
劳动保护与制造业生产率进步

李 波 蒋殿春*

内容提要 本文利用2004-2013年中国工业企业数据,以2008年《劳动合同法》实施为外生冲击,采用双重差分模型研究劳动保护对制造业生产率的影响。研究发现:《劳动合同法》实施会促进较高劳动密集度行业企业生产率进步,其中的机制在于面对劳动保护加强产生的经营压力,企业会通过增加企业培训经费投入和要素替代程度而提高企业生产率;且这一促进作用对单产品企业、国有企业、经营时间较长企业以及劳动力再配置程度较高行业企业影响更大;进一步地,《劳动合同法》实施还会通过提升存活企业自身生产率水平,改进存活企业间资源再配置效率,提高低生产率企业退出率,促进较高劳动密集度行业生产率增长。

关键词 劳动保护 劳动合同法 劳动密集度 生产率

一 引言

长期以来,提高劳动者收入,保障劳动者合法权益,维护稳定共赢的劳企雇佣关系一直是政府关注的重点,也是社会安定团结的重要基础。Botero等(2004)也指出,没有政府干预的劳动力市场会时常伴随着不公平和无效率问题。随着中国法制建设进程加快,

* 李波:云南大学经济学院;蒋殿春(通讯作者):南开大学经济学院天津市南开区卫津路94号 300071 电子邮箱:blee_109@hotmail.com(李波);jdc@nankai.edu.cn(蒋殿春)。

作者感谢国家自然科学基金项目(71763031)、云南大学一流大学建设区域合作理论创新高地项目和发展经济学理论创新高地项目(C176240103)、云南大学“东陆中青年骨干教师”培养计划的资助。同时感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见。当然,文责自负。

中国政府也一直在维护劳企雇佣关系和加强劳动契约观念方面进行制度探索,如2008年实行了《中华人民共和国劳动合同法》(下文简称《劳动合同法》)。理论上,政府干预劳动力市场是出于公平的考虑,以维护平等的劳企关系和公平的市场环境,减少劳企间的事后“敲竹杠”问题(Acharya等,2014),改善女性、农民工等弱势群体福利待遇(陈东和刘金东,2014;杜鹏程等,2018);而市场中的企业往往追求效率,政府对劳动力市场干预会导致企业经营弹性下降(廖冠民和陈燕,2014),加剧企业雇佣中的逆向选择(Kugler和Saint-Paul,2004),降低劳动要素的再配置能力(Hopenhayn和Rogerson,1993)。

劳动作为企业生产中不可或缺的重要生产要素,企业大部分产出将用于补偿劳动投入,以强化劳动保护为目的的《劳动合同法》出台,会不会像其他经济制度一样影响企业生产效率?近年来时常发生的“民工荒”“用工难”问题,全要素生产率(TFP)增长放缓,这是否是劳动保护加强改变了市场资源再配置效率,阻碍了生产率增长?成本论和灵活用工论都认为劳动保护会增加企业成本和用工调整难度而抑制生产率进步(Autor等,2007;Bassanini等,2009;张成刚和李彦敏,2015;Bjuggren,2018);员工效率论则认为劳动保护将增加员工认同和员工专用性技能获取而促进生产率增长(MacLeod和Navakachara,2007;Belot等,2007;Damiani等,2016)。然而,这些研究主要以技术密集型的发达国家或跨国数据作为研究对象,且对劳动保护影响生产率的机制探讨或是只关注资本投入变化,或是语焉不详,未深入讨论劳动保护对企业生产率的异质性影响,更未从资源再配置角度探讨劳动保护对行业生产率演化的作用。

本文以《劳动合同法》的实施为外生冲击,利用其实施前后劳动保护强度差异,结合2004—2013年中国工业企业数据,采用双重差分模型识别劳动保护对制造业企业生产率的因果效应,并利用行业加总数据,从资源再配置视角检验劳动保护对加总行业生产率增长的影响。

本文的边际贡献在于:一是为劳动保护与生产率关系的争议提供中国的经验证据。二是以《劳动合同法》实施作为准自然实验,采用双重差分模型,较好地识别劳动保护的生产率效应,拓展《劳动合同法》实施的经济效应评估范畴。现有对中国《劳动合同法》实施的经济效应研究主要集中于企业成本黏性、企业投资、企业创新、企业股价信息含量等企业经营业绩方面(刘媛媛和刘斌,2014;卢闯等,2015;倪晓然和朱玉杰,2016;Ni和Zhu,2018)。本文进一步扩展到企业生产效率方面。三是对劳动保护对企业生产率进步的影响机制进行深入的讨论,且从企业和行业双重特征差异分析劳动保护对企业生产率的异质性影响,以期进一步证实本文结论。相比于Autor等(2007)和Bjuggren(2018)从资本投入机制进行的探究,本文以劳动保护加强对企业经

营压力增加为切入点,分析劳动保护作用于企业生产率的具体机制,从企业所有制、经营时间、是否单产品经营以及行业劳动力再配置程度4个方面分析其异质性影响。四是在 Melitz 和 Polanec (2015) 动态分解生产率增长框架基础上,采用中国工业企业数据,从资源再配置视角实证检验劳动保护对行业生产率增长的影响及其机制,是对 Ji 和 Wei (2013) 基于中国上市公司加总行业进行分析的一种有益补充^①,为深刻认识劳动保护对中国制造业生产率增长的影响来源提供启示。

本文接下来的安排为:第二部分提出文献回顾和研究假设;第三部分指出本文数据来源,介绍研究设计;第四部分结合数据对假设1进行经验分析,第五部分对影响机制和异质性效应进行检验,第六部分从资源再配置视角探讨劳动保护对行业生产率增长的贡献,并对假设2进行检验;最后,总结全文。

二 文献回顾与研究假设

(一) 劳动保护与企业生产率进步

2008年实施的《劳动合同法》对企业随意解雇员工增加了更多限制,相当于向企业解雇行为征税,由此可能导致企业雇佣成本提高,用工调整成本增加。Cingano 等(2008)对意大利的研究发现就业保护会通过扭曲企业生产决策而抑制生产率增长。Okudaira 等(2013)对日本的研究发现劳动保护加强通过增加企业解雇成本而显著抑制TFP和劳动生产率的增长。Autor 等(2007)利用美国《不当解雇法》在各州的实施差异证实了劳动保护短期引起的调整成本增加会抑制企业全要素生产率增长。Bjuggren (2018)利用2001年瑞典《就业保护法案》改革中的解雇员工“后入先出”政策调整,研究劳动力市场灵活性对劳动生产率的影响,他们研究则发现劳动市场灵活程度增加会通过提高企业全要素生产率和资本密集度提高企业劳动生产率。

《劳动合同法》实施可能引致劳动保护加强,降低企业员工失业风险,增加员工缺勤和偷懒的可能,不利于企业生产率水平提升——即劳动保护通过“员工偷懒激励效应”抑制企业生产率进步。Ichino 和 Riphahn (2005) 分析发现,当企业员工受到严格保护时,公司监管对员工不再构成威胁,工人偷懒动机进一步加剧。Olsson (2009) 对瑞士的研究发现,劳动保护会增加员工请病假概率。Grinza 和 Rycx (2018) 采用比利时的数据研究指出,病假率每提高1个百分点,企业生产率损失0.24%。

^① 中国上市公司都属大规模企业,其进入或退出市场变化较小,采用上市公司进行研究无法清晰刻画企业动态下的资源再配置对行业生产率的作用。

然而,当企业面对因劳动保护加强而引致不良后果和经营压力增加时,企业将相机决策,调整生产行为和投资决策。Kugler 和 Saint-Paul(2004)针对美国《不正当解雇法》的实施差异研究发现,劳动保护加强导致的解雇成本增加会迫使企业在雇佣新员工时更加挑剔,提高员工质量。MacLeod 和 Navakachara(2007)、Belot 等(2007)从理论上指出,劳动保护增加了员工认同感,企业也可能会加大对现有人员的在职培训,提高企业专用性人力资本投资和员工专用性技能的获得,因而促进企业生产率。这其中的传导机制可能体现为“要素替代效应”和“人力资本投资效应”。

第一,要素替代效应。《劳动合同法》中明确了劳动合同订立、修改以及终止条款和经济补偿,规定了试用期限限制和试用期最低工资要求以及无固定期限劳动合同试用条件。这无疑增加了企业用工成本及成本黏性,削弱了劳动力优势,加速生产过程中要素替代效应的发生。刘媛媛和刘斌(2014)基于《劳动合同法》实施的研究指出,《劳动合同法》会增加企业成本黏性,提高了企业机器和资本替代劳动的可能,从而促进企业技术创新和企业生产效率提升。Vergeer 和 Kleinknecht(2007)指出,劳动价格上升会导致利润最大化企业以资本替代劳动,进而改变企业技术水平,提高企业生产率。林炜(2013)也发现,面对劳动力成本压力时,企业会通过减少劳动力的投入,以更多的资本代替劳动,即在生产过程中扩大创新投入,提高企业创新能力和技术水平。王雷(2017)的研究也证实了就业保护加强会强化劳动力成本上升对企业创新的促进作用。

