非国有股东对国有股东制衡度的加强显著提高了全要素生产率。根据列(5),对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业,国有股东与非国有股东之间的制衡程度与全要素生产率之间则没有呈现出显著相关关系。最后分析混合主体深入度对全要素生产率的影响,从列(6)和列(7)来看,对于控股股东为国有企业的混合所有制企业,一次项结果并不显著,但是如果同时引入二次项,回归结果变得显著。这说明混合主体深入度与全要素生产率呈现显著的倒“U”型关系,表明适度的非国有股东参与可以提高全要素生产率,但非国有股东过于深入,会降低全要素生产率。对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业而言,国有混合主体深入度的增加则对企业全要素生产率产生了显著负向影响。

表 4 总体样本回归结果

因变量	<i>TFP</i> (1)	<i>TFP</i> (2)	<i>TFP</i> (3)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (4)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (5)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (6)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (7)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (8)
<i>EBD</i>	0.127 *** (4.88)	0.290 *** (4.62)						
<i>EBD</i> ²		-0.063 *** (-3.27)						
<i>Restr</i>			0.869 * (1.91)	0.964 ** (2.01)	-0.083 (-0.13)			
<i>Nonstateown</i>						0.076 (0.56)	0.494 ** (2.04)	

① 对于控股股东为国有企业的混合所有制企业而言,*Restr* 指标值越大,代表非国有股东相对国有股东制衡度越高;对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业而言,该指标越低,代表国有股东相对非国有股东制衡度越高。

续表 4

因变量	<i>TFP</i> (1)	<i>TFP</i> (2)	<i>TFP</i> (3)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (4)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (5)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (6)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (7)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (8)
<i>Nonstateown</i> ²							-0.931* (-1.77)	
<i>Stateown</i>				2.056*** (3.48)				-0.605* (-1.87)
<i>Age</i>	0.049*** (5.24)	0.050*** (5.23)	0.052*** (4.92)	0.061*** (5.55)	0.062*** (7.79)	0.055*** (5.30)	0.056*** (5.33)	0.057*** (7.53)
<i>Lev</i>	0.098 (1.01)	0.097 (1.00)	0.125 (1.31)	0.157 (1.55)	0.306 (1.49)	0.111 (1.07)	0.109 (1.05)	0.255 (1.27)
<i>RD</i>	0.012*** (3.41)	0.012*** (3.34)	0.013*** (3.72)	0.013*** (3.25)	0.009* (1.68)	0.012*** (3.15)	0.012*** (3.06)	0.008 (1.28)
<i>CF</i>	-0.001 (-1.38)	-0.001 (-1.37)	-0.001 (-1.19)	0.000 (0.15)	-0.005** (-2.26)	-0.000 (-0.19)	-0.000 (-0.16)	-0.005** (-2.37)
<i>Lsize</i>	0.297*** (11.38)	0.296*** (11.34)	0.291*** (11.28)	0.225*** (8.22)	0.368*** (6.75)	0.234*** (8.29)	0.235*** (8.35)	0.377*** (6.77)
<i>State</i>	0.024 (0.38)	0.026 (0.41)	0.014 (0.22)					
<i>H10</i>	1.872*** (9.04)	2.017*** (9.42)	0.937*** (3.58)	0.409 (1.47)	0.494 (1.16)	1.321*** (6.11)	1.364*** (6.23)	1.188*** (3.54)
<i>Lerner</i>	-0.494*** (-3.37)	-0.505*** (-3.44)	-0.528*** (-3.68)	-0.584*** (-3.82)	-0.337 (-1.53)	-0.547*** (-3.57)	-0.547*** (-3.57)	-0.296 (-1.34)
<i>Instiown</i>				0.540*** (3.32)	0.313 (1.30)	0.668*** (4.15)	0.616*** (3.78)	0.644*** (2.88)
<i>Foreiown</i>				0.203 (0.41)	0.739 (0.85)			
<i>Otherown</i>				-0.402 (-0.87)	0.779 (1.40)			
年份/行业/地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	15.757*** (54.83)	15.673*** (54.47)	15.530*** (51.87)	15.880*** (56.24)	14.760*** (31.12)	16.300*** (61.98)	16.240*** (61.02)	15.000*** (32.01)
R ²	0.409	0.411	0.414	0.398	0.454	0.385	0.385	0.449
N	13149	13149	13149	9321	3828	9321	9321	3828

