

国企改革与企业盈利能力

——基于倾向得分匹配倍差法的再估计

张 滕¹, 周 茂²

(1. 西南财经大学 经济与管理研究院, 四川 成都 611130; 2. 西南财经大学 国际商学院, 四川 成都 611130)

摘要: 文章对现有中国工业企业数据库进行修正, 构建了规范的企业面板数据, 在此基础上采用倾向得分匹配倍差法实证检验改制对企业盈利能力的影响, 以减轻内生性问题造成的估计偏误, 并在估计过程中考虑到了改制后非国企的具体所有制形式, 这些都有助于大大提高估计结果的准确性和可靠性。研究表明, 国有企业不论改制为本国非国企还是外资企业都能促进其盈利能力的提高。此外, 从改制后具体的所有制形式来看, 国企改制为本国非国企后盈利能力和增利持续时间都要优于外资企业。并进一步从企业的资金运转效率和存货管理能力两方面揭示了改制影响企业盈利能力的机制。

关键词: 国企改革; 盈利能力; 倾向得分匹配倍差法; 负债率; 存货率

中图分类号: F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)06-0011-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.06.002

一、引言

发展和民生是“十三五”规划的两大主题, 转型升级成为未来发展的主旋律, 其国企改革无疑是实现经济转型的重头戏之一。我国的国企改革始于1984年, 然而直到二十世纪九十年代末国企改革才真正触及到所有制问题, 大刀阔斧的国企改革由此拉开帷幕。表1显示, 从1999—2008年间, 每年平均有3 000多家国企进行了所有制改革(简称改制)。“十三五”期间, “三个一批”即清退一批、重组一批、创新发展一批将成为国企改革的重要任务, “三个一批”都涉及到企业所有制改革, 因此改制始终是国企改革的重要手段。国企改制的初衷是改善企业的盈利状况, 二十世纪九十年代上半期国企依赖政府补贴和银行贷款维持运转的现象十分普遍, 政府试图通过国企改革来减轻财政负担和降低金融风险。现阶段提高企业盈利能力仍是国企改革的重要目标, 这是因为提高企业盈利能力是实现产业结构调整和经济转型的关键。近年来我国政府大力倡导企业创新以促进经济转型, 然而创新活动具有周期长、投入大、风险高的特点。一方面, 如果企业长期处于亏损状态, 财务捉襟见肘, 维持正常运转都尚且困难, 更无从开展创新活动。另一方面, 安同良等^[1]发现由于政府和企业间存在信息不对称, 创新补贴可能产生“逆向”激励作用, 并且由于甄别成本较高, 创新补贴可能无法配置给真正需要的企业。因此, 只有自身利润得到提高, 企业才有能力和动力开展可持续的创新活动, 进而提高生产率, 反过来进一步增加企业利润, 由此进入良性循环。对此, 本文旨在回答两个问

收稿日期: 2016-05-01; 修回日期: 2016-09-19

作者简介: 张滕(1988—), 女, 山东济宁人, 西南财经大学经济与管理研究院博士研究生, 研究方向为贸易自由化背景下的企业行为; 周茂(1988—), 男, 四川绵阳人, 西南财经大学国际商学院讲师, 研究方向为应用微观经济学、国际贸易。

基金项目: 西南财经大学2015年度“中央高校基本科研业务费”博士生课题项目(JBK1507063); 西南财经大学“中央高校基本科研业务费专项资金”引进人才科研启动资助项目(16XRC032804)

题:一是国企改革的效果如何,或者说改制后企业的盈利能力是否确实得到提升?二是改制到底通过何种机制或渠道影响企业的盈利能力?

回顾已有研究,尽管大量文献对国企改革后盈利能力的变化进行了分析,然而这些研究并未得到一致结论^[2-7]。

原因主要有三点:(1)有

关所有制改革对企业盈利能力影响的实证研究大都面临内生性问题的挑战。该研究领域的内生性问题主要来源于两个方面:一是企业改制和盈利能力可能存在双向因果关系。例如,Dinc and Gupta^[8]指出盈利能力越强且工资水平越低的国企被私有化的可能性越高;二是遗漏变量问题,也就是无法观测的企业、省份或行业的特征可能同时影响企业的盈利能力和变更所有制的决策。(2)现有研究国企改革效果的文献,大多仅考虑国企改制为非国企的整体情形而没有进一步区分改制后非国企的具体所有制形式。实际上非国企包括本国非国企和外资企业两大类,由于本国非国企和外资企业存在巨大差异(如资金状况、公司治理结构和企业文化等),笼统地研究国企改制为非国企的效果可能造成估计偏误。例如,邱伟年和欧阳静波^[9]以外资和民营资本并购我国上市公司为研究样本发现两种并购方式的长短期绩效均存在较大差异。(3)中国工业企业数据库是研究我国国有企业改制的基础数据库,但是Brandt *et al.*^[10]、杨汝岱^[11]都指出了现阶段应用该数据库的一大问题是,可能由于样本匹配混乱导致无法有效识别企业的改制行为。处理这个问题在应用该数据库研究企业改制的过程中非常关键,因为部分企业在跨期中由于改制、重组和并购等原因,其企业代码会发生改变,那么如果不对这部分企业代码进行修正则可能无法有效识别这部分企业的改制行为。然而,现有研究大多未充分考虑到以上三个问题,以至于得出的结论并不一定准确可靠。此外,为什么国企改制后企业盈利能力获得提升?弄清楚该问题有助于从源头上对现有非改制国企特别是对那些关系国计民生的企业进行治理,也有利于完善未来进一步深化国企改制的机制设计。但是已有大部分文献并未对此问题做深入的研究。

