

要素市场化配置 与国有企业混合所有制改革

——基于商品市场一体化的视角

马新啸 汤泰劼*

摘要: 完善要素市场化配置体制机制是全面建设社会主义现代化国家的关键动力,更好地做强做优做大国有资本与国有企业构成新时代全面深化改革的关键环节。本文研究区域要素市场整合对国有企业混合所有制改革的影响及其内在机理,研究发现:在区分股权制衡和高层治理的双重维度下,要素市场整合可以通过缓解信息不对称、规范政府干预以及改善经营管理的路径促进当地国有企业的混合所有制改革,进一步研究表明上述影响在地方国有企业和竞争行业国有企业中更为明显。本文不仅对决策高层统筹运用“看得见的手”和“看不见的手”来深化国有企业改革具有政策参考价值,而且对要素市场化配置和国有企业混合所有制改革的学术研究进行了有益补充。

关键词: 要素市场化配置;市场整合;国有企业;混合所有制改革

中图分类号: F271

一、引言

改革开放以来,国有企业改革无论是在国家治理、学术研究还是社会实践领域,始终都是广受关注的话题。2022年10月,习近平总书记在党的二十大报告中明确指出,深化国资国企改革,加快国有经济布局优化和结构调整,推动国有资本和国有企业做强做优做大。在既有的改革历程中,国有企业先后经历扩大经营自主权、建立现代企业制度等阶段(黄速建,2014),在取得成效的同时依旧存在部分“硬骨头”,这不仅妨碍国有企业自身高质量发展,而且导致收入分配失衡和寻租腐败等社会不公现象。对此,国有企业混合所有制改革则提供一个不落窠臼的解决路径(蔡贵龙等,2018)。通过混合所有制改革,民营股东可以持股国有企业和参与公司治理,这不仅有助于改善国有企业经营治理,而且对更公平地分配社会资源、打破行业垄断,最终促进各类企业共同发展具有重要作用(黄速建,2014)。实际上,国内诸多学者已对国有企业混合所有制改革的社会经济效益进行了大量探索,发现混合所有制

*马新啸,中国海洋大学管理学院、中国企业营运资金管理研究中心,邮政编码:266100,电子信箱:mxx5530@ouc.edu.cn;汤泰劼(通讯作者),北京大学光华管理学院,邮政编码:100871,电子信箱:tangtaijie@pku.edu.cn。

本文受到国家自然科学基金重大项目“会计、审计对企业经营治理与宏观经济发展的影响研究”(项目编号:71790603)的资助。非常感谢匿名评审专家和编辑部专家的宝贵意见,文责自负。

改革具有加强内部控制、提升会计信息质量、完善经理人薪酬契约、抑制政策性负担、激发创新行为以及降低审计费用等积极效果(汤泰劼等,2020),最终能够改善国有企业治理机制和提升经营绩效(马连福等,2015;马新啸等,2021)。由此,国有企业混合所有制改革显然是新时代国有企业改革的“突破口”,如何更好地推进国有企业混合所有制改革已成为国家治理和社会实践当中非常重要的研究问题。

然而,既有关于国有企业混合所有制改革影响因素的学术研究,主要围绕政府干预和国有股东展开,忽视了市场这只“看不见的手”对国有企业混合所有制改革的影响。一方面,我国地方政府会通过资源配置影响辖区内国有企业的经营决策(江轩宇,2016),蔡贵龙等(2018)延续这一路径研究了政府放权意愿对当地国有企业混合所有制改革的促进作用,强调政府行为在近年来国有企业混合所有制改革进程中的重要作用。另一方面,更为重要的是,相较于行政手段,非国有股东的逐利动机实质上是新时代国有企业混合所有制改革推进的根本假设和驱动因素,在要素市场化配置影响下非国有股东积极持股国有企业和加入混合所有制改革浪潮,通过委派董事参与治理、加强监督激励、改善经营决策等形式实现自身利益(蔡贵龙等,2018)。由此可见,如何更好地运用市场力量深入推进国有企业混合所有制改革,既是在学术研究层面亟需解决的重要问题,也是本文的研究目的所在。

2013年,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出,使市场在资源配置中起决定性作用和积极发展混合所有制经济。2020年3月发布的《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》指出,充分发挥市场配置资源的决定性作用,畅通要素流动渠道,保障不同市场主体平等获取生产要素。在此基础上,本文以沪深两市国有上市公司为样本,通过自行收集整理和手工核对年报披露的前十大股东性质、持股比例与股东委派董事数据,研究区域要素市场整合对国有企业混合所有制改革的影响。本文发现:在考虑股权结构和高层治理双重视角的基础上,要素市场整合能够缓解信息不对称、规范政府干预以及改善经营管理,从而促进当地国有企业的混合所有制改革,并且上述影响在地方国有企业和竞争行业国有企业中更为明显;此外,经过稳健性检验后结果不变。

本文的研究贡献主要体现在如下三方面:

第一,拓展了关于要素市场化配置经济后果的学术文献。既有研究表明,要素市场整合在总体上不仅可以促进当地的投入产出结构优化、全要素生产率提升(毛其淋、盛斌,2012)以及经济社会发展和环境保护(赵永亮、刘德学,2008;宋马林、金培振,2016),而且对当地企业的投资活动(曹春方等,2015)、经营业务(宋渊洋、黄礼伟,2014)、出口行为(吕越等,2018)等均具有积极影响。进一步地,本文另辟蹊径地针对近年来顶层设计和改革实践特别关注的国有企业混合所有制改革,从股权制衡和高层治理两个视角,探讨要素市场化配置能否以及如何对国有企业混合所有制改革产生影响,从而对要素市场整合经济后果的学术文献进行了有益补充。

第二,本文基于要素市场化配置的角度研究其能否以及如何推进国有企业混合所有制改革,从而对国有企业混合所有制改革影响因素的学术文献进行有益补充。国有企业混合所有制改革是非国有股东发挥治理作用的前提,近年来国内学者更多指出非国有股东参与国有企业高层治理的重要性(汤泰劼等,2020;马新啸等,2021)。在此情况下,政府引导和市场力量构成驱动国有企业混合所有制改革的“两架马车”。不同于蔡贵龙等(2018)从政府