注:括号内为*t*值;*,**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平

资料来源:本文整理

3. 分行业结果分析

(1) 垄断行业样本回归结果。表 5 中列(1)为公司治理股权制衡度对垄断类行业企业全要素生产率的影响结果;列(2)与列(3)为分股权性质检验的混合主体制衡度的检验结果;列(4)与列(5)为分股权性质检验的混合主体深入度的检验结果。由该表可知,公司治理制衡度对企业全要素生产率有较为显著的正向影响,但没有呈现出倒“U”型关系,可以推断是由于我国垄断行业国有企业仍然是一股独大,股权制衡度还未达到倒“U”型曲线的拐点,呈现出拐点的左侧关系,即正相关关系。混合主体制衡度对企业全要素生产率影响不显著,当控股股东为非国有企业时,国有股东参与没有带来全要素生产率的提升;混合主体深入度对控股股东为国有企业的混合所有制企业的全要素生产率有正向影响。由此可以推断,非国有主体的深入度越强,则非国有股东越有激励带来更多的智力以及管理资源,此处没有明显呈现出倒“U”型关系,是因为这一类企业的国有股东持股比例较高,非国有股东参与程度还不够深入,所以只呈现出促进作用。而对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业而言,国有股东参与程度的深入并不能提高全要素生产率,与假设 H_1 一致。

表 5 垄断行业回归样本

因变量	$TFP(1)$	$TFP(State = 1)(2)$	$TFP(State = 0)(3)$	$TFP(State = 1)(4)$	$TFP(State = 0)(5)$
<i>EBD</i>	0.128* (1.84)				
<i>Restr</i>		0.086 (0.06)	-1.014 (-0.55)		
<i>Nonstateown</i>				0.820** (2.34)	
<i>Stateown</i>		-0.049 (-0.03)	-1.333 (-0.75)		0.645 (1.50)
<i>Age</i>	0.0994*** (8.99)	0.0883*** (4.02)	0.025 (0.91)	0.096*** (7.82)	0.0377 (1.36)
<i>Lev</i>	0.292 (1.22)	0.153 (0.70)	-0.29 (-0.61)	0.182 (0.85)	-0.112 (-0.26)
<i>RD</i>	-0.051 (-0.51)	-0.063 (-0.64)	0.0278 (-0.13)	-0.063 (-0.63)	0.0255 (0.12)
<i>CF</i>	0.0029 (1.30)	0.004 (1.89)	-0.010*** (-3.87)	0.004* (1.86)	-0.009*** (-3.98)
<i>Lsize</i>	0.108** (2.38)	0.126** (2.50)	0.037 (0.38)	0.129** (2.54)	0.031*** (0.28)
<i>State</i>	0.619 (1.51)	0.026 (0.41)	0.0136 (0.22)		
<i>H10</i>	1.369*** (3.37)	1.393** (2.43)	2.396* (1.84)	1.242*** (2.98)	1.4320 (1.29)

续表 5

因变量	$TFP(1)$	$TFP(State = 1)(2)$	$TFP(State = 0)(3)$	$TFP(State = 1)(4)$	$TFP(State = 0)(5)$
<i>Lerner</i>	-0.594* (-1.82)	-0.465*** (-1.36)	-1.219*** (-4.26)	-0.467 (-1.41)	-1.343*** (-4.34)
<i>Instiown</i>		0.4080 (0.66)	0.274 (0.14)	0.370 (0.72)	-0.0892 (-0.05)
<i>Foreiown</i>		2.573 (1.21)	-10.180 (-0.91)	0.2030 (0.41)	0.7390 (0.85)
<i>Otherown</i>			-0.166 (-0.08)	-0.4020 (-0.87)	0.7790 (1.40)
年份/行业/地区	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	15.202*** (24.98)	16.922*** (32.48)	18.413*** (30.8)	16.717*** (52.66)	17.819*** (25.12)
R ²	0.446	0.441	0.650	0.437	0.637
N	1351	1230	121	1230	121

