

政府补贴与企业员工就业^{*}

——基于配对倍差法的实证分析

张伯伟 沈得芳

内容提要:本文在采用倾向评分配对倍差法克服样本选择偏误的基础上,利用中国2001—2007年的微观企业数据实证分析了政府补贴对企业员工就业的影响。研究表明,政府补贴能够显著促进企业员工就业水平。在此基础上,进一步横向考察政府补贴对企业员工就业影响的所有制、地区以及要素密集度差异,发现补贴对不同特征企业的就业规模产生了不同程度的影响。最后,针对就业性别歧视这一社会问题,基于补贴视角进行了分析,结果表明补贴能够有效促进就业公平,提高企业女性员工的就业规模。

关键词:政府补贴 员工就业 配对倍差法 性别歧视

一、引言

改革开放以来,我国经济一直保持着长期的高速增长。1978—2013年间实际GDP的平均增速高达9.85%^①,2010年国内生产总值超过日本,成为世界第二大经济体。然而,在经济快速发展和人民生活水平大幅度提高的同时,一些社会问题也日益凸显。由于我国人口基数大,而且经济发展过程中还存在的一系列问题,就业形势一直比较严峻,高校毕业生、产业转型过程中的下岗工人以及农民工等重点人群的就业问题依然突出。为促进就业、推动经济发展与扩大就业良性互动,中国政府通过财政、金融、产业等调控政策大力发展经济,创造和扩大就业岗位。作为吸纳劳动力就业的主渠道,政府对企业进行直接补贴,以期不断提升企业带动就业增加的能力。根据中国工业企业数据库“财务信息”中的补贴收入计算,中国政府对企业的补贴力度逐年加大。补贴总额从1998年的288.23亿元增加到2007年的842.83亿元,接受补贴的企业占总企业的比重从1998年的9.39%增加到2007年的12.10%。

目前,国内有关政府补贴作用效果的研究,大致

上可以分为微观和宏观两个层面。唐清泉、罗党论(2007)考察了政府补贴的效果,发现与经济效益相比,补贴更有助于上市公司社会效益的提高。邵敏、包群(2012)选取2000—2006年间持续经营的58941家企业样本,采用广义倾向评分匹配方法考察了不同补贴力度对企业生产率的影响。研究结果表明,随着政府补贴力度的提高,补贴对企业生产率的作用从显著促进逐渐转变为显著抑制。由此可见,补贴并不是越多越好。施炳展(2012)利用1999—2007年中国工业企业微观数据,采用配对倍差法实证分析了补贴对企业出口行为的影响,发现补贴显著提升了企业的出口参与和出口规模。随后,施炳展等(2013)的研究进一步指出,补贴对企业出口价值量的促进作用是通过降低出口价格、增加出口数量实现的。

面对中国政府广泛和持续的补贴,本文关注的问题是政府补贴对企业员工就业会产生怎样的影响?根据施炳展等(2013)和Girma et al(2007)的分析,中国政府对企业的补贴大部分可归为生产性补贴,其主要形式包括所得税和增值税返还、补偿性收入和其他符合产业政策的财政补贴等(陈晓、李静,2001)。一方面,补贴收入可能会通过作用于与企业

* 张伯伟、沈得芳,南开大学经济学院国际经济贸易系,邮政编码:370001,电子邮箱:shendefang2006@163.com。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

生产方面相关的能力进而促进其员工就业。政府无偿付给企业的资金可以帮助企业用于招聘和培训新员工,具有直接促进就业的效应。同时,政府补贴可以缓解部分企业所面临的融资约束,有充足的资金用于改善自身的生产经营状况和提升研发能力,在开展新项目、扩大生产规模的同时也必然需要雇佣更多的员工。另一方面,部分学者开始质疑补贴的合理性,他们认为大部分补贴都流向了产能过剩行业,并不一定能够带来更高的经济和社会效益。首先,由于政府掌握经济决策权,会导致那些与政府关系紧密的企业能够获得大量的补贴,容易产生官员的寻租行为(余明桂等,2010);其次,由于补贴政策体系十分复杂,其分配过程不易监管,会导致补贴的错用和滥用。从上述理论分析来看,政府补贴对企业员工就业的影响具有不确定性,为更深入理解政府干预与就业的关系提供事实与经验,本文将对此问题进行实证考察。

