

社会保险成本过高是否抑制企业投资?^①

林 灵¹, 曾海舰^{2*}

(1. 广西财经学院工商管理学院, 广西南宁 530003; 2. 广西大学商学院, 广西南宁 530004)

摘要: 社会保险成本过高是否抑制企业投资, 从而阻碍实体经济发展? 对此, 文章利用工业企业微观数据实证检验了企业社保成本变动对投资率的影响。为缓解内生性问题, 文章选择城市老年人比重作为工具变量。实证检验显示企业社保支出比重增加1个单位标准差, 企业投资率约下降3.3%, 能够解释企业投资率变动的6.4%, 具有较强经济显著性。文章还探究了社保成本变动影响企业投资的内在机制, 发现劳动成本渠道、生产率渠道以及融资约束渠道都得到相关经验证据的支持。研究结果说明降低企业社保成本的政策如果能够得到有效落实, 将会刺激企业扩大投资, 促进地区经济发展。

关键词: 社会保险成本; 企业投资; 劳动成本; 融资约束; 工具变量

中图分类号: F270; F240 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2020)07-0057-19

0 引言

企业对资本品的持续投资是经济持续发展的关键要素, 如果企业投资不振, 则实体经济未来的成长势必不可持续。近年来, 企业社会保险成本负担过高的问题引起越来越多关注。根据白重恩等^[1]的测算, 我国的各项社会保险成本总和已经达到社会平均工资水平的40%, 是世界上社保负担最高的国家之一。社会保险成本过高是否抑制企业投资, 从而阻碍实体经济发展? 2019年国务院《政府工作报告》中提到允许地方政府大幅度降低社保费率, 是否能够有效促进企业投资, 从而提振地区经济? 尽管不少新闻报道中显示社会各界普遍认为社保成本过高是企业经营成本居高不下的主要原因, 导致了企业出现经营困难, 但缺乏来自大样本数据的经验证据支撑。而现有国内外相关学术文献则主要集中探讨企业社保成本对劳动力市场的影响^[2-5], 并没有将重点放在实体经济发展, 企业社保成本变动是否能够有效影响投

资以及产生影响的传导渠道也并不清晰。文章利用工业企业数据库大样本数据, 考察企业社保成本与投资之间的因果联系, 希望可以为解答上述问题提供科学的经验证据。文章的研究切合社会现实需要, 有助于社会公众和有关部门深刻理解社会福利与企业发展的复杂联系, 营造有利于企业发展的舆论导向, 促进社会保障政策制定的全面性和针对性。

文章首先使用OLS考察企业社保成本与投资率之间是否存在负相关关系。实证检验结果显示企业社保成本与投资率之间存在显著负相关关系。在识别企业社保成本与投资之间的因果联系时, 存在明显的内生性问题: 投资率和企业社保成本可能同时与难以观测的企业特质因素相关, 而且企业社保成本的度量也存在一定误差。为了缓解内生性问题, 考虑到我国社会保障体制以及地区财政的现实状况, 选取地区老年人比重作为企业社保成本的工具变量。老年人比重属于地区长

① 收稿日期: 2019-08-09; 修订日期: 2020-02-20。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71863003; 71763004); 广西财经学院社会保障自治区级重点建设学科2015年度一般研究资助项目(2015SBY03); 广西财经学院博士科研启动经费资助项目(BS2019017)。

通讯作者: 曾海舰(1974—), 男, 广西河池人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: zenghj06@126.com

期性的人口结构特征指标,与企业层面的特质因素关联度很小,是合适的工具变量。文章研究发现地区老年人比重显著影响该地区社会保险费率,进而对企业社保成本产生正向效应。采用工具变量估计后,企业社保成本变动对投资的经济显著性更高:社保成本支出上升1单位标准差,企业投资率约下降3.3%,约相当于投资率标准差的6.4%。为了确保研究结论的稳健性,文章还使用老年抚养比代替老年人比重,重新进行工具变量估计,发现得到的估计结果完全一致。这些经验证据充分说明企业社保成本上升将会显著减少企业投资水平。

企业社保成本对投资的影响可能存在三个渠道。一是劳动成本渠道:社保成本是企业投资成本的一部分,当社保成本上涨,在其他条件不变的情况下,企业投资将会减少。二是生产率渠道:社保支出属于企业人力资本投资,有可能改善员工人力资本质量,提升企业生产率,进而增加企业投资;但社保支出增加可能挤占企业为提升生产率所必需的投入,因此会降低生产率,从而减少企业投资。三是融资约束渠道:当社保成本支出增加时,受到融资约束的企业可能被迫减少其他方面的支出,特别是投资支出。

为了检验劳动成本渠道和生产率渠道,文章考察了社保成本变动对投资的行业异质性效应。发现在劳动密集型行业,社保成本变动对投资产生显著影响,但在技术密集型行业,社保成本对投资没有显著效应。同样的,研究发现社保成本变动显著负向影响企业全要素生产率增长率,而这种负面效应主要来自于劳动密集型行业。文章还考察社保成本变动对过度雇佣程度不同企业的投资异质性效应。发现如果企业不存在超额雇佣,社保成本变动对投资没有影响,而企业过度雇佣程度越高,社保成本变动对投资的负面效应越强。以上实证检验结果表明,企业社保成本对投资的负面影响,主要源于其所引致的劳动成本变化,因而那些劳动力要素依赖程度高、劳动调整灵活性差以及劳动资源配置效率低下的企业,其投资更容易受到社保成本上涨的负面冲击。

为了检验融资约束渠道,文章首先根据 Whited 和 Wu^[6] 估算了我国工业企业的 WW 融资约束指数,然后考察融资约束程度对企业社保成本

变动所引致的投资效应的影响。发现融资约束程度越高,企业社保成本变动对投资的负面影响越大,而且劳动密集型行业的融资约束渠道效应显著强于技术密集型行业。这些经验证据充分说明融资约束程度高的劳动密集型企业对社保成本变动更为敏感。

文章的研究属于社会保险成本研究,这方面的文献重点探讨社会保险成本变动对劳动市场的影响。研究者集中于检验各项社会保险成本变动对企业雇佣和工资的影响,这些研究均发现社保成本变动导致员工工资减少,但对就业影响甚微,这说明企业法定缴纳的社会保险成本实际被大部分转嫁到员工工资上^[2,3,7]。Kolstad 和 Kowalski^[8] 以及 Prada 等^[9] 的实证研究,也都得到类似结论。社会保险成本对女性和男性劳动者可能有不同的影响。Vargas^[4] 发现企业社会保险成本上升对工资的影响具有性别差异:妇女因此而减少了7.2%的工资,而男性劳动者的工资却相对上升7.1%。社保成本上升有可能使得企业对临时或非正式雇佣的需求增加。Baicker 和 Chandra^[10] 发现1996年~2002年间美国医疗保险费用上涨导致企业增加了对不需要强制缴纳医疗保险费用的临时员工的雇佣,医疗保险费用上涨10%,劳动者被当作临时工雇用的概率增加了1.9%。Kobayashi 等^[11] 估计临时工雇用人数增长中的30%可以被社保成本增加所解释。Almeida 和 Carneiro^[12] 也得到类似的结论,他们的研究显示非正规劳动者更倾向于转移进入正规部门的企业以享受社保利益,劳动者为了享受正规部门的企业社会保险利益,愿意接受比较低的工资水平。

近年来一些研究者逐渐关注到社会保障对企业其他方面的影响。Agrawal 和 Matsa^[13] 发现劳动者失业保险所得越高的地区,其企业的负债率越高。乌拉圭2008年的健康保险改革要求雇主需要为雇员支付更多的健康保险费用,Bergolo 和 Cruces^[14] 发现此举使得瞒报或少报薪酬的现象相对于改革前上升了25%,而且大部分此类事例是来自小企业。Olney^[15] 考察 FDI 的流向与劳动者保障之间的关系,发现劳动者保障越低的国家越能吸引到更多的来自美国的 FDI;更有甚者,有明显的证据表明很多发展中国家为了吸引 FDI 而竞相降低法定的劳动者保障标准。Saez 等^[16] 考

察瑞典青年雇员工资税率削减对企业行为的影响,发现随着工资税率下降,青年雇员比重高的企业在雇佣、就业、销售以及利润等方面都有显著增长。

我国在这方面的研究开展较晚,相关研究并不多。Li和Wu^[17]利用2004年~2006年140 000家工业企业的数据分析我国养老金改革对企业工资的影响,他们的发现与此前国外研究基本一致:养老成本上升导致企业员工的实际工资水平下降。此外,他们还发现在产业集聚程度高的区域,养老成本增加导致企业利润下降,说明企业无法完全将养老保险成本转嫁给员工;而在产业集聚程度低的地区,养老成本上升反而增加了企业的利润率,他们推测可能是由于地方政府为了吸引投资而增加对所在地区企业的养老成本补贴。马双等^[5]讨论了我国各地区养老保险缴费费率对企业就业和工资的影响。他们的研究表明地区养老保险缴费比率上涨1%,员工工资约减少0.6%,企业雇用人数减少0.8%。他们同时发现,对于工资水平低的企业,养老保险缴费对工资几乎不存在挤出效应,而是显著减少了企业雇用人数;对于工资水平高的企业,养老保险缴费对工资产生了完全的挤出效应,但是没有影响到企业雇用人数。马双和孟晓雨^[18]发现企业养老保险缴费比例上升减少了家庭创业可能性,特别是对于那些存在外部人员雇佣的创业项目。Qin等^[19]利用2007年~2008年的中国家庭收入项目流动劳动力调查数据,考察劳动合同长短与社会保险覆盖面之间的联系,他们发现长期稳定的劳动契约有助于提高外来劳动者的社会保覆盖面,而短期劳动契约将使得外来劳动者接受社会保险的可能性下降。

