

去芜存菁: 劳动保护与企业创新

——基于边际劳动生产率视角的实证研究

何强 袁鸣 仲伟冰

(上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要: 利用2008年新《劳动合同法》实施这一具有准自然实验性质的外生政策,以边际劳动生产率为分组变量,运用双重差分的方法,考察了劳动保护对企业创新的影响。研究表明,《劳动合同法》实施后,劳动保护的增强使得低劳动生产率的企业创新显著下降,这种“去芜存菁”的抑制效应在国有企业与民营企业中均存在,但动态趋势变化存在长期和短期的差异;进一步研究发现,劳动保护政策随着市场竞争的减弱、法治治理的改善和薪酬负担的加重,抑制了国有企业的创新,而民营企业受到的抑制效果较弱。研究结论丰富和拓展了中国制度背景下法与创新的文献,并为政策制定提供了经验证据。

关键词: 劳动保护; 边际劳动生产率; 企业创新; 市场竞争; 法治治理; 薪酬负担

中图分类号: F270; F273.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)03-0001-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.03.001

一、引言

2008年实施的《劳动合同法》在合同订立、履行、变更、解除和终止等方面显著增大了对劳动者的保护强度。针对《劳动合同法》实施效果的评估引起了会计学、经济学、法学以及管理学领域学者的广泛关注。一方面,《劳动合同法》的制度力量推动了劳动者在劳动权益保障方面的差异日益缩小^[1],劳动者的权益环境得到了一定的改善^[2];但另一方面,学术界也出现了许多对《劳动合同法》进行修改的建议,原因在于其降低了劳动力市场的灵活性^[3],提升了劳动力成本,进而削弱了企业的市场竞争力^[4]。目前,我国推进的供给侧结构性改革的核心问题是解决中国经济中的“供需匹配错位”,以实现我国经济高质量增长。需要指出的是,“供需匹配错位”本质上是创新能力不足的问题,即代表旧技术的传统产品供给与代表高技术的新产品需求之间的结构性匹配的错位问题。因此,在创新驱动的战略下,提升企业创新能力尤为关键。

但是,《劳动合同法》实施是否提升企业创新能力是一个较难评判的问题。关于劳动保护对企业创新的影响效应有两种截然相反的观点,即促进说和抑制说。促进说认为,《劳动合同法》的实施可能促进创新。廖冠民和陈燕^[5]发现强化劳动保护将导致企业的经营弹性下降,尤其对于经营不确定性较高的企业负面影响更大,企业在如此不利的状况下可能出于持续经营的考虑而展开技术升级,

收稿日期:2018-12-05; 修回日期:2019-03-12

作者简介: 何强(1975—),男,河南郑州人,管理学博士,上海理工大学管理学院讲师、硕士生导师,研究方向为公司财务与技术创新;袁鸣(1994—),女,江苏连云港人,上海理工大学管理学院硕士研究生,研究方向为公司财务与技术创新;仲伟冰(1975—),女,山东烟台人,上海理工大学管理学院讲师,博士研究生,研究方向为公司金融。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(17BJY214);上海理工大学博士启动经费项目(BSQD201409)

这极大促进了企业的创新。抑制说认为,《劳动合同法》的实施可能抑制创新。卢闯等^[6]发现劳动保护的增强造成了企业投资不足,由于企业无法将能力差的员工解雇,导致企业经营弹性下降,企业效益降低,从而无法有更多资金投入到创新之中。

针对这一问题,本文以《劳动合同法》实施这一事件作为准自然实验,采用双重差分法(DID)以及固定效应模型(FE)检验劳动保护对企业创新的影响。与以往研究^[5-7]选取了劳动密集度作为识别企业受到《劳动合同法》冲击大小的分组变量不同的是,本文通过以微观企业的边际劳动生产率为分组变量,来识别企业受到2008年《劳动合同法》冲击的差异,这一区分策略能有效识别企业对劳动成本的承受差异。研究表明:劳动保护的强化抑制了低劳动生产率企业的创新水平,而高劳动生产率企业的创新水平并未显著变化。值得注意的是,这一效应在国有企业中更加显著,存在“去芜存菁”的效果;进一步研究发现,市场竞争、法治治理、薪酬负担强化了劳动保护对创新的抑制效应,产生了“优胜劣汰”的效应。

本文有三个方面的贡献。第一,识别出2008年《劳动合同法》对企业创新的“真实”影响。与过往选取劳动密集度为分组变量的研究不同,本文从边际劳动生产率的视角展开检验,具有劳动经济理论上的合理性。第二,从企业创新的角度丰富了中国背景下“法与创新”的文献。以2008年《劳动合同法》实施作为外生政策冲击,考虑不同边际劳动生产率企业之间的异质性,讨论了劳动保护与企业创新的因果关系。第三,在政策层面,从产权性质、市场竞争、法治治理、薪酬负担四个机制检验劳动保护对创新的影响,为政策制定提供经验证据。

二、理论分析与研究假设

2008年新《劳动合同法》的颁布是一项重要的制度安排,显著增加了劳动保护的强度,引起了实务界与学术界的广泛关注。国内一些学者也通过这一法律的实施从劳动保护的视角对成本粘性^[8]、经营弹性^[5]、企业投资效率^[6]、企业创新^[9]等主题展开了研究。

近年来,双重差分方法(DID)在政策实施效果评价领域的应用日益普遍。但是,陈林和伍海军^[10]却发现,一些研究存在着内生性问题、控制组受影响、样本异质性等,致使自然实验往往难以成立,研究结论的可靠性下降。例如廖冠民和陈燕^[5]、卢闯等^[6]、倪晓然和朱玉杰^[7]、刘媛媛和刘斌^[8]的研究中均假设高劳动密集度的企业受到的冲击大,而低劳动密集度的企业受到的冲击小。依据对企业实际的观察,2008年《劳动合同法》的实施,尽管增加了企业的劳动成本,但未必对高劳动密集度的企业冲击大,对低劳动密集度的企业冲击小。原因在于劳动力成本优势是劳动报酬和劳动生产率之间的相对关系,都阳和曲玥^[11]通过对中国规模以上制造业企业数据的测算,发现劳动报酬的增长伴随着劳动生产率更快的增长。因此,依据劳动生产率理论,低劳动生产率的企业,边际产出小,受到新《劳动合同法》的冲击大,具有较小的劳动成本承担能力;而高劳动生产率的企业,边际产出大,受到新《劳动合同法》的冲击小,具有较大的劳动成本承担能力。因此,引入劳动生产率这一变量,能够对“企业受到2008年《劳动合同法》冲击”这一政策后果展开较合理分组,进而较好地克服陈林和伍海军^[10]所发现的内生性和控制组受影响这两个关键问题。