第二,人力资本投资效应。对中国企业而言,《劳动合同法》中的员工离职“竞业禁止”条款,可大大缓解员工离职,尤其是减少核心技术员工离职对企业竞争优势的冲击,激励企业进行更多的在职培训和在职学习等人力资本投资,提高员工技能和综合素质,特别是提高员工专用性技能。Acemoglu 和 Pischke(1999)就曾指出,当劳动力市场存在摩擦时,企业人力资本投资会从通用性技能投资向专用性技能投资转变。Almeida 和 Aterido(2011)基于 2002-2005 年 64 个发展中国家企业调查的数据研究发现,劳动规制刚性会激励企业进行在职培训。对员工来说,劳动保护加强增加劳企双方的认同,相当于企业给予劳动者长期雇佣的承诺(Ji 和 Wei,2013),引致员工进行更多的专用性技能投资(MacLeod 和 Navakachara,2007;Belot 等,2007)。从效率工资理论来看,在劳动保护程度加强时,企业雇佣员工也会更加注重质量和生产效率,企业人力资本也会相对提升。此外,劳动保护加强可减少员工的解雇风险和企业遭受“敲竹杠”的风险,增加劳企双方进行人力资本投资的意愿,促进企业技术创新和企业生产率提升(Acharya 等,2014)。王雷(2017)研究也发现,就业保护增加会通过减少企业技术创新中的“敲竹杠”风险而提高企业生产率。由此,提出本文的竞争性假设 1a 和 1b:

假设 1a:《劳动合同法》实施带来的劳动保护加强促进企业生产率进步。

假设 1b:《劳动合同法》实施带来的劳动保护加强抑制企业生产率进步。

(二) 劳动保护、资源再配置与行业生产率增长

Melitz 和 Polanec(2015) 基于动态视角下的生产率增长分解框架指出, 生产率增长既来自存活企业自身生产率增长, 也来自存活企业间资源再配置、高生产率企业进入和低生产率企业退出的动态调整带来的生产率增长。李钢等(2009) 调研分析指出,《劳动合同法》的实施给劳动密集型企业引入了优胜劣汰机制, 只有注重创新、品牌与人才的企业才能在危机中渡过难关, 发现机遇。因而, 劳动保护加强带来的约束和激励将对企业生产经营决策产生重要影响, 致使劳动保护对行业生产率增长的影响同时取决于企业内资源再配置和企业间资源再配置。

1. 劳动保护通过影响企业内资源配置作用于行业生产率增长, 主要体现于行业内存活企业生产率变动。当劳动保护加强时, 企业既可能遭受用工调整成本增加和员工偷懒行为加剧的双重压力, 也可能面临使用其他要素资源替代劳动力和加大企业自身人力资本投资而实现技术升级的双重契机, 企业最终能否实现内部资源配置效率提升取决于双重压力和双重契机共同作用的结果, 即“用工调整成本效应”“员工偷懒激励效应”“人力资本投资效应”以及“要素替代效应”四类效应的权衡。Bassanini 等(2009) 基于行业劳动解雇约束程度差异, 利用双重差分模型, 采用经济合作组织(OECD) 11 国 19 个行业数据研究发现, 劳动保护会通过效率变化和技术变更两个渠道抑制生产率进步。张成刚和李彦敏(2015) 借鉴 Bassanini 等(2009) 的研究方法, 对中国的研究也发现雇佣保护加强对行业生产率有较小的负向影响。然而, Damiani 等(2016) 采用欧洲 14 个成员国 1995-2007 年行业面板数据研究发现, 解除临时就业保护也会抑制生产率增长, 这主要是因为对低水平员工就业保护会阻碍长期的劳企雇佣关系, 降低企业对员工进行技能提升的激励, 导致员工在职培训减少和专用性技能获得下降, 最终抑制生产率增长。Vergeer 和 Kleinknecht(2014) 基于 1960-2004 年 20 个 OECD 国家的数据研究发现, 放松劳动力市场管制会降低企业知识学习和积累, 尤其削弱熊彼特式的“创造性毁灭”机制, 抑制劳动生产率增长。因而, 劳动保护通过企业内资源配置对行业平均生产率增长的影响方向不确定。

2. 劳动保护通过影响企业间资源配置作用于行业生产率增长, 主要表现为劳动保护加强引发企业进入、退出动态调整及存活企业间的资源再配置。由于低生产率和小规模企业的守法成本更高(Ji 和 Wei, 2013), 导致劳动保护对异质性企业有非对称性的影响, 进而影响行业内企业间资源再配置。

劳动保护对企业进入、退出动态调整的非对称影响体现于企业生产率异质性。企业进入市场需要支付沉没成本,劳动保护加强意味着企业面临着劳动力二次调整成本增加,进入市场的生产率门槛提高。然而,劳动保护程度增加也会减少企业未来的预期利润,抑制企业进入和创新动机,削弱对在位企业的威胁,提高了在位企业研发投资的预期回报,激励在位企业开展创新活动(Mukoyama 和 Osotimehin, 2018)。Aghion 等(2007)研究发现劳动力市场管制抑制了劳动力流动较大行业的进入率。对企业退出行为来说,劳动保护加强相当于向企业征收了退出税(Poschke, 2009),如果只向持续经营企业征收由劳动保护引致的解雇费用,那么劳动保护会降低持续经营企业价值,增加低生产率企业退出的可能;若劳动保护引致的解雇费用并不对退出企业豁免,那么劳动保护加强不仅会降低持续经营企业的价值,还会降低退出企业的价值,因其退出时必须支付解雇费用而导致其价值降低更多,从而低生产率企业退出概率降低。Bottasso(2017)的研究发现,就业保护会降低高劳动力再配置行业的企业退出率。因此,劳动保护加强通过企业进入、退出对行业生产率增长存在正反两方面影响。

劳动保护对存活企业资源再配置的非对称影响体现于企业规模的异质性。Ji 和 Wei(2013)指出,劳动保护会增加小企业的守法成本,致使要素资源从小企业流向大企业,提高资源在企业间的配置效率,促进行业生产率增长。并且,他们针对中国上市公司的研究也证实了这一点。然而,劳动保护加强还会明显降低小规模企业用工灵活性,制约劳动力在企业间流动,最终抑制企业间资源配置效率(Hopenhayn 和 Rogerson, 1993),阻碍行业生产率增长。Lashitew(2015)利用 90 多国的世界银行企业调查数据研究发现,就业保护增加会加剧行业间资源错配,尤其加剧劳动力调整需求较大行业的资源错配,最终降低行业生产率。

综合上述分析,可得出本文的竞争性假设 2a 和 2b:

假设 2a:《劳动合同法》实施带来的劳动保护加强促进行业生产率增长。

假设 2b:《劳动合同法》实施带来的劳动保护加强抑制行业生产率增长。

三 研究设计与数据说明

(一) 研究设计

2008 年 1 月 1 日,《劳动合同法》的正式实施为本文识别劳动保护对企业生产率的影响提供了准自然实验。本文通过建立双重差分模型以克服时间趋势变化对劳动保护与企业生产率关系影响的混杂性因素干扰。其难点在于如何寻找合适的控制组

和处理组。事实上,在以《劳动合同法》实施作为识别劳动保护的经济效应研究中,往往以企业劳动密集度的高低作为区分处理组和控制组的依据,这是考虑到劳动密集型企业生产经营更依赖于劳动力,受《劳动合同法》实施的影响更大。卢闯等(2015)、倪晓然和朱玉杰(2016)、Ni和Zhu(2018)正是基于这种区分方式,研究了劳动保护加强对企业投资效率、创新及股价信息含量的影响。因此,本文参考他们的研究,以企业所在3分位行业2007年劳动密集度识别处理组和控制组,构建以下双重差分模型:

$$tfp_{ijct} = \alpha_1 + \psi labor_inst_{j07} \times law_i + \gamma V + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

其中, i, j, c, t 分别指企业、3分位行业、地区及时间。 tfp_{ijct} 为因变量,表示企业*i*在*t*年的全要素生产率对数,本文参照王贵东(2018)的研究对部分指标予以补充,然后采用OP法对企业全要素生产率进行测定^①; $labor_inst_{j07}$ 为2007年3分位行业的劳动密集度,刻画《劳动法》实施前行业*j*的劳动密集度差异,借鉴倪晓然和朱玉杰(2016)、卢闯等(2015)的度量方法,以2007年行业*j*工资和福利收入对数与销售收入对数比值度量。 law_i 为《劳动合同法》实施的虚拟变量,2008年及以后取1,否则取0。本文感兴趣的是交互项 $labor_inst_{j07} \times law_i$ 的估计系数 ψ , ψ 反映了实施《劳动合同法》对企业生产率的影响,也即劳动保护加强对企业生产率的影响。同时,模型还进一步控制了企业固定效应(μ_i)和时间固定效应(μ_t)。 ε_{ijct} 为随机误差项。