鉴于此,本文的主要贡献在于:(1)首先对现有中国工业企业数据库进行修正,构建规范的企业面板数据,在此基础上采用倾向得分匹配倍差法(Difference-in-Difference Propensity Score Matching)实证检验改制对企业盈利能力的影响以减轻内生性问题造成的估计偏误,并在估计过程中考虑到了改制后非国企的具体所有制形式,这些都有助于大大提高估计结果的准确性和可靠性。(2)从资金运转效率和存货管理能力两个方面解释改制对企业盈利能力的作用机制。因此,本文的发现能够在一定程度上为未来深化国企改革提供可靠的经验证据和一定的理论借鉴。

下文的安排为:首先回顾相关文献;接下来介绍实证方法和数据来源;第四、五部分是对实证结果和机制的分析;第六部分是稳健性检验;最后是本文的结论。

二、文献评述

国企改革后盈利能力的变化在中外学术界一直未有定论。不少研究发达国家国企改革的文献表明,私有化(或改制)与企业盈利能力正相关^[12-13]。然而,Knyazeva *et al.*^[3]对1985—2010年间欧洲各国改制国企的样本进行研究时发现,私有化在短期内对企业盈利能力产生负向冲击,其主要原因是所有制变更之初企业需要投入成本用于建立新的管理和监督体系。Alexandre and Charreaux^[14]、Garcia and Ansón^[15]分别研究了法国和西班牙国企改革的效果,他们也发现私有化并不一定带来企业盈利能力的提升。

针对发展中国家国企改革的研究更加普遍,例如对印度^[16]、越南^[17],尤其是对中国的研究。白

表1 改制和非改制国企分年统计^①

年份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
改制国企	3 038	3 776	6 433	3 580	3 876	5 744	1 982	2 246	1 071	1 775
非改制国企	49 644	49 297	44 430	39 522	33 765	27 805	25 832	24 017	19 682	12 989

注:该数据来源于中国工业企业数据库。

重恩等^[5]通过对1998—2003年中国工业企业样本进行分析发现,国有企业改制后经济效益显著提高,这主要得益于代理成本的降低。李楠和乔榛^[7]利用1999—2006年中国工业行业数据研究发现,国人的经济绩效自2003年前后发生明显好转,国企绩效已经十分接近非国有绩效较好的“三资”企业。许召元和张文魁^[18]通过构建一个区分国企和非国企的一般均衡模型模拟了国企改制对经济的提振作用,模拟结果显示,如果每年有5%的国企改制为非国企,经济增速可以提高约0.33个百分点。相反,一些文献认为国企改制对盈利能力的影响不显著,甚至产生不利冲击^[2,6,19-20]。例如,Chen *et al.*^[2]检验了1991—2000年间1078家国企改制后的表现发现,在私有化后的五年间企业的盈利能力和产能利用效率双双下降。李远勤和张祥建^[6]还指出,国企改制后虽然产出水平得到很大提高,劳动生产率得到一定改善,但企业的盈利能力整体下降。

在研究方法上,该领域的实证研究面临着巨大的挑战即内生性问题。内生性的来源之一是国企改制和盈利能力可能存在双向因果关系。Dinc and Gupta^[8]指出,盈利能力越强且工资水平越低的国企被私有化的可能性越高。并购是导致企业所有制变更的重要手段,Lu and Dranove^[4]发现,如果国企拟被其管理层收购,在被收购前夕企业的盈利能力急剧下降。另外,Uygur *et al.*^[21]比较了2007—2008年金融危机期间被外国企业并购的美国企业与没被并购的同类企业之间金融特征的差异,他们发现,外国企业倾向于并购那些盈利能力较低的美国企业。在这种情况下,如果利用简单的OLS估计方法将改制国企与非改制国企进行直接比较,可能造成估计偏误。主要原因是两组企业在改制前可能存在差异,那么改制的效果可能并非源于改制本身而是两组企业事前的差异。对此,倾向得分匹配倍差法能够较好地解决由于实验组和对照组事前差异而造成的内生性问题,从而提高政策评估的准确性^[22]。此外,Girma and Görg^[23]还指出,倾向得分匹配倍差法有助于减轻由于遗漏无法观测的企业和行业特征而造成的估计偏误。近年来该方法也被应用于国企改制政策效果的评估,例如盛丰^[24]基于该方法探讨了国企改制对企业生产效率和创新效率的影响。

一些文献还进一步对影响企业改制或并购绩效的机制或因素进行分析。Braguinsky *et al.*^[25]通过对1899—1920年间日本棉纺织行业的并购行为进行研究,发现企业被并购后其盈利能力得到显著提升,这主要得益于产能利用效率和存货管理能力的提高。余明桂等^[26]以1998—2011年间A股国有上市公司为研究样本,检验了国企改制后风险承担能力的变化。他们发现国企改制后风险承担水平显著提高,这可能有助于改善企业的绩效。王艳和阚钰^[27]对所有上市公司的并购绩效进行研究时发现,企业文化是影响并购绩效的重要原因,具体而言,并购方的企业文化强度越高,并购后的长期绩效表现越差。

综上所述,对于国企改制能否带来企业盈利能力的提高以及通过何种机制影响企业盈利能力等问题,学术界仍存在诸多争议。有鉴于此,本文将采用倾向得分匹配倍差法识别企业改制和盈利能力的因果关系,从而更为准确可靠地估计国企改制对企业盈利能力的影响效果,并从多方面揭示企业改制对盈利能力的作用机制。

三、实证策略

(一) 估计方法

本文研究的核心问题是国企改制后盈利能力的变化。我们用 D 表示企业是否经历过改制,如果 $D = 1$ 表示企业经历过改制, $D = 0$ 表示企业从未经历过改制。 y_{it} 为企业 i 在 t 年的盈利能力,这里用企业的净资产收益率来表示^②。我们用 Δy_i^1 表示企业改制前后盈利的变化,那么 Δy_i^0 表示若没有经历过改制企业盈利能力在两期的变化。因此,企业改制对其盈利能力的平均影响可以表示为:

$$E(\Delta y_i^1 - \Delta y_i^0 \mid D = 1) = E(\Delta y_i^1 \mid D = 1) - E(\Delta y_i^0 \mid D = 1) \quad (1)$$