可以看到,以上文献均没有涉及社保成本变动对企业投资行为的影响。近年来,因社保成本负担过重阻碍企业发展的相关议论一直持续不断。企业在资本品方面的持续投资是企业发展的根本动力,也是实体经济可持续成长的坚实基础,但就作者检索所及,目前尚未发现有规范的研究考察社保成本对与企业投资行为的因果联系,此文可能是这方面第一篇文献。文章还进一步检验社保成本影响企业投资的作用渠道,发现存在两

方面影响渠道:一是投资中的劳动成本上升;二是社保支出挤占了投资支出。该研究结果加深了对企业社保成本经济后果的理解,并有助于决策部门制定更有针对性的政策对冲社保成本变动的负面效应。文章的研究还在一定程度上揭示了地区社保成本差异以及经济差异的长期人口结构根源。文章的实证检验使用地区老年人比重作为企业社保成本的工具变量,研究发现地区老年人比重显著正向影响企业社保成本,表明老龄化程度高的地区,企业需要支出更高的社保费用,因而具有较低的投资水平。这个结果意味着地区人口结构因素是造成地区社保成本差异以及经济差异的深层原因,如果我们没有从根本上改变人口结构的地区差异的顶层设计,那么降低社保费率的政策很可能达不到预计的效果。

1 实证检验策略

文章实证检验企业社会保险成本变动对企业投资的影响,用于实证检验的基本计量经济模型如下

$$INV_{it} = \alpha + \beta SC_firm_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \eta_s + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中*i*和*t*分别代表企业和年度,*INV_{it}*为投资率,定义为企业固定资产变化量/滞后一期总资产,其中固定资产变化量=当期固定资产净值-滞后一期固定资产净值。为了同时控制住企业投资中来自行业和城市特征的影响,作者将*INV_{it}*做调整年度—行业—城市均值处理^②。企业社会保险成本(*SC_firm*)是文章感兴趣的解释变量,定义为工业企业数据中的“劳动和待业保险费”及“养老保险和医疗保险费”两项之和与企业“应付工资总额”之比。*X*为一组企业和行业层面的控制变量,以便控制住企业财务状况、经营发展、股权结构、工会、行业特征等可能影响到企业投资的因素。*η_s*为地区变量,根据我国各地区地理以及经济联系的特点,将全国各省市自治区直辖市分为六大区域,分别设置相应的虚拟变量,大区划分标准见“变量设置”部分。*δ_t*为年度虚拟变量。*ε_{it}*为随机

② 企业投资中的城市和行业效应可能是固定效应,也可能是随年度变动的效应,因此作者每年都做行业—城市均值调整。

扰动项。

回归方程(1)存在比较严重的内生性问题,难以正确识别出企业社会保险成本对投资的因果效应。内生性问题来自两个方面:一是联立性偏误。投资率可能与难以观测到的财务风险因素有关(反映在随机扰动项 ε_{it} 中),而这些因素也同时与企业社保成本支出有密切关联,导致企业社保成本变量与 ε_{it} 发生关联。当企业财务风险程度增大时,企业可能会减少投资,也可能想方设法减少社保支出,此时可知^③

$$\hat{\beta} = \beta + \frac{\text{cov}(SC_firm_{it-1}, \varepsilon_{it})}{\text{var}(SC_firm_{it-1})} \quad (2)$$

其中 $\text{cov}(SC_firm_{it-1}, \varepsilon_{it}) > 0$ ^④,从而导致OLS得到不一致的系数估计值。如果预期系数估计值小于0,那么很明显OLS系数估计值的绝对值 $|\hat{\beta}|$ 小于真实的系数绝对值 $|\beta|$ 。

二是测量误差。由于工业企业数据库中对财务指标和变量并没有更详细的说明,很难确切的认为养老、医疗、失业、工伤和生育等五项社会保险费用已经全部包括在这两项支出之中,因此定义的企业社保成本变量可能存在一定的测量误差,难以准确反映企业的实际社会保险成本。根据经典变量误差(CEV)设定: $SC_firm_{it} = SC_firm_{it}^* + e_{it}$,即观测到的 SC_firm_{it} 是真实的 $SC_firm_{it}^*$ 和测量误差项 e_{it} 之和,此时回归方程中可观测到的 SC_firm_{it} 与无法观测的 e_{it} 相关。根据Wooldridge^[20]在CEV设定下,OLS系数估计值绝对值小于真实的系数绝对值^⑤。

基于以上分析,可知当出现回归方程(1)出现上述内生性问题时,OLS估计低估了企业社保支出对企业投资的负面效应。

为了缓解内生性,文章在估计回归方程时将主要解释变量及控制变量滞后一期以避免与随机扰动项同期相关,但这只能缓解部分内生性。为了比较彻底的纠正内生性偏误,选择企业所在城

市老年人比重作为企业社会保险成本的工具变量,进行2SLS估计。一般情况下,我国企业所必须缴纳的养老保险和医疗保险费率相加接近30%(以工资为基数),而其他三种社会保险费率总和不到4%。由此可见,我国社会保险收支的重点是养老保险和医疗保险,而这两块都与老年人密切相关。我国实行“三支柱”社保体系,即个人、企业和政府财政都要为社保支出贡献资金。长期以来政府财政补助是社保资金的重要来源,而且老年人比重高的地区,其社保支出上的财政压力也相对较大^[21]。虽然现在以房养老等商业养老保险模式逐步推广,但是仍处于发展初期^[22]。目前我国各地区企业社保费率差异明显,不仅有横截面差异,还有时间序列上的差异,即同一个地区存在调整社保费率的现象^[5 23]^⑥。文章合理的推测地方政府存在根据本地区社保收支财政压力状况选择企业社保费率的动机:老年人比重高的地区,社保财政支出压力较大,导致地方政府选择较高的社保费率,从而使得企业的社保支出比重也较高;老年人比重低的地区,财政状况相对宽松,导致地方政府选择较低的社保费率,企业社保支出比重也较低^⑦。另外一个可能性是由于不少企业存在隐瞒或漏逃缴纳社保费用的动机,在老年人比重高的地区,地方政府可能会加强征缴力度,从而增加了企业社保费用。城市老年人比重属于城市的人口结构特征变量,而人口结构变动产生的影响是长期性的,与微观层面的企业投资没有直接关联,是一个比较理想的工具变量。值得指出,虽然城市财政收支状况以及社保费率都会影响企业社保成本(进而影响企业投资),但企业投资水平可能影响城市经济状况(特别是大型企业),从而影响城市财政收支状况和社会保险费率;而一些难以观测的城市经济因素变动,即可能影响企业投资决策,也可能影响到财政收支与社

③ 为表述简单,此处假设回归方程形式是单变量回归方程,即 $INV_{it} = \alpha + \beta SC_firm_{it-1} + \varepsilon_{it}$,但如果为多变量回归方程(1),也能得到相似的表述形式以及相同的结论。

④ ε_{it} 上升意味着企业及财务风险减少,此时投资率和企业社保支出都可能增加; ε_{it} 下降则意味着相反的情况出现。

⑤ 详见Wooldridge^[20]第81页。

⑥ 作者收集了历年各级地方政府社保政策文件,发现在样本期间(2000年~2011年)大部分地方政府的社保费率都至少出现过1次调整。

⑦ 尽管老年人比重社保中的养老和医疗保险支出密切相关,但地方政府不一定只调整养老和医疗保险费率,很可能综合性调整各项费率以缓解总体的财政压力。

会保险费率. 这两种情况都造成城市财政收支和社保费率与回归方程(1)的随机扰动项相关, 因而不是理想的工具变量.

2 样本数据与变量

2.1 样本数据

研究的企业样本来自国家统计局的工业企业数据库, 为不平衡面板. 该数据库每年的样本企业数目在 20 万家 ~ 30 万家之间, 2004 年以来样本企业数目基本保持在 27 万家以上, 遍及全国各个地区, 是目前样本容量最大的中国微观数据库. 但是该数据库相当比例的企业存在指标缺失, 而且不少指标缺乏连续的记录, 如企业社保费用数据只有 6 年的数据(2001 年、2004 年、2005 年、2006 年、2007 年以及 2010 年). 该数据库还存在企业名称与法人代码混乱的问题(详见聂辉华等^[24]的描述), 因而文章根据聂辉华等^[24]建议的程序对工业企业数据库进行了重新整理. 此外根据研究目的, 还剔除了西藏地区样本以及事业单位样本^[24]. 最后得到时间范围为 2001 年 ~ 2008 年我国各类所有制性质规模以上工业企业 413 228 家样本. 但这套样本中, 仍有很多指标存在不合理的异常值, 在具体的实证研究中, 剔除实证检验涉及变量出现异常值的观测值.

