

国有企业改制对就业的影响

——来自 11 个城市的证据^{*}

黄玲文 姚 洋

内容提要:在 20 世纪 90 年代中后期,中国工业企业的就业规模大幅度下降,许多人认为,企业改制是其主要原因。本文通过对 11 个城市 386 家企业从 1995 年到 2001 年的面板数据的研究,评估了企业改制对就业的影响。我们的面板数据回归结果显示,和一般印象相反,改制显著地减缓了就业的下降趋势。我们还发现,改制对企业的就业增长有持续的和递增的积极作用。即使在控制了企业的绩效、就业条件、资产结构以及改制前就业历史之后,我们仍然得到相同的结论。另外,我们还使用了倾向分值匹配基础上的差分内差分方法对我们的结果进行了验证,也得到了相似的结论。

关键词:国有企业改制 就业 倾向分值匹配模型

一、引言

国有企业改制是中国过去十几年间最重要的经济现象之一。从 1995 年到 2004 年,50 % 的国有企业进行了程度不同的改制 (Garnaut et al, 2006)。一旦全面施行,中国的改制将会成为转型国家中规模最大的产权改革,这影响到近 20 万个国有企业和近亿职工的命运。国有企业为城市提供了大部分的就业机会,对于国企改革的一个质疑因此就是,它是否会导致就业下降从而对社会的稳定性造成负面影响。从 1995 年到 2003 年,国有企业有 4380 万职工失去了工作 (Garnaut et al, 2005; Xu et al, 2005)。通常的看法是,改制是国有企业员工大规模下岗的诱因。从国有企业存在大量冗员的角度而言,这种看法看起来是合理的。然而,我们也有许多理由怀疑这种看法的正确性。首先,我国在 20 世纪 90 年代中期对产业结构进行了大规模的调整,削减了一些产业(比如纺织业和采矿业)的多余生产能力,从而导致此类国有企业就业的下降。其次,面对私人企业日益激烈的竞争,20 世纪 90 年代中期国有企业开始推行“减员增效”的措施,这也导致大量的下岗和失业。第三,经验证据表明,改制能够显著提高企业的效率(宋立刚、姚洋, 2005; 刘小玄、李利英, 2005),而效率的提高促使企业扩大规模,和完全的国有企业相比,改制企业因此可能维持更高的就业增长率。

在理论上,国有企业改制对就业的影响是不确定的。一方面,改制硬化企业的预算约束并给了它们更强的利润动机,因此会促使它们降低劳动成本,从而进行裁员 (Shleifer and Vishny, 1994)。然而,这个结论的前提是企业的生产规模固定不变。但是,较低的成本也许能够提高企业的市场份额;而且,改制企业的新所有者也许更善于管理,从而提高企业的营销和创新能力,使企业更容易进入新的市场 (Frydman et al, 1999)。果如此,企业的总产出将增加;而且,如果产出增加的效应占主导地位,那么改制就能够促进企业的就业增长。

^{*} 黄玲文,美国威斯康星大学农业与应用经济学系;姚洋,北京大学中国经济研究中心,邮政编码:100871,电子信箱:yyao@ccer.pku.edu.cn。本文为教育部人文和社会科学重点研究基地项目“中国制度转型研究”(项目编号 04JJD790002)的阶段性成果之一。作者感谢原国家经贸委的数据收集工作,感谢何茵、沈艳、汪浩以及第五届中国经济学年会与年会代表的有益建议,感谢匿名审稿人的意见。

现有的对转型国家的经验研究没有得到一致的结论。利用多个国家的数据, Galal 等(1994)、Megginson 等(1994)以及 Boubakri 和 Cosset (1998)的研究发现,改制显著增加就业,但 D'Souza 和 Megginson (1999)与 Lizal 和 Svejnar(2002)则发现,改制对就业没有影响或者导致就业显著下降。迄今,针对改制对中国就业影响的文章非常少。D'Souza 等(2003)针对中国 208 家在 1990—1997 年间上市的公司的研究发现,上市后公司的就业没有显著变化,但是长期而言就业显著地下降。但该研究仅使用 Wilcoxon 符号秩检验(Wilcoxon signed rank test)来检验平均值变化的显著性,对其他变量没有加以控制。

本文的目的是对我国改制对就业的影响提供更精确和更具普遍性的估计。我们使用了在 11 个城市收集的 386 家企业从 1995 年到 2001 年的面板数据。这套面板数据使我们能够解决影响大多数改制研究的选择性偏差问题(Djankov and Murrell, 2002)。为了估计改制对就业的影响,我们需要估计改制企业如果没有进行改制的就业水平。然而,估计的精确性很可能受到选择性偏差的影响,因为改制企业的选择也许与就业有关。比如,有较强就业增长潜力的企业更有可能进行改制(Guo and Yao, 2005),关心失业问题的政府官员也许会倾向于将那些就业前景不好的企业保留下来,防止产生失业,而且此类企业的员工也会阻碍改制。如果忽视此类选择性问题的存在,我们在估计改制对企业就业的影响时就会出现偏差。我们数据的面板结构使我们能够利用固定效应模型来消除由那些不随时间变化的不可观测因素带来的选择性偏差。同时,在实践中,国家的政策变化也会影响企业的改制决策和就业表现。我们的数据允许我们通过控制年度固定效应的方式对此进行控制。在没有随机实验数据的情况下,我们的双向固定效应方法可以提供近乎理想的估计值。

除了固定效应模型,我们还利用建立在倾向分值匹配(propensity score matching, PSM)基础之上的差分内差分(difference in difference, DID)来检验我们的估计结果。这种方法叫作差分内差分倾向分值匹配方法(以下简称 DID PSM)。它是一种半参数估计方法,具体程序如下:首先,通过一个二元选择模型(如概率模型或逻辑模型)计算出每个观察值的倾向分值;其次,在控制组中为试验组中的每个观察值找到一个或一组倾向分值相近的匹配观察值,并根据倾向分值给每个匹配观察值一个权重;第三,在此基础上利用差分内差分方法计算实验组中每个观察值与其在控制组中的匹配观察值之间的表现差距,这些差距的加权平均即实验组和控制组之间的总体差距。与双向固定效应模型相比, DID PSM 有两个优点。首先,它不需要像双向固定效应模型那样对就业方程做线性假设。一般而言,研究者预先无法判断是否应该采用某一种方程形式,此时, DID PSM 能够得到更加精确的估计结果(Dehejia and Wahba, 1999)。其次, DID PSM 在共同支撑(common support)内根据一个加权方程对观察值进行加权,而固定效应估计方法则是依靠方程形式去推断共同支撑之外的效果。当改制企业与国有企业之间的支撑重合很少的时候,后者的可靠性就会下降。