“促进说”认为劳动保护的增强会提升企业的创新水平。强化劳动保护会降低企业用工制度的灵活性,导致其经营弹性下降,迫使企业在短期生产活动中面临更大的经营风险^[12-13]。在此经营环境下,市场竞争“倒逼”企业从简单增加劳动投入的方式向增加企业研发以提升技术创新实力的方式快速转型,进而实现生产经营方式的结构性转变。具体而言,加强劳动保护导致企业解雇职工变得愈加困难,增加了职工在劳动关系上的谈判“筹码”,这有助于优化“因技术创新产出高度不确定所导致的收益分配不公平”的激励机制,职工在技术创新方案实施时就更愿意积极和全心投入,使得技术创新项目得以高质量地完成^[7,14-15]。与此同时,劳动力市场中的流动性也会因对职工劳动保护的增强而下降,职工在企业中更有可能获得一个长期而稳定的工作环境。在此情形下,企业会更愿意

加大创新性人力资本的投入,这种对职工持续的长期投资会显著增强其技术和研发能力,进而有助于企业更好地实施和完成技术创新项目。

但“抑制说”认为加强劳动保护会降低企业的技术创新水平。首先,加强劳动保护引起企业经营弹性下降^[5],导致企业无法做出最优的研发和创新投资,使得那些净现值为正的创新项目与企业“失之交臂”。其次,投资周期长和高度不确定性的创新活动需要长期稳定的现金投入和知识性人力资本投入,而陈德球等^[12]却发现了2008年《劳动合同法》实施后企业财务风险和经营风险增加,这不利于企业技术创新活动的开展。第三,企业创新活动不仅依赖容忍失败和长期激励两个机制,而且依赖大量的长期投资,然而卢闯等^[6]却发现强化劳动保护引起企业的投资不足,即体现出劳动保护的创新抑制效应。最后,依据刘媛媛和刘斌^[8]的研究,劳动保护加剧了企业人工的成本粘性,以此可以推断加强劳动保护将导致低劳动生产率的企业难以辞退创新业绩较差的职工,依据《劳动合同法》,低劳动生产率的企业对这些职工也必须支付相应的薪酬和福利,这不仅是一种无效的沉重包袱,而且将导致其难以在技术创新活动中提供充足的现金投资和更新知识性人力资本。因此,本文预期2008年《劳动合同法》的实施,增强了劳动保护,进而对低劳动生产率的企业创新有负面影响,提出假设1。

假设1:《劳动合同法》的实施抑制了低劳动生产率企业的创新。

依据Serfling^[13]的理论,产权性质是经济转型国家的重要企业特征变量,相应地,国有企业和民营企业在劳动保护对企业创新的抑制效应上存在差异。与民营企业相比,国有企业的政策性负担之一就是保持较大的职工规模,这就需要建立和执行更为规范的内部劳动保护规章^[7]。这一政策性负担体现为两种经济影响:其一,政策性负担所耗费的企业资源冲击了正常的经营活动,这种挤出效应损害了国有企业的经济效率;其二,政策性负担向社会释放了一种“付出”的信号,为国有企业带来税收优惠、政府补贴和信贷支持等多方面的机会。从既有研究来看,虽然国有企业具有更多的资本投入和原材料供给,但总营业收入份额和经济附加值份额却相对不高。这意味着政策性负担为国有企业带来的政策优惠并未补偿经济效率的损失^[16]。这表明具有政策性负担和规范劳动保护制度的低劳动生产率国有企业,相对于民营企业而言,受到《劳动法》的政策冲击更大。因此,本文提出如下假设2。

假设2:《劳动合同法》对低劳动生产率企业的创新抑制作用在国有企业中更为明显。

企业面对激烈的市场竞争必须持续不断地进行技术创新^[17],在激烈的行业竞争中可能要采用更加激进的创新投资策略^[18]。但行业内市场竞争程度越低,则越有利于高劳动生产率的企业获取利润^[19],进而使得低劳动生产率的企业难以获得持续的现金流来支持企业的创新投资。因此,我们预期市场的竞争程度越低,《劳动合同法》对企业技术创新的抑制作用越明显。

我们认为地区法治水平对《劳动合同法》的创新抑制作用也有影响。我国各地区尽管享有一致的成文法律,但法律的执行水平却有很大的差异^[20]。一方面,各个地区法律实施的严格程度不同使得劳动保护对企业用工成本的作用存在差异;另一方面,法治治理程度高的地区能够激发企业家的创新精神^[21],其劳动生产率也会有所提升。但对低劳动生产率的企业而言,法治水平高的地区制度环境却增加了其用工成本,因而未必激发其企业家精神。从产权性质看,无论在法治治理水平高还是低的地区,国有企业都受到较强的管制。因此,我们预期相对于民营企业而言,低劳动生产率的国有企业受到《劳动合同法》的创新抑制作用更加明显。

劳动保护的加强会提高企业用工的调整成本,导致其人力资本配置无法达到最优状态,从而损害其经营弹性^[5]。薪酬负担是企业生产成本的重要组成部分,当低劳动生产率企业的薪酬负担较大时,《劳动合同法》的实施更加重了成本压力,薪酬负担难以缓解。因此,我们预期企业薪酬负担较大时,《劳动合同法》对低劳动生产率企业的创新抑制效应更加明显。

综合上述分析,本文提出假设 3a、3b 和 3c。

假设 3a 《劳动合同法》对于低劳动生产率企业创新的抑制作用随着市场竞争程度减弱而增强。

假设 3b 《劳动合同法》对于低劳动生产率企业创新的抑制作用随着法治治理水平提升而增强。

假设 3c 《劳动合同法》对于低劳动生产率企业创新的抑制作用随着薪酬负担加大而增强。

三、数据、变量与方法

(一) 样本筛选和数据来源

本文采用 2003—2015 年的中国 A 股上市公司数据,删除金融行业、退市、变量缺失、ST 和 PT 类,以及 2008 年及以后上市的样本,得到 17 131 个观测值。财务数据来自国泰安数据库。对连续变量进行前后 1% 水平上的缩尾处理。

(二) 模型与变量定义

1. 回归模型

为检验劳动保护对企业创新的影响,构建如下模型:

$$\ln Invent_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Law_{i,t} + \beta_2 T_t + \beta_3 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

参照余明桂等^[17]的做法,采用上市公司和子公司发明专利申请量加 1 的自然对数($\ln Invent$)来衡量企业创新水平。原因有二:一是研发强度变量严重缺失,可能造成样本的选择性偏误;二是发明专利能直观地体现企业创新水平。将被解释变量 $\ln Invent$ 前置 1 期,解释变量均用本期数据。

