

混合所有制改革的优先顺序及其影响因素

——基于国家、企业与社会三方合力视角

梁永福 苏启林 陈 林

(暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632)

摘要: 有序地推进国企改革是政府冲破利益固化的藩篱, 稳步推进混合所有制改革的重要举措。现有国内外研究大多聚焦于政府目标来阐释国企改制成因与改革顺序问题, 而忽视了政府目标形成机制的本质——国企改革是国家、企业与社会三方相互博弈的合意解。同时, 中国式国企改革的最优顺序很可能随着改革深入推进和政府管理层级不同而发生变化。为此, 基于上市公司2003—2014年面板数据, 采用Probit模型从效率性、财政收益性和社会政治性三个维度对中国国有企业的优序改革问题进行检验。结果发现, 地方国有企业效率与改制概率之间存在U型曲线关系, 而国有企业冗员率与改制概率之间存在倒U型曲线关系。企业效率对改制概率的作用和冗员率对改制概率的作用间存在相互增强的关系。当国有企业存在软预算约束, 所处行业市场竞争越激烈时, 企业改制的可能性就越高。研究结果有助于明晰政府的职能定位, 对国企优序改革的策略设计具有重要的政策含义。

关键词: 优序改革; 改制动因; 国有企业; 混合所有制; 合力视角

中图分类号: F270 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2017)02-0088-14

一、引言

混合所有制改革是否应有先后之分, 其最优顺序又取决于什么? 20世纪90年代, 中国主要以“抓大放小”为战略, 通过放开搞活国有中小企业来实现国有经济布局 and 结构调整。国有企业三年脱困期间, 产能落后与亏损严重的国有企业更成为政府优先改革的对象。2002年后尤其是国有资产监督管理委员会成立以来, 国有企业进入了深化改革阶段, 循序推进始终是国企改革的主旋律。从积极推动具备条件的国有大中型企业进行股份制改造, 推进垄断行业改革, 进一步放开搞活国有中小企业, 到中共十八大后分类推进国有企业改革和发展混合所有制经济, 过去十多年的国企改革历史告诉我们, 改革始于哪种类型国企和哪个行业领域并非是随机的, 谁先谁后的顺序安排始终服务于政府当时的政策需要。

关于政府决定国企改革顺序的动因方面, 国外研究主要集中在以下四个维度: (1) 帕累托效率最大化。Hoshi *et al.*^[1] 曾经指出, 捷克等东欧国家会将经营效率差的国有企业进行改制甚至直接破产清算, 以提高经济运行效率。大部分学者均认为, 效率最低的国企应优先予以改制^[2-3]。从市场信息

收稿日期: 2016-11-08; 修回日期: 2017-01-05

作者简介: 梁永福(1982—), 男, 广东台山人, 暨南大学产业经济研究院博士研究生、广东省生产力促进中心副研究员, 研究方向为产业经济; 苏启林(1971—), 男, 安徽庐江人, 暨南大学产业经济研究院研究员, 博士生导师, 经济学博士, 研究方向为公司治理与创新管理; 陈林(1981—), 男, 广东河源人, 暨南大学产业经济研究院教授、博士生导师, 经济学博士, 研究方向为产业经济。

基金项目: 国家自然科学基金重点项(71333007); 广东省自然科学基金自由申请项目(2016A030313782)

效率理论看,国有企业改制能提高自身对市场信息的利用效率,改革更应该从面临更大市场需求波动的国企开始^[4]。(2)公共声誉最大化。学术界一般认为,捷克、哈萨克斯坦、立陶宛、俄罗斯、斯洛文尼亚、斯洛伐克和乌克兰等东欧国家在全民凭证私有化计划中追求公共声誉最大化,尤其是在20世纪90年代,东欧大部分国家执政党平均在位周期只有两年,政府更愿意优先卖出盈利性较好的国企来获取选民的好感^[5]。(3)政治成本最小化。国企改革带来的失业率上升和实际支付工资的下降将迫使大众抵制改制,进而影响执政党未来选举的民意基础,政府希望将国企改制带来的政治成本降到最低^[6]。同理,在执政党与反对派竞争更激烈的地区,政府为寻求政治庇护而延迟企业改制进程^[7]。(4)财政收入最大化。Asaftei *et al.*^[8]指出,企业改制带来的效率改善会增加企业税收,进而增加国家财政收入,且预算约束硬化也可减少国家财政负担。此外,政府有首先出售经营业绩好的国企以给投资者带来好印象的动机,因为政府的序贯拍卖策略内生地将跨时期的企业价值联系起来,这样能在国有资产交易中实现总收入最大化^[9-10]。

同时,为了探明国有企业优序改革中政府的动机,国内外学者以不同国家为样本进行了实证检验,主要结论表明国企改革的优序策略会“因国而异”。如De Fraja^[11]发现,在20世纪90年代中期波兰大型制造业国企改制中,政府更关注的是社会福利和消费者利益,而非财政收入、公共部门预算或失业率。与此相反,同时期罗马尼亚国企改革追求的却是失业规模最小化,尽管这以牺牲效率为代价^[12]。此外,Li^[13]发现1994—1997年中国江苏和浙江两省乡镇集体企业被改制的概率与其所在市场竞争程度和预算约束硬度正相关。郭凯和姚洋^[14]在检验1995—2001年中国11个城市国有企业改制成因时发现,改制与企业预算约束硬化之间有正向关系,而过高的债务和冗员率则抑制了企业的改制。市场化和地方政府的财政状况对企业的改制也有一定的影响,但企业效率的改进在改制决策中不起作用。然而,朱克朋和刘小玄^[15]在研究2000—2008年期间中国部分竞争性行业国有企业的退出及其主要决定因素后指出,企业效率是决定国有企业退出的重要变量,并且效率较高的企业更愿意选择改制退出,而效率低的企业更有可能选择破产清算或打散重组的方式,完全退出国有部门。

以上研究为国有企业混合所有制改革的“优序问题”提供了广泛的理论基础和经验证据,但遗憾的是,他们均忽视了国企改革实践中政府动机的不易观察性,以及改制成因往往互相交叉地同时发生作用这一重要事实,而单纯将政府视为国企改革的最最终决策者,割裂了其与其他改革利益主体之间的相互关系。

本研究将国企改制视为国家(政府)、企业(市场)与社会(企业职工)三方合力的结果,为系统地分析国企改制动因问题提供了崭新视角。同时,本文深入探讨国企改革顺序的动态性,有效解决了国企优序改革动因不易捕捉的问题。本文的研究结果蕴含重要的政策含义,有助于明晰政府的职能定位,并为政府进一步顺利推进国企改革提供理论依据。下文结构安排如下:第二部分是理论与假说;第三部分是实证检验;第四部分是稳健性检验;最后是结论与政策建议。

二、理论与假说

从某种程度来说,国有企业的产权重组是政府主体推动的政治性决策,尽管有多种经济和社会因素影响着企业重组的可能性,但它们只有通过影响政治决策者的成本和收益才能间接地影响企业重组的可能性^[16]。

新制度经济学理论强调,产权作为公司治理重要维度之一,不是由教条的经济公式和法律条文决定的,而是国家、资本所有者、职业经理人及工会等多种政治、经济及社会力量长期复杂博弈的结果。他们在国有企业产权改革过程中直接或间接地给政府施加压力,以使改革更符合自身的利益取向,有时候甚至还成为影响改革成败的关键因素。比如原企业经营者和职工要求在产权改革中获得完全补偿,而这种补偿要求会影响改制的利益空间,从而阻碍国有企业改革的顺利推进^[17]。