我们的描述性分析显示,在我们的样本时间段内,国有企业和改制企业的就业都有所下降。然而,我们的计量分析结果表明,改制能够显著地减缓就业的下降速度。固定效应估计结果表明,以 1995 年的就业水平为基数,改制企业的就业下降速度在 1995—2001 年间比未改制的国有企业平均低 17.7 个百分点。这个效应在我们控制了企业的财务和绩效变量之后下降了一些(降至约 11.5 个百分点),这意味着改制对就业的一部分影响是通过提高企业的财务和绩效指标实现的。

我们还研究了改制对就业影响的动态效果。固定效应估计显示,改制在改制后的 6 年中都对就业有显著的正面影响,且这个影响在前 4 年内是逐步提高的,最高达到 27.3 个百分点。 DID PSM 方法所得到的估计值比固定效应模型所得到的估计值小一些,但仍然是显著的,且趋势也和后者相一致。

改制企业之所以能够比国有企业有更低的就业下降率,可能是因为改制企业在改制以前就进行了大量的裁员,所以它们在改制后不再需要通过裁员来提高效率。针对这种可能性,我们在固定

效应面板回归中加入了改制前的年份哑变量,发现改制企业在改制前并没有比国有企业裁减更多的员工,因此我们的结论是可靠的。

二、数据和描述统计

(一)数据

我们使用的数据来源于“2002 年国有企业改制调查”,该调查是由原国家经贸委和世界银行国际金融公司于 2002 年共同进行的。原始样本包括 11 个城市的 683 个企业,这 11 个城市是哈尔滨(120 个企业)、抚顺(11 个企业)、唐山(59 个企业)、西宁(26 个企业)、兰州(39 个企业)、潍坊(30 个企业)、成都(44 个企业)、贵阳(149 个企业)、黄石(79 个企业)、镇江(69 个企业)和衡阳(57 个企业)。尽管这 11 个城市不一定能代表全国的情形,但是,它们的地理分布、人口规模、政治地位以及经济发展水平具有较强的多样性,能够反映改制的一般性规律。样本企业都是从 1995 年底仍是国有企业的企业中选取的。之所以选取 1995 年作为调查起始年,是因为大规模的改制是从 1996 年开始的。样本的取样年份是 1995—2001 年。

此次调查的取样过程存在一定的偏差。调查的具体执行是由各城市的经贸委完成的,它们可能倾向于选择与政府关系密切的企业进行调查,而这些企业通常是那些规模较大或没有改制的国有企业。这就会导致样本中没有改制的国有企业的比重过大。为了纠正这种偏差,我们用以下的方法对每个城市的国有企业进行重新抽样。

令 s_{it} 为城市 i 在第 t 年的国有企业数与改制企业数之比,并令 δ_{it} 为我们样本中相应的比例。我们的目的是在新样本中保留所有的改制企业而对国有企业进行重新抽样。为此,对于城市 i 及第 t 年,我们定义权重 $\omega_t = s_{it}/\delta_{it}$ 。如果用这个权重对每年进行抽样,则我们可以保证重新抽样之后的样本中各城市的国有企业数与改制企业数之比与各城市总体的相应比例相等。但是,对每年进行单独抽样不能保证数据的面板结构,因为每年所抽的企业可能是不同的。因此,我们为每一个

城市定义一个唯一的权重 $\omega_i = \sum_{t=1995}^{2001} \omega_t (N_{it}/N_i)$, 其中 N_{it} 是样本中城市 i 第 t 年的国有企业数,而 N_i 是 N_{it} 1995 年到 2001 年的总和。然后,我们用这个权重对每个城市 2001 年的国有企业进行重新抽样,我们保留这些抽中的国有企业每年的观察值,并删除其他没有被抽中的国有企业。在重新抽样后,我们得到包括 386 个企业的新样本。它们的分布如下:哈尔滨 71 个、抚顺 6 个、唐山 35 个、西宁 19 个、兰州 13 个、成都 11 个、贵阳 52 个、潍坊 27 个、黄石 52 个、镇江 45 个、衡阳 55 个。

这些企业进行改制的年份有所不同,而对于所有的改制企业,我们都有至少一年改制以前的数据,这使我们能够考虑企业的固定效应,比较企业个体内部的就业变化情况。同时,改制之后几年的观察值又使我们能够分析改制之后就业变化的动态趋势。

(二)描述统计

我们将国有企业引进私人股份定义为改制(Estrin and Rosevers, 1999; Guo and Yao, 2005; 宋立刚、姚洋, 2005)。以往的研究表明,企业业绩随私人股份的增加而提高,^①因此,用这个定义得到的估计值是改制对就业的影响的下界。图 1 显示了新样本中改制的趋势。最早的改制发生在 1996 年,而 1998 年是改制加速的转折点。至 2001 年末,386 家样本企业中有 154 家,即 39.9% 的企业进行了改制;与此同时,平均的私人股份份额在取样期间稳步增长,到 2001 年底时达到了 25%。

我们用在岗职工人数来衡量企业的就业状况。人浮于事是国有企业存在的普遍问题。为了解决这个问题,国企纷纷开展了“减员增效”活动。但是,为了不影响社会稳定,“减员增效”所采用的

① 参见 Garnaut 等(2006)和宋立刚、姚洋(2005)。

措施主要是“下岗”和“内退”,结果,企业的真实就业水平(在岗人数)和名义就业水平(职工总数)就存在巨大的差异(图 2)。因此,使用在岗人数来衡量企业的就业状况是合适的。

图 2 比较了国有企业和改制企业的就业状况在调查时间内的变化。国有企业的在岗人数在调查时间内一直持续下降,单个企业的平均就业规模从 1995 年的 700 人下降到 2001 年的 400 人。改制企业的在岗人数在调查时间内一直比国有企业的在岗人数多。这个差异也许是因为先改制的企业都是规模较大的企业,所以更有意义的是比较两类企业的就业增长率。在 1995 年到 1997 年之间,改制企业的平均在岗人数持续增长;1997 年之后,它们和国有企业一样开始呈下降趋势,但是下降速度比国有企业要慢。从 1995 年到 2001 年,国有企业平均每年下降 7.2%,而改制企业从 1997 年到 2001 年平均每年下降 3.8%。

