

国有企业改制对制造业企业工资与雇佣的动态影响

佟家栋 洪倩霖

(南开大学 经济学院,天津 300071)

摘要: 本文在代理模型和工资议价模型的基础上研究了国有企业改制对企业的劳动力数量和成本的动态影响。本文采用倾向评分匹配-倍差法追踪了那些在初始年份为国有企业,后来逐步分化成国有、国有控股及私有控股的制造业企业。实证结果显示,国有企业改制可以降低企业人均工资、增加员工数量。改制前人均工资越高的企业的员工在改制后承受的收入损失也越大,因此改制有利于降低企业间员工收入的不平等。只有当控股权由国有资本转移到私有资本手中后,国有企业改制对工资和就业的影响才显著。

关键词: 国有企业改制; 工资; 雇佣; 制造业企业; 工资不平等

中图分类号: F421.3 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2017)02-0102-12

一、问题的提出

2015 和 2016 年国务院及各个省份公布的《政府工作报告》多次提及国有企业改革。其中,“混合所有制改革”和“整体上市”是各地国有企业改革的关键词。这两个词语的频繁出现表明了政府进一步推动国有企业改制的决心,因此有必要了解改制会给企业的劳动力数量和成本带来哪些变化,这些变化会在何时发生。

2002 年加入 WTO 后,随着国际资本的涌入,中国出现了一波国有企业改制的高峰。2002 年中国有近 11 000 家国有股权占比达到 100% 的纯国有制造业企业,至 2007 年,其中的 42.8% 变为私有控股企业,2.4% 变为国有控股企业^①。由这 11 000 家企业演变而来的各种所有制类型企业的员工数量、人均工资等都发生了显著的分化。这引发了本文作者思考和分析国有企业改制与这些变量之间的内在联系的兴趣。

大量研究显示所有制改革有利于企业提升生产率和资源配置效率^[1],但没有对改制、工资和就业的关系形成一致共识。一部分文献认为改制会降低工资水平^[2-5]。Chamberlain^[4]发现改制使得美国华盛顿州酒生产行业的每小时工资降低了 2.51 美元,其中公有部门薪酬红利损失占 85%~90%,工会福利和产业人力资本损失占 10%~15%。另一部分文献认为改制会提高工资水平^[6-9]。根据 Bastos *et al.*^[7]的研究,改制显著地提高了葡萄牙企业的实际工资,这种效应主要来源于两个渠道:第一,反复的谈判和议价提高了公会最低工资;第二,私有企业主倾向于在工会最低工资的基础上提供更大的工资加成。部分文献认为改制的效果因时间^[10]、投资者来自境内或境外^[11-12]、改制的方式^[13-14]、宏观经济环境^[15]的不同而有显著差异。一些文献认为,改制会降低企业的员工数量,但这

收稿日期:2016-11-15;修回日期:2017-01-18

作者简介:佟家栋(1959—),男,天津人,南开大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为国际贸易、国企改革;洪倩霖(1990—),男,湖南长沙人,本文通讯作者,南开大学经济学院博士研究生,研究方向为国际贸易、国企改革。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(12&ZD087)

不一定是由新投资者造成的,很多企业国有阶段就已经开始裁员^[16]。国有企业改制对于工资不平等现象也有影响。改制增大了受过教育的、有经验的、高技术的工人与未受过教育的、缺乏经验的、低技术的工人之间的收入差距^[5,10,17-22]。改制还增加了收入上的性别不平等^[17,22-23],以及部门之间的收入差距^[24]。这些文献大多利用普通最小二乘法(OLS)进行估计,这会不可避免地产生样本选择性偏误和内生性问题,所以得出的结论差异很大。很多研究结论是基于西方国家得出的,在他们的研究框架下,工会是工资和就业的重要影响因素,强大的工会甚至能左右政府是否改制一家企业的决策^[25],但在中国,工会的影响远远小于发达国家,因此不能将他们的研究结论生搬硬套到中国国有企业的改制问题上。

本文可能在以下方面丰富和深化了已有文献:(1)以倾向评分匹配-倍差法(PSM-DID)研究了中国制造业企业的国有企业改制,较好地控制了样本选择性偏误和内生性问题。(2)为国有企业改制会对人均工资和员工数量产生影响添加了新的证据。(3)研究了改制对于企业间员工收入不平等的影响。

二、国有企业改制对工资和雇佣的影响机制

代理理论和工资-议价模型可以结合起来解释改制对企业人均工资的影响机制。代理理论认为政府和私有企业作为不同的代理人,在管理企业时目标是不一致的。私有企业的首要目标是利润最大化,而政府的首要目标是社会稳定和充分就业,比如Borghi *et al.*^[26]就发现政府倾向于利用庞大的国有企业满足自己制定的就业目标。工资-议价模型最早可以追溯到Haskel and Szymanski^[27],这类模型认为改制会改变企业管理者和员工之间的工资议价能力。具体来说,在国有制阶段,企业以社会稳定和充分就业为首要目标,不会随意开除员工,政府也不愿得罪数量庞大的国有企业职工团体。国有企业在与员工就工资问题进行博弈时处于劣势方,这使得国有企业职工能享受到超出劳动力市场价格的收入红利。改制后新的私有企业主不再把社会稳定作为首要目标,而是将利润最大化作为首要目标,员工在工资问题上的博弈优势消失。为了提高利润率和生产率,新的企业主会倾向于削减成本,根据Boycko *et al.*^[28]和Aghion and Blanchard^[29]的研究,首当其冲被削减的就是企业支付给员工的超出劳动力市场价格的工资红利。换言之,改制后私有企业主会通过降薪将原本被扭曲的劳动力价格调整到自由市场价格^[30-31]。基于上述分析,本文提出:

假设1:国有企业改制会降低企业的人均工资。

改制对人均工资的影响会进一步改变企业间的员工收入差距,这是因为改制使得原本超出劳动力市场价格的国有企业员工工资恢复到了市场价格。Chamberlain^[4]的研究支持这一观点,他发现改制使得美国华盛顿州酒生产行业的每小时工资降低了2.51美元,其中公有部门薪酬红利损失占85%~90%,改制前工资越高的国有企业员工享受的超出劳动力市场价格的公有部门薪酬红利越高,改制后其承受的红利损失也越大。改制使得同一个行业内国有企业职工和私有企业职工的同工不同酬的现象得到缓解,减弱了原本公、私企业之间的员工收入不平等。因此,本文提出:

假设2:改制有利于降低企业间的工资收入不平等。

大量文献表明改制会提升企业的生产率,比如Boubakri *et al.*^[32]、D'Souza *et al.*^[33]、刘小玄和李利英^[34]、宋立刚和姚洋^[35]、白重恩等^[6]的研究。有一些理论模型认为改制会降低企业的员工数量,因为在既定的产出水平上,生产率的提升必然表明劳动力数量的下降。而Earle^[8]认为这类模型有一个不太符合现实的假设,即企业产出是一个常数,它在改制后不会发生变化。根据De Fraja^[36]、Haskel and Sanchis^[37]、Goerke^[38]、Delfgaauw and Dur^[39]的研究,一个更接近现实的假设是国有企业改制在提升生产率的同时,会通过降低产品生产成本和价格来刺激消费者对产品的需求,从而引发企业的扩大再生产。因此,如果放弃产出不变的假设,改制很可能对员工数量有正向影响。基于以上分析,本文提出:

假设 3: 国有企业改制会增加员工数量。

综合以上分析, 本文将改制对工资和雇佣的影响机制梳理如图 1。

有三种方法可以检验该机制的正确性。(1) 由于改制后企业工资议价能力上升和员工工资议价能力下降是人均工资降低的主要原因, 如果上述机制成立, 那么企业的工资-议价能力越强, 其改制后工资的下降幅度也应该越大。Haskel and Szymanski^[27]、Grandner^[30]、Dhillon and Petrakis^[31] 的研究表明, 行业的劳动力结构是工资-议价能力的重要影响因素。劳动力高度集中行业的企业往往议价能力更强, 这是因为: 一方面, 行业劳动力越集中, 企业的平均规模越庞大, 由于缺乏工会的保护, 规模越庞大的企业往往在劳资博弈中越强势; 另一方面, 行业劳动力越集中, 员工就业选择越少, 流动阻力越大, 这会弱化员工的工资议价能力, 压低其收入水平。一个极端的例子是如果一个行业只有 1 家企业, 由于所有该行业的从业员工都为这家企业服务, 这个行业的劳动力集中度达到最高。当它是国有企业时, 由于利润最大化不是企业的首要目标, 企业压低员工工资水平的动机不强。当它变为私有企业后, 新的企业主会为了提升利润率而削减员工工资。由于该行业只有 1 家企业, 所有从业人员在不转行的前提下不可能跳槽, 因而无论企业提供何种薪酬水平, 他们都不得不接受, 该企业在改制后的工资下降幅度很可能会比其他低劳动力集中度行业的企业工资下降幅度更大。(2) 由于改制引发的工资下降导致了产品价格下降和企业扩大再生产, 因此改制后企业人均工资的下降一定先于员工数量的上升。(3) 代理模型和工资议价模型隐含了一个前提条件, 那就是只有企业的管理权由政府转移到私有企业主手中, 企业的首要目标才会从社会稳定转变为利润最大化, 企业与员工之间的工资-议价优势才会改变, 如果仅仅引入私有投资者补充企业的资本金而不改变企业的控股权, 那么这种所有权改革方式不会对工资和员工数量产生任何影响。针对以上分析, 本文提出了 3 条检验性假设:

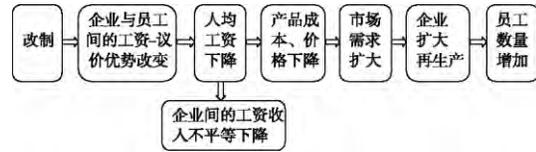


图 1 改制对工资和雇佣的影响机制

假设 4: 所处行业劳动力分布越集中的企业在改制后人均工资的下降越大。

假设 5: 改制后, 企业人均工资下降先于员工数量上升。

假设 6: 只有控股权转移的国有企业改制才能影响工资和员工数量。

如果假设 4、5、6 在实证检验中被证明是正确的, 那么它们可以作为本文提出的改制对工资和雇佣的影响机制的重要证据。

三、研究方法和数据

(一) 研究方法

本文旨在研究国有企业改制与工资、员工数量之间的因果关系, 但企业是否被政府选择进行改制并不是随机的, 如果采用 OLS 估计将不可避免地产生样本选择性偏误。本文采用倾向评分匹配-倍差法来克服样本的选择性偏误。倾向评分匹配可以过滤可观测因素对被解释变量的影响, 倍差法可以过滤不随时间变化的不可观测因素对被解释变量的影响。后文还将进行安慰剂检验(Placebo Test) 以检验随时间变化的不可观测因素的影响。

将由纯国有变为私有控股的企业作为处理组, 将在样本区间内始终保持纯国有的企业作为对照组。构造一个二元虚拟变量 du_i , 假设 $du_i = 1$ 表示企业 i 为处理组, $du_i = 0$ 表示企业 i 为对照组。同时构造一个二元时间虚拟变量 d_t , $d_t = 0$ 表示纯国有企业变为私有控股企业前的时段, $d_t = 1$ 表示纯国有企业变为私有控股企业当年及之后的时段。 y_{it} 表示被解释变量, Δy_{it} 表示 y_{it} 在 $d_t = 0$ 和 $d_t = 1$ 两个时期的变化。处理组企业在两个时期的变化为 Δy_{it}^1 , 对照组企业在两个时期的变化为 Δy_{it}^0 。国有企业改制对 y_{it} 的影响 γ 为:

$$\gamma = E(\gamma | du_i = 1) = E(\Delta y_{it}^1 | du_i = 1) - E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 1) \quad (1)$$