放权视角研究国有企业混合所有制改革的影响因素,本文立足于新时代深化国有企业改革的制度背景,研究要素市场化配置对国有企业混合所有制改革的积极作用,从而丰富和拓展了国有企业混合所有制改革影响因素的文献。

第三,本文对新时代中国以要素市场化配置来深入推进国有企业混合所有制改革具有政策参考价值。国有企业混合所有制改革是新时代我国全面深化改革和顶层设计关注的焦点,在各级政府大力推动国有企业混合所有制改革的现实背景下(蔡贵龙等,2018),如何深入认识并运用市场力量来更好地推进国有企业混合所有制改革,成为本文具体研究的问题。2020年3月发布的《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》指出,要加快土地、劳动力、资本、技术和数据要素的市场化配置。本文发现以商品市场一体化为典型的要素市场化配置,可以通过缓解信息不对称、规范政府干预以及改善经营管理的路径来促进当地国有企业的混合所有制改革,这对决策高层统筹运用行政力量和市场手段来更有效率地深化国有企业混合所有制改革进程,具有较强的参考价值。

二、文献综述与理论分析

(一) 要素市场整合的概念界定及经济后果

一般地,要素市场整合指的是在地理环境、社会文化、行政管制、转移支付等诸多因素影响下本地资源能够流向外地和外地资源能够进入本地的现象,它是与要素市场分割紧密相联但含义相反的概念(范欣等,2017)。我国各地区长期存在一定程度的要素市场分割状况已成为不争事实(白重恩等,2004;曹春方等,2015)。具体到要素市场整合经济后果的学术文献,既有研究发现要素市场整合具有消极和积极两方面的影响。一方面,少数研究发现较低程度的要素市场整合能够促进当地经济部分增长和区域内企业出口业务扩张。例如陆铭和陈钊(2009)发现要素市场分割尽管能够提升当地国际贸易的规模经济效应,但却损害了国内市场的规模效应;张杰等(2010)发现要素市场分割尽管能够推动本土企业出口,但却降低其生产效率,并且对外资企业的出口行为没有积极影响。值得注意的是,另一方面,更多研究指出要素市场化配置才能促进当地经济社会和企业主体的长期良性发展(毛其淋、盛斌,2012)。具体而言,在地区经济社会发展维度上,赵永亮和刘德学(2008)发现地方保护主义引起的要素市场分割妨碍了当地经济绩效提升,毛其淋和盛斌(2012)认为区域市场整合能够显著提升省际全要素生产率,陈维涛等(2014)指出劳动力市场整合能够促进长期人力资本投资的增加,戴魁早和刘友金(2016)发现我国要素市场扭曲显著抑制了高新技术产业的创新绩效,宋马林和金培振(2016)指出要素市场分割会降低当地的环境福利绩效,魏楚和郑新业(2017)认为要素市场分割对我国能源利用效率产生负面影响;与此同时,在地区企业主体维度上,宋渊洋和黄礼伟(2014)发现要素市场分割阻碍了证券企业的跨区域业务扩张,曹春方等(2015)发现高程度的要素市场分割会遏制当地国有企业的异地投资活动,罗伟和吕越(2015)指出资本要素市场分割对企业出口具有阻碍作用,吕越等(2018)发现市场整合有助于提升当地企业的出口国内附加值率,彭聪等(2020)则从异地并购的角度得到与曹春方等(2015)一致的结论。综上所述,要素市场整合在总体上对当地经济社会和企业主体的高质量发展具有积极的影响。

(二) 国有企业混合所有制改革的影响因素

针对国有企业混合所有制改革的影响因素,既有文献主要围绕国有企业与潜在投资者

之间的信息不对称、地方政府干预以及国有企业经营管理三个维度展开。

第一,国有企业与潜在投资者之间的信息不对称成为影响混合所有制改革的重要因素,为避免“柠檬市场”现象和提升投资效率,民营投资者对国有企业经营、财务、治理等诸多信息的了解程度成为其参与混合所有制改革的重要考虑因素。第二,国有企业面临的政府干预成为影响其混合所有制改革进程的关键因素(Huang et al., 2017)。蔡贵龙等(2018)指出国有企业所在地的财政盈余越低、财政支出水平越高以及失业率越高,地方政府更会通过资源配置加强对国有企业的影响,从而降低了潜在投资者参与国有企业混合所有制改革的能力。第三,国有企业自身的经营管理绩效亦会影响潜在投资者参与其混合所有制改革的意愿,非国有股东购买股权、参与国有企业混合所有制改革的目的在于获取未来经济利益。如果国有企业本身存在资源输出严重、过度负债乃至面临破产重组等情况,潜在的非国有投资者难以有较强的动机和意愿参与“问题”国有企业的混合所有制改革。然而,罕有文献从市场驱动的维度研究国有企业混合所有制改革的影响因素,蔡贵龙等(2018)主要关注地方政府在国有企业混合所有制改革中的作用,而未考虑市场力量能否以及如何影响国有企业混合所有制改革,本文则对此进行针对性研究。

(三) 要素市场化配置与国有企业混合所有制改革

总体而言,要素市场化配置可以从缓解国有企业与潜在投资者之间的信息不对称、规范政府干预以及改善经营管理三个方面,对当地国有企业的混合所有制改革产生促进作用,本文接下来进行详细分析。

首先,在要素市场分割较强的情况下,国有企业难以去外地投资经营,同时外地投资者亦难以前往当地投资(曹春方等,2015),从而造成国有企业与大量潜在投资者之间围绕混合所有制改革的信息沟通不畅的现象,这不利于当地国有企业更好地推进混合所有制改革进程。相反地,较高度度的要素市场整合有助于当地国有企业与其他地区主体更好地进行商品、服务、劳动力、资本等要素的经济流通(李欣泽等,2017),由此外地投资者可以更加方便地调研和获取国有企业经营治理的“软信息”(龙玉等,2017;彭聪等,2020),以及了解当地经济社会发展状况,从而更好地参与当地国有企业的混合所有制改革,并在后续混合所有制改革过程中更好地行使股东权利和监督国有企业。由此,要素市场化配置能够有效缓解国有企业与潜在投资者之间的信息不对称,从而为潜在投资者认识国有企业和参与混合所有制改革提供了良好的场景与机会。此外,本地民营资本亦可以通过与外地潜在投资者交流等方式来更全面地获取国有企业混合所有制改革的相关信息,即要素市场化配置亦对本地潜在投资者参与国有企业混合所有制改革具有积极的溢出影响。