以 2008 年《劳动合同法》的实施来衡量劳动保护 Law 变量。在研究中引入劳动合同法的虚拟变量 Law ,企业样本年份大于或等于 2008 取 1,代表劳动保护较强;其他取 0,代表劳动保护较弱。为了考察劳动保护对企业创新影响的净效应,模型中加入了时间趋势变量 T 。 $Control_{i,t}$ 表示其他控制变量构成的向量,包括企业规模($Size$)、资产负债率(Lev)、资产收益率(RoA)、企业固定资产规模(Ppe)、企业年龄(Age)、企业现金流量($Cash$)、企业资本性支出($Capital$)、所在地区 GDP 增长率($GdpR$)、年度($Year$)、省份($Prov$) 和行业(Ind)。

2. 双重差分模型

依据劳动生产率理论,边际劳动生产率能够反映 2008 年新《劳动合同法》对企业的不同冲击程度^[22]。在这一假定下,将边际劳动生产率低的企业作为处理组(Treated Group),边际劳动生产率高的企业作为对照组(Control Group)。我们观测法律实施前后企业创新的变化(First Difference),并比较这种变化在不同边际劳动生产率企业间的差异(Second Difference),从而估计出加强劳动保护对企业创新的因果关系。双重差分模型如下:

$$\ln Invent_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Law_{i,t} \times G_{i,t} + \beta_2 G_{i,t} + \beta_3 Law_{i,t} + \beta_4 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,分组变量为企业边际劳动生产率 G_{lp} 和 G_{fe} 。我们关注的系数是 β_1 , $Control_{i,t}$ 为其他控制变量(同模型(1))。

边际劳动生产率通常是由行业性质(技术密集型、劳动密集型或资金密集型)、技术手段、劳动力素质等因素决定的,内生于企业的技术创新实力。为缓解这一内生性,我们利用 2008 年《劳动合同法》实施之前的 2003—2007 年相关数据,使用 C-D 生产函数测算边际劳动生产率,也就是说在《劳动合同法》还未实施时,就已经依据 LP 法或 FE 法所测算的 2006 年和 2007 年两年企业的边际劳动生产率为基准,确定处理组和控制组。在模型中,通过边际劳动生产率变量“在前”和企业创新变量“在后”的时滞设定,缓解了企业的技术创新实力对其边际劳动生产率提升的反向干扰(内生性)。

3. 影响机制模型

根据以往文献,构建以下影响机制模型:

$$\begin{aligned} \ln Invent_{i,t+1} = & \alpha + \beta_1 Law_{i,t} \times G_{i,t} \times INS_{i,t} + \beta_2 Law_{i,t} \times G_{i,t} + \beta_3 G_{i,t} + \beta_4 Law_{i,t} \\ & + \beta_5 INS_{i,t} + \beta_6 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中,影响机制变量 INS 分别为市场竞争 (HHI)、法治治理 ($Rule$) 和薪酬负担 ($Burden$)。我们关注的系数是 β_1 ,它衡量了随着影响机制的变化劳动保护对企业创新的影响情况。其他变量同模型 (1)。所有变量见表 1。

表 1 变量的定义和度量

变量	名称	符号	度量标准
被解释变量	企业创新	$\ln Invent$	发明专利申请量加 1 的自然对数
		$RDint$	企业研发投入/总资产
	劳动保护	Law	2008 年《劳动合同法》实施的虚拟变量: ≥ 2008 年,取值为 1; 否则取 0
解释变量	边际劳动生产率	G_lp	针对政策实施前 2003—2007 年样本,运用 LP 法求出 2006 年和 2007 年两年的企业边际劳动生产率,利用两年平均值的中位数为基准,大于中位数的为处理组,小于中位数的为控制组
		G_fe	针对政策实施前 2003—2007 年样本,运用 FE 法求出 2006 年和 2007 年两年的企业边际劳动生产率,利用两年平均值的中位数为基准,大于中位数的为处理组,小于中位数的为控制组
机制变量	市场竞争	HHI	分年度的行业赫芬达指数(按企业营业收入)
	法治治理	$Rule$	取值于樊纲、王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》中“法律制度环境”指数
	薪酬负担	$Burden$	人均薪酬自然对数的变化减去人均销售收入自然对数的变化
	时间趋势	T	样本观测值所在的年份
其他变量	企业规模	$Size$	总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	总负债与总资产的比率
	资产收益率	Roa	净利润与总资产的比率
	固定资产规模	Ppe	固定资产与总资产的比率
	企业资本性支出	$Capital$	当年度购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与总资产的比率
	企业现金流量	$Cash$	货币资金除以总资产的比率
	企业年龄	Age	企业上市年限加 1 的自然对数
	地区 GDP 增长率	$GdpR$	人均地区 GDP 增长率

(三) 描述性统计

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	1/4 分位	中位数	3/4 分位	最大值
$\ln Invent$	17 131	0.563	1.093	0.000	0.000	0.000	0.693	8.663
$RDint$	4 238	0.018	0.017	0.000	0.004	0.015	0.026	0.087
G_lp	17 131	0.497	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
G_fe	17 131	0.498	0.500	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Law	17 131	0.644	0.479	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
$Size$	17 131	21.807	1.272	19.288	20.898	21.674	22.562	25.519
Lev	17 131	0.505	0.195	0.047	0.365	0.514	0.650	0.902
Roa	17 131	0.043	0.054	-0.173	0.023	0.042	0.067	0.195
Ppe	17 131	0.274	0.186	0.003	0.128	0.244	0.398	0.751
$Capital$	17 131	0.055	0.055	0.000	0.014	0.038	0.077	0.264
$Cash$	17 131	0.162	0.118	0.009	0.079	0.132	0.213	0.716
Age	17 131	11.407	5.283	1.000	8.000	11.000	15.000	26.000
$GdpR$	17 131	0.133	0.065	-0.069	0.085	0.134	0.177	0.445

表 2 显示,企业发明专利申请量自然对数的平均值是 0.563,最小值是 0,最大值是 8.663,标准差是 1.093,这说明企业之间的发明专利数量差异大。研发强度 ($RDint$) 只有 4 238 个样本,大量缺失,因此下文回归使用发明专利申请量来检验。使用 LP 法和 FE 法计算得出的边际劳动生产率的均值为 0.497 和 0.498,差异很小,考虑到 LP 法更适用于微观数据研究,再考虑 C-D 生产函数中的联立内生性问题,因此使用 LP 法计算得出的边际劳动生产率。劳动保护变量 Law 均值为 0.644,说明 64.4% 的样本处于政策实施之后。

