

# 国有企业改制与劳动收入份额变动之谜 ——基于企业效率和工资水平不平衡增长的视角

林令涛<sup>1</sup>, 刘海洋<sup>2</sup>, 逯宇铎<sup>1</sup>

(1. 大连理工大学 经济管理学院, 辽宁 大连 116024; 2. 西南财经大学 国际商学院, 四川 成都 611130)

**摘要:** 国有企业改制能大幅提升企业效率, 但部分企业改制后出现了劳动收入份额下滑现象。文章认为这可能是不平衡增长引致的“烦恼”: 改制提高了企业效率( $Y/L$ )和工资水平( $w$ ), 但工资调整相对滞后, 从而造成了劳动收入份额( $wL/Y$ )下降的表面现象。文章检验了1999—2007年间的国有企业改制情况, 实证研究结果支持了上述观点, 并且这一结论在更换国有企业的界定标准、采用倾向得分匹配方法( $PSM$ )克服样本选择偏误以及采用工具变量的固定效应模型后依然成立。长期来看, 企业改制引致的劳动收入份额差异在逐渐减弱。最后, 文章发现资本密集型行业、中西部地区的企业受改制的影响程度更大, 工资和劳动效率提升也更明显。文章的研究为继续深化国有企业的市场化体制改革提供了理论支持, 同时为加速国有企业工资结构调整提供了决策依据。

**关键词:** 国有企业改制; 劳动收入份额; 企业效率; 工资水平

**中图分类号:** F270   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2019)08-0028-15

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2019.08.002

## 一、引言

国有企业在经济发展中的作用至关重要, 因此涉及国有经济的改革关系到整个经济的健康发展(白重恩等, 2006; 黄玲文和姚洋, 2007)。从20世纪90年代初开始, 国家制定并实施了一系列推动国有企业改革的措施。近期, 国资委于2015年9月颁布了《关于深化国有企业改革的指导意见》, 全面提出了新时期国有企业改革的目标任务和重大举措。作为国有企业改革的基础性工作, 公司化改革的全面完成将加速整个改革的进程。截至2016年底, 国资委监管的中央企业及下属各级子企业公司制改制在92%以上, 全国超过90%的国有及国有控股企业完成了公司制改革。根据中央经济工作会议和《政府工作报告》要求, 2017年底前基本完成国有企业公司制改制工作。国有企业已经到了改革提速阶段, 改革成为中国经济转型升级的重要依托, 因此推进国有企业改革和发展, 从总体上增强国有企业活力和国有经济控制力, 对建立社会主义市场经济体制, 促进经济持续快速健康发展, 提高人民生活水平, 保持安定团结的政治局面, 巩固社会主义制度等都具有十分重要的意义。在这一背景下, 有关国有企业改革问题的研究再度升温。

然而, 随着国有企业改革的稳步推进, 部分改制企业的劳动收入份额却呈现出明显的下降趋势。如图1所示, 企业的劳动收入份额随时间呈现出下降的趋势, 改制企业的劳动收入份额变

收稿日期: 2018-10-19

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(15BJL010); 辽宁省社会科学基金一般项目(L11BJY007)

作者简介: 林令涛(1990—), 男, 山东临沂人, 大连理工大学经济管理学院博士研究生;

刘海洋(1978—)(通讯作者), 男, 山东日照人, 西南财经大学国际商学院教授;

逯宇铎(1956—), 男, 黑龙江牡丹江人, 大连理工大学经济管理学院教授。

化曲线位于相应未改制企业劳动收入份额的下方,说明改制可能造成了中国劳动收入份额的下降。因此,针对国有企业改制与劳动收入份额之间关系的研究是重新评估国有企业改制成效的重要方面。

从现有相关研究文献来看,已有部分学者对国有企业改制造成劳动收入份额下降的原因给出了解释(罗长远和张军,2009;白重恩和钱震杰,2010;伍山林,2011)。一方面,一些学者认为劳动收入份额的下降主要是改制降低了要素市场扭曲所引起的。白重恩等(2008)发现,国有

部门改制引起劳动力市场环境改变是引起工业部门劳动收入份额在1998年后逐渐下降的主要原因,他们认为劳动收入份额下降是要素市场扭曲程度下降导致的。周明海等(2010)的研究也表明,所有制结构变动带来的劳动收入份额下降是由中国经济转型过程中要素扭曲程度下降、经济效率提升的正向冲击引起的。另一方面,部分学者从劳动者工资议价能力失衡的角度来解释国有企业改制降低劳动收入份额的内在逻辑。例如,Azmat等(2007)考察了私有化对劳动收入占比的影响,发现私有化降低了劳动者工资议价能力,而劳动者工资议价能力大小将影响最终利润在不同要素所有者间的分配比例,从而影响要素收入份额。盛丹和陆毅(2017)的研究发现,国有企业改制降低了劳动者的工资议价能力,造成了企业改制后支付给员工的工资较低,进而影响了劳动收入份额。佟家栋和洪倩霖(2017)采用代理模型和工资议价模型的研究表明,国有企业改制降低了企业人均工资,并将这一现象的原因归结为国有企业改制降低了员工的工资议价能力。

与先前的研究文献不同,本文发现国有企业改制后员工的工资水平不仅没有下降反而有所上升,进而通过构建模型来解释劳动者工资上升但劳动收入份额下降之谜。本文认为这一现象的原因可能在于:劳动收入份额可以分解为工资水平和劳动生产率两部分,国有企业改制在工资水平和劳动生产率上都产生了提升效应,但改制之后工资调整速度较慢,从而造成了国有企业改制后效率提升和工资提升的不平衡增加,客观上产生了劳动收入份额下降的表面现象。<sup>①</sup>本文利用1999—2007年中国工业企业数据的实证研究支持了上述分析,并且这一结果在采用不同的计算方法以及更换模型设定后依然成立。本文研究揭示了劳动收入份额下降的深层原因,客观上能够化解人们对改制的疑虑,以及对非国有企业份额增长的担心,从而为深化市场化改革提供了理论依据,也为加速国有企业工资结构调整提供了参考。与此同时,本文从微观视角系统考察国有企业改制引起劳动收入份额的变动趋势及其经济逻辑,为解决劳动收入份额下降的现实问题提供了坚实的微观基础。

## 二、理论分析

首先,本文依据中国典型的现实经济条件构建理论模型来考察国有企业改制如何影响企业的经营决策,进而推导出劳动收入份额的变化。假设代表性企业生产决策在两期中进行,因此

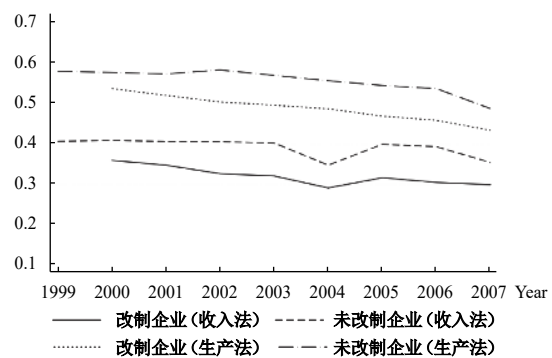


图1 改制企业的劳动收入份额差异

<sup>①</sup>需要说明的是,劳动力市场扭曲也是造成工资水平提升缓慢的重要因素。至于劳动力市场为何扭曲,感兴趣的读者可以查阅白重恩等(2008)、白重恩和钱震杰(2009)等学者的研究,他们认为垄断程度上升是重要原因;除此之外,中国劳动力市场的流动壁垒、体制壁垒等可能也是重要原因。

