



No. 2228

Working Paper

企业养老保险缴费率，缴费基数与就业效应

邱志刚 苗萌 王子悦 杨真

【摘要】 本文以上市公司为样本，研究法定养老保险缴费比例变动对企业申报的缴费基数、就业规模等决策的影响和具体机制。在给定监管力度和法律环境下，在法定缴费比例上升时，企业会减小申报基数；反之则增加申报基数。在《劳动合同法》实施后，企业缴费基数是企业与员工共同商量的结果，并且法定缴费比例变动对企业就业规模的影响具有不对称性。在对不同企业类型进行分析后，我们发现：

1. 当法定比例降低时，省社会平均工资水平较低的企业逃费程度降低的幅度大于省社会平均工资较高的企业。
2. 当法定比例上升时，资本密集的企业相比于劳动密集的企业会更多地减少就业规模。
3. 当法定比例上升时，非国有企业减少就业规模，而国有企业不会。

【关键词】 养老保险 企业缴费基数 就业效应

【文章编号】 IMI Working Paper NO. 2228



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

企业养老保险缴费率，缴费基数与就业效应

邱志刚¹ 苗萌² 王子悦³ 杨真⁴

【摘要】本文以上市公司为样本，研究法定养老保险缴费比例变动对企业申报的缴费基数、就业规模等决策的影响和具体机制。在给定监管力度和法律环境下，在法定缴费比例上升时，企业会减小申报基数；反之则增加申报基数。在《劳动合同法》实施后，企业缴费基数是企业与员工共同商量的结果，并且法定缴费比例变动对企业就业规模的影响具有不对称性。在对不同企业类型进行分析后，我们发现：1. 当法定比例降低时，省社会平均工资水平较低的企业逃费程度降低的幅度大于省社会平均工资较高的企业。2. 当法定比例上升时，资本密集的企业相比于劳动密集的企业会更多地减少就业规模。3. 当法定比例上升时，非国有企业减少就业规模，而国有企业不会。

【关键词】养老保险 企业缴费基数 就业效应

一、引言

中国养老保险体系面临着诸多挑战。首先，中国企业的社会保险缴费支出相较其他国家⁵偏高，在各项法规监管的落地实施下，企业逐步从不缴纳养老保险的阶段进入到了参保但不足额缴纳的阶段⁶，许多文献（封进，2013；Han & Meng，2021）指出社保体系内存在员工和企业合谋逃避社保缴费的激励。同时，2019年中国社科院世界社保研究中心发布了《中国养老金精算报告2019-2050》并预测到2035年社保基金有耗尽累计结余的可能性，这引起了社会各界的关注，相关部委随即表示国务院已结转了一定规模的国有资本到全国社保基金账户从而缓解担忧情绪。研究不同的政策调整会如何影响社保基金的平稳运行，离不开微观企业层面的行为分析，而其中一个重要的问题就是法定缴费比例变动通过何种机制综合性地影响企业逃费程度和其他劳动力成本决策，本文试图提供一些新的看法。

¹ 邱志刚，中国人民大学国际货币研究所特约研究员、中国人民大学财政金融学院

² 苗萌，中国人民大学财政金融学院

³ 王子悦（通讯作者），中国人民大学财政金融学院

⁴ 杨真，中金资本运营有限公司

⁵ 例如，印度社保缴费约用工成本的16%、马来西亚社保缴费约用工成本的12%、印尼社保缴费约用工成本的10%~15%。

⁶ 资料来自《中国企业社保白皮书2016》：<http://politics.people.com.cn/n1/2016/0828/c1001-28670596.html>。

本文以上市公司为样本，讨论外生法定养老保险缴费比例的变动如何综合性地影响企业缴费基数申报、员工人数等决策。具体而言，我们用企业法定基数（工资总额）和实际申报基数之差除以法定基数衡量逃费程度，该指标与封进（2013），赵静等（2015）的逃费程度的衡量，即法定缴费比例与实际缴费比例的相对差一致。申报的缴费基数是在给定监管力度和维权法律环境下，企业与员工共同商量的结果。具体而言，企业的逐利动机使其在法定比例上升时，减小申报基数，增加逃费程度。相比国企，非国企的逃费程度更高，主要因为其减小申报基数带来的边际违规成本更大。因此，当法定比例上升时，虽然非国企也增加逃费程度，但增幅低于国企。数据结果表明，即使在法定比例上升时，国有企业逃费程度的增幅更大，但调整后的国有企业逃费程度仍然比非国企低。

企业与想要更高申报基数的员工讨价还价，该机制使得企业在法定比例下降时，增加申报基数，减小逃费程度。由于未来养老金取决于申报基数和省社会平均工资之比，低省社会平均工资地区的员工有更大的激励提升申报基数，因此当法定缴费比例下降时，低省社会平均工资地区的企业增加申报基数的幅度更大。也有实证结果表明，年龄更大的员工在法定比例下降时获得了申报基数增加的幅度更高，这与年龄大的员工更重视养老金，有更大的激励增加申报基数的解释相吻合。

同时，由于调整劳动力规模的法律成本和逐利动机，企业在法定缴费比例上升时会立即减少员工控制成本，而在法定缴费比例下降时不会急于增加员工，因此企业的就业规模反应对于法定缴费比例的变动存在不对称性。对于资本密集型企业，其劳动力需求弹性大，因而在法定缴费比例上升时，用工成本增加，其减少员工的幅度大于劳动密集型企业。

综上所述，企业控制成本的各种决策之间存在一定替代性，并依据自身特征选择出最优组合策略。因此，综合性地考虑企业不同调整方式，对于研究法定养老保险缴费比例等其他成本上升冲击如何影响企业决策具有重要意义。例如，当法定缴费比例上升时，国有企业的逃费程度的增幅大，但并不减少员工规模，这可能是由于国企更难裁员，而非国有企业的逃费程度的增幅小，但会减少员工规模；资本密集型企业的裁员幅度大于劳动密集型企业，而后者更倾向于增加逃费程度来控制成本。未来的理论或实证研究可以考虑更多的决策比如投资、工资等等。此外，当期法定缴费比例变动对于以上当期企业决策的影响在长期中并不完全逆转，而过去的冲击并不会显著影响未来的企业决策。

为了进一步验证法定缴费比例变动的外生性，我们考察了法定缴费比例变动是否与过去的经济状况相关，结果表明地区层面经济变量无论对变动的规模还是上调与下调的概率均无显著影响。

为了验证本文主要结论的稳健性，我们不仅重新估计关键变量、剔除董高监工资的影响，还利用 2016 年 5 月发生的外生降低缴费比例的冲击重新估计政策效应，并用政策冲击前期的数据验证了平行路径假设。

本文的创新主要有两个方面。首先，我们考察了法定养老保险缴费比例对于企业申报基数的具体影响机制。我们为现有文献中（封进，2013；赵静等，2015）对逃费程度的分析提供了具体的经济内涵，并考察法定缴费比例对于企业申报基数的影响机制。这有利于分析 2016 年以来的不断减税降费对于微观企业申报基数和宏观社保收支运行的影响。其次，在对于实证结果的解释上面，以往文献更侧重于解释法定养老保险缴费比例上升的影响机制（马双等，2014；赵静等，2015；唐珏和封进，2019a），而且样本时间大都在劳动合同法的实施之前。但随着近年来法定比例不断下降和法律环境的变化，我们探讨了法定比例上升和下降对企业的就业规模决策的影响是否具有不对称性，并发现在法定缴费比例下降时企业不会急于扩张员工规模。

本文的结构安排如下：第二节描述了近年来中国养老保险体系的发展以及相关文献评述，并基于此提出了可验证的假说；第三节给出了实证模型设计和描述性统计；第四节罗列了实证结果；最后两节分别为稳健性检验和结论。

二、背景介绍和文献回顾

（一）背景介绍

1. 中国养老保险制度的近期发展。我国的养老保险体系正不断完善。2009 年，国家出台了新型农村养老保险制度；2011 年，《社会保险法》的颁布落实养老保险的具体实施；2014 年，建立全国统一的城乡居民基本养老保险制度；2015 年，全面推广事业单位和企业单位养老保险的并轨施行；2018 年，我国正式实行中央调剂基金统筹。

从发展成果来看，中国养老保险体系的“三大支柱”正在不断构建。第一支柱是政府主导并参与运营管理的基本养老保险，以城镇职工基本养老保险与城乡居民基本养老保险为核心，目前已经构建完成并不断改革求索。第二支柱是在政府引导下，企业年金和职业年金通过多元化投资增值，目前尚需完善。第三支柱是以个人为主的商业养老保险体系，目前尚在构建。截至 2018 年底，根据 WIND 人社部的数据显示，我国养老金体系以第一支柱基本养老保险为主，而其中企业职工养老保险居于核心地位。因此，本文的主要研究将围绕第一支柱展开。

从具体缴费来看，实缴的基本养老保险数额取决于两个方面：一方面是政府要求的法定养老

保险缴费比例，国务院规定城镇企业职工养老保险由企业与企业与劳动者双方共同承担，单位缴纳比例约为发放工资的 20%。但是，中央考虑到各地区经济发展水平不同，允许各地方在统一的指导原则下因地制宜调整养老保险实施方案。因此，地方政府根据实际情况对养老保险缴费比例进行动态调整。上述制度规划造成了不同地区、年份的基本养老保险缴费比例不同的现象，但个人缴纳比例均为 8%。

另一方面，企业上报每个员工的缴费基数。根据有关制度，企业为劳动者缴纳的养老保险的缴费基数有上限与下限（所在地前一年平均工资的 60%~300%），在缴费基数的上下限范围内，企业采用上一年度支付给职工的实际工资作为养老保险缴费基数，若该基数高于上下限则以上下限为实际基数。而且，职工退休后所得的养老金取决于个人缴费基数指数¹、缴费年限和退休后当地月平均工资基数。但这一规定的实施力度较差，大量企业尽管参保但是低报缴费基数来逃避税费，是我国养老保险制度所面临的一个难题，也是本文研究的重点。

此外，近年来，相关文件相继出台降低职工基本养老保险单位的缴费比例。2016 年，人社部、财政部联合发布了《关于阶段性降低社会保险费率的通知》，称从 2016 年 5 月 1 日起，企业职工基本养老保险单位缴费比例超过 20%的省（区、市），将单位缴费比例降至 20%；单位缴费比例为 20%且 2015 年底企业职工基本养老保险基金累计结余可支付月数高于 9 个月的省（区、市），可以阶段性将单位缴费比例降低至 19%，降低费率的期限暂按两年执行。之后两部门在 2018 年又发布了《关于继续阶段性降低社会保险费率的通知》，在 2019 年发布了《降低社会保险费率综合实施方案》降低法定缴费比例。政府希望此举措能大大降低企业的社保负担和劳工成本，从而刺激企业的扩张和发展，但具体措施的结果可能如何，正是该研究的核心问题。