四、实证结果与分析

(一) 单变量分析

表 3 列出了处理组和控制组在 2008 年《劳动合同法》实施前后创新水平的差异。该法实施后,处理组和控制组的发明专利申请量平均值在 1% 水平上显著增加,这意味着在时序上若不考虑两者的

组间差异,就可能得到不一致的结果。为消除时序上的变动差异而进行了相关调整,第(7)列是处理组变动减去控制组变动,即双重差分值是-0.216,在1%的水平上显著。结果表明,劳动保护的增强抑制了低边际劳动生产率企业的技术创新,初步验证了假设1。从产权性质看,民营企业发明专利申请量的双重差分值为

-0.167,国有企业为-0.256,这说明劳动保护的增强对国有企业的创新抑制作用大于民营企业,初步支持了假设2。

(二) 初步回归结果

表4列(1)中,劳动保护 *Law* 的系数在1%的水平上显著为负,即给定其他条件不变的情况下,受到2008年《劳动合同法》实施的影响,2008年之后的企业发明专利数量显著地低于2008年之前的企业发明专利数量。初步证明了劳动保护的创新抑制效应,部分支持了假设1。区分产权性质后,列(2)和列(3)结果显示,劳动保护 *Law* 的系数均在1%的水平上显著为负,这再次表明劳动保护显著地抑制了企业的创新活动。劳动保护 *Law* 在国有企业样本的系数(-0.282)小于民营企业的系数(-0.276),这说明2008年《劳动合同法》的实施

对企业创新的抑制效应在国有企业中更大,部分支持了假设2。之所以出现这一结果,可能的原因是:国有企业承载着解决就业等政策性负担,相对于民营企业而言其用工规模较大,因此《劳动合同法》实施后,其用工成本明显提高;另外,国有企业的性质也决定了其用工的灵活度受到了限制。因此,相对于民营企业,国有企业受到的冲击更大。

表4估计结果只是部分地支持了假设1和假设2,原因在于我们不能直接比较2008年《劳动合同法》实施前后企业创新的差异,即难以区分这种影响是法律实施的结果还是时间趋势的结果。所以,本文以企业边际劳动生产率为分组变量,运用DID方法估计劳动保护对企业创新的影响效应。

(三) DID估计结果

表5列示了2008年《劳动合同法》实施后所造成的企业创新差异的估计结果。列(1)~(3)显示,无论在全样本还是在国有企业样本、民营企业样本中,包含劳动保护虚拟变量 *Law* 与企业边际劳动生产率 *G_lp* 交乘项的回归系数均为负值,大多在1%的水平上显著。对于全样本而言,《劳动合同法》实施后,低劳动生产率企业的发明专利减少了17.3%,这一结果支持了假设1。具体而言,低劳动生产率国有企业的发明专利减少了22.5%,而民营企业为10.0%。这说明,《劳动合同法》实施后,低劳动生产率企业的发明专利显著减少,且这种效应在国有企业中更加明显,因此验证了假设2。针对面板数据而言,考虑到多重共线性问题,在模型中去掉 *G_lp* 和 *Law*,列(4)~(6)报告了固定效应模型的估计结果,控制了年度和企业个体固定效应后,结果与前面依然是一致的。可见,《劳动合同法》显著降低了低劳动生产率企业的发明专利。进一步地,通过对列(2)、列(5)与列(3)、列(6)的

表3 《劳动合同法》实施前后的创新水平差异

样本组	控制组		处理组		Difference		DID
	调整前 (1)	调整后 (2)	调整前 (3)	调整后 (4)	(5) = (2) - (1)	(6) = (4) - (3)	(7) = (6) - (5)
全样本	0.381	0.884	0.232	0.519	0.503*** (17.692)	0.287*** (15.408)	-0.216*** (-6.354)
国有企业	0.384	0.944	0.216	0.519	0.560** (15.346)	0.304*** (13.633)	-0.256*** (-6.019)
民营企业	0.374	0.787	0.273	0.519	0.413*** (9.198)	0.246*** (7.178)	-0.167*** (-2.939)

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内数值为t值。

表4 初步回归结果:劳动保护与企业创新

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本 OLS	国有企业 OLS	民营企业 OLS
<i>Law</i>	-0.286*** (-11.366)	-0.282*** (-9.276)	-0.276*** (-7.280)
常数项	568.336*** (11.354)	559.439*** (9.243)	548.569*** (7.293)
<i>ControlVars</i>	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.276	0.298	0.274
N	15 590	10 276	5 314

注:***、**和* 分别为1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的t值;限于篇幅,未报告其他控制变量的估计结果。

对比可以发现,该合同法的抑制效应对于国有企业更加显著,这表明相对于民营企业,劳动保护的增强对于国有企业的影响更大。

回归结果与倪晓然和朱玉杰^[7]的研究结果并不相同,原因在于我们以微观企业的边际劳动生产率为分组变量,来识别企业受到2008年《劳动合同法》冲击的差异,这一区分策略能有效识别出企业的劳动成本承受能力;而选取劳动密集度作为识别企业受到《劳动合同法》冲击大小的分组变量,并不能代表企业的劳动成本承受能力。例如,一个劳动密集型企业也可能具有高的边际劳动生产率,进而有较强的劳动成本承受能力。

表6的估计结果也支持了假设1和假设2。估计结果表明,《劳动合同法》实施对低劳动生产率企业的创新抑制作用存在动态趋势,并且这种动态趋势在国有企业与民营企业中存在差异。一方面,国有企业在《劳动合同法》实施之前会有一些的内部消息而提前进行整改或作出反应,因此实施的前四年对于企业创新的抑制作用没有民营企业明显。另一方面,国有企业具有政策性负担,对于《劳动合同法》执行程度较高,并且依赖政府补贴,很难通过创新来改善企业经营状况,从而进入恶性循环,呈现出创新抑制作用逐年加剧的趋势;民营企业前四年因为劳动力成本的上升以及用工灵活性等原因,低劳动生产率企业的创新剧烈减少,但通过短期调整后,《劳动合同法》对其抑制效应呈现逐渐减弱的趋势。

五、进一步研究与稳健性检验

(一) 进一步研究

1. 企业守法程度

理想法治状态是假设企业基于利益,自觉地选择遵守法律;而现实状态却可能使企业选择性守法。针对2008年《劳动合同法》的实施,在逻辑上企业守法程度的高低将干扰这一法律政策对企业