设  $t=1,2$ , 并设定企业改制发生在第 2 期。企业运用资本  $K$  和劳动  $L$  两种要素进行生产, 生产函数为  $Y=(K, L)$ , 具体形式为:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中,  $A$  刻画了技术水平, 包含了影响企业生产效率的制度和技術因素, 权重系数  $0 < \alpha < 1$ , 用于刻画经济活动中资本和劳动对总产出的贡献。为了考察企业在改制前后两期的决策行为, 假设企业在未发生改制时拥有初始资本存量  $K_1$  和初始雇佣劳动水平  $L_1$ , 同时设定企业进入市场时存在进入固定成本  $F$ , 企业在第  $t$  期内的利润水平可以表示为:

$$\pi_t = PY_t - w_t L_t - rK_t - F \quad (2)$$

其中,  $w$  和  $r$  分别表示企业在第  $t$  期支付的资本和劳动的实际价格, 每个企业将在既定要素价格下决定资本和劳动的使用数量,  $P$  为产品的价格水平。未发生改制的企业与改制后企业具有本质的差异, 由于国有企业隶属于各级政府, 其大部分的利润所得都会上交财政, 留存利润较少, 因此未改制企业在既定要素投入下优化生产, 对公式(2)求利润最大化, 得到的均衡条件为  $\frac{rK_1}{wL_1} = \frac{\alpha}{1-\alpha}$ , 均衡条件下的劳动收入份额为  $LS = 1 - \alpha$ , 因此未改制企业的劳动收入份额仅取决于权重系数  $\alpha$ 。

在发生改制后, 由于企业性质发生变化, 利润留存增加, 企业会依靠生产积累进行投资生产, 通过选择购入资本或者雇佣劳动来扩大生产规模, 将改制前的利润投入到改制后的企业生产活动中。假设厂商用  $\theta\pi_1$  雇佣劳动, 用  $(1-\theta)\pi_1$  购入资本, 其中  $0 \leq \theta \leq 1$ , 则有:

$$\begin{aligned} \Delta K_1 &= (1-\theta)\pi_1/r \\ \Delta L_1 &= \theta\pi_1/w \end{aligned} \quad (3)$$

$K_2 = K_1 + \Delta K_1$ ,  $L_2 = L_1 + \Delta L_1$ ,  $K_1$  表示初始资本存量,  $K_2$  表示改制后的资本存量,  $L_1$  表示初始劳动水平,  $L_2$  表示改制后的劳动水平。因此企业在改制后的产出函数为:

$$Y_2 = A[K_1 + (1-\theta)\pi_1/r]^\alpha (L_1 + \theta\pi_1/w)^{1-\alpha} \quad (4)$$

在这一框架下, 改制后的企业将选择合适的  $\theta$  使产出最大。本文对公式(4)取对数求关于  $\theta$  的导数, 从而确定企业最优的跨期决策行为。

$$\frac{d \ln Y_2}{d \theta} = \frac{(1-\alpha)\pi_1}{wL_1 + \theta\pi_1} - \frac{\alpha\pi_1}{rK_1 + (1-\theta)\pi_1} \quad (5)$$

由公式(5)可知  $d^2 \ln Y_2 / d\theta^2 < 0$ , 同时令  $d \ln Y_2 / d\theta = g(\theta)$ , 满足  $g'(\theta) < 0$ , 这表明  $g(\theta)$  是单调递减的。用  $\theta^*$  表示使产出最大化的  $\theta$  值, 因此本文讨论了以下几种可能的情况, 进而确定  $\theta$  的取值。

$$\begin{aligned} g(0) &= \frac{(1-\alpha)\pi_1}{wL_1} - \frac{\alpha\pi_1}{rK_1 + \pi_1} \\ g(1) &= \frac{(1-\alpha)\pi_1}{wL_1 + \pi_1} - \frac{\alpha\pi_1}{rK_1} \end{aligned} \quad (6)$$

1. 当满足  $\frac{rK_1 + \pi_1}{wL_1} \leq \frac{\alpha}{1-\alpha}$  时,  $g(0) \leq 0$ ,  $g(\theta) \leq 0$ , 当  $\theta^* = 0$  时,  $Y_2$  取最大值;
2. 当满足  $\frac{rK_1}{wL_1 + \pi_1} \geq \frac{\alpha}{1-\alpha}$  时,  $g(1) \geq 0$ ,  $g(\theta) \geq 0$ , 当  $\theta^* = 1$  时,  $Y_2$  取最大值;
3. 当满足  $\frac{rK_1}{wL_1 + \pi_1} < \frac{\alpha}{1-\alpha} < \frac{rK_1 + \pi_1}{wL_1}$  时,  $g(0) > 0$ ,  $g(1) < 0$ , 当  $g(\theta^*) = 0$  时,  $\theta^*$  在 0 到 1 之间取某一值时,  $Y_2$  取最大值。

在完全竞争条件下, 根据欧拉定理, 企业的劳动资本投入满足  $\frac{rK_1}{wL_1} = \frac{\alpha}{1-\alpha}$ , 但在中国这样的

发展中国家,市场扭曲和非完全竞争才是常态(张杰等,2012)。与非国有企业相比,由于国有企业在改制前存在大量的冗员(白重恩等,2006),改制后,国有企业的最优选择是将产出利润用于资本扩充,从而满足 $\frac{rK_1+\pi_1}{wL_1} \leq \frac{\alpha}{1-\alpha}$ 的条件,在该条件下,企业会将利润全部用于资本购入。结合公式(3)和(4)可以将企业改制后的产出改写为:

$$Y_2 = A[K_1 + \pi_1/r]^\alpha L_1^{1-\alpha} \quad (7)$$

接下来,本文考虑改制对劳动收入份额的影响,企业的劳动收入份额 $LS$ 可以表示为:

$$LS_i = \frac{w_i L_i}{Y_i} = \frac{w_i}{Y_i/L_i} \quad (8)$$

因此,改制前的劳动收入份额可以表示为 $LS_1$ ,改制后的劳动收入份额可以表示为 $LS_2$ 。由公式(8)可以发现,企业的劳动收入份额实际上是由两部分构成:一部分是工资水平 $w$ ,一部分是企业劳动生产率 $Y/L$ 。劳动收入份额等于工资水平与劳动生产率之比,企业工资的提升对劳动收入份额有提升作用,而企业效率的提升会对劳动收入份额产生向下的压力。在公式(8)的基础上,比较改制前后劳动收入份额的变动,如公式(9)所示:

$$\frac{LS_2}{LS_1} = \frac{w_2}{Y_2/L_2} \cdot \frac{w_1}{Y_1/L_1} = \frac{w_2}{w_1} \times \frac{Y_1/L_1}{Y_2/L_2} = \frac{w_2}{w_1} \times \left[ \frac{K_1}{K_1 + \pi_1/r} \right]^\alpha \times \frac{L_2}{L_1} \quad (9)$$

在优化决策中,企业会将全部利润用于资本购入,因此改制后企业劳动雇佣数量没有发生变化,即 $L_2=L_1$ 。<sup>①</sup>公式(9)可以改为 $\frac{LS_2}{LS_1} = \frac{w_2}{w_1} \times \left[ \frac{K_1}{K_1 + \pi_1/r} \right]^\alpha$ ,由于 $\left[ \frac{K_1}{K_1 + \pi_1/r} \right]^\alpha < 1$ ,改制企业劳动收入份额的变动方向就取决于工资水平的变动方向,具体分为三种变动方式:

(1)若改制后 $w_2 < w_1$ ,工资水平有明显的降低,此时 $LS_2 < LS_1$ ,即改制造成了劳动收入份额下降,这一情况可以解释改制后工资议价能力降低是造成劳动收入份额下降的结论;

(2)若改制后 $w_2 > w_1$ ,工资水平有明显的提升,但提升幅度低于劳动生产率的提升幅度,<sup>②</sup>即当 $1 < \frac{w_2}{w_1} < \left[ \frac{K_1 + \pi_1/r}{K_1} \right]^\alpha$ 时, $LS_2 < LS_1$ ,此时,改制同样造成了劳动收入份额下降;

(3)若改制后 $w_2 > w_1$ ,工资水平有明显的提升,并且提升幅度超过了劳动效率的提升幅度,即当 $\frac{w_2}{w_1} > \left[ \frac{K_1 + \pi_1/r}{K_1} \right]^\alpha$ 时, $LS_2 > LS_1$ ,这种情况下的改制造成了劳动收入份额的上升。

基于上述分析可以发现,国企改制后劳动收入份额下降符合(1)和(2)的情形。在(1)的情形下,国企改制造成劳动收入份额下降可以解释为改制后员工工资议价能力下降的结果。事实上,改制后员工工资支付并没有产生大幅的下降,反而有所提升,因此国企改制更符合(2)的情形,即国企改制造成劳动收入份额下降是因为国有企业改制后产生了整体效率提升,但是货币工资的提升滞后于劳动生产率的提升,从而导致了劳动收入份额的下降。

### 三、数据来源与指标构建

#### (一)数据来源和处理

为了准确测算国有企业改制对劳动收入份额变化的影响差异,本文采用1999—2007年中国

<sup>①</sup> 由于国有企业存在大量的冗员,国有企业改制的最优决策是将产出获得的利润用于资本扩张,因此企业改制后的劳动雇佣不会超过改制前,即 $L_2 \leq L_1$ ,此时 $\left[ \frac{K_1}{K_1 + \pi_1/r} \right]^\alpha \frac{L_2}{L_1} < 1$ 的条件依然成立。

<sup>②</sup> 实际上,考虑到劳动力市场上存在着劳动者之间的竞争,改制之后职工工资没有随劳动生产率而大幅度上涨是市场竞争的正常结果。此外,由于存在要素市场扭曲和工资粘性等,在一定时期和范围内,工资往往难以实现灵活调整,使得国有企业改制后劳动者工资的实际增速缓慢,造成了工资水平的提升幅度低于劳动生产率的提升幅度。

工业企业数据库,以企业生产的基础数据作为分析对象来测算劳动收入份额的变化。中国工业企业数据库是由国家统计局搜集的。作为国内支柱性产业的工业部门在中国经济中占较大比重,并且工业部门劳动收入份额的变化幅度和趋势与国民经济整体很接近,从而采用中国工业企业的数据作为分析对象是可行的。

与先前研究劳动收入份额的文献不同,本文采用微观数据展开分析。要素收入分配本是宏观经济问题,但是不同产业部门劳动收入份额的变化机制可能存在系统性差异,加总层面的分析忽视了制造业内部的结构性差异。同时,制造业的行业之多,行业生产技术水平也不尽相同,如果进行加总,可能造成将产业结构带来的差异误读为劳动份额的行业差异。并且行业加总的程度越高,行业内部结构差异影响就越大。另外,在数据质量上,以加总数据作为研究对象分析要素收入分配面临一些技术问题,比如收入核算资料繁杂、数据质量不高、统计口径多变等,这些问题将直接影响研究结果的可信性(白重恩和钱震杰,2010),而利用工业部门的企业微观数据,可以在很大程度上解决这些问题。

在本文的研究中,我们主要聚焦国有企业改制这一特殊制度改革对企业劳动收入份额影响的内在逻辑。在分析之前,本文针对数据中可能出现的统计误差和指标遗漏问题,借鉴 Feenstra 等(2014)的处理方式对样本进行了清理,剔除了关键变量存在异常值的样本。在对数据做了基本处理后,通过企业在不同年份中的登记注册类型变化捕捉国有企业的改制情况。本文关注的是国有企业改制对劳动收入份额的影响,我们仅保留了初始年份为国有企业的样本,并按照如下方式对国有企业改制进行界定:企业在初始年份为国有企业,如果之后企业性质发生变更即为改制企业,设定改制变量为 1;如果之后企业性质仍然是国有企业,可以认为未进行改制,改制变量为 0。通过对数据的清理和筛选,得到符合本文研究的企业样本有 296 408 个。其中,在本文研究的样本区间内,发生改制的企业有 80 328 个,占到了总样本的 27.10%,未改制的企业样本有 216 080 个。此外,在企业层面,不是所有样本的增加值和劳动报酬都大于 0,也不是所有样本增加值都大于各要素收入。为了得到更为精确的样本估计结果,本文在样本选择上剔除了劳动收入份额小于 0 和大于 1 的样本,采用这种处理方式并不影响样本整体分布状况。

## (二)增加值以及对应劳动收入份额测算

本文研究中的关键问题之一是计算企业层面的劳动收入份额,企业劳动收入份额刻画了劳动者报酬在产出分配中的重要性。根据已有研究的思路,本文采用增加值法进行计算(魏下海等,2013;贾坤和申广军,2016)。考虑到增加值的计算方法有多种,不同方法计算的劳动收入份额虽然在趋势上表现一致,但具体数值仍存在一定差异,借鉴吕冰洋和郭庆旺(2012)以及钱震杰和朱晓东(2013)的处理方式,本文分别使用生产法和收入法计算增加值,然后测算各方法对应下企业层面的劳动收入份额。

### 1. 生产法增加值的计算公式: $Value\_add = Output - M + Tax$

其中,  $Value\_add$  表示企业增加值,  $Output$  表示企业总产值,  $M$  表示中间投入合计,  $Tax$  表示企业应付增值税。

### 2. 收入法增加值的计算公式: $Value\_add = Depre + Labre + Opesu + Netax$

(1)当年折旧  $Depre$ ,企业当年的生产折旧可以直接从数据库中获得。(2)劳动者报酬  $Labre$ ,该指标包含主营业务应付工资总额、主营业务应付福利费总额、管理费用中的劳动和保险费、养老保险和医疗保险、住房公积金和住房补贴。(3)营业盈余  $Opesu$ ,企业的销售利润以及获得的补贴收入减去企业管理费用和财务费用,其中企业销售利润是从销售收入中剔除销售成本、主营业务费用及附加以及销售费用后的剩余。(4)生产税净额  $Netax$ ,包含主营业务费用及附加、管理费用中的税金和应付增值税,并减掉企业获得的补贴收入。

## (三)数据描述性统计

为了保证劳动收入份额不受计算方法的影响,本文分别采用生产法和收入法计算增加值后测算对应的劳动收入份额进行比较。在划分改制企业和未改制企业后,本文报告了未改制企业、企业改制前和改制后劳动收入份额的时间变化趋势,详见表1。