V 是一系列控制变量集合,包括行业竞争度(hhi),以2000年为基期折算的真实企业销售额,采用赫芬达尔-赫希曼指数公式计算;行业进口关税($\ln(tariff + 1)$),采用海关HS产品编码-行业编码转换表,根据WITS数据库的中国HS6位码产品进口关税,简单平均汇总至2分位行业进口关税并加1取对数值;企业年龄($\ln age$),以企业数据库所在年份与企业开业年份之差加1的对数值度量;企业规模($\ln size$),以2000年为基期折算的真实企业资产总值对数值度量;企业退出哑变量($exit_1$),以企业下一年是否在数据库出现作为度量依据,若下一年没有出现在数据库中, $exit_1$ 取1,否则取0;出口企业哑变量($export$),若当期企业出口额大于0, $export$ 取1,否则取0;国有企业哑变量($soes$),以企业实收资本中国家控股比例是否高于50% $exit_1$ 为度量依据,若该比例大于等于50%, $soes$ 取1,否则取0;外资企业哑变量($foreign$),以非国有企业当年外商资本占比是否高于25%为区分依据,若大于等于25%,则 $foreign$ 取1,否则取0;融资约束($\ln(credit + 1)$),以企业当年利息支出占固定资产比值加1的对数值度量。

① 学界主要采用Olley和Pakes(1996)、Levinsohn和Petrin(2003)及Akerberg等(2015)分别提出的OP、LP及ACF法三种估算企业全要素生产率。

(二) 数据说明

本文数据主要来源于1998–2013年中国工业企业数据库,相比于上市公司数据,该数据能有效排除2007年新会计准则实施对本文以《劳动合同法》实施作为准自然实验估计劳动保护的生产率效应的内生性影响。参照Brandt等(2012)的研究,采用中国工业企业数据库通用的整理方法,对中国工业企业数据库进行了匹配和清洗,剔除不符合经济学常识和会计勾稽关系的数据^①。同时,根据本文的研究目的及2003年以前的数据并没有统计企业培训经费投入情况,加上学界普遍认为2010年的工业企业数据存在较大缺陷和统计问题^②,本文还剔除了2003年及以前年份、2010年的样本,最终形成2004–2013年9年非平衡面板数据。最后,所有的价值类(包括产出类和投入类)变量都调整到以2000年为基期的真实值^③。

四 劳动保护与企业生产率的因果检验

(一) 基准回归

首先,我们基于模型(1)式估计了劳动保护对企业生产率的影响,逐步回归估计结果见表1。在表1第(1)–(4)列的逐步回归中,我们同时控制了地区、行业及时间固定效应,交互项 $labor_inst \times law$ 的估计系数为我们重点关注的对象。第(1)列仅控制了交互项 $labor_inst \times law$,其估计系数在1%的水平下显著为正,说明劳动密集度较高行业的企业生产率相比于劳动密集程度较低行业在《劳动合同法》实施以后提高更多,即劳动保护显著促进了企业生产率进步,初步验证了本文的竞争性假设1a。第(2)–(4)列逐步添加了影响企业生产率的控制变量,我们发现交互项的估计系数依然显著为正,说明劳动保护促进企业生产率进步的作用没有因加入控制变量而削弱。考虑到除地区、行业不随时间变化的因素会影响企业生产率之外,企业自身不随时间而变化的特征也可能影响企业生产率,表1第(5)–(8)列还控制了企业和时间固定效应。不难发现,交互项 $labor_inst \times law$ 的估计系数在5%的水平显著为正,说明《劳动合同法》实施显著促进较高劳动密集度行业企业生产率进步,其促进作用不受企业自身特征的影响。进一步证实假设1a,反向证伪竞争性假设1b。

① 此处根据该数据惯用的剔除规则进行剔除,限于篇幅,此处省略了删除规则。备索。

② 目前,使用2013年工业企业数据进行的研究一般排除2010年的数据。如谭语嫣等(2017)采用1998–2013年的工业企业数据对僵尸企业投资挤出效应进行的研究。感谢审稿人的建议。

③ 限于篇幅,此处省略了主要变量的描述性统计。备索。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>labor_inst</i> × <i>law</i>	2.107*** (0.481)	2.111*** (0.476)	2.168*** (0.467)	1.720*** (0.412)	0.920** (0.454)	0.921** (0.456)	0.912** (0.457)	1.056** (0.413)
<i>hhi</i>		-0.020 (0.054)	-0.028 (0.050)	-0.065* (0.035)		-0.006 (0.034)	-0.006 (0.034)	-0.022 (0.031)
$\ln(\textit{tariff} + 1)$		0.009 (0.071)	0.001 (0.072)	-0.031 (0.059)		-0.017 (0.034)	-0.017 (0.034)	-0.015 (0.026)
<i>exit_1</i>			-0.319*** (0.009)	-0.175*** (0.006)			-0.049*** (0.006)	-0.053*** (0.005)
<i>export</i>			0.111*** (0.023)	-0.110*** (0.010)			-0.019*** (0.006)	-0.054*** (0.005)
<i>size</i>				0.322*** (0.008)				0.263*** (0.007)
<i>soes</i>				-0.465*** (0.025)				-0.066*** (0.008)
<i>foreign</i>				-0.092*** (0.010)				0.014*** (0.005)
$\ln \textit{age}$				-0.035*** (0.007)				0.391*** (0.017)
$\ln(\textit{credit} + 1)$				2.693*** (0.089)				1.759*** (0.077)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	未控制	未控制	未控制	未控制
企业固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
聚类数	167	167	167	167	167	167	167	167
R ²	0.169	0.169	0.181	0.342	0.760	0.760	0.760	0.782
F 值	19.212	6.863	378.410	492.767	4.100	1.551	21.564	396.058
观测值	2429 513	2429 513	2429 513	2319 589	2239 709	2239 709	2239 709	2135 518

说明:小括号内数值均为 3 分位行业层面的聚类标准误; *、** 及 *** 分别代表 10%、5% 及 1% 的显著性水平。下表同。

(二) 平行趋势检验与动态效应分析

双重差分模型估计的是较高(处理组)、较低(控制组)劳动密集度行业的企业生产率在《劳动合同法》实施后的平均差异。若《劳动合同法》实施前,处理组企业生产率明显高于控制组,这可能导致劳动保护对企业生产率的影响被高估。因而,本文检验的一个最重要前提是《劳动合同法》实施前处理组和控制组的生产率没有显著差

别。为此,我们设计以下模型进行平行趋势检验:

$$tfp_{ijct} = \alpha_2 + \sum_{n=-3}^5 \delta_n I_t^n \times labor_inst_{07} + \gamma V + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \quad (2)$$

其中, n 为样本期与《劳动合同法》实施的2008年时间差,由于数据的样本期区间为2004-2013年,从而 n 的取值为-3、-2、-1、0、1、3、4、5^①。 I_t^n 为显示性变量,刻画企业样本数据期与2008年的时间差是否与 n 取值相同,相同时取1,否则取0。以 $n=1$ 为例,交互项 $I_t^n \times labor_inst_{07}$ 的估计系数 δ_1 刻画《劳动合同法》实施后1年处理组和控制组企业生产率是否存在显著差异。

图1汇报了模型(2)的估计结果,在《劳动合同法》实施前的1-3年内,两类企业的生产率没有明显的差异,证实了平行趋势假设成立;《劳动合同法》实施当年和第1年,两类企业生产率也没有显著差别,但是在实施后3-5年里,两类企业生产率差异不断拉大,这表明短期内,劳动保护加强对企业生产率进步没有显著影响,但在第3年之后开始产生影响,《劳动合同法》的生产率效应有一定时滞。这进一步证实了竞争性假设1a。

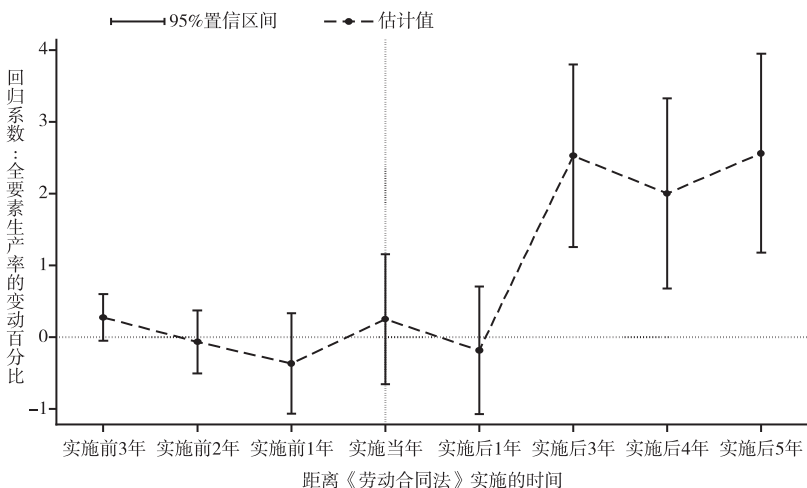


图1 平行趋势和动态效应分析

(三) 稳健性分析

1. 剔除异常数据的再检验。剔除主营业务收入小于2000万以下的企业样本。

^① 此处以2004年作为对比的基期, n 取值从-3(2005年)开始。由于剔除了2010年的数据,因此 n 取值不包括2。

工业企业数据库统计的是所有国有企业和规模以上非国有企业的数据库。规模以上非国有企业界定标准从 2011 年以前主营业务收入 500 万元以上企业提高到 2011 年以后主营业务收入 2000 万元以上的企业,从而可能导致低生产率企业被排除,保留的是高生产率企业,致使估计结果存在选择性偏误。为此,本文剔除主营业务收入小于 2000 万以下的企业样本进行回归,估计结果见表 2 第(1)列,交互项 $labor_inst \times law$ 的估计系数也显著为正。保证了竞争性假设 1a 的可靠性。