注:括号内为t值;*,**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平

资料来源:本文整理

(2)竞争行业样本回归结果。表6为竞争行业样本回归结果,列(1)为公司治理股权制衡度对竞争类行业企业全要素生产率的影响结果;列(2)与列(3)为分股权性质的混合主体制衡度的检验结果;列(4)与列(5)为分股权性质的混合主体深入度的检验结果。从列(1)来看,公司治理制衡度与企业的全要素生产率呈现显著的倒“U”型关系。在列(2)和列(3)中,混合主体制衡度对国有类混合所有制企业全要素生产率提升发挥积极作用,可以推断,当这些竞争类企业引入非国有股东可能带来更完善的经营管理制度,而非国有类混合所有制企业引入国有股东,对全要素生产率没有显著作用。从列(4)和列(5)看,当控股股东为国有企业时,混合主体深入度与全要素生产率呈倒“U”型关系;当控股股东为非国有企业时,深入度与全要素生产率呈负向影响。由此推断,在竞争性行业内,控股股东为国有企业时,非国有股东的深入度在达到最优比例前,会利用自身市场化优势促进企业生产率提升;但当达到最优比例后,又会对企业的全要素生产率产生负向影响,进而呈现出倒“U”型关系。在控股股东为非国有企业时,国有股东参与深入度越强,企业全要素生产率越低。此外,国有股东深入后反而可能加剧非国有股东过度投资行为,从而导致企业全要素生产率下降,支持假设H₂。

表 6

竞争行业回归样本

因变量	$TFP(1)$	$TFP(State = 1)(2)$	$TFP(State = 0)(3)$	$TFP(State = 1)(4)$	$TFP(State = 0)(5)$
<i>EBD</i>	0.285*** (4.58)				
<i>EBD</i> ²	-0.063*** (-3.25)				

续表 6

因变量	<i>TFP</i> (1)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (2)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (3)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (4)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (5)
<i>Restr</i>		1.194 ** (2.36)	-0.228 (-0.36)		
<i>Nonstateown</i>				0.447 * (1.72)	
<i>Stateown</i>		-0.049 (-0.03)	-1.333 (-0.75)		-0.787 ** (-2.40)
<i>Age</i>	0.044 *** (5.45)	0.053 *** (5.93)	0.063 *** (7.57)	0.044 *** (5.48)	0.059 *** (7.39)
<i>Lev</i>	0.120 (1.14)	0.194 * (1.71)	0.354 * (1.68)	0.144 (1.23)	0.305 (1.48)
<i>RD</i>	0.012 *** (3.29)	0.013 *** (3.35)	0.007 (1.40)	0.013 *** (3.18)	0.006 (1.04)
<i>CF</i>	0.002 ** (-2.00)	-0.001 (-1.17)	-0.004 *** (-2.00)	-0.002 (-1.39)	-0.005 ** (-2.12)
<i>Lnsize</i>	0.319 *** (11.02)	0.239 *** (7.79)	0.380 *** (6.62)	0.250 *** (7.89)	0.390 *** (6.66)
<i>State</i>	-0.017 (-0.26)				
<i>H10</i>	2.135 *** (8.75)	0.417 ** (1.35)	0.602 (1.37)	1.457 *** (5.72)	1.284 *** (3.67)
<i>Lerner</i>	-0.526 *** (-3.22)	-0.618 *** (-3.49)	-0.417 * (-1.81)	-0.568 *** (-3.16)	-0.370 (-1.60)
<i>Instiown</i>		0.589 *** (3.57)	0.469 ** (1.98)	0.646 *** (3.95)	0.799 *** (3.59)
<i>Foreiown</i>		-0.079 (-0.16)	-10.180 (-0.91)		
<i>Otherown</i>		-0.664 (-1.34)	-0.166 (-0.08)		
年份/行业/地区	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	15.669 *** (52.15)	15.810 *** (54.91)	14.752 *** (30.42)	16.254 *** (58.77)	14.984 *** (30.96)
R ²	0.425	0.412	0.481	0.401	0.475
N	11530	7904	3626	7904	3626