其次,要素市场化配置能够通过规范政府干预来对当地国有企业的混合所有制改革产生积极影响。具体而言,在要素市场分割程度较高的情况下,地方政府对当地国有企业经营活动的影响较强(曹春方等,2015),外地投资者难以通过购买股权等方式参与国有企业混合所有制改革,即使入股国有企业亦难以通过委派董事等方式参与到企业经营治理过程中(蔡贵龙等,2018)。进一步地,完善的要素市场化配置体制机制能够有效约束地方政府的不当干预,一方面削弱地方政府通过资源配置影响国有企业混合所有制改革的能力(曹春方等,2015;王小鲁等,2019),实现“政企分开”;另一方面则有助于强化市场经营活动,潜在投资者得以按照市场化、法治化渠道与当地国有企业洽谈和参与混合所有制改革(王小鲁等,2019)。例如,王小鲁等(2019)将“减少政府对企业的干预”和“要素市场发育程度”作为地

区市场化进程的重要组成部分。由此,要素市场化配置能够有效缓解国有企业所在地的政府干预现象,从而增强投资者参与国有企业混合所有制改革的实质能力。

最后,要素市场化配置有助于改善当地国有企业的经营管理,从而增强其对潜在投资者参与混合所有制改革的吸引力。具体地,资本、劳动力、技术等要素的市场化配置能够有效促进当地企业的经营业务扩张、人力资本优化和管理效率提升(饶品贵等,2019),这使得经营管理改善的国有企业能够更好地获得潜在投资者的青睐,即要素市场化配置增强了潜在投资者参与国有企业混合所有制改革的动机和意愿。综上,要素市场化配置可以从缓解国有企业与潜在投资者之间的信息不对称、规范政府干预以及改善国有企业经营管理三个方面,增强潜在投资者参与当地国有企业混合所有制改革的机会、能力和意愿,从而对当地国有企业的混合所有制改革进程产生推动作用。据此,本文提出:

研究假设:在其他条件一定的情况下,相较于要素市场整合水平较低地区的国有企业,要素市场整合水平较高地区的国有企业的混合所有制改革程度更高。

三、研究设计

(一) 模型设定与变量定义

借鉴既有研究(毛其淋、盛斌,2012;蔡贵龙等,2018)的做法,本文构建如下模型检验要素市场化配置对国有企业混合所有制改革的影响:

$$HUNGAI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RMI_{i,t} + \beta_2 CONTROL_{i,t} + \sum FIRM_i + \sum YEAR_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

首先, $HUNGAI$ 是本文的被解释变量,衡量国有企业混合所有制改革的程度。前文分析指出,相较于单纯持有股权,非国有股东委派董事参与国有企业治理更加构成新时代国有企业混合所有制改革的关键内容(黄速建,2014;马新啸等,2021),因此本文参照蔡贵龙等(2018)的做法,分别从股权结构和高层治理两个维度对其进行刻画:一方面,在股权结构维度,本文以前十大股东中全部非国有股东的持股比例之和(SHD_NONSOE)衡量;另一方面,在高层治理维度,本文以非国有股东委派的董事占样本国有企业董事会总人数的比例(D_NONSOE)进行衡量。

其次, RMI 是模型的解释变量,衡量样本国有企业所在地区的要素市场整合程度,本文参照赵奇伟和熊性美(2009)、毛其淋和盛斌(2012)以及曹春方等(2015)的做法,采用价格指数法进行测度。一般地,资本、劳动力等生产要素不仅构成经济学研究的理论概念,而且真正反映在现实生产活动中,商品既是各类要素参与生产的结果,也是各类要素实现自我再生产和增殖的重要原料(马克思,2004),这使得商品流动在理论上能够反映生产要素的流动。进一步地,价格指数法使用各类要素的相对价格信息来衡量市场整合程度,其思想源自“冰山成本”模型。该模型指出商品在运输过程中会由于不可避免的损害而难以全部完整地到达目的地,如同冰山会融化一样,因此,当两个地区的市场整合程度较高时,其要素的相对价格将在某个区间内波动、而不必趋近于1(毛其淋、盛斌,2012)。在此基础上,本文使用各年度《中国统计年鉴》中的各省份八类商品环比价格指数进行具体测度:(1)本文计算出2008—2018年各省份之间商品环比价格指数一阶差分的差值绝对值,即相对价格绝对值;(2)为缓解商品自身特征对价格差异的影响,本文采用去均值法进行处理,从而得到仅与地区间市场整合因素相关的相对价格变动值;(3)本文计算各省份之间的相对价格方差,并按照各省份进行合并,从而得到各省份与全国其他省份的市场分割指数;(4)本文对市场分割

指数取倒数并求标准差,从而得到各地区的要素市场整合程度。特别地,上述市场整合程度的测度方法考虑了整个国内市场,相较于陆铭和陈钊(2009)仅考虑相邻省份市场更加符合我国要素市场整合的现实国情(毛其淋、盛斌,2012)。

最后,参照现有文献的做法(毛其淋、盛斌,2012;蔡贵龙等,2018),本文在公司和区域维度上选取诸多控制变量。此外,本文在模型中控制公司固定效应和年份固定效应,所有连续型变量均在1%水平上进行缩尾处理以避免异常值对研究结果的干扰,回归模型均经公司层面聚类的稳健标准误处理。