同时,由于政府职能的多重性,政府的国有企业改革目标具有多样化,目标之间的相互冲突会迫

使政府致力于协调各方利益。一般而言,政府会同时考虑三个方面的目标:(1)财政效益性:确保国有资产尽可能卖个好价钱,在避免国有资产流失的同时提高财政收入,降低财政负担;(2)市场效率性:通过产权改革提高企业经营效率,促使国有企业在改制后能实现最大的价值;(3)社会政治性:尽可能妥善安置原国有企业职工,以减少企业改制所带来的社会成本^[18]。另一方面,不同层级政府由于具有不同的政绩诉求,其控制的国有企业经营目标不尽一致,因而在安排央企与地方国有企业改制时的顺序考虑也会不同。如地方政府的财政盈余、相对经济增长率、失业率等政绩诉求会显著影响地方政府对国有企业的控制程度^[19]。地方经济增长的竞争压力越大、财政压力越大和失业率越高,地方政府越倾向于减轻对地方国企的控制^[20]。

因此,虽然国有企业改革最终体现在政府制定的政策上,但这并没有改变问题的实质,即国有企业改革是企业、国家、社会三方合力的结果,并且这种合力解会因政府控制层级的不同而发生变化。

为了让国有企业改革取得最大效益,合适的国有企业改革顺序解应该在企业、国家和社会三方力量博弈过程中形成,并因各方力量的此消彼长而发生动态变化,这将直接体现在国有企业改制水平的时间变化趋势上。以本文上市国有企业数据为例,无论是首次国有股拍卖与转让交易,还是国有企业控制权发生转移的国有股拍卖与转让交易,其带来企业改制水平的发展趋势均较为一致。

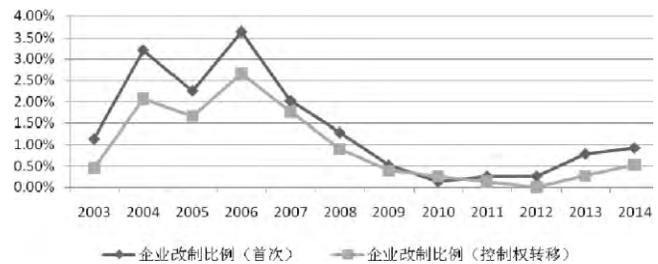


图1 2003—2014年样本企业改制水平发展趋势

资料来源:作者绘制

企业改制比例在2003年较低,但随着国有资产管理体制改革,新成立的国有资产管理机构大力发展混合所有制经济,国有企业改制在2006年攀升至最高水平。详见图1。

(一) 市场效率假说:理性经济人企业对国企改革优序问题的影响

新古典经济学派认为,在完全竞争市场条件下,作为理性经济人的厂商将追求利润最大化的目标,并由“看不见的手”引导市场自动实现一般均衡,从而获得帕累托最优。毫无疑问,关于理性经济人的假设与现实存在着一定差距。在企业履行理性经济人角色中,经理人发挥着关键作用,追求经营绩效的职业经理人将更能让企业贴近新古典经济学家的设想。实际上,由于国有企业经理人有显性业绩要求,有更强的社会监督和更弱的掏空动机,再考虑诸多非国有企业经理人身份的特殊性,国有企业CEO的薪酬与会计绩效、解职与会计绩效关系的敏感性甚至高于非国有企业^[21]。更重要的是,早期较低生产力的国有企业占有过多资源,这导致比较严重的资源配置不合理,进而降低了总的社会生产效率^[22]。

因此,在面临企业改制时,国有企业经理人将倾向于利用产权改革来追求企业效率的改善,这使得企业效率成为决定国有企业退出的重要变量。张军等^[23]在利用混合寡头模型研究国有企业改革进程时明确指出,国有企业与民营企业的边际成本差大于某一阈值时,国有企业改制将最容易发生。

尽管在转轨经济期的国有企业改革过程中,改制企业在改制前绩效往往较差,效率最低的企业通过改制能获得的效率改善程度最高^[24],但低效率国有企业改制能否成行却取决于政府目标是否调整。当政府具有强烈政治动机且与国有企业经理人无法达成一致意见时,政府基于政治顾虑而不存在把业绩较差企业转让出去的明显倾向^[25]。

综上所述,本文提出假说1。

假说1:充当理性经济人角色的国有企业具有追求效率最大化的动机,当国有企业效率越低时,其发生改制的可能性将越高。

近年来,关于国有企业分类改革的问题讨论热烈。由于所处行业的市场竞争程度不一,充当理性经济人的国有企业的改制意愿也不尽相同。在高度竞争甚至竞争程度不断提高的行业,由于改制

后企业面临激烈的市场竞争环境,企业不再是价格的制定者。在该种情况下,企业为了实现盈利,将进行研发和技术创新投资。因而国有企业改制能够促进企业加成率提高,并促进企业产出资本乃至社会福利水平的改善,但在低竞争度和竞争程度降低的行业,这种作用并不明显,甚至不利于社会福利的改善^[26]。张维迎和栗树和^[27]从地区间竞争对国有企业改制影响的角度指出,由于产品市场上地区间竞争非常激烈,每一个地区都必须尽可能降低生产成本以保持生存所需的最小市场占有率。为促使经理降低生产成本,地方政府就必须让渡全部或部分股份给经理,并且产品市场竞争越激烈,引发的改制程度也越高。因此,相对于处于垄断地位的公益类国有企业,市场竞争相对充分的商业类国有企业更愿意接受企业改制。

此外,从既得利益角度看,国有企业往往具有明显的规模经济并占据绝对优势地位,并在一定程度上决定了市场价格和市场竞争的介入度,从而国企能获得一定程度的垄断利润^[28]。因而,国有企业主动放弃这种行业既得利益的意愿也不强。综上所述,本文提出假说2。

假说2:充当理性经济人角色的国有企业具有追求效率最大化的动机,当国有企业所在行业市场竞争程度越高时,其发生改制的可能性将越高。

(二) 财政收益假说:多重职能政府对国企改革优序问题的影响

财政社会学理论认为,财政是连接政治、经济与社会三大子系统的媒介,财政制度是事关国家治理的重要制度保障。十八届三中全会公报更是在强调国家治理必要性的基础上,提出“财政是国家治理的基础和重要支柱”。

实际上,改革开放以来财政收入增长率等经济发展指标始终是地方政府官员政绩考核的核心内容,国有企业给地方财政带来的影响将直接关系到地方官员个人的升迁。因此,地方国有企业将可能成为地方政府干预微观经济活动以实现自身政治目标的重要途径,财政盈余等地方政府的政绩诉求将影响到国有企业的控制权^[29]。比较极端的情况是,当面临财政赤字时,地方政府会考虑出售一部分国有企业控制权来增加财政收入,或者减少对亏损国有企业的财政补贴,以达到走出财务困境的目的。朱恒鹏^[30]同样认为地方政府积极推动公有制企业改制的主要动因是来自1994年分税制改革给地方政府造成的财政压力和预算约束硬化。实际上,公有企业的产权重组显著提高了改制企业的纳税水平和创税效率,这完全符合政府主体追求财政效益最大化的目的。因此,政府在国有企业改制中的财政盈余压力将主要反映在两个方面:财政收入最大化和财政支出最小化。

一方面,关于政府通过出售国有资产获取最大财政收入的问题,以往研究一致表明,政府应该实施“靓女先嫁”策略。由于经营状况较好的国有企业长期掌管在政府部门手中,会出现所谓的“冰棍效应”,即只要国有企业不改制,其资产终将因管理不善或贪污腐败而像冰棍那样融化掉,与其等到其资产价值缩水再出售,政府往往选择在其经营状况良好之时进行改制,从而在出售国有资产中获得尽可能多的财政收入^[31]。拍卖理论同样给出了支持的理由:政府利用国有企业长期盈利水平等信息的不对称性,优先出售经营状况较好的国有企业,给后来购买者留下好印象,能为后续出售经营状况较差的国有企业卖个好价钱,并最终达到总财政收入最大化的目标^[9]。