研究所涉及的人口结构数据来自于各省区 2000 年人口普查数据、2005 年 1% 人口抽样调查数据以及 2010 年人口普查数据, 受到数据收集难度所限, 少数省区的 2000 年以及 2005 年人口调查数据缺失. 文章的研究还涉及到地级市的各项经济数据, 这方面的数据来源于历年的《中国城市统计年鉴》, 作者从中收集了全国 287 个地级市、省辖区以及直辖市的 2000 年 ~ 2011 年的相应统计指标. 此外, 为了对回归方程所涉及的名义变量做平减处理以求得实际值, 文章从各省统计年鉴中获取消费者物价指数(CPI), 然后构造以 2000 年初为基期的平减指标.

2.2 变量设置

因变量为投资率(*INV*), 定义为“企业固定资

产变化量/滞后一期总资产”, 其中固定资产变化量 = 当期固定资产净值 - 滞后一期固定资产净值. 主要解释变量为企业社会保险成本(*SC_firm*), 定义为“(劳动和待业保险费 + 养老保险和医疗保险费)/应付工资总额”. 文章还涉及城市层面的社保成本, 即城市企业社会保险费率(*SC_city*), 定义为“城市养老、医疗、失业、生育和工伤保险费率之和”^⑧. 文章拟利用人口结构变量为工具变量, 这方面设置变量为: 老年人比重(*Oldratio*), 定义为“城市 60 岁以上老年人数/城市人口总数”; 总抚养比(*DR*), 定义为“(0 岁 - 14 岁人数 + 60 岁以上人数)/15 岁 ~ 59 岁人数”; 少儿抚养比(*CDR*), 定义为“0 岁 ~ 14 岁人数/15 岁 ~ 59 岁人数”; 老年人抚养比(*ODR*), 定义为“60 岁以上人数/15 岁 ~ 59 岁人数”.

实证检验中, 涉及的企业层面解释变量是: 现金持有比率(*Cashratio*), 定义为“(流动资产 - 应收账款净额 - 存货)/总资产”; 负债率(*Debt*), 定义为“总负债/总资产”; 以 2000 年为基期的企业总资产实际价值的对数(*Size*); 销售增长率(*Salegrow*), 定义为“(当期产品销售收入 - 滞后一期产品销售收入)/滞后一期产品销售收入”; 工会人员比重(*Unionrate*), 定义为“工会人数/企业职工人数”^⑨; 国有持股比率(*State*), 定义为“(国家资本金 + 集体资本金 + 法人资本金)/实收资本”; 民营持股比率(*Private*), 个人资本金/实收资本; 微型企业(*Micro*): 虚拟变量, 如果职工人数小于 10 人为 1, 否则为 0; 小型企业(*Small*): 虚拟变量, 如果职工人数大于 10 人但小于 50 人为 1, 否则为 0; 中型企业(*Med*): 虚拟变量, 如果职工人数大于 50 人但小于 250 人为 1, 否则为 0; 大型企业(*Large*): 虚拟变量, 如果职工人数大于 250 人; 按照资产加权平均的行业销售收入增长率(*Indsalegrow*); 按照资产加权平均的行业负债率(*Indebt*); 外向型企业(*Open*): 属于外向型企业为 1, 其他为 0. 外向型企业定义为“出口交货值/工业销售产值”大于 10%, 且港澳台商持股比例或者外商持股比例大于 10%; 技术密集型行业

⑧ 其中工伤保险费率使用第一档次费率.

⑨ 该项数据为 2004 年全国经济普查数据, 为不随时间变动的企业特征变量.

(*Tech*) 属于较高技术含量行业的企业为 1, 其他为 0^⑩; 劳动密集型企业(*Labor*) 属于劳动密集度比较高, 且较低技术含量行业的企业为 1, 其他为 0^⑩.

实证检验中, 涉及城市和省级层面的解释变量有: 城市工资水平(*Lncity_wage*), 以 2000 年为基期的实际城市平均工资的对数; 城市最低工资(*Lnminiwage*), 以 2000 年为基期的实际城市最低工资的对数; 城市就业水平(*Lncity_emp*), 城市就业人数的对数; 城市 GDP(*Lngdp*), 以 2000 年为基期的实际城市国内生产总值的对数; 城市外商直接投资(*Lnfdi*), 以 2000 年为基期的实际城市

外商直接投资(人民币计价)的对数; 省消费者价格指数(上年 = 1) (*CPI*). 此外, 为控制地区效应, 将具有相似地理和社会经济发展特征的省区划分为六大区域, 分别设置地区虚拟变量^⑪.

在以上变量中, 企业社会保险成本(*SC_firm*)、现金持有比率(*Cashratio*) 以及销售增长率(*Salegrow*) 存在一定数量的异常值, 为避免异常值的影响, 剔除了这三个变量最高 1% 的观测值.

2.3 描述性统计

以上变量 2000 年 ~ 2011 年的样本描述性统计见下面的表 1.

表 1 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>INV</i>	2 236 717	0.000	0.513	-5.246	9.908
<i>SC_firm</i>	1 585 807	0.081	0.115	0.000	0.638
<i>Cashratio</i>	2 845 608	0.208	0.181	0.000	0.804
<i>Debt</i>	2 994 624	0.534	0.262	0.000	1.000
<i>Size</i>	3 134 940	9.713	1.476	-0.304	20.226
<i>Salegrow</i>	2 191 057	0.307	0.818	-1.000	5.396
<i>Unionrate</i>	3 151 767	0.224	0.378	0.000	1.000
<i>State</i>	3 117 429	0.386	0.459	0.000	1.000
<i>Private</i>	3 117 503	0.465	0.480	0.000	1.000
<i>Small</i>	3 151 767	0.150	0.357	0.000	1.000
<i>Med</i>	3 151 767	0.597	0.491	0.000	1.000
<i>Large</i>	3 151 767	0.245	0.430	0.000	1.000
<i>Indsalegrow</i>	2 983 061	0.902	1.195	-0.251	9.080
<i>Indebt</i>	3 151 767	0.584	0.054	0.201	0.841
<i>Open</i>	3 151 767	0.120	0.325	0.000	1.000
<i>Tech</i>	3 151 767	0.360	0.480	0.000	1.000
<i>Labor</i>	3 151 767	0.314	0.464	0.000	1.000
<i>SC_city</i>	2 664	0.296	0.019	0.101	0.379
<i>Oldratio</i>	3 456	0.121	0.028	0.019	0.235
<i>DR</i>	3 456	0.470	0.113	0.115	0.887
<i>CDR</i>	3 456	0.291	0.103	0.063	0.699
<i>ODR</i>	3 456	0.179	0.046	0.023	0.356
<i>Lncity_wage</i>	3 349	9.611	0.489	2.268	11.018
<i>Lnminiwage</i>	2 446	6.106	0.333	4.959	6.968
<i>Lncity_emp</i>	3 353	3.370	0.758	1.399	6.778
<i>Lngdp</i>	3 366	9.441	0.816	7.395	12.753
<i>Lnfdi</i>	3 217	10.900	1.964	2.748	15.714
<i>CPI</i>	3 370	1.024	0.024	0.967	1.101

⑩ 技术密集型行业有: 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; 医药制造业; 化学纤维制造业; 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.

⑪ 劳动密集型行业有: 农副食品加工业; 食品加工业; 饮料制造业; 烟草制造业; 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; 造纸及纸制品业; 印刷业和记录媒介的复制.

⑫ 其中, 东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江; 环渤海地区, 包括北京、天津、河北和山东; 东南地区包括上海、江苏、浙江、福建和广东; 中部地区包括河南、湖北、湖南、安徽和江西; 西南地区包括重庆、四川、云南、贵州、广西和海南; 西北地区包括山西、陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、新疆、青海和西藏.