上述各变量具体定义见表1。

表 1 各变量定义

变量类型	变量名	变量定义
被解释变量	<i>SHD_NONSOE</i>	股权结构维度的国有企业混合所有制改革,以前十大股东中全部非国有股东持股比例之和衡量
	<i>D_NONSOE</i>	高层治理维度的国有企业混合所有制改革,以非国有股东委派董事人数占国有企业董事会总人数的比例衡量
解释变量	<i>RMI</i>	地区要素市场整合程度,参照毛其淋和盛斌(2012)测度得到
控制变量	<i>SIZE</i>	规模,年末总资产的自然对数
	<i>LEV</i>	资产负债率,总负债除以总资产
	<i>ROA</i>	盈利能力,总资产收益率
	<i>GROWTH</i>	成长性,营业收入增长率
	<i>AGE</i>	年龄,上市年限加1后取对数
	<i>CONCENTRATE</i>	股权集中度,前五大股东持股比例平方和
	<i>SHDSOE</i>	第一大国有股东持股比例
	<i>BOARDSIZE</i>	董事会规模,董事会总人数取自然对数
	<i>INDEP</i>	董事会独立性,独立董事占董事会总人数的比例
	<i>DUAL</i>	两职合一,董事长和总理由一人兼任为1,否则为0
	<i>GDP</i>	经济发展水平,国有企业所在城市当年的地区生产总值取自然对数
	<i>EDU</i>	教育发展水平,国有企业所在城市高校在校学生数除以户籍人口
	<i>TRAFFIC</i>	交通发展水平,国有企业所在城市当年公路货运量的自然对数
	<i>PUBLIC</i>	公共服务水平,国有企业所在城市每万人拥有的医院床位数
<i>URBAN</i>	城市化水平,国有企业所在城市当年二三产业从业人口比重之和	

(二) 数据来源与样本选择

在研究样本选择上,本文以2008—2018年沪深两市国有上市公司为研究对象。国有上市公司是国有企业的典型代表,在我国经济社会运行过程中发挥着不可或缺的关键作用(蔡贵龙等,2018),并且具有较高的社会影响力,以其为对象开展研究具有更现实的意义。本文使用的国有企业混合所有制改革数据是通过自行收集整理和手工核对上市公司年报披露的前十大股东性质、股东关系、股东持股和委派董事信息得到,公司财务与治理数据主要来自CSMAR数据库,区域经济数据主要来自相关年份《中国统计年鉴》,公司地址采用办公地址。参照既有文献的做法(毛其淋、盛斌,2012;蔡贵龙等,2018),本文剔除金融行业、财务数据异常以及主要变量数据缺失的样本,最终获得8970个国有企业-年度观测值。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

表2汇报了变量的描述性统计结果。首先,样本期间内国有上市公司前十大股东中非

国有股东持股比例 (*SHD_NONSOE*) 的均值仅为 9.9%, 远低于第一大国有股东持股比例 (*SHDSOE*) 均值 39.3%, 这表明国有股“一股独大”的现象仍然普遍存在。其次, 在高层治理维度, 非国有股东委派董事比例 (*D_NONSOE*) 的均值为 3.2%, 远低于非国有股东持股均值 9.9%, 这可能是因为非国有股东在国有企业存在“同股不同权”的状况, 其委派董事的权利无法充分实现所致。尽管如此, *D_NONSOE* 的标准差约为均值的 2.6 倍, 表明不同国有企业中非国有股东参与高层治理的程度存在较大差异, 这为本文进一步探究要素市场整合如何影响国有企业混合所有制改革的程度差异提供了前进方向。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>SHD_NONSOE</i>	8 970	0.099	0.089	0.005	0.067	0.397
<i>D_NONSOE</i>	8 970	0.032	0.082	0.000	0.000	0.417
<i>RMI</i>	8 970	0.832	0.219	0.398	0.819	1.380
<i>SIZE</i>	8 970	22.566	1.369	19.944	22.412	26.625
<i>LEV</i>	8 970	0.518	0.201	0.081	0.530	0.935
<i>ROA</i>	8 970	0.032	0.050	-0.161	0.028	0.181
<i>GROWTH</i>	8 970	0.165	0.466	-0.522	0.091	3.196
<i>AGE</i>	8 970	2.545	0.553	0.693	2.708	3.258
<i>CONCENTRATE</i>	8 970	0.192	0.125	0.021	0.167	0.596
<i>SHDSOE</i>	8 970	0.393	0.150	0.117	0.387	0.765
<i>BOARDSIZE</i>	8 970	2.207	0.196	1.609	2.197	2.708
<i>INDEP</i>	8 970	0.369	0.054	0.300	0.333	0.571
<i>DUAL</i>	8 970	0.092	0.289	0	0	1
<i>GDP</i>	8 970	17.789	1.133	15.142	17.871	19.605
<i>EDU</i>	8 970	0.046	0.033	0.002	0.039	0.125
<i>TRAFFIC</i>	8 970	18.966	0.778	16.801	19.089	20.583
<i>PUBLIC</i>	8 970	61.356	20.222	21.457	61.185	99.658
<i>URBAN</i>	8 970	0.992	0.017	0.876	0.997	1.000

(二) 基准回归结果分析

表 3 展示了要素市场化配置影响国有企业混合所有制改革的基准回归结果。其中, 在股权结构方面, 列(1)和(2)中 *RMI* 的系数至少在 5% 水平上显著为正, 这表明要素市场整合有助于当地国有企业更好地吸引非国有股东投资持股, 从而提升股权结构层面的国有企业混合所有制改革程度; 而在高层治理方面, 列(3)和(4)中 *RMI* 的系数均在 1% 水平上正向显著, 这表明要素市场整合可以促使非国有股东更好地参与国有企业公司治理, 提升高层治理层面的国有企业混合所有制改革程度。由此, 本文的研究假设得到支持。

表 3 基准回归结果

	<i>SHD_NONSOE</i>		<i>D_NONSOE</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>RMI</i>	0.021 *** (2.76)	0.016 ** (2.28)	0.025 *** (3.41)	0.024 *** (3.28)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
观测值	8 970	8 970	8 970	8 970
调整后 R^2	0.548	0.601	0.611	0.612

注: (1) ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; (2) 括号为 *t*-value 或 *z*-value。下同。