一般情况下,接受补贴的企业和没有接受补贴的企业在均未补贴情况下的就业规模可能存在差异。例如,员工人数多的企业一般生产规模较大,可能更容易获得政府补贴。因此,补贴企业在未补贴情况下的就业人数本身可能就多于未补贴企业,如果采用传统的 OLS 方法直接就补贴收入对企业员工就业的影响进行实证分析可能会产生样本选择偏误问题。基于此,本文将选取中国工业企业 2001—2007 年的微观数据,在采用配对倍差法克服样本自选择偏误的基础上,分析政府补贴对企业员工就业的影响。本文的创新之处可能在于:(1)虽然就业是一个广受关注的话题,但是目前国内还少有文献基于补贴视角对这一问题进行实证分析,本文可能会丰富这一领域的研究;(2)本文采用在较近微观计量文献中得到广泛应用的配对倍差法来克服估计偏误问题,能够弥补传统 OLS 估计的不足,较为客观地

反映补贴收入对企业雇佣人数的真实影响。并且,由于补贴的分配在所有制、地区以及行业之间存在明显差异,本文分别检验了在全样本以及各子样本情况下补贴收入的就业效果;(3)针对目前就业性别歧视仍然大量存在这一社会现象,本文进一步考察了政府补贴对企业中女性员工就业的影响。

二、模型构建及数据说明

在利用配对倍差法实证分析补贴收入对企业员工就业的影响效果之前,本文先从整体以及不同类别企业角度对 2001—2007 年间企业的补贴情况进行描述性分析,以了解政府补贴的分配情况。

(一)描述性分析

根据表 1 可以看出,2001—2007 年中国企业补贴的总量从 361.75 亿元增加到 842.83 亿元,补贴密度从 10.62% 提高到 12.10%,呈现出明显的上升趋势。从所有制性质看,国有企业的平均补贴总量和平均补贴密度最高(分别为 204.17 亿元和 16.93%),外资企业次之(分别为 93.77 亿元和 13.26%),私营企业最低(分别为 91.05 亿元和 8.71%),这说明政府补贴存在着明显的所有制歧视。从区域分布看,政府补贴的地区差异也较明显。政府对东部地区的平均补贴总量最高(391.49 亿元),其次是中部地区(174.43 亿元),西部地区最低(101.07 亿元)。但是,近几年西部地区的补贴密度相较于东部和中部地区都是最高的,可见西部地方政府倾向于对更多的企业进行补贴。从要素密集度看,尽管劳动密集型企业所获得的平均补贴总量在三者之间处于中间地位,但是其平均补贴密度(11.12%)却低于资本密集型企业的 12.23% 和技术密集型企业的 14.27%。这说明相对于劳动密集型企业,政府更倾向于支持资本密集型和技术密集型企业。

表 1 中国企业的补贴情况

		指标	2001	2003	2005	2006	2007	均值
整体		总量	361.75	474.45	789.99	865.91	842.83	666.98
		密度	10.62	12.83	13.06	12.69	12.10	12.26
所有制性质	国有企业	总量	185.69	204.47	229.42	227.20	174.07	204.17
		密度	13.22	14.82	17.40	18.10	21.11	16.93
	私营企业	总量	23.51	57.87	94.49	120.73	158.66	91.05
		密度	6.57	8.93	9.72	9.14	9.18	8.71
	外资企业	总量	23.20	44.68	117.72	133.91	149.35	93.77
		密度	9.55	14.62	13.98	14.47	13.69	13.26

续表 1

		指标	2001	2003	2005	2006	2007	均值
地区	东部地区	总量	209.60	281.04	485.47	512.07	469.26	391.49
		密度	11.12	13.68	13.34	12.69	12.05	12.57
	中部地区	总量	94.44	123.06	187.77	223.38	243.49	174.43
		密度	8.77	8.99	9.90	10.47	9.98	9.62
	西部地区	总量	57.71	70.35	116.75	130.46	130.07	101.07
		密度	11.31	14.49	17.15	17.40	17.32	15.54
要素 密集度	劳动密集型	总量	120.24	156.89	188.40	229.87	254.83	190.05
		密度	9.90	12.07	11.91	11.23	10.51	11.12
	资本密集型	总量	158.15	200.54	426.62	436.72	365.14	317.44
		密度	10.30	11.93	13.13	13.10	12.71	12.23
	技术密集型	总量	83.36	117.02	174.96	199.31	222.85	159.33
		密度	12.36	15.17	14.90	14.72	14.17	14.27