2. 替换指标。(1)采用其他分类数据计算劳动密集度。不同于基准回归,此处我们分别采用 2 分位和 4 分位行业工资和福利收入对数与销售收入对数的比值作为行业劳动密集度的度量;同时,还采用卢闯等(2015)、倪晓然和朱玉杰(2016)使用的 2007 年企业自身劳动密集度进行替换,估计结果分别见表 2 第(2)-(4)列。此外,考虑《劳动合同法》于 2007 年颁布,于 2008 年 1 月 1 日正式实施,企业可能会于 2007 年就开始调整自身的劳动力结构,致使 2007 年的行业劳动密集度有一定的内生性^①,因此我们也以 2004 年 3 分位行业劳动密集度作为区分处理组和控制组的依据,估计结果见表 2 第(5)列。(2)采用其他方法计算企业生产率。本部分采用 ACF 法替换前文的 OP 法,测算企业全要素生产率^②,估计结果见表 2 第(6)列。

从表 2 的(2)-(6)列看,替换劳动密集度计算维度和企业生产率计算方法后,交互项 $labor_inst \times law$ 的估计系数都在 5% 水平下显著,再次证实竞争性假设 1a。

表 2 稳健性检验一

	保留 2000 万 以上样本 (1)	行业 2 位码 劳动密集度 (2)	行业 4 位码 劳动密集度 (3)	企业劳动 密集度 (4)	2004 年行业 3 位 码劳动密集度 (5)	ACF 法 计算的 TFP (6)
$labor_inst \times law$	1.517*** (0.391)	1.402** (0.659)	0.977*** (0.312)	0.458*** (0.018)	3.713** (1.801)	1.379*** (0.411)
聚类数	167	29	480	275142	167	167
R ²	0.760	0.782	0.782	0.770	0.724	0.743
F 值	260.974	531.801	465.815	4194.176	118.005	225.741
观测值	1482 922	2135 518	2135 518	1556 607	2135 900	2135 518

说明:除控制变量外,所有回归均同时控制了企业 and 时间固定效应。下表同。

① 感谢审稿人指出以 2007 年的行业密集度作为处理组与控制组划分依据时,企业可能会预期到《劳动合同法》实施而提前在 2007 年进行自身劳动力结构调整,导致使用的行业密集度存在内生性问题这一建议。

② 由于无法获得 2008 年以后企业中间投入数据,致使无法采用 LP 法测算企业生产率。

3. 安慰剂检验:变更时间和变更控制组。其一,把《劳动合同法》实施的时间提前两期。把模型(1)中的 *law* 变量替换为《劳动合同法》实施时间提前到 2006 年的虚拟变量 *law_b2*,2006 年及以后 *law_b2* 取 1,否则取 0,估计结果见表 3 第(1)列。交互项 *labor_inst* × *law_b2* 估计系数不显著,说明《劳动合同法》实施以前,处理组和控制组的企业生产率并不存在显著的差异。

其二,变更实验的控制组与处理组。除《劳动合同法》实施以外,2008 年发生的其他外生冲击事件可能会干扰以《劳动合同法》实施作为识别机制分析劳动保护对企业生产率的作用。2008 年发生的其他外生冲击主要有:一个是两税合并——即内资企业和外资企业的所得税税率都统一调整为 25%。两税合一可能导致市场的竞争环境和创新效率发生变化(杨振兵和张诚,2015),影响企业生产效率。另一个是 2008 年爆发的全球金融危机。金融危机爆发可能导致部分低效率出口企业退出市场,高效率出口企业存活,进而影响中国企业生产率分布。为此本文分别以

	提前两期 变更处理组和控制组 预期效应				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>labor_inst</i>	-0.513				
× <i>law_b2</i>	(0.314)				
<i>foreign_ratio</i>		-0.030			
× <i>law</i>		(0.099)			
<i>export_ratio</i>			-0.086		
× <i>law</i>			(0.061)		
<i>labor_inst</i>				0.941 *	0.894 *
× <i>law</i>				(0.482)	(0.520)
<i>labor_inst</i>				-0.363	-0.413
× <i>law_b1</i>				(0.298)	(0.352)
<i>labor_inst</i>					-0.139
× <i>law_b2</i>					(0.192)
聚类数	167	167	167	167	167
R ²	0.858	0.782	0.782	0.782	0.782
F 值	437.393	380.480	423.895	364.289	352.557
观测值	893 461	2135 518	2135 518	2135 518	2135 518

2007 年 3 分位行业外商资本占所在行业总资本比重(*foreign_ratio*)和出口总额占所处行业总产值比重(*export_ratio*)作为处理组和控制组区分指标,重新进行估计,结果分别见表 3 第(2)和(3)列。交互项 *foreign_ratio* × *law* 和 *export_ratio* × *law* 的估计系数均不显著,表明除受到 2008 年《劳动合同法》实施的影响之外,2008 年的其他外生性冲击并没有导致企业生产率发生变化,说明本文研究方法及结论可靠。

4. 考虑预期效应。若企业在《劳动合同法》实施以前,预期到该法律将会实施而进行自身劳动力结构和资本等要素投入的调整,以避免《劳动合同法》实施后对企业生产率的不利冲击,那么本文采用双重差分模型估计分析《劳动合同法》实施前后的

因果效应就存在一定的偏误。此处模型(1)中逐步加入 $labor_inst$ 与 law_b1 的交互项以及 $labor_inst$ 与 law_b2 的交互项。其中, law_b1 指《劳动合同法》提前到 2007 年实施的虚拟变量, 即若《劳动合同法》在 2007 年实施时, 2007 年及以后 law_b1 取 1, 否则取 0。从表 3 第(4)列可以看到, 交互项 $labor_inst \times law_b1$ 的估计系数不显著, 第(5)列进一步加入 $labor_inst$ 与 law_b2 的交互项后, 交互项 $labor_inst \times law_b1$ 和 $labor_inst \times law_b2$ 的估计系数均不显著。表明在《劳动合同法》实施以前, 企业并没有调整自身劳动力结构和资本等要素投入以避免《劳动合同法》实施对企业生产率不利影响的预期, 说明《劳动合同法》实施是一个较强的外生冲击。同时, 第(4)和(5)列交互项 $labor_inst \times law$ 的估计系数显著为正, 也进一步证实了竞争性假设 1a。

五 劳动保护与企业生产率: 影响机制与异质性影响

(一) 可能的影响机制检验

1. 劳动保护与企业经营灵活性。上一部分已证实竞争性假设 1a 的成立, 然而该假设成立的前提是在《劳动合同法》带来经营压力的情况下, 企业劳动力调整能力虽会受到限制, 但会相机决策, 改变生产投资决定。在此之后, 劳动保护才可能通过企业人力资本投资和要素替代提高企业生产率^①。本文参照 Ni 和 Zhu (2018) 的研究, 以劳动保护增强企业销售额变化引致的利润变化刻画劳动保护对企业经营灵活性的影响, 若加强劳动保护对销售额变化更大企业的利润变化影响更多, 说明该企业经营灵活性更低 (Serfling, 2016), 反之亦然。具体模型设定如下:

$$dprofit_{ijt} = \alpha_3 + \sigma labor_inst_{j07} \times law_t + \tau_0 dsale_{ijt} + \tau_1 law_t \times dsale_{ijt} + \tau_2 labor_inst_{j07} \times dsale_{ijt} + \tau_3 labor_inst_{j07} \times law_t \times dsale_{ijt} + \chi V + \mu_i + \mu_t + \xi_{ijt} \quad (3)$$

其中, $dprofit$ 和 $dsale$ 分别表示相邻两年企业利润对数变化量和企业销售额对数变化量。估计结果见表 4 第(1)列, 交互项 $labor_inst \times law \times dsale$ 的估计系数显著为正, 表明《劳动合同法》实施对较高劳动密集度行业中销售额变动更大企业的利润变化影响更大, 即加强劳动保护削弱了企业经营灵活性。这与 Ni 和 Zhu (2018) 对上市公司的研究结论一致。