然而(1)式中 $E(\Delta y_i^0 \mid D = 1)$,也就是改制的企业如果没经历改制其盈利能力在两期的变化,其实是观测不到的,因为企业不可能同时拥有改制和非改制两种状态。实际上我们只能观测到

$E(\Delta y_i^0 | D = 0)$,也就是从未经历过改制的企业其盈利能力在两期的变化。然而即使没有改制这一事件的影响,改制企业和非改制企业在改制前的差异也会造成两组企业发展趋势的差异,因此若直接采用 $E(\Delta y_i^0 | D = 0)$ 来代替(1) 式中的 $E(\Delta y_i^0 | D = 1)$ 无疑会造成估计偏误。那么,识别改制效果的关键就是为改制企业选择有效的对照组,而不是将所有非改制的企业作为对照组。这里我们采用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching) 为每个改制企业找到与其在改制前特征最相近的非改制企业,以确保实验组(改制企业) 与对照组(非改制企业) 拥有相同的变化趋势,即:

$$E(\Delta y_i^0 | D = 1) = E(\Delta y_i^0 | D = 0) \quad (2)$$

由于国企改制的年份不统一,我们按照企业初始改制的时间逐年进行匹配。例如,我们把在 t 年改制的国企与 t 年及其前后均未改制的国企相匹配。我们首先用 Probit 模型估计倾向得分:

$$P(D_{it} = 1) = \Phi(X_{i,t-s}) \quad s \geq 0 \quad (3)$$

其中 $D_{it} = 1$ 表示企业 i 在 t 年改制。 $X_{i,t-s}$ 表示企业改制前 s 期的特征。Girma and Görg^[23] 选择企业改制前一期的特征进行样本匹配,为确保匹配的准确性,我们采用企业改制前两期的平均值进行匹配。参照 Girma and Görg^[23] 本文选取以下匹配变量:净资产收益率、资本存量(用固定资产年均余额表示)、雇员数、企业年龄、是否出口虚拟变量(出口记为 1,否则记为 0) 以及企业所在省份的虚拟变量。这里我们选用单一的最近邻匹配方法进行样本匹配,下文还将采用一对多的匹配结果作为稳健性测试。

由此,国企改革效果的估计值就可以表示为:

$$a = \frac{1}{N} \sum_{i,j=1}^N (\Delta y_i^1 - \Delta y_j^0) \quad (4)$$

其中 N 为匹配上的改制企业数。 Δy_i^1 为改制企业 i 在改制前后净资产收益率的均值之差。 Δy_j^0 表示与改制企业 i 的改制前特征最相近的非改制国企 j 在两期间净资产收益率的均值之差。 a 即为倾向得分匹配倍差法的估计系数^[22]。

为进一步考察改制效果的时间趋势,本文还将分别估计改制后 1~4 期企业盈利能力的变化:

$$a_k = \frac{1}{N_k} \sum_{i,j=1}^{N_k} (\Delta y_{ik}^1 - \Delta y_{jk}^0), \quad k = 1, 2, 3, 4 \quad (5)$$

其中 N_k 表示改制后第 k 期仍有观测值的改制企业数。 Δy_{ik}^1 为改制企业在改制后第 k 期的净资产收益率与改制前净资产收益率的均值之差,而 Δy_{jk}^0 为非改制国企在改制后第 k 期的净资产收益率与改制前净资产收益率的均值之差。因此 a_k 反映了改制效果随时间的变化趋势。

(二) 数据来源及处理

本文的数据来自中国国家统计局的中国工业企业数据库,时间跨度为 1998 至 2009 年。该数据库涵盖了全部国有企业和年销售收入 500 万元及以上的非国有企业,主要包括企业的登记注册类型、资产、负债、销售收入、利润和雇员人数等变量信息。我们依据企业的登记注册类型把企业分为三类:一是国有企业,包括国有和集体企业。本文把集体企业也归入国有企业的范畴,是因为大多数规模以上集体企业实际上是县级和县级以下的国有企业。二是外资企业,包括来自港、澳、台的外资企业和来自其他国家的外资企业。第三类为本国非国有企业,包括除外资企业以外的其他来自本国的非国有企业。

识别企业是否改制是本文的研究重点。由于工业企业数据为分年的调查数据,我们首先借鉴 Brandt *et al.*^[10]、杨汝岱^[11] 的方法构建面板数据。具体思路如下:先利用法人代码识别企业,无法根据法人代码匹配的企业再通过企业名称匹配,依然匹配不上的企业则依据“地区(四位数城市代码) + 法人名称”匹配,仍旧无法识别的企业再利用“地区(四位数城市代码) + 行业(三位数行业代码) + 电话号码”进行匹配。多指标的数据匹配方法能够有效地解决在跨期中企业代码发生改变等问题,从而有助于我们准确地判定企业是否经历过改制。在样本区间内,如果企业的登记注册类型由国有转

化为非国有,则将其定义为改制企业。本文主要考察两种形式的国企改革:国企改革为本国非国企和国企改革为外资企业。

由于工业企业数据库的规模十分庞大,难免存在一些统计误差,本文按照以下步骤对面板数据进行清理以便运用倾向得分匹配倍差法估计改制效果:首先,删除总资产、固定资产为负或缺失的观测值,雇员人数小于8的观测值或建国以前成立的企业。然后,删除在样本区间内多次变更所有制的企业,以确保每个改制企业只包含改制前后两个时期。最后,删除样本期初或期末未变更所有制的企业,以确保企业在改制前后均有观测值从而比较改制前后盈利能力的变化^③。表2列出了改制国企在改制前后以及非改制国企的主要变量的均值。