需要特别说明: 文中的社保数据样本是六年: 2001年、2004年、2005年、2006年、2007年以及2010年, 因为在回归中解释变量为滞后一期(被解释变量提前一期), 因此在大部分回归中也使用到2002年、2008年以及2011年的数据。同时, 文章在计算超额雇员部分, 使用到了2000年~2011年的全部数据。考虑到这个时间跨度, 因此在描述性统计中把2000年~2011年的样本数据描述性特征统一呈现出来。

在上面的描述性统计中, 可以看到企业社保支出比重与城市社保费率之间存在显著差异, 企业社保成本均值为0.081, 而城市社保费率均值为0.296。造成这种差异的一个原因是测量误差问题, 工业企业数据库中企业报告的社会保险费用支出项目不全面或支出金额有误。另一个原因可能更为重要, 即相当一部分比例的企业少交社保费用: 一般采取少报缴费基数的方式少交社保费用^[23-25]。企业也可能存在拖欠不交社保费用的问题: 根据深圳市社保局公布的信息, 2015年深圳市共清理社保欠费企业22965家, 清理社保欠费约1.8亿元。从全国各城市比较, 深圳市的社保费率相对较低(样本平均值为0.1858), 企业社保负担也比较轻, 尚且出现相当部分企业欠费, 那么可以推测在社保费率较高的城市, 欠费现象势必更为普遍。同时还可以看到, 企业社保支出比重的标准差比较大, 是均值的1.42倍, 进一步的数据分析显示组间标准差为0.103, 组内标准差为0.063, 说明变量 SC_firm 具有足够的变差, 而且横截面企业之间的社保成本差异高于企业时间序列上的差异。结果变量 INV 的最小取值为负值, 由于这是经过年度一行业一城市均值调整后的数值, 所以出现负值是正常的。

3 企业社保成本变动与企业投资

3.1 主要回归结果

本部分给出回归方程(1)的实证检验结果, 见下面的表2。其中第1列和第2列为没有考虑内生性问题的OLS回归结果, 第3列~第6列为使用城市老年人比重为工具变量的IV回归结果: 第3列和第4列为第一阶段回归结果, 第5列和

第6列为第二阶段回归结果。所有的回归均控制了地区效应以及年度效应, 并且采用企业样本聚类的稳健标准差。

从表2可以看到, 无论是OLS还是IV回归, 企业社会保险成本(SC_firm)对企业投资率均有1%以内显著的负面效应, 而且OLS回归所估计的负面效应明显小于IV回归所估计的负面效应。正如文章实证检验策略部分所分析, OLS回归的结果可能受到内生性因素干扰, 导致系数估计值出现一定程度的偏误, 低估了企业社保成本对投资的负面效应。表2的OLS和IV回归结果比较印证了前面分析, 说明OLS回归确实受到了潜在的内生性干扰。从经济显著性衡量(以第6列为准), 企业社会保险成本支出比重增加1个单位标准差(0.115)企业投资率约下降3.3%。如果与企业投资标准差对比, 能够解释企业投资率变动的6.4%(0.033/0.513)具有较强的经济显著性。

表2的第一阶段估计结果提供了一个工具变量有效性的基本检验。可以看到, 城市老年人比重对企业社会保险成本的回归结果显示回归系数均在1%内显著为正, 表明城市老年人比重越高, 该城市的企业社保成本支出比重就越大。表2还给出了检验工具变量无法识别的Kleibergen-Paap LM统计检验 P 值(UIT)以及检验工具变量是否为弱工具变量的Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量(WIT)。 UIT 的 P 值显示在1%内拒绝无法识别的原假设, WIT 的 F 统计量远远大于10%偏误下的临界值, 拒绝弱工具变量的原假设, 这说明以城市老年人比重作为企业社保成本的工具变量是有较强效力的。

3.2 稳健性检验

使用城市老年人比重为工具变量的逻辑是地区人口老龄化使得该地区社会保险财政支出压力增加, 从而导致该地区企业社保成本上升。根据这个逻辑, 与城市老年人比重相似的变量是城市老年抚养比。当老年抚养比上升, 意味着使用社保资金的老年人数量增长速度超过了提供社保资金的年轻人数量, 这无疑将对地方财政形成社保支出压力, 进而影响到企业社保成本。如果选取工具变量的逻辑是正确的, 那么使用城市老年抚养比作为工具变量进行估计得到的结果应该与老年人比重作为工具变量的估计结果基本相同。同

时,文章也考察总抚养比和少儿抚养比作为工具变量的情形,这两个变量与地方财政社保支出压力联系较弱,很难引起企业社保成本变动,因而不是合适的工具变量。此外,现有一些文献指出

2010年的工业企业样本存在一定程度的错误与缺失^[26],有可能扭曲实证检验结果,因此有必要考察剔除掉2010年样本之后的回归结果是否与此前不一致。

表2 企业社保成本与投资

Table 2 Firm social insurance cost and investment

	OLS 回归		IV 回归: 第一阶段		IV 回归: 第二阶段	
	因变量: <i>INV</i>		因变量: <i>SC_firm</i>		因变量: <i>INV</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SC_firm</i>	-0.096*** (0.005)	-0.099*** (0.005)			-0.280*** (0.108)	-0.284** (0.113)
<i>Oldratio</i>			0.153*** (0.005)	0.151*** (0.005)		
<i>Cashratio</i>	0.062*** (0.003)	0.061*** (0.004)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.063*** (0.004)	0.062*** (0.004)
<i>Debt</i>	-0.047*** (0.003)	-0.048*** (0.003)	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)	-0.046*** (0.003)	-0.046*** (0.003)
<i>Salegrow</i>	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.000)	-0.006*** (0.000)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
<i>Unionrate</i>	-0.043*** (0.001)	-0.044*** (0.001)	0.070*** (0.001)	0.068*** (0.001)	-0.030*** (0.008)	-0.032*** (0.008)
<i>State</i>	0.040*** (0.002)	0.030*** (0.002)	0.012*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.042*** (0.002)	0.031*** (0.002)
<i>Private</i>	0.051*** (0.001)	0.041*** (0.002)	-0.020*** (0.000)	-0.027*** (0.001)	0.047*** (0.002)	0.036*** (0.003)
<i>Small</i>	0.015* (0.008)	0.012 (0.008)	-0.000 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.015* (0.008)	0.012 (0.008)
<i>Med</i>	0.041*** (0.008)	0.039*** (0.008)	-0.007* (0.004)	-0.006 (0.004)	0.040*** (0.008)	0.038*** (0.008)
<i>Large</i>	0.040*** (0.008)	0.038*** (0.008)	0.007* (0.004)	0.009** (0.004)	0.041*** (0.008)	0.040*** (0.008)
<i>Indsalegrow</i>		-0.001 (0.001)		0.000 (0.000)		-0.001 (0.001)
<i>Indebt</i>		-0.017 (0.018)		-0.101*** (0.005)		-0.035* (0.021)
<i>Open</i>		-0.015*** (0.002)		-0.012*** (0.001)		-0.018*** (0.002)
<i>Tech</i>		0.004*** (0.001)		0.014*** (0.000)		0.007*** (0.002)
<i>Labor</i>		-0.003* (0.002)		-0.008*** (0.000)		-0.004** (0.002)
地区效应	有	有	有	有	有	有
年度效应	有	有	有	有	有	有
<i>UIT</i>	\	\	0.00	0.00	\	\
<i>WIT</i>	\	\	974.14	936.55	\	\
观测值	929 167	882 871	929 167	882 871	929 167	882 871

注: 括号内为稳健标准差, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. *UIT* 为 Under identification 检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 P 值, *WIT* 为 Weak identification 检验的 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量。

下面的表3 Panel A 和表3 Panel B 分别给出以城市抚养比为工具变量的两阶段回归结果,其

中控制变量为表2回归中的全部公司层面和行业层面变量。从 Panel A 第一阶段回归可以看到,总

抚养比(*DR*)以及少儿抚养比(*CDR*)回归系数均显著为负,与选择工具变量的逻辑不符,而老年抚养比(*ODR*)系数显著为正,与逻辑是一致的。从工具变量有效性检验看,老年抚养比作为工具变量的回归拒绝了识别不足和弱工具变量的原假设,而以总抚养比作为工具变量,在5%水平上不能拒绝弱工具变量的原假设。Panel B 第二阶段回归结果显示,当以总抚养比以及少儿抚养比作为工具变量时,企业社保成本变量的系数显著为正;当以老年抚养比作为工具变量时,企业社保成本变量

的系数显著为负。Panel A 和 Panel B 结果表明只有以老年抚养比作为工具变量得到的回归结果与以老年人比重为工具变量的结果一致,其余两个工具变量回归得到的结果均难以得到合理的解释。Panel C 给出剔除了2010年样本之后,分别以总抚养比、少儿抚养比、老年抚养比以及老年人口比重为工具变量的回归,可以看到所得到的结论与全样本回归基本一致。综合以上,说明文章对工具变量选取是合理的,得到的结论是稳妥可靠的。

表3 稳健性检验

Table 3 Robust tests

Panel A 第一阶段回归	因变量: <i>SC_firm</i>			
	(1)	(2)	(3)	
<i>DR</i>	-0.011*** (0.002)			
<i>CDR</i>		-0.055*** (0.002)		
<i>ODR</i>			0.072*** (0.002)	
Panel B 第二阶段回归	因变量: <i>INV</i>			
	(1)	(2)	(3)	
<i>SC_firm</i>	4.860*** (0.872)	1.409*** (0.148)	-0.658*** (0.152)	
控制变量	有	有	有	
地区效应	有	有	有	
年度效应	有	有	有	
<i>UIT</i>	0.07	0.00	0.00	
<i>WIT</i>	45.82	542.91	530.42	
观测值	882 871	882 871	882 871	
Panel C 剔除2010年样本	因变量: <i>INV</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SC_firm</i>	5.225*** (1.184)	1.177*** (0.127)	-0.458*** (0.098)	-0.192*** (0.073)
控制变量	有	有	有	有
地区效应	有	有	有	有
年度效应	有	有	有	有
<i>UIT</i>	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>WIT</i>	24.35	460.88	684.85	1168.81
观测值	759 086	759 086	759 086	759 086
工具变量	<i>DR</i>	<i>CDR</i>	<i>ODR</i>	<i>Oldratio</i>