2. 影响机制讨论。上述研究表明, 劳动保护加强会制约企业经营灵活性, 加剧企业经营压力, 严重影响企业生产、投资及决策等行为, 从而迫使企业通过人力资本投资

^① 此处感谢审稿人的建议。

表4 经营灵活性与影响机制检验

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>dprofit</i>	<i>tfp</i>	$\ln train$	<i>factor_sh</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>	<i>tfp</i>
<i>labor_inst</i> × <i>law</i>	-0.250 (0.194)	1.078** (0.420)	0.844 (0.579)	0.122** (0.057)	1.041** (0.405)	1.000** (0.427)	0.962** (0.412)
<i>dsale</i>	0.224 (0.321)						
<i>law</i> × <i>dsale</i>	-1.185*** (0.382)						
<i>labor_inst</i> × <i>dsale</i>	0.827** (0.377)						
<i>labor_inst</i> × <i>law</i> × <i>dsale</i>	1.392*** (0.451)						
$\ln train$					0.042*** (0.001)		0.043*** (0.001)
<i>factor_sh</i>						0.634*** (0.016)	0.637*** (0.016)
聚类数	167	167	167	167	167	167	167
R ²	0.305	0.789	0.836	0.725	0.790	0.794	0.795
F 值	1548.842	419.119	161.587	659.545	575.860	439.023	545.756
观测值	1178 318	2015 002	2044 783	2045 819	2014 055	2015 002	2014 055

和要素替代效应提高生产率。本部分将使用中介效应模型探究劳动保护促进企业生产率进步的人力资本投资和要素替代效应。构建中介效应模型分为三步:第一步,建立因变量(*tfp*)对基本自变量(*labor_inst* × *law*)的回归模型,也即前文的基准模型(1)式;第二步,使用中介变量即企业人力资本投资($\ln train$)和其他要素对劳动替代程度(*factor_sh*)对*labor_inst* × *law*进行回归,分别见模型(4)(5);第三步,将因变量(*tfp*)分别对*labor_inst* × *law*和中介变量($\ln train$ 、*factor_sh*)进行回归,见模型(6)和(7)。如果中介效应检验三步中的基本自变量和中介变量的估计系数都显著,并且第三步基本自变量的估计系数比第一步的要小且显著,说明存在部分中介效应;若第三步基本自变量的估计系数变得不显著,说明存在完全中介效应。相应的模型设定如下:

$$\ln train_{ijet} = \alpha_4 + \lambda_1 labor_inst_{j07} \times law_i + \mathbf{oV} + \mu_i + \mu_t + \omega_{ijet} \quad (4)$$

$$factor_sh_{ijet} = \alpha_5 + \lambda_2 labor_inst_{j07} \times law_i + \mathbf{\pi V} + \mu_i + \mu_t + \nu_{ijet} \quad (5)$$

$$tfp_{ijet} = \alpha_6 + \kappa_1 \ln train_{ijet} + \psi labor_inst_{j07} \times law_i + \mathbf{\gamma V} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijet} \quad (6)$$

$$tfp_{ijet} = \alpha_7 + \kappa_2 factor_sh_{ijet} + \psi labor_inst_{j07} \times law_i + \mathbf{\gamma V} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijet} \quad (7)$$

模型(4)-(7)中,变量 $\ln train$ 和 *factor_sh* 分别指企业人力资本投资和要素替代

程度。企业人力资本投资采用企业培训经费投入度量。由于中国工业企业数据库只有2004-2007年报告了企业培训经费,本文借鉴 Upward 等(2013)度量中国企业培训密度的方法进行推算。考虑到企业培训费隶属管理费用科目,本文首先计算企业及其4分位行业层面的企业培训费占管理费用的比重,然后,根据 Upward 等(2013)指出的企业在一定时期内不会调整企业培训密度的假定,以2004-2007年存在的企业和4分位行业的企业培训费占管理费用比重推算得到2008-2013年的企业培训经费。要素替代程度则借鉴祝树金和赵玉龙(2017)的研究,采用 $(1 - \text{劳动收入份额})$ 度量,该指标取值越大,说明其他要素对劳动替代程度越高,具体计算公式为要素替代程度 $= 1 - \text{劳动收入份额} = 1 - \text{工资总额}/(\text{工资总额} + \text{营业利润} + \text{折旧} + \text{利息} + \text{间接税})$ ^①。

表4报告了模型(4)-(7)的检验结果。第(2)列为中介效应模型第一步估计结果,即前文基准模型(1)^②。第(3)和(4)列为中介效应模型第二步估计结果,表明《劳动合同法》实施会显著提高劳动密集度较高行业的企业培训经费投入和其他要素对劳动的替代程度^③;第(5)-(7)列为中介效应模型第三步估计结果,中介变量 $\ln \text{train}$ 和 factor_sh 的估计系数都在1%的水平显著为正,且交互项 $\text{labor_inst} \times \text{law}$ 的估计系数比第(2)列小,说明企业人力资本投资和企业其他生产要素对劳动替代是劳动保护影响企业生产率进步的中间渠道。相应中介变量的 Sobel 检验(Sobel, 1987)和 Goodman 检验(Goodman, 1960)也在5%和15%的水平显著^④,证实企业人力资本投资和企业其他生产要素对劳动替代在劳动保护影响企业生产率进步的过程中承担了中介变量的角色,进一步证实劳动保护促进企业生产率进步的作用机制。

(二)异质性影响分析

本部分通过构建三重差分模型(8)式考察劳动保护对企业生产率在企业特征、行业特征方面的异质性影响,并进一步证实或证伪前文的竞争性假设^⑤。

① 由于2008-2010年3年的本年折旧数据缺失,本文使用累计折旧代替本年折旧;工资总额涵盖工资和福利费用两部分;间接税以企业应交增值税刻画。此外,2009-2010年的工业企业数据缺少了工资数据,这两年的企业劳动收入份额以前一年企业的劳动收入份额替代。

② 由于以中介效应模型进行影响机制检验时会加入中介变量,而中介变量存在部分数据缺失,导致第一步和第三步回归数据样本不一致而无法比较。此处对第一步估计(见表4第(2)列)并不是直接使用表1基准模型(1)的结果,而是根据第三步采用的数据进行了再次估计,保证前后估计系数的可比性。

③ 劳动保护对企业培训经费投入在15%的显著性水平下显著,这可能与本文对于企业培训经费的测度是采用间接推算有关。

④ 人力资本投资渠道的 Sobel 检验和 Goodman 检验的伴随概率都为1%;要素替代效应渠道的 Sobel 检验和 Goodman 检验的伴随概率都为14.5%。

⑤ 感谢审稿人指出的异质性分析应从证实或证伪竞争性假设展开的建议。

$$\begin{aligned}
 tfp_{ijct} = & \alpha_8 + \rho_1 labor_inst_{j07} \times law_i \times H^k + \rho_2 labor_inst_{j07} \times law_i \\
 & + \rho_3 labor_inst_{j07} \times H^k + \rho_4 law_i \times H^k + \gamma V + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijct} \quad (8)
 \end{aligned}$$

其中, H^k 分别取企业所有制属性差异(*soes*)、企业经营年限($\ln age$)、是否为单一产品企业(*single*)以及行业的劳动力再配置程度(*labor_reall*)。我们主要关注三次交互项 $labor_inst \times law \times H$, 刻画《劳动合同法》实施对较高劳动密集度行业企业生产率促进作用的异质性影响。

1. 企业所有制属性差异。不同所有制企业在面对《劳动合同法》实施的反应有显著差异, 国有企业政治关联程度更高, 劳动保障机制更健全, 进行在职培训的可能性也更高(马双和甘犁, 2014)。同时, 国有企业对《劳动合同法》的执行更加到位, 该法实施也进一步加强了国有企业的人力资本投资效应, 可能会导致劳动保护对国有企业的生产率促进作用更大。表5第(1)列报告了《劳动合同法》实施对不同劳动密集度行业中的不同所有制企业生产率影响的估计结果, 三次交互项 $labor_inst \times law \times soes$ 的估计结果显著为正, 表明《劳动合同法》实施对较高劳动密集度行业的国有企业生产率促进作用更大。这也进一步证实劳动保护通过人力资本投资效应而影响企业生产率进步的渠道存在。

2. 是否单产品经营企业异质性。单产品企业拥有的技能范围比多产品企业少, 但专业化程度高, 企业专业化于核心产品生产可提升企业生产率, 所需专用性技能及人力资本更多(Loderer等, 2016)。因此, 在劳动保护加强时, 相对于多产品企业而言, 单产品企业进行专用性投资的方向更加明确, 专业化水平提升更高, 企业生产率提升可能更大。根据中国工业企业数据库中汇报的企业主营业务产品2和主营业务产品3是否存在定义企业是否为单产品企业。当企业主营业务产品2和主营业务产品3中至少存在一个时, 就认定为多产品企业, 其对立面的单产品企业虚拟变量 *single* 取0, 否则取1。估计结果见表5第(2)列, 三次交互项 $labor_inst \times law \times single$ 的估计系数显著为正, 说明《劳动合同法》的实施使得较高劳动密集度行业的单产品企业的生产率提高更多。这在一定程度上说明劳动保护加强会通过人力资本投资影响企业生产率。