表1 改制企业和非改制企业的趋势变动

年份	生产法			收入法		
	未改制企业	改制企业		未改制企业	改制企业	
		改制前	改制后		改制前	改制后
1999	0.4128	0.3868		0.5827	0.5627	
2000	0.4161	0.3840	0.3606	0.5792	0.5598	0.5360
2001	0.4135	0.3813	0.3489	0.5789	0.5462	0.5192
2002	0.4143	0.3764	0.3281	0.5923	0.5404	0.5033
2003	0.4120	0.3679	0.3225	0.5801	0.5194	0.4952
2004	0.3621	0.2919	0.2934	0.5638	0.5109	0.4864
2005	0.4127	0.3426	0.3182	0.5573	0.4913	0.4686
2006	0.4052	0.3385	0.3068	0.5474	0.4773	0.4583
2007	0.3661	0.3150	0.3012	0.5009	0.4337	0.4342
总体	0.4067	0.3666	0.3180	0.5720	0.5328	0.4796

表1分别报告了在生产法和收入法下未发生改制企业和改制企业发生改制前后的劳动收入份额的变动趋势。由表1的统计结果可以看出,无论是在生产法还是收入法下,改制企业的劳动收入份额都低于未改制企业,并且在发生改制的企业中,改制后的劳动收入份额也低于改制前的劳动收入份额。平均来看,生产法下改制前的劳动收入份额为0.3666,改制后为0.3180,未发生改制企业的劳动收入份额为0.4067;收入法下改制前的劳动收入份额为0.5328,改制后为0.4796,未改制企业为0.5720。以上结果表明,改制企业和未改制企业的劳动收入份额本身存在差异,同时国有企业改制后的劳动收入份额明显降低。

## 四、模型构建和实证结果

## (一)模型构建

为了验证国有企业改制影响劳动收入份额的渠道,我们将劳动收入份额 $LS$ 进行分解,对公式(8)两边取对数得到:

$$\ln LS = \ln w - \ln Y/L \quad (10)$$

在公式(10)的基础上,将改制企业的劳动收入份额设定为 $\ln LS'$ ,未改制企业的劳动收入份额为 $\ln LS$ ,同时,将改制企业和未改制企业对应的工资水平分别记为 $\ln w'$ 和 $\ln w$ ,劳动生产率分别为 $\ln Y'/L$ 和 $\ln Y/L$ 。在此基础上构建体现国有企业改制对劳动收入份额的影响:

$$\Delta \ln LS = \ln LS' - \ln LS = (\ln w' - \ln w) - (\ln Y'/L - \ln Y/L) = \Delta \ln w - \Delta \ln Y/L \quad (11)$$

其中, $\Delta \ln w$ 和 $\Delta \ln Y/L$ 分别表示国有企业发生改制的工资差异和劳动生产率差异。由公式(11)可以发现,国有企业改制造成劳动收入份额差异源于工资水平差异和劳动生产率差异。当企业的工资差异超过劳动生产率差异时,劳动收入份额将上升,反之则下降。根据上述分解,构建检验国有企业改制对劳动收入份额具体影响的计量模型如下:

$$\ln LS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Reform_{it} + \sum_k \alpha_k X_{it}^k + \varepsilon_{it}^1 \quad (12)$$

$$\ln w_{it} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{it} + \sum_k \beta_k X_{it}^k + \varepsilon_{it}^2 \quad (13)$$

$$\ln Y/L_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Reform_{it} + \sum_k \gamma_k X_{it}^k + \varepsilon_{it}^3 \quad (14)$$

其中,下标  $i$  和  $t$  分别表示企业和年份;被解释变量分别为采用增加值法计算的企业劳动收入份额  $LS$ 、工资水平  $w$ 、劳动生产率  $Y/L$ ;本文的核心解释变量是  $Reform$ ,是表征国有企业是否发生改制的虚拟变量,企业在初始年份为国有企业,在之后企业性质发生变更时即为改制企业,设定改制变量为 1;如果企业一直保持国有企业的性质,可以认为没有发生变更,改制变量为 0。显然,模型(12)中企业改制变量的系数  $\alpha_1$  是本文最关心的系数,衡量了国有企业改制对企业劳动收入份额的影响方向和程度;而在模型(13)和(14)中,系数  $\beta_1$  和  $\gamma_1$  分别衡量了国有企业改制对工资水平和劳动生产率的影响; $\varepsilon$  为随机扰动项。

此外,参考已有文献的研究结论,我们在模型中加入影响企业劳动收入份额的控制因素  $X$ ,具体包括:(1)企业员工数量  $\ln L$ ,刻画了企业劳动的总体投入状况,由劳动收入份额的计算公式可知,企业雇佣的员工数量越多,劳动收入在总产出中的比重就越大。(2)资本密集度  $\ln K/L$ ,资本密集度刻画了企业生产的深化程度,使用企业固定资产年末净值与劳动之比的对数值来表示。资本密集度衡量了企业资本的分布强度,随着资本在生产过程中的重要性增强,劳动要素的作用将会下降,因此资本密集度对劳动收入份额的影响为负。(3)垄断程度  $Monopoly$ ,本文采用企业层面价格加成比衡量垄断程度。在产品市场结构方面,垄断能力越高的行业将获得更高的垄断资金,由于垄断租金是资本收入的一部分,因此随着垄断程度的增加,资本收入份额将变大(白重恩等,2008),相应的劳动收入份额就会下降。(4)创新能力  $R\&D$ 。本文采用新产品开发衡量创新和技术进步,以企业新产品销售比表示。技术创新带来技术进步,而企业生产技术对劳动收入份额有不可忽略的影响(黄先海和徐圣,2009),研究表明技术进步带有资本增强的性质,会导致要素收入向资本倾斜(张莉等,2012),因此,其对劳动收入份额的影响显著为负。(5)出口强度  $EX$ ,使用企业的出口交货值占总产出的比重来衡量(贾坤和申广军,2016)。根据斯托帕-萨缪尔森定理,中国作为劳动密集型国家,出口劳动密集型产品应有利于收入分配向劳动者倾斜。但白重恩和钱震杰(2009)以及罗长远和张军(2009)发现,出口对劳动收入份额影响不显著,并将其归结为中国外贸出口比重上升和出口技术复杂度上升的结果。肖文和周明海(2010)从贸易模式转变的角度出发发现,出口对劳动收入份额产生了显著的负效应。(6)融资约束  $Constrain$ ,使用利息支付与负债之比的对数来衡量企业的融资成本(Feenstra 等,2014)。事实上,民营企业面临较高的融资约束问题,国有企业融资约束并不严重。现有研究发现,民营企业面临严重的融资约束,会通过利润留成应对融资困难,因此导致劳动收入份额的下降(Song 等,2011;罗长远和陈琳,2012;汪伟等,2013)。在分析国企改革的问题时,本文也加入了融资约束的影响。(7)企业风险  $Risk$ ,采用特定年份内同地区同行业内亏损企业的比例来衡量企业风险,该指标更适用于判断行业的经营风险,同时可有效避免采用利润率标准差衡量风险的缺陷。企业风险的降低提高了劳动者努力程度,使产出和工资水平都得以增长,但产出增长更快,因而劳动收入份额下降(贾坤和申广军,2016)。因此当企业面临较高风险时,企业的劳动收入份额会降低。同时,为了控制模型中极端值的影响,本文对所有控制变量进行了 1% 的缩尾处理。

## (二)国有企业改制对劳动收入份额的影响

本文采用固定效应模型检验国有企业改制对劳动收入份额影响的经济逻辑,从而克服遗漏变量的问题。从表 2 的结果可以看出,第 2 列和第 5 列的回归系数皆证实了国有企业改制对企业劳动收入份额产生了显著的负向影响。具体地,第 2 列中生产法的估计结果表明,国有企业改制降低了劳动收入份额 8.46 个百分点。在第 5 列收入法中,改制企业的劳动收入份额下降了