注: 括号内为稳健标准差, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. *UIT* 为 Under identification 检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 *P* 值, *WIT* 为 Weak identification 检验的 Kleibergen-Paap Wald rk *F* 统计量。

3.3 工具变量排除性检验

工具变量估计的两阶段估计结果显示,作为工具变量的老年人比重影响企业社保成本,而企业社保成本的变动对企业投资产生影响。根据实证策略部分的分析,老年人比重影响企业社保成本的机制是通过影响城市社会保险费率,进而影响企业社保成本^⑬。本部分将实证检验是否确实存在这样的影响机制,并排除老年人比重通过其他途径影响企业社保成本的可能性。首先使用城市样本分析老年人口比重与城市社会保险费率之间的关系,回归分析结果见下面表4的Panel A,回归所加入的控制变量有:城市工资水平($Lncity_wage$)、城市最低工资($Lnminiwage$)、城市就业水平($Lncity_emp$)、城市GDP($Lngdp$)、城市外商直接投资($Lnfdi$)以及省消费者价格指数(上年=1)(CPI)。此外,2004年起《最低工资规定》开始实施,全国各省市对最低工资制度的执行力度显著加强,多次上调最低工资标准,推动劳动用工成本持续上涨,可能对城市社会保险费率产生一定程度的影响。此外,为了控制住2004年后最低工资法执行强度上升的影响,还加入一个变量 $Effect2004$,定义为2004年虚拟变量 $\times Lnminiwage$ 。

在Panel A的回归中,分别考察20岁~59岁年龄段人数所占比重($Ageratio20_59$)、0岁~59岁年龄段人数所占比重($Ageratio0_59$)、城市老年人比重($Oldratio$)以及城市老年抚养比(ODR)对城市社保费率的影响。如果因老年人比重高,导致城市社保财支出压力较大,引起城市社保费率提升,那么其他年龄段的人口比率变化应该与城市社会保险费率无关,或没有显著为正的效应。从Panel A的回归结果可以看到, $Ageratio20_59$ 的系数估计值不显著,而 $Ageratio0_59$ 的系数估计值显著为负。这与文章的预期一致,而且该结果意味着城市适龄劳动者越多,城市社保收入越大,社保财政支出压力就越小,反而使得该城市保持较低社保费率。Panel A第3列和第4列估计结果

显示 $Oldratio$ 和 ODR 的系数均显著为正,说明城市老年人比重(或相对比重)越高,该城市社保费率就越高。综合Panel A的回归结果,可以得到结论,老年人比重对城市社保费率具有显著影响,而且该影响主要源于城市的社保财政收支压力,而非其他的人口结构变动效应。从经济显著性衡量,如果一个城市的老年人比重高于另外一个城市1个单位标准差(0.028),则该城市社会保险费率将比对方城市约高0.007,相当于城市社会保险费率标准差的25%,即城市社会保险费率的差异有四分之一可以由该城市的老年人比重差异所解释,具有很强的经济显著性。

在Panel B提供了城市社保费率影响企业社保成本的经验证据。可以看到,城市社保费率对企业社保成本有显著正向效应,说明城市社保费率越高,企业需要支出的社保费用占工资比例就越高。同时可以发现,城市老年人比重以及城市老年人抚养比对企业社保成本也有单独的显著正向影响。然而一旦回归方程同时包括城市社保费率和城市老年人比重(或老年人抚养比),则可发现城市社保费率系数依然显著为正,但城市老年人比重系数变得不显著(老年人抚养比系数变为显著为负)。这说明城市老年人比重(或老年人抚养比)影响企业社保成本的主要途径是影响城市社保费率变动,除此之外并不存在其他能够对企业社保成本产生正向影响的渠道。

Panel C给出以城市社保费率代替企业社保成本变量的工具变量回归结果。可以看到,当工具变量为总抚养比、老年抚养比以及城市老年人比重时,城市社保费率对企业投资也同样具有显著负面效应,而当工具变量为少儿抚养比时,城市社保费率对企业投资是显著正向作用的。Panel C的回归结果与此前表2和表3是一致的,这也充分说明确实存在“城市人口老龄化结构—城市社保费率—企业社保成本—企业投资”的传导机制。

^⑬ 文章在前面也提到,地方政府增加征缴力度也能够导致企业社保费用上升,但由于很难找到合适的方式度量社保征缴力度,现有文献也很少这方面的论述,因而没有做这方面的检验。

表 4 工具变量排除性检验
Table 4 Exclusive test of instrumental variable

Panel A	因变量: <i>SC_city</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
<i>Ageratio20_59</i>	0.009 (0.053)				
<i>Ageratio0_59</i>		-0.099*** (0.035)			
<i>Oldratio</i>			0.254*** (0.058)		
<i>ODR</i>				0.137*** (0.034)	
控制变量	有	有	有	有	
地区效应	有	有	有	有	
年度效应	有	有	有	有	
观测值	2 093	2 093	2 093	2 093	
R^2	0.282	0.320	0.369	0.345	
Panel B	因变量: <i>SC_firm</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>SC_city</i>	0.158*** (0.005)			0.164*** (0.006)	0.168*** (0.006)
<i>Oldratio</i>		0.101*** (0.005)		-0.013* (0.007)	
<i>ODR</i>			0.047*** (0.003)		-0.018*** (0.005)
控制变量	有	有	有	有	有
地区效应	有	有	有	有	有
年度效应	有	有	有	有	有
观测值	590 615	811 656	811 656	590 615	590 615
R^2	0.116	0.105	0.105	0.116	0.116
Panel C	因变量: <i>INV</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
<i>SC_city</i>	-1.087*** (0.111)	0.681*** (0.068)	-0.117*** (0.027)	-0.0428** (0.021)	
控制变量	有	有	有	有	
地区效应	有	有	有	有	
年度效应	有	有	有	有	
<i>UIT</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	
<i>WIT</i>	3 457.60	18 230.88	3 4621.50	49 519.83	
观测值	1 279 823	1 279 823	1 279 823	1 279 823	
工具变量	<i>DR</i>	<i>CDR</i>	<i>ODR</i>	<i>Oldratio</i>	

注: 括号内为稳健标准差, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. *UIT* 为 Under identification 检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 P 值, *WIT* 为 Weak identification 检验的 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量.

4 影响渠道检验

4.1 劳动成本渠道 vs 生产率渠道

企业社保成本是劳动成本的重要组成部分,因此社保支出上升必然增加企业劳动用工费用,在其他条件不变的情况下,企业投资将会减少.从生产效率的角度看,一方面企业社保支出是对企业员工的人力资本投资,可以提高企业边际生产效率,在其他条件不变的情况下,将增加企业投资边际收益,从而促使企业扩大投资规模;另一方面社保支出增加有可能挤占企业提高生产效率所必需的资金,使得企业人员设备技术等生产要素得不到及时更替升级,生产效率下降,从而导致投资水平下降^①.如果劳动成本渠道占优,可以观测到企业社保支出负向影响企业投资;如果生产率渠道中人力资本投资效应占优,将发现企业社保支出正向影响企业投资,但如果资金挤占效应占优,则社保支出将会负向影响企业投资.

文章将企业样本划分归属三类行业:劳动密集型、技术密集型以及介于两者之间的中间行业.一般而言,劳动密集型行业的主要生产要素是劳动,需要较多劳动力投入,其生产经营规模的扩大也需要相应的劳动投入;而技术密集型行业主要依靠技术要素投入,及少数技术水平较高的人才,愿意支付较高劳动报酬和福利待遇,其生产经营规模的扩大更依赖于技术和设备投入.因而对于企业社保成本的变动,文章合理的推测劳动密集型行业较敏感,其劳动成本变动幅度较大,如果劳动成本渠道或生产率渠道中的资金挤占效应占优,则其投资相应减少;而技术密集型行业相对敏感度较低,其劳动成本和投资受到影响程度较轻.中间行业既有一定的劳动密集度,对劳动投入的需求高于技术密集型行业;同时也有一定的技术进入门槛,对技术投入的需求程度高于劳动密集型行业.当企业社保成本上升时,中间行业劳动成本和投资受到影响的程度可能不如劳动密集型

行业,但会大于技术密集型行业.如果存在生产率渠道中的人力资本投资效应,那么企业社保成本变动将会正向影响所有行业的企业生产效率.