式(1)估计的难处在于 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 1)$ 是不可观测的。倍差法基于这样一种思想:用对照组企业的 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 0)$ 来替代处理组企业的 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 1)$ 。因此,式(1)可以转化为:

$$\gamma = E(\gamma | du_i = 1) = E(\Delta y_{it}^1 | du_i = 1) - E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 0) \quad (2)$$

具体的估计方程如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dt + \gamma \cdot du \cdot dt + \alpha_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 du 和 dt 与前文 du_i 和 d_t 的含义相同。 i 和 t 分别代表企业和年份。 ε_{it} 代表随机误差项。 α_{it} 代表企业随机效应,用来控制企业间的不可观测因素的差异。之所以使用随机效应模型而不使用固定效应模型是因为固定效应模型默认不随时间变化的解释变量不会对被解释变量造成影响,因而不允许这类变量出现在模型中,而 du 恰好是这类变量;随机效应模型认为反映某些个体特征的、不随时间变化的解释变量能够对被解释变量造成影响,因此允许将这类变量引入模型之中。由于倍差法模型默认不随时间变化的因素(du)对被解释变量有影响,因此若要控制企业间差异,就不能使用固定效应模型,只能使用随机效应模型。

在式(3)中,对于处理组 $du = 1$ y_{it} 的期望 $E(y_{it}^1 | du_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 + (\beta_2 + \gamma) \cdot dt$,因此 $E(\Delta y_{it}^1 | du_i = 1) = E(y_{it}^1 | du_i = 1, dt = 1) - E(y_{it}^1 | du_i = 1, dt = 0) = \beta_2 + \gamma$;同理,对于对照组 $du = 0$ $E(y_{it}^0 | du_i = 1) = \beta_0 + \beta_2 \cdot dt$ $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 1) = \beta_2$ 。因此 $\gamma = E(\gamma | du_i = 1) = E(\Delta y_{it}^1 | du_i = 1) - E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 0)$,交互项 $du \cdot dt$ 的估计系数 γ 度量了国有企业改制对 y_{it} 的影响。 $\gamma > 0$ 意味着国有企业改制对 y_{it} 有正向影响, $\gamma < 0$ 意味着国有企业改制对 y_{it} 有负向的影响^[47]。在后文的经验分析中,被解释变量 y_{it} 包括了员工数量对数和人均工资。

为了进一步控制其他因素的影响,在式(3)的基础上构造了式(4):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dt + \gamma \cdot du \cdot dt + \alpha_{it} + X_{it} + gz_year_i + industry_i + region_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中 X_{it} 包含一系列可能影响 y_{it} 的企业特征变量,包括:总资产的对数、企业年龄、生产率、人均固定资产、总资产周转率,以及是否有利息支出的虚拟变量。生产率的计算使用的是 Levensohn and Petrin^[40] 的方法。传统的 OLS 法基于劳动和资本投入的系数计算生产率,而高生产率的企业和低生产率的企业要素投入可能是不同的,Levensohn and Petrin^[40] 将中间产品投入作为生产率的代理变量,以此计算获得的生产率比 OLS 法计算出的生产率偏误更小。式(4)还控制了改制发生年份虚拟变量(gz_year_i)、地区虚拟变量($region_i$)和行业虚拟变量($industry_i$)。

式(4)估计结果的准确性取决于 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 0)$ 与 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 1)$ 的接近程度。 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 0)$ 与 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 1)$ 的差值被称为样本选择性偏误。倾向评分匹配法可以使 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 0)$ 尽可能地接近 $E(\Delta y_{it}^0 | du_i = 1)$,其思想是通过让对照组在影响改制的企业特征上与处理组尽可能地接近,使得对照组企业与处理组企业有相近的被选择进行改制的概率。具体的匹配方法是:首先选取若干个可以影响企业改制的匹配变量,通过一个二元选择模型估计出每家企业被改制的概率值(倾向分值),然后为每个处理组企业寻找一个或一组与其倾向分值最接近的对照组企业。用匹配出的企业作为对照组,相较使用全体非处理组企业作为对照组,PSM 可以有效降低样本的选择性偏差。由于 PSM 能够抹平对照组与处理组在匹配变量上的差异,因此它也可以克服匹配变量同时影响 d_u 和 y_{it} 所导致的内生性。

PSM 需要选取合适的匹配变量。考察哪些变量适合作为匹配变量,实质就是考察具备哪些特征因素的国有企业更容易被选择进行产权改革。中央政府与地方政府的产权改革动机存在显著差异:地方政府容易受制于“软预算约束”,偏好更有效率的企业;而中央政府偏好雇佣更多工人、解决更多就业的企业,不太在乎企业效率^[41]。根据 Liu *et al.*^[42] 的研究,政府在国有企业改制过程中面临三类约束:(1) 管理人员的合作约束。特别在中国的国有企业产权改革进程中,管理人

员是潜在买家,企业业绩是其是否参与购买企业的重要影响因素;(2)工人补偿约束。国有企业产权改革常常伴随着人事变动。大量冗余人员的裁减意味着巨额的工人补偿支出。这笔庞大的支出是影响产权改革决策的重要因素。根据相关规定,如果发生企业改制,对经确认的拖欠职工工资、医疗费用等,原则上应一次付清,并同时支付不再留用职工的经济补偿。一般可用企业的人均工资和福利作为下岗补偿的代理变量。(3)银行信贷约束。巨额的工人补偿支出往往需要通过银行借贷来弥补。因此,一家国有企业能否获得银行的融资支持也是其能否顺利进行产权改革的重要影响因素。一般情况下,银行会通过一家企业的资产负债率(负债/资产)等指标来判断它的还款能力。除这三类约束外,企业能否获得政府补贴也是影响其是否会被改制的-一个重要因素:一方面,补贴是企业营运现金流的重要来源,可以有效缓解产权改革过程中的财务负担^[43];另一方面,政府对企业的补贴力度越大,意味着政府的财政支出负担越重,该企业可能会有更大的几率被政府选择进行产权改革^[44]。