表5 基础回归:双重差分检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本 OLS	国有企业 OLS	民营企业 OLS	全样本 FE	国有企业 FE	民营企业 FE
$G_{lp} \times Law$	-0.173*** (-3.591)	-0.225*** (-3.328)	-0.100* (-1.744)	-0.184*** (-3.793)	-0.221*** (-3.342)	-0.146** (-2.270)
G_{lp}	-0.083 (-1.420)	-0.094 (-1.167)	-0.050 (-0.755)			
Law	0.390*** (5.045)	0.455*** (4.342)	0.389*** (3.472)			
常数项	-5.075*** (-7.064)	-5.310*** (-6.437)	-4.474*** (-3.520)	-2.039*** (-4.326)	-2.791*** (-3.648)	-1.353** (-2.493)
ControlVars	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.279	0.302	0.275	0.110	0.128	0.084
N	15 590	10 276	5 314	15 590	10 276	5 314

注:***、**和* 分别为1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的t值;限于篇幅,未报告其他控制变量的估计结果。

表6 《劳动合同法》实施的动态趋势

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本 OLS	国有企业 OLS	民营企业 OLS	全样本 FE	国有企业 FE	民营企业 FE
GL_{yr1}	-0.050 (-1.326)	-0.082* (-1.665)	-0.014 (-0.249)	-0.059 (-1.627)	-0.078 (-1.620)	-0.056 (-1.021)
GL_{yr2}	-0.155*** (-3.947)	-0.140*** (-2.693)	-0.202*** (-3.272)	-0.161*** (-4.230)	-0.139*** (-2.840)	-0.219*** (-3.565)
GL_{yr3}	-0.174*** (-3.598)	-0.185*** (-2.917)	-0.173*** (-2.594)	-0.187*** (-3.912)	-0.189*** (-3.096)	-0.203*** (-2.943)
GL_{yr4}	-0.178*** (-3.201)	-0.183** (-2.469)	-0.193*** (-2.841)	-0.193*** (-3.486)	-0.184** (-2.565)	-0.242*** (-3.340)
GL_{yr5}	-0.202*** (-3.373)	-0.283*** (-3.394)	-0.090 (-1.298)	-0.205*** (-3.446)	-0.270*** (-3.365)	-0.131* (-1.787)
GL_{yr6}	-0.222*** (-3.668)	-0.286*** (-3.449)	-0.135* (-1.837)	-0.225*** (-3.765)	-0.268*** (-3.337)	-0.177** (-2.428)
G_{lp}	-0.104* (-1.810)	-0.128 (-1.637)	-0.041 (-0.642)			
Law	0.306*** (4.271)	0.344*** (3.551)	0.340*** (3.159)			
常数项	-5.062*** (-7.044)	-5.293*** (-6.425)	-4.483*** (-3.506)	-1.984*** (-4.256)	-2.716*** (-3.581)	-1.333** (-2.467)
ControlVars	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.279	0.303	0.276	0.110	0.128	0.087
N	15 590	10 276	5 314	15 590	10 276	5 314

注:***、**和* 分别为1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的t值;限于篇幅,未报告其他控制变量的估计结果。

创新的影响效应,因此考虑企业守法的不同程度在分析中显得十分重要。

本文通过三个代理变量来衡量企业的守法程度。一是利用樊纲和王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》中“维护市场的法制环境”分指数作为代理变量,用以间接衡量不同地区的企业守法程度(*Abide*),该分指数越高,企业的守法程度也越高;二是参照李欢等^[22]的做法,利用卫生部血液司公布的2004年(仅有一年数据)各个地区自愿无偿献血量占临床用血量的比例代表地区信任程度(*Blood*),由于地区信任度往往具

有相对稳定性,地区信任度越高,企业守法状况也越好;三是参考刘博研和韩立岩^[23]、袁卫秋和朱红^[24]的研究,采用主成分分析方法,建构公司治理质量指数(*Quality*),数值越大代表治理质量越好,进而间接代表企业的守法程度越好。表7报告了控制企业守法程度变量后的估计结果。 $G_lp \times Law$ 的系数均在1%水平下显著为负值,这与表5的估计结果无实质性差异,验证了假设1。

2. 企业应对行为

《劳动合同法》的实施是一个长期的过程,企业会有一些的应对行为。企业很可能通过减少超额雇员、控制经营风险等行为降低该法对企业利润的不利影响,从而减弱《劳动合同法》的实施冲击。我们运用超额雇员估算方法^[25]、经营弹性估算方法^[12]构建企业应对行为的两个代理变量,把超额雇员调整(*Exestaff*)和经营弹性调整(*Dol*)作为控制变量纳入计量模型。表8报告了控制企业应对行为变量后的估计结果, $G_lp \times Law$ 的系数仍然在1%水平下显著为负值,表明回归的估计结果是稳健的,支持了假设1。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分方法的唯一前提就是平行趋势假定,Mora and Reggio^[26]给出了平行趋势检验假定的证明过程。我们运用DQD模型对处理组和控制组展开了多重平行趋势检验。模型中的被解释变量为发明专利申请量($\ln Invent$),处理组为低劳动生产率企业(G_lp),控制变量为模型中的 $Control_i$,不包括年份、时间和省份虚拟变量,政策冲击时间为2008年至2012年。表9表明,平行增长趋势检验(Common Pre-dynamics)不能拒绝原假

表7 考虑企业守法程度的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	维护市场的法制环境(FE)	地区信任程度(OLS)	公司治理质量(FE)
$G_lp \times Law$	-0.181 *** (-3.783)	-0.181 *** (-3.838)	-0.186 *** (-3.405)
G_lp		-0.079 (-1.351)	
Law		0.437 *** (5.485)	
$Abide$	0.013 (1.540)		
$Blood$		0.031 *** (3.279)	
$Quality$			0.030 (1.583)
常数项	-2.106 *** (-4.422)	-5.301 *** (-7.336)	-2.437 *** (-4.063)
Control Vars	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.110	0.280	0.113
N	15 590	15 590	13 238

注:***、**和*分别为1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的t值;限于篇幅,未报告其他控制变量的估计结果。

表8 考虑企业应对行为的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	超额雇员调整 OLS	超额雇员调整 FE	经营弹性调整 OLS	经营弹性调整 FE
$G_lp \times Law$	-0.165 *** (-3.375)	-0.178 *** (-3.658)	-0.137 ** (-2.430)	-0.186 *** (-3.405)
G_lp	-0.083 (-1.379)		-0.103 * (-1.687)	
Law	0.391 *** (4.999)		0.423 *** (4.869)	
$Exestaff$	0.055 *** (2.796)	0.014 ** (2.141)		
Dol			0.065 *** (2.895)	0.030 *** (2.583)
常数项	-5.087 *** (-7.002)	-2.082 *** (-4.279)	-4.970 *** (-6.367)	-2.437 *** (-4.063)
Control Vars	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.282	0.104	0.281	0.113
N	15 164	15 164	13 238	13 238

注:***、**和*分别为1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的t值;限于篇幅,未报告其他控制变量的估计结果。