2.中国养老保险制度的诸多挑战。首先，如前所述，我国企业的社会保险缴费支出约占企业用工成本四成，较之其他国家相对较高。在这样情况下，养老保险没有足额缴纳的现象在我国企业之间存在较为普遍，根据同花顺数据显示，2010-2013 年间我国上市公司的实际社保缴费率平均值为 17.5%，中位值仅为 10%，远低于法定缴费比例。2016 年《中国企业社保白皮书》披露有超过 7 成的企业未按照职工工资实际核定社保缴费基数，其中 3 成以上的企业统一按最低基数缴费；而 2017 年调查数千家企业中，调查结果显示仅 1/4 样本企业完全按照规定缴纳社保。同时，地方社保机构也尚未形成严格稽核体系（封进，2013），企业申报养老金缴费基数过程中存在灰色地带。此外，部分低收入、高流动职工在短期利益驱使下，亦有动机与企业合谋，企业通过与职工签订不合规劳务合同，瞒报职工人数，减少养老金缴纳（袁志刚等，2009）。

¹ 即所报缴费基数与该地区当时省社会平均工资基数的比例。

再者，降低养老保险缴费比例引起对于社保基金能否平稳运转担忧。《中国养老金精算报告 2019-2050》报告经过测算后指出我国养老保险将于 2035 年耗尽累计结余。这一消息引起了社会各界的高度关注，针对此问题，相关部委表示中央已经制定应对措施，国务院结转了一定规模的国有资本到全国社保基金账户，养老金可长期按时足额发放。针对现有体系中的养老保险制度所存在的挑战，研究养老金如何收取、收取比例、对各社会主体的影响具有重要的政策意义。

（二）文献回顾

现有的养老保险制度的研究内容包括养老保险制度的问题与改善、与代际福利、企业行为和宏观就业状况的关系。

关于中国养老保险制度的问题，赵耀辉和徐建国（2001）指出我国养老保险体系的全国统筹成本过高，个人账户的资金占比低、回报率低等问题凸显。在此情况下，封进（2013）、赵静等（2015）、Han & Meng（2021）表明员工和企业存在逃避社保缴费的激励，发现在养老金保险缴费率较低地区的企业参保程度更高。彭雪梅等（2015）、赵绍阳和杨豪（2016）同样发现社保征缴存在欠费逃费，例如不为低收入群体和流动性强的员工缴纳“五险一金”、并报最低缴费基数等。而对于养老保险制度的改善，沈永建等（2017）着重研究了 2008 年出台的《劳动合同法》，认为上述法律法规的出台强化了养老保险的执行力度。唐珏和封进（2019b）则发现社保征收机构转换为税务部门有助于社保政策的落实。

一方面，关于如何收取养老保险以及代际福利转移的影响，封进（2004）基于福利经济学标准模型的研究成果表明，现收现付制的制度在一定条件下增益社会福利。程永宏（2005）研究了收付实现制与人口老龄化之间的相互关系，预测了 2001-2060 年中国的老龄化进程。何立新（2007）聚焦养老保险政策或缴费率变化对于养老金收益以及代际间、代际内收入的分配的影响。

另一方面，大量研究探讨了养老保险制度对于微观企业行为的影响。对于员工工资，马双等（2014）、封进（2014）、赵健宇和陆正飞（2018）等发现养老保险缴费有挤出效应，特别是低教育程度、非技术员工；对于用工规模，陶纪坤和张鹏飞（2016）发现社保缴费对民营企业劳动力需求具有挤出效应，唐珏和封进（2019a）使用规模以上工业企业数据，验证了资本替代劳动力的假说，而 Lubotsky & Olson（2015）基于美国数据，认为上述挤出效应不显著。然而，在考察企业用工成本与社保缴费比例关系的多数研究中，对于综合性地考虑企业如何通过改变逃费程度、员工工资和就业规模来应对劳动力成本上升冲击，以及当社保缴费比例下降时，企业是否会对称性地做出反应等问题仍不足。

对于企业价值方面，沈永建等（2020）以事件研究法分析发现社保征缴机构转换这一改革事

件造成负向冲击，而冲击强度与企业逃费方式等相关。对于企业生产，David *et al.*（2007）基于美国 1970-1999 年的各州数据，研究发现不当的劳动保护政策会降低企业的全要素生产率，同样赵健宇和陆正飞（2018）分析 2007-2015 年 A 股上市公司数据后发现社保缴费比例对于企业全要素生产率和创新的负向影响。最后，养老保险制度对于宏观失业率的具有负向影响，降低缴费比例有助于提升社会就业（Kugler, 2009; Zhou & Han, 2019），但也有文献指出并没有显著影响。

然而，现有文献在考察法定养老保险缴费比例通过哪些机制影响企业申报的缴费基数和就业规模，以及各种机制是否会导致企业对于法定养老缴费比例反应的不对称性的分析有所欠缺。本文将针对这些问题进行分析，对现有文献进行有效补充。更进一步，企业在面临法定养老保险缴费比例上升时有多种控制成本的方式，而本文也将探讨企业的异质性如何影响其选择方案等问题，对研究政策的影响有着重要意义。

（三）研究思路和假说提出

本文主要探讨外生的劳动力成本冲击如何影响企业所申报的缴费基数和就业规模的决策。首先，在法定社保比例对于企业的参保率或者逃费程度的影响方面，封进（2013）和赵静等（2015）利用 2004-2007 年的规模以上工业企业为样本研究了法定社保缴费比例与企业的参保意愿之间的关系，发现法定缴费比例越高，企业的参保意愿越低，而且国企和法定缴费较低地区的企业遵守政策的程度更高。其逃费程度的衡量指标为法定缴费比例和实际缴费比例之差除以法定缴费比例，该值越大，则逃费程度越大。

本文进一步探讨法定养老保险缴费比例对于企业所申报的缴费基数的具体影响机制。我们通过法定缴费比例和应付职工养老保险缴费估算出企业所申报的缴费基数¹，同时，参考赵健宇和陆正飞（2018），用扣除高管薪资的应付职工薪酬，即工资总额，来近似估计企业的法定缴费基数。由此，用法定缴费基数和申报基数之差除以法定缴费基数衡量企业的逃费程度，该值越大，则逃费程度越大。该指标与上述的法定缴费比例和实际缴费比例的相对偏离是在数学上完全一致的²。封进（2013）和赵静等（2015）发现缴费比例越低，企业的逃费程度越低，即申报的基数与法定基数的相对偏差越小，但此结果并不能简单地被企业逐利动机解释。给定工资总额，为何利润最大化的企业在法定缴费比例降低时会提高申报的基数呢？本文将给出一个合理的解释。

企业所选择的逃费程度，即法定缴费基数和所申报基数的相对差，受到三个主体决策的影响。

¹由于企业实际社保缴费（应付职工养老保险额）是企业实际申报的缴费基数与政府法定缴费比例的乘积，故企业实际申报的缴费基数为职工养老保险缴费额与法定缴费比例的比值。

²
$$\frac{\text{法定缴费比例}-\text{实际缴费比例}}{\text{法定缴费比例}} = \frac{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}} - \frac{\text{缴纳金}}{\text{法定基数}}}{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}}} = \frac{\text{法定基数}-\text{实际申报基数}}{\text{法定基数}}$$

首先是监管部门，其监管力度影响企业的逃费决策，但这并不是本文考察的重点。其次是企业和员工，他们共同商量决定所申报基数。对企业来说，若员工和企业都想要申报更低的基数，那么企业面临的权衡是：申报基数越小，成本越低，但逃费程度越高，故潜在的违规成本高，一个合理的假设是边际违规成本的上升程度随着逃费程度的增加而增加。

然而，当企业和那些想要更高未来养老金的员工进行讨价还价时，若员工维权越困难，讨价还价能力越弱，申报基数越低，逃费程度越大；另外，给定两方的讨价还价的能力，若法定养老保险缴费比例越低，则企业增加申报基数的成本越低，最后商量出的申报基数越高，逃费程度越低。因此，当法定养老保险缴费比例上升时，出于逐利动机，企业会减少申报基数，其减小幅度取决于边际收益和边际违规成本；当法定养老保险缴费比例降低时，企业会为想要更高养老金的员工提高申报基数。基于以上分析，我们提出以下假设：

H1a:保持其他条件不变，当法定养老缴费比例上升（下降）时，企业会增加（减少）逃费程度。

但是，企业增加申报基数的背后的机制并不相同。依据上述解释，可得到以下推论：首先，当法定缴费比例上升时，企业由于逐利动机降低申报的基数。但是，受到潜在监管成本的约束，原先逃费程度低的企业，其低报基数的边际违规成本更小，因而它的申报基数会下降的更多，而原本逃费程度高的企业，其低报基数的边际违规成本更大，因而它的申报基数会下降的少，甚至难以进一步低报基数。现有文献（封进，2013 等；赵静等 2015）均表明国企的逃费程度更低，忽略监管力度在各区域间的差异¹。基于以上分析，我们提出以下假设：

H1b:保持其他条件不变，当法定缴费比例上升时，国企的申报基数下降幅度更大，即国有企业增加逃费程度的幅度大于非国有企业增加逃费程度的幅度。

另外，当法定缴费比例下降时，企业的申报基数会增加。前文背景介绍中提到，申报基数与该省社会平均工资的比值会影响未来的养老金收入。例如，给定其他变量不变，同样增加 100 块钱的申报基数，在省社会平均工资为 100 元地区的指数增加为 1，大于在省社会平均工资为 200 元的地区，但员工个人多缴纳的税费为 $100 \times 8\% = 8$ 元。因此，我们提出以下假设：

H1c:保持其他条件不变，当法定缴费比例降低，省社平工资较低的企业会更大程度地增加申报基数，即其逃费程度降低的幅度大于省社平工资较高的企业逃费程度降低的幅度。

¹ 封进（2013）表明人口老龄化程度高，财政紧张的地方政府的监管力度可能更大，但其也指出，地方政府为了增加竞争力吸引投资，可能会降低监管力度，那么财政吃紧的地区更需要发展地区经济，因而无法从数据或者理论上指出各地区监管力度存在明显差异。

其次，在法定社保比例的变动对于企业的就业规模的决策的影响方面，现有文献一致认为法定社保缴费比例的上升对于员工规模存在挤出效应（马双等，2014；陶纪坤和张鹏飞，2016；钱雪亚等，2018；唐珏和封进，2019 等）。虽然以上研究对于其估计结果的阐述主要是强调法定比例的上升的挤出效应，但这些结果也意味着当法定比例下降时，企业的就业员工规模可能会增加。考虑到 2008 年后劳动合同法的实施以及法律环境的变化，虽然企业仍可以通过“三调”来减少辞退福利的支出（紫丹，2007），但总体来讲调整劳动力规模的成本是增加了¹。因此，法定比例变动对于企业提供就业的员工规模的影响具有不对称性：一方面，当法定比例上升时，企业会急于减少员工来降低劳动力成本；另一方面，当法定比例下降时，企业并不急于增加员工数量。所以我们提出以下假说：

H2a:当法定比例上升时，企业会减少员工数量；但当法定比例下降时，企业并不会增加员工数量。

另外，唐珏和封进（2019）通过省份转变养老保险征收机构作为企业人均社会保险缴费的工具变量识别出外生法定社保缴费比例上升会减少员工数量，并且提出了资本替代劳动力的机制。因此，劳动密集型企业的劳动力需求弹性较小，而资本密集型企业能够更灵活地调整劳动力需求，所以我们提出以下假说：