注:括号内为 *t* 值; *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文整理

(3)公益类行业样本回归结果。在表7的回归结果中,列(1)为公司治理股权制衡度对公益类行业企业全要素生产率的影响结果;列(2)与列(3)为分股权性质混合主体制衡度对公益类行业企业全要素生产率的影响结果;列(4)与列(5)为分股权性质混合主体深入度对公益类行业企业全要素生产率的影响结果。由列(1)可知,公司治理制衡度对企业的全要素生产率不产生影响。这可能是由公益类行业的特殊性所决定的,公益类行业本身具有非盈利以及保障社会福利的属性,制衡股东进入的目的可能更多地在于自身公德心以及塑造企业形象,并不会对公司管理产生实质性影响,所以两者之间无关系。由列(2)和列(3)可知,混合主体制衡度的提高,对控股股东为国有企业的混合所有制企业会造成负面影响。这是因为非国有股东的进入动机虽然在于塑造企业形象,但其本身依然具有逐利性,可能会增加企业谈判达成一致的成本,进而降低企业的全要素生产率。控股股东为非国有企业的混合所有制企业在引入国有股东制衡后,国有股东可能更多地是为了发挥政府职能以及提供政策支持,并不会真正深入企业进行的管理,所以对企业的要素生产率影响并不显著。由列(4)和列(5)可知,混合主体深入度的提高,对于控股股东为国有企业的混合所有制企业并不产生显著影响;对于控股股东为非国有企业的混合所有制企业而言,混合主体深入度与企业的全要素生产率呈“U”型关系。这可能是因为当国有股东参与深入度较低时,并不能在真正意义上影响非国有股东的决策,并且双方有一定程度上的目标差异,可能会形成管理上的低效率,降低企业的全要素生产率。但随着国有股东深入度的增加,国有股东的资源优势以及政策优势便可以得到展现,可以更方便地得到补贴、人才等要素资源,所以两者呈“U”型关系,上述结论支持假设H₃。

表7 公益行业回归样本

因变量	<i>TFP</i> (1)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1)(2)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0)(3)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1)(4)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0)(5)
<i>EBD</i>	0.131 (0.35)				
<i>EBD</i> ²	-0.003 (-0.03)				
<i>Restr</i>		-27.96** (-2.45)	-42.359 (-1.29)		
<i>Nonstateown</i>				0.072 (0.04)	
<i>Nonstateown</i> ²				-1.462 (-0.38)	
<i>Stateown</i>			-35.167 (-1.15)		-18.556*** (-2.87)
<i>Stateown</i> ²					76.124*** (4.22)
<i>Age</i>	0.042*** (1.57)	0.058** (2.70)	-0.037 (-0.97)	0.017 (0.87)	-0.021 (-0.63)

续表 7

因变量	<i>TFP</i> (1)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (2)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (3)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 1) (4)	<i>TFP</i> (<i>State</i> = 0) (5)
<i>Lev</i>	-0.867** (-2.46)	-0.775** (-2.73)	-0.672 (-0.90)	-1.015*** (-3.10)	-0.743 (-1.26)
<i>RD</i>	-0.637** (-2.28)	-0.557** (-2.20)	-16.341** (-2.12)	-0.544 (-1.70)	9.216 (1.18)
<i>CF</i>	-0.011 (-1.15)	-0.017 (-1.42)	0.058* (1.82)	-0.020 (-1.44)	0.010 (0.63)
<i>Lsize</i>	0.339*** (2.78)	0.309** (2.21)	0.584*** (7.82)	0.432*** (2.87)	0.724*** (9.05)
<i>State</i>	0.292 (0.89)				
<i>H10</i>	0.047 (0.04)	-4.931*** (-4.09)	-13.250** (-2.68)	-2.102*** (-2.83)	-3.150** (-2.65)
<i>Lerner</i>	0.074 (0.11)	-1.053* (-1.82)	1.252** (2.39)	-0.891*** (-1.65)	1.266*** (3.61)
<i>Instiown</i>		-0.607 (-0.52)	-6.424*** (-3.26)	0.186 (0.14)	-2.249* (-1.77)
<i>Foreiown</i>		30.676** (2.60)	35.347 (1.01)		
<i>Otherown</i>		29.639** (2.64)	48.387 (1.42)		
年份/行业/地区	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	14.947*** (52.15)	14.659*** (23.32)	14.173*** (14.91)	15.824*** (19.35)	13.534*** (22.87)
R ²	0.491	0.622	0.754	0.568	0.766
N	128	187	81	187	81