另一方面,政府要解决国有企业给其带来的财政负担问题,需要从国有企业预算约束硬化方面下功夫。“预算软约束”指的是国有企业一旦发生亏损,政府常常要追加投资、增加贷款、减少税收并提供财政补贴的现象^[32]。仍以样本企业为例,2003—2014年期间每年样本企业平均负债合计持续增长,从每家16.28亿元增长到103.93亿元,详见图2。谭劲松等^[33]认为,中国的国有企业比非国有企业有更高的不良贷款、更长的贷款期限和更低的担保系数,企业改制成为硬化国有企业预算约束的重要渠道。

综上所述,本文提出假说3和假说4。

假说3:追求财政盈余政绩的地方政府具有实现财政收入最大化的动机,当国有企业效率越高

时,其发生改制的可能性将越高。

假说 4: 追求财政盈余政绩的地方政府具有实现财政负担最小化的动机,当国有企业具有软预算约束时,其发生改制的可能性将越高。

(三) 社会政治假说: 社会公众对国企改革优序问题的影响

正如前文所述,政府通过干预国有企业经济活动来实现自身多元目标,而政府干预国有企业最主要的表现则是让其承担大量的政策性负担,这体现在冗员、员工福利、社会稳定、财政负担等多个方面^[34]。然而,冗余雇员对国有企业的绩效产生了显著的负面效应,且冗余雇员多的国有企业需要政府给予更多的财政补贴^[35]。为此,企业改制逐渐成为解决国有企业“人浮于事”等冗员问题的重要手段。国外学者 Shleifer and Vishny^[36]指出,企业改制能使得国有企业预算约束硬化,让其拥有更强的利润动机,从而促使其降低劳动成本并进行裁员。但从长期看,改制会对国有企业的就业增长产生持续的和递增的积极作用^[37]。仍以本文样本企业为例,2003—2014 年样本企业雇员规模从 1.54 人/万元资产一直持续降到 0.69 人/万元资产,详见图 3。

根据 Lindbeck and Snower^[38]的“内部人-外部人模型(Insider-outsider Model)”,已经在企业就业或在岗的员工称为“内部人”。这里的内部人代表,在西方国家表现为工会,但在中国,国有企业正式员工的代表远不只是工会,政府和国有企业本身就被界定为工人的代表。

国有企业作为最大的雇主即国家的代理人,在决定雇佣或解雇员工时,除了考虑替换工人的替代成本外,更多地要承担解雇员工的社会成本、意识形态风险,因此作为国家代表的企业管理者和作为职工代表的工会在作出决策时往往高度一致,并且优先考虑企业内部人的利益^[39]。甚至在国有企业扩大员工规模时,也不得不基于社会利益的考虑而雇佣一批效率低下的员工。国有企业解雇内部正式职工将会引发内部人的强烈反抗,内部人将通过工会团结起来采取一致行动,并可能引发社会公众的情绪。

因此,如果国有企业改制会给企业内部员工带来下岗的后果,那么内部人将不顾一切地采取行动来抵制改制。正如 Druk-Gal and Yaari^[40]认为,国有企业改革带来的失业率上升和实际支付工资的下降将使得普通大众抗拒企业改制,并采取一些反抗的行动,即使失业与福利下降不一定会发生,但只要人们相信这些是国企改制可能引起的结果,反抗行动就成为可能。综上所述,本文提出假说 5。

假说 5: 由于国有企业内部人抵制改制,政府具有追求社会政治效益最大化的动机,当国有企业的冗员程度越高时,其发生企业改制的可能性将越低。

三、实证检验

(一) 样本的选取

为尽可能准确而充分地反映企业、国家与社会三方合力对国有企业混合所有制改革优序问题的影响,本文选取 2003 年在上海和深圳两个证券交易所上市的实际控制人性质为国有的公司作为研

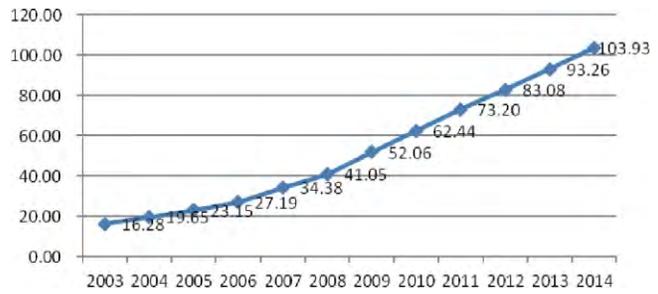


图 2 2003—2014 年样本企业平均负债发展趋势(单位: 亿元)
资料来源: 作者绘制

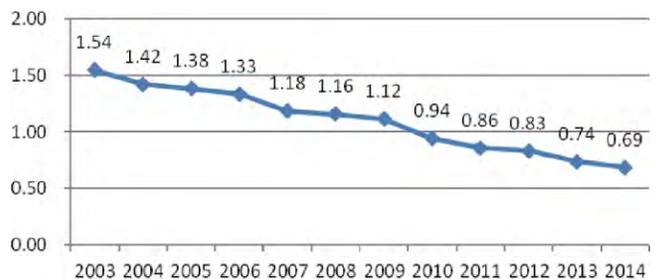


图 3 2003—2014 年样本企业平均雇员规模发展趋势(单位: 人/万元资产)
资料来源: 作者绘制

究样本,主要原因为:一方面,2003年是国有资产管理委员会成立之年,自此中国国有企业摆脱了“九龙治水”的局面,确立了中央政府和地方政府分别代表国家履行出资人职责的国有资产管理体制,并开始积极推行股份制,发展混合所有制经济。因此,2003年以来国有企业的经营活动更能反映政府的意志。另一方面,上市国有企业需要定期发布经营信息,管理层的经营决策受到广大股东监督,企业行为更契合理性经济人的行为目标。同时由于上市公司更受社会各界关注,其内部人的诉求更容易获得社会公众的支持。

由于国泰安CSMAR数据库没有直接披露企业实际控制人的性质,本文依据数据库中公司的“企业关系人性分类标准”逐一剔除实际控制人性质为民营企业、外国政府、自治组织和自然人的上市公司,并剔除金融业和由于退市等原因无法获得关键数据的上市公司,最终获得882家样本公司。

基于国泰安CSMAR“国有股拍卖与转让和股权结构研究数据库”,本文获得了样本国有企业2003—2014年国有资产交易的面板数据,共包含11467个观察值。从国有资产交易活动来看,观察期内样本公司共发生了首次改制国有股的拍卖与转让交易268次。通过将同一家企业同一天发生的交易合并为一笔有效交易后,最终形成有效交易135次,即135家公司发生了首次改制行为,其中91家企业日后控制权发生了转移。

(二) 变量定义和说明

1. 企业改制行为的界定 关于国有企业改革中改制行为的定义,武常岐和韩煦^[41]将改制定义为国家将生产性资产的所有权或控制权转移给私营部门的动态过程。然而,具体到实证研究中改制行为的测度,已有文献并没有形成一致的意见,总体来看主要分为以下三种情况:一是公司最终控制人由国家变为私营企业(外资)或个人,即国有企业控制权发生转移^[42]。二是国有资本比例由100%变为小于100%^[43],这部分学者认为只要国有企业资产不是100%属于国有,就意味着企业发生了改制行为。三是国有企业的最大持股人发生变化,变为私营企业(外资)或个人^[44]。

由于国有资产交易行为并不必然导致企业控制权发生转移,上述第一和第二种定义之间的差异性是比较明显的,而且改制行为会对日后行业和企业特性产生影响,以企业实际控制权发生转移作为判断改制行为的标志,将在经验分析时产生内生变量偏差。因此,为了更好地展现不同改制行为测度条件带来研究结果的差异性,个别研究还同时考虑了“非控制权转移改制”和“控制权转移改制”两种测度方法。如郭凯和姚洋^[14]将国有企业改制定义为一个根据企业私人股份多寡而确立的二元变量,但遗憾的是他们定义的改制企业并非“首次改制”企业。

为了更好地捕捉国有企业改制的属性,本文将同时考虑“首次改制”和“控制权转移改制”两种测度方法。实际上,这样处理还有一个好处,那就是通过对比“首次改制”和“控制权发生转移改制”两种测度方法,将能够得出国企改革优序问题在改制推进过程中所表现出的差异性。