表2显示,不论改制为本国非国企还是外资企业,国企改革后净资产报酬率都有较大幅度上升,这初步说明改制可能促进企业盈利能力的提高。国企改革后资本存量和员工数量都出现小幅上升,这说明改制并未造成企业规模缩减和失业增加。另外,改制后企业参与国际市场的可能性增大,这体现了企业竞争能力的提升。对于非改制国企,除了企业年龄外的各项指标均小于改制国企,这说明两组企业在改制前的特征可能存在显著差异,从而支持本文使用倾向得分匹配倍差法。

表2 统计描述

变量名称	改制国企				非改制国企
	改制为本国非国企		改制为外资企业		
	改制前	改制后	改制前	改制后	
净资产收益率(%)	6.60	8.60	5.33	7.28	4.17
资本存量	8.46	8.78	8.81	9.03	8.38
雇员数	5.10	5.52	5.40	5.71	5.03
是否出口	0.19	0.22	0.47	0.56	0.10
企业年龄	17.62	21.02	15.52	17.21	23.04

注:资本存量已按照 Brandt et al.^[10] 的处理方法转化为实际值;资本存量和雇员数均取了自然对数。

四、实证结果

(一) 匹配有效性检验

基于(3)式我们对改制国企和非改制国企进行了倾向得分匹配,为确保匹配结果的有效性,本文做了如下检验。

1. 平衡性检验

首先我们需要检验匹配后各变量在实验组与控制组的分布是否变得平衡,也就是实验组和控制组改制前的差异是否不再显著。这里,我们对匹配结果进行平衡性检验(Balancing Test)。有效的匹配结果要求匹配变量在实验组和控制组之间的差异或偏误(Bias)越小越好,本文假设匹配变量的偏误不大于20%即可认为匹配结果是有效的^[28]。表3中报告了平衡性检验的结果,为节省篇幅本文仅展示了1999年匹配样本的检验结果^④。

表3 1999年匹配样本的平衡性检验

变量	A. 国企改革为本国非国企				
	均值		%	t 检验	
	实验组	控制组	偏误(bias)	t 统计量	p 值
净资产收益率(%)	4.55	4.59	-0.30	-0.11	0.91
资本存量	8.52	8.53	-0.70	-0.26	0.79
雇员数	5.19	5.20	-1.20	-0.42	0.67
是否出口	0.21	0.20	3.10	1.03	0.31
企业年龄	15.78	16.31	-3.70	-1.43	0.15
变量	B. 国企改革为外资企业				
	均值		%	t 检验	
	实验组	控制组	偏误(bias)	t 统计量	p 值
净资产收益率(%)	5.22	5.08	0.90	0.09	0.93
资本存量	8.41	8.48	-4.00	-0.43	0.66
雇员数	4.92	4.96	-3.70	-0.40	0.68
是否出口	0.43	0.42	3.40	0.32	0.74
企业年龄	8.17	8.50	-2.70	-0.48	0.62

注:为节省篇幅我们未报告省份虚拟变量的检验结果。

表3中平衡性检验的结果显示,进行倾向得分匹配后,匹配变量的均值在实验组和控制组之间的偏误均未超过4%,并且t检验的结果均不显著,这表明在改制前实验组和控制组不存在显著差异。平衡性检验的结果支持使用倾向得分匹配倍差法。

2. Hotelling's T² 检验

上文中我们利用平衡性检验分别考察了每一个匹配变量在实验组和控制组之间的差异是否显著,接下来我们利用 Hotelling's T² 检验考察所有匹配变量在两组之间的差异是否联合显著。借鉴

Girma and Görg^[23] 本文按照倾向得分的分位数把匹配后的样本分为五组,然后对每一个子样本进行 Hotelling's T^2 检验。表 4 给出了 Hotelling's T^2 检验的结果,为节省篇幅这里仍旧只展示了 1999 年匹配样本的检验结果。

Hotelling's T^2 检验的结果显示,每一个子样本的 F 统计量均不显著,这说明我们无法拒绝所有匹配变量的均值在实验组和控制组之间都相同的原假设。Hotelling's T^2 检验的结果再次证明倾向得分匹配是有效的,因此接下来我们将采用倾向得分匹配倍差法估计国企改革的效果。

(二) 国企改革对企业盈利能力的影响

1. 国企改革的总体效果

我们基于(4)式估计了国企改革对企业盈利能力的总体效果,估计结果见表 5 的第(1)列。结果表明,国企改革后其盈利能力显著提高。具体而言,国企改革为本国非国企后净资产收益率提高 1.93 个百分点,并在 1% 的水平上显著。企业盈利增加不仅有助于政府甩掉包袱,更重要的是充沛的自有资金能够支撑企业开展研发活动,从而促进生产率的提高,进而实现产业升级。同样,国企改革为外资企业后净资产收益率也显著增加,但增长幅度小于改组为本国非国企。这一差异可能有三方面的原因:第一,国企和本国非国企同属于内资企业,二者拥有相似的企业文化和成长历程,一些国企改革为本国非国企后甚至仍保留原来的管理层,这有助于改制后企业快速进入正常的生产经营轨道;第二,改革开放之初外资企业在中国享受一系列的优惠政策,这成为一些外资企业市场竞争力的重要来源,然而 20 世纪末和 21 世纪初随着一些优惠政策的取消(如 1996 年中国取消了外资企业的进口税收优惠),外资企业较本国非国企的盈利优势逐渐减弱;第三,我国的外资企业很大一部分属于“出口导向型”企业,这类企业进入中国的主要目的是利用当地廉价的劳动力^[29],因此这类企业的生产率和盈利能力并不必然高于本国非国企。

2. 国企改革效果的时间趋势

为进一步分析改制效果的时间趋势,我们依据(5)式分别估计了国企改革后 1~4 期企业盈利的变化,相应结果报告在表 5 的(2)至(4)列中。结果显示,国企改革为本国非国企对盈利能力的提升作用在改制当年就已显现,并且呈逐年上升趋势,这说明国企改革为本国非国企将在长期内对经济增长和产业结构调整发挥重要作用。然而,国企改革为外资企业对盈利能力的正向影响随时间递减,并在第二期之后不再显著,这与邱伟年和欧阳静波^[9]的结论类似,他们发现外资企业并购我国上市公司的长期绩效并不优于民营并购。