(三) 因果效应分析

为更好识别要素市场化配置对当地国有企业混合所有制改革的因果效应,本文使用工具变量回归、倾向性得分匹配、差分模型以及反向回归4种方法进行因果效应识别。

第一,本文使用国有企业所在城市的地形坡度均值乘以当年全国公路里程的自然对数作为工具变量(*SLOPEROAD*),进而在同时控制年份和公司固定效应的基础上进行二阶段回归。一方面,地理坡度反映了一个地区的基本地形状况,其能够直接影响各类生产要素在当地流动的现实难度和经济成本,比如平原地区的要素流动要明显易于山脉或丘陵地区,并且以公路为典型的交通基础设施建设能够降低地理坡度对各类要素流动的阻碍作用,因此前述工具变量满足相关性的要求;另一方面,地形坡度属于各地区长期历史进程中的客观存在的自然地理情况,并且全国维度的公路里程难以对某地区的企业行为产生针对性影响,这使得前述工具变量与现阶段某地区国有企业的混合所有制改革关联性较低,因此,满足外生性的要求。在此基础上,二阶段回归结果如表4所示,从中可以发现,列(1)中*SLOPEROAD*在1%水平上显著为负,表明复杂地形会降低当地的要素市场化配置程度,符合本文的理论分析,而列(2)和(3)中*RMI*的系数均在1%水平上显著为正,并且回归通过弱工具变量检验,这表明在使用工具变量改善因果识别后,结果保持不变。

表4 因果效应分析1:工具变量回归

	First-step	Second-step	Second-step
	<i>RMI</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>SLOPEROAD</i>	-0.001*** (-19.70)		
<i>RMI</i>		0.154*** (6.50)	0.176*** (7.99)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
观测值	8 970	8 970	8 970
调整后 R^2	0.644	0.054	0.098

第二,本文采用倾向性得分匹配后的样本国有企业进行回归,从而缓解地区间要素市场化配置程度固有差异的影响。具体而言,本文分年度按照样本国有企业所在地的要素市场整合程度进行五等分,以其中要素市场整合程度最高的五分之一样本为试验组,以模型(1)中的全部控制变量为匹配变量,采用卡尺为0.05的近邻匹配方法进行有放回的1:1的倾向性得分匹配,均衡性检验显示匹配后各变量在试验组和对照组间基本均衡,匹配效果较好。进一步地,本文仅保留匹配后的研究样本进行回归,结果如表5列(1)和(2)所示,可以发现*RMI*的系数均在1%水平上显著为正,这表明缓解样本选择导致的因果偏差后结果保持不变。

第三,本文使用差分模型来缓解反向因果导致的内生性问题,即将回归模型中的各变量求取一阶差分后重新进行回归,结果如表5列(3)和(4)所示,可以发现*RMI*的系数仍至少在5%水平上显著为正,这表明要素市场化配置更高水平的上升能够促进当地国有企业混合所有制改革进程更高水平提升,从而支持本文的因果效应分析。

第四,本文使用反向回归来改善因果效应识别,以样本国有企业所在地区当期的要素市场化配置水平(*RMI*)为被解释变量,以滞后一期的样本国有企业混合所有制改革程度

(*LSHD_NONSOE* 和 *LD_NONSOE*) 为解释变量进行回归,结果如表 5 的列(5)和(6)所示,可以发现 *LSHD_NONSOE* 和 *LD_NONSOE* 的系数均不显著,这表明国有企业混合所有制改革对当地后续的要素市场化配置程度没有显著影响,从而更好地支持本文的因果效应分析。

综上,本文使用诸多微观计量研究方法改善因果效应识别后,结果保持稳健。

表 5 因果效应分析 2:倾向性得分匹配、差分模型以及反向回归

	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>	<i>RMI</i>	
	倾向性得分匹配		差分模型		反向回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RMI</i>	0.040*** (2.86)	0.061*** (3.38)	0.012** (2.38)	0.016*** (2.75)		
<i>LSHD_NONSOE</i>					0.001 (0.03)	
<i>LD_NONSOE</i>						-0.003 (-0.08)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3 252	3 252	7 759	7 759	7 759	7 759
调整后 R^2	0.581	0.616	0.068	0.035	0.663	0.663

(四) 其他稳健性检验

为保障研究结论的可靠性,本文还进行如下稳健性检验。

第一,为缓解变量测量误差对研究结论的影响,本文分别更换被解释变量和解释变量的度量方式重新进行回归。一方面,在缓解被解释变量的度量误差上,本文以前十大股东中全部非国有股东的持股比例之和是否高于 10%的虚拟变量(*SHDDUM*)来衡量股权结构维度的国有企业混合所有制改革,以非国有股东委派董事、监事等高管的人数占国有企业高管总数的比例(*DJG_NONSOE*)来衡量高层治理维度的国有企业混合所有制改革,并将其作为被解释变量按照模型(1)回归。结果如表 6 所示,可以发现列(1)和(2)中 *RMI* 的系数至少在 5%水平上显著为正,这表明缓解被解释变量的度量误差后结果保持不变。另一方面,在缓解解释变量的度量误差上,本文以王小鲁等(2019)编制的市场化指数报告中的“要素市场的发育程度”来衡量要素市场化配置水平,以样本国有企业所在地当年的“要素市场的发育程度”得分构造变量 *RMI2*,并将其作为解释变量按照模型(1)回归,结果如表 6 列(3)和(4)所示,可以发现 *RMI2* 的系数至少在 5%水平上显著为正,这表明缓解解释变量的度量误差后结论保持稳健。

表 6 稳健性检验 1:更换被解释变量和解释变量

	<i>SHDDUM</i>	<i>DJG_NONSOE</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>RMI</i>	0.089** (2.41)	0.011*** (2.64)		
<i>RMI2</i>			0.003** (2.35)	0.004*** (3.19)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
观测值	8 970	8 970	8 970	8 970
调整后 R^2	0.433	0.631	0.602	0.613

第二,为避免样本期间内一直不存在高层治理维度混合所有制改革的样本国有企业的影响,本文对这部分样本剔除后重新按照模型(1)回归,结果如表7列(1)和(2)所示,可以发现 *RMI* 的系数至少在 5%水平上显著为正。

第三,为缓解遗漏变量偏误,本文再控制样本国有企业所在地区的高铁开通状况、政府行政效率、数字经济发展、综合创新能力以及对外开放程度进行稳健性检验^①,回归结果如表7列(3)和(4)所示,可以发现在缓解遗漏变量问题后 *RMI* 仍然在 1%水平上显著为正。