三、计量方法

要估计改制对企业就业的影响,我们首先需要估计改制企业如果没有进行改制的就业水平。在没有自然实验的情况下,我们没有办法直接取得这个估计。在本文中,我们用两种计量手段以获得尽可能理想的估计。一个

是固定效应面板方法,另一个是差分内差分倾向分值得匹配方法。这两种方法都能有效控制由不随时间变化的因素带来的选择性偏差,此外,第二种方法不依赖于线性方程形式的假设,并且对控制组的处理更加合理。我们可以通过比较这两种方法的结果来检验我们结论的可靠性。

正如我们在前一节所指出的,研究就业增长率是一个比研究就业规模更为合理的方法。然而,年增长率是不稳定的,存在许多不能由可观察变量控制的干扰因素。在本文里,我们研究以 1995 年为基年的就业定基增长率,具体而言,企业 i 第 t 年的就业增长率定义为它在第 t 年的在岗人数相对于 1995 年增加的百分比。^①

(一) 固定效应模型

利用我们的面板数据所提供的优势,我们估计以下包含企业和年份固定效应的面板模型:

$$Y_{it} = X_{it-1}\beta + \delta P_{it} + \alpha_i + I_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是企业 i 第 t ($t=1996, 1997, \dots, 2001$) 年的就业增长率, X_{it-1} 是一组反映企业绩效、就业和财务状况的变量(滞后一期), P_{it} 是表示改制的哑变量(企业有私人股份时等于 1, 否则等于 0), α_i

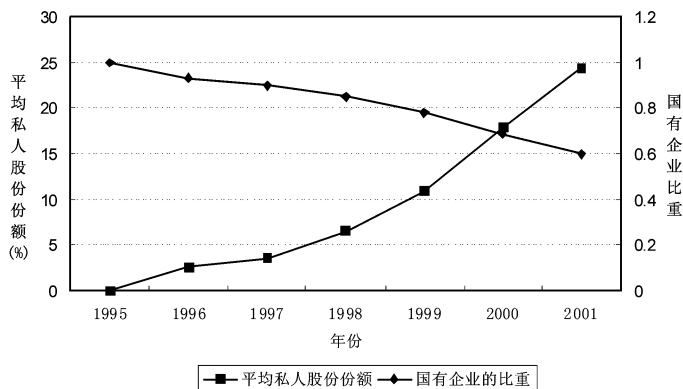


图 1 1995 年—2001 年样本企业的改制情况

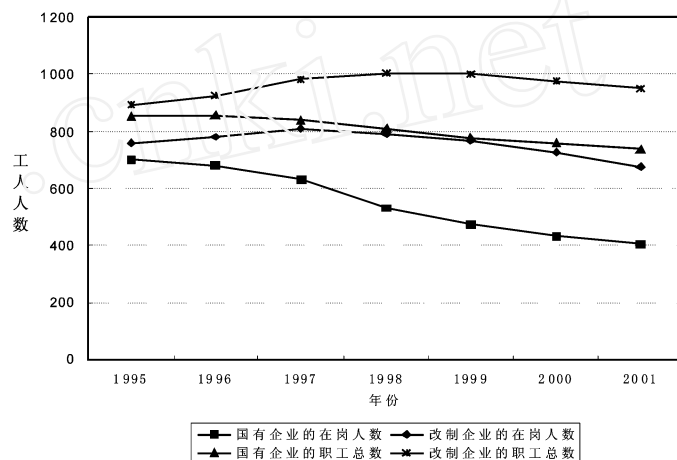


图 2 在岗人数和职工总数的变化趋势

① 1995 年的定基增长率因此为 0。

是企业 i 的固定效应,而 I_t 是年份 t 的固定效应。控制变量滞后一期,为的是避免它们与因变量可能存在的同时决定问题。为此,因变量的取值是从 1996 年到 2001 年。企业固定效应控制了企业层面不随时间变化且与企业所有权及就业相关的不可观察的因素,它们消除了解释变量与误差项之间不随时间变化的相关关系。年份固定效应控制了与就业和改制同时相关的时间因素,包括影响就业和改制决策的宏观经济条件和政府政策等。残差项 ε_{it} 包括了衡量误差和方程设定误差,我们的识别假设是这些误差都与改制决策无关。我们所关心的系数是 δ ,它度量了改制企业和国有企业之间就业增长率的平均差别。

改制对就业的影响可以分成两类。第一类是通过改变企业现存的盈利能力、就业条件和财务状况作用于企业的就业。在改制过程中,两条措施对于改善企业的财务状况很重要,一个是债务减免,另一个是改制价格的折扣。为了能让改制企业同意保留更多的员工,地方政府会在改制的价格上给予一定折扣;同时,改制企业往往另立新企业,而将部分或者全部债务留在旧企业名下 (Garnaut et al, 2006)。这两条措施使改制企业的财务状况自动得到改善,从而也提高企业就业水平。我们将此类就业的增加归为改制的间接影响。第二类影响则通过提高对企业业绩的预期来提高企业的就业水平。预期的提高可能来源于改制之后较高的企业管理水平、更有效的激励机制、更多的新产品、更多的研发投入以及其他无法通过企业现存的盈利能力、就业条件和财务状况所体现的措施。我们把这类影响称为改制的直接影响。方程 (1) 中改制哑变量的系数衡量的就是改制的直接影响,因为方程控制了通过控制变量实现的间接影响。然而,除了估计直接影响,我们也想知道改制对就业的总影响的大小(即直接影响和间接影响之和)。删除方程 (1) 中的控制变量,对其重新进行估计,就可以得到这个总影响。^①

我们还想考察改制的动态效果。为此,我们将方程 (1) 中的改制哑变量拆分成一组改制之后的年份哑变量: $priv_{0it}$ (改制当年), $priv_{1it}$ (改制后第一年), $\dots$, 和 $priv_{5it}$ (改制后第 5 年)。^② 自然地,这 6 个哑变量之和等于原先的改制哑变量。我们通过估计以下方程得到改制的直接影响:

$$Y_{it} = X_{it-1}\beta \prod priv_{0it} + \prod priv_{1it} + \prod priv_{2it} + \prod priv_{3it} + \prod priv_{4it} + \prod priv_{5it} + \alpha_i + I_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中, $\prod$ 衡量的是改制当年改制对就业的平均影响, $\prod$ 衡量的是改制后第一年改制对就业的平均影响,以此类推。方程 (2) 能够让我们知道改制对就业影响的实现速度,回答诸如改制的作用是即时发生的还是逐渐发生的,是暂时性的还是持久性的这样的问题。和估计平均影响时类似,我们也将去掉控制变量后对方程 (2) 进行第二次回归,以获得改制总影响的动态效果。