文章根据 Levinsohn 和 Petrin^[28] 建议的方法估计了企业层面全要素生产率(TFP),该方法能够有效缓解因不可观测的生产率冲击影响企业要素投入决策而产生的内生性问题.在估计过程中,使用永续盘存法将企业固定资产账面值统一折算为以2000年为基期的实际价值,其中价格指数采用以2000年为基期的省区层面固定资产投资价格指数;中国工业企业数据库提供了中间品投入以及工业增加值数据.此外,在估计中还加入年度、省区以及行业虚拟变量,分别控制住这些方面的影响.估计得到企业全要素生产率数据后,构造了全要素生产率增长率变量(TFP_grow),定义为(当期全要素生产率 - 上期全要素生产率) / 上期全要素生产率.为避免异常值的影响,在回归中剔除 TFP_grow 在99%分位数以上的样本.

文章对劳动密集型行业、中间行业以及技术密集型行业的分组样本分别做了2SLS估计,具体结果见下面的表5.可以看到,对于劳动密集型行业和中间行业的企业,社保成本支出变动对投资的影响显著为负(其中劳动密集型企业的负向效应稍大一些),而对于技术密集型行业的企业,社保成本支出对投资没有显著影响.还可以看到,总体上企业社保成本支出对全要素生产率增长率存在显著为负的效应,其中劳动密集型企业负面效应最强,而中间行业以及技术密集型行业的系数估计值不显著.这些结果与劳动成本渠道以及生产率渠道中的资金挤占效应的逻辑是一致的,但与人力资本投资效应的推断不符.表5还提供了第1列和第3列以及第5列和第7列回归系数差异显著性的 Hausman 检验,显示:劳动成本渠道回归中,劳动密集型样本回归与技术密集型样本回归的相应系数不存在显著差异;而在生产率渠道回归中,两类行业样本的回归系数则存在显

^① 李广众等^[27]发现企业财务状况影响其人力资本投资支出,从而影响员工生产率.

著差异. 综合系数估计和 Hausman 检验结果, 文章认为企业社保成本支出变动影响企业投资的主要渠道之一是影响企业的劳动用工成本以及挤占企业提升企业生产率的必要资金.

表 5 劳动成本渠道 vs 生产率渠道

Table 5 Labor cost channel vs TFP channel

	因变量: <i>INV</i>			因变量: <i>TFP_grow</i>			
	劳动密集型	中间行业	技术密集型	全样本	劳动密集型	中间行业	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>SC_firm</i>	-0.455* (0.262)	-0.449* (0.263)	-0.113 (0.132)	-0.581** (0.240)	-1.378*** (0.525)	-0.848 (0.568)	0.0190 (0.278)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有
地区效应	有	有	有	有	有	有	有
年度效应	有	有	有	有	有	有	有
<i>UIT</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>WIT</i>	224.03	154.69	620.45	925.05	212.15	153.26	712.25
<i>Labor - Tech</i>	-0.342(0.237)			-1.397*** (0.469)			
观测值	310 227	250 667	321 977	547 832	192 920	162 385	192 527

注: 括号内为稳健标准差, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. *UIT* 为 Under identification 检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 *P* 值, *WIT* 为 Weak identification 检验的 Kleibergen-Paap Wald rk *F* 统计量.

4.2 劳动成本渠道的进一步检验: 过度雇佣

上一部分实证检验中, 作者注意到劳动成本渠道的 Hausman 检验没有拒绝劳动密集型行业与技术密集型行业的系数不存在显著差异的原假设, 这多少弱化了劳动成本渠道的推断, 因而需要进一步检验以便确认是否真正存在劳动成本渠道. 上一部分的实证检验策略是按照行业生产要素特征划分企业样本, 这存在一个缺陷, 即那些被划归为劳动密集型行业的企业并不一定会过度雇佣员工, 因而社保成本变动产生的投资效应也可能来自某些不可观测的潜在样本特征. 为此, 本部分直接考察企业过度雇佣程度与社保成本变动投资效应之间的联系, 以确保研究结论的稳健可靠性.

如果劳动成本渠道是社保成本变动影响企业投资的主要渠道, 那么可以预期过度雇佣程度高的企业更容易受到社保成本支出变动的负面影响. 企业存在过度雇佣意味着劳动资源配置效率差, 劳动调整弹性较差, 当企业社保成本因某种因素上升时, 企业难以及时调整劳动数量, 劳动用工成本更容易随之升高, 导致企业投资减少程度更大. 文章应用曾庆生和陈信元^[29]以及刘慧龙等^[30]所建议的方法测度企业的劳动资源配置效

率. 该方法第一步需估计如下回归方程

$$Staff_{it} = \alpha + \beta_1 Tangible_{it} + \beta_2 Salegrow_{it} + \beta_3 Size_{it} + \beta_4 age_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中因变量 $Staff_{it}$ 代表企业全部职工人数; $Tangible_{it}$ 为有形资产比率, 等于固定资产净值/总资产, 表示企业的资本密集度; $Salegrow_{it}$ 和 $Size_{it}$ 分别表示销售增长率和企业规模(企业总资产对数); age_{it} 为企业的经营年限. 一般而言, 资本和劳动需要以一定的比例配合使用, 因此 $Tangible_{it}$ 上升, 企业的劳动需求也相应提高; $Salegrow_{it}$ 表示企业的成长前景, 其值越高, 意味着将来业务可能会有相当大的发展, 需要的人力资源也就越多; 根据经验, 规模大以及经营年限长的企业通常有更多的员工.

估计回归方程(3)后得到的拟合值代表企业正常需要的员工数量. 曾庆生和陈信元^[29]以及刘慧龙等^[30]均使用了 OLS 估计回归方程(3)以求得拟合值, 但使用 OLS 估计存在一个问题: 企业正常需要的员工数量应该是非负数, 然而 OLS 估计时可能出现负的拟合值(即使回归系数均为正, 常数项仍有可能出现负值, 因而在解释变量都非常小时拟合值可能出现负数). 为了避免出现负的拟合值, 文章采用广义线性模型(GLM)代替

回归方程(3). 具体而言,所采用的广义线性模型如下

$$g\{E(Staff_{it} | X_{it})\} = \beta X_{it} Staff_{it} | X_{it} \sim Gamma \quad (4)$$

上式中设定条件分布 $Staff_{it} | X_{it}$ 服从 Gamma 分布,以保证条件期望值 $E(Staff_{it} | X_{it})$ 的非负性,具体的 g 函数形式为 $g\{E(Staff_{it} | X_{it})\} = \ln(E(Staff_{it} | X_{it}))$. 在估计 GLM 时作者使用

2000 年 ~ 2011 年工业企业样本(剔除西藏地区样本以及事业单位样本). GLM 的估计结果见下面的表 6,第 1 列为没有控制地区和年度效应的估计结果,第 2 列为控制了地区和年度效应的估计结果. 从解释变量系数值和显著性看,估计结果与文章预期一致,而且两列估计结果的 AIC 值基本相同,意味着差异甚微,因此根据奥卡姆剃刀原理,本部分采用第一列的模型设定.

表 6 企业正常需要员工数量:广义线性模型估计

Table 6 Normal demand of firm employee: General linear model estimation

	因变量: Staff	
	(1)	(2)
Tangible	0.103 *** (0.030)	0.097 *** (0.026)
Salegrow	0.017 ** (0.008)	0.029 *** (0.007)
Size	0.477 *** (0.004)	0.484 *** (0.003)
Lnage	0.459 *** (0.011)	0.453 *** (0.010)
地区效应	无	有
年度效应	无	有
观测值	1 757 907	1 757 907
AIC	12.3	12.3

注: 括号内为稳健的标准差, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

在 GLM 估计得到企业正常需要员工数 \widehat{Staff} 之后,第二步使用下式计算出雇佣不足或过度雇佣的程度.

$$Exstaff_{it} = Staff_{it} - \widehat{Staff}_{it} \quad (5)$$

如果 $Exstaff_{it} < 0$ 则意味着雇佣不足,企业用人紧张,招募不到足够的员工;如果 $Exstaff_{it} > 0$ 则意味着过度雇佣,企业人员冗余,劳动资源配置效率低下.

为了考察在企业过度雇佣数量程度不同的情况下社保成本对投资率的影响,作者将企业样本按照过度雇佣程度划分为 5 等份进行分组回归,以观察分组回归系数分布状况. 同时,为了考察分组系数是否存在显著差异,作者估计一个包含过度雇佣分位变量与企业社保成本变量交乘项的回归模型. 如果劳动资源配置效率影响企业社保

成本的投资效应,那么可以预期过度雇佣程度越多的企业,社保成本变动对其投资率的负向影响应该越来越强,而在雇佣不足或过度雇佣程度不高的企业,社保成本变动对其投资率没有显著作用. 具体的实证检验结果见下面表 7,所有回归均为工具变量回归. 可以看到,当企业过度雇佣不足或过度雇佣程度处于较低水平时,企业社保成本变动对投资的影响并不显著,而当企业过度雇佣程度处于较高水平时(4 分位以上),企业社保成本变动对投资具有显著负面效应,与文章的预计一致. 表 7 第 7 列的交乘项系数估计值显著为负,表明过度雇佣分组的系数差异在统计上是显著的,而且当过度雇佣程度每上升一个分位,社保变动一个单位标准差对企业投资的负面效应增加 0.038(0.337 × 0.115),大约相当于投资标准差的 7.6%,具有较强的经济显著性.