资料来源:根据工业企业数据库整理得到。其中,总量单位为亿元,密度单位为%,计算公式为:密度=补贴企业数/样本本总企业数。企业按照所有制类型、所在地区和要素密集度的划分依据参见注释。

总体来看,在2001—2007年间,中国政府对企业存在着普遍、持续的补贴,然而补贴水平却因企业所有制、所在地区以及要素密集度的不同而存在较大差异。那么,政府补贴究竟会对企业员工就业产生怎样的影响?补贴的这种影响是否会因样本特点的不同而存在差异呢?

(二)模型构建

准确测度补贴收入对企业员工就业的影响并非易事,原因在于会产生样本选择偏误问题。由于政府补贴通常具有一定的指向性,员工人数较多的企业一般生产规模也较大,可能更容易获得补贴或获得更多补贴。因此,即使我们观察到接受补贴的企业其员工人数较多,也无法判断这确实是由政府补贴引起的,这可能源于此类公司的经营状况良好、生产规模较大等。也就是说此类企业即使在没有接受政府补贴的情况下也会创造较多的就业岗位。由于影响企业雇佣人数的因素众多,并不必然是补贴收入带来的结果,为此,和其他评估政策实施效果的研究一样,考察政府补贴是否能够有效促进企业员工就业,需要把补贴收入对企业员工就业的影响从诸多因素中分离出来,而基于倾向分值匹配的倍差法(PSM-DID)可以解决这一问题。

要研究补贴收入是否促进了企业员工就业,需要比较被补贴企业在补贴政策实施前后两个时间段的企业从业人员数的变化。根据 Heckman et al (1997)以及 Smith & Todd(2005)的研究,政府补贴对企业员工就业规模的影响效果 γ 可用(1)式表述:

$$\begin{aligned} \gamma &= E(y_{it}^1 - y_{it}^0 | s_{it} = 1) \\ &= E(y_{it}^1 | s_{it} = 1) - E(y_{it}^0 | s_{it} = 1) \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 代表企业, t 代表年份; s 代表企业是否

接受政府补贴,当企业接受政府补贴时, s 取值为1,否则 s 取值为0; y 为企业的员工就业规模, y^1 和 y^0 分别表示企业在接受和未接受补贴情况下的从业人员数。 $E(y_{it}^1 | s_{it} = 1)$ 表示补贴企业在接受补贴情况下的从业人员数, $E(y_{it}^0 | s_{it} = 1)$ 表示补贴企业在没有接受补贴情况下的从业人员数。由于已发生的事件不可逆转,后者是反事实的,是不可观测的,因此需要寻找与之尽可能相似的未接受补贴的企业,用可观测的未补贴企业的就业人员数来代替补贴企业在未接受补贴情况下的就业人员数,即 $E(y_{it}^0 | s_{it} = 1) = E(y_{it}^0 | s_{it} = 0)$ 。本文选取资本密集度、全要素生产率和企业规模这三个变量作为配对准则,采用倾向匹配方法为接受补贴的企业(处理组)寻找合适的未接受补贴的企业(对照组)。匹配是为处理组企业找到补贴发生之前的与之最相近的对照组企业,因此所有匹配变量均滞后一期。

倾向匹配方法可以使处理组企业和对照组企业的可观测变量尽量相同,但是无法控制不可观测因素,如法律法规、外部需求冲击等因素,以及不随时间变动的企业个体效应的影响。为此,本文引入倍差法(DID),具体估计方程如(2)式:

$$\ln(y_{it}) = C + \beta_1 \cdot s + \beta_2 \cdot t + \gamma \cdot s \cdot t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,变量 y_{it} 和 s 的含义与前文相同, t 为时间虚拟变量, $t=0$ 表示企业接受补贴前的时期, $t=1$ 表示企业接受补贴后的时期, C 为常数项, ε_{it} 为随机扰动项。 β_1 控制处理组与对照组之间的不同,变量 t 的估计系数 β_2 表示随着时间的推移企业员工人数的变化。为了检验补贴效果,我们设立交互项 $s \times t$,当 s 和 t 这两个变量同时取1时,交互项取值为1,其他情况