(二) 差分内差分倾向分值匹配方法

DID PSM 方法的第一步是估计观察值的倾向分值。由于企业改制是一次性的,且一般不会反复,因此,我们将试验组定义为改制企业在改制当年的观察值,将控制组定义为至 2001 年仍没有改制的企业每一年的观察值。根据这两个定义,试验组中有 154 个观察值,控制组中有 1392 个观察值。我们采用下面的随机效应逻辑模型来估计样本的倾向分值:^③

$$P_{it} = Z_{it-1}\gamma + v_i + J_t + e_{it}, \quad (3)$$

其中, $P_{it} > 0$ 表示实现了改制, $P_{it} \leq 0$ 表示没有实现改制; Z_{it-1} 是一组预测改制发生概率的变量(滞

① 这个结论可以被严格证明。有兴趣的读者可以向作者索要证明过程。

② 我们数据中改制的的第一年是 1996 年,所以改制后的年份最多有 5 年。

③ 由于控制组中存在一个企业多个年份的观察值,因此,控制企业效应是重要的。我们的面板数据时间相对短,所以固定效应逻辑模型不能得到一致性估计。

后一期), v_i 是企业的随机效应, J_t 是年份 t 的年份效应, e_{it} 是独立同分布的随机项。在计算观察值的倾向分值时, 我们假定 $E(v_i) = 0$ 。

根据 Heckman 等(1997, 1998)的文章, 我们采用差分内差分来估计改制的作用, 匹配过程中的权重函数则采用 Kernel 函数(具体形式可参见 Heckman 等(1998))。我们的匹配方法和标准的匹配方法有些差异, 因为改制发生在不同的年份。表 1 介绍了样本的匹配方法和需要估计的各种效应。在表中, T_0 表示改制前的年份, 而 T_1 表示改制后的年份。对试验组的企业而言, T_0 永远是改制前一年; 因为发生改制的年份不同, 所以这些 T_0 也不同。 T_1 是改制后的年份, 根据要估计的效应不同而变化, 比如, 要估计改制一年后改制对就业的影响, T_1 就是改制后一年, 以此类推。对于控制组, T_0 是 1995 年到 2000 年中的任意一年, 而 T_1 等于 $T_0 + k + 1$, 其中 k 表示改制后第 k 年(必须保证 $T_0 + k + 1 \leq 2001$)。改制后第 k 年改制的影响为:

$$\alpha_k = \frac{1}{P_k} \sum_i^{P_k} [(Y_{k1i} - Y_{0i}) - \sum_j^{NP_k} W_{ij} (Y'_{k1j} - Y'_{k0j})], \tag{4}$$

其中, P_k 表示在估计改制后第 k 年的效果时试验组中的个数, NP_k 表示相应的控制组中的个数; Y_{0i} 表示试验组中第 i 个企业在改制前一年的就业增长率, Y_{k1i} 是它在改制后第 k 年的就业增长率; Y'_{k0j} 和 Y'_{k1j} 分别表示控制组中的第 j 个企业间隔 $k + 1$ 年的两个年份的就业增长率; 最后, W_{ij} 是和试验组中企业 i 相匹配的控制组企业 j 的 Kernel 加权函数。^①根据定义, DID PSM 的估计结果 α_k 就是改制后第 k 年改制对就业影响的平均效果。

表 1 关于 DID PSM 匹配的说明

要估计的影响	试验组		控制组	
	T0	T1	T0	T1
改制当年的影响	改制前一年 (Y_{0i})	改制当年 (Y_{01i})	任何一年 (Y'_{00j})	$T0 + 1$ (Y'_{01j})
改制后第一年的影响	改制前一年 (Y_{0i})	改制后第一年 (Y_{11i})	任何一年 (Y'_{10j})	$T0 + 2$ (Y'_{11j})
改制后第二年的影响	改制前一年 (Y_{0i})	改制后第二年 (Y_{21i})	任何一年 (Y'_{20j})	$T0 + 3$ (Y'_{21j})
...	...	...	...	...

注: 对于改制企业而言, $T0$ 表示改制前一年, 而 $T1$ 则表示改制之后的年份。 Y_{0i} 表示试验组中第 i 个企业在改制前一年的就业增长率, Y_{k1i} 表示试验组中第 i 个企业在改制后第 k 年的就业增长率; 而 Y'_{k0j} 和 Y'_{k1j} 是控制组中第 j 个企业相应的就业增长率。控制组中 $T0$ 和 $T1$ 的时间间隔和试验组一致。

四、固定效应模型的估计结果

本节报告使用固定效应模型得到的改制对就业的影响。我们先介绍改制对就业影响的平均效果, 然后再介绍改制之后五年中改制对就业影响的动态效果。

(一) 控制变量

我们的控制变量分成四组。第一组是反映企业绩效的变量, 第二组是和企业就业有关的变量, 第三组是反映企业财务状况的变量, 第四组是企业的城市和行业哑变量。第一组变量包括企业的利润率(税前利润/总资产)^②、劳动生产率(销售收入/在岗人数, 2001 年价格)、单位成本(生产成本/销售收入)、投资率(新增投资/总资产)和外部国有股的份额。我们预期, 较高的利润率、劳动生产

① 关于 W_{ij} 的具体形式, 请参见 Heckman 等(1998)。
② 我们用企业的总资产而不是企业的净资产, 因为许多企业的净资产是负值。

率和投资率以及较低的单位成本能够导致较高的就业增长率。我们之所以包括外部国有股这个变量,是因为有研究表明,外部国有股能够提高企业的绩效(宋立刚、姚洋,2005)。

第二组控制变量包括人均工资(总工资/在岗人数,2001 年价格)^①、冗员率(下岗、内退和正式退休人数/在岗人数)^②和人均资产(总资产/在岗人数,2001 年价格)^③。我们预期较高的平均工资和冗员率会降低就业增长率。此外,人均资产刻画了企业的资本结构,表明企业是属于资本密集型还是劳动密集型的。许多国有企业都是因为采用资本密集型的技术而导致它们难以吸收更多的职工,所以我们预期较高的人均资产会减缓就业增长。