五、机制分析

上述估计结果证实国企改革的确能够提高企业的盈利能力,那么改制到底通过什么机制或渠道影响企业的盈利能力?为此,本文通过研究改制对各类利润增长驱动因素的作用来识别背后的原因。回顾已有文献,白重恩等^[5]以及李楠和乔榛^[7]分别从企业的代理成本、国有企业规模、行业垄断地位等方面探讨国企改革发挥政策效果的可能机制。除此以外还有大量文献提出了资金运转效率的提高和存货管理能力的增强同样可能是驱动企业利润增长的两个重要因素^[30-32]。因此本文主要检验两个可能的渠道:一是资金运转效率的提高,另一个是存货管理能力的增强^⑤。

表 4 1999 年匹配样本的 Hotelling's T^2 检验

组数	A. 国企改制为本国非国企		
	T^2 统计量	F 检验统计量	p 值
1	25.87	0.82	0.73
2	40.07	1.31	0.11
3	28.78	0.95	0.53
4	28.34	0.97	0.51
5	18.96	0.72	0.84

组数	B. 国企改制为外资企业		
	T^2 统计量	F 检验统计量	p 值
1	19.73	0.81	0.71
2	21.94	0.91	0.58
3	37.13	1.54	0.04
4	22.38	0.93	0.56
5	12.84	1.22	0.27

表 5 国企改革对企业盈利能力的总体影响及时间趋势

估计系数	a	a_1	a_2	a_3	a_4
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
改制为本国非国企	1.93 *** (0.100)	0.84 *** (0.097)	1.51 *** (0.112)	1.80 *** (0.142)	2.20 *** (0.186)
改制为外资企业	0.93 * (0.477)	1.28 ** (0.567)	1.22 ** (0.522)	1.01 (0.663)	0.82 (0.819)

注: a 是基于(4)式的估计系数,即国企改革后净资产收益率的总体变化; a_1 至 a_4 是基于(5)式的估计系数,即国企改革后 1~4 期净资产收益率的变化;*、**、*** 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;括号内为标准差。

(一) 资金运转效率的提高

相比于国企,非国企以利润最大化为目标,这可能促使企业提高资金运转效率,以降低负债率,从而减少利息支出,进而增加企业利润。另外,大多数非国企都面临着不同程度的融资困境,这也会倒逼企业提高资金运转效率,以减轻对外部金融的依赖。为检验改制是否通过提高资金运转效率来改善企业的盈利能力,我们进行以下两步操作。

首先,本文以负债率作为资金运转效率的代理指标,采用倾向得分匹配倍差法检验改制是否能够降低企业的负债率^⑥。如表6所示,国企改制为本国非国企后负债率显著下降,并且下降幅度逐年增大;国企改制为外资企业后负债率也出现显著下降,但这一作用在第二期后不再显著。以上结果表明改制后企业的资金运转效率大大提高。

然后,本文进一步考察负债率下降是否能够促进企业盈利能力的提升。在这里,我们使用全部国有企业和规模以上非国有企业的样本检验负债率和盈利的关系。然而,净资产收益率较高的企业由于自有资金较为充足,也就不需要大量举借外债,因此负债率可能较低,也就是负债率和净资产收益率可能存在反向因果关系。为解决这一潜在的内生性问题,本文借助 Ouyang *et al.*^[33]的方法利用同一年份、同一省份、同一行业其他企业的负债率作为工具变量(IV)^⑦。表7前两列报告了OLS的估计结果,第(3)列给出了IV的估计结果。回归结果表明,不论是简单的OLS估计还是IV估计,负债率的系数均为负,并且在1%的水平上显著,这与万平和陈共荣^[30]的结论一致,他们发现资产负债率与会计利润负相关。表6和表7的结果表明资金运转效率的提高是解释改制后企业盈利能力改善的重要原因。

(二) 存货管理能力的提高

存货对于维持企业正常、持续运转不可或缺,过高的存货比重不仅会增加库存成本,增大经营风险,而且货物积压还可能迫使企业削减甚至停止生产,这无疑会造成效率损失和利润下降。李涵和黎志刚^[31]指出,通过减少库存来节约成本和提高生产效率,能够最终促进经济增长。在利润最大化目标的驱使下,非国企可能比国企更有动力去采用科学的存货管理方法,从而降低存货比重。本文接下来检验存货管理能力提高这一可能的机制。

首先我们采用倾向得分匹配倍差法考察国企改制后存货率的变化及时间趋势^⑧,相应结果报告在表8中。结果显示,国企改制为本国非国企后存货率显著下降,但下降的幅度逐年缩小,这可能是由于存货极易在短期内得到清理,所以本国非国企的存货管理优势也只在一定时期内发挥作用。同样,国企改制为外资企业也有助于减少企业存货,但该影响在第二期后不再显著。

表6 国企改制对企业负债率的总体影响及时间趋势

估计系数	a	a_1	a_2	a_3	a_4
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
改制为本国非国企	-3.45*** (0.161)	-2.12*** (0.162)	-2.76*** (0.182)	-3.27*** (0.237)	-4.18*** (0.302)
改制为外资企业	-2.82*** (0.855)	-2.64** (1.228)	-3.86*** (0.937)	-3.19 (2.210)	-3.63 (2.493)

注: a 是基于(4)式的估计系数,即国企改制后负债率的总体变化; a_1 至 a_4 是基于(5)式的估计系数,即国企改制后1~4期负债率的变化;*、**、***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为标准差。