H2b:当法定比例上升时，资本密集的企业相比于劳动密集的企业会更多的减少员工数量。

最后，非国有企业相较于国有企业更容易调整员工人数，而且调整逃费程度和就业规模决策之间存在一定的替代性。结合 H1b 的假设可以推出，非国有企业在劳动力成本上升时减少员工人数，而国有企业则不会缩减员工。所以，我们提出以下假说：

H2c:当法定比例上升时，非国有企业减少员工数量，而国有企业不会。

三、研究设计和数据描述

（一）样本选取与变量设置

本文参考赵健宇和陆正飞（2018）计算企业实际养老保险缴费比例。由于 2008 年存在较多数据缺失，本文选取 A 股非金融业上市公司 2009-2016 年²的数据作为研究样本。在剔除其他数据缺

¹ 例如辞退福利以及企业员工维权环境的变化（张五常等，2009；沈永建等，2017）。

² 从 2007 年开始，中国上市公司的财报附注中才披露应付职工薪酬的明细科目，本文利用了基本工资，奖金，津贴和补贴的数据，而 2008 年大部分公司的该科目数据为缺失值。同时，2008 年实施的《中华人民共和国劳动合同法》显著影响力员工的维权能力，加强了《社会保险法》的执行（沈永建等，2017）。因此，我们的样本期间从 2009 年开始。

失的样本观测值后，本文最终获得了 7645 个有效样本观测值。公司层面变量来自于 CSMAR 数据库，地市级变量来自于中经数据库。

借鉴马双等（2014）的方法，我们通过人工浏览当地政府网站、百度搜索等方式，搜集到了 243 个地区共 1163 条地区—年度“法定养老保险缴费比例”数据、238 个地区共 1163 条地区—年度“法定养老保险缴费基数下限”数据。通过匹配公司层面数据和其对应地市级行政区的法定养老保险缴费比例数据，并且对所有连续变量在上下 1%处进行了缩尾处理以剔除极端值对回归结果的影响，最终企业年份的观测量为 3926 个。

（二）识别方法和变量定义

为了研究各地级市行政区的法定养老保险缴费比例的外生变化如何影响公司关于养老保险缴费基数的决策，我们借鉴了 Heider & Ljungqvist（2015），赵健宇和陆正飞（2018）的模型来分析外生冲击的规模如何影响公司的逃费程度和员工就业规模的决策。

$$\Delta y_{ijt} = \beta \Delta cityrate_{jt} + \gamma \Delta X_{ijt} + \alpha_{jt} + \alpha_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中，下标 i,j,t 表示公司，行政区和时间。被解释变量 y 有两种：第一种为公司的逃费程度，即法定缴费基数（工资基数）减去实际申报的缴费基数后，除以法定基数，如前文所述¹，该变量在计算上等同于封进（2013）和赵静等（2015）中的逃费程度，即法定比例与实际缴费比例的相对差；另一种为员工人数对数； $cityrate$ 为该行政区的法定养老保险缴费比例。这是面板数据一阶差分后的模型，通过差分消除了企业和地区等固定效应的影响。

本文的关键解释变量为法定养老保险缴费比例的变动，在文献中被认为具有良好的外生性（赵健宇和陆正飞，2018）。控制变量的设定参考了黎文靖和胡玉明（2012）、Heider & Ljungqvist（2015）、王雄元等（2016）等文献：首先，加入了公司层面的规模、杠杆比率、市帐比、控股情况、盈利能力、时间固定效应、行业与时间交乘项的固定效应以控制行业和企业随时间变化的因素，这些控制变量可以减小估计标准误；其次，参考马双等（2014），加入了地市级层面的人口数量，产出规模和就业情况，以缓解可能由地区的经济环境的变化引起法定比例的变动和企业决策变化的内生性问题。文章主要变量的定义如表一所示。

¹ 前文的研究思路和假设提出小节中证明了这一点，即

$$\frac{\text{法定缴费比例} - \text{实际缴费比例}}{\text{法定缴费比例}} = \frac{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}} - \frac{\text{缴纳金}}{\text{法定基数}}}{\frac{\text{缴纳金}}{\text{实际申报基数}}} = \frac{\text{法定基数} - \text{实际申报基数}}{\text{法定基数}}$$

表 1 主要变量定义

变量名称	变量符号	计算方法
逃费程度	<i>adjustratio</i>	(法定缴费基数-实际缴费基数)/法定缴费基数 ¹
员工人数	<i>employee</i>	公司员工人数(人)的自然对数
法定养老保险缴费比例	<i>cityrate</i>	官方公布数据
公司规模	<i>lnasset</i>	资产(元)的自然对数
杠杆率	<i>leverage</i>	总资产与总负债的比值
资产回报率	<i>ROA</i>	净利润与总资产的比值
股权集中度	<i>top1</i>	第一大股东的持股比例
两权分离率	<i>separate_ratio</i>	表决权与所有权的差值
市帐比	<i>mb</i>	企业市值与账面价值的比值
地区 GDP	<i>lnGDP</i>	企业总部所在地市的 GDP(万元)的自然对数
地区就业人数对数	<i>lnemploy_n</i>	企业总部所在地市的城镇单位就业人数(万人)的自然对数
地区总人口对数	<i>lnpopulation</i>	企业总部所在地市的城市户籍人口数(万人)的自然对数

(三) 描述性统计分析

主要变量的描述性统计分析见表二。该样本中,企业每年的实际养老保险缴费比例平均为法定比例的一半,即依据各个行政区每年的法定养老保险缴费比例平均为 18%来计算,企业每年的实际缴费比例约为 9%,与赵健宇和陆正飞(2018)的计算接近。地区层面变量的描述性统计是企业年份观测匹配成功后的地区年份观测。

表 2 文章主要变量的描述性统计

变量名称	观测	均值	标准差	25 分位数	中位数	75 分位数
逃费程度(%)	3 926	44.54	18.14	36.41	46.50	55.75
员工人数	3 926	7.67	1.21	6.86	7.68	8.47
公司规模	3 926	22.30	1.21	21.41	22.20	23.10

¹ 实际缴费比例的计算参考赵健宇和陆正飞(2018),为应付职工养老保险缴费与扣除高管薪资的应付职工薪酬之比。如前文所述,实际缴费基数则为应付职工养老保险缴费与法定比例的比值,而法定缴费基数为工资基数。

杠杆率	3 926	0.46	0.20	0.30	0.46	0.61
市帐比	3 926	3.82	2.88	1.97	3.00	4.79
两权分离率	3 708	4.78	7.84	0.00	0.00	7.95
股权集中度	3 926	36.78	15.14	24.69	35.42	48.21
资产回报率	3 926	4.52	4.88	1.52	3.87	6.94
地区 GDP	357	17.05	1.03	16.35	17.05	17.71
地区就业人数对数	351	4.57	2.09	3.53	4.31	4.93
地区总人口对数	357	5.56	0.79	5.02	5.49	6.10
法定养老保险缴费比例 (%)	357	18	3	15	20	20

其次,如图 1、2 所示,各地区的平均法定养老保险缴费比例在样本期间呈现逐年递减的趋势,降低了约 2%,同时平均企业的实际养老保险缴费比例与法定养老保险缴费比例的绝对差也不断减少了近 1%。另外,法定养老保险缴费比例与企业的平均用工人数和工资大致为负相关,这与沈永建等(2017)所发现的劳动力成本逐年递增,五险一金占劳动力成本的比例在 2011 年后不断下降,而员工到手工资所占比例不断上升相一致。

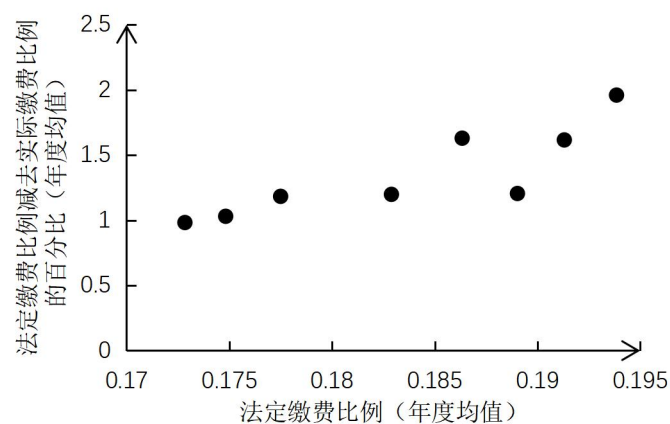
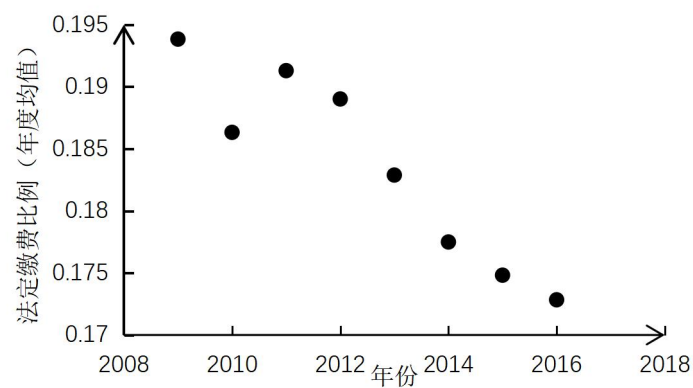


图 1 法定养老保险缴费比例时间趋势(上)、实际与法定缴费比例的绝对差(下)

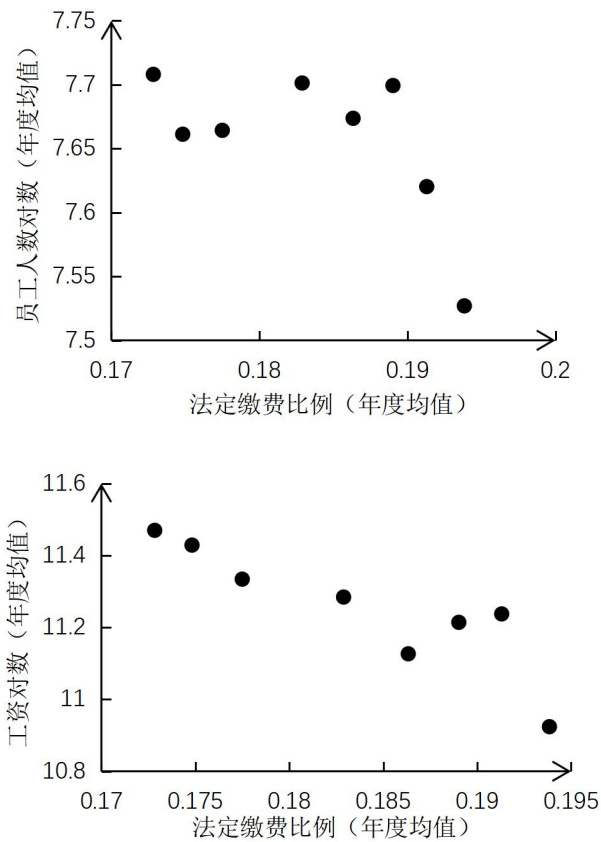


图 2 法定比例和平均对数员工人数（上）、法定比例和平均对数工资（下）

再者，我们需要考察核心解释变量法定养老保险缴费比例变动的条件分布，具体如表 3 所示。其中，2013 年里主要上海和昆明降税，深圳和宁波增税；2014 年里东莞和佛山增税，厦门、广东、黑龙江等降税；2015 年里广州、佛山、湛江、珠海和中山等地区增税；2016 年里由于相关政策，北京、上海等全国多地均降税 1%。总体而言，原先缴费比例高的地区趋于降低缴费比例，反之亦然，特别是法定缴费比例小于 15% 的地区就未出现过增税。