设 ($P = 0.205$) ,在不同的 Parallel- q 假设下的动态检验也不能拒绝原假设,满足平行趋势假定。

2. 干扰事件的排查

为了排除 2008 年系统性金融危机的影响,我们加入了时间趋势变量 (T)。表 10 显示估计结果无实质性变化,验证了假设 1 和假设 2。

3. 分组变量内生性的排查

分组变量 (G_{lp}) 很可能是一个内生变量。例如,现实中企业可能会基于自身以往的创新实力以及未来的创新发展预期等因素,做出影响当前

边际劳动生产率的决策,这使得分组变量 (G_{lp}) 与企业创新 ($\ln Invent$) 存在双向因果关系。为了克服上述问题,我们在模型中引入样本期初专利总量 ($TPatent$) 和样本未来两期专利总量 ($FPatent$) 作为额外的控制变量,来控制样本期初的创新水平和未来的创新水平。如果企业有意识地根据过去创新水平或者未来预期的创新水平而做出影响当前劳动生产率的决策,则控制了样本期初和未来创新水平后,可能无法观察到《劳动合同法》显著抑制了企业创新水平。表 11 表明, $G_{lp} \times Law$ 的系数大多在 1% 水平下依然显著为负值,这表明分组变量的内生性不严重,再次验证了假设 1 和假设 2。

表 9 平行趋势检验

	H0: $q = q - 1$	H0: $s = s - 1$	H0: Common Pre - dynamics
$q = 1$		7.222 [0.301]	
$q = 2$	0.0267 [0.717]	6.836 [0.336]	
$q = 3$	0.0984 [0.427]	4.955 [0.550]	5.920 [0.205]
$q = 4$	0.133 [0.541]	2.403 [0.879]	
$q = 5$	0.157 [0.689]	1.887 [0.930]	

注: 方括号内的数字为 P 值。

表 10 估计结果: 加入金融危机事件的时间趋势后的检验

变量	(1) 全样本 OLS	(2) 国有企业 OLS	(3) 民营企业 OLS	(4) 全样本 FE	(5) 国有企业 FE	(6) 民营企业 FE
$G_{lp} \times Law$	-0.188*** (-3.848)	-0.237*** (-3.514)	-0.109* (-1.825)	-0.184*** (-3.793)	-0.221*** (-3.342)	-0.146** (-2.270)
Law	0.300*** (9.306)	0.306*** (7.077)	0.279*** (5.941)			
T	-0.002 (-0.371)	0.005 (0.700)	-0.016 (-1.649)	0.018*** (3.928)	0.025*** (4.116)	0.007 (1.023)
常数项	-0.435 (-0.037)	-15.012 (-1.113)	27.996 (1.507)	-38.298*** (-4.139)	-52.903*** (-4.341)	-15.307 (-1.131)
Control Vars	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.260	0.287	0.242	0.110	0.128	0.084
N	15 590	10 276	5 314	15 590	10 276	5 314

注: ***、** 和 * 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平; 括号内数值为经过省份 - 行业层面标准误调整后的 t 值; 限于篇幅, 未报告其他控制变量的估计结果。

表 11 控制样本期初及未来两期专利总量后的检验

变量	(1) 全样本 OLS	(2) 国有企业 OLS	(3) 民营企业 OLS	(4) 全样本 FE	(5) 国有企业 FE	(6) 民营企业 FE
$G_{lp} \times Law$	-0.178*** (-3.687)	-0.215*** (-3.288)	-0.123** (-2.109)	-0.088*** (-3.792)	-0.096*** (-3.548)	-0.065* (-1.955)
G_{lp}	-0.009 (-0.152)	-0.012 (-0.161)	0.025 (0.347)	0.050 (1.391)	0.069* (1.721)	0.045 (0.760)
Law	0.333*** (4.304)	0.524*** (5.753)	0.203* (1.684)	0.263*** (5.769)	0.315*** (5.964)	0.258*** (3.853)
$TPatent$	0.485*** (13.241)	0.546*** (11.513)	0.389*** (6.389)			
$FPatent$				0.352*** (41.951)	0.362*** (40.566)	0.336*** (18.647)
常数项	-3.516*** (-6.962)	-3.105*** (-5.231)	-3.659*** (-4.389)	-0.824*** (-4.097)	-0.700*** (-2.977)	-0.663 (-1.639)
Control Vars	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.437	0.476	0.394	0.798	0.826	0.749
N	15 590	10 276	5 314	14 183	9 416	4 767

注: ***、** 和 * 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平; 括号内数值为经过省份 - 行业层面标准误调整后的 t 值; 限于篇幅, 未报告其他控制变量的估计结果。

4. 发明专利申请时间的再检验

2008年《劳动合同法》的颁布可能会影响企业当年的人力资本结构、研发投入等,从而影响到企业1年至5年后的发明专利申请量,因此我们将变量 $\ln Invent$ 前置1~5期,运用固定效应模型估计发现,表12与表5结果基本一致,验证了假设1。

5. PSM-DID的估计结果

我们采用倾向得分匹配的方法进一步控制模型内生性和样本异质性。首先根据选择模型计算倾向得分,然后运用一对一最近邻匹配(Neighbor Matching)的方法展开匹配。参考逯东和朱丽^[27]的做法,结果显示匹配后处理组和控制组的核密度函数图的分布形态非常接近(篇幅所限,图略),匹配效果理想,再次支持假设1成立。

Rosenbaum and Rubin^[28]认为匹配后干预组与控制组的标准偏差的绝对值小于20%,匹配就具有效力。匹配后所有特征变量的标准偏差均在区间(-20% 20%)内,这印证了平衡性假设的成立。完成匹配后,对模型(1)

进行估计,结果如表13所示。在列(1)至列(3)中,交乘项 $G_lp \times Law$ 的估计系数都显著为负($p < 0.01$),表明研究结论未发生变化,进一步支持了假设1和假设2。

运用Gamma值检验不可观测因素的异质性是否影响企业创新,其估计结果见表14。Gamma值代表两组样本企业受到《劳动合同法》影响的概率比。Gamma值为1时表示处理组和控制组受到劳动保护的可能性一致。以显著性水平上限10%为界,我们观察在Gamma为1.320时,《劳动合同法》实施与企业创新关系的估计结果对不可观测因素开始产生敏感性。这意味着不可观测因素需要将暴露发生比提高

1.320倍。而PSM拟合估算结果中平均的暴露发生比仅为1.088(处理组平均倾向得分为0.518,控制组平均倾向得分为0.476)。因此,即使考虑不可观测因素的异质性,也不会影响劳动保护抑制企业创新的估计结果,表明通过了敏感性检验。