均为 0, 其系数 γ 即度量了补贴对企业员工就业的真实影响。为了更加准确地估计补贴收入的影响效果, 我们还在(2)式中加入企业资本密集度、企业规模、工资水平、福利水平、企业的利润率以及经营年限等影响员工就业的其他控制变量, 并加入行业和年份虚拟变量, 以控制行业和时间差异所带来的影响。

1. 变量的选取及度量。资本密集度($\ln k$), 定义为固定资产净值年平均余额与从业人员数的比值; 全要素生产率水平($\ln tfp$), 用 Levinsohn & Petrin(2003)提出的半参数估计方法(简称 LP 方法)进行测算, 以“中间投入”作为企业要素投入的工具变量, 使用固定资产净值年余额做资本存量的代理变量(盛丹等, 2011); 企业规模($\ln size$), 用企业工业总产值度量; 工资水平($\ln wage$), 定义为年度应付工资总额与从业人员数的比值; 福利水平($\ln welfare$), 定义为年度应付福利费总额与从业人员数的比值; 利润率($\ln profit$), 定义为企业营业利润与销售额的比值; 经营年限(age), 用当年年份与企业成立年份的差额来度量。

2. 数据处理。本文采用 2001—2007 年的微观企业数据实证考察补贴收入对企业员工就业的影响, 数据来源于《中国工业企业数据库》。其中, 就业规模 y 采用企业全部从业人员年平均数的对数来度量, 补贴 s 采用工业企业数据库“财务信息”中的补贴收入指标来度量。在本文中, 处理组的选择标准为企业在 2001 年没有接受政府补贴, 而在 2002—2007 年期间开始接受补贴, 对照组的选择标准为企业在 2001—2007 年期间始终未接受政府补贴。此外, 本文

还对主要变量的缺失值和异常值进行了处理, 并用相应的价格指数进行平减, 所有的平减指数均以 1997 年为基期, 数据来源为《中国统计年鉴》。

三、估计结果及分析

在进行倍差法估计之前先要进行倾向评分匹配, 本文采用 Logit 模型根据匹配变量计算各个企业接受补贴的倾向得分值(即 PS 值), 计算公式为: $ps_{it} = probability(s_{it} = 1 | x_{it})$ 。然后, 再通过配对方法为处理组企业选择合适的对照组企业。

(一) 政府补贴对企业吸纳就业影响的总体分析

由于在大样本微观数据情况下, 最近邻匹配方法具有很好的稳健性(周世民等, 2013), 因此, 在获得各企业是否接受补贴的倾向得分 PS 值后, 本文采用最近邻配对方法(Nearest Neighbor Matching)对处理组和对照组样本企业进行匹配。最近邻配对方法的基本思路是: 根据各企业的 PS 值, 在对照组中寻找与补贴企业 PS 值最接近的未补贴企业样本作为匹配对象, 即 $control(i) = \min_j |ps_i - ps_j|$ 。为了更为准确地为处理组企业匹配到合适的对照组, 本文分年度依次进行匹配, 并将配对比例确定为 1: 3^②。此外, 我们还需要对匹配后的处理组和对照组企业基于各个匹配变量的均值差异进行 t 检验, 以考察匹配质量的优劣(Rosenbaum & Rubin, 1983)。如果补贴企业和未补贴企业在各匹配变量的均值上存在差异, 则表明本文匹配变量或者匹配方法的选取不恰当, 最近邻匹配估计无效。

表 2 最近邻匹配平衡性检验

年份	变量	均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少 (%)	t	p > t
		处理组	对照组				
2002	$\ln k$	3.7056	3.7298	-1.9	93.6	-1.19	0.234
	$\ln tfp$	6.8382	6.8438	-0.5	98.8	-0.32	0.746
	$\ln size$	10.6660	10.6610	0.4	99.3	0.22	0.822
2003	$\ln k$	3.7220	3.74340	-1.7	93.6	-1.18	0.238
	$\ln tfp$	6.9170	6.9228	-0.6	98.7	-0.37	0.714
	$\ln size$	10.7470	10.7450	0.2	99.7	0.10	0.918
2004	$\ln k$	3.7413	3.7489	-0.6	97.4	-0.47	0.638
	$\ln tfp$	6.9324	6.9358	-0.3	99.1	-0.25	0.806
	$\ln size$	10.7400	10.7400	-0.0	100.0	-0.00	0.998
2005	$\ln k$	3.7322	3.7389	-0.5	98.1	-0.47	0.642
	$\ln tfp$	6.8654	6.8703	-0.5	98.9	-0.37	0.708
	$\ln size$	10.6550	10.6550	-0.0	100.0	-0.01	0.990