鉴于以上分析,本文选取的PSM匹配变量为:销售额的对数($\ln(\text{sales})_{-1}$)、销售利润率(profitmargin_{-1})、人均工资和福利(compensation_{-1})、资产负债率(leverage_{-1})、是否有补贴收入的虚拟变量(D_{subsidy}_{-1}),以及是否为央企的虚拟变量(D_{central})。由于担心匹配变量与国有企业改制决策之间可能互为因果而导致内生性,故将前5个变量滞后一期。

基准回归采用的是1:1不放回匹配,即为每一家处理组企业寻找唯一的与其被改制概率最接近的对照组企业。除此之外,本文还在稳健性检验中展示了1:3最近邻匹配和LLR匹配的结果。1:3最近邻匹配即为每一家改制企业寻找3家与其被改制概率最接近的未改制的企业作为对照组。LLR匹配即局部线性回归匹配(local linear regression),它计算出对照组在所有情况下的加权平均数,并用其作为反事实结果,与处理组越接近的非处理组被给予的权重越高。本文对匹配后的样本进行了匹配平衡性检验,结果表明匹配是可靠的。

(二) 数据与描述性统计

本文使用的数据来自中国工业企业数据库,样本区间为2002—2007年。样本企业为2002—2007年一直存续且在2002年为纯国有的企业,剔除那些国有资本占比上下波动的企业^②、在总资本额等关键指标上有缺失的企业,以及观测值不符合会计准则的企业,得到了一个含有10 946家制造业企业的平衡面板数据集。从2003年到2007年发生改制的企业合计达到4 690家,占2002—2007年一直存续的制造业企业总数的42.8%。2002年的10 946家纯国有企业到2007年只有5 989家依然保持纯国有,267家变为国有控股企业,4 690家变为私有控股企业。

在表1的描述性统计中,变量

表1 描述性统计

	变量名	样本量	均值	标准差
被解释变量	$\ln(\text{labor})$	65 676	5.332 352	1.157 832
	salary	65 676	13.913 25	11.704 81
企业特征变量	$\ln(\text{asset})$	65 676	10.505 62	1.508 303
	age	65 676	23.109 87	16.332 2
	tfp	64 023	6.546 366	1.230 939
	$\text{fixedasset_percapita}$	65 676	120.654 5	486.071 2
	D_{interest}	65 676	0.678 391	0.467 097
	cash	65 676	1.516 465	2.579 864
匹配变量	$\ln(\text{sales})_{-1}$	54 545	10.215 25	1.439 368
	profitmargin_{-1}	54 545	-0.112 47	15.170 08
	compensation_{-1}	54 730	14.861 9	13.092 9
	leverage_{-1}	54 730	0.634 024	0.345 708
	D_{subsidy}_{-1}	54 730	0.201 096 3	0.400 823 5
	D_{central}	65 676	0.055 058	0.228 096

注: $\ln(\text{labor})$ 代表员工数量的对数, salary 代表人均工资, $\ln(\text{asset})$ 代表资产总额的对数, age 代表企业年龄, tfp 代表生产率, $\text{fixedasset_percapita}$ 代表人均固定资产, D_{interest} 代表是否有利息支出的虚拟变量, cash 代表总资产周转率, $\ln(\text{sales})_{-1}$ 代表滞后一期的销售额, profitmargin_{-1} 代表滞后一期的销售利润率, compensation_{-1} 代表滞后一期的人均工资及福利, leverage_{-1} 代表滞后一期的资产负债率, D_{subsidy}_{-1} 代表滞后一期的是否有补贴收入的虚拟变量, D_{central} 代表是否为央企的虚拟变量。所有数据均经过了通胀处理。

资料来源:作者计算

被分为3类:被解释变量、企业特征变量和匹配变量。将前5个匹配变量滞后一期,以减弱逆向因果关系对结果的影响。

四、实证分析

(一) 改制对工资和员工数量的影响

本部分使用式(3)

表2 国有企业改制对企业员工数量和人均工资的影响

被解释变量		改制当年	改制第1年	改制第2年	改制第3年	改制第4年
员工数量对数	回归式(3)	0.0007 (0.08)	0.0343*** (3.25)	0.0505*** (4.17)	0.0689*** (4.65)	0.108*** (4.86)
	回归式(4)	0.0148 (1.64)	0.0403*** (3.56)	0.0566*** (4.38)	0.0758*** (4.83)	0.102*** (4.35)
人均工资	回归式(3)	-0.540*** (-2.77)	-1.075*** (-4.78)	-0.989*** (-3.79)	-1.404*** (-3.84)	-2.255*** (-4.49)
	回归式(4)	-0.539*** (-2.77)	-0.971*** (-4.27)	-1.054*** (-4.03)	-1.407*** (-3.81)	-2.394*** (-4.73)

注:表中数字报告的是 $du \cdot dt$ 的估计系数;回归式(3)仅控制企业随机效应,回归式(4)控制了企业随机效应、改制年份变量、地区虚拟变量、行业虚拟变量和一系列企业特征变量 X_{it} ; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著;括号中的数值代表 t 值。

资料来源:作者计算

和式(4)估计产权改革对员工数量和人均工资的影响,以验证假设1、3、5的正确性。估计结果在表2中给出。表2报告的所有结果都是 $du \cdot dt$ 的估计系数。由表2可知,国有企业改制可以迅速并持续地降低企业人均工资、增加员工数量,改制对人均工资的影响快于对员工数量的影响。