表 3 法定养老保险缴费比例的变化分布情况

年份	企业年份观 受冲击的样本观		均值	5 分位数	25 分位数	中位数	75 分位数
	测个数	测量					
2009	160	11	-6.0%	-8.0%	-8.0%	-8.0%	-2.0%
2010	274	31	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%
2011	339	31	0.0%	-2.0%	-1.0%	-1.0%	1.0%

2012	440	22	-1.0%	-4.0%	-2.0%	-1.0%	1.0%
2013	569	136	1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%	3.0%
2014	633	39	-1.0%	-2.0%	-2.0%	-2.0%	-1.0%
2015	618	59	2.0%	1.0%	2.0%	2.0%	3.0%
2016	874	486	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%	-1.0%

在回归样本中¹，面临法定比例发生变化的公司年份观测比重约 20%，解释变量法定比例变化值的差异程度大，且样本中企业在各省市分布较为分散，有利于参数估计。但同时，法定比例变化值并不是非常连续的，比例上涨的幅度大都为 1%和 2%，占比约 60%，其余经历了 3%的比例上调，而比例下降的幅度大都为 1%，占比约 90%，其余一些公司经历的下降幅度为 2%到 8%。这种不连续性可能影响我们对于法定比例变化值的边际影响效果的估计，因此我们借鉴了 Heider & Ljungqvist（2015）的处理方法，在回归模型中使用了相关的哑变量。

四、实证结果

（一）法定养老缴费比例变动对于企业遵守政策程度的影响

首先，我们想要观察横截面上的变动情况，利用 Fama-macbeth 估计方法²，借鉴了封进（2013）和赵静等（2015）的模型，在每个横截面上考察企业的政治性质，地区的缴费比例水平与企业申报基数与法定基数的偏离程度的关系。如表四所示，缴费比例高的地区的逃费程度更高，而且国企（*state*=1）与非国企（*state*=0）的偏离程度差异在缴费比例越高的地区越大，即国有企业遵守政策的程度更高。

表 4 地区法定养老缴费比例水平与逃费程度的关系

	(1)	(2)
	<i>adjustratio</i>	<i>adjustratio</i>
<i>cityrate</i>	1.164**	0.982*
	(2.64)	(2.36)
<i>cityrate*state</i>	-0.318*	
	(-2.33)	

¹ 由于我们的被解释变量在回归方程中需要差分，因此用于回归的样本量为 2234 个，其中法定比例变化不为 0 的样本量为 439 个。

² 我们选择了滞后 2 阶的异方差自相关调整的标准误，但估计结果不依赖与滞后阶数的选择。

<i>state</i>	2.518	
	(0.58)	
<i>leverage</i>	-9.430*	-9.650*
	(-2.30)	(-2.31)
<i>lnasset</i>	0.016*	0.015*
	(2.20)	(2.22)
<i>mb</i>	0.271	0.265
	(1.27)	(1.24)
<i>separate_ratio</i>	-0.018	-0.014
	(-0.26)	(-0.22)
<i>top1</i>	-0.064*	-0.067*
	(-2.04)	(-2.09)
<i>ROA</i>	-0.157	-0.156
	(-1.70)	(-1.70)
<i>lnGDP_per</i>	0.720	0.742
	(0.65)	(0.68)
<i>lnemploy_n</i>	1.108	1.044
	(1.74)	(1.78)
<i>lnpopulation</i>	-2.017	-1.913
	(-1.56)	(-1.54)
<i>constant</i>	2.479	5.604
	(0.09)	(0.22)
行业	控制	控制
股权性质 ¹	控制	控制
N	3 584	3 584

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

其次，我们考察外生的法定养老比例变动对于企业逃费程度的政策效应。由于地区的法定比例变动幅度较小，而且不少企业年份观测的法定比例变动为 0，我们参考了 Heider & Ljungqvist

¹ 股权性质的划分来自 CSMAR 数据库，包括民营，国企和外资等。

（2015）的估计方法，将不同程度的法定比例变动设置为虚拟变量，并且考察企业对于比例上升和下降的反应¹。进一步的，企业层面的变量的选择不影响我们的估计结果，这反映了法定比例的变动是比较随机的分布在不同的企业上的，所以法定比例变动并不是与企业的某些特征存在相关性，而是相对外生的变量。在表五的第五列中，我们还在年份和行政区上进行双重聚类，以考虑横截面和时间序列上的相关性。

表 5 法定比例变动对于企业的逃费程度的政策效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\Delta adjustment$	$\Delta adjustment$	$\Delta adjustment$	$\Delta adjustment$	$\Delta adjustment$
法定比例下降	-3.605*** (-5.57)				
法定比例上升	9.976*** (4.23)				
$\Delta cityrate$		3.881*** (6.53)	4.216*** (7.15)		3.881*** (6.86)
$\Delta cityrate = 1\%$				2.173*** (2.97)	
$\Delta cityrate = 2\%$				12.259*** (5.22)	
$\Delta cityrate = 3\%$				10.527** (2.25)	
$0 > \Delta cityrate \geq -1\%$				-3.156*** (-4.45)	
$\Delta cityrate \leq -2\%$				-7.885*** (-4.91)	
$\Delta leverage$	9.690** (2.02)	9.764** (2.03)		9.481* (1.98)	9.764 (1.62)
$\Delta lnasset$	0.024*	0.024*		0.024*	0.024

¹ 表五（1）～（4）列的回归结果的标准误均在行政区层面上聚类。

² 哑变量，如果法定比例下降取值为 1，否则为 0。其余哑变量的定义均类似，故不再赘述。

	(1.73)	(1.70)		(1.71)	(1.16)
Δmb	-0.035	-0.024		-0.040	-0.024
	(-0.20)	(-0.13)		(-0.23)	(-0.10)
$\Delta seporate_ratio$	0.062	0.065		0.056	0.065
	(0.55)	(0.59)		(0.50)	(0.43)
$\Delta top1$	0.068	0.065		0.070	0.065
	(0.56)	(0.53)		(0.57)	(0.41)
ΔROA	0.364***	0.368***		0.364***	0.368***
	(3.21)	(3.26)		(3.22)	(3.87)
$D.lnGDP$	-0.942	-4.344	-4.263	-2.510	-4.344
	(-0.16)	(-0.77)	(-0.70)	(-0.42)	(-0.57)
$D.lnemploy_n$	3.033	3.079	2.685	3.266	3.079
	(1.28)	(1.33)	(1.15)	(1.37)	(1.65)
$D.lnpopulation$	-3.261	-0.674	0.653	-3.052	-0.674
	(-0.55)	(-0.11)	(0.11)	(-0.53)	(-0.09)
$constant$	-5.353***	-4.854***	-9.355***	-5.152***	-4.854**
	(-3.36)	(-2.97)	(-12.42)	(-3.19)	(-3.16)
行业*时间	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 234	2 234	2 408	2 234	2 234
R 平方	0.088	0.089	0.073	0.091	0.089
调整 R 平方	0.04	0.04	0.03	0.04	0.04

注：括号内的值为回归 t 统计量 ***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

表五的结果证实了我们的假设 H1a。给定其他变量不变，当法定比例上升导致劳动力成本增加时，企业会通过增加所报基数与法定工资基数的相对偏离来降低成本；而当法定比例下降时，企业会提高申报基数，减小逃费程度。这种反应不存在明显上升和下降的不对称性，并且与法定比例变动幅度不完全呈线性关系。表五第（2）列结果表明，当法定比例上升（下降）1%时，企业的所选基数与法定工资基数的相对偏离程度会增大（减少）约 4%，在 1%的水平上显著。赵静

等（2015）以 2004 年到 2007 年规模以上工业企业为样本，在其样本期间，强制企业参保的执行力度较小，但他们仍发现在已经参保的企业样本中，当法定比例上升（下降）1%时，企业的所选基数与法定工资基数的相对偏离程度会增大（减少）约 1.15%，在 1%的水平上显著，同时法定比例的上升（下降）会显著降低（提升）企业的参保概率。而我们的样本期间内由于劳动合同法的实施和员工维权能力的提升，上市公司很难选择不参保，所以可能在比例变动时对缴费基数的调整幅度更大。

需要注意的是，文献中往往未强调解释为何追求利润最大化的企业会在降低法定比例时提高遵守政策的程度，特别是非国有企业。根据前文的养老保险制度背景介绍，我们提出一个可能的解释是：当员工在选择与企业讨价还价确定所报基数时，实质上面临当期消费和未来消费的权衡（何立新，2007），因为当前缴费基数影响未来养老金所得。所以，企业法定比例降低时，那些原本希望缴纳更高基数的员工可以与企业讨价还价，从而提高了缴费基数，这一机制可能在《劳动合同法》实施后随着员工维权意识提高而增强。从员工层面的数据来看，赵静等（2015）表五中显示当法定比例降低时，年龄越大的职工有更高的参保概率和更低的逃费程度；当法定比例上升时，年龄小的员工缴纳更小的基数。这可能是由于快要退休的员工希望缴纳更高基数增加退休消费，而年轻员工由于借贷约束所以降低缴费基数以增加当期消费。而我们的 H1c 假说则从企业层面数据支持了该解释。

为了进行机制研究，我们将企业按类型分类，分组情况在表六中给出。首先，依据实际控制人的性质将企业分为两组：国有企业（ $state=1$ ）和非国有企业（ $state=0$ ）。表六反映了法定养老保险缴费比例的变动在国有企业和非国有企业的分布情况。可以看出，两组遇到上升冲击的企业分布是非常类似的。其次，为了检验 H1c，我们按照省社会平均工资的均值分布中位数将企业划分为位于省社会平均工资高和低两组，其受到的外生冲击的分布如表六所示。横截面上不同省社会平均工资地区的企业的逃费情况存在稳健的显著差异，这反映了政府的监管力度与缴费基数无关。再次，我们考察法定比例变动对于企业的就业规模决策影响的异质性。由于我们的样本是上市公司，参考沈永建等（2017），我们依据企业人均销售收入的均值分布中位数将企业分为劳动密集型和资本密集型两组。如表六所示，从组内均值来看，资本密集组有更高的人均资产对数，人均可支配收入对数和国有企业占比，而员工人数对数更低。