续表 2

年份	变量	均值		标准偏差 (%)	标准偏差 减少(%)	t	p> t
		处理组	对照组				
2006	lnk	3.8581	3.8625	-0.3	98.8	-0.33	0.744
	ln tfp	7.0280	7.0298	-0.2	99.6	-0.15	0.883
	lnsize	10.8430	10.8430	-0.0	100.0	-0.01	0.990
2007	lnk	3.9833	3.9860	-0.2	99.2	-0.21	0.835
	ln tfp	7.1309	7.1362	-0.5	98.7	-0.44	0.661
	lnsize	10.9620	10.9650	-0.2	99.6	-0.18	0.858

表 2 列出了匹配后处理组和对照组企业匹配变量的均值、标准偏差以及均值差异 t 检验的结果。原假设为均值不存在显著差异。由表中最后一列均值差异 t 检验的相伴概率 p 值可知,在最近邻配对完成后,补贴企业和未补贴企业在资本密集度、全要素生产率和企业规模等变量上均不存在显著差异。

此外,各匹配变量标准偏差的绝对值控制得非常好,均远远小于 20%,这说明匹配效果优良,可认为本文匹配变量和匹配方法的选择恰当,为每家处理组企业找到了较好的匹配对象。完成最近邻匹配后,本文利用倍差法进一步控制不可观测因素估计补贴对企业员工就业的影响,结果如表 3 所示。

表 3 政府补贴对企业员工就业的影响

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
s	0.1785*** (31.22)	0.1124*** (29.64)	0.1071*** (30.03)
t	0.2318*** (67.66)	-0.0495*** (-21.19)	0.0743*** (30.12)
$s \times t$	0.0554*** (7.80)	0.0392*** (8.34)	0.0427*** (9.69)
lnk		-0.2013*** (-244.82)	-0.1960*** (-236.25)
lnsize		0.6977*** (862.98)	0.7103*** (911.36)
lnwage		-0.2113*** (-102.48)	-0.1972*** (-97.07)
lnwelfare		-0.0884*** (-70.60)	-0.0904*** (-76.78)
lnprofit		0.0184*** (24.58)	0.0040*** (5.66)
age		0.0050*** (108.75)	0.0039*** (89.35)
C	4.7954*** (1809.38)	-1.0331*** (-114.74)	-1.6003 (-0.00)
R^2	0.0182	0.5696	0.6224
行业固定效应	No	No	Yes
时间固定效应	No	No	Yes

注:括号中的值为 t 统计量,*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 3 为采用倍差法得到的政府补贴对企业员工就业影响的估计结果,其中模型(1)不纳入企业特征变量以及未控制行业和时间固定效应,以此作为基准回归。可以看出,变量 s 的估计系数在 1%的统计水平上显著为正,这说明处理组企业的员工从业人员数明显高于对照组企业。变量 t 的估计系数也在 1%的统计水平上显著为正,这意味着不论是处理组还是对照组企业,其从业人员数随着时间的推移而均有增长。交叉项 $s \times t$ 的估计系数在 1%的统计水平上显著为正,这表明政府补贴促进了企业员工就业。模型(2)的回归加入了企业特征变量,模型(3)在此基础上

又进一步控制了行业和时间固定效应,结果均发现交叉项 $s \times t$ 的估计系数显著为正。特别是从完整模型(3)的估计结果可以看出,在控制了企业特征变量、行业和时间固定效应后,政府补贴对企业的就业吸纳能力产生了积极作用,能够促进其员工就业,提升幅度为 4.27 个百分点,且在 1%的统计水平上显著。引起这一结果的可能原因是,作为企业发展的支持力量,政府通过对企业进行各种形式的补贴可以帮助企业改善生产经营状况,促进企业研发创新和扩大生产规模,从而雇佣更多的员工。