综上,经过诸多稳健性检验后,本文结论保持稳健。

表 7 稳健性检验 2:剔除部分样本、缓解遗漏变量偏误

	剔除一直未混合所有制改革样本		缓解遗漏变量偏误	
	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>RMI</i>	0.025** (2.16)	0.054*** (3.69)	0.019*** (2.89)	0.024*** (3.26)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
观测值	3 125	3 125	8 970	8 970
调整后 <i>R</i> ²	0.611	0.485	0.604	0.612

五、进一步研究

(一) 机制检验

前文发现要素市场化配置对国有企业混合所有制改革具有积极影响,本文进一步采用 Sobel 中介效应检验方法对其中机制进行研究。

首先,要素市场整合有助于外地投资者更加方便地获取国有企业经营治理的“软信息”,提供了国有企业与潜在投资者之间相互认识、加深信任的机会,这使得当地国有企业可以更好地选择战略投资者和推进混合所有制改革。在此基础上,考虑到较高盈余管理程度和较低分析师跟踪人数通常表明企业的信息不对称程度较大,因此本文以样本国有企业按照修正 Jones 模型计算的应计盈余管理绝对值(*EMABS*)和分析师跟踪数量的自然对数(*LNANA*)衡量其信息不对称程度,并将此二者作为中介变量进行机制检验。回归结果如表8所示,从中可以发现:列(1)和(4)中 *RMI* 分别在 1%水平上负显著和 5%水平上正显著,这表明要素市场化配置能够降低当地国有企业的信息不对称程度;进一步地,列(2)和(3)中 *EMABS* 均在 5%水平上负显著,列(5)和(6)中 *LNANA* 均在 1%水平上正显著,*RMI* 仍至少在 10%水平上正显著,并且回归均通过了 Sobel 中介效应检验,这表明要素市场化配置可以降低潜在投资者与当地国有企业之间的信息不对称程度,从而为后者提供更好实施混合所有制改革的

^①具体地,在高铁开通状况上,本文以国有企业所在城市当年是否开通高铁的虚拟变量来衡量;在政府行政效率上,本文以国有企业所在城市当年是否设立行政审批中心的虚拟变量来衡量;在数字经济发展上,本文以国有企业所在省份当年包括信息化发展、互联网发展、数字交易发展三个方面的数字经济指数来衡量;在综合创新能力上,本文以国有企业所在省份当年的中国区域创新能力评价报告综合得分来衡量;在对外开放程度上,本文以国有企业所在省份当年实际使用外资的自然对数来衡量。

机会。

表 8 机制检验 1:混合所有制改革机会

	<i>EMABS</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>	<i>LNANA</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>EMABS</i>		-0.024** (-2.02)	-0.021** (-2.10)			
<i>LNANA</i>					0.006*** (7.58)	0.003*** (3.10)
<i>RMI</i>	-0.016*** (-2.98)	0.015** (2.23)	0.024*** (3.26)	0.366** (2.55)	0.013* (1.91)	0.023*** (3.21)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970
调整后 R^2	0.235	0.601	0.613	0.667	0.607	0.614
中介效应 Z		3.00***	4.69***		7.36***	2.89***

其次,完善的要素市场化配置体制机制能够有效约束地方政府的干预行为,达到“政企分开”的效果,潜在投资者得以按照市场化、法治化程序与当地国有企业洽谈并参与混合所有制改革,即要素市场化配置增强了投资者参与国有企业混合所有制改革的实质能力。在此基础上,本文一方面对样本国有企业所在省份经 GDP 标准化后的地方政府财政盈余和地方政府财政支出水平以及地区失业率三者进行主成分分析,构造出综合的政府放权变量 (*DECENTRA1*),另一方面直接使用市场化指数中的“减少政府对企业的干预”指标衡量政府放权 (*DECENTRA2*),将此二者作为中介变量进行机制检验。回归结果如表 9 所示,从中可以发现:列(1)和(4)中 *RMI* 均至少在 5%水平上显著为正,这表明要素市场化配置能够缓解当地国有企业面临的政府干预;进一步地,列(2)、列(3)和列(5)、列(6)中 *DECENTRA1* 和 *DECENTRA2* 均在 1%水平上显著为正,*RMI* 的系数亦至少在 10%水平上显著为正,并且回归结果均通过了 Sobel 中介效应检验,这表明要素市场化配置可以缓解样本国有企业面临的政府干预,从而增强其更好实施混合所有制改革的能力。

表 9 机制检验 2:混合所有制改革能力

	<i>DECENTRA1</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>	<i>DECENTRA2</i>	<i>SHD_NONSOE</i>	<i>D_NONSOE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DECENTRA1</i>		0.005*** (2.79)	0.006*** (2.65)			
<i>DECENTRA2</i>					0.007*** (7.86)	0.002*** (2.63)
<i>RMI</i>	0.144** (2.40)	0.015** (2.18)	0.023*** (3.26)	0.365*** (2.94)	0.013* (1.91)	0.023*** (3.22)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970
调整后 R^2	0.809	0.602	0.613	0.686	0.608	0.613
中介效应 Z		3.37***	3.95***		7.49***	1.77*

最后,要素市场化配置能够改善当地国有企业的经营管理,具有更好经营管理绩效的国有企业可以更好地吸引非国有股东参与混合所有制改革,即要素市场化配置增强了潜在投资者参与国有企业混合所有制改革的动机和意愿。在此基础上,参照马新啸等(2021)的做法,本文以国有企业的内部控制质量、代理成本以及会计业绩刻画其经营管理效率及成果,高质量内部控制、低水平代理成本以及良好会计业绩通常表明相对更好的国有企业经营管理绩效。进一步地,本文以样本国有企业的迪博内部控制指数^①衡量其内部控制质量(*IC*),以样本国有企业的管理费用率衡量其代理成本(*AGENCY*),以样本国有企业的息税前利润率衡量其会计业绩(*EBIT*),将此三者作为中介变量进行机制检验。回归结果如表 10 所示,从中可以发现:列(1)、列(4)和列(7)中 *RMI* 分别在 5%水平上正显著、5%水平上负显著以及 1%水平上正显著,这表明要素市场化配置能够改善当地国有企业的经营管理;进一步地,列(2)和(3)中 *IC* 至少在 5%水平上正显著,列(5)和(6)中 *AGENCY* 在 5%水平上负显著,列(8)和(9)中 *EBIT* 至少在 5%水平上正显著,并且回归结果均通过了 Sobel 中介效应检验,这表明要素市场化配置可以改善样本国有企业的经营管理,从而增强潜在投资者参与混合所有制改革的动机与意愿。