10.11 个百分点, 两者的结果具有高度一致性。接下来, 通过对工资水平和劳动生产率的分析揭示国有企业改制降低劳动收入份额的经济逻辑。国有企业改制显著提升了工资水平和劳动生产率, 且提升劳动生产率的幅度更大。由第 3 列和第 6 列的结果可以看出, 国有企业改制对工资水平的影响显著为正, 生产法为 0.2555, 收入法为 0.2296, 上述研究支持了国有企业改制提升工资水平的结论。改制后, 企业的管理结构将从体制内脱离出来, 产出效率的增加也会使企业利润部分转移到劳动者手中, 从而提升改制企业的工资水平。第 4 列和第 7 列的结果显示, 国有企业改制后劳动生产率有了显著提升, 生产法为 0.3409, 收入法为 0.3309。这是因为, 改制企业追求利润最大化的原则会促使企业降低劳动成本减少效率损失, 从而提升企业效率。现有研究证实了国有企业改制在促进企业效率提升上的作用(宋立刚和姚洋, 2005; Jefferson 和 Su, 2006)。对比国有企业改制影响工资水平和劳动生产率的系数发现, 国有企业发生改制将激励劳动者提高努力程度, 工资水平和劳动生产率都呈现出稳步增长的趋势, 但是因为产出水平的提升速度超过了工资增长的幅度, 这在客观上造成了劳动收入份额的下降。因此有理由认为, 国有企业改制无论对企业家还是劳动者都是有利的。

表 2 国有企业改制对劳动收入份额的影响及其内在机制检验

	生产法			收入法		
	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率
<i>Reform</i>	-0.0846*** (0.0099)	0.2555*** (0.0075)	0.3409*** (0.0105)	-0.1011*** (0.0072)	0.2296*** (0.0075)	0.3309*** (0.0097)
<i>lnL</i>	0.3386*** (0.0127)	-0.3461*** (0.0117)	-0.6853*** (0.0147)	0.0903*** (0.0105)	-0.3279*** (0.0153)	-0.4235*** (0.0185)
<i>lnK/L</i>	-0.0156*** (0.0052)	0.1372*** (0.0046)	0.1518*** (0.0059)	-0.0700*** (0.0040)	0.1445*** (0.0052)	0.2158*** (0.0065)
<i>Monopoly</i>	0.1582*** (0.0127)	-0.3883*** (0.0126)	-0.5515*** (0.0160)	0.0235** (0.0098)	-0.3926*** (0.0141)	-0.4202*** (0.0151)
<i>R&amp;D</i>	-0.0529* (0.0309)	0.1600*** (0.0255)	0.2178*** (0.0353)	-0.0298 (0.0209)	0.1301*** (0.0243)	0.1621*** (0.0305)
<i>EX</i>	-0.0933** (0.0440)	0.0398 (0.0355)	0.1358*** (0.0502)	-0.0206 (0.0281)	0.0301 (0.0349)	0.0482 (0.0427)
<i>Constrain</i>	-0.1905 (0.1477)	-0.3115** (0.1276)	-0.1046 (0.1543)	-0.6564*** (0.1231)	-0.09122 (0.1355)	0.5825*** (0.1633)
<i>Risk</i>	0.1328*** (0.0106)	-0.1292*** (0.0086)	-0.2630*** (0.0110)	0.2353*** (0.0078)	-0.0955*** (0.0088)	-0.3308*** (0.0104)
<i>N</i>	109 535	109 538	109 752	105 859	105 833	105 974
<i>R<sup>2</sup></i>	0.0511	0.1826	0.2643	0.0443	0.1737	0.2280

注: 第 2 至第 4 列报告了生产法的计算结果, 后 3 列报告了收入法的计算结果。第 2 列和第 5 列按照模型(12)检验劳动收入份额的变化, 第 3 列和第 6 列按照模型(13)检验工资水平的变化, 第 4 列和第 7 列按照模型(14)检验劳动生产率的变化。括号内为对应系数的稳健标准误, \*\*、\*和'分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

### (三)更改国有企业界定标准后的回归结果

在基本的分析中, 我们根据企业性质界定国有企业, 将注册类型为国有企业、国有联营企业和国有独资企业界定为国有企业。而采用资产比重对国有企业进行衡量更能反映真实的资本结构。在该部分, 本文借鉴 Hsieh 和 Song(2015)的划分方法, 将企业控股类型为国有绝对控股或者企业中国家资本超过 50% 的界定为国有企业, 然后以此为基础按照国有企业是否发生改制设定分组变量检验改制企业对劳动收入份额的影响及其背后的经济逻辑。从表 3 的结果可以看出, 更改国有企业衡量标准后, 国有企业改制对企业劳动收入份额的影响也显著为负。在企业效率显著提升的同时, 企业工资水平也有大幅提升, 然而工资提升幅度要低于劳动生产率的提升幅度, 从而造成改制企业劳动收入份额的下降。



表3 更改国有企业界定标准后的回归结果

	生产法			收入法		
	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率
<i>Reform</i>	-0.0561*** (0.0082)	0.2086*** (0.0060)	0.2651*** (0.0083)	-0.0492*** (0.0093)	0.2029*** (0.0061)	0.2563*** (0.0093)
<i>N</i>	152 256	152 257	152 508	142 919	147 226	143 170
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0472	0.1613	0.2362	0.0352	0.1489	0.1864

注：第2列和第5列按照模型(12)检验劳动收入份额的变化，第3列和第6列按照模型(13)检验工资水平的变化，第4列和第7列按照模型(14)检验劳动生产率的变化。括号内为对应系数的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

(四) 基于倾向得分匹配方法的回归检验

上述估计结果设定的是国有企业改制是外生政策冲击造成的。事实上，国有企业改制并不是随机分布事件，对改制的国有企业与未改制的企业直接进行比较和回归分析可能产生样本选择偏差。因此，本部分采用倾向得分匹配方法(PSM)解决样本中可能存在的选择性偏误对回归结果造成干扰的问题。基本思想是，将处理组中改制企业与对照组中未改制企业进行匹配，使匹配后的企业除发生改制之外的其他企业特征与未发生改制的企业分布尽可能一致。借助于此，能够有效识别国有企业改制对劳动收入份额的真实影响和作用渠道。在具体的匹配过程中，借鉴盛丹和陆毅(2017)的处理思路，以企业是否发生改制作为分组变量，在控制基准模型中影响劳动收入份额的因素后，加入企业规模、企业年龄、资产负债率、研发投入以及盈利能力等作为匹配变量，同时控制地区和行业间的差异，采用一对一最近邻匹配，分年计算倾向得分后逐年进行匹配。经过匹配后，在生产法基础上共得到81 457个样本观测值，其中发生改制企业有35 356个，未发生改制的企业有46 101个。同时依据收入法对该样本也进行了相应的匹配，共得到76 663个样本观测值，其中33 442个改制样本，43 221个未改制样本。

此外，改制和未改制国有企业的部分差异可能是由不可观测的、不随时间变化的共同冲击产生的，直接比较改制企业和未改制企业在劳动收入份额上的差异可能会产生异质性偏差。面板数据结构可以消除那些不随时间变化的不可观测因素带来的异质性偏误，因此在匹配样本的基础上，本文采用固定效应模型对回归结果重新进行估计。由表4的结果可以看出，国有企业改制对劳动收入份额、工资水平以及劳动生产率都产生了显著的影响，且与未匹配前的回归模型相比，估计系数的显著性和影响方向均未产生明显差异，具体的结果表明：(1)国有企业改制在劳动收入份额上的系数为负，说明国有企业改制降低了企业劳动收入份额；(2)改制企业产生了更高的工资水平，表明员工收入水平相比改制前有显著提升；(3)改制企业的劳动生产率也更高，并且国有企业改造成劳动生产率的提升幅度超过了工资水平的提升幅度，这是造成企业改制劳动收入份额下降的主要原因。