表 7 过度雇佣与企业社保成本变动的投资效应

Table 7 Investment effect of excessive employment and firm social insurance cost change

	雇佣 不足	过度雇佣程度					全样本
		1 分位	2 分位	3 分位	4 分位	5 分位	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>SC_firm</i>	3.619 (5.237)	-1.122 (2.829)	0.968 (0.824)	0.647 (0.463)	-0.545* (0.292)	-1.207*** (0.106)	0.801 (0.642)
<i>Exstaff_qua</i>							-0.002 (0.011)
<i>SC_firm × Exstaff_qua</i>							-0.337** (0.134)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有
地区效应	有	有	有	有	有	有	有
年度效应	有	有	有	有	有	有	有
<i>UIT</i>	0.073	0.109	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>WIT</i>	2.88	2.58	30.14	78.15	140.90	632.92	49.14
观测值	433	157 325	174 661	179 988	182 462	187 752	882 188

注: 括号内为稳健标准差, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. *UIT* 为 Under identification 检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 *P* 值, *WIT* 为 Weak identification 检验的 Kleibergen-Paap Wald rk *F* 统计量.

4.3 融资约束渠道

企业社保支出对投资的影响渠道,除了直接的劳动成本渠道外,还有间接的融资约束渠道.对于融资约束程度高的企业而言,社保成本支出上升必然会挤占投资支出.因此预期企业融资约束程度越高,在其他条件不变的情况下,社保支出对投资的负向效应越大.

关于企业融资约束的度量,目前公认比较可靠的是 Whited 和 Wu^[6] 的 WW 指数. Hardlock 和 Pierce^[31] 比较了目前流行的几种融资约束度量指标,指出 WW 指数对企业融资约束程度的识别效力优于其他指标.

根据 Whited 和 Wu^[6],结合工业企业数据库的样本特点,文章使用 GMM 估计式(11)的参数,因技术性细节比较繁琐,且具体的估计过程与曾海舰和林灵^[32]基本类似,此处不再赘言.经过估计后,得到如下融资约束计算公式(6)

$$\begin{aligned}
 FC_{it} = & 0.0404 (LongDebt)_{it} + 0.082822 \times \\
 & (FirmSalegrow)_{it} - 0.027654 (Logasset)_{it} + \\
 & 0.7981 (IndSalegrow)_{it} - 0.23243 \times \\
 & (CashRatio)_{it} - 0.033006 (CashFlow)_{it} + \\
 & 0.33994 (IndDebt)_{it} \quad (6)
 \end{aligned}$$

文章按照工业企业的 WW 融资约束指数将样本从小到大分为 5 等份,然后考察每一分位样本中,企业社保成本变动对投资的影响.根据作者的推测,融资约束程度越高的企业样本中,社保成本变动的负面效应就越大.为了检验各个分位组的投资效应差异统计显著性,作者将融资约束分位变量与企业社保支出变量交乘,进行全样本回归.

表 8 的 Panel A 给出了分位样本和全样本的工具变量回归结果,可以看到当融资约束程度处于最低一组时,企业社保成本支出对投资的影响是不显著的,说明企业社保成本支出是否影响投资,关键在于企业资金约束状况,如果资金约束状况宽松,则社保支出挤占投资的影响是可以忽略掉的. Panel A 同时显示,当融资约束程度上升,社保支出对企业投资显示出显著为负的效应,再融资约束程度最高的 5 分位样本组中,社保支出导致的投资负面效应达到最大. Panel A 第 6 列给出了包括交乘项的全样本回归结果,可以看到交乘项系数显著为负,说明融资约束分组的投资效应差异统计上显著.从经济显著性衡量,当融资约束程度上升一个分位,社保成本每变动一个

单位标准差的投资负面效应增加(0.580 × 0.115)约相当于企业投资标准差的13%,经济显著性较强.

表8 Panel B给出了劳动密集型行业、中间行业以及技术密集型行业的分组估计结果,有助于深入理解劳动成本渠道与融资约束渠道是否存在某种联系.可以发现当样本为劳动密集型时,从

融资约束与企业社保成本支出交乘项系数估计获得的投资负面效应最大,中间行业次之,技术密集型行业最低.这表明劳动密集度行业对于企业社保成本变动更为敏感,而技术密集型行业的投资敏感度相对较低.这可能因为劳动密集型企业社保成本上升时所付出的费用占比相对更多,从而对投资支出的挤占也更为严重.

表8 融资约束与企业社保成本变动的投资效应

Table 8 Investment effect of financial constraint and firm social insurance cost change

Panel A	融资约束程度					全样本
	1分位	2分位	3分位	4分位	5分位	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
<i>SC_firm</i>	-0.183 (0.217)	-1.406*** (0.223)	-1.279*** (0.222)	-1.308*** (0.263)	-2.493*** (0.387)	0.457** (0.206)
<i>FC_qua</i>						0.042*** (0.007)
<i>SC_firm × FC_qua</i>						-0.580*** (0.076)
控制变量	有	有	有	有	有	有
地区效应	有	有	有	有	有	有
年度效应	有	有	有	有	有	有
<i>UIT</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
<i>WIT</i>	390.67	336.46	286.45	223.68	165.15	249.79
观测值	170 228	169 931	163 186	150 496	149 367	803 208
Panel B	劳动密集型		中间行业		技术密集型	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>SC_firm</i>	1.588** (0.662)	1.321*** (0.461)	0.163 (0.340)			
<i>FC_qua</i>	0.122*** (0.030 1)	0.0690*** (0.022 8)	0.0177** (0.008 63)			
<i>SC_firm × FC_qua</i>	-1.649*** (0.395)	-0.941*** (0.274)	-0.268*** (0.087 4)			
控制变量	有	有	有			
地区效应	有	有	有			
年度效应	有	有	有			
<i>UIT</i>	0.00	0.00	0.00			
<i>WIT</i>	19.46	15.12	243.09			
<i>Labor - Tech</i>	-0.973*** (0.218)					
观测值	290 297	225 674	287 237			

注: 括号内为稳健标准差, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. *UIT* 为 Under identification 检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 *P* 值, *WIT* 为 Weak identification 检验的 Kleibergen-Paap Wald rk *F* 统计量.

5 结束语

企业社保成本变动是否对实体经济有实质影响?这是长期以来学术界和政策部门一直关注的重要问题。文章利用工业企业微观数据,实证检验企业社保成本变动对企业投资率的影响,首次回应了这个议题。研究发现,企业社会保险成本支出比重增加1个单位标准差企业投资率约下降3.3%,能够解释企业投资率变动的6.4%,具有较强的经济显著性。由于计量回归分析方程中可能存在内生性问题,因此作者选择城市老年人比重作为工具变量,进行工具变量估计。为确保估计结果稳健性,还选取城市老年抚养比作为工具变量,发现估计结果基本一致。文章还做了影响机制排除性检验,发现城市老年人比重主要通过影响城市的社会保险费率进而影响企业社保成本,其他直接或间接影响渠道基本不存在。文章对社保成本变动影响企业投资的渠道做了深入探索,发现实证检验结果支持劳动成本渠道、生产率渠道和融资约束渠道的存在,表现为劳动密集度、过度雇佣程度和融资约束程度越高,企业投资对社保成本支出变动的敏感度就越强。研究没有发现社保支出对企业生产率有显著正向影响作用,排除了存在社保支出变动的人力资本投资效应的可能性。

如果微观企业因成本负担过重而无力进行投

资,特别是无力进行研发创新^⑮,必然损害企业未来的成长机会,那么宏观上表现出来的后果就是该地区实体经济发展停滞不前,地区经济失去活力,陷入困境。为促进地区经济发展,自2015年以来,我国中央政府已经连续5次公布降低社保费率政策,2019年《政府工作报告》也指出要大幅度降低养老保险缴费比例,各地可降至16%,继续下调阶段性社保费率,不得采取增加小微企业实际缴费负担的做法,不得自行对历史欠费进行集中清缴。研究发现过高的社会保险成本显著抑制了企业投资,因而可以预期降低企业社保成本的政策如果能够得到有效落实,将会刺激企业扩大投资,促进地区经济发展。这个结论与李青原等^[34]的研究是一致的,他们发现企业节省税费与其投资意愿具有显著的正相关,从而提高了地区经济增长率。

理论上,企业社会保险费用属于法定强制性社会福利支出,传统的观点认为由于私人保险市场不能无差别的对所有企业员工提供保险,通过政府实施征缴强制性的社会保险制度提高了全民福利^[35]。由于企业社保支出是社会保险基金的主要来源,如果企业社保成本支出过低,也会有损于社保体系的健康持续运行。研究表明,技术密集型企业受到社保成本变动的影响比较小,因而地方政府应该大力提倡和鼓励技术创新,促进企业转型升级,从而达到社会保险收入和企业投资同步增长的双赢局面。

参考文献:

- [1]白重恩,吴斌珍,金 焱. 中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响[J]. 中国社会科学,2012,(8): 48-71.
Bai Chongen, Wu Binzhen, Jin Ye. The influences of Chinese pension cost on consumption and saving[J]. Social Sciences in China, 2012 (8): 48-71. (in Chinese)
- [2]Gruber J, Krueger Alan B. The incidence of mandated employer-provided insurance: Lessons from workers' compensation insurance[J]. Tax Policy and the Economy, 1991, 5: 111-144.
- [3]Gruber J. The incidence of mandated maternity benefits[J]. The American Economic Review, 1994, 84(3): 622-641.
- [4]Vargas Andres J. The effect of social security contributions on coverage and wages: A gender perspective using a natural experiment from Colombia[J]. Southern Economic Journal, 2011, 78(2): 476-501.
- [5]马 双,孟宪芮,甘 犁. 养老保险企业缴费对员工工资就业的影响分析[J]. 经济学季刊,2014,13(3): 967-1000.