第三组控制变量包括负债/资产比例(商业负债和银行负债之和/总资产)、新增逾期银行贷款比例(新增逾期银行贷款和利息/总资产)和新增逾期税款比例(新增逾期应缴税金/总资产)。负债/资产比例反映企业的总体财务状况,而逾期银行贷款和逾期税款分别反映企业在向银行借款和与政府打交道时所面临的预算约束。国有企业较差的绩效往往导致企业与银行和政府间的预算软约束。我们预期,这三个变量所代表的企业财务状况的恶化会导致较低的就业增长率。

最后一组控制变量是一组行业和城市哑变量。样本企业涉及的行业非常广泛,如果我们使用两位数行业分类,每个行业中的企业数量就会非常少。于是我们将样本企业划分为 10 个行业。行业和城市哑变量不出现在方程(1)和(2)的固定效应模型中,而只出现在方程(3)的逻辑模型中。

表 2 列出了控制变量和因变量的描述统计。该表还将改制企业和国有企业做了对比。平均而言,改制企业的绩效指标(利润率、劳动生产率和单位成本)优于国有企业,它们的外部国有股份额也比国有企业大。然而,改制企业的投资率要低于国有企业。在就业方面,改制企业的冗员负担较轻,但它们所支付的平均工资要高于国有企业。由于中国的劳动力市场不是完全竞争的,所以企业支付的工资水平也许和企业的绩效有关。在解释估计结果时我们会注意到这一点。最后,改制企业在负债/资产比例和逾期银行贷款等指标上都比国有企业好,但它们的逾期税款比例却要高于国有企业。看来,改制硬化了企业和银行及商业往来间的预算约束,却没有改善甚至恶化了企业和政府之间的预算约束。

(二)改制对就业的平均影响

方程(1)的估计结果见表 3 的前两列,其中的 t 统计值是用可靠(robust)标准差计算得到的。第一列是改制的总影响,第二列是改制的直接影响。根据估计结果,改制的总影响是使在岗人数的定基增长率提高 17.65 个百分点,其 t 值为 6.53。这是一个非常大的影响,因为它相当于国有企业在 1995 年到 2001 年间就业下降比例的 41%。这个影响部分是通过提高绩效以及改善就业条件和财务状况间接实现的,因为第二列所显示的直接影响下降到 11.49 个百分点。但是,这仍然是一个非常显著的影响,它说明改制的确提高了企业对未来发展的预期。

在代表企业绩效的控制变量中,利润率和外部国有股的份额对就业增长率有显著的正影响,但效果都不大:这两个指标每提高一个百分点分别只能提高就业的定基增长率 0.17 和 0.15 个百分点。不过外部国有股对企业就业的正影响仍然值得关注。但是,和我们的直觉不符的是,劳动生产率在 10%的显著性水平上对就业有显著的负影响。这个结果也许和我们把劳动生产率定义为在

① 这个定义夸大了企业支付给在岗职工的平均工资,因为工资总额中包括给下岗和内退职工支付的工资。如果使用全部职工的平均工资,则我们又会低估支付给在岗职工的工资。由于企业的冗员非常严重(图 2),所以,我们所采用的定义是刻画在岗职工劳动成本的更合理指标。

② 正式退休职工也算作企业的冗员,因为在一些地方企业仍然支付他们的退休工资,那些在改制过程中的企业更可能如此。关于此问题的详细讨论,请参见 Garnaut 等(2006)。

③ 我们的调查数据中没有固定资产,所以我们用总资产代替。这两个指标之间的相关性很大,因为大多数企业中固定资产是企业总资产的重要组成部分。

岗人数的人均产出有关。最后,投资率和单位成本对就业的影响不显著。至于代表企业就业状况的变量,平均工资和人均资产都对就业有显著的负影响,但它们的系数都不大。企业的冗员率对企业的就业增长没有显著影响。

表 2 关键变量的描述统计

变量	全部样本			国有企业			改制企业		
	n	m	se	n	m	se	n	m	se
就业增长率(%)	2691	- 8.39	53.07	1619	- 15.94	39.73	1072	3	66.88
反映企业绩效的变量									
利润率(%)	2702	- 1.16	11.84	1624	- 2.64	12	1078	1.06	11.24
劳动生产率(元)	2702	55.7	82.2	1624	5	8.51	1078	6.42	7.68
单位成本(%)	2695	62.75	18.43	1624	64.4	18.55	1071	60.24	17.96
投资率(%)	2695	13.86	37.9	1624	14.85	34.61	1071	12.36	42.37
外部国有股份额(%)	2596	5.45	20.5	1614	3.51	18.18	982	8.64	23.51
反映企业就业状况的变量									
在岗人数	2691	633.96	943.3	1619	551.5	729.86	1072	758.5	1185.07
平均工资(千元)	2689	24.2	228.5	1617	2.36	25.43	1072	2.52	18.3
冗员率(%)	2622	204	809	1583	259	903	1039	119	632
人均固定资产(千元)	2650	235.7	600.6	1597	28.15	68.14	1053	16.63	44.26
反映企业财务状况的变量									
债务/资产比例(%)	2320	69.9	68.44	1393	80.74	73.64	927	53.62	56.01
新增逾期银行贷款/资产(%)	2607	4.39	81.81	1589	6.02	73.14	1018	1.84	93.73
新增逾期税款/资产(%)	2702	1.17	76.59	1624	0.63	23.42	1078	1.99	117.83

注:n表示观察值数,m表示样本均值,se表示样本标准差。

在反映企业财务指标的控制变量中,较高的负债/资产比例在统计上显著降低就业增长率,但实际效果不大,该比例每增加一个百分点仅使企业的就业增长下降 0.03 个百分点。另外两个代表企业与银行和政府之间的预算软约束的变量在统计上高度不显著。

(三) 改制对就业的动态影响

我们接下来讨论改制对就业的动态影响。表 3 的第三列和第四列分别是改制对就业的总影响和直接影响。在控制变量中,利润率、人均资产和负债/资产比例的符号与静态回归中的一致,且仍然显著,但是劳动生产率、外部国有股份额和平均工资变得不显著了。其他控制变量仍然不显著。改制对就业的总影响非常大,第三列中的 6 个改制哑变量的系数都很大,而且高度显著。在改制当年,改制企业的定基增长率平均就比国有企业高 14.2 个百分点;并且,在改制之后的 4 年里,改制的影响越来越大,第 4 年达到 27.3 个百分点。改制后第 5 年,该影响下降到 23.5 个百分点。第四列中的直接影响的动态走势与总影响的走势相同,只是所有的系数都有所下降。这些结果表明,改制对就业的积极作用不仅是即时发生的,而且能够持续相当长的一段时间。