注:括号内为 *t* 值; *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文整理

4. 稳健性检验

在以往的研究中,对企业经营效率的衡量通常以财务指标测度,在本部分的稳健性检验中,先将 OP 法计算的 *TFP* 替换为 LP 法计算的 *TFP*,再用 *ROA* 替换被解释变量,对方程进行重新估计,如表 8、9 所示。结果显示,回归结果与主回归模型基本一致,符号以及显著性程度均没有发生较大变化,说明回归结果是稳健的。除此之外,本文还考虑了金融危机的效果,2007 年下半年由美国引发的金融危机对全球经济都有所波及,由于本文的样本包含了金融危机发生的时点,所

以选择2008年为起始点,截取了2008年以后的样本重新进行回归,如表10所示。回归结果显示,截断样本后回归结果与主回归结果的显著性与符号均没有发生较大变化,说明实证结果具有稳健性。

表8 OP替换为LP稳健性检验^①

因变量	<i>TFP_LP</i> (1)	<i>TFP_LP</i> (<i>State</i> = 1) (2)	<i>TFP_LP</i> (<i>State</i> = 0) (3)	<i>TFP_LP</i> (<i>State</i> = 1) (4)	<i>TFP_LP</i> (<i>State</i> = 0) (5)
<i>EBD</i>	0.246 *** (4.07)				
<i>EBD</i> ²	-0.050 *** (-2.58)				
<i>Restr</i>		0.012 *** (2.82)	0.003 (0.38)		
<i>Nonstateown</i>				0.439 * (1.90)	
<i>Nonstateown</i> ²				-0.693 (-1.41)	
<i>Stateown</i>					-0.660 ** (-2.08)
年份/行业/地区	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	12.500 *** (45.71)	12.385 *** (44.57)	11.901 *** (25.24)	12.760 *** (50.01)	12.153 *** (26.87)
R ²	0.307	0.302	0.327	0.293	0.321
N	13149	9321	3828	9321	3828

注:括号内为*t*值;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平

资料来源:本文整理

表9 TFP替换为ROA的稳健性检验

因变量	<i>ROA</i> (1)	<i>ROA</i> (<i>State</i> = 1) (2)	<i>ROA</i> (<i>State</i> = 0) (3)	<i>ROA</i> (<i>State</i> = 1) (4)	<i>ROA</i> (<i>State</i> = 0) (5)
<i>EBD</i>	0.023 *** (4.91)				
<i>EBD</i> ²	-0.006 *** (-3.42)				
<i>Restr</i>		0.001 *** (2.62)	0.002 *** (2.75)		

^① 因篇幅限制,控制变量的结果未列示,备案。

续表 9

因变量	ROA(1)	ROA(State = 1) (2)	ROA(State = 0) (3)	ROA(State = 1) (4)	ROA(State = 0) (5)
<i>Nonstateown</i>				0.077 *** (3.14)	
<i>Nonstateown</i> ²				-0.137 *** (-2.78)	
<i>Stateown</i>					0.060 (1.52)
年份/行业/地区	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.036 ** (2.25)	-0.026 (-1.29)	0.035 (1.05)	-0.004 (-0.20)	0.069 *** (2.24)
R ²	0.086	0.103	0.116	0.101	0.110
N	10666	8212	2454	8212	2454

注:括号内为 *t* 值; *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平;因为 ROA 有缺失值,故本表中的样本低于表 8
资料来源:本文整理

表 10 金融危机截断样本回归结果

因变量	<i>TFP_LP</i> (1)	<i>TFP_LP</i> (State = 1) (2)	<i>TFP_LP</i> (State = 0) (3)	<i>TFP_LP</i> (State = 1) (4)	<i>TFP_LP</i> (State = 0) (5)
<i>EBD</i>	0.334 *** (5.28)				
<i>EBD</i> ²	-0.076 *** (-4.16)				
<i>Restr</i>		0.013 *** (2.83)	-0.003 (-0.51)		
<i>Nonstateown</i>				0.511 * (1.90)	
<i>Nonstateown</i> ²				-0.693 (-1.41)	
<i>Stateown</i>		2.579 *** (4.18)	-1.680 ** (-2.04)		-1.639 ** (-4.11)
年份/行业/地区	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	16.088 *** (48.21)	16.074 *** (49.66)	15.589 *** (31.82)	16.415 *** (49.71)	15.775 *** (31.92)