(二) 改制与企业间工资不平等

各个企业在改制前的人均工资水平差异很大。根据假设2,改制前人均工资更高的企业的员工享受的公有制红利更高,改制后,公有制红利的消失造成的人均工资下降也会越大,因此改制有利于降低企业间的工资收入不平等。为了检验这个假设,本部分以2002年样本企业人均工资为标准,将所有样本企业分为50%的高工资企业和50%的低工资企业。如果改制能够降低企业的工资收入不平等,那么高工资企业在改制后的工资下降程度也将更大。构造双重倍差法回归式(5)如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dt + \beta_3 \cdot ds + \gamma \cdot du \cdot dt + \beta_3 \cdot du \cdot ds + \beta_4 \cdot dt \cdot ds + \gamma_s \cdot du \cdot dt \cdot ds + \alpha_{it} + X_{it} + gz_year_i + industry_i + region_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在式(5)中 du 、 dt 、 α_{it} 、 X_{it} 、 gz_year_i 、 $industry_i$ 、 $region_i$ 与前文含义相同;被解释变量 y_{it} 为人均工资; ds 反映了企业的人均工资水平,如果一个企业在改制前属于高工资企业,那么 $ds = 1$,如果一个企业在改制前属于低工资企业,那么 $ds = 0$ 。 $du \cdot dt \cdot ds$ 的系数 γ_s 反映了改制前人均工资水平对国有企业改制效应的影响。若 γ_s 显著为负,表明改制前人均工资越高的企业在改制后人均工资的下降越大;若 γ_s 显著为正,表明改制前人均工资越高的企业在改制后人均工资的下降越小; γ_s 不显著,表明工资下降空间对人均工资没有影响。

式(5)的估计结果在表3中给出。由表3可知 $du \cdot dt \cdot ds$ 的系数在改制当年至改制后第4年均显著为负,这表明改制前人均工资越高的企业在改制后人均工资下降越大,改制降低了企业间的人均收入不平等。

(三) 改制对工资和雇佣的影响机制讨论

根据前文的机制分析,改制对工资和雇佣的影响路径是:改制→企业与员工之间的工资-议价优势改变→新私有企业主削减人均工资→产品平均成本降低→产品价格下降→市场需求扩大→企业扩大再生产→企业雇佣更多员工。这一机制的正确性可以通过检验假设4、5、6来验证。由于表2已经表明改制对人均工资的影响快于对员工数量的影响,假设5成立,我们只需验证假设4和假设6。

根据假设 4 劳动力高度集中行业的企业人均工资在改制后将下降越大。为了检验其正确性,本部分计算了改制前各个行业的劳动力赫芬达尔指数 (HI_{2002}) 度量行业的集中度:

$$HI_{2002} = \sum_{i=1}^n labor_{i2002}^2$$

$$s. t. \sum_{i=1}^n labor_{i2002} = 1$$

其中 $labor_{i2002}$ 代表 i 企业在 2002 年的员工数量。 HI_{2002} 的取值位于 0 ~ 1 之间,它越接近 1 表明该行业中的劳动力集中度越高。之所以使用 2002 年的 HI ,是为了防止行业劳动力集中度随时间变化而带来内生性。根据 HI_{2002} 的高低 40 个制造业行业被分为 20 个低劳动力集中度行业和 20 个高劳动力集中度行业。

本部分采用双重倍差法研究行业劳动力集中度和企业议价能力对国有企业改制效应的影响 构造回归式如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot du + \beta_2 \cdot dt + \beta_3 \cdot dh + \gamma \cdot du \cdot dt + \beta_3 \cdot du \cdot dh + \beta_4 \cdot dt \cdot dh + \gamma_h \cdot du \cdot dt \cdot dh + \alpha_{it} + X_{it} + gz_year_i + industry_i + region_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在式 (6) 中 du 、 dt 、 α_{it} 、 X_{it} 、 gz_year_i 、 $industry_i$ 、 $region_i$ 与前文含义相同; 被解释变量 y_{it} 为人均工资; dh 反映了企业所处行业的劳动力集中度,如果一个企业属于高劳动力集中度行业,那么 $dh = 1$,如果一个企业属于低劳动力集中度行业,那么 $dh = 0$ 。 $du \cdot dt \cdot dh$ 的系数 γ_h 反映了劳动力集中度对国有企业改制效应的影响。若 γ_h 显著为负,表明高劳动力集

表 3 双重倍差法: 改制与企业间工资收入不平等

被解释变量: 人均工资	改制当年	改制第 1 年	改制第 2 年	改制第 3 年	改制第 4 年
du	0.867*** (2.86)	0.876*** (2.75)	0.698** (2.07)	0.497 (1.12)	0.635 (1.10)
dt	1.616*** (7.57)	2.571*** (10.38)	3.601*** (12.69)	4.815*** (11.94)	6.223*** (11.20)
ds	5.566*** (17.80)	5.483*** (16.98)	5.238*** (15.50)	5.035*** (11.47)	5.358*** (9.42)
$du \cdot dt$	-0.225 (-0.79)	0.0959 (0.29)	-0.220 (-0.58)	0.205 (0.38)	-1.334* (-1.79)
$du \cdot ds$	0.598 (1.48)	0.708* (1.66)	1.215*** (2.69)	1.496** (2.52)	1.739** (2.24)
$dt \cdot ds$	-0.235 (-0.84)	0.329 (1.01)	0.106 (0.29)	0.880* (1.67)	0.666 (0.92)
$du \cdot dt \cdot ds$	-0.728* (-1.88)	-1.922*** (-4.24)	-1.634*** (-3.13)	-3.069*** (-4.16)	-1.999** (-1.97)
企业随机效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
改制年份变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	16 732	14 944	13 005	10 780	6 159