表4 基于匹配样本的回归结果

	生产法			收入法		
	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率
<i>Reform</i>	-0.0871*** (0.0107)	0.2503*** (0.0083)	0.3380*** (0.0115)	-0.0867*** (0.0124)	0.2445*** (0.0085)	0.3355*** (0.0130)
<i>N</i>	72 551	72 553	72 686	67 88	68 501	66 915
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0570	0.1979	0.2902	0.0445	0.1849	0.2348

注：第2至第4列报告了生产法的计算结果，后3列为收入法计算结果。第2列和第5列按照模型(12)检验劳动收入份额的变化，第3列和第6列按照模型(13)检验工资水平的变化，第4列和第7列按照模型(14)检验劳动生产率的变化。括号内为对应系数的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。

## (五)工具变量法的估计结果

虽然 *PSM* 能有效控制样本选择性偏差,然而改制影响劳动收入份额的研究中由遗漏变量造成的内生性问题依然存在。本文借鉴陈斌开和张川川(2016)在构造工具变量时的处理思路,通过寻找影响企业改制的外生冲击,采用工具变量法来解决内生性问题。

财政分权体制下,地方政府具有很强的追求地方经济发展的积极性。然而分税制改革强化了地方政府的预算约束,显著增加了政府增收节支的压力。随着市场竞争日趋激烈,国有企业及其他一些公有制企业的经营绩效变差,且逐渐成为了政府的包袱,而非国有经济对地方经济发展和就业增长的贡献日益凸显,对地方财政的贡献也日益增加。因此,地方财政压力成为促使地方政府对国有企业进行改制的重要动因。与此同时,国有企业的分布呈现出明显的地区差异。建国初期,政府在东北地区建立了大量的国有企业以发展重工业,而沿海地区的市场竞争激烈,更适合私营企业的发展。地区间国有企业的分布特征将会影响地区财政压力对企业改制的影响效果,在财政压力较大,并且国有企业较多的地区实行改制的概率较大。相比而言,那些没有或者国有企业较少的地区,即使面临较大的财政压力,进行改制的企业也非常少。鉴于此,本文采用地区财政压力作为影响企业改制的外部冲击,以地区国有企业数量和地区财政压力的交互项作为企业改制的工具变量来估计国企改制对劳动收入份额的影响机制。本文采用的工具变量完全不同于地区国有企业数量,这是因为国有企业数量受到城市自身发展以及历史因素的影响,并不具有很好的外生性。估计模型如下:

$$Reform_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 State_{j,t-1} \times Pressure_j + \sum_k \lambda_k X_{it}^k + \varepsilon_{it}^A \quad (15)$$

本文采用面板固定效应模型对上述回归方程进行估计,面板固定效应模型下的工具变量法是先进行离差变换,然后使用工具变量法进行估计。具体地,在估计公式(12)、(13)以及(14)时增加公式(15)为第一阶段估计方程,公式(15)中的  $State_{j,t-1}$  表示地区  $j$  滞后一期的国有企业数量,  $Pressure_j$  表示地区  $j$  面临的财政压力,由于大量的数据在初始年份缺乏对财政收支和地区 *GDP* 的统计,为此,本文选用了 2002—2007 年地区  $j$  的平均财政压力。现有文献中,通常采用财政缺口与财政收入比重反映政府面临的财政压力,但特定额度的财政缺口到底会对地方政府造成多大的压力,取决于地方政府弥补缺口的能力,如果辖区的经济规模较大,地方政府只需要稍微加大或者启动某些税费就能弥补该缺口,那么地方政府感知的财政压力就较小。为此,借鉴杨继东和杨其静(2016)的处理思路,采用(财政一般预算内支出-财政一般预算内收入)/辖区 *GDP* 能够更好地反映地方政府所面临的财政压力,其与国有企业数量的交互项度量了财政压力在不同地区间的差异。一方面,财政压力较大,且国有企业数量较多的地区,企业改制的可能性更高,从而满足内生变量与工具变量的相关性要求;另一方面,地区国有企业数量取决于当地早期的制度因素,而且当年的经济形势对总体的财政压力影响不大,从而满足工具变量的外生性假设。

表 5 汇报了采用地方财政压力和地区国有企业数量的交互项作为工具变量的固定效应模型结果。第一阶段中,财政压力和国有企业数量的交互项对企业改制的影响显著为负,即地方政府面临的财政压力越大,且国有企业数量越多的地区,国有企业发生改制的概率越高,并且  $F$  值为 536.39(生产法)或 495.49(收入法),都明显大于 10 的理想状况。第二阶段中可以看出,无论是在生产法还是收入法中改制对劳动收入份额的估计系数都显著为负,说明改制造成了劳动收入份额的下降,同时改制对工资水平和劳动生产率都有显著的提升作用,且改制造成的劳动生产率提升幅度更高,从而进一步验证了国有企业改制对劳动收入份额的影响是工资水平和劳动生产率不平衡增长造成的结果。

表 5 加入工具变量的回归结果

Step 1	生产法			收入法		
	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率
<i>State</i> × <i>Pressure</i>	-0.0315*** (0.0030)	-0.0315*** (0.0030)	-0.0304*** (0.0030)	-0.0324*** (0.0033)	-0.0297*** (0.0031)	-0.0312*** (0.0032)
<i>F</i>	536.39	536.39	537.03	495.49	508.36	496.63
<i>Reform</i>	-0.3589*** (0.0426)	2.4420*** (0.0532)	2.8068*** (0.0626)	-0.5073*** (0.0536)	2.4671*** (0.0564)	2.9871*** (0.0734)
<i>N</i>	93 145	93 148	93 295	86 963	89 704	87 110

注：第 2 至第 4 列是生产法的计算结果，后 3 列报告了收入法的计算结果。第 2 列和第 5 列按照模型(12)检验劳动收入份额的变化，第 3 列和第 6 列按照模型(13)检验工资水平的变化，第 4 列和第 7 列按照模型(14)检验劳动生产率的变化。括号内为对应系数的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

### (六) 国有企业改制效应的滞后影响

上述分析是国有企业改制对企业劳动收入份额影响的短期效应，但如果国有企业改制造成劳动收入份额的下降只是一个暂时现象，只是因为国有企业改制提升劳动生产率的幅度明显大于工资水平提升幅度引起的表面现象，这种因国有企业改制造成的劳动收入份额下降并不需要引起过分担忧。如果国有企业改制对劳动收入份额的下降存在长期性，从而拉大了员工收入差距，就需要引起足够的关注。因此该部分本文从国有企业改制对劳动收入份额的长期影响出发，关注国有企业改制影响劳动收入份额及其工资水平和劳动生产率的长期性。