从其他控制变量来看,其回归结果均符合预期。

资本密集度($\ln k$)、工资水平($\ln wage$)和福利水平($\ln welfare$)的估计系数均为负且在1%的统计水平上显著,这是因为资本密集度越高的企业在生产中对资本的依赖性越高,投入也越多,对人员需求较低。此外,工资水平和福利水平的提高会使得企业用工成本增加,从而会减少雇佣人数。企业规模($\ln size$)、企业利润率($\ln profit$)和企业的经营年限(age)的估计系数均为正且在1%的统计水平上显著,这说明企业规模越大、经营状况越好,经营年限越长的企业越愿

意雇佣更多员工。

(二)政府补贴对不同类别企业吸纳就业的影响

由表1的描述性分析可知,尽管政府对企业存在着普遍、持续的补贴,但是由于补贴具有一定的指向性,补贴在不同特征企业之间的分配存在较大差异。因此,本文进一步将全部样本根据企业所有制性质、所在地区以及要素密集度划分为各个子样本,横向比较政府补贴对企业吸纳就业的影响效果是否因样本的不同而存在差异。

表4 按企业所有制性质和所在地区的分样本回归结果

变量	国有	私营	外资	东部	中部	西部
s	0.1901*** (12.85)	0.1268*** (23.74)	0.0598*** (7.67)	0.0890*** (23.08)	0.2051*** (19.34)	0.1135*** (9.17)
t	0.0513*** (4.86)	0.0768*** (22.59)	0.0541*** (9.29)	0.0758*** (27.62)	0.0546*** (8.46)	0.1061*** (11.79)
$s \times t$	0.0253 (1.38)	0.0722*** (10.90)	0.0367*** (3.81)	0.0395*** (8.21)	0.0650*** (4.89)	0.0424*** (2.76)
C	-1.4489*** (-13.99)	-0.6426 (-0.00)	-2.1577*** (-13.89)	-0.1624 (-0.00)	0.8065*** (9.71)	-1.7211 (-0.00)
R^2	0.7858	0.5233	0.6407	0.6244	0.6334	0.6656
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注:括号中的值为t统计量,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表4的估计结果表明,补贴收入对企业员工就业的影响效果的确因样本的不同而存在较大的差异。

1. 补贴对不同所有制企业吸纳就业的影响。由表4中的估计结果可以看出,无论是私营企业还是外资企业,政府补贴都在1%的统计水平上显著促进了企业雇佣人数的增加,且政府对私营企业进行补贴所引致的员工就业增长幅度最大,为7.22个百分点,外资企业为3.67个百分点,但是补贴对国有企业员工就业的影响虽然为正但不显著,这可能是由于国家政策力度的倾斜,国有企业获得的政府补贴总量和补贴密度都最高,导致部分企业缺乏动力去改善经营和研发创新。此外如果是那些自身亏损、生产效率低下的国有企业获得了政府补贴,则对吸纳就业的提升空间更有限。而作为我国最具活力的增长极,私营企业吸纳的就业量远高于其他类型的企业,是缓解当地就业压力的一个重要渠道(唐清泉、罗党论,2007)。因此,当政府对私营企业进行政策补贴时可以显著提高其雇佣人数。

2. 补贴对不同地区企业吸纳就业的影响。研

究发现,虽然补贴收入对东、中、西三个地区的企业吸纳就业规模都有显著的促进作用,但促进程度却存在明显的差异,尤其是中西部地区的企业,其补贴收入能够促进就业水平分别提升6.50和4.24个百分点,高于东部地区的3.95个百分点。可能原因在于,随着近几年中国政府对中西部地区经济发展的资金扶持,该地区的企业有效抓住了这一发展机会,将补贴用于研究开发和扩大生产,雇佣人数大大增加。

3. 补贴对不同要素密集度企业吸纳就业的影响。从表5中可以看出,相对于资本密集型和技术密集型企业,政府补贴在刺激劳动密集型企业的员工就业水平方面相对更有效,补贴能够促进其员工就业水平提高5.02个百分点,高于另两者(分别为2.20个百分点和4.23个百分点)。这与企业在生产过程中的要素投入比例有关,劳动密集型企业的设备技术程度低,且大多是传统的服装、纺织等行业,主要以劳动者的手工操作为主,用工需求较大,因此补贴能够大幅度提升劳动密集型企业的员工就业水平。