续表 10

因变量	$TFP_LP(1)$	TFP_LP ($State = 1$)(2)	TFP_LP ($State = 0$)(3)	TFP_LP ($State = 1$)(4)	TFP_LP ($State = 0$)(5)
R^2	0.295	0.232	0.439	0.215	0.433
N	9527	6420	3107	6420	3107

注:括号内为 t 值; *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

资料来源:本文整理

五、研究结论与建议

1. 主要结论

本文采用 2003—2016 年我国 A 股混合所有制上市公司的面板数据,结合以往研究及中国混合所有制企业发展背景,研究了差异化股权制衡度对我国混合所有制企业全要素生产率的影响,并基于以往研究及针对混合所有制改革的分层分类改革的总体指导意见,将样本分为垄断类、竞争类与公益类,检验了行业异质性对上述两者之间关系的作用,得到如下基本结论:首先,公司治理制衡度与混合所有制企业的全要素生产率呈现倒“U”型关系。其次,混合主体制衡度与企业的全要素生产率之间呈现正向的促进作用,且这种作用主要体现在股权性质为国有企业的混合所有制企业内。最后,当控股股东为国有企业时,混合主体深入度与企业全要素生产率呈现出倒“U”型关系。当控股股东为非国有企业时,混合主体深入度与企业全要素生产率之间呈现出负向关系。

从行业性质角度看,不同的行业体现出了不同的特点。垄断行业中,公司治理制衡度与全要素生产率并未呈现倒“U”型关系,而是呈现正相关关系。混合主体制衡度对全要素生产率的影响并不显著。混合主体深入度与全要素生产率的关系依赖于企业性质,对于国有类混合所有制企业来说,深入度促进了全要素生产率的提升。对于非国有混合所有制企业来说,两者无明显相关关系。在竞争性行业中,三类股权制衡与全要素生产率的关系接近总体样本结论。公益类行业中,公司治理制衡度与混合所有制企业的全要素生产率不存在关系;混合主体制衡度与全要素生产率呈负相关关系。对于国有类混合所有制企业,混合主体深入度与全要素生产率不存在相关关系,对于非国有类混合所有制企业,混合主体深入度与全要素生产率之间呈“U”型关系。

2. 实践启示

(1)应当分行业引导不同类型企业构建适合自身的公司治理制衡度。在垄断行业内,公司治理制衡度较低,远未达到最优水准,而竞争行业内,则呈现出明显的倒“U”型关系,而在公益类行业中这一关系并不明确。所以,应鼓励垄断行业内企业通过改革,提升自身公司治理股权制衡度,从而达到提高效率的目标。而对于竞争类行业,应当基于不同企业现实情况,引导构建合理的公司治理制衡度,既防止过低的制衡度对企业的监督不足,也要防止过高的制衡度对企业生产效率造成负面影响。

(2)应当重视混合主体制衡度对企业全要素生产率的影响,并且针对不同性质的混合所有制企业采取不同的政策措施。本文发现,混合主体制衡度只在股权性质为国有企业的混合所有制企业才会产生较为显著的效应。所以,在混合所有制改革实践中应当充分考虑行业异质性。对于垄断行业内的国有控股企业,提高混合主体制衡度可以显著提升企业的全要素生产率,这是因为非国有股东的进入可以改善国有股东的委托代理问题,并带来一定程度的市场化改革。对于竞争行业的国有控股企业,混合主体制衡度的增加也会提高全要素生产率。对于这部分企业,应深入推进改革,鼓励非股东进入,促进生产效率的提升。对于公益类行业的国有控股企业,混合主体制衡度的增加会降低企业的全要素生产率。所以这一类企业的改革应慎重推进,进一步探讨提升全要素生