3. 企业经营时间长短异质性。企业经营时间的长短会影响企业面对压力时的调整能力。企业经营时间越长, 拥有的经营经验越丰富, 面对劳动保护政策变化, 调整能力与策略也越成熟, 从而劳动保护可能对经营时间较长企业生产率促进作用较大。表5第(3)列报告了《劳动合同法》实施对不同劳动密集度行业中的不同经营年限企业生产率的影响, 三次交互项 $labor_inst \times law \times \ln age$ 的估计系数显著为正, 说明劳动保护增强对较高劳动密集度行业中经营时间较长的企业生产率促进作用更大。这也从侧面表明劳动保护加强的经营压力会促进企业进行调整, 即劳动保护加强会促进企业生产率进步。

表 5 劳动保护对企业生产率影响的异质性分析

	所有制 异质性 $H = soes$ (1)	经营产品 是否单一 $H = single$ (2)	经营年限 异质性 $H = \ln age$ (3)	行业劳动力再配置程度差异 $H = labor_reall1$ $H = labor_reall1$ (4) (5)	
$labor_inst \times law$	1.032 ** (0.413)	0.750 ** (0.374)	-2.022 *** (0.484)	-2.416 (2.144)	-1.717 (1.547)
$law \times H$	-1.664 *** (0.525)	-0.396 * (0.209)	-0.946 *** (0.203)	-0.162 * (0.092)	-0.222 ** (0.112)
$labor_inst \times H$	-1.379 *** (0.480)	0.003 (0.007)	0.345 ** (0.138)	0.004 (0.003)	-0.018 *** (0.004)
$labor_inst \times law \times H$	2.047 *** (0.625)	0.505 ** (0.247)	1.167 *** (0.242)	0.191 * (0.108)	0.267 ** (0.134)
聚类数	167	167	167	139	139
R ²	0.782	0.782	0.782	0.783	0.783
F 值	374.093	333.261	412.616	288.891	309.364
观测值	2135 518	2135 518	2135 518	1922 799	1922 799

4. 行业劳动力再配置程度异质性。竞争性假设 1b 指出,劳动保护加强通过增加企业用工调整成本渠道抑制企业生产率进步,这其中的原因是,对劳动力再配置程度较高的行业而言,劳动保护加强更不利于该行业的劳动力再配置,其用工调整成本更高,致使劳动保护加强对高劳动力再配置程度行业的劳动密集型企业生产率影响可能更小。根据薛继亮(2018)计算的 1999-2011 年中国工业分行业的行业间和行业内部就业再配置程度分别测度中国工业行业间劳动力再配置程度(记为 $labor_reall1$)和行业内部劳动力再配置程度^①(记为 $labor_reall2$),回归结果见表 5 第(4)和(5)列。不难发现三次交互项 $labor_inst \times law \times labor_reall1$ 和 $labor_inst \times law \times labor_reall2$ 的估计系数都显著为正,说明《劳动合同法》实施对较高劳动力再配置能力行业的劳动密集型企业生产率作用更大,这表明劳动保护不会通过抑制行业间劳动力再配置和行业内部劳动力再配置而制约企业生产率进步,这在一定程度上说明劳动保护加强并不会通过用工调整成本这一机制抑制企业生产率进步。

① 此处的再配置程度反映劳动力在行业间和行业内的流动的再配置能力。再配置程度取值越大,说明行业间和行业内的劳动力再配置能力越强,通过用工调整成本效应受劳动保护加强的影响越大。

六 劳动保护与制造业生产率增长:动态分解与经验检验

上文从企业层面探讨了劳动保护对生产率影响。而行业生产率是企业生产率的加总,劳动保护对生产率增长的加总效应又是如何?是来源于企业内资源再配置引致的自身生产率进步还是企业动态进入退出的企业间资源再配置的改进?本文首先对行业生产率增长的来源进行动态分解和比较,然后,探究劳动保护与行业生产率增长的关系。

(一) 动态分解

本部分采用 Melitz 和 Polanec(2015)的生产率增长分解框架,从企业动态化过程分解行业生产率增长进程。增长过程可分解为存活企业自身生产率增长的水平效应、存活企业间的资源再配置效应、新企业进入效应以及低生产率企业的退出效应四项。进一步地,从资源再配置的角度来看,行业生产率增长过程主要源于企业内和企业间资源再配置效应,前者包括存活企业的水平效应,后者包括存活企业间的资源再配置效应、进入效应以及退出效应的加总。具体地,以 t 期和 $t-k$ 期为例(k 为观测间隔),行业生产率增长分解方程可表示为:

$$\Delta\Phi_{jt} = \Phi_{jt} - \Phi_{j,t-k} = (\Phi_{jt}^S - \Phi_{j,t-k}^S) + \theta_{jt}^N (\Phi_{jt}^N - \Phi_{jt}^S) + \theta_{j,t-k}^X (\Phi_{j,t-k}^S - \Phi_{j,t-k}^X) \quad (9)$$

其中, $\Phi_{jt} = \sum sh_{it} \times tfp_{it}$, 表示 3 分位行业 j 在 t 年的加总生产率; sh_{it} 分别表 i 企业 t 年占企业所在 3 分位行业的就业份额; tfp_{it} 表示 i 企业 t 年的生产率,以 OP 法测算的企业全要素生产率对数度量;令 $G = S, N, X$, 其分别表示行业内的存活、进入、退出三类状态的企业集合。 $\theta_{jt}^G = \sum_{i \in G} sh_{it}$ 表示 3 分位行业中 j 行业 G 类企业 t 年就业份额的加总; $\Phi_{jt}^G = \sum_{i \in G} (sh_{it} / \theta_{jt}^G) tfp_{it}$ 表示行业 3 位码中 j 行业 G 类企业 t 年的加总生产率。分解方程(9)还可表示为:

$$\Delta\Phi_{jt} = \underbrace{\Delta tfp_{jt}^S}_{\text{水平效应}} + \underbrace{\Delta \text{cov}(sh_{jt}^S, tfp_{jt}^S)}_{\text{资源再配置效应}} + \underbrace{\theta_{jt}^N (\Phi_{jt}^N - \Phi_{jt}^S)}_{\text{进入效应}} + \underbrace{\theta_{j,t-k}^X (\Phi_{j,t-k}^S - \Phi_{j,t-k}^X)}_{\text{退出效应}} \quad (10)$$

其中, Δtfp_{jt}^S 为存活企业自身生产率增长的水平效应,以 t 期和 $t-k$ 期存活企业的非加权平均生产率之差刻画; $\Delta \text{cov}(sh_{jt}^S, tfp_{jt}^S)$ 为存活企业间的资源再配置效应,以 t 期和 $t-k$ 期的存活企业就业份额和生产率协方差的差值度量,刻画不同生产率的存活企业间资源再配置情况对行业生产率增长的影响,其取值越大,表明高生产率的存活企业获得了较多的资源,资源再配置效率改善,反之,资源配置效率恶化; $\theta_{jt}^N (\Phi_{jt}^N - \Phi_{jt}^S)$ 为进入效应,当新进入企业的行业加总生产率高于存活企业的行业加总生产率时取值为正; $\theta_{j,t-k}^X (\Phi_{j,t-k}^S - \Phi_{j,t-k}^X)$ 为退出效应,当退出企业的行业加总生产率低于存活企业的行业加总生产率时取值为正。

采用分解方程(10)测算的前提是需要界定企业进入、退出以及存活状态。由于仅存在 1 期的企业无法判断其经营状态,本文首先进行剔除,然后参照高凌云等

(2017)、马弘等(2013)研究的界定方法,对企业的状态进行界定。为保证行业间的可比性,本文仅保留主要业务收入大于等于2000 万以上的企业。

表6汇报了采用动态分解法计算的中国制造业3分位行业的生产率增长结果。2004-2012年中国制造业生产率增长了0.4126,其增长的主要来源是存活企业自身生产率的增长,其增长幅度和贡献率分别为0.3368和81.62%,其次是存活企业间的资源再配置效应,对应的增长幅度和贡献率分别为0.0732和17.74%,退出效应增长幅度和贡献率分别为0.0131和3.17%;而进入效应为负,对应的增长幅度和贡献率为-0.0104和-2.52%,说明新进入的企业平均生产率低于存活企业。

表6 2004-2012年中国制造业生产率增长动态分解

分类	所有企业		存活企业		新进入企业	退出企业
	生产率增幅	水平效应	资源再配置效应	进入效应	退出效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
所有行业 2004-2012年	(a) 0.4126	0.3368 (81.62%)	0.0732 (17.74%)	-0.0104 (-2.52%)	0.0131 (3.17%)	
高-低劳动密集度行业 2008-2012年	(b) 0.2639	0.0732 (27.76%)	0.1542 (58.45%)	0.0039 (1.49%)	0.0325 (12.30%)	
生产率之差 2004-2007年	(c) 0.0448	0.0613 (136.91%)	-0.0035 (-7.75%)	0.0088 (19.59%)	-0.0218 (-48.75%)	
2008年前后高-低劳动密集度行业生产率之差 = (b)-(c)	(d) 0.2191	0.0119 (5.46%)	0.1577 (71.97%)	-0.0048 (-2.20%)	0.0543 (24.77%)	