表12 被解释变量前置1~5期的估计结果(FE)

变量	(1) 前置1期	(2) 前置2期	(3) 前置3期	(4) 前置4期	(5) 前置5期
$G_lp \times Law$	-0.184*** (-3.793)	-0.160*** (-3.632)	-0.115** (-2.573)	-0.081* (-1.938)	-0.050 (-1.234)
常数项	-2.039*** (-4.326)	-1.902*** (-3.922)	-1.559*** (-3.331)	-1.225*** (-2.650)	-0.809* (-1.683)
Control Vars	控制	控制	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.110	0.095	0.078	0.065	0.056
N	15 590	14 119	12 692	11 305	9 962

注:***、**和*分别为1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的t值;限于篇幅,未报告其他控制变量的估计结果。

表13 倾向匹配得分后的双重差分估计

变量	(1) 全样本(PSM + DID)	(2) 国有企业(PSM + DID)	(3) 民营企业(PSM + DID)
$G_lp \times Law$	-0.129*** (-2.872)	-0.193*** (-2.860)	-0.091** (-2.400)
G_lp	-0.228*** (-3.431)	-0.228*** (-2.776)	-0.165* (-1.798)
Law	0.441*** (10.230)	0.450*** (6.063)	0.497*** (6.787)
常数项	0.372** (2.285)	0.288* (1.716)	0.449 (1.561)
Control Vars	控制	控制	控制
Adj. R ²	0.195	0.222	0.204
N	15 469	10 024	4 756

注:***、**和*分别为1%、5%和10%的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的t值;限于篇幅,未报告其他控制变量的估计结果。

表14 劳动保护对企业创新影响的Rosenbaum边界估计

Gamma	显著性 水平上限	显著性 水平下限	Hodges-Lehmann 点估计上限	Hodges-Lehmann 点估计下限	95%置信 区间上限	95%置信 区间下限
1	0	0	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.040	0	0	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.080	0	0	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.120	0	4.70E-10	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.160	0	1.80E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.200	0	2.20E-05	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.240	0	0.000 897	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.280	0	0.014 3	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.320	0	0.099 1	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07	-3.90E-07
1.360	0	0.341	-3.90E-07	-3.90E-07	-0.091 2	-3.90E-07

六、影响机制检验

(一) 市场竞争机制

依据唐荣等^[29]的分析,我们从市场竞争这一机制,展开对劳动保护与企业创新关系的检验。市场竞争用行业赫尔芬达指数 HHI 代理, HHI 越大,表示市场竞争程度越低,反之则越高。表 15 显示,无论民营企业还是国有企业, $G_lp \times Law \times HHI$ 的系数均为负值,均在 5% 的水平上显著。这说明行业竞争程度越低,《劳动合同法》的实施就越显著抑制低劳动生产率企业的创新,这种效应在民营企业与国有企业均存在,但在国有企业更显著。因为市场竞争程度低使得低劳动生产率的企业高估竞争优势,安于现状,从而不再投入更多的资金和技术参与创新研发。所以,在市场竞争程度越低时,相对于国有企业,民营企业虽有市场垄断地位,但有着生存危机感,因此其创新的动力相对更大,《劳动合同法》对其创新抑制作用较小。这验证了假设 3a。

(二) 法治治理机制

参照樊纲和王小鲁等编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》中“法律制度环境”指数来衡量地区法治水平($Rule$)。表 16 报告的法治治理机制对劳动保护与企业创新关系的估计结果支持了假设 3b。研究发现,对于国有企业样本, $G_lp \times Law \times Rule$ 的系数在 5% 的水平上显著为负。这说明在法治治理水平较高的地区,低劳动生产率的国有企业创新受到的抑制作用更大。一个可能的解释是,在法治治理较高的地区,国有企业的产权性质决定了其法律执行程度更充分,因此《劳动合同法》实施对其创新的抑制效果更大。而民营企业不管在法治治理高还是低的地区,抑制效应没有很大差异,这说明民营企业受到的法治治理监管相对较弱。

(三) 薪酬负担机制

表 17 显示,对全样本而言, $G_lp \times Law \times Burden$ 的系数在 5% 的水平上显著为负值,验证了假设 3c。这表明,企业薪酬负担较重时,《劳动合同法》实施对企业创新的抑制作用更大。这在国有企业中也有同样的结果。具体而言,相对于低薪酬负担的国有企业,高薪酬负担的国有企业创新下降了 16.3%,其数值远大于民营企业。而对于民营企业,创新抑制效应却不存在。一个可能的解释是:对于低劳动生产率的国有企业而言,薪酬负担较重使得其主要依赖政府的援助维持企业运营,所以受政策冲击后,更大地表现出创新抑制效应。而对于低劳动生产率的民营企业而言,面对沉重的薪酬负担时,为了生存,政策会“倒逼”其进行创新活动以促进技术升级,因此并未发现抑制效应。

七、结论与政策启示

不同于以往研究,本文以微观企业的边际劳动生产率来识别 2008 年《劳动合同法》的冲击差异,利用中国 A 股上市公司的专利和财务数据,采用双重差分方法探讨了劳动保护与企业创新的关系。研究发现,劳动保护的增强降低了低劳动生产率企业的创新水平,这种抑制效应对民营企业呈现长期内减弱的趋势,而对国有企业却表现为长期内增强倾向。进一步分析发现,劳动保护政策随着市

表 15 市场竞争机制

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	国有企业	民营企业
$G_lp \times Law \times HHI$	-3.174 *** (-3.059)	-4.193 *** (-3.048)	-1.584 ** (-2.342)

注:***、**和* 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的 t 值;限于篇幅,仅报告三重交乘项的估计结果。

表 16 法治治理机制

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	国有企业	民营企业
$G_lp \times Law \times Rule$	-0.005 (-0.548)	-0.013 ** (-2.159)	0.004 (0.299)

注:***、**和* 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的 t 值;限于篇幅,仅报告三重交乘项的估计结果。

表 17 薪酬负担机制

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	国有企业	民营企业
$G_lp \times Law \times Burden$	-0.091 ** (-2.438)	-0.163 *** (-2.936)	0.002 (0.038)

注:***、**和* 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平;括号内数值为经过省份-行业层面标准误调整后的 t 值;限于篇幅,仅报告三重交乘项的估计结果。