表 10 机制检验 3:混合所有制改革动机

	<i>IC</i>	<i>SHD_</i> <i>NONSOE</i>	<i>D_</i> <i>NONSOE</i>	<i>AGENCY</i>	<i>SHD_</i> <i>NONSOE</i>	<i>D_</i> <i>NONSOE</i>	<i>EBIT</i>	<i>SHD_</i> <i>NONSOE</i>	<i>D_</i> <i>NONSOE</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>IC</i>		0.001*** (3.16)	0.001** (2.31)						
<i>AGENCY</i>					-0.040** (-2.18)	-0.028** (-2.17)			
<i>EBIT</i>								0.019*** (2.65)	0.014** (2.03)
<i>RMI</i>	0.359** (2.13)	0.015** (2.19)	0.024*** (3.26)	-0.013** (-2.50)	0.015** (2.22)	0.024*** (3.24)	0.059*** (3.90)	0.014** (2.05)	0.023*** (3.16)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970	8 970
调整后 <i>R</i> ²	0.583	0.602	0.613	0.529	0.602	0.613	0.552	0.601	0.613
中介效应 <i>Z</i>		4.69***	4.41***		1.77*	1.86*		3.46***	1.99**

(二) 国有企业行政层级和行业特征的调节作用

前文表明,要素市场整合可以通过降低信息不对称程度、规范政府干预行为以及改善国有企业经营管理三项机制对国有企业的混合所有制改革产生积极影响。然而,这一作用过程可能受到其他诸多因素的影响,其中比较重要的便是国有企业自身行政层级和行业特征(蔡贵龙等,2018),因此,本文最后对国有企业自身特征如何影响要素市场整合与其混合所有制改革之间的关系进行研究。具体而言,中央和垄断行业国有企业一般拥有较多的社会

^①迪博内部控制指数是结合中国上市公司实施内部控制体系的现状,基于内部控制合规、报告、资产安全、经营、战略五大目标的实现程度来构造的内部控制基本指数,能够比较综合地反映上市公司内控水平和风险管控能力,在学术研究中被广泛采用。

经济资源,因此,国有股东对该类国有企业混合所有制改革进程的主导作用较强,纯粹依靠市场的力量难以对其混合所有制改革产生影响。由此,本文认为相较于地方和竞争行业国有企业,要素市场化配置对中央和垄断行业国有企业混合所有制改革进程的积极影响较弱。

在此基础上,本文一方面参照马新啸等(2021),根据样本国有企业的行政层级将其划分为中央国有企业和地方国有企业;另一方面按照证监会发布的2012版上市公司行业分类指引,将石油和天然气开采业,烟草制品业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,电力、燃气及水的生产和供应业,铁路、水上及航空运输业,邮政业,电信、广播电视和卫星传输服务业划分为垄断行业,其余为竞争行业,并根据样本国有企业的行业属性将其划分为垄断国有企业和竞争国有企业,从而进行分组回归。结果如表11所示,从中可以发现:一方面,在按照样本国有企业行政层级差异的分组回归中,列(1)和(3)中RMI的系数均不显著,列(2)和(4)中RMI的系数至少在5%水平上正显著,并且组间差异显著;另一方面,在按照样本国有企业行业性质差异的分组回归中,列(5)和(7)中RMI的系数均不显著,列(6)和(8)中RMI的系数均在1%水平上正显著,并且组间差异基本显著。由此,只有在地方国有企业和竞争行业国有企业中要素市场整合才能更好地促进其混合所有制改革,而在中央和垄断行业国有企业中则缺乏相应效果。

表 11 异质性检验回归结果

	SHD_NONSOE		D_NONSOE		SHD_NONSOE		D_NONSOE	
	中央国有企业	地方国有企业	中央国有企业	地方国有企业	垄断国有企业	竞争国有企业	垄断国有企业	竞争国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
RMI	0.0003 (0.03)	0.022** (2.48)	0.006 (0.67)	0.027*** (2.98)	-0.012 (-0.67)	0.021*** (2.80)	-0.005 (-0.48)	0.029*** (3.61)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2 955	6 015	2 955	6 015	1 062	7 908	1 062	7 908
调整后 R ²	0.648	0.607	0.646	0.649	0.690	0.594	0.660	0.617
组间差异检验	0.073*		0.078*		0.126		0.036**	

六、结论与启示

更好地推进国有企业混合所有制改革构成新时代全面深化改革的关键环节,本文研究要素市场整合对国有企业混合所有制改革的影响。研究发现:在统筹股权制衡和高层治理双重维度的视角下,要素市场整合可以缓解信息不对称、规范政府干预以及改善国有企业经营管理,从而对国有企业混合所有制改革产生积极影响,进一步研究表明前述效果在地方国有企业和竞争行业国有企业中更为明显;经过稳健性检验后结果不变。

本文基于市场逻辑的角度对国有企业混合所有制改革的驱动因素进行研究,主要具有以下两方面政策建议。第一,进一步深化国有企业混合所有制改革需要从更好地完善要素市场化配置体制机制入手。2022年10月,习近平总书记在党的二十大报告中明确指出,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用。事实上,2013年后我国诸多省份陆续出台了不同内容的国有企业混合所有制改革方案,然而各地的国有企业混合所有制