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著; 括号中的数值代表 t 值。

资料来源: 作者计算

表 4 双重倍差法: 劳动力集中度与人均工资

被解释变量: 人均工资	改制当年	改制第 1 年	改制第 2 年	改制第 3 年	改制第 4 年
du	0.835*** (2.87)	0.775** (2.55)	0.715** (2.22)	0.608 (1.46)	0.752 (1.40)
dt	1.036*** (4.82)	1.940*** (7.72)	2.362*** (8.24)	3.571*** (8.74)	4.826*** (8.66)
dh	-1.853 (-1.38)	-2.543* (-1.80)	-2.042 (-1.37)	-2.303 (-1.22)	-1.651 (-0.81)
$du \cdot dt$	-0.221 (-0.81)	-0.382 (-1.20)	-0.0734 (-0.20)	0.113 (0.22)	-0.827 (-1.19)
$du \cdot dh$	0.831* (1.94)	1.091** (2.37)	1.191** (2.38)	1.265* (1.91)	1.980** (2.21)
$dt \cdot dh$	0.661** (2.31)	1.455*** (4.38)	2.096*** (5.55)	2.770*** (5.18)	2.791*** (3.82)
$du \cdot dt \cdot dh$	-0.521 (-1.29)	-0.768 (-1.61)	-1.432*** (-2.60)	-2.498*** (-3.19)	-2.766** (-2.53)
企业随机效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业特征变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
改制年份变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	16 732	14 944	13 005	10 780	6 159

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著; 括号中的数值代表 t 值。

资料来源: 作者计算

中度行业中的企业在改制后人均工资下降越大;若 γ_h 显著为正,表明高劳动力集中度行业中的企业在改制后人均工资下降越小; γ_h 不显著,表明高劳动力集中度对人均工资没有影响。式(6)的估计结果在表4中给出。由表4可知 $du \cdot dt \cdot dh$ 的估计系数在改制后第2、3、4年显著为负,这表明高劳动力集中度行业中的企业在改制后人均工资下降更大,假设4成立。

根据假设6,不改变控股权的改制对工资和雇佣没有影响。并非所有的改制企业都从100%国有控股变为100%私有控股,一部分企业仅仅引入了私有资本,由纯国有企业变为国有控股企业,控股权没有转移,这里将这种产权改革方式称为“温和的国

表5 温和的国有企业改制对企业员工数量和人均工资的影响

被解释变量		改制当年	改制第1年	改制第2年	改制第3年	改制第4年
员工数量对数	回归式(3)	0.028 9 (1.12)	0.036 8 (1.04)	0.007 99 (0.19)	-0.060 8 (-1.16)	-0.057 3 (-0.68)
	回归式(4)	0.000 7 (0.03)	0.003 4 (0.09)	-0.027 0 (-0.61)	-0.029 0 (-0.46)	-0.033 7 (-0.38)
人均工资	回归式(3)	0.056 4 (0.13)	-1.277* (-1.74)	-0.768 (-0.85)	-1.644 (-1.43)	-3.788** (-2.13)
	回归式(4)	-0.165 (-0.37)	-1.476** (-1.99)	-0.881 (-0.98)	-1.280 (-1.13)	-2.755 (-1.50)

注:表中数字报告的是 $du \cdot dt$ 的估计系数;回归式(3)仅控制企业随机效应,回归式(4)控制了企业随机效应、改制年份变量、地区虚拟变量、行业虚拟变量和一系列企业特征变量 X_{it} ; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著;括号中的数值代表 t 值。

资料来源:作者计算

有企业改制”。以由纯国有变为国有控股的企业作为处理组,以在2002—2007年始终保持纯国有的企业作为对照组,重新进行PSM样本筛选和DID回归,回归结果在表5中给出。表5报告的结果都是 $du \cdot dt$ 的系数。由表5可知:温和的国有企业改制对于企业的员工数量和人均工资均没有持续性的显著影响。这证明控股权对于国有企业改制效应至关重要,仅仅引入外部资金补充资本而保持国有控股模式不会改变企业的工资和雇佣状况,假设6成立。

由表2、4、5可知,假设4、5、6均成立,这为本文梳理得出的改制对工资和雇佣的影响机制提供了证据。

五、稳健性分析

(一) 匹配方法

匹配方法对于倾向评分匹配结果有很大的影响。由于前文全部采用1:1不放回匹配,本部分试图改变匹配方法重新获得对照组,并进行DID回归以验证前文结论的稳健性。这里使用了LLR匹配和1:3最近邻匹配,这两种匹

表6 稳健性检验:匹配方法

被解释变量		改制当年	改制第1年	改制第2年	改制第3年	改制第4年
员工数量对数	LLR 匹配	0.013 0 (1.38)	0.044 4*** (3.72)	0.060 2*** (4.38)	0.075 8*** (4.56)	0.106*** (4.23)
	NN1:3 匹配	0.013 8* (1.77)	0.043 1*** (4.64)	0.054 1*** (5.19)	0.080 7*** (6.31)	0.098 7*** (4.98)
人均工资	LLR 匹配	-0.532*** (-2.61)	-1.055*** (-4.42)	-1.225*** (-4.37)	-1.499*** (-3.79)	-2.618*** (-4.74)
	NN1:3 匹配	-0.477*** (-2.68)	-0.846*** (-4.30)	-1.271*** (-5.41)	-1.301*** (-4.15)	-2.170*** (-4.92)

注:表中数字报告回归式(4)中 $du \cdot dt$ 的估计系数;LLR匹配与最近邻1:3匹配均控制了企业随机效应、改制年份变量、地区虚拟变量、行业虚拟变量和一系列企业特征变量 X_{it} ; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著水平下显著;括号中的数值代表 t 值。