^⑮ 邢毅和王振山^[33]指出研发投入需要维持较高的现金持有水平,社保成本降低可以直接提高现金持有从而为企业研发创新活动提供了良好的财务环境。

- Ma Shuang, Meng Xianrui, Gan Li. Effect of pension on employment and firm average wage [J]. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(3): 967–1000. (in Chinese)
- [6] Whited T M, Wu Guojun. Financial constraints risk [J]. *Review of Financial Studies*, 2006, 19(2): 531–559.
- [7] Gruber J. The incidence of payroll taxation evidence from Chile [J]. *Journal of Labor Economics*, 1997, 15(3): 72–101.
- [8] Kolstad Jonathan T, Kowalski Amanda E. Mandate-based Health Reform and the Labor Market: Evidence from the Massachusetts Reform [Z]. NBER Working Paper, 2012.
- [9] Prada María F, Rucci G, Urzúa Sergio S. The Effect of Mandated Child Care on Female Wages in Chile [Z]. NBER Working Paper, 2015.
- [10] Baicker K, Chandra A. The labor market effects of rising health insurance premiums [J]. *Journal of Labor Economics*, 2006, 24(3): 609–634.
- [11] Kobayashi Y, Kume K, Oikawa K, et al. Social security contributions and employment structure: A microeconomic analysis focused on firm characteristics [Z]. Working Paper, 2013.
- [12] Almeida R, Carneiro P. Enforcement of labor regulation and informality [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(3): 64–89.
- [13] Agrawal, Ashwini K, Matsa David A. Labor unemployment risk and corporate financing decisions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108(2): 449–470.
- [14] Bergolo M, Cruces G. Work and tax evasion incentive effects of social insurance programs: Evidence from an employment-based benefit extension [J]. *Journal of Public Economics*, 2014, 117: 211–228.
- [15] Olney William W. A race to the bottom? Employment protection and foreign direct investment [J]. *Journal of International Economics*, 2013, 91(2): 191–203.
- [16] Saez E, Schoefer B, Seim D. Payroll taxes, firm behavior, and rent sharing: Evidence from a young workers' tax cut in Sweden [J]. *The American Economic Review*, 2019, 109(5): 1717–1763.
- [17] Li Zhigang, Wu Minqin. Estimating the incidences of the recent pension reform in China: Evidence from 100 000 manufacturers [J]. *Contemporary Economic Policy*, 2013, 31(2): 332–344.
- [18] 马双, 孟晓雨. 劳动力成本与家庭创业: 基于企业养老保险缴费的实证研究 [J]. *经济学报*, 2016, 3(2): 110–137.
- Ma Shuang, Meng Xiaoyu. Labor cost and household entrepreneurship [J]. *China Journal of Economics*, 2016, 3(2): 110–137. (in Chinese)
- [19] Qin Gao, Yang Sui, Li Shi. Labor contracts and social insurance participation among migrant workers in China [J]. *China Economic Review*, 2012, 23(4): 1195–1205.
- [20] Wooldridge J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M]. Cambridge: MIT Press, 2010.
- [21] Fang Hanming, Jin Feng. The Chinese Pension System [Z]. NBER Working Paper, 2018, No. 25088.
- [22] 董沛武, 乔凯, 程璐. 住房反向抵押贷款保险市场博弈演化模型研究 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(2): 52–62.
- Dong Peiwu, Qiao Kai, Cheng Lu. Game evolution model of housing reverse mortgage insurance market [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(2): 52–62. (in Chinese)
- [23] 赵静, 毛捷, 张磊. 社会保险缴费率、参保概率与缴费水平——对职工和企业逃费行为的经验研究 [J]. *经济学(季刊)*, 2015, 15(1): 341–372.
- Zhao Jing, Mao Jie, Zhang Lei. Social security contribution rate, participation probability and contribution level: An empirical study on contribution evasion of employees and firms [J]. *China Economic Quarterly*, 2015, 15(1): 341–372. (in Chinese)
- [24] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. *世界经济*, 2012, (3): 142–158.
- Nie Huihua, Jiang Ting, Yang Rudai. A review on the use of Chinese industrial enterprises database [J]. *The Journal of World Economy*, 2012, (3): 142–158. (in Chinese)
- [25] 章萍. 社会养老保险中企业逃费行为的制度成因分析 [J]. *现代管理科学*, 2007, (7): 114–116.
- Zhang Ping. The institutional causes analysis of pension contribution evasion of firms [J]. *Modern Management Science*, 2007, (7): 114–116. (in Chinese)
- [26] 谭语嫣, 谭之博, 黄益平, 等. 僵尸企业的投资挤出效应: 基于中国工业企业的证据 [J]. *经济研究*, 2017, (5): 175–188.

- Tan Yuyan, Tan Zhibo, Huang Yiping, et al. The crowding-out effect of zombie firms: Evidence from China's industrial firms [J]. *Economic Research Journal*, 2017, (5): 175 - 188.
- [27] 李广众, 叶敏健, 郑 颖. 资本结构与员工劳动生产率 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(2): 1 - 15.
Li Guangzhong, Ye Minjian, Zheng Ying. Debt and employee productivity: Evidences from Chinese listed firms [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(2): 1 - 15. (in Chinese)
- [28] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317 - 342.
- [29] 曾庆生, 陈信元. 国有控股、超额雇员与劳动力成本 [J]. *经济研究*, 2006 (5): 74 - 86.
Zeng Qingsheng, Chen Xinyuan. State stockholder, excessive employment and labor cost [J]. *Economic Research Journal*, 2006, (5): 74 - 86.
- [30] 刘慧龙, 张 敏, 王亚平, 等. 政治关联、薪酬激励与员工配置效率 [J]. *经济研究*, 2010, (9): 109 - 136.
Liu Huilong, Zhang Min, Wang Yaping, et al. Political connections, compensation incentive, and employee allocation efficiency [J]. *Economic Research Journal*, 2010, (9): 109 - 136.
- [31] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 123(4): 1909 - 1940.
- [32] 曾海舰, 林 灵. 企业如何获取融资便利? ——来自上市公司持股非上市银行的经验证据 [J]. *经济学季刊*, 2015, (1): 241 - 262.
Zeng Haijian, Lin Ling. How Chinese firms relieve financial constraints? Empirical evidence from Chinese listed firms holding non-listed bank ownership [J]. *China Economic Quarterly*, 2015, 15(1): 241 - 262. (in Chinese)
- [33] 邢 毅, 王振山. 融资约束、研发投入与现金持有 [J]. *证券市场导报*, 2018, (9): 38 - 46.
Xing Yi, Wang Zhenshan. Financial constraint, R&D investment and cash holding [J]. *Securities Market Herald*, 2018, (9): 38 - 46. (in Chinese)
- [34] 李青原, 李芷薇, 王红军. 企业避税与地区经济增长——基于省级面板数据的研究 [J]. *证券市场导报*, 2019, (8): 13 - 23.
Li Qingyuan, Li Zhiwei, Wang Hongjian. Corporate tax avoidance and regional economic growth: Based on provincial level panel data [J]. *Securities Market Herald*, 2019, (8): 13 - 23. (in Chinese)
- [35] Feldstein M S. Rethinking social insurance [J]. *The American Economic Review*, 2005, 95(1): 1 - 24.

Does high social insurance cost discourage firm investment?

LIN Ling¹, ZENG Hai-jian^{2*}

1. School of Business Administration, Guangxi University of Finance and Economics, Nanning 530003, China;
2. Business School of Guangxi University, Nanning 530004, China

Abstract: Does high social insurance cost discourage firm investment and therefore impede real economy growth? This paper empirically tests the impact of social insurance cost on firm investment using Chinese industrial enterprises data, and chooses the proportion of the elderly of city as instrumental variable because of endogeneity problem in econometric regression. This paper finds that the rise of a standard deviation in social insurance cost will reduce investment by about 3.3%, which can explain 6.4% variance of investment and is strong in economic significance. This paper also explores the transmission channels of social insurance cost change to firm investment, and finds that the three main channels are labor cost channel, TFP channel and financial constraints channel. The above results suggest that policies of cutting down social costs could stimulate firm investment and promote regional economic development.

Key words: social insurance cost; firm investment; labor cost; financial constraints; instrumental variable