说明:小括号内的值是贡献率。

与此同时,本文还以2008年为时间节点,以3分位行业劳动密集度的中位数作为高、低劳动密集度行业的区分依据,分别计算2004-2007年和2008-2012年两类行业的生产率增长幅度之差(见表6),以初步了解资源再配置视角下劳动保护与行业生产率演进的关系。从(b)(c)行来看,实施前,两类行业的增幅之差主要源于存活企业自身生产率水平的增长,贡献率高达136.91%,其次是新企业进入,贡献率为19.59%,存活企业间的资源再配置效应和退出效应的贡献都为负;而实施后,存活企业间的资源再配置效应贡献率高达58.45%,其次分别是水平、退出和进入效应,贡献率分别为27.76%、12.30%、1.49%。表6(d)行的对比结果说明《劳动合同法》实施后高-低行业的增幅之差明显高于实施前,高出了0.2191,其主要贡献来源于资源再配置、退出

及水平效应,贡献分别为 71.97%、24.77% 和 5.46%,而进入效应的贡献率为负。

(二) 经验检验

本部分继续以《劳动合同法》实施作为准自然实验,识别劳动保护对行业生产率增长的影响及其机制。具体模型设置为:

$$Y_{jt} = \alpha + \eta labor_inst_{j07} \times law_t + \beta Z_{jt} + \mu_j + \mu_t + \varsigma_{jt} \quad (11)$$

模型(11)中, Y 分别指行业全要素生产率对数的变化量(Δtfp)、3分位行业存活企业生产率的平均值($survive_tfp$)、存活企业的生产率分散程度($survive_tfp_disp$)、新进入企业生产率高出所在3分位行业存活企业平均生产率的数量占新进入企业数的比重($entry_ratio$)、退出企业生产率低于所在3分位行业存活企业平均生产率的数量占退出企业数的比重($exit_ratio$)。 Z 为行业层面控制变量集合,分别包括行业集中度、就业人数、销售增长率、总工资额、企业平均经营时间、国企产值占比、出口额及补贴额。 μ_j 、 μ_t 、 ς_{jt} 分别指3分位行业、时间固定效应及随机误差项。

表7第(1)–(4)行汇报了模型(11)的估计结果,无论是否添加影响行业生产率增长的影响因素,还是以OP法或者ACF法计算的生产率增长水平,交互项 $labor_inst \times law$ 的估计系数都显著为正,充分说明《劳动合同法》实施对较高劳动密集度行业的生产率增长有显著的促进作用,即劳动保护加强也会促进行业生产率增长,其促进作用不受其他影响因素干扰。证实了本文的竞争性假设2a。这也与Ji和Wei(2013)采用中国上市公司数据研究得出的结论一致。

表7 劳动保护对制造业生产率增长和行业的存活企业内资源再配置的影响

因变量	Δtfp				$survive_tfp$	
	OP法计算的 tfp		ACF法计算的 tfp		简单平均	加权平均
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$labor_inst \times law$	0.893 ** (0.343)	0.899 * (0.456)	1.067 *** (0.328)	1.047 * (0.579)	1.774 *** (0.432)	1.319 ** (0.602)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	控制	控制
聚类数	167	165	167	165	165	165
R ²	0.450	0.481	0.533	0.550	0.927	0.950
F值	6.765	2.617	10.575	5.541	4.966	4.212
观测值	1314	1279	1314	1279	1279	1279

说明:所有回归均控制了行业和时间固定效应。下表同。

进一步地,本部分还将检验劳动保护影响制造业生产率增长的4类效应的影响机制是否存在。相应的估计结果见表7第(5)(6)列和表8。

表 8 劳动保护对行业的存活企业间资源再配置、企业进入与退出的影响

因变量	存活企业间的资源再配置效应				进入效应	退出效应	
	标准差	<i>survive_tfp_disp</i>			<i>entry_ratio</i>	<i>exit_ratio</i> OLS	<i>exit</i> Probit
		75-25 分 位差	90-10 分 位差	95-5 分 位差			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
<i>labor_inst</i> × <i>law</i>	-0.585 ** (0.288)	-0.107 (0.070)	-0.263 *** (0.082)	-0.424 *** (0.088)	-0.193 (0.545)	0.567 * (0.293)	-0.054 * (0.030)
<i>rel_tfp</i>							-0.011 * (0.006)
<i>labor_inst</i> × <i>law</i> × <i>rel_tfp</i>							-0.036 *** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
聚类数	164	165	165	165	161	164	167
R ²	0.820	0.792	0.820	0.829	0.404	0.227	
F 值	6.197	2.261	2.835	4.527	3.837	1.290	
观测值	1277	1279	1279	1279	1214	1270	1292 948

第一,企业内资源再配置方面。以行业内存活企业的平均生产率变动考察(水平效应),表 7 第(5)和(6)列分别汇报了劳动保护分别对简单平均和以就业份额加权平均计算的 3 分位行业存活企业的平均生产率影响的估计结果,交互项 *labor_inst* × *law* 的估计系数都显著为正,表明《劳动合同法》实施显著促进存活企业中较高劳动密集度行业的生产率进步,证实了企业内资源再配置机制的存在。

第二,企业间资源再配置方面。首先,存活企业间资源再配置效应。本文参照 Syverson(2004)的研究,分别使用 3 分位行业的企业生产率标准差、第 75 分位数与第 25 分位数之差与中位数之比、第 90 分位数与第 10 分位数之差与中位数之比、第 95 分位数与第 5 分位数之差与中位数之比度量行业生产率分散度;然后,估计劳动保护对行业生产率分散度的影响,结果见表 8 第(1)-(4)列。交互项 *labor_inst* × *law* 的估计系数基本显著为负,证实了《劳动合同法》实施降低了较高劳动密集度行业存活企业的生产率分散程度。说明劳动保护促进其他生产要素及市场份额在企业间进行再配置,减少行业生产率的分散程度,提高整体的资源再配置效率,与上述制造业生产率增长中资源再配置效率改进的作用一致。其次,进入效应。表 8 第(5)列汇报了劳动保护加强对新企业进入率的影响,交互项 *labor_inst* × *law* 的估计系数不显著,表明劳动保护并不会通过进入效应影响行业生产率增长。最后,退出效应。表 8 第(6)列汇报了劳动保护加强对企业退出率的影响,交互项 *labor_inst* × *law* 的估计系数显著为正,表明《劳动合同法》实施对低生产率企业的退出率有显著的促进作用,这是因为《劳动合

同法》中含有对企业退出的豁免条款,致使企业存续价值相对低于退出价值,促使低生产率企业从市场中退出,支撑了中国制造业行业生产率的增長。此外,我们还从企业层面构建企业退出的二元选择模型分析劳动保护的退出效应。模型如下:

$$\Pr(\text{exit}_{ijct}) = P\{\beta_0 + \beta_1 \times \text{labor_inst}_{j07} \times \text{law}_i + \beta_2 \times \text{rel_tfp}_{ijct} + \beta_3 \times \text{labor_inst}_{j07} \times \text{law}_i \times \text{rel_tfp}_{ijct} + \mathbf{1}V + \mu_i + \mu_i + \boldsymbol{\omega}_{ijct}\} \quad (12)$$

其中, *exit* 为企业下年是否退出虚拟变量,退出取 1,否则取 0; *rel_tfp* 为企业相对生产率,以企业生产率与企业所在 3 分位行业平均生产率的比值度量。估计结果见表 8 第(7)列。交互项 *labor_inst* × *law* × *rel_tfp* 的估计结果显著为负,说明劳动保护加强会增加低生产率企业退出概率,证实劳动保护对行业生产率增长存在退出效应。

七 结论与启示

本文利用 2004–2013 年中国工业企业数据,以 2008 年《劳动合同法》实施为外生冲击,以企业所在 3 分位行业 2007 年劳动密集度识别处理组和控制组,采用双重差分模型研究劳动保护对企业生产率的影响。研究发现:第一,劳动保护加强显著促进企业生产率进步,这一作用在进行替换变量、反事实估计、安慰剂检验等稳健性检验后依然成立;第二,影响机制分析发现,《劳动合同法》实施会通过增加企业培训经费投入和要素替代程度对较高劳动密集度行业企业生产率进步产生显著促进作用;第三,异质性分析结果表明,劳动保护对企业生产率的促进作用对单产品企业、国有企业、经营时间较长企业及高劳动力再配置程度行业企业影响更大;第四,行业层面的分析表明,《劳动合同法》实施还会通过促进较高劳动密集度行业的存活企业自身生产率水平提升、存活企业间的资源再配置效率以及低生产率企业的退出率而促进行业生产率增长。

本文的研究启示有二:一是要充分重视劳动保护在促进企业人力资本投资和技术升级中的作用,探索形成以企业在职培训和技术创新为导向、以劳动者自主学习和技能提升为核心的劳动力市场运行机制。二是要关注到劳动保护对初创企业和民营企业的经营压力,制定兼顾劳动力市场安全性与灵活性的劳动保护政策。

参考文献:

陈东、刘金东(2014):《劳动保护有助于缩小就业弱势群体的相对收入差距吗——以新〈劳动合同法〉的实施为例》,《财贸经济》第 12 期。

杜鹏程、徐舒、吴明琴(2018):《劳动保护与农民工福利改善——基于新〈劳动合同法〉的视角》,《经济研究》第 3 期。

高凌云、屈小博、贾朋(2017):《外商投资企业是否有更高的退出风险》,《世界经济》第7期。

李钢、沈可挺、郭朝先(2009):《中国劳动密集型产业竞争力提升出路何在——新〈劳动合同法〉实施后的调研》,《中国工业经济》第9期。

廖冠民、陈燕(2014):《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》,《经济科学》第2期。

林炜(2013):《企业创新激励:来自中国劳动力成本上升的解释》,《管理世界》第10期。

刘媛媛、刘斌(2014):《劳动保护,成本粘性与企业应对》,《经济研究》第5期。

卢闯、唐斯圆、廖冠民(2015):《劳动保护,劳动密集度与企业投资效率》,《会计研究》第6期。

马弘、乔雪、徐娜(2013):《中国制造业的就业创造与就业消失》,《经济研究》第12期。

马双、甘犁(2014):《最低工资对企业在职培训的影响分析》,《经济学(季刊)》第1期。

倪晓然、朱玉杰(2016):《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》,《管理世界》第7期。

谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰(2017):《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》第5期。

王贵东(2018):《1996-2013年中国制造业企业TFP测算》,《中国经济问题》第4期。

王雷(2017):《劳动力成本、就业保护与企业技术创新》,《中国人口科学》第1期。

薛继亮(2018):《产业升级、贸易结构和就业市场配置研究》,《中国人口科学》第2期。

杨振兵、张诚(2015):《两税合并后外资企业创新效率提升了吗——来自中国制造业的证据》,《财贸经济》第9期。

张成刚、李彦敏(2015):《雇佣保护会降低生产率吗?——基于行业数据的实证分析》,《经济学动态》第12期。

祝树金、赵玉龙(2017):《资源错配与企业的出口行为——基于中国工业企业数据的经验研究》,《金融研究》第11期。

Acemoglu, D. and Pischke, J. S. "The Structure of Wages and Investment in General Training." *Journal of Political Economy*, 1999, 107(3), pp. 539-572.

Acharya, V. V.; Baghai, R. P. and Subramanian, K. V. "Wrongful Discharge Laws and Innovation." *Review of Financial Studies*, 2014, 27(1), pp. 301-346.

Ackerberg, D. A.; Caves, K. and Frazer, G. "Identification Properties of Recent Production Function Estimators." *Econometrica*, 2015, 83(6), pp. 2411-2451.

Aghion, P.; Fally, T. and Scarpetta, S. "Credit Constraints as a Barrier to the Entry and Post-Entry Growth of Firms." *Economic Policy*, 2007, 22(52), pp. 732-779.

Almeida, R. K. and Aterido, R. "On-the-Job Training and Rigidity of Employment Protection in the Developing World: Evidence from Differential Enforcement." *Labour Economics*, 2011, 18, S71 - S82.

Autor, D. H.; Kerr, W. R. and Kugler, A. D. "Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from US States." *Economic Journal*, 2007, 117(521), pp. F189 - F217.

Bassanini, A.; Nunziata, L. and Venn, D. "Job Protection Legislation and Productivity Growth in OECD Countries." *Economic Policy*, 2009, 24(58), pp. 349-402.

Belot, M.; Boone, J. and Van Ours, J. "Welfare-Improving Employment Protection." *Economica*, 2007, 74(295), pp. 381-396.

- Bjuggren, C. M. "Employment Protection and Labor Productivity." *Journal of Public Economics*, 2018, (157), pp. 138-157.
- Botero, J. C. ; Djankov, S. ; Porta, R. L. ; Lopez-De-Silanes, F. and Shleifer, A. "The Regulation of Labor." *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(4), pp. 1339-1382.
- Bottasso, A. ; Conti, M. and Sulis, G. "Firm Dynamics and Employment Protection: Evidence from Sectoral Data." *Labour Economics*, 2017, 48. 35-53.
- Brandt, L. ; Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y. "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing." *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), pp. 339-351.
- Cingano, F. ; Leonardi, M. ; Messina, J. and Pica, G. "Employment Protection Legislation, Productivity and Investment: Evidence from Italy." EALE conference, 2008.
- Damiani, M. ; Pompei, F. and Ricci, A. "Temporary Employment Protection and Productivity Growth in Eu Economies." *International Labour Review*, 2016, 155(4), p. 587.
- Goodman, L. A. "On the Exact Variance of Products." *Journal of the American Statistical Association*, 1960, 55, pp. 708-713.
- Grinza, E. and Rycx, F. "The Impact of Sickness Absenteeism on Productivity: New Evidence from Belgian Matched Panel Data." Social Science Research Network, 2018.
- Hopenhayn, H. and Rogerson, R. "Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis." *Journal of Political Economy*, 1993, 101(5), pp. 915-938.
- Ichino, A. and Riphahn, R. T. "The Effect of Employment Protection on Worker Effort: Absenteeism During and after Probation." *Journal of the European Economic Association*, 2005, 3(1), pp. 120-143.
- Ji, L. and Wei, S. J. "Learning from a Puzzle: When Can Stronger Labor Protection Improve Productivity." 2013, http://conference.nber.org/confer/2013/CEf13/Ji_Wei.pdf.
- Kugler, Adriana D. and Saint - Paul, G. "How Do Firing Costs Affect Worker Flows in a World with Adverse Selection?" *Journal of Labor Economics*, 2004, 22(3), pp. 553-584.
- Lashitew, A. A. "Employment Protection and Misallocation of Resources across Plants: International Evidence." *CESifo Economic Studies*, 2015, 62(3), pp. 453-490.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp. 317-341.
- Loderer, C. ; Waelchli, U. and Zeller, J. "Employment Protection and Investment Opportunities." *ECGI-Finance Working Paper*, 2016, (460), pp. 1-40.
- Macleod, W. B. and Nakavachara, V. "Can Wrongful Discharge Law Enhance Employment?" *Economic Journal*, 2007, 117(521), pp. 218-278.
- Melitz, M. J. and Polanec, S. "Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit." *Rand journal of economics*, 2015, 46(2), pp. 362-375.
- Mukoyama, T. and Osotimehin, S. "Barriers to Reallocation and Economic Growth: The Effects of Firing Costs." Georgetown University, Department of Economics, 2018.
- Ni, X. and Zhu, Y. "The Bright Side of Labor Protection in Emerging Markets: The Case of Firm Transparency." *Pa-*

cific-Basin Finance Journal, 2018, 50, 126–143.

Okudaira, H.; Takizawa, M. and Tsuru, K. “Employment Protection and Productivity: Evidence from Firm-Level Panel Data in Japan.” *Applied Economics*, 2013, 45 (15), pp. 2091–2105.

Olley, G. S., Pakes, A. “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica*, 1996, 64 (6), pp. 1263–1297.

Olsson, M. “Employment Protection and Sickness Absence.” *Labour Economics*, 2009, 16 (2), pp. 208–214.

Poschke, M. “Employment Protection, Firm Selection, and Growth.” *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (8), pp. 1074–1085.

Sobel, M. “Direct and Indirect Effects in Linear Structural Equation Models.” *Sociological Methods Research*, 1987, 16 (1), pp. 155–176.

Syverson, C. “Product Substitutability and Productivity Dispersion.” *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86 (2), pp. 534–550.

Upward, R.; Wang, Z. and Zheng, J. “Weighing China’s Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports.” *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2), pp. 527–543.

Vergeer, R. and Kleinknecht, A. “Jobs Versus Productivity? The Causal Link from Wages to Labour Productivity Growth.” *TU Delft Innovation Systems Discussion Papers*, 2007, . 36.

Vergeer, R. and Kleinknecht, A. “Do Labour Market Reforms Reduce Labour Productivity Growth? A Panel Data Analysis of 20 OECD Countries (1960–2004).” *International Labour Review*, 2014, 153 (3), pp. 365–393.

Labour Protection and Manufacturing Productivity Improvement

Li Bo; Jiang Dianchun

Abstract: Based on data from Chinese industrial enterprises from 2004 to 2013, this paper considers the implementation of the 2008 *Labour Contract Law* as an exogenous shock and uses the difference in differences technique to study the impact of labour protection on manufacturing productivity. The research shows that the implementation of the *Labour Contract Law* significantly promotes the productivity growth of enterprises in high-labour-intensive industries by increasing investment in training funds and the factor substitution degree; however, this promotion has a greater impact on single-product enterprises, state-owned enterprises, enterprises with longer operating hours, and industrial enterprises with a higher degree of labour reallocation. The implementation of the *Labour Contract Law* will also promote productivity growth within high-labour-intensive industries by improving the productivity level of existing enterprises and efficiency in reallocating resources among them, and increasing the exit rate of enterprises with a low productivity level.

Key words: labour protection, labour contract law, labour intensity, productivity

JEL codes: J53, L52, L60

(截稿:2019年8月 责任编辑:宋志刚)