表 6 法定比例变动在不同分组内的分布情况

比例变动 方向	分组	观测数	均值	方差	最大值	最小值
法定比例 上升	国有企业组	65	0.020	0.008	0.030	0.010
	非国有企业组	80	0.023	0.008	0.030	0.010
法定比例 下降	省社会平均工资高地区分组	344	-0.011	0.004	-0.005	-0.040
	省社会平均工资低地区分组	326	-0.012	0.010	-0.010	-0.080
法定比例 上升	资本密集组	82	0.022	0.009	0.030	0.010
	劳动密集组	63	0.020	0.008	0.030	0.010

在表六的分组基础上，我们依次对每组进行回归分析。表七给出国企和非国企的分析结果。由于两组遇到上升冲击的企业分布近似，而且从表七的回归样本量来看，在差分后的样本中，国有企业和非国有企业的观测数量接近，故我们可以比较法定比例上升的哑变量在两组中的差异。表七中的结果均不受到企业层面变量的影响，其标准误在在行政区层面上聚类，且同时在年份和行政区上聚类对估计结果没有影响。在表七（1）~（2）列中，国有企业面临法定比例上升 1%时，其所选基数与法定工资基数的相对偏离程度增加了 6.5%¹，而非国有企业的相对偏离程度增加了约 3%，且二者的反应差异在 10%的水平上显著，与我们的假设 H1b 一致。所以可以看出，相比于非国有企业，由于国有企业本身逃费水平低，所以当法定比例上升时，国有企业增加逃费程度的边际违规成本的增加幅度小，因此更大幅度地增大逃费程度来降低劳动力成本，这与横截面数据上国有企业比非国有企业的逃费程度更低的机制是不同的。

表 7 国有企业和非国有企业对于法定比例上升的逃费程度调整的反应

	国企（1）	非国企（2）	（3）
	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$	$\Delta adjustratio$
法定比例上升	13.048*** (3.58)	6.802** (2.64)	6.335** (2.52)
State * 法定比例上升			7.941* (1.68)
state			-0.986

¹ 如表 6 所示，由于国企平均法定比例上升为 2%，因而利用表七第一列的结果计算可得，当法定比例上升 1%，国企逃费程度平均增加 13.048% / 2 约为 6.5%。非国企逃费程度变化的计算方法相同。

			(-1.61)
$\Delta leverage$	23.735**	10.515	15.261***
	(2.22)	(1.64)	(2.83)
$\Delta lnasset$	0.036	-0.016	0.015
	(1.10)	(-0.86)	(0.87)
Δmb	-0.016	-0.179	-0.140
	(-0.06)	(-0.62)	(-0.64)
$\Delta seporate_ratio$	0.135	0.078	0.089
	(0.48)	(1.03)	(0.60)
$\Delta top1$	0.187	-0.088	0.090
	(1.06)	(-0.51)	(0.62)
ΔROA	0.682***	0.152	0.361***
	(6.25)	(0.81)	(3.30)
$D.lnGDP$	-9.158	-3.306	-6.553
	(-1.41)	(-0.36)	(-1.10)
$D.lnemploy_n$	7.560**	-1.263	2.956
	(2.55)	(-0.38)	(1.15)
$D.lnpopulation$	1.850	1.408	1.561
	(0.26)	(0.21)	(0.34)
$constant$	-0.469	17.949***	-3.953***
	(-0.25)	(9.56)	(-3.07)
行业*时间	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制
N	1 095	754	1 849
R 平方	0.137	0.133	0.099
调整 R 平方	0.05	0.02	0.04

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1 %、5 %和 10%的统计水平下显著。

同时，在法定比例上升后，受冲击的国有企业的平均逃费程度为 42%，而非国有企业逃费程

度约为 43%，所以即使国有企业增加了逃费程度，其逃费程度仍然比非国有企业更低。从结果来看，企业调整偏离程度的反应对于法定比例上升应该不完全是线性的，当偏离程度过大，企业会面临非常高的监管成本的惩罚，但这种非线性关系具体会如何影响企业的决策，有待进一步研究。

另外，我们未发现国有企业和非国有企业在法定比例降低时的反应存在显著差异。如前文所述，逃费程度下降的幅度取决于企业和希望提高缴费基数员工之间的讨价还价，即国有企业和非国有企业的员工异质性。赵静等（2015）利用 2002-2009 年的中国城镇住户调查数据发现非国有企业员工并不会在法定比例下降时提升参保概率和降低逃费程度，只有国企员工会这样做。但考虑到 2009 年后法律环境变化，员工维权意识增强，这可能提升了非国有企业员工的讨价还价能力，促使非国有企业也在法定比例下降时提升缴费基数。

此外，考虑到低缴费地区的企业比高缴费地区的企业逃费程度低（封进，2013），本文以地区的法定缴费比例年度均值分布的中位数把企业划分为位于高缴费地区和低缴费地区的企业。实证结果发现高缴费地区的企业在法定比例上升 1% 时，相对偏离程度增加 3.5%，但并不显著；低缴费地区企业在法定比例上升 1% 时，相对偏离程度增加 4.9%，在 1% 的水平上显著。这可能是由于高缴费地区的企业本身的逃费程度就高，所以继续提高逃费程度带来的边际违规成本高，而低缴费比例地区的企业则可以更大地增加逃费程度来降低劳动力成本。由于高缴费地区本身更倾向于降低法定缴费比例，所以仅 18 个企业年份观测在高缴费比例地区经历了 1% 的法定比例上升，该结果也可能是样本量过小导致的。

我们还用表七中的分组回归模型考察了省社会平均工资高和低组的结果。在法定比例下降 1% 的时候，我们发现高省社会平均工资地区的企业逃费程度减少 1.23%，但并不显著；而低缴费基数地区的企业逃费程度减少 2.43%，在 1% 的水平上显著，该反应差异在 10% 的水平上显著。由于两组中法定比例下降 1% 的观测占比均高达 70%，我们选择这些下降 1% 的样本来更好的比较两组企业的反应差异，得到了相似的结论。由于低省社会平均工资地区的员工有更大的激励选择高申报基数（低逃费程度）以增加未来养老金，他们可以与公司讨价还价。当法定缴费比例降低时，公司的成本降低，因而提高了最后商量出的申报基数，这支持了我们的假设 H1c。

综上所述，我们分析了外生法定比例变动对于企业的逃费程度决策的影响，提出法定比例上升（下降）会增加（减少）逃费程度。其次，国有企业和低缴费比例地区的企业由于原本的逃费程度低，所以在法定比例上升时以更大程度提升逃费来降低劳动力成本，但这并不改变国企、低缴费比例地区企业遵守政策程度更高的趋势。最后，我们发现在法定比例下降时，低省社会平均工资地区的企业会更大地降低逃费程度，这符合企业和想要高养老金的员工讨价还价的机制解释。

（二）法定养老缴费比例变动对企业的就业规模决策的影响

现有文献的分析主要集中在法定比例上升对于企业的就业规模有挤出效应。但当法定比例下降时，企业会增加就业规模吗？在 2009 年后，劳动合同法的实施和员工维权能力及意识的不断提高（沈永建等，2017），企业调整就业规模的成本随之上升，而这会如何影响企业对法定养老缴费比例变动的反应呢？

我们通过设定哑变量，分别考察了法定养老保险缴费比例上升和下降时对企业就业规模决策的影响。其中，表八（1）~（3）列的标准误差在地区上聚类，而（4）列的标准误差同时在地区和年份上聚类时。我们发现：与文献结果（马双等，2014；刘苓玲和慕欣芸，2015；钱雪亚等，2018；唐珏和封进，2019a）一致，法定比例上升确实对于企业的就业规模有挤出效应。但是，当法定比例下降时，企业的就业规模并不会增加，验证了我们的假设 H2a。当我们把法定比例变动视作连续变量并且标准误差同时在地区和年份上聚类时得到了类似的结论：我们发现当法定比例上升 1%时，员工人数对数平均下降 4.96%，在 1%的水平上显著，当法定比例下降 1%时，员工人数对数平均下降 2.01%，在 10%的水平上不显著¹。陶纪坤和张鹏飞（2016）利用 2009-2014 年的宏观省级面板数据，指出当社会保险缴费率上升 1%，将挤出劳动力需求 4.95%。

表 8 法定比例变动对于企业的就业规模的政策效应

	比例下降(1)	比例上升(2)	(3)	(4)
	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$
法定比例下降	-3.110** (-2.27)			-3.039* (-2.02)
法定比例上升		-8.855* (-1.84)		-8.081 (-1.94)
$\Delta cityrate = 1\%$			-5.881** (-2.08)	
$\Delta cityrate = 2\%$			-3.655 (-0.95)	
$\Delta cityrate = 3\%$			-24.304 (-1.22)	

¹ 由于在我们样本中，法定比例下降 1%的观测占大多数，所以当我们限定在法定比例下降为 1%时，确实发现企业会减少 3%的员工人数对数，但是如果法定比例下降得更多，员工人数对数的变化不显著。

$0 > \Delta cityrate \geq -1\%$			-3.064**	
			(-2.24)	
$\Delta cityrate \leq -2\%$			-2.509	
			(-0.43)	
$\Delta leverage$	-1.273	-7.780	-1.455	-1.289
	(-0.12)	(-0.54)	(-0.14)	(-0.15)
$\Delta lnasset$	0.459***	0.492***	0.461***	0.459***
	(12.40)	(12.25)	(12.76)	(7.12)
Δmb	-0.063	0.145	-0.010	0.003
	(-0.16)	(0.35)	(-0.03)	(0.01)
$\Delta seporate_ratio$	-0.283	-0.131	-0.302	-0.295
	(-1.35)	(-0.42)	(-1.44)	(-1.48)
$\Delta top1$	-0.158	-0.238	-0.142	-0.146
	(-0.81)	(-1.01)	(-0.75)	(-0.65)
ΔROA	-0.241	-0.191	-0.192	-0.183
	(-0.93)	(-0.60)	(-0.77)	(-0.64)
$D.lnGDP$	-16.362	-26.569	-16.587	-18.813
	(-0.87)	(-1.07)	(-0.78)	(-0.75)
$D.lnemploy_n$	-9.082***	-9.659***	-8.565***	-8.604**
	(-4.77)	(-4.53)	(-4.58)	(-2.97)
$D.lnpopulation$	1.065	13.056	1.537	4.801
	(0.10)	(1.13)	(0.13)	(0.43)
<i>constant</i>	52.340***	54.525***	53.105***	53.524***
	(13.91)	(4.96)	(13.33)	(8.88)
行业*时间	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
N	2 180	1 849	2 234	2234
R 平方	0.196	0.187	0.196	0.194

调整 R 平方	0.15	0.13	0.15	0.15
---------	------	------	------	------

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

另外，同唐珏和封进（2019a）的结果类似，我们也发现当法定比例上升时，员工可支配收入和人均固定资产上升，均在 1%的水平上显著，这支持了在面临外生的劳动力成本上升冲击时，企业当期内就会通过资本替代劳动来减少员工，尽快降低劳动力成本的观点。但当法定比例下降时，由于调整劳动力规模成本的存在，企业不会急于增加员工规模，特别是当下降幅度小的时候¹。