因此,本文定义的首次改制和控制权转移改制分别指国有企业的首次国有资产交易行为和控制权发生转移的国有资产交易行为,其中转让方经济性质为国有,而受让方经济性质为非国有。本文基于国泰安CSMAR国有股拍卖与转让数据库2003—2014年期间1209条交易信息,在将同一家企业同一天发生的交易合并为一笔有效交易后,筛选出转让方和受让方经济性质分别为国有和非国有的交易,并将其视为改制行为。因数据库没有完全披露全部转让方和受让方的经济性质,本文依据每个公司的定期报告、网站,以及中国工商行政管理总局公示的企业信息对其逐个判断核实。此外,由于数据的局限性,本文将假设2003年以前样本企业均没发生过改制行为。

2. 企业效率的测度 刘瑞明^[45]认为,人们使用“效率”概念时一般将其等同于“生产率”,即生产过程中投入品转化成产出品效率,在具体测度文献中则主要测度“技术效率”和“全要素生产率”。然而上述测度方法对本研究并不合适,因为在上市公司资产交易中购买方主要依赖资本市场公开信息比如财务指标来做出判断,而很难获得依据上述方法测度的结果。因此,本文以税前利润

与总资产的比率即总资产收益率(ROA)和净资产收益率(PBR)来衡量一个企业的效率或绩效。

3. 市场竞争程度的测度 为了检验国有企业所处行业的市场竞争程度与改制概率之间的关系,本文采用赫芬达尔指数(HHI)来衡量市场竞争程度,HHI越大,行业集中度越高。本文按证监会《上市公司行业分类指引(2001年)》二级行业的SIC代码,以及2003—2014年中国上海证券交易所和深圳证券交易所上市公司的营业收入计算得出所有行业的HHI面板数据。

4. 软预算约束的测度 在转轨经济国家,政府特别是地方政府常常为了稳定就业或其他社会政治性目标而干预银行的信贷决策以给国有企业提供贷款支持^[46]。当存在预算软约束时,亏损国有企业往往能获得银行贷款支持。因此,本文借鉴郭凯和姚洋^[14]的做法,将国有企业同时满足经营亏损和存在银行贷款两个条件视为存在预算软约束(softbudget),取值1,而至少有一个条件不满足时取值为0。

5. 冗员程度的测度 国有企业冗员程度以冗员率(redundancy)作代理变量,根据陈林和唐杨柳^[47]的做法,以企业要达到行业人均销售水平需要增加或减少的员工比例测度冗员率,即 $(L_i - \frac{S_i}{S} \times L) / L_i$ 。其中 L_i (或 S_i)是公司*i*的职工人数(或年度销售额), L (或 S)是公司*i*所在行业的职工人数(或年度销售额)。冗员率取值越大,则公司冗员情况越严重。

6. 其他控制变量 本文选取了地区市场化进展程度(maketlib)、政府补助(msubsidy)、高管持股比例(mgownership)、企业规模(size)、公司年龄(age)等作为控制变量,其中,测度改制企业所在省、自治区或直辖市的地区市场化进展程度(maketlib)采用《中国市场化指数》,由于该指数最新年份为2009年,本文以历年平均增长幅度作为2010—2014年度市场化指数预测的依据;在反映国有企业寻求政府补助(msubsidy)方面,依据国泰安CSMAR中国上市公司财务报表附注数据库,取样本公司获得的各类政府补助补贴、财政奖励、返还和贴息等代表,单位为千万元;高管持股比例=(高管持股数量/公司普通股总股数)×1000;公司规模取公司年末主营业务收入总额的自然对数。同时,本文还设置了年度虚拟变量(year)。

为避免异常值对实证结果的影响,在实证分析之前,本文对主要连续变量在1%水平上进行了Winsorize缩尾处理。同时,所有的解释变量和控制变量均采用滞后一期值,以减少变量内生和遗漏问题带来的负面影响。其中2003年的解释变量和控制变量取2002年值,部分没有2002年值的变量以2003年当年值代替。

表1列出了各变量的描述性统计结果。平均来看,样本公司所处行业的HHI均值为0.1158,属于美国司法部对市场结构分类中的“低寡占II型”^①,说明样本公司所处行业平均市场竞争度较低;资产收益率ROA均值为0.0240,样本公司大部分盈利能力较差;冗员率均值为-0.6984,说明样本公司普遍冗员水平不高。

表1 变量描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
HHI	0.1158	0.1183	0.0143	1.0000
ROA	0.0240	0.0777	-0.3711	0.2379
redundancy	-0.6984	2.9446	-21.3067	1.0000
softbudget	0.1192	0.3241	0.0000	1.0000
maketlib	8.6172	2.6118	2.2086	16.2404
msubsidy	1.7707	5.3388	0.0000	38.1664
mgownership	0.0611	0.3118	0.0000	2.6545
size	21.1239	1.5044	16.9080	25.0562
age	12.9898	5.0482	0.0000	31.0000

资料来源:作者计算整理

(三) 基本回归结果

如前文所述,国有企业改革是多方力量博弈的结果,企业、国家和社会各方虽然都会影响国有企业改革,但并不必然导致国有企业改革,而是提高了国有企业改革的概率。从国有企业改革的“优序问题”来看,由于这种改制的概率是多方合力所致,为顺利推进国有企业改革,概率越高的国有企业理应优先实施改制。

因此,本文采用简单而又直观的 Probit 概率模型作为研究国企改革“优序问题”的计量工具。本文通过改变国有企业改革行为测度方法来对比分析国有企业改革“优序问题”的动态特性,并避免多重共线性给回归标准误带来负面影响。故建立如下计量模型:

$$\Pr(fPriv_{it} = 1 | X Z) = \Phi(X'_{it-1}\beta + Z'_{it-1}\gamma) \quad (1)$$

其中 $\Pr(fPriv_{it} = 1 | X Z)$ 为控制优序改革影响因素和控制变量之后发生改制的条件概率, $\Phi(\cdot)$ 为正态分布的累积分布函数。被解释变量 ($fPriv$) 为虚拟变量,当样本公司在 2003—2014 年期间的某一年发生了首次改制(或控制权转移改制)行为后,该变量从该年份起到 2014 年均取值为 1,否则为 0。 X 是解释变量 Z 为控制变量 β 和 γ 分别是它们的系数。

为了分别验证样本中企业盈利能力、冗员率与改制概率之间是否存在非线性关系,即盈利能力与冗员率的具体取值是否影响改制概率,本文在回归方程(1)的基础上增加了企业盈利能力和冗员率的平方项进行回归。同时,为了进一步探讨企业盈利能力与冗员情况两者在影响国有企业改革概率上是否存在交互影响,以及检验谭劲松等^[33]关于地区市场化程度与企业不良贷款(软预算约束)之间的关系,本文还将企业盈利能力与冗员率、地区市场化程度与软预算约束两个交叉项加入回归方程。具体模型如下:

$$\begin{aligned} \Pr(fPriv_{it} = 1 | X Z) = & \Phi(X'_{it-1}\beta + Z'_{it-1}\gamma + \lambda_2 ROA_{it-1} \times redundancy_{it-1} \\ & + \lambda_3 softbudget_{it-1} \times maketlib_{it-1} + ROA^2 + redundancy^2) \end{aligned} \quad (2)$$

1. 企业理性人市场效率假说的检验结果

从表2中模型(2)可知,总资产收益率 ROA 二次项的回归系数显著为正,表明中国国有企业效率与改制概率之间存在 U 型曲线关系。当国有企业效率较低时,显性业绩压力迫使经理人在产权改革中谋求企业经营效率的改善,从而很大可能在与政府谈判中胜出。此时,国有企业主要充当理性经济人追求效率最大化,效率越低,企业改制的可能性将越高,假说 1 成立。