五、差分内差分倾向分值匹配方法的估计结果

使用 DID PSM 方法最关键的一步是估计倾向分值。PSM 方法是建立在独立无关假设(CIA)条

件基础上的,即在经过倾向分值匹配后因变量与试验事件无关。因此,估计倾向分值方程的设定原则是,同时影响参与试验决策和因变量的变量都应该作为解释变量放入方程中 (Heckman 等, 1997)。另外,只有没有受试验影响的变量才应该放入方程中 (Jalan and Ravallion, 2003)。所以,放入方程中的变量要么是固定不变的变量,要么是试验发生前度量的变量。已有文献表明,企业绩效、就业情况和财务状况都会影响改制的决策 (Brandt and Li, 2005; Guo and Yao, 2005),所以我们将前面固定效应模型中的控制变量全部放到倾向方程中,同时加入了在岗人数这个变量;^①同前面一样,我们在方程中放入的也都是这些变量滞后一年的值。除此之外,我们还在方程中放入城市、行业 and 年份的哑变量,以控制不可观察的城市和行业特性以及随时间变化的政府政策和宏观经济波动等因素。另外,为了满足平衡检验 (balance test) 的要求,我们在方程中加入了一些变量的平方项。

倾向分值的估计结果如表 4 所示。虽然显著的变量很少,但是该模型有很好

表 3 固定效应面板模型的估计结果

	平均影响		动态影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)
改制哑变量	17.654*** (6.53)	11.492*** (4.14)		
改制当年			14.188*** (4.52)	9.073*** (3.00)
改制后第一年			21.241*** (5.88)	14.853*** (3.67)
改制后第二年			24.442*** (5.55)	22.682*** (4.79)
改制后第三年			26.973*** (5.12)	25.480*** (4.50)
改制后第四年			27.288*** (4.22)	26.874*** (3.90)
改制后第五年			23.454*** (2.92)	19.958** (2.40)
反映企业绩效的变量				
利润率 (%)		0.169* (1.88)		0.152* (1.69)
劳动生产率 (千元)		- 0.301* (1.65)		- 0.268 (1.47)
单位成本 (%)		0.063 (0.86)		0.060 (0.81)
投资率 (%)		0.112 (1.56)		0.114 (1.59)
外部国有股份额 (%)		0.145* (1.90)		0.083 (1.06)
反映企业就业状况的变量				
平均工资 (千元)		- 0.130* (1.72)		- 0.121 (1.61)
冗员率 (%)		- 0.156 (0.87)		- 0.159 (0.89)
人均固定资产 (千元)		- 0.110*** (5.19)		- 0.106*** (5.00)
反映企业财务状况的变量				
债务/资产比例 (%)		- 0.027* (1.75)		- 0.028* (1.80)
新增逾期银行贷款/资产 (%)		- 0.659 (0.71)		- 0.689 (0.74)
新增逾期税款/资产 (%)		1.109 (1.04)		1.170 (1.10)
常数项	- 0.912 (0.56)	0.169* (1.88)	0.090 (0.05)	- 0.956 (0.18)
观察值个数	2691	2156	2691	2156
企业个数	386	377	386	377
R ²	0.09	0.15	0.10	0.16

注:被解释变量是以 1995 年为基年的就业定基增长率,估计方法为企业和年度的双向固定效应面板模型。所有的控制变量都取滞后一期的值。列 1 和列 2 分别报告的是改制的总影响和直接影响的估计结果,列 3 和列 4 报告的是改制的总动态影响和直接动态影响的估计结果。括号中报告的是根据可靠标准差计算的估计值的 t 值。*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。以下表 4 同。

^① 根据定义,就业的定基增长率已经把企业规模考虑进去了,所以我们没有把在岗人数作为解释变量放入就业增长方程。

的预测效果。预测正确率是检测倾向分值估计方程的设定效果的重要指标(Heckman 等, 1998)。计算预测率的关键是为倾向分值确定一个阈值,如果一个样本的倾向分值超过该值,则可以预测该样本属于试验组。在文献中,这个阈值一般确定为试验组样本量占总样本量的比例。在本文中,这个值是 0.103。使用这个比例,我们发现试验组和控制组的预测正确率分别是 76.2 %和 74.7 %,这说明我们的倾向分值有较强的预测能力。

平衡检验一般检查匹配之后解释变量是否还能够提供有关试验决策的信息。如果匹配后试验组和控制组的变量仍然存在差异(即控制变量还能够提供有关试验决策的信息),则倾向分值方程的设定存在错误或者独立无关条件不成立。在本文中,我们通过比较匹配前后的假 R^2 来进行平衡检验。假 R^2 体现了逻辑模型回归中的变量解释参与试验概率的能力。我们发现,匹配之前的假 R^2 是 0.234,而匹配之后仅为 0.025,这说明在根据倾向分值匹配之后,解释变量不能再对试验决策提供新的信息,我们的平衡检验因此可以通过。

改制企业的平均倾向分值为 0.418(标准差为 0.360),而国有企业的平均倾向分值为 0.086(标准差为 0.158)。图 3 是改制企业和国有企业的倾向分值的柱状分布图。可以看出,两类企业的分布有一些不重合的区域。为了满足共同支撑假设,我们在下面的计算过程中去掉了非重合区域内的改制企业。

基于方程(5)的 DID PSM 估计结果如表 5 所示。除了改制当年的影响不显著外,改

表 5 DID PSM 的估计结果

	改制企业的个数	完全国有企业的个数	估计值	标准差	t 值
改制当年的影响	124	1352	1.431	1.783	0.803
改制后第一年的影响	93	1128	7.888	3.793	2.080
改制后第二年的影响	70	902	10.212	6.168	1.656
改制后第三年的影响	52	675	15.742	8.673	1.815
改制后第四年的影响	35	448	19.628	10.746	1.826
改制后第五年的影响	22	221	18.471	10.211	1.809