产率的新方法。综上,国有控股企业应就混合主体制衡度进行充分改革,混合主体制衡度并非越高越好,改革政策需避免一刀切,要视行业差异而制定不同的政策。

(3)应当对混合主体深入度进行把控,从宏观政策层面,对不同行业、不同性质的混合所有制企业进行分类改革。在垄断行业内,混合主体深入度的增加可以促进国有控股企业全要素生产率的提高,而对非国有控股企业的影响则不显著。可能启示的改革方向是:国有控股的混合所有制企业应深入推进改革,尝试引入更多的非国有股东,促进混合所有制改革,有效提高全要素生产率,而国有资本是否入股非国有控股的垄断企业则应慎重推进。在竞争行业内,国有控股企业混合主体深入度与企业全要素生产率之间呈现倒“U”型关系。非国有控股企业引入国有股东会导致全要素生产率的降低,这意味着在该行业中,对国有控股企业引入非国有股东需持审慎态度,既要发挥非国有股东的优势,又要防止其掏空国有资产。国有资本进入非国有控股企业时,应充分评估企业,谨慎入股,防止国有资产流失。在公益类行业内,国有控股企业与混合主体深入度之间没有显著关系,而在非国有控股企业中,深入度与全要素生产率呈现“U”型关系,意味着国有股东要适当控制进入的比例。

参考文献

- [1] Song, J., Wang, R., and Caves, S. T. State Ownership and Market Orientation in China's Public Firms: An Agency Theory Perspective[J]. *International Business Review*, 2015, 24, (4): 690 - 699.
- [2] Sun, Q., and Tong, W. H. S. China Share Issue Privatization: The Extent of Its Success[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 70, (2): 183 - 222.
- [3] Paniagua, J., Rivelles, R., and Sapena, J. Corporate Governance and Financial Performance: The Role of Ownership and Board Structure[J]. *Journal of Business Research*, 2018, 89, (8): 229 - 234.
- [4] He, W., and Kyaw, N. A. Ownership Structure and Investment Decisions of Chinese SOEs[J]. *Research in International Business and Finance*, 2018, 43, (1): 48 - 57.
- [5] 隋静, 蒋萃侠, 许启发. 股权制衡与公司价值非线性异质关系研究——来自中国 A 股上市公司的证据[J]. 天津: 南开管理评论, 2016, (1): 70 - 83.
- [6] 郭于玮, 马弘. 混合所有制中的股权结构与企业全要素生产率[J]. 北京: 经济学报, 2016, (2): 90 - 109.
- [7] 汤吉军. 不完全契约视角下国有企业发展混合所有制分析[J]. 北京: 中国工业经济, 2014, (12): 31 - 43.
- [8] 黄群慧. 新时期如何积极发展混合所有制经济[J]. 北京: 行政管理改革, 2013, (12): 49 - 54.
- [9] 黄速建. 中国国有企业混合所有制改革研究[J]. 北京: 经济管理, 2014, (7): 1 - 10.
- [10] 唐克敏. 混合所有制改革面临的主要难题与对策[J]. 太原: 经济问题, 2015, (6): 1 - 8.
- [11] 王东京. 国企改革攻坚的路径选择与操作思路[J]. 北京: 管理世界, 2019, (2): 1 - 6.
- [12] 郝云宏, 汪茜. 混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (3): 148 - 160.
- [13] 马连福, 王丽丽, 张琦. 混合所有制的序优选择: 市场的逻辑[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (7): 5 - 20.
- [14] 朱磊, 陈曦, 王春燕. 国有企业混合所有制改革对企业创新的影响[J]. 北京: 经济管理, 2019, (11): 72 - 91.
- [15] 岳希明, 李实, 史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 北京: 中国社会科学, 2010, (3): 77 - 93, 221 - 222.
- [16] Cai, C. X., Hillier, D., and Wang, J., The Cost of Multiple Large Shareholders [J]. *Financial Management*, 2015, 45, (2), 401 - 430.
- [17] Cheng, M. Y. et al. Non-controlling Large Shareholders in Emerging Markets: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 30, (9): 1 - 22.
- [18] Dyck, A., and Zingales, L. Private Benefits of Control: An International Comparison[J]. *Journal of Finance*, 2004, 59, (2): 537 - 600.
- [19] 焦健, 刘银国, 刘想. 股权制衡、董事会异质性与大股东掏空[J]. 北京: 经济学动态, 2017, (8): 62 - 73.
- [20] 卢建词, 姜广省. 混合所有制与国有企业现金股利分配[J]. 北京: 经济管理, 2018, (2): 5 - 20.
- [21] 刘晔, 张训常, 蓝晓燕. 国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于 PSM-DID 方法的实证研究[J]. 北京: 财政研究, 2016, (10): 63 - 75.
- [22] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 北京: 经济学(季刊), 2012, (2): 541 - 558.