从包含二次项和交互项的模型(2)还可以看到,总资产收益率与冗员率的交互项回归系数显著为正,这表明 U 型曲线位置受到企业冗员率影响,且冗员率升高,U 型曲线将左移。其蕴含的政策含义为:一方面,当国有企业效率较低时,冗员率提高了经理人对低效率的容忍度,冗员率越高,相同效率的国有企业被改制的可能性越低,这可能源于政府与社会公众施加的压力;另一方面,当国有企业效率较高时,冗员率提高了政府出售高效率国有企业资产的积极性,冗员率越高,相同效率的国有企业被改制的可能性越高,这与政府担心发生“冰棍效应”不无关系,即在国有企业效率较高时“冰棍效应”更容易发生。

关于市场竞争程度影响企业改制可能性方面,模型(1)和(2)均显示代表市场竞争程度的 HHI 回归系数显著为负,这说明中国国有企业所处行业市场竞争越激烈,企业改制可能性越高。这很大程度上是由于高竞争行业国有企业改制更能提高企业经营效率,地方政府迫于地区间竞争也更愿意让渡部分国有资产给经理人,而且国有企业维护自身既有垄断利润也是其重要原因,即假说 2 成立。

对比模型(1)、(2)和(3)、(4)可知,随着中国国有企业改革从初始改制发展到企业实际控制权发生转移阶段,假说 1 和假说 2 依然成立,企业理性经济人角色贯穿中国国有企业改革整个过程,企业效率和行业竞争程度对企业改制概率的影响并没有随改革的深入推进而发生变化。

2. 多重职能政府财政效益假说的检验结果

如前文所述,中国国有企业效率与企业改制概率之间存在 U 型曲线关系。当国有企业效率逐渐提高,并超过一定程度时,较高的企业效率使得经理人追求效率改善的动机变弱,并服从政府追求财政盈余的强烈政绩诉求。此时,政府很大可能采取“靓女先嫁”策略,即效率越高的国有企业被优先出售,从出售国有资产中获得最大直接收入以及因创税效率提高带来的间接财政收入,以实现财政收入最大化的目标,即假说 3 成立。

表 2 模型(1)和(2)显示,软预算约束 *softbudget* 回归系数显著为正,模型(1)高估了国有企业软预算约束对企业改制的影响,在加入二次项和交叉项后,软预算约束回归系数变成显著为负,具有软预算约束的国有企业其改制可能性更低。这意味着 2003—2014 年期间中国政府并非一味追求财政收入最大化,这体现在:一是在国有企业亏损时政府仍然让银行向其发放贷款,从而出现无论国有企业整体效率如何变化企业负债均一路攀升的软预算现象;二是对于预算约束硬化的国有企业,政府更愿意将其改制,这明显与假说 4 的理论预期相悖,其原因或许是社会政治性的考虑。对比模型(2)和(4)还可以发现,在实际控制权发生转移的国有企业深化改革阶段,软预算约束回归系数变得不显著,说明此时软预算约束并没有对国有企业改制发生明显的作用。

此外,软预算约束与地区市场化程度 *maketlib* 交叉项回归系数显著为正,说明国有企业软预算约束对企业改制概率的作用和地区市场化程度对企业改制概率的作用间存在相互增强的关系,这与谭劲松等^[33]提出的国有企业所在地区市场化程度越高,不良贷款更少、贷款期限更短和担保系数更高的观点是一致的。

3. 社会公众社会政治性假说的检验结果

从表 2 中模型(2)可知,代表国有企业社会负担的冗员率 *redundancy* 二次项回归系数显著为负,这表明中国国有企业冗员率与企业改制概率之间存在倒 U 型曲线关系。当国有企业冗员率较小时,企业改制对就业率影响相对较小,政府可以更多地追求其他改制目标,比如配合企业经理人适当裁员来提高经营效率。此时,国有企业冗员率越高,企业改制可能性反而越高,假说 5 不成立。然而,当国有企业冗员率不断变大并超过一定程度时,企业改制将导致较多员工下岗,政治成本和公众舆论压力相对较大,这将迫使政府放弃国有企业的产权改革。换言之,国有企业冗员率越高,企业改制可能性就越低,这符合假说 5 的理论预期。

此外,从模型(2)和(4)还可以看到,上述有关冗员率影响企业改制概率的结论不随国有企业改革深入推进而发生变化,冗员率对企业改制概率的影响只取决于自身数值的大小。

表 2 国有企业优序改革影响因素的 Probit 模型回归结果(ROA)

解释变量	首次改制		实际控制权转移改制	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>maketlib</i>	-0.022 5*** (0.01)	-0.035 0*** (0.01)	-0.017 8* (0.01)	-0.026 9*** (0.01)
<i>HHI</i>	-0.580 7*** (0.17)	-0.630 2*** (0.18)	-0.945 9*** (0.23)	-0.990 9*** (0.24)
<i>ROA</i>	0.190 1 (0.28)	0.481 4* (0.29)	0.126 9 (0.31)	0.387 8 (0.32)
<i>ROA</i> ²		3.739 1*** (0.95)		2.427 7** (1.06)
<i>ROA</i> × <i>redundancy</i>		0.119 3* (0.07)		0.138 9** (0.07)
<i>redundancy</i>	-0.031 1*** (0.00)	-0.081 6*** (0.01)	-0.032 0*** (0.01)	-0.068 6*** (0.02)
<i>redundancy</i> ²		-0.002 8*** (0.00)		-0.001 9** (0.00)
<i>softbudget</i>	0.164 7*** (0.06)	-0.480 5** (0.19)	0.069 7 (0.07)	-0.344 4 (0.21)
<i>softbudget</i> × <i>maketlib</i>		0.073 0*** (0.02)		0.047 9** (0.02)
<i>size</i>	-0.131 1*** (0.01)	-0.137 4*** (0.01)	-0.202 9*** (0.02)	-0.207 1*** (0.02)
<i>msubsidy</i>	-0.009 4** (0.00)	-0.009 0** (0.00)	-0.012 2** (0.01)	-0.011 7** (0.01)
<i>mgownership</i>	0.240 3*** (0.05)	0.232 1*** (0.05)	0.361 9*** (0.05)	0.356 6*** (0.05)
<i>age</i>	-0.001 1** (0.00)	-0.001 1** (0.00)	0.001 2*** (0.00)	0.001 3*** (0.00)
<i>N</i>	10 241	10 241	10 241	10 241
<i>Pseudo-R</i> ²	0.066	0.072	0.104	0.107

注:(1)和(2)为首次改制模型,(3)和(4)为实际控制权发生转移改制模型;限于篇幅,表中略去了年度虚拟变量和常数项的回归结果;括号内为标准误,***、**和*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算整理。

(四) 进一步分析: 政府控制层级对国有企业改革优序的影响

以上检验结果显示,基于全样本国有企业,本文的理论假设大部分获得了验证。然而,不同层级政府控制的国有企业其经营目标不尽相同,因而在企业改制过程中央企与地方国企势必会有一定差异性。根据公有产权政治庇理论,拥有公有企业控制权的政府会从公有企业的持续经营中获取政治收益,政府或政府代理人的收益将会影响公有企业的改制决策。相关经验研究结果也表明,当集体企业为政府或政府代理人贡献的政治收益越高,集体企业相对于地方经济越重要时,集体企业越不容易发生改制^[48]。而且中央政府控制的企业与地方政府控制的企业相比,大多为具有重要战略地位的企业,这些企业通常掌握了更多的政治和经济资源,经营的目标更多地偏向政治目标而非经济目标^[49],因而政府在不同控制层级的国有企业改制顺序上的倾向也将不同。

表3显示,总资产收益率的平方项回归系数仅在地方国企回归模型中显著,且方向为正,也就是说企业效率与企业改制概率之间的U型曲线关系仅仅存在于地方国有企业,而对于央企来说,企业效率与改制概率也只有在实际控制权发生转移改制模型中存在正向的线性关系。其原因可能在于,相对于央企来说,地方国有企业任何时刻都更加需要兼顾企业效率改善和国有资产出售收益两个方面,而央企改制更多出于国家战略,并只在国有企业涉及控制权转移时才强调政府的财政动机。