表九考察企业按劳动密集型和资本密集型分组的结果。由于劳动密集型组受到的法定比例上升冲击的均值略小，我们用了连续变量作为自变量，结果如表九所示²。我们参考马双等（2014），人均工资更高的企业偏向于资本密集型企业，并且以此作为分组变量得到了相似的结果。从结果来看，当法定比例上升时，无论资本密集还是劳动密集企业均会减少员工规模，而且资本密集型企业会更大程度缩减员工规模。该结果与假设 H2b 一致，支持了资本密集型企业对劳动依赖度小，资本替代劳动力的效应更强（唐珏和封进，2019a），所以有更大的余地来缩减员工规模，降低成本。同时，劳动密集型企业的员工数量偏多，同样的降幅意味着削减更多员工，前文所提到的员工维权意识和调整劳动力规模成本的影响也可能降低了劳动密集型企业的调整幅度。另外，陶纪坤和张鹏飞（2016）以 2012-2013 年的上市公司为样本，发现第二产业比第三产业的挤出效应更强，且第二产业侧重于资本密集型，而第三产业对劳动力的依赖度更高。不过，马双等（2014）、唐珏和封进（2019a）以 2007 年以前的规模以上工业企业为样本，发现劳动密集程度较高企业中才存在显著的挤出效应，所以这种估计结果的差异可能是由于法律环境变化或者上市公司与规模以上工业企业的差异造成的。

表 9 法定比例上升对于资本密集和劳动密集企业的就业规模的政策效应

	资本密集(1)	劳动密集(2)	(3)	非国企(4)	国企(5)
	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$	$\Delta Employee$
$\Delta cityrate$	-6.590***	-3.572**	-3.203**	-6.767*	-1.764
	(-3.82)	(-2.59)	(-2.51)	(-2.42)	(-1.39)
$\Delta cityrate * 资本密集企业$			-3.772***		

¹ 对于为什么企业在法定比例下降 1%的时候会减少员工，我们发现这个结果主要是由 2016 年的国企导致的。下降 1%的样本绝大多数集中在 2016 年，因此上述结果可能是由于 2016 年多家大规模的国企兼并重组，化解过剩产能。国务院国资委原党委副书记、副主任张喜武介绍称截至 2016 年 10 月末，中央企业去产能、清“僵尸企业”，完成分流安置富余人员 11 万人。例如，武钢清退各类劳务人员 3100 人，其中领导人员精减比例达 27.8%；中粮将总部职能部门从 13 个压缩到 7 个，人员从 610 人调整至 240 人之内等。

<http://www.zqcn.com.cn/qiye/201612/30/c490897.html> 2021/3/28。

² 用哑变量作为因变量时的估计系数与此相近。

			(-4.43)		
资本密集企业			2.649		
			(1.37)		
$\Delta leverage$	-45.500	9.668	-7.330	-11.258	-18.744
	(-1.92)	(0.62)	(-0.49)	(-0.65)	(-0.56)
$\Delta lnasset$	0.553***	0.433**	0.491***	0.456**	0.565***
	(6.89)	(3.64)	(6.15)	(3.02)	(5.00)
Δmb	-0.416	0.483	0.134	-0.022	0.291
	(-0.37)	(1.01)	(0.25)	(-0.02)	(0.46)
$\Delta seporate_ratio$	-0.177	-0.079	-0.126	-0.131	-0.101
	(-0.74)	(-0.18)	(-0.41)	(-0.21)	(-0.37)
$\Delta top1$	-0.267	-0.134	-0.237	-0.185	-0.387
	(-0.83)	(-0.31)	(-0.75)	(-0.32)	(-0.76)
ΔROA	-0.300	-0.084	-0.194	-0.189	-0.310
	(-0.44)	(-0.26)	(-0.56)	(-0.33)	(-1.08)
$D.lnGDP$	24.367	-56.982	-26.607	-12.733	-33.734
	(0.82)	(-1.55)	(-0.78)	(-0.48)	(-0.88)
$D.lnemploy_n$	-9.692	-12.651*	-10.199**	1.272	-22.180**
	(-1.06)	(-2.36)	(-2.59)	(0.18)	(-3.34)
$D.lnpopulation$	-5.217	22.263	14.123	12.213	11.312
	(-0.22)	(1.26)	(0.91)	(0.51)	(0.88)
$constant$	-7.151	60.821***	54.464***	-4.467	54.017***
	(-1.18)	(6.92)	(7.06)	(-0.58)	(6.16)
行业*时间	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制
N	969	880	1 849	754	1 095
R 平方	0.189	0.307	0.190	0.204	0.239
调整 R 平方	0.10	0.21	0.14	0.10	0.16

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

一种可能的解释是，资本密集型企业的员工人数少，沈永建等（2020）指出员工人数少的企业会瞒报员工数量，但我们在员工人数均值低于中位数的组中，仍然发现资本密集型企业比劳动密集型企业更大程度地减少了员工规模，这在一定程度上支持了我们的结果不完全是员工瞒报机制导致的。

最后，表九（4）~（5）列中给出了国有企业和非国有企业在法定比例上升时对于员工人数的调整，标准误差在行政区和年份层面上双重聚类。可以看出，当法定比例上升 1%，非国有企业减少约 6.77%的员工，在 10%的水平上显著；而国有企业减少约 1.76%的员工，在 10%的水平上不显著，该结果不受到 2016 年国企大规模裁员的影响。这一方面反映了国企的冗余雇员问题（薛云奎和白云霞，2008）；另一方面结合 H1b，表明不同调整劳动力成本的方式存在一定替代性。另外，对于年均营收处于 25 分位数的企业，当法定比例上升 1%时，其逃费程度提升 7.09%，在 1%的水平上显著，而处于 75 分位数以上的企业逃费程度提升 4.01%，在 1%的水平上显著，即劳动非常密集的企业逃费程度提升的更高。尽管二者差距不显著，但这在一定程度上反映了不同调整劳动力成本方式之间的替代性，并且不同类型的企业调节劳动力成本的能力存在固有差异。然而，企业如何在不同调整方式中做出最优选择的问题仍有待进一步研究。

我们结果表明，当法定比例上升时，企业会减少员工来降低劳动力成本；而当法定比例下降时，可能是考虑到调整就业规模的成本或者缴费基数上升的影响，企业并不会在当期增加员工规模，所以法定比例变动对企业的就业规模决策的即期影响存在不对称性。进一步，我们发现当法定比例上升时，资本密集型企业有更强的资本替代劳动的能力（唐珏和封进，2019a），所以会更大程度地减少就业规模以缩减成本，而且这个估计结果不完全是由于资本密集型企业员工人数偏少所以瞒报了数量导致的。最后，我们还发现当法定比例上升时，非国有企业的挤出效应显著，而国有企业则不会裁减员工，这可能反映了不同调整成本的方式之间可能存在一定替代性以及国有企业更难裁员的问题。

（三）法定缴费比例变动的长期影响

我们还考虑了法定比例变动对于企业逃费程度的长期和即期影响，具体而言，考察了前一年度的法定比例变动。我们发现，如表 10（1）~（3）列所示，前期的法定比例变动不会对当期的逃费程度的调整有显著影响，即企业的调整反应不会在长期中被完全逆转，该结果不受到所加入的公司层面控制变量或者标准误差的聚类方式的影响。另外，我们还以当期和前期的法定比例变

动的哑变量作为因变量等，均得到了类似的结果¹。

表 10 法定比例变动对于企业逃费程度和就业规模决策的即期和长期影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta \text{adjustratio}$	$\Delta \text{adjustratio}$	$\Delta \text{adjustratio}$	$\Delta \text{Employee}$	$\Delta \text{Employee}$	$\Delta \text{Employee}$
$\Delta \text{cityrate}$	3.881*** (6.53)		3.850*** (6.50)	-4.958*** (-4.04)		-4.975*** (-4.03)
$\Delta \text{cityrate_lag}$		0.432 (1.03)	0.240 (0.53)		0.158 (0.23)	0.137 (0.18)
$\Delta \text{leverage}$	9.764** (2.03)	10.365** (2.11)	9.962** (2.01)	9.764** (2.03)	-7.802 (-0.64)	-7.186 (-0.49)
$\Delta \text{Inasset}$	0.024* (1.70)	0.028** (2.14)	0.024* (1.74)	0.024* (1.70)	0.491*** (6.76)	0.494*** (5.55)
Δmb	-0.024 (-0.13)	-0.028 (-0.15)	-0.022 (-0.12)	-0.024 (-0.13)	0.113 (0.22)	0.145 (0.24)
$\Delta \text{seperate_ratio}$	0.065 (0.59)	0.097 (0.89)	0.076 (0.68)	0.065 (0.59)	-0.150 (-0.47)	-0.123 (-0.40)
Δtop1	0.065 (0.53)	0.062 (0.52)	0.065 (0.53)	0.065 (0.53)	-0.231 (-0.85)	-0.237 (-0.66)
ΔROA	0.368*** (3.26)	0.375*** (3.29)	0.369*** (3.28)	0.368*** (3.26)	-0.184 (-0.55)	-0.179 (-0.50)
$D.\ln \text{GDP}$	-4.344 (-0.77)	-1.956 (-0.22)	-3.928 (-0.69)	-27.462 (-0.80)	-21.929 (-0.62)	-27.138 (-0.70)
$D.\ln \text{employ_n}$	3.079 (1.33)	2.734 (0.99)	3.036 (1.25)	-9.754** (-3.04)	-9.407** (-3.39)	-10.060** (-3.13)
$D.\ln \text{population}$	-0.674 (-0.11)	1.402 (0.15)	-1.055 (-0.18)	13.960 (0.95)	7.686 (0.50)	13.996 (0.88)

¹ 特别地，我们还考虑了加入前两期的法定比例变动，均没有显著影响，

<i>constant</i>	-4.854***	-5.138***	-4.888***	54.592***	53.997***	54.731***
	(-2.97)	(-2.71)	(-3.00)	(7.02)	(7.34)	(6.38)
行业*时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 234	2 221	2 221	1 849	1 836	1 836
R 平方	0.089	0.070	0.089	0.188	0.184	0.188
调整 R 平方	0.04	0.02	0.04	0.13	0.13	0.13

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

其次，我们还考察了法定比例的变动对于企业的就业规模决策的长期影响。同样地，我们仍发现,如表 10（4）～（6）列所示，法定比例变动，无论是上升还是下降，仅会影响企业当期的就业规模决策，对下一期没有显著影响。因此，对于当期的法定比例变动，企业不会在下一期回调或者进一步增大反应，所以就业规模决策调整在长期中不会被反转¹。

（四）2016 年后全国阶段性降低法定养老保险缴费比例的政策影响

在 2016 年后，国家提出全国范围内的阶段性地降低社会保险费率。该政策是党中央、国务院做出的重要部署，政策性强，社会关注度高。随后，各部门连续出台在全国范围内阶段性地不断降低法定养老保险缴费比例的规定，并设定了每一阶段所保持的时间。在 2016 年 5 月 1 日，国家提出法定比例高于 20%的地区将法定比例降低到 20%，部分地区可降至 19%，维持两年，但在 2018 年 5 月 1 日，政策要求之前的方案再维持一年。