注:对改制企业和国有企业的匹配方法参见表 1。

表 4 倾向分值的 Logit 估计结果

变量	系数	z 值
反映企业绩效的变量		
利润率 (%)	0.013	0.76
劳动生产率(千元)	0.023	0.89
单位成本 (%)	- 0.020 *	1.81
投资率 (%)	- 0.008	1.20
外部国有股份额 (%)	0.016	1.54
反映企业就业状况的变量		
改制前的在岗人数(人)	0.0002	0.79
平均工资(千元)	0.055	1.30
冗员率 (%)	- 0.096	1.17
人均固定资产(千元)	- 0.012	1.34
人均固定资产平方	0.000	1.54
反映企业财务状况的变量		
负债/资产比例 (%)	0.004	0.58
(负债/资产比例)平方	- 0.000013	0.96
新增逾期银行贷款/资产 (%)	- 0.182	0.33
(新增逾期银行贷款/资产)平方	- 0.107	0.55
新增逾期税款/资产 (%)	0.762	1.62
常数项	- 4.341 ***	2.87
观察值个数	1500	
企业个数	370	
对数似然函数值	- 271.7	

注:试验组只包括改制企业在改制当年的观察值,控制组包括直至 2001 年还没有改制的国有企业每一年的观察值。所有的控制变量都取滞后一期的值。行业、城市和年份哑变量的估计结果没有报告。

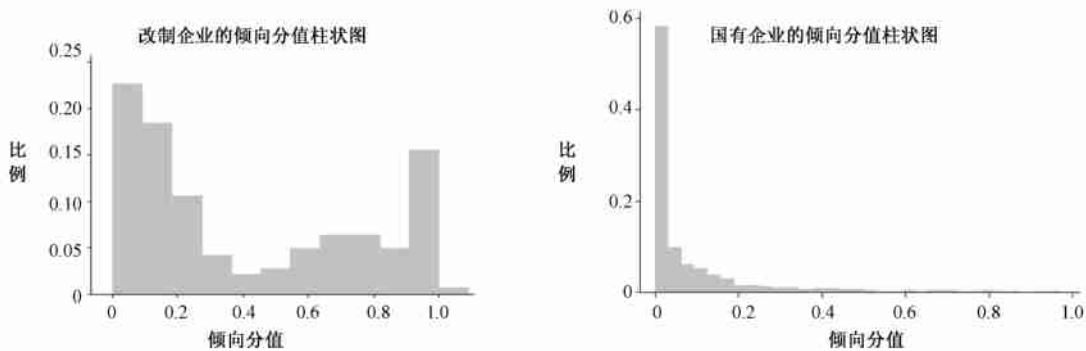


图 3 倾向分值柱状图

制之后所有年份的影响都是显著的。它们的系数小于用固定效应模型估计的总影响和直接影响,但它们的时间走势与固定效应模型的结果一致,即改制的影响随改制的年份增加,到改制后第四年达到顶峰,改制后第五年有所下降。值得注意的是,DID PSM 估计的系数仍然较大,比如,改制后第四年的系数达到 19.6。

六、可靠性检验

我们前面的研究发现,改制企业的就业增长率要高于国有企业的就业增长率。对这个结论的一个可能解释是,改制企业在改制之前解雇的工人要多于国有企业,改制之后它们就可以轻装上阵,少解雇工人。换句话说,这里存在一个道德风险问题。对于一个企业而言,解雇工人是有成本的,因为他们需要给被解雇或下岗的工人支付一定的补偿 (Carnaut 等,2006)。如果企业经理预期到企业很快要改制,而他将会是企业未来的所有者,他就会在改制之前解雇更多的工人,以避免企业改制后他自己需要支付的补贴。如果确实存在这个问题,则无论是固定效应估计,还是 DID PSM 估计都有可能高估改制对就业的正面作用。为了解决这个问题,我们对估计结果做一个可靠性检验,在动态效应方程(2)中加入改制之前的年份哑变量。^① 如果改制企业在改制之前比国有企业裁员幅度更大的话,改制之前年份的哑变量的系数就应该显著为负。

和以前一样,我们估计了改制的总影响和直接影响。为了让结果更加直观,我们不展示估计的全部结果,而是在图 4 中画出了改制年份哑变量的系数走势。图中的横轴表示改制前后的年份,纵轴是估计值的大小。我们的数据使我们能够估计改制之前 5 年和改制之后 5 年的影响。如图 4 所示,无论是总影响还是直接影响都总是正的,而且随时间保持递增的趋势。在反映总影响的系数中,除了改制前第 4 年和改制前第 5 年不显著外,其余年份哑变量的系数都是显著的。而在直接影响的系数中,除以上两个系数外,改制前第 2 年和第 3 年以及改制后第 4 年和第 5 年的系数也不显著。从这些结

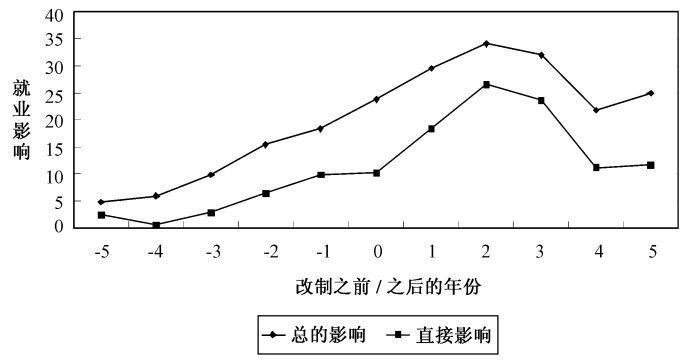


图 4 可靠性检验中改制前、后年份哑变量的系数

① 此时,在回归中我们无法控制企业的固定效应。

果来看,也许改制过程中确实存在选择性偏差,也就是说,就业增长率比较快的企业会首先进行改制。虽然这种可能性存在,我们相信企业的固定效应能够较好地控制这种偏差。同样值得注意的是,改制之后的系数开始突然增大,最高达到近 30 个百分点(改制之后第 2 年),这表明除了选择性偏差之外还有别的因素在起作用,改制对就业确实有积极的影响。