表7 负债率对企业盈利能力的影响

被解释变量	净资产收益率		
	OLS		IV
	(1)	(2)	(3)
负债率	-0.093*** (0.006)	-0.092*** (0.006)	-1.389*** (0.107)
资本存量		-0.883*** (0.228)	-2.645*** (0.142)
雇员数		1.414*** (0.197)	2.293*** (0.073)
企业年龄		-0.233*** (0.070)	-0.980*** (0.060)
出口企业		-0.062 (0.172)	0.833*** (0.109)
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
常数	9.799*** (0.222)	9.334*** (1.693)	17.6** (7.915)
观测值	2 024 871	2 024 871	2 024 871

注:*、**、***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为标准差,第(1)和第(2)列中的标准差已经过省份聚类调整。

接下来进一步检验存货率和企业盈利能力的关系。与负债率相似,存货率和净资产收益率也可能互为因果。净资产收益率较高的企业大都有足够的运营资金支撑存货,因而可能倾向于增加存货。为减轻潜在内生性问题造成的估计偏误,我们仍然借鉴 Ouyang *et al.* [33] 的方法利用同一年份、同一省份、同一行业其他企业的存货率作为工具变量(IV)。从表 9 中的结果来看,存货率的降低确实有助于提高企业的盈利能力,这与张昌金和范瑞真 [32] 的发现类似,他们认为存货过多会造成企业运转失灵,从而导致资金链断裂。综合表 8 和表 9 的估计结果,我们发现改制后存货管理能力的提高也是解释企业盈利能力改善的重要原因。

以上的机制分析表明,国企改革可以通过提高资金运转效率和存货管理能力来发挥改善企业盈利能力的作用。

六、稳健性检验

在本文第四、五部分中,我们通过实证检验发现国企改革后其盈利能力显著改善,并且这一效应主要得益于企业资金运转效率和存货管理能力的提高。为进一步保证研究结果的可靠性,我们在本部分中对上述主要结论进行如下稳健性检验。

(一) 匹配变量的滞后期问题

上文中我们使用匹配变量滞后两期的均值进行样本匹配,这里我们依照 Girma and Görg [23] 的方法采用匹配变量滞后一期的观测值进行匹配,以检验本文的估计结果是否受到匹配变量滞后期选择的影响。相应的估计结果报告在表 10 中。

从估计结果来看,国企改革后负债率和存货率显著下降,而净资产收益率显著增加,这都表明上文中的结果是稳健的。

(二) 匹配方法的选择问题

前文中我们使用单一最近邻匹配方法进行样本匹配,为检验本文的估计结果是否依赖于具体的匹配方法,我们采用一对三的最近邻匹配方法重新进行样本匹配,相应估计结果在表 11 中列示。

表 11 的结果和上文的发现一致,这说明我们的主要结论并不局限于采用某一具体的匹配方法。

(三) 企业所有制的识别问题

前文中我们用企业的注册类型识别企业的所有制。然而由于合资等原因,一些国企在成立时可

表 8 制对企业存货率的总体影响及时间趋势

估计系数	<i>a</i>	<i>a</i> ₁	<i>a</i> ₂	<i>a</i> ₃	<i>a</i> ₄
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
国企改制为 本国非国企	-0.93 *** (0.138)	-1.10 *** (0.147)	-1.06 *** (0.165)	-0.44 * (0.239)	-0.06 (0.284)
国企改制为 外资企业	-1.49 ** (0.732)	-2.01 * (1.036)	-1.50 * (0.907)	-1.97 (1.243)	0.488 (1.363)

注:*a* 是基于(4)式的估计系数,即国企改革后存货率的总体变化;*a*₁至*a*₄是基于(5)式的估计系数,即国企改革后1~4期存货率的变化;* ,** ,*** 分别表示在1% 5%和10%的水平上显著;括号内为标准差。

表 9 存货率对企业盈利能力的影响

被解释变量	净资产收益率		
	OLS	IV	
	(1)	(2)	(3)
存货率 (0.014)	-0.152 *** (0.011)	-0.142 *** (0.028)	-1.095 ***
资本存量		-0.741 *** (0.210)	-0.642 *** (0.023)
雇员数		1.272 *** (0.232)	0.420 *** (0.031)
企业年龄		-0.173 *** (0.056)	-0.112 *** (0.011)
出口企业		-0.040 (0.237)	-0.426 *** (0.059)
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
常数	9.799 *** (0.222)	9.334 *** (1.693)	32.61 *** (0.586)
观测值	1 751 265	1 751 265	1 751 265

注:* ,** ,*** 分别表示在1% 5%和10%的水平上显著;括号内为标准差,第(1)和(2)列中的标准差已经过省份聚类调整。

表 10 匹配变量滞后一期的估计结果

估计系数	<i>a</i> 净资产收益率	<i>a</i> 负债率	<i>a</i> 存货率
	(1)	(2)	(3)
国企改制为 本国非国企	2.04 *** (0.100)	-3.13 *** (0.163)	-1.10 *** (0.143)
国企改制为 外资企业	1.27 *** (0.467)	-2.13 *** (0.528)	-1.12 * (0.610)

注“*a*净资产收益率”是依据(4)式估计的净资产收益率的系数,“*a*负债率”是依据(4)式估计的负债率的系数,“*a*存货率”是依据(4)式估计的存货率的系数。

能注册为外资企业或有限责任公司,因此我们借鉴 Hsieh and Song^[34]的方法利用企业的实收资本来识别其所有制。具体而言,若企业的实收资本中国有资本(包括国有和集体资本)不低于50%,则定义为国有企业;实收资本中其他外资和港澳台资本不低于50%,则定义为外资企业^①;除国企和外资企业以外的所有企业定义为本国非国企。然后我们基于(4)式重新估计了改制的效果,并把结果报告在表12中。

表12的结果仍然支持本文的主要发现,即改制对企业盈利能力的提升有明显的促进作用,并且这一作用主要通过提高企业的资金运转效率和存货管理能力来实现。总结来看,上述稳健性检验的结果与本文的基准结果相比较均不存在实质改变。