在 2019 年 5 月 1 日，再次提出法定比例高于 16%的地区将法定比例降低到 16%，并暂定保持。对于低于 16%的地区，例如广东和浙江和部分地市，需要尽快提出过渡办法，要求各省最终与国家保持一致。不同于前文的研究，低于 16%的地区法定比例虽然暂时不变，但它们也受到政策的间接影响。同时，由于未来法定比例的上升是逐步的，假设这些地区法定比例在 2019 年增加到 16%也不太合理。这些问题显然会影响政策效应的识别，因此我们前文是基于 2009-2016 年的政策变化来进行研究。

考虑到 2019 年政策调整的重要性，我们使用前文模型和 2017-2019 年的数据，分析该政策对于法定比例下降的地区企业的影响。首先，如图 3 所示²，我们发现在 2019 年的政策下，法定比

¹ 无论是用法定比例上升和下降的哑变量考虑不对称性，还是直接用连续变量，均得到了类似的结果。同时，加入前两期的法定比例变动也不会影响我们的结论。

² 法定比例低于 16%的地区主要是广东和福建的某些地区，其平均逃费程度更高，这可能是这些地区的民营经济占比更大。从样本数据来看，法定比例低于 16%的地区的国企占比约 17%，而法定比例高于 16%的地区的国企占比

例下降组的年度平均逃费程度下降，而法定比例暂时不变地区的年度平均逃费程度上升，但两组的平均员工规模没有明显趋势。

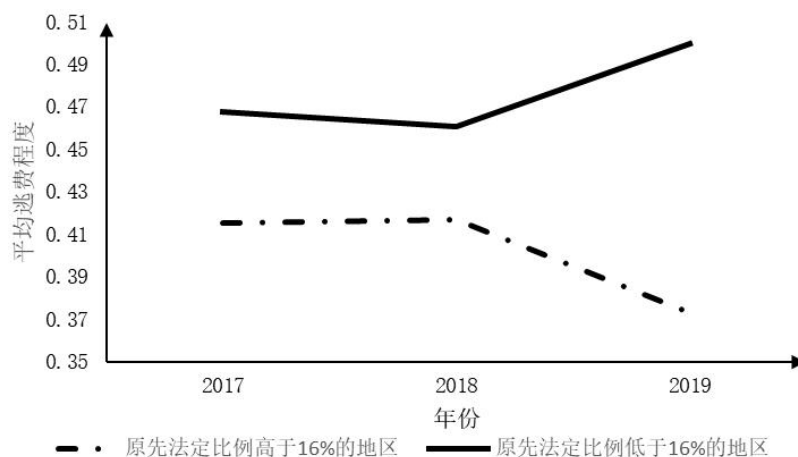


图 3 2019 年政策对于平均逃费程度的影响

其次，我们用前文模型控制了其他影响因素，以法定比例的直接变动幅度为核心解释变量，标准误在行政区层面聚类。我们剔除样本中法定比例低于 16% 的地区的企业，发现当法定比例下降 1% 时，企业申报基数与法定基数的相对偏离减少约 2.4%，即申报基数增加，逃费程度降低，估计的系数在 5% 的水平上显著¹。同时，与前文结论一致，法定比例的下降对于企业的员工规模没有显著影响。而对于法定比例低于 16% 的地区，我们假设 2019 年的法定比例变动到 16%，发现该变动对于其逃费程度和就业规模均无显著影响，这可能是因为企业预期未来法定比例调整是逐步的，不是一步调到 16%。

从本文估计结果大致推算后期政策带来的效应，给定其他变量不变，若法定缴费比例从 20% 下降至 16%，那么企业的逃费程度会降低约 10 个百分点，实际申报的基数大大增加，因此社保缴费降幅较小。一个非常粗略的计算如下：以样本内平均逃费程度 44.5% 为例，当法定缴费比例为 19%，每 100 块钱的工资会申报 55.5 元的基数，缴纳 55.5×0.2 约 11.1 元，而当法定缴费比例下降至 16%，每 100 块钱的工资会申报 $55.5 + 10 = 65.5$ 元的基数，缴纳 $65.5 \times 0.16 = 10.48$ 元。若逃费程度不变化，则缴纳 $55.5 \times 0.16 = 8.88$ 元，远低于 10.48 元。

当下多地社保基金入不敷出²，黑龙江省养老金支付缺口只能靠中央财政转移补贴，而湖北、陕西、天津、河北也陷入支付能力不足的困境。目前降低法定缴费比例可能会加重社会各界对于社保基金的平稳运行的担忧，但我们的结果表明该政策可以提高企业缴费基数，带来一定的积极

约 36%。

¹ 该结论不受到是否加入法定比例低于 16% 的地区企业的影响。若包括这些企业，估计系数为 2.64%，在 1% 的水平上显著。

² <http://finance.sina.com.cn/china/gncj/2017-12-10/doc-ifypemf6155976.shtml> 2021/5/28。

效应，并不会使得社保基金收入大幅降低。若是该政策能促进更多的企业创立，那么社保基金收入还能有所增加。本文的结果可以为各地社保收入的改善提供一些思路，例如维持且不急于提升目前 16% 的缴费比例、提升员工的维权意识和维权能力等等。同时，在目前新冠肺炎疫情对经济带来负向影响的情况下，政策制定者希望尽快恢复经济增速、拉动就业规模等，但本文的结论表明，单纯降低法定养老保险缴费比例对就业规模的正向影响可能很小。

五、稳健性检验

（一）数据处理和变量替换

首先，我们剔除了被特殊处理或者员工人数少于 100 的企业年份观测并不影响我们的估计结果。其次，依规定公司所报基数一般应为工资总额¹，包括基本工资、奖金、津贴和补贴。参考了赵健宇和陆正飞（2018），实际养老保险缴费比例变量的计算以剔除董监高薪酬总额的应付职工薪酬合计为分母，包括工资总额和应计提的五险一金、职工福利等等²。为了减小估计误差，我们没有剔除董监高薪酬总额，直接以应付职工薪酬作为法定基数（工资总额）来计算逃费程度，重新定义 *adjustratio* 变量，其中养老保险缴费基数由应付职工薪酬中养老保险贷方发生总额除以法定养老保险缴费比例计算得出，这并不改变本文的主要结论。另外，参考了 Heider & Ljungqvist (2015) 的处理方法，我们的估计结果不依赖于变量法定比例变动的设定或者标准误差的聚类方式。

最后，除了上文提到的异质性分析外，我们还以东部和中西部地区分为两组，东部地区分组包括 3078 个企业年份观测，而中西部地区包括 836 个企业年份观测。在我们的样本中，后者的法定养老保险缴费比例更高，但两组的逃费程度差不多。由于西部地区的法定缴费比例的变动范围略小，为 $[-1\%, 1\%]$ ，我们以该变动范围内的东部分组企业为对比，发现两组的反应无显著差异。此外，我们还以每个省在 2015 年底的社保征缴机构是税务部门还是社保部门进行分组，发现税务部门征收的地区从未增加过社保缴费比例，这可能是由于这些地区原本缴费比例高。同时，两组企业的逃费程度的差异很小，而其申报基数对于法定比例下降的反应没有显著不同，这可能是由于本身税务部门负责的地区本身征收难度大，且征收社保费并非税务部门的本职工作，或两个部门的合作效率不高等等。

（二）内生性问题

首先，虽然文献（马双等，2014；赵健宇和陆正飞，2018）大都表明法定社保缴费比例变动

¹ 依据一般规定，我们剔除了平均工资高于社会平均工资 300% 和低于 60% 的企业年份样本 669 个。

² 这可能导致所选基数和法定基数的相对差距偏大。

是一个比较外生的变量，所以由当地经济环境变量而引起的政策比例变动和企业决策变化的内生性问题不严重，但参考 Heider & Ljungqvist（2015）对于地区缴税比例变动的外生性问题的证明，我们试图为此提供一个侧面证据。我们以所收集到的 1996 年到 2017 年的地市级别的法定养老保险缴费比例和宏观经济变量包括人均工资、GDP、就业人数和政府收支情况为样本。同时，我们还构建了税收竞争效应指标，即该地市的缴费比例与地市所在省的平均缴费比例之比¹。Heider & Ljungqvist（2015）指出，地区政府之间的税收竞争使得邻近地区的税收比例趋于一致，所以我们认为如果该地市相较于相同省份的其他地市缴费比例特别高的话，则趋于降低法定比例，反之亦如此。

结果如表 11 所示，（1）~（3）列中均控制了地市和时间的固定效应，选择异方差稳健标准误差。我们并未发现法定缴费比例变动的概率或者变动的幅度与可观测地市的经济发展环境存在显著的相关性，所以我们倾向于认为：法定比例变动与地市的不可观测的经济环境变量不相关。

表 11 法定比例变动与地区经济环境的关系

	(1)	(2)	(3)
	<i>cityrate</i>	降低法定比例的概率	增加法定比例的概率
市人均 GDP 对数	0.250 (1.01)	-0.066 (-0.58)	0.161 (1.59)
市人均工资对数	0.284 (0.60)	-0.019 (-0.08)	0.114 (0.56)
市就业规模对数	0.740** (2.06)	-0.051 (-0.51)	0.087 (0.96)
税收竞争效应	-55.966*** (-4.94)	1.775 (1.45)	-7.237*** (-4.40)
政府收支情况 ²	-0.056 (-1.08)	-0.032* (-1.94)	-0.014 (-0.81)
常数项	-5.464 (-1.10)	1.736 (0.68)	-2.191 (-1.03)
行业*时间	控制	控制	控制

¹ 但是有的省份或直辖市我们只有一个地市有观测，例如云南，新疆以及北京，上海等直辖市。

² 政府收支情况是政府的一般公共预算收入与支出的差与一般公共预算支出之比。

时间	控制	控制	控制
N	666	721	630
R 平方	0.464	0.400	0.396
调整 R 平方	0.29	0.22	0.19

注：括号内的值为回归 t 统计量。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

其次，充分利用 2016 年 5 月的外生政策冲击。自 2016 年 5 月 1 日起，企业职工基本养老保险单位缴费比例超过 20%的省（区、市），将单位缴费比例降至 20%；单位缴费比例为 20%且 2015 年底企业职工基本养老保险基金累计结余可支付月数高于 9 个月的省（区、市），可以阶段性将单位缴费比例降低至 19%，暂按两年执行。由于政策冲击规模是个趋于连续的、非二元变量，且政策冲击是多期的，有些受冲击的企业由于部分年份数据缺失或者数据跨度短，难以与实验组比较政策冲击前的平行趋势，这为我们直接检验平行路径假设造成了一定困难。因此，我们利用影响范围足够大的政策冲击，以 2016 年受到法定比例下降 1%冲击的企业为实验组，而未受到冲击的企业为控制组，做平行路径假设检验。其中，为了检验冲击前的平行趋势，我们选择样本均在 2012-2015 年间未受到任何法定比例变动的冲击，最终实验组有 1133 个企业年份观测，控制组有 512 个企业年份观测。