市场竞争的减弱、法治治理的改善和薪酬负担的加重,抑制了国有企业的创新,而民营企业受到的抑制效果较弱。

2008年《劳动合同法》强化了对劳动者合法权益的保护,促进了不同劳动生产率企业之间的分化,发挥了市场的“优胜劣汰”作用,体现出“去芜存菁”的功能。政府应充分发挥市场的选择机制——让市场在资源配置中起决定性作用,利用市场筛选出劳动生产率高和创新能力强的企业。毫无疑问,中国经济的持续增长必然要依赖企业创新能力的提升,然而,对于低劳动生产率的企业而言,劳动保护弱化了其创新能力。为了提升自身创新水平,企业面对劳动保护政策的增强,应调整内部用工制度,促进其灵活性,提高创新性职工的稳定职业预期;应合理规划、配置与组织人员资源,减少雇员负担,优化技术创新手段,实现经营方式转型,不断提高企业劳动生产率。同时,政府应维护市场竞争秩序,强化法治治理的公平性;应尽力激发企业的创新潜能,通过提高其劳动生产率来应对环境变化和市场压力;尤其是政府应从根本上进行国有企业改革,激发其创新活力。只有这样,才能充分减少劳动保护对于企业创新的抑制效应,促进企业良性发展,实现国家创新战略。

作为新世纪以来一项重要的劳动保护政策,2008年《劳动合同法》实施对中国经济和企业产生了重大影响。学术界涌现出一批探讨劳动保护对企业发展和经济增长影响的研究文献。劳动保护到底对企业成长和经济增长有利还是有弊?如何客观评价劳动保护的经济影响?这些问题都值得深入研究。本文从企业创新角度为劳动保护的“去芜存菁”论提供了有力证据。

参考文献:

- [1]程延园,宋皓杰,王甫希,等.劳动合同法实施后不同职工群体劳动权益保障差异变迁研究[J].中国软科学,2016(5):12-20.
- [2]沈永建,范从来,陈冬华,等.显性契约、职工维权与劳动力成本上升:《劳动合同法》的作用[J].中国工业经济,2017(2):117-135.
- [3]谢增毅.劳动力市场灵活性与劳动合同法的修改[J].法学研究,2017(2):95-112.
- [4]沈同仙.《劳动合同法》中劳资利益平衡的再思考——以解雇保护和强制缔约规定为切入点[J].法学,2017(1):57-65.
- [5]廖冠民,陈燕.劳动保护、劳动密集度与经营弹性:基于2008年《劳动合同法》的实证检验[J].经济科学,2014(2):91-103.
- [6]卢闯,唐斯圆,廖冠民.劳动保护、劳动密集度与企业投资效率[J].会计研究,2015(6):42-47.
- [7]倪晓然,朱玉杰.劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年《劳动合同法》实施的证据[J].管理世界,2016(7):154-167.
- [8]刘媛媛,刘斌.劳动保护、成本粘性与企业应对[J].经济研究,2014(5):63-76.
- [9]李文贵,余明桂.民营化企业的股权结构与企业创新[J].管理世界,2015(4):112-125.
- [10]陈林,伍海军.国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J].数量经济技术经济研究,2015(7):133-148.
- [11]都阳,曲玥.劳动报酬、劳动生产率与劳动力成本优势——对2000—2007年中国制造业企业的经验研究[J].中国工业经济,2009(5):25-35.
- [12]陈德球,胡晴,梁媛.劳动保护、经营弹性与银行借款契约[J].财经研究,2014(9):62-72.
- [13]SERFLING M. Firing costs and capital structure decisions[J]. The journal of finance, 2016, 71(5):2239-2286.
- [14]ACHARYA V V, BAGHAI R P, SUBRAMANIAN K V. Wrongful discharge laws and innovation[J]. Review of financial studies, 2014, 27(1):301-346.
- [15]MURPHY G, SIEDSCHLAG I, MCQUINN J. Employment protection and industry innovation[J]. Industrial and corporate change, 2016, 26(3):379-398.
- [16]廖冠民,沈红波.国有企业的政策性负担:动因、后果及治理[J].中国工业经济,2014(6):96-108.
- [17]余明桂,范蕊,钟慧洁.中国产业政策与企业技术创新[J].中国工业经济,2016(12):7-24.

- [18]何玉润,林慧婷,王茂林. 产品市场竞争、高管激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J]. 财贸经济, 2015(2): 125-135.
- [19]杨卓凡,石勇. 动态市场竞争环境下电子商务企业盈利能力的影响因素研究[J]. 中国管理科学, 2016(8): 18-27.
- [20]卢峰,姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, 2004(1): 42-55.
- [21]邵传林. 法律制度效率、地区腐败与企业家精神[J]. 上海财经大学学报, 2014(5): 48-57.
- [22]李欢,郑杲娉,李丹. 大客户能够提升上市公司业绩吗? ——基于我国供应链客户关系的研究[J]. 会计研究, 2018(4): 58-65.
- [23]刘博研,韩立岩. 公司治理、不确定性与流动性管理[J]. 世界经济, 2010(2): 141-160.
- [24]袁卫秋,朱红. 公司治理对超额持有现金的影响——基于公司投资的视角[J]. 南京财经大学学报, 2017(4): 67-77.
- [25]杨德明,赵璨. 超额雇员、媒体曝光率与公司价值——基于《劳动合同法》视角的研究[J]. 会计研究, 2016(4): 49-54+96.
- [26]MORA R, REGGIO I. Didq: a command for treatment-effect estimation under alternative assumptions [J]. The stata journal, 2015, 15(3): 796-808.
- [27]逯东,朱丽. 市场化程度、战略性新兴产业政策与企业创新[J]. 产业经济研究, 2018(2): 65-77.
- [28]ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41-55.
- [29]唐荣,顾乃华,谭周令. 产业政策、市场结构与企业价值链定位[J]. 产业经济研究, 2019(1): 12-26.

(责任编辑: 雨 珊)

Labor protection and enterprise innovation: an empirical study from the perspective of marginal labor productivity

HE Qiang, YUAN Ming, ZHONG Weibing

(Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: Using the implementation of the 2008 Labor Contract Law as a policy of quasi-natural experimentation, this paper discusses the impact of labor protection on enterprise innovation by dividing marginal labor productivity into groups and adopting DID (difference in difference) method. The results are as follows. After the implementation of the Labor Contract Law, the improvement of labor protection makes the innovation of enterprises with low labor productivity decrease significantly. This restraining effect of separating wheat from chaff exists in both state-owned enterprises and private enterprises, but there are long-term and short-term differences in the dynamic trend. Further, this paper examines the specific impact mechanism of labor protection on enterprise innovation, and finds that with the weakening of market competition, the improvement of rule of law and the aggravation of salary burden, labor protection policy has inhibited the innovation of state-owned enterprises, while the restraint effect of private enterprises is weak. The conclusions enrich and expand the literature of law and innovation under the background of Chinese system, and provide an empirical evidence for policy formulation.

Key words: labor protection; marginal labor productivity; enterprise innovation; market competition; legal regulation; salary burden