从表3回归结果还可以看到,总资产收益率对企业改制概率的作用和冗员程度对企业改制概率的作用间存在相互增强的关系,且这种情况仅存在于央企当中,这很大程度上是因为央企对国有企业改制带来的职工裁员更加敏感的缘故。

四、稳健性检验

为了检验 Probit 模型回归结

果的稳健性,本文还采用不同方法来验证前文的理论假设,其中 Cox 风险比例模型就是广为利用的工具之一。相对于前者,虽然 Cox 模型很难控制不可观测的异质性,且在参数估计过程中解释变量对风险率的作用强度不随时间而变化这一比例风险基本假定也不易满足,但它考虑了企业未改制状态的持续时间,并解决了数据处理的截断问题。因此,Cox 风险比例模型能很好捕捉国有企业改制特性,对于验证本文假设是一种有益的补充手段。模型的基本形式如下:

$$h(t) = h_0(t) e^{X_{i-1}\beta + Z_{i-1}\gamma} \quad (3)$$

这里,被解释变量为公司保持国有状态的存续时间,本文将其定义为从2003年1月1日至改制日

表3 央企与地方国企优序改革影响因素的 Probit 模型回归结果

解释变量	首次改制		实际控制权转移改制	
	央企	地方国企	央企	地方国企
<i>makelib</i>	0.1317*** (0.03)	-0.0408*** (0.01)	0.0974** (0.04)	-0.0265** (0.01)
<i>HHI</i>	-0.9304*** (0.33)	-0.5545*** (0.19)	-6.5939*** (1.42)	-0.7939*** (0.24)
<i>ROA</i>	1.0523 (1.43)	0.4591 (0.29)	7.9087** (3.15)	0.3223 (0.33)
<i>ROA</i> ²	-0.0555 (4.54)	3.7027*** (0.97)	14.7205 (13.90)	2.2333** (1.08)
<i>ROA</i> × <i>redundancy</i>	0.4969** (0.22)	0.0286 (0.08)	1.1766*** (0.42)	0.0914 (0.08)
<i>redundancy</i>	-0.2340*** (0.05)	-0.0647*** (0.01)	-0.5866*** (0.10)	-0.0519*** (0.02)
<i>redundancy</i> ²	-0.0097*** (0.00)	-0.0022*** (0.00)	-0.0342*** (0.01)	-0.0010 (0.00)
<i>softbudget</i>	1.2366** (0.51)	-0.5857*** (0.20)	1.6565 (1.12)	-0.3504 (0.22)
<i>softbudget</i> × <i>makelib</i>	-0.1044** (0.05)	0.0843*** (0.02)	-0.0809 (0.09)	0.0463* (0.02)
<i>size</i>	-0.1924*** (0.06)	-0.1293*** (0.01)	-0.7491*** (0.11)	-0.1891*** (0.02)
<i>msubsidy</i>	-0.0067 (0.01)	-0.0094** (0.00)	-0.1769*** (0.05)	-0.0107** (0.01)
<i>mgownership</i>	-0.6206*** (0.18)	0.2498*** (0.05)	-11.0272** (5.07)	0.3610*** (0.05)
<i>age</i>	0.0480** (0.02)	-0.0014 (0.00)	0.0503 (0.03)	0.0013*** (0.00)
<i>N</i>	964	9277	964	9277
<i>Pseudo-R</i> ²	0.186	0.069	0.493	0.098

注:(1)和(2)为首次改制模型,(3)和(4)为实际控制权发生转移改制模型;限于篇幅,表中略去了年度虚拟变量和常数项的回归结果;括号内为标准误,***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算整理。

的月份数。对于 2003 年之前发生过改制行为的企业 本文假设其国有企业存续期为零。 $h_0(t)$ 是基准风险函数 β 和 γ 是回归系数 X 为解释变量 Z 是控制变量。 X 中的变量 x 对相对风险比例的影响为 e^β , 如果 e^β 大于 1 本文认为变量 x 增加了国有企业的改制风险。

表 4 列示的国有企业改制风险比例与影响因素之间的回归结果显示,主要解释变量回归系数符号基本与 Probit 模型相同,但由于样本量较小,部分解释变量的显著水平相对较低。

为了进一步考察研究结果的稳健性,本文还替换了解释变量进行稳健性检验。(1) 以市净率 PBR 替换总资产收益率 ROA , 具体回归结果见表 5,可见主要结论并没有发生实质性改变。其中值得注意的是 PBR 与 ROA 平方项的回归系数正好相反,这是因为从投资角度来看,市净率较低(即企业盈利能力较高)的股票,其投资价值较高。(2) 以行业集中率 ($CR4$) 替代 HHI ,并用 2009 年的数据替代 2010—2014 年的市场化指数,其结果也无实质性差异。限于篇幅,结果未予报告。

五、结论与政策建议

(一) 主要结论

对于国有企业改革顺序的研究,以往文献虽然大多同时考虑了多种改制动因的假说,但却割裂了各种理论假说之间的联系,并多止步于动因分析而没有能进一步深究国企改革优序问题。本文利用 882 家中国国有上市公司 2003—2014 年间的面板数据,检验了与国有企业改革优序问题相关的几个理论假

表 4 国有企业优序改革影响因素的 Cox 模型回归结果

解释变量	首次改制		实际控制权转移改制	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>makelib</i>	-0.174 1*** (0.04)	-0.213 0*** (0.04)	-0.416 4*** (0.04)	-0.453 0*** (0.05)
<i>HHI</i>	-0.045 8 (0.80)	-0.213 2 (0.82)	-0.098 9 (1.71)	-0.270 0 (1.78)
<i>ROA</i>	-1.016 6 (1.38)	-0.589 4 (1.37)	0.003 8 (1.22)	1.642 1 (1.98)
<i>ROA</i> ²		4.277 1 (4.88)		4.141 7 (6.34)
<i>ROA</i> × <i>redundancy</i>		0.043 0 (0.15)		0.303 5 (0.22)
<i>redundancy</i>	0.013 7 (0.02)	-0.094 7 (0.08)	-0.067 3*** (0.02)	-0.101 3 (0.10)
<i>redundancy</i> ²		-0.006 4 (0.00)		-0.000 9 (0.01)
<i>softbudget</i>	-0.101 6 (0.36)	-2.146 4*** (0.72)	0.532 2* (0.29)	-0.183 7 (0.69)
<i>softbudget</i> × <i>makelib</i>		0.266 9*** (0.07)		0.114 8 (0.08)

注: (1) 和 (2) 为首次改制模型, (3) 和 (4) 为实际控制权发生转移改制模型; 限于篇幅,表中仅给出主要解释变量的回归结果; 括号内为标准误,***、**和* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源: 作者利用 Stata 软件计算整理。

表 5 国有企业优序改革影响因素的 Probit 模型回归结果 (PBR)

解释变量	首次改制		实际控制权转移改制	
	(1)	(2)	(4)	(5)
<i>makelib</i>	-0.026 6*** (0.01)	-0.038 3*** (0.01)	-0.023 7** (0.01)	-0.030 9*** (0.01)
<i>HHI</i>	-0.586 4*** (0.18)	-0.615 2*** (0.18)	-1.005 1*** (0.24)	-1.036 3*** (0.24)
<i>PBR</i>	0.030 3*** (0.00)	0.053 1*** (0.01)	0.029 0*** (0.00)	0.055 8*** (0.01)
<i>PBR</i> ²		-0.001 2** (0.00)		-0.001 3** (0.00)
<i>PBR</i> × <i>redundancy</i>		-0.004 4*** (0.00)		-0.002 4** (0.00)
<i>redundancy</i>	-0.030 7*** (0.00)	-0.060 6*** (0.02)	-0.032 0*** (0.01)	-0.050 8*** (0.02)
<i>redundancy</i> ²		-0.002 8*** (0.00)		-0.001 7* (0.00)
<i>softbudget</i>	0.074 1 (0.05)	-0.462 8** (0.19)	-0.008 3 (0.06)	-0.309 0 (0.21)
<i>softbudget</i> × <i>makelib</i>		0.066 6*** (0.02)		0.038 0 (0.02)

注: (1) 和 (2) 为首次改制模型, (3) 和 (4) 为实际控制权发生转移改制模型; 限于篇幅,表中仅给出主要解释变量的回归结果; 括号内为标准误,***、**和* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

资料来源: 作者利用 Stata 软件计算整理。

设,发现中国国有企业改革并非是个随机过程,企业改制顺序是企业、国家与社会三方博弈形成的合理解。

本文的主要结论如下:第一,伴随着中国国有企业效率的提高,地方国有企业效率与企业改制概率之间存在U型曲线关系。当企业效率较小时,企业作为理性经济人追求效率最大化的动机很大程度上主导了改制过程,此时企业效率越低,其改制可能性越高;而当企业效率较高时,地方政府的财政动因决定了改制过程,企业效率越高,改制概率将越高。第二,上述U型曲线位置受企业冗员率影响,由于冗员率提高了经理人对低效率的容忍度,而且政府具有出售高效率国有企业资产的积极性,因而较高的冗员率将使U型曲线左移。第三,本文研究结果显示,中国国有企业所处行业市场竞争越激烈,企业改制可能性越高。这与当前国有企业分类改革中,主业处于充分竞争行业的商业类国有企业将加大混合所有制改革力度相一致。第四,在2003—2014年中国国有企业改制初期,存在软预算约束的国有企业,其发生改制的可能性更低。政府并未基于财政动因逐渐减少国有企业的银行贷款,相反,国有企业软预算约束问题愈发严重。第五,随着中国国有企业冗员率提高,企业冗员率与企业改制概率之间存在倒U型曲线关系。当国有企业冗员率较小时,企业员工对潜在失业的担忧较少,政府得以更多追求其他改制目标,此时,国有企业冗员率越高,企业改制可能性越高。当国有企业冗员率不断升高并超过一定程度时,企业冗员率越高,改制概率反而越低。

(二) 政策建议

根据研究结论,本文提出以下建议:

1. 促进政府改革目标与国有企业分类改革相结合,分类制定优序改革策略。国有企业改制是企业、国家和社会三方合力解,各方博弈力量会随企业内外部条件不同而不断发生变化,经营目标更是在各方利益冲突下呈现多样化特征。要将混合所有制改革作为新一轮国企改革的重要突破口,推动其向纵深发展,政府应处理好企业、国家和社会等各方利益关系,努力解决国有经济面临的“盈利性使命”和“公共性使命”冲突,引入分类治理的改革思路,并制定与之相适应的优序改革路径。如对于具备条件可以推行投资主体多元化的公益类国有企业,应该更多强调就业和社会福利等改制目标,改制应从冗员率较低的企业开始,当该类国有企业平均冗员水平较高时尤其如此。对于商业类国有企业应更多强调市场效率,优先对经营效率差和自然垄断行业的国有企业进行改制,在电力、石油、天然气、铁路、民航、电信、军工等领域迈出实质性步伐,推动非国有资本尽快加入,加快形成灵活高效的市场化经营机制,从而提高企业的运营效率和发展活力。

2. 推进国有企业功能分类考核,确保优序改革政策有效实施。由于国有企业分类改革能降低企业经营目标冲突,政府改制目标更容易与之相适应,更能减少优序改革策略的复杂性,因此,需要完善国有企业功能分类考核方案以及与其相配套的企业负责人经营业绩考核办法。对主业处于充分竞争行业和领域的商业类企业,应以增强国有经济活力、放大国有资本功能、实现国有资本保值增值为导向,重点考核企业经济效益、资本回报水平和市场竞争能力,引导企业提高资本运营效率。而对于公益类企业,则更应强调保障民生、促进就业、提供公共产品和服务等功能。此外,由于不同层级政府控制的国有企业其改制的“优序问题”亦存在差异性,为了顺利推进改革,还需要统一央企与地方国有企业的业绩考核体系,同时修正地方官员的政绩考核标准。

3. 增强政府优序改革策略的调整意识,建立政策动态调整机制。作为混合所有制优序改革政策的重要影响因素,企业异质性会随改制的不断深入推进而发生变化,因此,国有企业改革“优序问题”会存在动态性,僵化的优序改革策略是走不通的。政府需要针对国有企业在改革中表现出来的特性变化,不断调整优序改革策略,顺利推进改革进程和获得更好的改制成效。如在企业经营效率不断提高的过程中,国有企业改制策略应从“丑女先嫁”转向“靓女先嫁”,以最终实现财

政收入最大化目标;相对于初次改制行为,深化改革阶段的实际控制权发生转移类国有资产交易行为应更加注重财政收入最大化目标,可考虑优先出售高效率国企,防止“冰棍效应”发生,避免国有资产流失。

对于国有企业改制的“优序问题”研究,本文仅从改革合力、政府控制层级和动态性等方面进行了初步探讨,为本文研究结论提供更完善的理论支撑将是我们未来研究的重点。

注释:

①美国司法部(Department of Justice)以 HHI 值乘以10 000作为基准对市场结构进行分类: $HHI \geq 3\ 000$ (高寡占 I 型) $3\ 000 > HHI \geq 1\ 800$ (高寡占 II 型) $1\ 800 > HHI \geq 1\ 400$ (低寡占 I 型) $1\ 400 > HHI \geq 1\ 000$ (低寡占 II 型) $1\ 000 > HHI \geq 500$ (竞争 I 型) $500 > HHI$ (竞争 II 型)。

参考文献:

- [1] HOSHI I, MLADEK J, SINCLAIR A. Bankruptcy and owner-led liquidation in the Czech republic [M]// BALCEROW-ICZ L, GRAY C W, HOSHI I. Enterprise exit processes in transition economies: downsizing, workouts and liquidation. Budapest: Central European University Press, 1998: 129-173.
- [2] FRYDMAN R, GRAY C, HESSEL M, et al. When does privatization work? The impact of private ownership on corporate performance in the transition economies [J]. Quarterly journal of economics, 1999, 114(4): 1153-1191.
- [3] BROWN J D, EARLE J S, TELEGDY Á. The productivity effects of privatization: Longitudinal estimates from Hungary, Romania, Russia, and Ukraine [J]. Journal of political economy, 2006, 114(1): 61-99.
- [4] GLAESER E L, SCHEINKMAN J A. The transition to free markets: where to begin privatization [J]. Journal of comparative economics, 1996, 22(1): 23-42.
- [5] BIAIS B, PEROTTI E. Machiavellian privatization [J]. American economic review, 2002, 92(1): 240-258.
- [6] GUPTA N, HAM J C, SVEJNAR J. Priorities and sequencing in privatization: evidence from Czech firm panel data [J]. European economic review, 2008, 52(2): 183-208.
- [7] DINC I S, GUPTA N. The decision to privatize: finance and politics [J]. Journal of finance, 2011, 66(1): 241-269.
- [8] ASAFTEI G, KUMBHAKAR S C, MANTESCU D. Ownership, business environment and productivity change [J]. Journal of comparative economics, 2008, 36(3): 498-509.
- [9] PEROTTI E C. Credible privatization [J]. American economic review, 1995, 85(4): 847-859.
- [10] CHAKRABORTY A, GUPTA N, HARBAUGH R. Best foot forward or best for last in a sequential auction? [J]. RAND journal of economics, 2006, 37(1): 176-194.
- [11] DE FRAJA G, ROBERTS B M. Privatization in Poland: What was the government trying to achieve? [J]. Economics of transition, 2009, 17(3): 531-557.
- [12] SZENTPÉTERI Á, TELEGDY Á. Political selection of firms into privatization programs. Evidence from Romanian comprehensive data [J]. Economics and politics, 2010, 22(3): 298-328.
- [13] LI H B. Government's budget constraint, competition, and privatization: evidence from china's rural industry [J]. Journal of comparative economics, 2003, 31(3): 486-502.
- [14] 郭凯, 姚洋. 国有企业改制的成因: 对五个假说的检验 [J]. 世界经济, 2004(12): 3-13.
- [15] 朱克朋, 刘小玄. 国有企业效率与退出选择——基于部分竞争性行业的经验研究 [J]. 经济评论, 2012(3): 66-74.
- [16] 韩朝华, 戴慕珍. 中国民营化的财政动因 [J]. 经济研究, 2008(2): 56-67 + 82.
- [17] 顾建平, 朱克朋. 补偿、政府目标与民营化障碍——对我国国有企业民营化改革障碍的思考 [J]. 财经研究, 2006(4): 126-135.
- [18] 汪海, 张卫东. 附加职工安置约束的国企产权拍卖机制研究 [J]. 经济研究, 2007(10): 115-125.
- [19] 曹越, 姜丽平, 张肖飞, 等. 地方政府政绩诉求、政府控制与国有企业税负 [J]. 审计与经济研究, 2015(5):

103-112.

- [20]陈工,陈明利. 财政分权、政府控制与公司绩效[J]. 产业经济研究,2016(3): 1-10.
- [21]姜付秀,朱冰,王运通. 国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗? [J]. 管理世界,2014(9): 143-159.
- [22]龚关,胡关亮,陈磊. 国有与非国有制造业全要素生产率差异分析——基于资源配置效率与平均生产率[J]. 产业经济研究,2015(1): 93-100.
- [23]张军,罗长远,冯俊. 市场结构、成本差异与国有企业的民营化进程[J]. 中国社会科学,2003(5): 4-15+205.
- [24]刘小玄,李利英. 改制对企业绩效影响的实证分析[J]. 中国工业经济,2005(3): 5-12.
- [25]杨记军,逯东,杨丹. 国有企业的政府控制权转让研究[J]. 经济研究,2010(2): 69-82.
- [26]盛丹. 国有企业改制、竞争程度与社会福利——基于企业成本加成率的考察[J]. 经济学(季刊),2013(4): 1465-1490.
- [27]张维迎,栗树和. 地区间竞争与中国国有企业的民营化[J]. 经济研究,1998(12): 13-22.
- [28]郝书辰,蒋震. 我国国有经济的市场结构分析和退出路径选择[J]. 管理世界,2007(8): 157-158.
- [29]逯东,孙岩,周玮,等. 地方政府政绩诉求、政府控制权与公司价值研究[J]. 经济研究,2014(1): 56-69.
- [30]朱恒鹏. 地区间竞争、财政自给率和公有制企业民营化[J]. 经济研究,2004(10): 24-34.
- [31]宋立刚,姚洋. 改制对企业绩效的影响[J]. 中国社会科学,2005(2): 17-31+204.
- [32]KORNAI J. The place of the soft budget constraint syndrome in economic theory [J]. Journal of comparative economics,1998 26(1): 11-17.
- [33]谭劲松,简宇寅,陈颖. 政府干预与不良贷款——以某国有商业银行 1988—2005 年的数据为例[J]. 管理世界,2012(7): 29-43+187.
- [34]廖冠民,沈红波. 国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理[J]. 中国工业经济,2014(6): 96-108.
- [35]薛云奎,白云霞. 国家所有权、冗余雇员与公司业绩[J]. 管理世界,2008(10): 96-105.
- [36]SHLEIFER A, VISHNY R W. Politicians and firms [J]. Quarterly journal of economics,1994,109(4): 995-1025.
- [37]黄玲文,姚洋. 国有企业改制对就业的影响——来自 11 个城市的证据[J]. 经济研究,2007(3): 57-69.
- [38]LINDBECK A, SNOWER D J. The insider-outsider theory of employment and unemployment [M]. Cambridge: MIT Press,1988.
- [39]谌新民. 国有企业就业弱势群体形成原因与治理对策研究——国有企业内部劳动市场的缺陷及其修复[J]. 中国工业经济,2003(1): 14-22.
- [40]DRUK-GAL B-S, YAARI V. Incumbent employees' resistance to implementing privatization policy [J]. Journal of economic behavior and organization,2006,59(3): 374-405.
- [41]武常岐,韩煦. 管理学视角下的民营化现象: 一个多层面的研究框架[J]. 管理世界,2011(8): 92-101+114+188.
- [42]余玮,郑颖. 国有上市公司民营化绩效研究[J]. 管理评论,2012(5): 44-52.
- [43]李文贵,余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界,2015(4): 112-125.
- [44]LIU G S, SUN P, WOO W T. What motivates and constrains politicians to privatize? The case of China [J]. Economics letters,2007,97(1): 81-86.
- [45]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.
- [46]余明桂,潘红波. 政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款[J]. 金融研究,2008(9): 1-22.
- [47]陈林,唐杨柳. 混合所有制改革与国有企业政策性负担——基于早期国企产权改革大数据的实证研究[J]. 经济学家,2014,311(11): 13-23.
- [48]杨治,路江涌,陶志刚. 政治庇护与改制: 中国集体企业改制研究[J]. 经济研究,2007(5): 104-114.
- [49]唐松,孙铮. 政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效[J]. 管理世界,2014(5): 93-105+187-188.

(责任编辑:雨珊)

(下转第113页)

The dynamic effects of privatization reform of state-owned enterprise on wage and employment of Chinese manufacturing enterprises

TONG Jiadong , HONG Qianlin

(School of Economics , Nankai University , Tianjin 300071 , China)

Abstract: This paper analyzes the dynamic effects of privatization reform of state-owned enterprise (SOEs) on wage and employment of enterprises. We use propensity score matching-difference in difference (PSM-DID) method to track the manufacturing firms which initiated as SOEs and gradually ended up as SOEs , state-controlled firms or private firms. Our research shows that privatization reform of SOEs can decrease average wage , increase employment and reduce wage inequality. The higher the average wage per capita before privatization , the loss of employee income after privatization is greater. So privatization reform is conducive to reducing the income inequality between employees. Only when majority ownership is transferred from the state-owned capital to private capital , the impact of reform of state-owned enterprise on wage and employment is significant.

Key words: privatization reform of state-owned enterprise; wage; employment; manufacturer; wage inequality

(上接第 101 页)

The priority order of mixed ownership reform and its influencing factors: a perspective based on the composite force of enterprises , state and society

LIANG Yongfu , SU Qilin , CHEN lin

(Institute of Industrial Economics , Jinan University , Guangzhou 510632 , China)

Abstract: Orderly reform of SOEs is an important step for government to break through the barriers of curing interest and steadily promote mixed ownership reform. Most of existing foreign related researches focus on government's goal to explain the motivation and priority order of SOE reform , while ignoring the nature of government-oriented mechanism-SOE reform is the consensus solution of tripartite game of government , SOEs and society. Meanwhile , optimal order of Chinese SOEs reform will vary along with the deepening reform and different levels of managerial hierarchy. Therefore , using the panel data of listed SOEs in China during 2003-2014 , this paper employs Probit model to empirically test the priority order of privatization from three dimension: efficiency , fiscal profitability and social politics. The results show that there is a U-shaped relationship between the efficiency of local SOEs and the probability of privatization , and an inverted U-curve relationship between redundancy rate and the probability of privatization. There is a mutually reinforcing relationship between the effects of local SOEs efficiency and redundancy rate on the probability of privatization. When SOEs have soft budget constraints , the more intense market competition in the industry , the higher the possibility of privatization is. The results of this paper can help to clarify the function of government , and have important policy implications for strategic design of the priority order of SOE reform.

Key words: priority order of reform; motivation of reform; SOEs; mixed ownership; perspective of composite force