我们先做了安慰剂检验，原来模型的企业层面和地区层面控制变量保持不变，标准误差在地区层面聚类，无论是用固定效应模型还是随机效应模型，我们的估计结果不变。固定效应模型的估计结果表明：法定比例下降 1%的企业显著降低逃费程度 5.4%，在 1%的水平上显著。在该检验的所选样本中，未有个体在 2012-2015 年受到法定比例变动的冲击，所以将政策冲击的时间点由 2016 年换成 2015 年或者 2014 年等均未发现在 10%的水平上显著的政策效应。另外，参考了 Heider & Ljungqvist（2015）、唐珏和封进（2019a），我们设置了政策冲击前 4 年的年份变量，在 DID 模型中考察这些年份变量与政策变量的交互项是否显著，具体模型为：

$$adjustratio_{ict} = \sum_{h=0}^4 \delta_h * Tyr_h * Treat + \beta_0 * Treat + \beta_1 * X_{it} + \beta_2 * X_{ct} + \alpha_t + \varepsilon_{ict}$$

其中， Tyr_h 表示冲击前 h 年的年份哑变量， $Treat$ 对于受冲击的企业则取值为 1， X_{it} 和 X_{ct} 分别表示企业层面和地区层面的控制变量，在模型中加入年份固定效应也不影响我们的估计结果。我们画出来估计系数的 95%的置信区间，从结果来看，虽然政策发生前，实验组企业有降低逃费程度的趋势，但与控制组的差异不显著，当政策冲击发生后，企业当期降低逃费程度，调整幅度

无论在经济规模还是统计上均显著，这为我们的样本满足平行趋势检验提供了一定证据。同样，对于员工人数对数，我们发现无论在政策冲击前期还是法定比例下降之后，企业都没有显著增加¹员工。

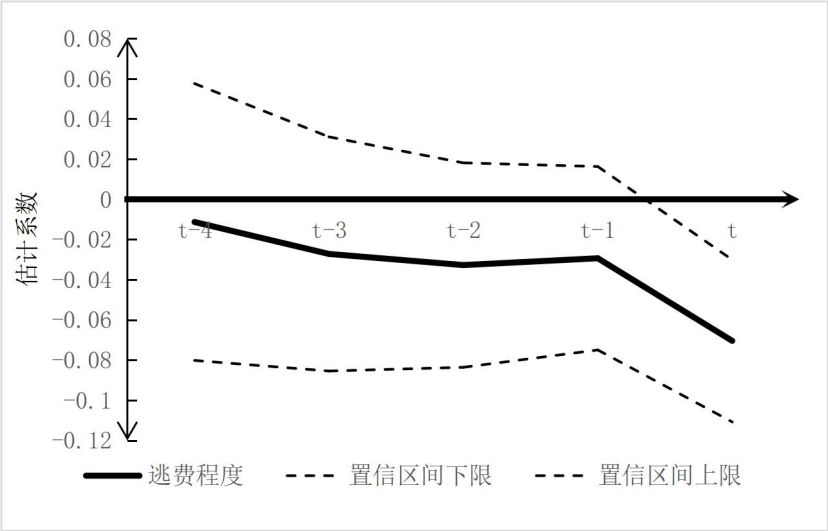


图 4 企业逃费程度的平行趋势检验

六、结论

本文分析企业养老保险缴费率如何影响企业缴费基数与就业效应，并得出以下重要结论：首先，法定缴费比例变动对于企业申报基数影响的机制不同，当法定缴费比例上升时，逐利动机使得企业减小所报基数，增加逃费程度；当法定比例下降时，企业与想要更高基数的员工讨价还价，进而商量出的申报基数增加，降低逃费程度。其次，由于《劳动合同法》影响了企业调整劳动力规模的成本，当法定比例上升，企业为了降低劳动力成本，可能通过一些特殊方式规避辞退福利支出并减少员工规模，但当法定比例下降时，企业并不会急于增加员工，就业规模对于法定养老保险比例变动的反应具有不对称性。

不同调整劳动力成本的方式之间存在一定替代性，而企业依据自身特征选择出最优组合策略，因此综合性地考虑不同调整方式，对于研究养老保险等其他成本上升冲击如何影响企业决策具有重要意义。国企原本申报基数高，逃费程度低，当法定缴费比例上升时，其更大程度地降低申报

¹ 另外，我们考察了一个 2015 年的影响范围较小的政策冲击。具体地，在 2015 年的受到法定比例的上升冲击的个体集中在广东省，我们用这些受到冲击的公司作为实验组，并且参考马双等（2014），选择同省的未受到冲击的公司作为控制组，样本期间为 2014-2015 年。DID 模型的估计结果与假设 H2a 和 H2b 一致，发现当法定比例上升时，企业减少了员工规模，而且资本密集的企业减少了员工，政策效应为-18%，在 10%的水平上显著，但劳动密集型企业员工规模的政策效应为-10%，统计上不显著。然而，由于实验组本身的企业数量为 59，且其中超过三分之二的公司缺失 2013 年、2012 年的数据，所以政策冲击前的实验组的观测量不足，平行趋势检验的结果易受到小样本问题的干扰，未呈于正文。

基数来减少成本，但未减少员工，这可能与国企更难调整就业规模相关，相较而言，非国有企业则降低申报基数的幅度小，倾向于减少员工来控制成本。资本密集型企业对劳动力生产要素的需求弹性大，在法定比例上升时减少员工的幅度大，而劳动密集型受限于行业特征，减少员工的幅度小，倾向于更大地提升逃费程度来控制成本。

最后，我们强调了近些年来养老保险“缴费基数不足”的问题，认为申报的缴费基数是在给定监管力度和维权法律环境下，企业与员工共同商量的结果。与我们的解释相一致，省社会平均工资低地区的员工有更大的激励增加所报基数，因而省社会平均工资低地区的企业在法定比例下降时会更大程度地提高申报基数，减小逃费程度的幅度更大，这为利润最大化的企业愿意在法定缴费比例降低时增加所报基数和养老保险支出提供了一个合理的解释，当然制度环境和监管机构的变化也会使得均衡发生移动，具体机制有待更严谨的理论模型分析以及员工层面数据的实证检验。

参考文献

- [1]程永宏，2005：《现收现付制与人口老龄化关系定量分析》，《经济研究》第3期。
- [2]封进，2014：《社会保险对工资的影响》，《金融研究》第7期。
- [3]封进，2013：《中国城镇职工社会保险制度的参与激励》，《经济研究》第7期。
- [4]何立新，2007：《中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应》，《经济研究》第3期。
- [5]黎文靖、胡玉明，2012：《国企内部薪酬差距激励了谁？》，《经济研究》第12期。
- [6]刘苓玲、慕欣芸，2015：《企业社会保险缴费的劳动力就业挤出效应研究——基于中国制造业上市公司数据的实证分析》，《保险研究》第10期。
- [7]马双、孟宪芮、甘犁，2014：《养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析》，《经济学(季刊)》第3期。
- [8]彭雪梅、刘阳、林辉，2015：《征收机构是否会影响社会保险费的征收效果？——基于社保经办和地方税务征收效果的实证研究》，《管理世界》第6期。
- [9]钱雪亚、蒋卓余、胡琮，2018：《社会保险缴费对企业雇佣工资和规模的影响研究》，《统计研究》第12期。
- [10]沈永建、范从来、陈冬华，2017：《显性契约，职工维权与劳动力成本上升：〈劳动合同法〉的作用》，《中国工业经济》第2期。
- [11]沈永建、梁方志、蒋德权、王亮亮，2020：《社会保险征缴机构转换改革、企业养老支出与企业价值》，《中国工业经济》第2期。
- [12]唐珏、封进，2019a：《社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以21世纪初省级养老保险征收机构变更

为例》，《经济研究》第 11 期。

[13]唐珏、封进，2019b：《社会保险征收体制改革与社会保险基金收入——基于企业缴费行为的研究》，《经济学(季刊)》第 3 期。

[14]陶纪坤、张鹏飞，2016：《社会保险缴费对劳动力需求的‘挤出效应’》，《中国人口科学》第 6 期。

[15]王雄元、史震阳、何捷，2016：《企业工薪所得税筹划与职工薪酬激励效应》，《管理世界》第 7 期。

[16]王燕、徐滇庆、王直，2001：《中国养老金隐性债务，转轨成本，改革方式及其影响》，《经济研究》第 5 期。

[17]薛云奎、白云霞，2008：《国家所有权、冗余雇员与公司业绩》，《管理世界》第 10 期。

[18]袁志刚、李珍珍、封进，2009：《城市化进程中的养老保险水平研究》，《南开经济研究》第 4 期。

[19]张五常，2009：《张五常论新劳动法》，《法律和社会科学》第 4 期。

[20]赵健宇、陆正飞，2018：《养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗？》，《经济研究》第 10 期。

[21]赵静、毛捷、张磊，2015：《社会保险缴费率、参保概率与缴费水平——对职工和企业逃避费行为的经验研究》，《经济学(季刊)》第 4 期。

[22]赵绍阳、杨豪，2016：《我国企业社会保险逃费现象的实证检验》，《统计研究》第 1 期。

[23]赵耀辉、徐建国，2001：《我国城镇养老保险体制改革中的激励机制问题》，《经济学(季刊)》第 1 期。

[24]紫丹，2007：《〈劳动合同法〉：新法律新挑战》，《上海金融报》，2007-12-14。

[25]David, H., W. R. Kerr, and A. D. Kugler, 2007, "Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from US States", *The Economic Journal*, 117(521): F189-F217.

[26]Han, J., and Y. Meng, 2021, "Decreased Contribution Rates Increase Public Pension Fund Revenue: Evidence from China", *Journal of Aging & Social Policy*, 33(2): 120-137.

[27]Heider, F., and A. Ljungqvist, 2015, "As Certain as Debt and Taxes: Estimating the Tax Sensitivity of Leverage from State Tax Changes", *Journal of Financial Economics*, 118(3): 684-712.

[28]Kugler, A., and M. Kugler, 2009, "Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Countries: Evidence from Colombia", *Economic Development and Cultural Change*, 57(2): 335-358.

[29]Lubotsky, D., and C. A. Olson, 2015, "Premium Copayments and the Trade-off Between Wages and Employer-provided Health Insurance", *Journal of Health Economics*, 44: 63-79.

[30]Zhou, Y., and Y. Han, 2019, "Research on the Impact of Reducing the Basic Pension Insurance Rate of Enterprise Employees", *International Journal of Social Science and Education Research*, 2(6): 30-35.

Contribution Rate, Reported Payment Base and Employment

QIU Zhi-gang, MIAO Meng, WANG Zi-yue, YANG Zhen

(School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Using the data of listed companies, this paper studies how the changes of statutory pension insurance payment ratio affect the payment base declared by enterprises and employment. When the proportion of legal payment rate increases, the enterprises reduce the declaration base; otherwise, they increase the declaration base. After the implementation of the labor contract law, the payment base of enterprises is the result of bargaining between enterprises and employees, and its impact on employment is asymmetric. We classify enterprises into several categories, and further analysis shows that: 1. When the legal proportion decreases, the enterprises in the low wage areas reduce the degree of fee evasion more than those in the high wage areas. 2. When the legal proportion increases, capital intensive enterprises reduce the employment scale more than labor-intensive enterprises. 3. When the legal proportion increases, non-state-owned enterprises reduce the scale of employment, while state-owned enterprises do not.

Key words: endowment insurance; payment base; employment



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn