

瘦身健体改革抑制了国有企业成本粘性吗？

程 博¹, 何艺海¹, 殷俊明², 王 悦³

(1. 南京审计大学 会计学院, 江苏 南京 211815; 2. 南京信息工程大学 商学院, 江苏 南京 210044;

3. 上海财经大学 会计学院, 上海 200433)

[摘要]降本增效是深化国有企业改革和实现国有企业做强做优做大目标的重要举措之一。利用 2016 年国务院审议通过的《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》这一外生事件作为准自然实验, 采用双重差分模型系统地检验政府干预对国有企业成本粘性的影响及作用机制。实证研究结果表明, 瘦身健体改革方案实施对国有企业成本粘性具有显著的抑制作用。进一步研究发现, 瘦身健体改革显著抑制国有企业成本粘性这一现象并不因企业层级、盈利能力和市场竞争程度差异而发生显著变化。作用渠道检验发现, 无论企业信息环境透明度和资产专用性情况如何, 瘦身健体改革显著抑制国有企业成本粘性的现象均依然存在, 但在信息透明度低、资产专用性强的国有企业中更为明显。研究结论不仅丰富了国有企业改革经济后果方面的研究, 拓展了企业成本粘性影响因素的文献, 而且有助于从国有企业降本增效的角度为推进供给侧结构性改革提供政策建议。

[关键词]成本粘性; 国有企业改革; 政府干预; 代理问题; 调整成本; 信息透明度; 市场竞争

[中图分类号]F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)03-0044-10

一、引言

国有企业是我国经济支柱, 是维持国民经济持续高速发展的“主力军”, 是保证国民经济稳定健康发展的“压舱石”。为适应经济新常态, 习近平总书记在党的二十大报告中对国有企业改革进行了新的部署, 强调国有企业改革正处于深化阶段, 要不断完善中国特色现代企业制度, 以激发国有企业活力, 要在国有经济布局优化和调整任务上提速, 加快建设世界一流企业, 推动国有企业不断做强做优做大。我国国有企业改革经历了从 1978—1992 年探索“两权分离”的放权让利阶段, 到 1993—2002 年以建立企业现代化制度为核心的调整创新阶段, 再到 2003—2013 年对国资监管体制的探索阶段, 以及 2013 年至今深化层面的分类改革阶段^[1]。国有资本布局大多处于关系国家安全、国计民生和国民经济命脉的重要行业, 通过延续数十年的改革和创新, 国有经济发展的质量和效益不断提升, 为我国经济更快更好融入世界经济发展大潮注入了巨大动力。截至 2021 年末, 全国国资监管企业资产总额达到 259.3 万亿元, 较 2012 年底增长了 2.6 倍, 年均增长率达到 15.4%, 累计实现增加值 111.4 万亿元, 年均增长约 9%。虽然国有企业在推动国家治理能力现代化和保障人民共同利益方面发挥的重要作用以及在渐进改革中取得的成绩有目共睹, 但也不能忽视国有企业存在“大而不强、全而不优、优而不强”等问题, 主要表现在企业主业不突出、投资分散、同质化经营、管理层级多、法人链条长、产能过剩、冗员较多、管理低效率等方面。2016 年 5 月, 国务院常务会议审议通过了《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》(简称为“瘦身健体改革”), 以“瘦身”为主题和以“健体”为目的, 要求国有企业压减集团和管理层级、清退“两非两资”、消除产能过剩等, 促进国有企业瘦身健体、提质增效。

降本增效是企业管理实践中一个永恒的命题, 也是成本粘性的研究前提。从理论上来看, 在传统的成本性态模型中, 企业的成本与业务规模呈现线性的依存关系。然而, 在管理实践中却发现这种依存关系并非呈对称性, 表征为企业成本在业务规模下降时减少的幅度小于业务规模扩大时增加的幅度, 即存在成本粘性。Anderson 等在对美国资本市场的研究中发现, 成本费用随着业务收入变动发生了不对称性变动^[2]。孙铮和刘浩的研

[收稿日期]2023-01-06

[基金项目]国家社会科学基金项目(21BGL008); 国家自然科学基金面上项目(71972120); 江苏高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)

[作者简介]程博(1975—), 男, 陕西平利人, 南京审计大学会计学院教授, 博士, 从事管理会计与财务会计研究, E-mail: bondcheng@vip.sina.com; 何艺海(1998—), 男, 江苏扬州人, 南京审计大学会计学院硕士研究生, 从事管理会计与财务会计研究; 殷俊明(1972—), 男, 江西九江人, 南京信息工程大学商学院教授, 博士, 从事管理会计研究; 王悦(1978—), 女, 河南开封人, 上海财经大学会计学院副教授, 博士, 从事管理会计研究。

究证实了成本粘性现象在中国资本市场中同样存在^[3]。时至今日,学者们对成本粘性的研究重点从探讨其存在性问题转向了对其作用渠道的挖掘,为不断提高企业资源资产配置效率和进行高效的成本管理提供了理论支持。有研究发现,管理层代理问题是影响成本粘性的一个重要渠道,在业务收入上升时,管理层很可能会大幅增加享乐支出、进行在职消费等,但当业务收入下降时,管理层往往对该类支出的削减表现得“无动于衷”或积极性不足,成本费用因此发生非对称性变动^[2,4-5]。良好的内外部治理是缓解代理问题并降低成本粘性的有效路径,如机构投资者持股^[6]、媒体监督^[7]、交叉上市^[8]、高质量审计^[5,9]、分析师关注^[9]、智能化转型^[10-11]、内部控制质量^[12-13]等因素发挥的作用相继被证实。

调整成本是作用于成本粘性的另一个重要渠道。在管理层计划调整企业经营规模时,业务的调整成本是重要的决策依据:当业务调整成本较大时,管理层对扩大经营规模会表现得更积极,而对于缩减规模可能会重新考虑或者延迟该项调整以收集更多决策依据,由此导致企业成本粘性上升^[14]。刘媛媛和刘斌研究发现,在《中华人民共和国劳动合同法》实施后,由于企业裁员成本加大,劳动力成本粘性显著上升^[15];当企业经营业务中调整成本高的业务占比较高时,企业的业务调整及时性和可能性会降低,进而导致企业成本粘性上升^[7]。在企业收购合并时,较大的业务调整幅度和较高的调整成本也会对成本粘性现象产生刺激作用^[16]。此外,管理层乐观预期也是影响企业成本粘性的一个重要因素。Anderson 等研究发现,当宏观经济形势上行时,企业成本粘性会上升^[2];Banker 等研究发现,所处行业成长性较高的公司,其成本粘性也会较高^[4];Lee 等研究发现,管理层若是对自身管理能力表现出过度自信,成本粘性也会表现为较高水平^[17]。

虽然现有文献基于公司特征、内外部治理、宏观经济环境等视角对企业成本粘性现象的研究取得了较为丰硕的成果,但鲜有文献考察政府干预对企业成本粘性的影响。2016年国务院审议通过的《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》这一外生事件为检验政府干预对企业成本粘性的影响提供了难得的实验场景,也为基于成本粘性视角识别和审视国有企业瘦身健体改革成效提供了良好的契机。鉴于此,本文选取2010—2021年中国A股上市公司作为研究样本,运用双重差分模型考察政府干预对国有企业成本粘性的影响。本文可能的研究贡献如下:第一,拓展了企业成本粘性影响因素的研究。不同于现有文献从公司特征、内外部治理、宏观经济环境等视角研究企业成本粘性的变化,本文尝试利用外生政策冲击从政府干预视角考察其对成本粘性的动态影响,拓展了企业成本粘性研究的视角。第二,丰富了政府干预对企业行为影响的研究。现有文献发现政府干预会降低企业的履约成本,在有助于实现多元化经营的同时降低了企业的经营绩效,鲜有文献关注政府干预对企业成本行为的影响,本文则是基于成本粘性视角对政府干预影响企业行为的一个有益补充,不仅丰富了政府干预的经济后果研究,还为国有企业如何降本增效实现高质量发展提供了经验证据。第三,研究结果具有重要的现实意义。本文从降本增效视角系统评估了瘦身健体改革的动态效果,并厘清了其作用渠道,既为进一步推进国有企业改革制度创新提供了新的理论阐释和重要的经验证据,又蕴含着重要的政策意义,对国有资产管理相关部门切实把握政策成效、促进国有企业降本增效、总结改革经验以及持续深化改革等具有重要的启示意义。

二、理论分析与研究假说

2015年11月10日,习近平总书记在中央领导小组第十一次会议上首次提出,“在适度扩大总需求的同时,着力加强供给侧结构性改革,着力提高供给体系质量和效率,增强经济持续增长动力”,由此我国经济发展思路逐渐从需求端的刺激转向供给端的改革。与需求端的管理不同,供给端的管理强调从生产端入手,提高生产运营效率。中国作为全世界范围内国有企业数量最多、国有资产规模最大、国有资产行业分布最广、国有资本管理体系最复杂的国家^[1],国有经济是国民经济发展的中坚力量,国有企业改革无疑是本次结构性改革的“先锋队”。不容忽视的是,在供给侧结构性改革初期,国有企业仍处于粗放型发展的转型阶段,一方面,地方政府为不断做大GDP业绩,拉动地方经济增长,大力推广“央地合作模式”,大量中央企业在多行政区开办子公司、盲目推进大型项目投资,在当时严重加剧了产能过剩、挤占了民营资本空间,造成了国有企业集团架构繁杂、形态“臃肿”、生产要素配置效率低下^[18];另一方面,国有企业承担部分社会职能,呈现出一种“企业办社会”的运营模式,不仅开办下属学校、医院、食堂等业务,提供“三供一业”等社会服务,而且在管理中存在拉帮结派和家族管理的现象,对国有企业管理效率产生了严重的负面影响。在此背景下,2016年5月国务院常务会议审议通过了《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》,以壮士断腕的决心开展国有企业“压减”改革,大力压减法人链条、管

理层级和雇员规模,剥离“两非”“两资”,集中整合资源做强主业,化解过剩产能,处置“僵尸企业”,分离“三供一业”。整体来看,截至 2021 年末,共“压减”中央企业法人户数 19965 户,占总户数的 38.3%，“两非”“两资”剥离超过 85%，央企集团总部部门数量“压减”超 17%，雇员规模减小 20%，“三供一业”剥离任务完成率超 99%，清理清退非主业、低效益参股股权 1099 项,收回资金 211 亿元。中央企业按下瘦身健体改革“快进键”的同时,全国各省、市、县地方国资委也相继出台了地方国有企业瘦身健体改革方案,吹响了瘦身健体、提质增效攻坚战号角。时至今日,瘦身健体改革逾六年,这一改革抓住了高质量的牛鼻子,已经取得显著的成效。

瘦身健体改革以供给侧为改革方向,以优化资本结构、压缩管理层级、精简机构人员、集中资源做强主业、加强创新驱动为抓手,从而充分激发国有企业发展活力、稳定提升运营效率、持续推进降本增效。本文认为,瘦身健体改革通过缓解管理层代理问题和降低调整成本难度两个渠道抑制国有企业的成本粘性。

在瘦身健体改革政策实施前,国有企业普遍呈现出“广撒网、多敛鱼”的粗放型经营模式,在这样的经营模式下,国有企业体态逐渐臃肿,集团层级不断增长、法人链条不断延长、人员编制逐渐庞大,加上政府对国有企业的预算软约束,委托代理问题导致营运效率降低的现象日趋严重,享乐主义和奢侈之风在国有企业盛行^[19-20]。当经营规模上行时,在职消费的增加数量远高于经营规模下降时的缩减数量,成本粘性现象凸显。瘦身健体改革方案要求国有企业对自己“动刀”,在聚焦主业主责的同时剥离“两非两资”、清退“三供一业”、缩减人员管理层级等。国有企业集团架构中大量开展非主业的分公司或子公司被清算关闭,包括“僵尸企业”在内的冗余法人链条被剔除,国有企业集团架构变得紧密,集团内部的信息流链条得到缩短,信息传递成本降低,有效降低了国有企业集团总部与成员企业之间的信息不对称性^[19,21],委托代理问题得到缓解。同时,瘦身健体改革要求国有企业将管理层级压缩至 5 级以下,地方国企压缩至 4 级以下,并采用合理方式解决冗员问题,相对精简的人员编制得以实现,信息传递效率提升,由人员相互协作产生的交易成本自然趋低,国有企业用于约束激励的成本也随之降低,代理效率得以提升^[22]。由此,国有企业通过“压减”集团架构、管理层级和人员编制削弱了信息壁垒,降低了信息不对称性;国有企业管理层在经营规模下降时进行非效率性投资、在职消费等行为的可能性被抑制,更倾向于相对节俭、保守的管理理念,该部分成本随着业务规模变动的不对称性有所降低。瘦身健体改革通过缓解委托代理问题抑制了国有企业的成本粘性。

瘦身健体改革影响国有企业成本粘性的另一重要作用渠道是调整成本。对于调整成本较小的业务规模调整,国有企业管理层表现出的关注度往往不足,并且在削减该类型业务时表现得“杀伐果断”,成本随着经营规模变动产生的不对称变动现象并不明显,因此,引起国有企业成本粘性现象趋强的往往是调整成本较大的业务调整。在“十一五”之前以及“十一五”期间,国有企业由于地方政府保护、绩效压力、投资冲动等,普遍存在产能过剩和重复投资现象^[23-24],即使“十二五”期间对落后产能清退的力度加大,清退清单中落后产能重点行业数量增加至 19 个,但落后产能的清退速度仍然远远小于先进产能的扩张速度,产能过剩和重复投资的问题进一步加剧,这一现象在采矿业和制造业的重工业中尤为严重^[23],而过度的固定资产投资又是导致产能过剩的直接原因^[24]。在这样的市场环境中,即使国有企业管理层已经意识到市场出现饱和、产能无法消化等问题,但出于对初期高昂的固定资产投入、固定资产专用性的限制和刚性成本难以控制、降低经营规模后恢复到原有水平需要更高的成本等因素的考虑,对于该类高调整成本业务的削减表现得“优柔寡断”,经常半途“打退堂鼓”,因此营业成本会随着业务规模的变动而出现不对称性变动,成本粘性现象自然出现。瘦身健体改革方案具有政策强制力,要求国有企业清退“两非两资”、聚焦主业主责、精简人员编制、重视产能过剩问题、尽可能以兼并重组代替破产清算等,这从宏观层面优化了国有资本布局结构,打破了国有企业同质化经营的恶性竞争局面,由于产品过度同质化而引发的产能过剩问题得到改善^[25]。由此,即使面对固定资产、人力资源等的高昂调整成本,由于瘦身健体政策的干预,国有企业管理层对于清退落后产能和削减过剩产能的态度发生了从“优柔寡断”到“壮士断腕”的转变,受困于高调整成本的资源配置难题被纾解,国有企业成本粘性现象自然趋弱。

基于以上理论分析,本文提出如下研究假说:

H:其他条件不变,瘦身健体改革方案实施显著抑制了国有企业成本粘性。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选择的准自然实验事件为 2016 年,为了保证实验事件发生前后的时间区间一致,选取 2010—2021 年

为样本期间,研究对象为中国 A 股上市公司,并按照以下条件对原始数据进行筛选:(1)剔除 ST、*ST 类公司;(2)剔除金融行业公司;(3)剔除数据缺失的样本;(4)剔除 2016 年及以后 IPO 的公司。最终,本文得到 25094 家公司-年度观测值。本文相关财务数据来自 CSMAR 和 WIND 金融数据库。本文对相关连续变量均进行 Winsorize 上下 1% 的缩尾处理,对所有回归模型均在公司层面上进行 Cluster 处理,以纠正系数估计值的标准误。

(二)模型设定与变量定义

为了识别政府干预对企业成本粘性的影响,本文利用《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》出台这一外生事件作为准自然实验,借鉴已有研究构建双重差分模型^[2-3,26],并在模型中加入公司固定效应和年度固定效应,以控制实验组与对照组企业一些不可观测因素在公司间和年度间的差异,具体模型设定如下:

$$\ln CostR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln IncomeR_{i,t} + \beta_2 (\ln IncomeR_{i,t} \times Dec_{i,t}) + \beta_3 (\ln IncomeR_{i,t} \times Dec_{i,t} \times Reform) + \beta_i X_{i,t} + \mu_i + \varphi_i + \xi_{i,t} \quad (1)$$

其中, $\ln CostR$ 为被解释变量,企业当年与前一年营业总成本比值的自然对数^[3,27]; $\ln IncomeR$ 为企业当年与前一年营业收入比值的自然对数; Dec 为收入变动方向的指示变量,企业当年营业收入相比上一年营业收入下降赋值为 1,否则赋值为 0; $Reform$ 为瘦身健体改革的指示变量,2016 年及之后的国有企业赋值为 1,否则赋值为 0。 $\ln IncomeR \times Dec \times Reform$ 为本文的关键变量,根据前文的理论分析,预期系数 β_3 显著为正。此外,我们在上述回归模型中还控制了公司固定效应 μ_i 和年份固定效应 φ_i ,以缓解实验组与对照组样本企业之间的固有差异以及宏观环境变化等差异对研究结果的干扰^[28-29]。

为了控制其他因素的影响,借鉴已有研究的做法^[2-3,26],本文在模型中引入根据成本粘性驱动因素确定的经济变量,包括是否连续两年收入下降 (Dec_succ)、GDP 增长率 (GDP_growth)、人力资本密度 ($\ln Employ_inten$) 和固定资本密度 ($\ln Asset_inten$) 以及其与成本结构决策的 4 个交互项。另外,本文还引入企业规模 ($Size$)、财务杠杆 (Lev)、盈利能力 (Roa)、第一大股东持股比例 ($Large$)、独立董事比例 ($Indr$)、两职兼任 ($Dual$)、高管持股比例 ($Exshare$)、上市年龄 (Age)、人均 GDP ($PerGDP$) 等其他控制变量。

变量的具体定义与说明如表 1 所示。

(三)描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。从表 2 中可以看出,成本变动 ($\ln CostR$) 的最小值为 -0.959,最大值为 1.422,均值为 0.127,表明样本企业成本变动差异较大;收入变动 ($\ln Income$) 的最小值为 -1.092,最大值为 1.561,均值为 0.124;营业收入下降的观测样本占比为 31.6%,政策施行 $Reform$ 的观测样本占比为 19.5%,

表 1 变量定义及说明

| 变量符号 | 变量定义 |
|---------------------|--|
| $\ln CostR$ | 成本变动,企业当年与前一年营业总成本比值的自然对数,营业总成本 = 营业成本 + 管理费用 + 销售费用 |
| $\ln IncomeR$ | 收入变动,企业当年与前一年营业收入比值的自然对数 |
| Dec | 收入下降,企业当年营业收入相比上一年营业收入下降赋值为 1,否则赋值为 0 |
| $Reform$ | 国有企业改革的指示变量,2016 年及之后的国有企业赋值为 1,否则赋值为 0 |
| Dec_succ | 连续两年收入下降,企业营业收入连续两年下降赋值为 1,否则赋值为 0 |
| GDP_growth | 经济增长,企业所在地区的 GDP 增长率 |
| $\ln Employ_inten$ | 员工密集度,企业年末员工人数与当年营业收入(百万元)比值的自然对数 |
| $\ln Asset_inten$ | 资本密集度,企业年末资产总额与当年营业收入比值的自然对数 |
| $Size$ | 企业规模,年末总资产的自然对数 |
| Lev | 财务杠杆,年末总资产与总负债的比值 |
| Roa | 盈利能力,净利润与年末总资产的比值 |
| $Large$ | 第一大股东持股比例,企业年末第一大股东持股比例 |
| $Indr$ | 独立董事比例,独立董事人数与董事会人数的比值 |
| $Dual$ | 两职兼任,董事长和总经理兼任赋值为 1,否则赋值为 0 |
| $Exshare$ | 高管持股比例,高管持股数量占公司总股份的比例 |
| Age | 上市年龄,企业上市年龄的自然对数 |
| $PerGDP$ | 人均 GDP,企业所处地区人均 GDP 的自然对数 |

表 2 变量的描述性统计

| 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|---------------------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|
| $\ln CostR$ | 25094 | 0.127 | 0.306 | -0.959 | 0.104 | 1.422 |
| $\ln IncomeR$ | 25094 | 0.124 | 0.314 | -1.092 | 0.104 | 1.561 |
| Dec | 25094 | 0.316 | 0.465 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| $Reform$ | 25094 | 0.195 | 0.396 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Dec_succ | 25094 | 0.108 | 0.311 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| GDP_growth | 25094 | 0.085 | 0.046 | -0.076 | 0.084 | 0.193 |
| $\ln Employ_inten$ | 25094 | -0.001 | 0.912 | -2.755 | 0.095 | 2.161 |
| $\ln Asset_inten$ | 25094 | 0.715 | 0.709 | -0.953 | 0.668 | 3.077 |
| $Size$ | 25094 | 22.232 | 1.351 | 19.225 | 22.073 | 27.138 |
| Lev | 25094 | 0.444 | 0.216 | 0.055 | 0.437 | 0.987 |
| Roa | 25094 | 0.033 | 0.069 | -0.302 | 0.033 | 0.295 |
| $Large$ | 25094 | 0.343 | 0.150 | 0.084 | 0.320 | 0.748 |
| $Indr$ | 25094 | 0.375 | 0.054 | 0.300 | 0.353 | 0.571 |
| $Dual$ | 25094 | 0.243 | 0.429 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| $Exshare$ | 25094 | 0.049 | 0.117 | 0.000 | 0.000 | 0.597 |
| Age | 25094 | 2.294 | 0.725 | 0.000 | 2.398 | 3.332 |
| $PerGDP$ | 25094 | 11.083 | 0.465 | 9.482 | 11.120 | 12.009 |

表明瘦身健体改革方案实施之后的样本数量约占总样本数量的 19.5%。此外,营业收入连续下降的观测样本占比为 10.8%,企业规模的均值为 22.232,财务杠杆的均值为 44.4%,盈利能力的均值为 3.3%,第一大股东持股比例的均值为 34.3%,独立董事占比的均值为 37.5%,两职兼任的样本占比为 24.3%,高管持股比例的均值为 4.9%,上市年龄的均值为 2.294,人均 GDP 的均值为 11.083,以上变量的统计观测值与以往文献基本吻合。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 3 列示了瘦身健体改革对企业成本粘性影响的基准回归结果,模型回归时均控制了公司固定效应和年度固定效应。列(1)是仅包含营业收入变动 $\ln IncomeR$ 和成本粘性 ($\ln IncomeR \times Dec$) 的回归结果,营业收入变动 $\ln IncomeR$ 的系数在 1% 的水平上显著为正,说明样本企业的营业成本与营业收入同方向变动,而交互项成本粘性 ($\ln IncomeR \times Dec$) 的系数在 1% 的水平上显著为负,即营业收入上升时增加的边际成本高于营业收入下降时减少的边际成本,说明在样本企业中存在显著的成本粘性现象。列(2)是引入成本粘性与瘦身健体改革实施交互项 ($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$) 的回归结果,成本粘性 ($\ln IncomeR \times Dec$) 的系数依然为负,且在 1% 的水平上显著,而成本粘性与瘦身健体改革实施交互项 ($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$) 的系数为正,且在 1% 的水平上显著,表明瘦身健体改革实施之后,样本企业的成本粘性显著降低。列(3)是引入影响成本粘性的控制变量的回归结果,成本粘性 ($\ln IncomeR \times Dec$) 的系数仍在 1% 的水平上显著为负,成本粘性与瘦身健体改革实施交互项 ($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$) 的系数依旧在 1% 的水平上显著为正。列(4)是引入成本粘性 ($\ln IncomeR \times Dec$) 与经济变量交互项的回归结果,成本粘性 ($\ln IncomeR \times Dec$) 的系数仍显著为负,而成本粘性与瘦身健体改革实施交互项 ($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$) 的系数依然在 1% 的水平上显著为正。

以上检验结果表明,瘦身健体改革方案实施后,国有企业的成本粘性趋于下降,即政府干预显著抑制了成本粘性,本文的研究假说得到支持。

(二) 平行趋势假定检验

本文将瘦身健体方案的实施作为外生政策冲击来考察其对企业成本粘性的影响,为保证实验组和控制组在外生冲击事件发生前具有趋势上的一致性,我们先进行平行趋势假定检验,结果如表 4 所示。具体而言, $current$ 表示瘦身健体改革方案实施当年(2016 年), $before3^+$ 、 $before2$ 、 $before1$ 分别为瘦身健体改革方案实施前 3 年及以前(含 3 年)、前 2 年、前 1 年,交互项 $after1$ 、 $after2$ 、 $after3^+$ 分别为瘦身健体改革方案实施后 1 年、后 2 年、后 3 年

表 3 瘦身健体改革对企业成本粘性的影响

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| $\ln IncomeR$ | 0.780 *** (68.270) | 0.780 *** (68.187) | 0.785 *** (67.336) | 0.789 *** (67.999) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.272 *** (-11.630) | -0.372 *** (-13.096) | -0.370 *** (-12.859) | -0.110 ** (-2.168) |
| $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ | | 0.348 *** (10.049) | 0.341 *** (9.861) | 0.359 *** (9.912) |
| $Size$ | | | 0.054 *** (10.235) | 0.054 *** (10.423) |
| Lev | | | -0.065 *** (-2.784) | -0.075 *** (-3.281) |
| Roa | | | -0.368 *** (-6.698) | -0.392 *** (-7.086) |
| $Large$ | | | -0.001 (-0.045) | 0.004 (0.163) |
| $Indr$ | | | -0.067 (-1.449) | -0.061 (-1.369) |
| $Dual$ | | | -0.002 (-0.327) | -0.002 (-0.361) |
| $Exshare$ | | | 0.098 *** (4.925) | 0.099 *** (5.013) |
| AGE | | | -0.011 * (-1.816) | -0.011 * (-1.844) |
| $PerGDP$ | | | 0.008 (0.380) | 0.008 (0.375) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Dec_succ$ | | | | -0.030 (-0.745) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times GDP_growth$ | | | | -0.103 (-0.265) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Employ_inten$ | | | | -0.021 (-1.114) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Asset_inten$ | | | | -0.205 *** (-8.244) |
| 公司固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | 0.160 *** (32.720) | 0.159 *** (32.828) | -1.000 *** (-3.976) | -0.996 *** (-4.076) |
| Adj. R ² | 0.580 | 0.588 | 0.597 | 0.612 |
| N | 25094 | 25094 | 25094 | 25094 |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,回归结果均经公司层面的 cluster 调整。下同。

及以上(含3年)。由表4列示的平行趋势检验结果可知,列(1)中 $\ln IncomeR \times Dec \times before3^+$ 、 $\ln IncomeR \times Dec \times before2$ 、 $\ln IncomeR \times Dec \times before1$ 的系数均为正,但均不显著,而 $\ln IncomeR \times Dec \times current$ 、 $\ln IncomeR \times Dec \times after1$ 、 $\ln IncomeR \times Dec \times after2$ 、 $\ln IncomeR \times Dec \times after3^+$ 的系数均在1%的水平上显著为正。这表明在外生政策冲击之前,实验组和控制组的成本粘性并不存在显著差异。列(2)引入了控制变量,回归结果与列(1)基本一致。以上检验结果表明,本文所设定的回归模型可以有效检验政府干预对企业成本粘性的影响。

(三)倾向得分匹配检验

为了缓解样本选择带来的估计偏误,本文使用倾向得分匹配与双重差分法相结合(PSM-DID)的方法对模型进行重新回归分析。具体而言,以改革方案实施前一年(2015年)的企业规模(Size)、财务杠杆(Lev)、盈利能力(Roa)、第一大股东持股(Large)、独立董事占比(Indr)、高管持股比例(Exshare)为匹配特征变量进行可重复的1:1最近邻匹配,匹配后的回归结果如表5所示。由表5结果可知,列(1)和列(2)中,成本粘性($\ln IncomeR \times Dec$)的系数均在1%的水平上显著为负,成本粘性与瘦身健体改革实施交互项($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$)的系数在1%的水平上显著为正。列(3)引入了控制变量,成本粘性及其与瘦身健体改革实施交互项的回归结果依旧稳健。

列(4)引入了经济变量,成本粘性($\ln IncomeR \times Dec$)的系数在5%的水平上显著为负,而成本粘性与瘦身健体改革实施交互项($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$)的系数依然在1%的水平上显著为正。综合以上结果,倾向得分匹配检验结果与前文结果基本一致,本文的研究假说再次得到有力支持。

(四)安慰剂检验

虽然前文检验结果已证明瘦身健体方案实施显著抑制了国有企业的成本粘性,但考虑到实验组和控制组可能在该外生政策冲击事件发生时点之前就已经存在成本粘性上的差异,从而可能会对前文检验的可信度产生一定的影响,本文将该外生冲击发生时点前置3年,选择2013年作为虚拟的瘦身健体改革事件实施年份,2013年及之后的国有企业Reform赋值为1,否则Reform赋值为0,利用2007—2018年中国A股上市公司作为研究对象,重复前文的基本回归检验。检验结果如表6所示,成本粘性与瘦身健体改革方案实施交互项($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$)的系数为

正,但均不再显著,表明在该假定的情况下,该外生政策冲击没有对成本粘性产生显著的抑制作用,意味着前文的分析结果并不是由常规性的随机因素导致的,而是2016年瘦身健体改革政策这一外部冲击导致的,本文的研究假说得到进一步支持。

(五)其他稳健性检验

为稳健起见,本文采用一阶差分估计方法进行检验,即仅以国有企业样本考察瘦身健体改革后成本粘性的

表4 平行趋势假定检验结果

| 变量 | (1) | (2) |
|---|------------------------|------------------------|
| $\ln IncomeR$ | 0.781*** (68.274) | 0.786*** (67.505) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.405*** (-11.934) | -0.405*** (-11.726) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times before3^+$ | 0.098 (1.403) | 0.098 (1.377) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times before2$ | 0.103 (0.823) | 0.109 (0.848) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times before1$ | 0.148 (1.392) | 0.158 (1.458) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times current$ | 0.396*** (6.714) | 0.385*** (6.943) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times after1$ | 0.385*** (5.100) | 0.378*** (5.305) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times after2$ | 0.464*** (8.253) | 0.456*** (8.358) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times after3^+$ | 0.340*** (8.071) | 0.338*** (8.008) |
| 控制变量 | No | Yes |
| 公司固定效应 | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes |
| Constant | 0.158*** (32.857) | -1.015*** (-4.049) |
| Adj. R ² | 0.589 | 0.598 |
| N | 25094 | 25094 |

表5 倾向得分匹配检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $\ln IncomeR$ | 0.796*** (63.850) | 0.797*** (63.722) | 0.803*** (60.044) | 0.804*** (59.865) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.193*** (-7.287) | -0.340*** (-8.765) | -0.340*** (-8.664) | -0.136** (-2.315) |
| $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ | | 0.323*** (7.516) | 0.321*** (7.437) | 0.337*** (7.636) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Dec_succ$ | | | | -0.072* (-1.682) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times GDP_growth$ | | | | 0.033 (0.070) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Employ_inten$ | | | | -0.043** (-2.188) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Asset_inten$ | | | | -0.152*** (-5.684) |
| 控制变量 | No | No | Yes | Yes |
| 公司固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | 0.146*** (30.217) | 0.146*** (30.860) | -0.385 (-1.467) | -0.418 (-1.582) |
| Adj. R ² | 0.659 | 0.668 | 0.673 | 0.684 |
| N | 25094 | 25094 | 25094 | 25094 |

变化,结果如表7所示。列(1)的回归结果显示,营业收入变动 $\ln IncomeR$ 的系数在1%的水平上显著为正,而交互项成本粘性($\ln IncomeR \times Dec$)的系数在1%的水平上显著为负,表明在国有企业中存在显著的成本粘性现象。列(2)的回归结果显示,成本粘性与瘦身健体改革实施交互项($Reform \times \ln IncomeR \times Dec$)的系数在1%的水平上显著为正,表明瘦身健体改革实施之后国有企业的成本粘性显著降低。列(3)、列(4)的回归结果与列(2)类似。以上检验结果依旧表明,瘦身健体方案实施后国有企业的成本粘性趋于下降。

表6 安慰剂检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| $\ln IncomeR$ | 0.689*** (50.646) | 0.690*** (50.524) | 0.723*** (51.704) | 0.726*** (51.981) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.211*** (-8.628) | -0.309*** (-11.022) | -0.316*** (-11.144) | 0.008 (0.119) |
| $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ | | 0.009 (1.097) | 0.000 (0.037) | 0.007 (0.857) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Dec_succ$ | | | | -0.011 (-0.255) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times GDP_growth$ | | | | -0.494 (-1.083) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Employ_inten$ | | | | -0.005 (-0.290) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Asset_inten$ | | | | -0.203*** (-9.837) |
| 控制变量 | No | No | Yes | Yes |
| 公司固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | 0.186*** (33.156) | 0.182*** (32.357) | 0.032 (0.131) | 0.004 (0.019) |
| Adj. R ² | 0.563 | 0.575 | 0.595 | 0.614 |
| N | 23949 | 23949 | 23949 | 23949 |

表7 一阶差分估计结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| $\ln IncomeR$ | 0.789*** (50.172) | 0.789*** (50.053) | 0.806*** (47.287) | 0.806*** (47.034) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.120*** (-4.066) | -0.299*** (-5.879) | -0.305*** (-5.904) | -0.142** (-2.007) |
| $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ | | 0.310*** (5.720) | 0.317*** (5.785) | 0.340*** (6.043) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Dec_succ$ | | | | -0.066 (-1.488) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times GDP_growth$ | | | | 0.153 (0.297) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Employ_inten$ | | | | -0.006 (-0.309) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Asset_inten$ | | | | -0.131*** (-4.917) |
| 控制变量 | No | No | Yes | Yes |
| 公司固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | 0.141*** (31.381) | 0.141*** (32.217) | 0.187 (0.786) | 0.121 (0.496) |
| Adj. R ² | 0.713 | 0.723 | 0.732 | 0.739 |
| N | 10443 | 10443 | 10443 | 10443 |

为了进一步探索政府干预对不同情境下国有企业成本粘性的影响差异,本文将样本按照企业层级、盈利能力和市场竞争程度进行分组检验,检验结果如表8所示。具体而言,列(1)和列(2)是将国有企业按照企业层级分为中央企业和地方国有企业的回归结果,交互项 $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ 的系数均在1%的水平上显著为正,进一步通过似不相关检验发现,两组之间不存在显著性差异($p = 0.230$);列(3)和(4)是对样本按照盈利能力中位数分组的回归结果,交互项 $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ 的系数均在1%的水平上显著为正,进一步通过似不相关检验发现,两组之间不存在显著性差异($p = 0.379$);列(5)和(6)是对样本按照市场竞争程度中位数分组的回归结果,交互项 $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ 的系数均在1%的水平上显著为正,进一步通过似不相关检验发现,两组之间不存在显著性差异($p = 0.334$)。以上结果表明,政府干预抑制国有企业成本粘性的现象普遍存在,不因企业层级、盈利能力和市场竞争程度而发生显著变化,这意味着瘦身健体改革方案实施对国有企业成本粘性的抑制作用具有一定的普适性。

表8 稳健性检验结果

| 变量 | (1) 中央企业 | (2) 地方国企 | (3) 盈利能力强 | (4) 盈利能力强弱 | (5) 市场竞争弱 | (6) 市场竞争强 |
|--|---|------------------------|---|-----------------------|---|-----------------------|
| $\ln IncomeR$ | 0.794*** (63.759) | 0.793*** (68.131) | 0.876*** (76.455) | 0.715*** (39.917) | 0.768*** (46.130) | 0.829*** (58.927) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.359*** (-11.123) | -0.372*** (-12.013) | -0.361*** (-7.356) | -0.308*** (-8.373) | -0.398*** (-9.330) | -0.314*** (-7.962) |
| $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ | 0.331*** (7.665) | 0.313*** (7.988) | 0.357*** (5.921) | 0.320*** (7.609) | 0.360*** (7.213) | 0.276*** (6.204) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 公司固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | -1.637*** (-4.943) | -1.195*** (-4.084) | -0.600* (-1.959) | -1.420*** (-3.284) | -1.125** (-2.547) | -1.110*** (-4.180) |
| Adj. R ² | 0.580 | 0.593 | 0.755 | 0.506 | 0.567 | 0.659 |
| N | 18026 | 21644 | 12524 | 12525 | 12765 | 12284 |
| SUE 检验 | p - vale = 0.230, Chi ² = 1.442 | | p - vale = 0.379, Chi ² = 0.767 | | p - vale = 0.334, Chi ² = 0.931 | |

(六) 不同类型成本粘性检验

前文结果表明,瘦身健体改革方案实施显著抑制了国有企业的总成本粘性。为了考察不同类型成本粘性的影响,借鉴纳超洪等的做法^[30],本文将营业总成本分为生产成本和运营成本两部分,前者以企业当年与前一年营业成本比值的自然对数来衡量生产成本的变化,后者以企业当年与前一年销售及管理费用之和的比值取自然对数来衡量运营成本的变化。表9中列(1)和列(2)的被解释变量为生产成本变化,可以看出,交互项 $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ 的系数均在5%的水平上显著为正;表9中列(3)和列(4)的被解释变量为运营成本变化,可以看出,交互项 $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ 的系数均不显著。以上结果表明,瘦身健体改革方案实施显著降低了生产成本粘性,而非运营成本粘性。

(七) 作用渠道检验

根据前文的理论分析,瘦身健体改革可能会通过缓解管理层代理问题和降低调整成本难度两个渠道抑制国有企业的成本粘性。借鉴已有文献的检验方法^[31-32],本文通过分组回归方法检验政府干预影响成本粘性的作用渠道。代理问题产生的根本原因是信息的不对称,信息壁垒越高,企业代理问题越严重,本文以操控性应计DA的绝对值表征信息透明度^[33],并根据信息透明程度的中位数将样本分为信息透明度高、低两组,检验结果如表10所示。由列(1)和列(2)的回归结果可知,交互项 $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ 的系数分别为0.371和0.218,且均在1%的水平上显著,说明无论信息透明度如何,瘦身健体改革均能显著抑制国有企业成本粘性。进一步通过似不相关检验发现,两组之间存在显著性差异($p=0.011$),意味着瘦身健体改革方案实施显著抑制了国有企业成本粘性,这一现象在信息透明度低的国有企业中更为明显,在一定程度上表明信息透明度是瘦身健体改革显著抑制国有企业成本粘性的一个渠道,即瘦身健体改革通过缓解管理层代理问题影响企业成本粘性。

依据Williamson的研究^[34],专用性较强的资产由于用途有限,变现时价值损失较大,调整成本较高且调整难度较大,因此本文用固定资产净值、在建工程、无形资产与长期待摊费用之和占总资产的比例来衡量资产专用性,并根据资产专用性的中位数将样本分为资产专用性强、弱两组,检验结果如表10所示。由列(3)和列(4)的回归结果可知,交互项 $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ 的系数分别为0.212和0.389,且均在1%的水平上显著,说明无论资产专用性是强还是弱,瘦身健体改革均能显著抑制国有企业成本粘性。进一步通过似不相关检验发现,两组之间存在显著性差异($p=0.003$),意味着瘦身健体改革方案实施显著抑制了国有企业成本粘性,这一现象在资产专业性强的国有企业中更为明显,在一定程度上表明资产专用性是瘦身健体改革显著抑制国有企业成本粘性的一个渠道,即瘦身健体改革通过降低调整成本难度影响企业成本粘性。综上,瘦身健体改革通过缓解管理

表9 不同类型成本粘性的检验

| 变量 | 生产成本粘性 | | 运营成本粘性 | |
|---|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $\ln IncomeR$ | 0.980 *** (210.882) | 0.981 *** (139.282) | 0.407 *** (36.432) | 0.408 *** (36.556) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.072 *** (-7.940) | -0.145 *** (-5.541) | -0.115 *** (-5.129) | 0.015 (0.381) |
| $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ | 0.030 ** (2.090) | 0.046 ** (2.050) | -0.009 (-0.282) | 0.006 (0.185) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Dec_succ$ | | -0.032 * (-1.734) | | -0.008 (-0.302) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times GDP_growth$ | | 0.906 *** (3.972) | | -0.172 (-0.500) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Employ_inten$ | | -0.054 *** (-5.252) | | 0.105 *** (5.947) |
| $\ln IncomeR \times Dec \times Asset_inten$ | | 0.010 (0.771) | | -0.097 *** (-5.003) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 公司固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | -0.639 *** (-3.734) | -0.909 *** (-3.881) | -1.279 *** (-5.829) | -1.247 *** (-5.659) |
| Adj. R ² | 0.735 | 0.764 | 0.344 | 0.350 |
| N | 25094 | 25094 | 25094 | 25094 |

表10 影响渠道检验结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|------------------------------------|------------------------|------------------------------------|------------------------|
| | 信息透明度低 | 信息透明度高 | 资产专用性弱 | 资产专用性强 |
| $\ln IncomeR$ | 0.781 *** (53.937) | 0.804 *** (48.912) | 0.803 *** (52.247) | 0.790 *** (49.476) |
| $\ln IncomeR \times Dec$ | -0.402 *** (-9.714) | -0.229 *** (-5.258) | -0.304 *** (-6.851) | -0.367 *** (-9.367) |
| $Reform \times \ln IncomeR \times Dec$ | 0.371 *** (7.867) | 0.218 *** (4.416) | 0.212 *** (3.684) | 0.389 *** (8.882) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 公司固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年度固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Constant | -1.411 *** (-3.582) | -0.286 (-1.113) | -0.788 ** (-2.492) | -1.751 *** (-3.921) |
| Adj. R ² | 0.605 | 0.631 | 0.642 | 0.593 |
| N | 12525 | 12524 | 12527 | 12522 |
| SUE 检验 | $p\text{-vale}=0.011, Chi^2=6.452$ | | $p\text{-vale}=0.003, Chi^2=8.574$ | |

层代理问题和降低调整成本难度两条路径抑制了国有企业的成本粘性。

五、研究结论及启示

降本增效不仅是瘦身健体改革的重要内容之一,还是深化国有企业改革和实现国有企业做强做优做大目标的重要举措。本文利用 2016 年国务院审议通过的《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》这一外生政策冲击,以 2010—2021 年中国沪深两市 A 股上市公司作为研究样本,构造双重差分模型(DID)系统地识别了政府干预对国有企业成本粘性的影响及其作用渠道,得出以下研究结论:首先,相较于瘦身健体改革方案实施之前,瘦身健体改革方案实施显著抑制了国有企业成本粘性,这一结论在平行趋势假定检验、倾向得分匹配检验、安慰剂检验等一系列稳健性测试之后依然成立。其次,瘦身健体改革显著抑制国有企业成本粘性这一现象并不因企业层级、盈利能力和市场竞争程度差异而发生显著变化,进一步从企业成本粘性视角证实了瘦身健体改革实施的成效。再次,将企业营业总成本分为生产成本和运营成本进行检验发现,瘦身健体改革显著降低了国有企业生产成本粘性,而非国有企业运营成本粘性。最后,作用渠道检验发现,无论企业信息环境透明度和资产专用性情况如何,瘦身健体改革显著抑制国有企业成本粘性的现象依然存在,但在信息透明度低、资产专用性强的国有企业中更为明显,这一结果表明瘦身健体改革通过缓解委托代理问题和降低调整成本难度两条路径影响了国有企业成本粘性。

本文所得研究结论具有一定的启示意义。第一,总体来看,瘦身健体改革有利于降低国有企业成本粘性,尤其表现在生产成本粘性上。虽然瘦身健体改革政策已经进入“收尾”阶段,但绝不是“收官”之年,国有企业管理层应转变理念和观点,对国有企业的瘦身健体工作应从集中性攻坚到常态化控制,从着力“压减”到着眼“平衡”,进一步压缩管理层级和解决冗余问题,不仅要控制生产成本,而且要加强运营成本管理,不断提高公司治理水平和管理效率,巩固现有降本增效的成果,持续提升企业运营效率。第二,从政府干预影响成本粘性的机制来看,一方面应进一步改善企业信息环境,提高企业信息透明度,削弱信息壁垒,缓解信息不对称,抑制管理层的逆向选择和败德行为发生,进而降低运营成本粘性;另一方面应优化生产工艺和加大技术创新,提高资产的利用率和资产通用性,增强企业生产调整的韧性,同时应积极进行市场调研,审慎开展重大固定资产投资项目,避免管理者乐观误判导致的过度投资和非效率投资现象,进而降低调整成本的难度。第三,国有资产管理部应将国有企业在降本增效方面的业绩纳入考核评价体系,将发展质量摆在更高的战略位置,同时加大对国有企业改革方面的督导,并帮助解决在降本增效中遇到的“难题”和“痛点”,助力国有企业实现做强做优做大的目标。

参考文献:

- [1] 项安波. 重启新一轮实质性、有力度的国企改革——纪念国企改革 40 年[J]. 管理世界, 2018(10): 95-104.
- [2] Anderson M C, Banker R D, Janakiraman S N. Are selling, general, and administrative costs “sticky”? [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41(1): 47-63.
- [3] 孙铮, 刘浩. 中国上市公司费用“粘性”行为研究[J]. 经济研究, 2004(12): 26-34.
- [4] Banker R D, Byzalov D, Chen L T. Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior[J]. Journal of Accounting and Economics, 2013, 55(1): 111-127.
- [5] 梁上坤, 陈冬, 胡晓莉. 外部审计师类型与上市公司费用粘性[J]. 会计研究, 2015(2): 79-86.
- [6] 张路, 李金彩, 张瀚文, 等. 管理者能力影响企业成本粘性吗? [J]. 会计研究, 2019(3): 71-77.
- [7] 梁上坤. 媒体关注、信息环境与公司费用粘性[J]. 中国工业经济, 2017(2): 154-173.
- [8] 崔学刚, 徐金亮. 境外上市、绑定机制与公司费用粘性[J]. 会计研究, 2013(12): 33-39.
- [9] 占美松, 黄琳琳, 康均, 等. 国有企业的论资排辈对成本粘性的影响研究[J]. 管理学报, 2022(4): 595-603.
- [10] 岳宇君, 顾萌. 智能化对制造企业成本粘性的影响研究[J]. 金融经济研究, 2021(3): 91-106.
- [11] 李婉红, 王帆. 智能化转型、成本粘性与企业绩效——基于传统制造企业的实证检验[J]. 科学学研究, 2022(1): 91-102.
- [12] Smith D. Payout policy, managerial perquisites, and sticky SG&A costs[J]. Journal of Corporate Accounting and Finance, 2021, 32(3): 132-146.
- [13] 耿云江, 王丽琼. 成本粘性、内部控制质量与企业风险——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2019(5): 75-81.
- [14] 江伟, 胡玉明, 吕喆. 应计盈余管理影响企业的成本粘性吗[J]. 南开管理评论, 2015(2): 83-92.
- [15] 刘媛媛, 刘斌. 劳动保护、成本粘性与企业应对[J]. 经济研究, 2014(5): 63-76.
- [16] Jang Y, Yehuda N. Resource adjustment costs, cost stickiness, and value creation in mergers and acquisitions[J]. Contemporary Accounting Research, 2021, 38(5): 2264-2301.

- [17] Lee W J, Pittman J, Saffar W. Political uncertainty and cost stickiness: Evidence from national elections around the world[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2020, 37(2): 1107-1139.
- [18] 陈剩勇, 牛为利. 央地合作模式和央企高速扩张的风险与应对[J]. *学术界*, 2013(10): 5-20.
- [19] 钱婷, 武常岐. 国有企业集团公司治理与代理成本——来自国有上市公司的实证研究[J]. *经济管理*, 2016(8): 55-67.
- [20] 周学东, 李宏瑾, 李康, 等. 预算软约束、融资溢价与杠杆率——供给侧结构性改革的微观机理与经济效应研究[J]. *经济研究*, 2017(10): 53-66.
- [21] 何勤英, 于文超, 秦晓丽. 金字塔层级、政府放权与国有企业代理成本[J]. *当代财经*, 2017(8): 69-78.
- [22] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. *经济研究*, 2007(1): 102-113.
- [23] 董敏杰, 梁泳梅, 张其仔. 中国工业产能利用率: 行业比较、地区差距及影响因素[J]. *经济研究*, 2015(1): 84-98.
- [24] 孙晓华, 李明珊. 国有企业的过度投资及其效率损失[J]. *中国工业经济*, 2016(10): 109-125.
- [25] 余东华, 邱璞. 产能过剩、进入壁垒与民营企业行为波及[J]. *改革*, 2016(10): 54-64.
- [26] 梁上坤. 机构投资者持股会影响公司费用粘性吗? [J]. *管理世界*, 2018(12): 133-148.
- [27] 殷俊明, 罗丹, 李争光, 等. 同舟“共济”还是同舟“共挤”: 供应链关系与成本行为[J]. *审计与经济研究*, 2022(2): 81-93.
- [28] Gopalan R, Mukherjee A, Singh M. Do debt contract enforcement costs affect financing and asset structure? [J]. *Review of Financial Studies*, 2016, 29(10): 2774-2813.
- [29] Serfling M. Firing costs and capital structure decisions[J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71(5): 2239-2286.
- [30] 纳超洪, 陈雪, 徐慧. 财务共享能降低成本粘性吗? ——基于集团管控的视角[J/OL]. (2022-11-25)[2023-02-12]. *南开管理评论*: 1-32.
- [31] Chen C X, Lu H, Sougiannis T. The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative Costs[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(1): 252-282.
- [32] 赵璨, 曹伟, 姚振晔, 等. “互联网+”有利于降低企业成本粘性吗? [J]. *财经研究*, 2020(4): 33-47.
- [33] Kotharia S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163-197.
- [34] Williamson O E. Corporate finance and corporate governance[J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43(3): 567-591.

[责任编辑:王丽爱]

Does Slimming and Fitness Reform Restrain the Cost Stickiness of SOEs?

CHENG Bo¹, HE Yihai¹, YIN Junming², WANG Yue³

(1. School of Accountancy, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Business, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China;

3. School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Cost reduction and efficiency enhancement is one of the important initiatives to deepen the reform of SOEs and achieve the goal of making SOEs stronger, better and larger. This paper systematically examines the impact of government intervention on cost stickiness of enterprises and its mechanism of action, using a Differences-in-Differences model, basing on a quasi-natural experiment exogenous event, the effective implementation of the slimming and fitness reform, which was recognized and adopted by the State Council in 2016. The empirical findings show that the implementation of slimming and fitness reform has a significant inhibitory effect on SOEs' cost stickiness, and this finding holds after a series of robustness tests including parallel trend hypothesis test, propensity score matching test, and placebo test and so on. It is further found that this phenomenon of significant suppression of cost stickiness in SOEs by the slimming and fitness reform does not change significantly by differences in SOEs' hierarchy, profitability, and degree of market competition. The channel research finds that the phenomenon of significant suppression of cost stickiness in SOEs by the slimming and fitness reform exists regardless of the transparency of information environment and asset specialization, but it is more pronounced in SOEs with lower information transparency and higher asset specialization. This study not only enriches the research on the economic consequences of SOE reforms and expands the literature on the factors influencing cost stickiness in enterprises, but also helps to provide policy recommendations for promoting supply-side structural reform from the perspective of cost reduction and efficiency improvement in SOEs.

Key Words: cost stickiness; SOEs reform; government intervention; agency problems; adjustment cost; degree of information transparency; market competition