七、结论

本文利用一套独特的面板数据,用计量方法考察了国有企业改制对企业就业的影响。我们的固定效应模型表明,改制平均能够提高企业就业的定基增长率 17.7 个百分点;在控制了企业的绩效、就业和财务状况等因素后,改制对就业定基增长率的积极影响仍有 11.5 个百分点。我们进一步发现,改制对就业增长率的积极影响在改制之后 4 年里是递增的。我们还使用了差分内差分倾向分值匹配方法来放松在固定效应模型中使用的线性方程假设,并且将改制企业和国有企业的比较限定在共同支撑内,这样得到的结果与固定效应模型的估计结果一致。我们的可靠性检验拒绝了企业经理的道德风险假说,发现改制企业在改制之前没有比国有企业解雇更多的工人。所以,改制的积极影响不是企业策略行为的结果,而是改制对企业就业的真实作用。

那么,我们应该如何解释 20 世纪 90 年代末至今的失业和下岗现象呢?虽然具体原因有待更详细的研究才能确定,我们在这里给出两个尝试性的解释。第一,这是国有企业结构调整的结果。20 世纪 90 年代的结构调整包括关闭没有生存能力(尤其是资源行业)的企业和削减某些产业(比如纺织业)的过剩生产能力。一个典型的例子是本次调查的样本城市之一抚顺。抚顺是一个以采矿业为主的城市,而它的煤矿资源在 20 世纪 90 年代中期已经耗尽,之后的产业调整过程非常痛苦,2001 年的失业率达到 40%。然而,抚顺的改制比例却是 11 个样本城市中较低的(2001 年改制比例为 45%)。第二,大量的失业也和国有企业采取“减员增效”政策有关。在 20 世纪 90 年代,民营经济崛起,民营企业成为国有企业有力的竞争对手(Carnaut et al, 2001)。除此之外,银行加强了对国有企业的贷款约束(Cao et al, 1999)。于是,国有企业既要面对民营企业的激烈竞争,又要面对硬化的信贷约束,这迫使它们为了生存而提高效率,裁减冗员因此成为它们的自然选择。

参考文献

- Carnaut, R.、宋立刚、S. Tenev、姚洋,2006:《中国企业的所有制改革:进程、成效及其前景》,中国财政经济出版社。
- 刘小玄、李利英,2005:《企业产权变革的效率分析》,《中国社会科学》第 2 期。
- 宋立刚、姚洋,2005:《改制对企业绩效的影响》,《中国社会科学》第 2 期。
- Boubarkri, N. and C. Jean-Claude, 1998, “The Financial and Operating Performance of Newly Privatized Firms: Evidence from Developing Countries”, *Journal of Finance*, LIII (3): 1081—1110.
- Brandt, L., J. Roberts and H. Li, 2005, “Banks and Enterprise Privatization in China”, *Journal of Law, Economics, and Organization*, 21(2): 524—546.
- Cao, Y., Y. Qian, and B. Weingast, 1999, “From Federalism, Chinese Style to Privatization, Chinese Style”, *Economics of Transition*, 7(1): 103—131.
- Dehejia R. and S. Wahba, 1999, “Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs”, *Journal of the American Statistical Association*, 94(488): 1053—1062.
- Djankov S. and P. Murrell, 2002, “Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey”, *Journal of Economic Literature*, XL (3): 739—792.
- D'Souza J. and W. Megginson, 1999, “The Financial and Operating Performance of Privatized Firms during the 1990s”, *Journal of Finance*, LIV(4): 1397—1438.
- D'Souza, J., K. Hassan, O. Varela and Z. Wei, 2003, “The Financial and Operating Performance of China's Newly Privatized Firms”, *Financial Management*, Summer: 107—126.
- Estrin, S. and A. Rosevers, 1999, “Enterprise Performance and Ownership: The Case of Ukraine”, *European Economic Review*, 1999, 43:

1125—1136.

Frydman, R., C. Gray, M. Hessel, and A. Rapaczynski, 1999, "When Does Privatization Work? The Impact of Private Ownership on Corporate Performance in the Transition Economies", *The Quarterly Journal of Economics*, 114(4): 1153—1191.

Galal, A., J. Jones, P. Tandon and I. Vogelsang, 1994, *Welfare Consequences of Selling Public Enterprises*, The World Bank, Washington, D. C.

Garnaut, R., L. Song, Y. Yao, and X. Wang, 2001, *Private Enterprise in China*, Asia Pacific Press at Australian National University, Canberra and China Center for Economic Research at Peking University, Beijing, 2001.

Garnaut, R., L. Song, and Y. Yao, 2005, "Impact and Significance of State-Owned Enterprise Restructuring in China", *China Journal*, Issue 55: 35—66.

Guo K. and Y. Yao, 2005, "Causes of Privatization in China: Testing Several Hypotheses", *Economics of Transition*, 13(2): 211—238.

Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd, 1997, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program", *Review of Economic Studies*, 64(4): 605—654.

Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd, 1998, "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data", *Econometrica*, 66(5): 1017—1098.

Jalan, J. and M. Ravallion, 2003, "Estimating the Benefit Incidence of an Antipoverty Program by Propensity-Score Matching", *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(1): 19—30.

Lizal, L. and J. Svejnar, 2002, "Privatization Revisited: The Effect of Foreign and Domestic Owners on Corporate Performance", CERGE-EI Discussion Paper, No. 2002—2089.

Meggison, W., R. Nash and M. van Randerborgh, 1994, "The Financial and Operating Performance of Newly Privatized Firms: An International Empirical Analysis", *Journal of Finance*, 49: 403—452.

Shleifer, A. and R. Vishny, 1994, "Politicians and Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 109(4): 995—1025.

Xu, L., T. Zhu and Y. Lin, 2005, "Politician Control, Agency Problems, and Ownership Reform: Evidence from China", *Economics of Transition*, 13(1): 1—24.

The Impact of SOE Reform on Employment: Evidence from 11 Cities

Huang Lingwen and Yao Yang

(Agricultural and Applied Economics, Wisconsin University; CCER, Peking University)

Abstract: This paper evaluates the impact of privatization on firm employment using a panel dataset of 386 firms in China in the period 1995—2001. Controlling firm and year fixed effects, our panel regressions find that employment grows faster in privatized firms than in pure state-owned firms by a margin of 17.7 percentage points over the base year of 1995. We also study the dynamic impact of privatization on employment growth and find that the performance of privatized firms improves over time. These findings are robust even after we control other performance and financial variables as well as the pre-privatization employment history of privatized firms. In addition, we employ the difference-in-difference propensity score matching method to check the robustness of our results. The estimates confirm the regression-based results.

Key Words: SOE Reform; Employment; PSM

JEL Classification: J230, L330, P310

(责任编辑:松 木)(校对:晓 鸥)