表5 按企业要素密集度的分样本以及女性员工就业水平的回归结果

变量	劳动密集型	资本密集型	技术密集型	模型(1)	模型(2)	模型(3)
s	0.1421*** (25.62)	0.0766*** (10.57)	0.0959*** (15.96)	0.3115*** (35.98)	0.2163*** (31.24)	0.1635*** (26.43)
t	0.0691*** (18.41)	0.0650*** (13.52)	0.0919*** (20.70)	0.1403*** (25.17)	-0.0895*** (-19.61)	0.0461*** (8.83)
$s \times t$	0.0502*** (7.24)	0.0220** (2.47)	0.0423*** (5.72)	0.0451*** (4.05)	0.0373*** (4.20)	0.0397*** (5.02)
C	-0.6984 (-0.00)	-0.6072*** (-16.33)	-1.2517*** (-74.08)	3.5885*** (854.37)	-1.9837*** (-110.54)	-3.2272 (-0.00)
R^2	0.5813	0.6494	0.6488	0.0137	0.3712	0.5038
控制变量	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes
行业效应	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	No	No	Yes

注:括号中的值为t统计量,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

四、拓展分析:政府补贴对 就业性别歧视的影响

随着改革开放的不断深入,我国女性就业规模逐年增加,就业领域逐步扩大。作为劳动力的重要组成部分,女性为我国经济发展做出了重要贡献。然而,随着女性就业参与率的不断上升,我们无法忽视的一个严重问题是就业性别歧视仍然广泛存在。在求职过程中,女性频频遭遇各种显性或隐性的就业歧视,这造成了巨大的人才资源浪费以及社会的畸形发展。本部分关注的重点是,政府补贴在促进企业整体就业水平提升的同时能否促进女性就业的增加呢?由于数据所限,本文选取2004—2007年的工业企业数据,以女性从业人员数的对数作为因变量进行实证分析,结果见表5后三列。此外,本文还进行了匹配平衡性检验,限于篇幅未列出具体检验结果,但是均通过了各匹配变量的均值差异t检验。

在表5后三列的估计结果中,模型(1)没有加入企业自身特征变量以及未控制行业和时间固定效应,其中变量 s 的估计系数在1%的统计水平上显著为正,说明接受政府补贴的企业的女性就业人员数明显高于未接受补贴的企业。变量 t 的估计系数在1%的统计水平上显著为正,意味着不论是补贴企业还是未补贴企业,其女性从业人员数随着时间的推移而均有显著增加。交叉项 $s \cdot t$ 的估计系数在1%的统计水平上显著为正,表明政府补贴有效促进了企业中女性的就业。模型(2)中纳入了企业特征变量,模型(3)在此基础上又进一步控制了行业和时间固定效应,结果均发现交叉项 $s \cdot t$ 的估计系数显著为正。特别是从完整模型(3)的估计结果可

以看出,在控制了企业特征变量、行业和时间固定效应后,政府补贴显著促进了企业中女性员工的规模,提升幅度为3.97个百分点。由此可见,补贴能够有效缓解就业性别歧视,有利于就业公平。

五、结论

本文利用2001—2007年间的企业微观数据,实证分析了政府补贴对企业员工就业的影响。为了有效控制样本选择偏误,本文采用新近发展的广泛用来评估政策实施效果的配对倍差法(PSM-DID),通过最近邻匹配为每家接受补贴的企业找到了合适的匹配对象,进而通过倍差法来客观评估补贴收入的实际就业效果。通过实证分析,本文得到如下结论:

(1)从总体样本来看,在控制了企业资本密集度、企业规模、人均工资等企业特征以及行业和时间固定效应后,政府补贴能够提高企业的就业规模,提升幅度为4.27个百分点,且在1%的统计水平上显著。由此可知,补贴作为政府对企业的转移支付,也是促进就业的重要举措。

(2)针对政府补贴在不同企业之间分配不平衡的现实情况,本文进一步考察了补贴收入对企业员工就业影响的所有制、地区以及要素密集度差异。研究发现,虽然政府补贴能够显著促进企业就业规模的增加,但是增加的幅度却在各个子样本之间存在着较大的差异。具体的,政府对私营企业进行补贴所引致的员工就业增加的幅度最大(为7.22个百分点),外资企业次之(为3.67个百分点),而国有企业的估计系数虽然为正却不显著;补贴能够有效促进中、西部地区企业的员工就业规模分别提升6.50