改革进程参差不齐,这在一定程度上源自潜在投资者参与各地国有企业混合所有制改革的机会、能力以及意愿存在差异所致。因此,决策高层在深化国有企业混合所有制改革时应当更加注重对市场逻辑的合理运用,通过优化营商环境等方式促进资本、劳动力、数据、技术等要素的跨区域市场化配置,更加尊重市场力量在资源配置中的决定性作用,从而加强潜在投资者参与国有企业改革的机会、能力和意愿,确保各地国有企业混合所有制改革的持续有序推进。第二,市场力量对国有企业混合所有制改革的驱动作用具有一定局限性,需要在不同行政层级、不同行业特征的国有企业混合所有制改革过程中优化改革方案。本文研究发现市场力量对中央和垄断行业国有企业的混合所有制改革进程影响较弱,而对地方和竞争行业国有企业的混合所有制改革进程影响较强,这表明纯粹以市场力量驱动国有企业混合所有制改革仍存在进一步优化的空间,决策高层可以重点关注中央和垄断行业国有企业的混合所有制改革规划,从而更好地深化改革。

最后,本文具有如下研究启示。第一,社会经济活动是纷繁复杂、互相影响的:一方面,政府不当干预会遏制市场整合,造成要素市场分割,而高程度的要素市场整合亦会降低政府干预的现实能力和作用空间,削弱行政配置资源的权力;另一方面,混合所有制改革能够改善国有企业的经营管理,具有良好经营绩效的国有企业也能够更好吸引潜在投资者参与其混合所有制改革。因此,理论分析上的相互影响不能否认研究问题的重要性和现实意义,这更需要全面、辩证看待和科学论证。第二,本文从商品市场一体化的视角来研究要素市场化配置对国有企业混合所有制改革的影响,这对基于其他视角的后续研究具有启示意义。

参考文献:

- 1.白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷,2004:《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》,《经济研究》第4期。
- 2.蔡贵龙、郑国坚、马新啸、卢锐,2018:《国有企业的政府放权意愿与混合所有制改革》,《经济研究》第9期。
- 3.曹春方、周大伟、吴澄澄、张婷婷,2015:《市场分割与异地子公司分布》,《管理世界》第9期。
- 4.陈维涛、王永进、毛劲松,2014:《出口技术复杂度、劳动力市场分割与中国的人力资本投资》,《管理世界》第2期。
- 5.戴魁早、刘友金,2016:《要素市场扭曲如何影响创新绩效》,《世界经济》第11期。
- 6.范欣、宋冬林、赵新宇,2017:《基础设施建设打破了国内市场分割吗?》,《经济研究》第2期。
- 7.黄速建,2014:《中国国有企业混合所有制改革研究》,《经济管理》第7期。
- 8.江轩宇,2016:《政府放权与国有企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究》,《管理世界》第9期。
- 9.李欣泽、纪小乐、周灵灵,2017:《高铁能改善企业资源配置吗?——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据》,《经济评论》第11期。
- 10.龙玉、赵海龙、张新德、李耀,2017:《时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化》,《经济研究》第4期。
- 11.陆铭、陈钊,2009:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期。
- 12.罗伟、吕越,2015:《金融市场分割、信贷失衡与中国制造业出口——基于效率和融资能力双重异质性视角的研究》,《经济研究》第10期。
- 13.吕越、盛斌、吕云龙,2018:《中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗?》,《中国工业经济》第5期。
- 14.马克思,2004:《资本论》,中译本,人民出版社。
- 15.马连福、王丽丽、张琦,2015:《混合所有制的优序选择:市场的逻辑》,《中国工业经济》第7期。
- 16.马新啸、汤泰劼、郑国坚,2021:《非国有股东治理与国有企业的税收规避和纳税贡献——基于混合所有

- 制改革的视角》,《管理世界》第6期。
- 17.毛其淋、盛斌,2012:《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》第11卷第1期。
- 18.彭聪、申宇、张宗益,2020:《高管校友圈降低了市场分割程度吗?——基于异地并购的视角》,《管理世界》第5期。
- 19.饶品贵、王得力、李晓溪,2019:《高铁开通与供应商分布决策》,《中国工业经济》第10期。
- 20.宋马林、金培振,2016:《地方保护、资源错配与环境福利绩效》,《经济研究》第12期。
- 21.宋渊洋、黄礼伟,2014:《为什么中国企业难以国内跨地区经营?》,《管理世界》第12期。
- 22.汤泰劫、吴金妍、马新啸、宋献中,2020:《非国有股东治理与审计收费——基于国有企业混合所有制改革的经验证据》,《审计研究》第1期。
- 23.王小鲁、樊纲、胡李鹏,2019:《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社。
- 24.魏楚、郑新业,2017:《能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验》,《中国社会科学》第10期。
- 25.张杰、张培丽、黄泰岩,2010:《市场分割推动了中国企业出口吗?》,《经济研究》第8期。
- 26.赵奇伟、熊性美,2009:《中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异》,《世界经济》第6期。
- 27.赵永亮、刘德学,2008:《市场歧视、区际边界效应与经济增长》,《中国工业经济》第12期。
28. Huang, Z., L. Li, G. Ma, and C. Xu. 2017. “Hayek, Local Information, and Commanding Heights: Decentralizing State-owned Enterprises in China.” *American Economic Review* 107(8): 2455–2478.

Factor Allocating Marketization and the Mixed Ownership Reform of State-owned Enterprises: Based on the Perspective of Commodity Market Integration

Ma Xinxiao¹ and Tang Taijie²

(1: Management College, China Business Working Capital Management Research Center,
Ocean University of China; 2: Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract: Improving the market-oriented allocation system of factors is the key driving force for the comprehensive construction of a modern socialist country. Better, stronger and larger state-owned capital and state-owned enterprises constitute the key link in the comprehensive deepening of reforms in the new era. And this paper studies the influence and internal mechanism of regional factor market integration on mixed ownership reform in state-owned enterprises. It finds that under the dual dimensions of distinguishing equity balance and high-level governance, factor market integration can promote mixed ownership reform of state-owned enterprises by mitigating information asymmetry, regulating government intervention and improving corporate business management activities. Further research shows that the aforementioned effect is more obvious in local or competitive state-owned enterprises. Therefore, this paper not only provides policy reference value for the decision maker to use the “visible hand” and “invisible hand” to deepen the reform of state-owned enterprises, but also has a beneficial effect on the academic research about the regional factor market integration and the mixed ownership reform of state-owned enterprises.

Keywords: Factor Allocating Marketization, Market Integration, State-owned Enterprises, Mixed Ownership Reform

JEL Classification: P21, M13, R11

(责任编辑:陈永清)