Differentiated Equity Balance, Industry Heterogeneity and Total Factor Productivity: Evidence from Mixed Ownership Enterprises

LI Shuang-yan^{1,2}, MIAO Jin^{1,2}

(1. The School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an, Shaanxi, 710061, China;

2. The Research Center for Shaanxi Innovation-driven and Industrial Upgrading, Xi'an, Shaanxi, 710061, China)

Abstract: Since the reform of state-owned enterprises began in the late 1970s, how to partitivate partially state-owned enterprise and improve the production efficiency of the mixed ownership enterprise has always been an important issue in the practice and academic areas. Looking back on the history of Chinese mixed ownership reform, there are three main characteristics, first, the reform path of state-owned enterprises is reflected in the “policy oriented” mode, which is characterized by taking the implementation of reform polices. Following this mode, state-owned enterprises have less active motivation to participate. Second, the main incentives of private enterprises participating in the reform is to utilize various resource advantages brought by state-owned capital. However, in this reform mode, state-owned capital is less involved in the specific operation of mixed ownership enterprises, so it is difficult to establish and improve the governance mechanism effectively. Third, the reform effects of enterprises in different industries such as monopoly industry, competitive industry and public welfare industry, are quite different. As a reflection of mixed ownership reform, equity balance is different in these diversified industries and thus has differential impact on the operational efficiency of enterprises. Therefore, how to allocate rights reasonably and form a proper state of equity balance that can promote the efficiency of mixed ownership enterprises are needed to investigate.

In the practice of China's mixed ownership reform, the motivations of the reform of state-owned enterprises into mixed ownership enterprises and of the participation of state-owned capital in private enterprises are different. The former refers to a passive non-marketization reform and the latter is an active marketization reform. Especially, the effects of equity balance on total factor productivity may be different and will vary with industries. On the one hand, prior literature has studies state-owned mixed enterprises and paid attention to financial performance of these enterprises. However, mixed ownership reform includes not only the reform of state-owned enterprises privatization but also the participation of state-owned capital in private enterprises. On the other hand, examining the effect of industry heterogeneity on the relationship between equity balance and total factor productivity is important since studies on the reform effect of mixed ownership enterprises by industry remain scarce. Accordingly, this paper uses a sample of Chinese listed firms from 2003 to 2016 and divides the full sample into two subsample: state-owned and non-state-owned mixed ownership enterprises, and empirically studies diversified equity balance on total factor productivity. We further decompose diversified equity balance into three components, corporate governance balance, mixed entity balance and mixed entity deepness. The results demonstrate that the corporate governance balance and total factor productivity has an “U” relationship, the mixed entity balance can promote the increase of productivity, and the influence of the mixed entity deepness on the productivity is different under the different mixed ownership enterprises.

According to analysis results of the cross-industry, in the monopoly industry, the improvement of corporate governance balance can promote the improvement of total factor productivity, while the mixed entity balance has no significant effect on total factor productivity. The positive impact of mixed entity deepness on productivity only exists in mixed ownership enterprises with controlling shareholders as a state-owned capital. In the competitive industry, the impact of the three types of equity balance on productivity is close to the overall sample conclusion. In the public industry, the impact of corporate governance balance on productivity is not significant; the mixed entity balance has a negative impact on productivity; the “U” relationship between mixed entity deepness and productivity is only presented when the controlling shareholder is non-state-owned capital. The policy implication of this conclusion is that when formulating the policy of mixed ownership reform of hierarchical ownership, the appropriate corporate governance structure should be designed according to the industry differences and the nature of the enterprise, and the diversity and deepness of the mixed entities should be properly grasped.

Key Words: mixed ownership; differentiated equity balance; industry heterogeneity; total factor productivity

JEL Classification: G30, L25, L32

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.01.001

(责任编辑:张任之)