个百分点和 4.24 个百分点,高于东部地区的 3.95 个百分点;相对于资本密集型和技术密集型企业,补贴收入在刺激劳动密集型企业的员工就业方面相对更有效。

(3)针对目前我国就业性别歧视广泛存在的现实,本文实证分析了政府补贴对企业女性就业的影响,结果表明,政府补贴可以有效提高企业对女性的雇佣规模,提升幅度为 3.97 个百分点。

注:

①数据来源:联合国贸易和发展会议。
②本文还将配对比例设定为 1:2 和 1:4,发现估计结果依然稳健。

③参考施炳展等(2013)以及邵敏、包群(2011)的方法将本文样本按所有制类型划分如下:

国有企业:国有联营企业、国有独资公司;

私营企业:私营独资企业、私营合伙企业、私营有限责任公司、私营股份有限公司;

外资企业:外商投资企业(中外合资经营企业、中外合作经营企业、外资(独资)企业、外商投资股份有限公司)和港澳台资企业(合资经营企业(港或澳台资)、合作经营企业(港或澳台资)、港澳台独资企业、港澳台商投资股份有限公司)。

除了上述三种企业类型外,由于不是考察的重点,本文并未列出其他企业类型的补贴情况。

④参考樊纲等(2006)的方法将本文样本按企业所在地区划分如下:

东部:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南;

中部:山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;

西部:重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

⑤参考 Lall(2000)的方法将本文样本按要素密集度特点划分如下:

劳动密集型企业:农副食品加工业,食品制造业,纺织业,纺织服装、鞋帽制造业,皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业,木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业,家具制造业,文教体育用品制造业,非金属矿物制品业,金属制品业,工艺品及其他制造业;

资本密集型企业:饮料制造业,烟草制品业,造纸及纸制品业,印刷业和记录媒介的复制,石油加工、炼焦及核燃料加工业,化学原料及化学制品制造业,化学纤维制造业,橡胶制品业,塑料制品业,黑色金属冶炼及压延加工业,有色金属冶炼及压延加工业;

技术密集型企业:医药制造业,通用设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,仪器仪表及文

化、办公用机械制造业。

参考文献:

- 陈晓 李静,2001:《地方政府财政行为在提升上市公司业绩中的作用探析》,《会计研究》第 12 期。
- 樊纲 王小鲁 朱恒鹏,2006:《中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2006 年度报告》,中国经济改革研究基金会国民经济研究所。
- 邵敏 包群,2011:《出口企业转型对中国劳动力就业与工资的影响:基于倾向评分匹配估计的经验分析》,《世界经济》第 6 期。
- 邵敏 包群,2012:《政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析》,《中国工业经济》第 7 期。
- 盛丹 包群 王永进,2011:《基础设施对中国企业出口行为的影响:“集约边际”还是“扩展边际”》,《世界经济》第 1 期。
- 施炳展,2012:《补贴对中国企业出口行为的影响——基于配对倍差法的经验分析》,《财经研究》第 5 期。
- 施炳展 逮建 王有鑫,2013:《补贴对中国企业出口模式的影响:数量还是价格?》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 唐清泉 罗党论,2007:《政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据》,《金融研究》第 6 期。
- 余明桂 回雅甫 潘红波,2010:《政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性》,《经济研究》第 3 期。
- 周世民 王书飞 陈勇兵,2013:《出口能缓解民营企业融资约束吗?——基于匹配的倍差法之经验分析》,《南开经济研究》第 3 期。
- Girma, S., Y. Gong, G. Holger & Z. Yu(2007), “Can production subsidies foster export activity? Evidence from Chinese firm level data”, CEPR Discussion Paper No. 6052.
- Heckman, J. J., H. Ichimura & P. E. Todd(1997), “Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme”, *Review of Economic Studies* 64(4):605—654.
- Lall, S. (2000), “The technological structure and performance of developing country manufactured exports 1985—1998”, *Oxford Development Studies* 28(3):337—369.
- Levinsohn, J. & A. Petrin(2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies* 70(2):317—341.
- Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin(1983), “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects”, *Biometrika* 70(1):41—55.
- Smith, J. A. & P. E. Todd(2005), “Does matching overcome Lalonde’s critique of nonexperimental estimators?”, *Journal of Econometrics* 125(1):305—353.

(责任编辑:谭易)