资料来源:作者计算

配方法的结果由表6给出。在表6中,回归系数的符号和显著性与表2基本一致,这表明匹配方法不影响前文结论的稳健性。

(二) 工具变量法与安慰剂检验

考虑到内生性问题对于研究国有企业改制至关重要,本文还在PSM-DID框架之外采用了

IV-GMM、IV-2SLS 模型对前文的各项结论进行了稳健性检验,检验以非公有资本占实收资本比率作为所有制改革程度的代理变量,以一系列影响企业是否会被选择进行产权改革的企业特征变量组成的矩阵作为工具变量。这些工具变量包括销售利润率(滞后一期)、人均工资和福利(滞后一期)、资产负债率(滞后一期)、是否有补贴收入的虚拟变量(滞后一期)以及是否为央企的虚拟变量。由工具变量回归结果可知,非公有资本占比与员工数量显著正相关,与人均工资显著负相关,改制前企业人均工资水平越高,非公有资本占比上升对人均工资的负向影响越大,这说明改制可以促进人均工资下降和员工数量上升,还可以降低企业间的工资不平等,这与PSM-DID的实证结论一致。PSM-DID方法的一个弱点是不能很好控制随时间变化的异质性所造成的估计误差,虽然本文控制了尽可能多的可观测特征,且匹配平衡性检验结果显示匹配质量很高,但为了稳健起见,本部分还进行了安慰剂检验,将 dt 和 du 两个关键解释变量替换为 $dt_placebo$ 和 $du_placebo$ 以检验“虚假的改制”对工资和雇佣的影响。安慰剂检验1将 dt 替换为 $dt_placebo$,将在2007年发生改制的企业作为处理组,将改制的时间提前到2003年,重新估计 $du \cdot dt_placebo$ 的系数。如果上文中改制对工资等变量的影响是由于随时间变化的异质性导致的,那么在安慰剂检验1中 $du \cdot dt_placebo$ 的系数应该与表2中 $du \cdot dt$ 的系数具有相同的符号和显著性。安慰剂检验2将DID模型中的 du 替换为 $du_placebo$ 。当企业代码为奇数时, $du_placebo = 0$,当企业代码为偶数时, $du_placebo = 1$ 。 $du_placebo$ 是一个随机变量,完全不能反映企业的所有制结构,以其代替 du ,如果 $du_placebo \cdot dt$ 的估计系数与表2中 $du \cdot dt$ 的系数具有相同的符号和显著性,则证明用DID模型研究国有企业改制问题是不恰当的。安慰剂检验1、2的结果表明 $du \cdot dt_placebo$ 和 $du_placebo \cdot dt$ 估计系数都不显著,前文实证分析不太可能遗漏随时间变化的异质性的影响,用DID模型研究改制问题是恰当的。由于篇幅限制,本文没有在稳健性分析中报告工具变量回归和安慰剂检验的具体回归结果。

六、结论及启示

本文使用中国制造业企业层面的微观数据,通过PSM-DID进行实证分析,并进行了一系列稳健性检验,得出了如下结论和启示:

(1) 中国的国有企业改制可以显著地降低人均工资,增加员工数量。国有企业改制使得职工大量“下岗”的新闻报道常常给社会大众带来国有企业改制不利于就业的错觉,本文的研究证明,从长期来看国有企业改制是促进就业的。改制后人均工资的变化还暗示了国有企业支付的劳动力价格可能是扭曲的,改制后私有企业主通过降薪将劳动力价格调整到了自由市场价格。

(2) 改制有利于降低企业间的员工收入的不平等。这是因为人均收入越高的国有企业员工在改制前享受的公有部门工资红利越高,改制后他们承受的工资红利损失也越大。改制使得同一个行业内国有企业职工和私有企业职工的同工不同酬的现象得到缓解,降低了原本公、私企业之间的员工收入不平等。

(3) 行业劳动力结构影响改制后人均工资的下降程度。处于高劳动力集中度行业的企业,在改制后人均工资的削减程度更大。因此,在对高劳动力集中度行业的企业进行改制时,为了使从业人员的收入水平不至于下降太快,政府可以通过一些政策手段弱化企业的工资议价能力,比如将原企业分割为若干较小企业或引入竞争者,以使改制后的企业不至于在劳动力市场形成垄断。

(4) 只有当控股权由国有资本转移到私有资本手中后,国有企业改制对工资和就业的影响才具有显著性。因此,若想通过改制实现劳动力价格的市场化,提升就业,降低企业间的工资不平等,政府至少有两种选择:第一,不将改制停留在把纯国有企业变为国有控股企业的层面,而应更深入地进行控股权改革。第二,在保持国有控股的基础上,实行专业的管理人制度和市场化的绩效考核制度,尽可能地减少政府目标对企业利润最大化决策的影响。

注释:

- ①本文将国有资本和集体资本之和占企业资本总额 100% 的企业定义为纯国有企业,将国有资本和集体资本之和大于国内私有资本(个人资本金+法人资本金)、港澳台资本以及外国资本中最大者的企业定为国有控股企业,将国有资本和集体资本之和小于国内私有资本、港澳台资本以及外国资本中最大者的企业定义为私有控股企业。
- ②这部分企业国有资本占比的上下波动几乎都不是改制或国有化造成的,而是因为一部分资本金在某些年份被统计为国有资本金,在另一些年份被统计为法人资本金。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] BROWN J, EARLE J, VAKHITOV V. Wages, layoffs, and privatization: evidence from Ukraine [J]. Journal of comparative economics, 2006, 34(2): 272-294.
- [3] AZAM M, PRAKASH N. A distributional analysis of public-private wage differential in India [J]. Labour, 2015, 29(4): 394-414.
- [4] CHAMBERLAIN A. Are state workers overpaid? Survey evidence from liquor privatization in Washington state [J]. Journal of labor research, 2015, 36(4): 347-388.
- [5] CHRISTOPOULOU R, MONASTIRIOTIS V. Public-private wage duality during the Greek crisis [J]. Oxford economic papers, 2016, 68(1): 174-196.
- [6] 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): 4-69.
- [7] BASTOS P, MONTEIRO N P, STRAUME O R. The effect of private versus public ownership on labour earnings [J]. Oxford economic papers, 2014, 66(4): 983-1005.
- [8] EARLE J S. Impact of privatization on employment and earnings [J]. IZA world of labor, 2014(93): 1-10.
- [9] 晏维龙 李元申 向洪金. 国有企业股份制改革与劳动力成本上升对外资进入的影响——基于混合寡占模型的研究[J]. 南京财经大学学报, 2016(3): 49-53.
- [10] MONTEIRO N P. Using propensity matching estimators to evaluate the impact of privatization on wages [J]. Applied economics, 2010, 42(10): 1293-1313.
- [11] EARLE J S, TELEGDY Á. Ownership and wages: estimating public-private and foreign-domestic differentials with LEED from Hungary, 1986 to 2003 [Z]. NBER working paper, 2007, No. 12997.
- [12] BROWN J D, EARLE J S, TELEGDY Á. Employment and wage effects of privatisation: evidence from Hungary, Romania, Russia and Ukraine [J]. Economic Journal, 2010, 120(545): 683-708.
- [13] HEIMESHOF M, SCHREYÖGG J, TIEMANN O. Employment effects of hospital privatization in Germany [J]. European journal of health economics, 2014, 15(7): 747-757.
- [14] 武常岐 张林. 国有企业改革中的所有权和控制权及企业绩效[J]. 北京大学学报(哲社版), 2014(5): 150-156.
- [15] CHANG G H, BRADA J C. A model of the macroeconomic effects of privatization on employment in transition and developing countries with an application to China [J]. Transition studies review, 2011, 18(2): 310-327.
- [16] SCHMITT C. The employment effects of privatizing public utilities in OECD countries [J]. Public management review, 2014, 16(8): 1164-1183.
- [17] HO S P S, DONG X Y, BOWLES P, et al. Privatization and enterprise wage structures during transition: evidence from rural industry in China [J]. Economics of transition, 2002, 10(3): 659-688.
- [18] CHAO C C, HAZARI B R, YU E S H. Rising wage inequality in developing economies: privatization and competition [J]. Journal of international trade and economic development, 2006, 15(3): 375-385.
- [19] CHAO C C, NABIN M H, NGUYEN X, et al. Wage inequality and welfare in developing countries: privatization and reforms in the short and long run [J]. International review of economics and finance, 2015, 42: 474-483.
- [20] 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.

- [21] NIXSON F, WALTERS B. Privatization, income distribution, and poverty: the Mongolian experience [J]. *World development*, 2006, 34(9): 1557-1579.
- [22] MELLY B, PUHANI P A. Do public ownership and lack of competition matter for wages and employment? Evidence from personnel records of a privatized firm [J]. *Journal of the European economic association*, 2013, 11(4): 918-944.
- [23] DUVIVIER C, NARCY M. The motherhood wage penalty and its determinants: a public-private comparison [J]. *Labour*, 2015, 29(4): 415-443.
- [24] NIKOLIC J. The effect of large-scale privatization on public sector pay gap in a transition economy [J]. *Economics of transition*, 2014, 22(4): 759-781.
- [25] BOIX C. Privatizing the public business sector in the eighties: economic performance, partisan responses and divided governments [J]. *British journal of political science*, 1997, 27(4): 473-496.
- [26] BORGHI E, BO C D, FLORIO M. Ownership, institutions and productivity of European electricity firms [Z]. Working paper from Department of Economics, University of Milan, 2010, No. 2010-19.
- [27] HASKEL J, SZYMANSKI S. A bargaining theory of privatization [J]. *Annals of public and cooperative economics*, 1992, 63(2): 207-227.
- [28] BOYCKO M, SHLEIFER A, Vishny R W. A theory of privatization [J]. *Economic journal*, 1996, 106(435): 309-319.
- [29] AGHION P, BLANCHARD O J. On privatization methods in Eastern Europe and their implications [J]. *Economics of transition*, 1998, 6(1): 87-99.
- [30] GRANDNER T. Unions in oligopolistic, vertically connected industries [J]. *European economic review*, 2001, 45(9): 1723-1740.
- [31] DHILLON A, PETRAKIS E. A generalised wage rigidity result [J]. *International journal of industrial organization*, 2002, 20(3): 285-311.
- [32] BOUBAKRI N, COSSET J C, GUEDHAMI O. Liberalization, corporate governance, and the performance of newly privatized firms [J]. *Journal of corporate finance*, 2005, 11(5): 767-790.
- [33] DSOUZA J, MEGGINSON W, 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.
- [34] 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.
- [35] 宋立刚 姚洋. 改制对企业绩效的影响 [J]. *中国社会科学* 2005(2): 17-32.
- [36] DE FRAJA G. Unions and wages in public and private firms: a game-theoretic analysis [J]. *Oxford economic papers*, 1993, 45(3): 457-469.
- [37] HASKEL J, SANCHIS A. Privatization and X-inefficiency: a bargaining approach [J]. *Journal of industrial economics*, 1995, 43(3): 301-321.
- [38] GOERKE L. Privatization and efficiency wages [J]. *Journal of economics*, 1998, 67(3): 243-264.
- [39] DELFGAAUW J, DUR R. From public monopsony to competitive market: more efficiency but higher prices [J]. *Oxford economic papers*, 2009, 61(3): 586-602.
- [40] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. *Review of economic studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [41] LI Z H, YAMADA T. Political and economic incentives of government in partial privatization [J]. *Journal of corporate finance*, 2015, 32: 169-189.
- [42] LIU G S, SUN P, WOO W T. The political economy of Chinese-style privatization: motives and constraints [J]. *World development*, 2006, 34(12): 2016-2033.
- [43] ITO J. Economic and institutional reform packages and their impact on productivity: a case study of Chinese township and village enterprises [J]. *Journal of comparative economics*, 2006, 34(1): 167-190.
- [44] TONG S Y. Why privatize or why not? Empirical evidence from China's SOEs reform [J]. *China economic review*, 2009, 20(3): 402-413.

(责任编辑: 雨 珊)

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