七、结论

在“十三五”规划中,新一轮国企改革已经拉开帷幕,其中所有制改革仍然是国企改革的关键内

容,因而研究如何更有效地评估国有企业改制的政策效果及其作用机制显得非常重要。为此,本文首先对现有中国工业企业数据库进行修正,构建了规范的企业面板数据,在此基础上采用倾向得分匹配倍差法实证检验改制对企业盈利能力的影响,以减轻内生性问题造成的估计偏误,并在估计过程中考虑到了改制后非国企的具体所有制形式,这些都有助于大大提高估计结果的准确性和可靠性。本文研究发现:

(1) 国企无论改制为本国非国企还是外资企业都有利于改善其盈利能力,并且前者的政策效果大于后者;

(2) 从改制效果的时间趋势上看,国企改制为本国非国企后盈利能力逐年提升,而改制为外资企业后改制的效果仅在前两期显现;

(3) 从影响机制上看,改制后企业资金运转效率的提高和存货管理能力的增强是促进盈利能力改善的重要原因。

本文的研究结论表明,首先,国企改制能够对企业增利产生非常明显的正向作用,而企业利润又是企业开展可持续创新活动的根本保障,因而在未来国企改革过程中仍然要坚持和深化在所有制改革方面的工作;其次,比较国企改制后的两种具体所有制形式发现,改制为本国非国企后盈利能力和增利持续时间都要优于外资企业,基于此,未来应着重关注和发展改制为非外资的企业所有制形式;最后,要想通过改制在未来长时间内持续改善企业的盈利能力,做好企业内部管理尤为重要,例如本文所重点探讨的资金管理和存货管理可以作为未来进一步实现企业内部管理模式创新的参考。

注释:

①在本文中,对于各类型企业的定义主要是基于企业的登记注册类型信息。首先识别出国有企业,再在样本期内观测国企的登记注册类型是否发生改变,将改变的企业定义为“改制国企”,将未改变的企业定义为“非改制国企”;对于“改制国企”,改制后的企业所有制可能转变为来自港、澳、台地区或者其他国家的外资企业(将其定义为“外资企业”)或者为除外资企业外的本国非国有企业(将其定义为“本国非国企”)。对于上述企业类型界定的进一步说明和样本描述性统计请见下文的“数据来源及处理”部分。

表11 一对三匹配的估计结果

估计系数	$a_{\text{净资产收益率}}$ (1)	$a_{\text{负债率}}$ (2)	$a_{\text{存货率}}$ (3)
国企改制为 本国非国企	2.03 *** (0.112)	-3.56 *** (0.193)	-1.54 *** (0.183)
国企改制为 外资企业	0.69 * (0.372)	-3.88 *** (0.773)	-1.36 ** (0.654)

注 “ $a_{\text{净资产收益率}}$ ”是依据(4)式估计的净资产收益率的系数,“ $a_{\text{负债率}}$ ”是依据(4)式估计的负债率的系数,“ $a_{\text{存货率}}$ ”是依据(4)式估计的存货率的系数。

表12 依据实收资本识别企业所有制的估计结果

估计系数	$a_{\text{净资产收益率}}$ (1)	$a_{\text{负债率}}$ (2)	$a_{\text{存货率}}$ (3)
国企改制为 本国非国企	2.11 *** (0.105)	-3.54 *** (0.169)	-1.19 *** (0.143)
国企改制为 外资企业	0.35 * (0.182)	-4.30 *** (0.989)	-1.56 ** (0.773)

注 “ $a_{\text{净资产收益率}}$ ”是依据(4)式估计的净资产收益率的系数,“ $a_{\text{负债率}}$ ”是依据(4)式估计的负债率的系数,“ $a_{\text{存货率}}$ ”是依据(4)式估计的存货率的系数。

- ②净资产收益率 = 100% × (净利润 / 总资产)
- ③实际上, 本文研究的是 1999—2008 年间改制的国企。
- ④1999 年为改制样本的初始年份, 其他年份匹配样本的检验结果可向作者索取。
- ⑤本文主要检验这两个可能的渠道, 但并不排除其他渠道的存在。
- ⑥负债率 = 100% × (总负债 / 总资产)
- ⑦按照 Ouyang *et al.* [33] 的解释, 如果同一年份、同一省份、同一行业其他企业的负债率较高则说明企业所在行业对外部金融的依赖较为严重, 那么该企业负债率也可能较高, 而其他企业的负债率不会直接影响该企业的盈利能力, 因此可以作为工具变量。
- ⑧存货率 = 100% × (存货总额 / 工业产值)
- ⑨若企业的实收资本中国有资本和外资均为 50% 则定义为国有企业。

参考文献:

- [1] 安同良, 周绍东, 皮建才. R&D 补贴对中国企业自主创新的激励效应 [J]. 经济研究, 2009(10) : 87-97.
- [2] CHEN G M, FIRTH M, RUI O. Have China's enterprise reforms led to improved efficiency and profitability? [J]. Emerging markets review, 2006, 7(1) : 82-109.
- [3] KNYAZEVA A, KNYAZEVA D, STIGLITZ J E. Ownership change, institutional development and performance [J]. Journal of banking & finance, 2013, 37(7) : 2605-2627.
- [4] LU S F, DRANOVE D. Profiting from gaizhi: management buyouts during China's privatization [J]. Journal of comparative economics, 2013, 41(2) : 634-650.
- [5] 白重恩, 路江涌, 陶志刚. 国有企业改制效果的实证研究 [J]. 经济研究, 2006(8) : 4-13.
- [6] 李远勤, 张祥建. 中国国有企业民营化前后的绩效对比分析 [J]. 南开经济研究, 2008(4) : 97-107.
- [7] 李楠, 乔榛. 国有企业改制政策效果的实证分析——基于双重差分模型的估计 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010(2) : 3-21.
- [8] DINC I S, GUPTA N. The decision to privatize: finance and politics [J]. Journal of finance, 2011, 66(1) : 241-269.
- [9] 邱伟年, 欧阳静波. 外资并购与民营并购绩效的比较研究——基于 1995—2009 年经验数据 [J]. 国际贸易问题, 2011(8) : 144-153.
- [10] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2) : 339-351.
- [11] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究, 2015(2) : 61-74.
- [12] D'SOUZA J, MEGGINSON W L. The financial and operating performance of privatized firms during the 1990s [J]. The journal of finance, 1999, 54(4) : 1397-1438.
- [13] D'SOUZA J, MEGGINSON W L, NASH R. Effect of institutional and firm-specific characteristics on post privatization performance: evidence from developed countries [J]. Journal of corporate finance, 2005, 11(5) : 747-766.
- [14] ALEXANDRE H, CHARREAUX G. Efficiency of French privatizations: a dynamic vision [J]. Journal of corporate finance, 2004, 10(3) : 467-494.
- [15] GARCIA L C, ANSÓN S G. The Spanish privatization process: implications on the performance of divested firms [J]. International review of financial analysis, 2007, 16(4) : 390-409.
- [16] GUPTA N. Partial privatization and firm performance [J]. The journal of finance, 2005, 60(2) : 987-1015.
- [17] TRAN N M, NONNEMAN W, JORISSEN A. Privatization of Vietnamese firms and its effects on firm performance [J]. Asian economic and financial review, 2015, 5(2) : 202-217.
- [18] 许召元, 张文魁. 国企改革对经济增速的提振效应研究 [J]. 经济研究, 2015(4) : 122-135.
- [19] XIAO S. Share issue privatization in China: theory and evidence—change of control matters [Z]. Vanderbilt University working paper, 2005.
- [20] GUO K, YAO Y. Causes of privatization in China: testing several hypothesis [J]. Economics of transition, 2005, 13(2) : 211-238.
- [21] UYGUR O, MERIC G, MEIRC I. The financial characteristics of US companies acquired by foreign companies [J].

- Global journal of business research 2013 7(1) : 1-8.
- [22] SMITH J A ,TODD P E. Does matching overcome Lalonde' s critique of nonexperimental estimation [J]. Journal of econometrics 2005 ,125(1/2) : 305-353.
- [23] GIRMA S ,GÖRG H. Evaluating the foreign ownership wage premium using a difference-in-difference matching approach [J]. Journal of international economics 2007 72(1) : 97-112.
- [24] 盛丰. 生产效率、创新效率与国企改革——微观企业数据的经验分析 [J]. 产业经济研究 2012(4) : 37-46.
- [25] BRAGUINSKY S ,OHYAMA A ,OKAZAKI T ,et al. Acquisitions ,productivity ,and profitability: evidence from the Japanese cotton spinning industry [J]. American economic review 2015 ,105(7) : 2086-2119.
- [26] 余明桂 ,李文贵 ,潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担 [J]. 经济研究 2013(9) : 112-124.
- [27] 王艳 ,阚铄. 企业文化与并购绩效 [J]. 管理世界 2014(11) : 146-163.
- [28] ROSENBAUM P R ,RUBIN D B. Constructing a control group using a multivariate matched sampling method that incorporates the propensity score [J]. American statistician ,1985 39(1) : 33-38.
- [29] BUCKLEY P J ,CLEGG J ,WANG C. The impact of inward FDI on the performance of Chinese manufacturing firms [J]. Journal of international business studies 2002 33(4) : 637-655.
- [30] 万平 ,陈共荣. 中小板上市公司资本结构的治理效应研究 [J]. 管理世界 2008(12) : 180-181.
- [31] 李涵 ,黎志刚. 交通基础设施投资对企业库存的影响——基于我国制造业企业面板数据的实证研究 [J]. 管理世界 2009(8) : 73-80.
- [32] 张金昌 ,范瑞真. 资金链断裂成因的理论分析和实证检验 [J]. 中国工业经济 2012(3) : 95-107.
- [33] OUYANG P ,ZHANG T ,DONG Y. Market potential ,firm exports and profit: which market do the Chinese firms profit from? [J]. China economic review 2015 34: 94-108.
- [34] HSIEH C ,SONG Z . Grasp the large ,let go of the small: the transformation of the state sector in China [J]. Brookings papers on economic activity 2015 ,1: 295-366.

(责任编辑: 禾 日)

Restructuring of State-Owned Enterprises and Firm Profitability: Re-estimation Based on Difference-In-Difference Propensity Score Matching Method

ZHANG Teng¹ , ZHOU Mao²

- (1. Research Institution of Economics and Management ,Southwestern University of Finance and Economics ,Chengdu 611130 ,China;
2. School of International Business ,Southwestern University of Finance and Economics ,Chengdu 611130 ,China)

Abstract: Compared with the previous literature on the effect of state-owned enterprise (SOE) restructuring policy , this paper revises the “China' s Annual Survey of Industrial Firms”(ASIF) and constructs a formal panel database. Based on the database , this paper adopts difference-in-difference propensity score matching method to estimate the effect of restructuring on firm profitability in order to alleviate the estimation bias caused by the endogenous problem. Moreover , we also take into account the specific form of the SOEs after restructuring , which will help to improve accuracy and reliability of the estimation results. Research shows that SOEs restructuring to either domestic non-SOEs or foreign-funded enterprises can promote firm profitability. In addition , domestic non-SOEs restructured from SOEs perform better than foreign-funded enterprises restructured from SOEs in both firm profitability and the duration of profitability increase. The paper also reveals the mechanism of the effect of restructuring on firm profitability from two aspects: the capital utilization efficiency and inventory management ability.

Key words: restructuring of state-owned enterprises; firm profitability; difference-in-difference propensity score matching method; debt ratio; inventory ratio