表 6 中的 *Panel A* 给出了改制企业对劳动收入份额影响的时间变动趋势，可以发现，改制对劳动收入份额的影响具有一定的时间持续性。在企业改制初期，改制对企业劳动生产率的提升幅度要高于对工资水平的提升幅度，造成劳动收入份额的下降，而在改制后的第 4 期和第 5 期，工资提升幅度超过了劳动生产率的提升幅度，出现了劳动收入份额的提升，但在此之后，改制对工资水平和劳动生产率的提升幅度非常接近，劳动收入份额在改制企业和非改制企业中不存在差异。表 6 的 *Panel B* 和 *Panel C* 中，改制对企业工资水平和劳动生产率均有显著的提升作用，但随时间呈现出逐渐减弱的趋势，同时改制对工资水平的提升幅度和对劳动生产率的提升幅度差异逐渐减小。以上结果表明，企业改制对劳动收入份额的长期影响将逐渐减弱，而与企业改制前相比，企业的工资水平和效率都有了明显的提升，从而在肯定国有企业改制正面效应的同时也可以解除对国有企业改制降低劳动收入份额的担忧。

表 6 国有企业改制效应的滞后影响

<i>Panel A</i> : 国有企业改制劳动收入份额的滞后影响							
	T+1 期	T+2 期	T+3 期	T+4 期	T+5 期	T+6 期	T+7 期
<i>Reform</i>	-0.0715*** (0.0098)	-0.0551*** (0.0099)	-0.0292*** (0.0108)	0.0287** (0.0121)	0.0731*** (0.0145)	-0.0008 (0.0150)	-0.0009 (0.0231)
<i>N</i>	93 734	79 824	66 797	54 835	43 968	31 196	18 924
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0479	0.0492	0.0486	0.0524	0.0628	0.0371	0.0416
<i>Panel B</i> : 国有企业改制工资水平的滞后影响							
	T+1 期	T+2 期	T+3 期	T+4 期	T+5 期	T+6 期	T+7 期
<i>Reform</i>	0.2317*** (0.0073)	0.2048*** (0.0071)	0.1931*** (0.0070)	0.1938*** (0.0076)	0.1725*** (0.0079)	0.1550*** (0.0093)	0.1081*** (0.0155)
<i>N</i>	93 737	79 826	66 800	54 837	43 967	31 196	18 924
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1714	0.1534	0.1434	0.1290	0.1157	0.1007	0.0830

续表 6 国有企业改制效应的滞后影响

Panel C: 国有企业改制劳动生产率的滞后影响							
	T+1 期	T+2 期	T+3 期	T+4 期	T+5 期	T+6 期	T+7 期
<i>Reform</i>	0.3038*** (0.0102)	0.2596*** (0.0102)	0.2226*** (0.0107)	0.1651*** (0.0118)	0.0995*** (0.0136)	0.1563*** (0.0140)	0.1091*** (0.0201)
<i>N</i>	93 881	79 930	66 830	54 846	43 982	31 188	18 920
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2489	0.2321	0.2163	0.2069	0.2018	0.1619	0.1691

注：表 6 报告了生产法的计算结果。*Panel A* 按照模型(12)检验劳动收入份额的变化，*Panel B* 按照模型(13)检验工资水平的变化，*Panel C* 按照模型(14)检验劳动生产率的变化。括号内为对应系数的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

### (七) 稳健性检验

不同要素密集型企业的劳动替代弹性存在较大差异，从而国有企业改制对劳动收入份额的影响可能存在行业的结构性差异。现实中，劳动密集型行业相对于资本密集型行业，其资本对劳动的替代弹性要弱，因此我们可以预期国有企业改制对劳动密集型行业的劳动收入份额的影响更弱。本文首先依据要素密集度划分劳动密集型和资本密集型行业，然后考察国有企业改制在两类行业中对劳动收入份额及对工资水平和劳动生产率的影响差异。

表 7 中 *Panel A* 给出了不同要素密集型行业中国有企业改制对劳动收入份额的估计结果。结果表明，对比两类行业国有企业改制的影响程度可知，国有企业改制对资本密集型行业劳动收入份额的影响较大。与此同时，本文对不同要素密集型行业中国有企业改制对工资水平和劳动生产率的影响进行了考察，结果表明，改制企业相比未改制企业均产生了工资支付和劳动生产率提升。在资本密集型行业中，国有企业改制的工资水平和劳动生产率提升都较高，并且企业劳动生产率的提升幅度更大，从而造成收入份额的下降较多。而在劳动密集型企业中，工资水平和劳动生产率均有显著的提升，且提升幅度接近。由此可知，要素密集程度的差异是造成国有企业改制对劳动收入份额负向影响存在差异的重要原因。

表 7 稳健性检验

Panel A: 按照要素密集度划分样本类型						
	劳动密集型			资本密集型		
	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率
<i>Reform</i>	0.0013 (0.0392)	0.1655*** (0.0309)	0.1653*** (0.0385)	0.0888*** (0.0149)	0.2416*** (0.0110)	0.3327*** (0.0159)
<i>N</i>	7 803	7 803	7 834	39 903	39 908	39 971
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0525	0.2201	0.3350	0.0577	0.2307	0.3021
Panel B: 按照区域划分样本类型						
	东部地区			中西部地区		
	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率	劳动收入份额	工资水平	劳动生产率
<i>Reform</i>	-0.0361*** (0.0138)	0.2268*** (0.0102)	0.2627*** (0.0140)	-0.1292*** (0.0140)	0.2806*** (0.0107)	0.4110*** (0.0152)
<i>N</i>	49 584	49 588	49 680	59 951	59 950	60 072
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.0474	0.1753	0.2581	0.0550	0.1898	0.2714

注：表 7 报告了生产法的计算结果。第 2 列和第 5 列按照模型(12)检验劳动收入份额的变化，第 3 列和第 6 列按照模型(13)检验工资水平的变化，第 4 列和第 7 列按照模型(14)检验劳动生产率的变化。括号内为对应系数的稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

此外，本文考查了国有企业的地区分布差异，将企业按照地域划分为东部地区和中西部地区样本。从表 7 中 *Panel B* 的结果可以发现，中西部国有企业改制对劳动收入份额的降低效应更

大,同时企业的工资水平和劳动生产率也有了较大的提升,但效率提升的幅度较大,从而对劳动收入份额产生了较大的下降压力。上述结果一方面说明了中西部地区企业改制的迫切性,另一方面也表明东部地区企业改制已初现成效,市场配置资源的作用进一步提升。

## 五、结论与启示

国有企业改革始终是中国经济体制改革的重要内容。国有企业改制大幅提升了企业效率,然而改制后部分企业却面临劳动收入份额下降的问题。本文首先通过理论模型刻画国有企业改制影响劳动收入份额的经济逻辑,认为劳动收入份额是由工资水平和企业效率两部分构成,国有企业改制对劳动生产率和工资水平都有明显提升,但劳动生产率比工资增长更快,从而造成了劳动收入份额的下降。本文利用1999—2007年中国工业企业数据的实证研究支持了上述分析,这一结果在不同的计算方法下以及更换模型设定后依然成立。除此之外,国有企业改制对劳动收入份额的影响差异随时间逐渐缩小,工资水平和劳动生产率与最初相比都有了明显提升。最后,针对国有企业改制在行业以及地区上的影响差异进行了更为细致的分析,发现资本密集型行业、中西部地区的企业受改制的影响程度更大,工资和劳动效率提升也更明显。

本文分析了国有企业改制对劳动收入份额变动影响的原因和机制,揭示了劳动收入份额下降的深层原因,客观上能够化解人们对改制的疑虑,以及对非国有企业份额增长的担心,从而为深化市场化改革提供理论依据,同时为加速国有企业工资结构调整提供了政策建议。基于本文研究结论,提出以下政策建议:

(一)国有企业改制造成的劳动收入份额下降并不需要引起人们过多的担忧,本文研究结果表明,国有企业改制后的劳动收入份额下降是改制后劳动生产率和工资水平存在不平衡增长的结果,相比之下,改制后企业的劳动生产率和工资水平都有了显著提升。因此,应继续推进国有企业的市场化改革,通过改制剥离掉制约国有企业发挥重要经济作用的政策性负担,增强企业的经济效益,从而为实现经济发展的长期目标奠定基础。

(二)鉴于国有企业造成劳动收入份额下降的主要原因是改制后工资水平的提升速度较慢,因此需要完善劳动力市场机制,降低工资粘性造成的工资提升难度,同时增强劳动者的谈判能力,使得劳动者报酬在国有企业改制中的调整速度紧跟改制带来的劳动效率提升。此外,通过对企业的工资结构进行调整,以适应改制企业效率提升的速度,可以增强工人在利益分配中的地位,从而有助于解决劳动收入份额下降的问题,最终将有利于实现各生产要素所有者都能公平地分享国有企业改制所带来的效率提升的福利。

(三)对国有企业进行改制的过程要遵从循序渐进的思路,针对不同行业以及地区的企业要制定不同的改制策略。本文的估计结果表明,改制企业在资本密集型、中西部地区的工资支付和劳动生产率提升都比较大,而相比之下,劳动密集型、东部地区企业因改制产生的工资和效率提升相对较低。因此,针对不同地区、不同行业制定不同的改制策略,能够最大限度地实现改制的提振效应。

### 主要参考文献:

- [1]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.
- [2]白重恩,钱震杰.劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据[J].*世界经济*,2010,(12):3-27.
- [3]白重恩,钱震杰.我国资本收入份额影响因素及变化原因分析——基于省级面板数据的研究[J].*经济研究*,2009,

- (4):137-147.
- [4]白重恩,钱震杰,武康平. 中国工业部门要素分配份额决定因素研究[J]. *经济研究*,2008,(8): 16-28.
- [5]陈斌开,张川川. 人力资本和中国城市住房价格[J]. *中国社会科学*,2016,(5): 43-64.
- [6]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.
- [7]黄先海,徐圣. 中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角[J]. *经济研究*,2009,(7): 34-44.
- [8]贾坤,申广军. 企业风险与劳动收入份额: 来自中国工业部门的证据[J]. *经济研究*,2016,(5): 116-129.
- [9]罗长远,陈琳. 融资约束会导致劳动收入份额下降吗?——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究[J]. *金融研究*,2012,(3): 29-42
- [10]罗长远,张军. 劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析[J]. *管理世界*,2009,(5): 25-35.
- [11]吕冰洋,郭庆旺. 中国要素收入分配的测算[J]. *经济研究*,2012,(10): 27-40.
- [12]钱震杰,朱晓东. 中国的劳动份额是否真的很低: 基于制造业的国际比较研究[J]. *世界经济*,2013,(10): 27-53.
- [13]盛丹,陆毅. 国有企业改制降低了劳动者的工资议价能力吗?[J]. *金融研究*,2017,(1): 69-82.
- [14]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.
- [15]佟家栋,洪倩霖. 国有企业改制对制造业企业工资与雇佣的动态影响[J]. *产业经济研究*,2017,(2): 102-113.
- [16]汪伟,郭新强,艾春荣. 融资约束,劳动收入份额下降与中国低消费[J]. *经济研究*,2013,(11): 100-113.
- [17]魏下海,董志强,黄玖立. 工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经验证据[J]. *经济研究*,2013,(8): 16-28.
- [18]肖文,周明海. 贸易模式转变与劳动收入份额下降——基于中国工业分行业的实证研究[J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*,2010,(5): 154-163.
- [19]杨继东,杨其静. 保增长压力、刺激计划与工业用地出让[J]. *经济研究*,2016,(1): 99-113.
- [20]张杰,陈志远,周晓燕. 出口对劳动收入份额抑制效应研究——基于微观视角的经验证据[J]. *数量经济技术经济研究*,2012,(7): 44-60.
- [21]张莉,李捷瑜,徐现祥. 国际贸易,偏向型技术进步与要素收入分配[J]. *经济学(季刊)*,2012,(2): 409-428.
- [22]周明海,肖文,姚先国. 企业异质性、所有制结构与劳动收入份额[J]. *管理世界*,2010,(10): 24-33.
- [23]Azmat G, Manning A, Van Reenen J. Privatization, entry regulation and the decline of labour's share of GDP: A cross-country analysis of the network industries[R]. CEPR Discussion Working Paper 6348, 2007.
- [24]Feenstra R C, Li Z Y, Yu M J. Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4): 729-744.
- [25]Hsieh C T, Song Z. Grasp the large, let go of the small: The transformation of the state sector in China[R]. BNER Meeting Papers No.21006, 2015.
- [26]Jefferson G H, Su J. Privatization and restructuring in China: Evidence from shareholding ownership, 1995-2001[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(1): 146-166.
- [27]Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. Growing like China [J]. *American Economic Review*, 2011, 101(1): 196-233.

# The Puzzle of SOE Reform and the Change of Labor Income Share: From the Perspective of the Unbalanced Growth of Enterprise Efficiency and Wage Level

Lin Lingtao<sup>1</sup>, Liu Haiyang<sup>2</sup>, Lu Yuduo<sup>1</sup>

(1. School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China;  
2. School of International Business, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

**Summary:** The role of SOEs in the economic development is crucial, so the reform involving state-owned economies is related to the healthy development of the entire economy. In order to further enhance this role, the state has formulated and implemented a series of measures to promote the reform of SOEs from the early 1990s. However, the reform of SOEs to promote the rapid development of the economic system has also caused concern in all sectors of society. With the steady advancement of SOE reform, the labor income share of reformed enterprises has shown a significant downward trend. Existing scholars mainly explain the puzzle from the perspective of reducing factor market distortions and wage bargaining power.

Different from the previous research literature, this paper finds that the salary level of employees has not decreased significantly after the reform, and it shows a certain upward trend. By constructing a theoretical model, this paper gives a new perspective to explain the reduction of labor income share in the restructuring of SOEs. It argues that the share of labor income is composed of two parts: wage level and labor productivity. The reform of SOEs has produced a lifting effect on wage levels and labor productivity. Considering the existence of competition among laborers in the labor market, the wages of employees have not risen sharply with the productivity of labor, resulting in an unbalanced growth in efficiency and wage after the reform of SOEs.

This paper examines the reform of SOEs between 1999 and 2007. The empirical study supports the above findings using the fixed-effects model. This conclusion is still valid by replacing the definition criteria of SOEs, adopting the propensity score matching method to overcome the sample selection bias, and using the interaction between local fiscal pressure and the number of SOEs as the instrumental variable of the reform. In the long run, the impact of the difference in labor income share caused by SOE reform has gradually weakened. Finally, this paper finds that enterprises in capital-intensive industries, large enterprises, and enterprises in the central and western regions are more affected by the reform, and the increase in wage and labor efficiency is also more obvious.

This paper reveals the underlying reasons for the decline in labor income share, which resolves people's doubts about SOE reform and concerns about the growth of non-SOEs' share. It provides a theoretical basis for deepening market-oriented reforms and policy advice for accelerating salary structure adjustments. At the same time, this paper examines the changing trend of labor income share and its economic logic caused by SOE reform from the micro-view system, which also provides a solid micro-foundation for explaining the puzzle for the decline of labor income share.

**Key words:** SOE reform; share of labor income; enterprise efficiency; wage level

(责任编辑 石头)