arXiv:2304.05605v1 [econ.GN] 12 Apr 2023

工资税归宿：来自失业保险的证据

Audrey Guo*

2023年3月

摘要

经济模型假设工资税负担全部由劳动者承担，但当税款因企业而异且随时间变化时，税收归宿落在谁身上？美国的失业保险有一个关键特点：税率因雇主而异，也会随时间变化；如果税收成本无法完全转嫁到劳动者工资上，就可能引发劳动需求反应。我利用州政策变化和 LEHD 中匹配的雇主—雇员就业记录，研究高度受影响的雇主在工资税上调后，就业和收入如何变化。我发现，就业增长显著下降，原因是招聘减少；几乎没有证据表明税负转嫁到了收入上。对年轻及低收入劳动者而言，就业负面影响最为强烈。

*圣克拉拉大学。联系方式：aguo@scu.edu。谨向 Katarzyna Bilicka、Maria Fitzpatrick、Tatiana Homonoff、John Ifcher、Kris Mitchener，以及乔治城大学法学院、加州大学戴维斯分校、圣克拉拉大学、国际公共财政学会年会和加州劳工大会的研讨会与会者致谢，感谢他们提出的宝贵意见。文中所表达的观点仅代表作者本人，并不代表美国人口普查局。人口普查局披露审查委员会和披露规避官员已审查本信息产品，以确认其未未经授权披露机密信息，并已批准本次发布所采用的披露规避措施。本研究在联邦统计研究数据中心开展，项目编号为联邦统计研究数据中心项目编号1632。（CBDRB-FY22-P1632-R9305-R9674）本研究使用了美国人口普查局纵向雇主—家庭动态计划的数据。该计划部分由以下经费资助：美国国家科学基金会拨款 SES-9978093、SES-0339191 和 ITR-0427889；美国国家老龄研究所拨款 AG018854；以及阿尔弗雷德·P·斯隆基金会提供的拨款。

1 引言

对劳动收入征收的雇主税用于资助各种社会保险项目，政策制定者经常将工资税减税视为刺激就业的一种方式。在税收归宿理论中，由此产生的就业和工资变化取决于劳动需求弹性和劳动供给弹性；由于假定劳动力需求的弹性远高于劳动供给的弹性（尤其是在长期内），大多数模型都假定工资税成本完全由劳动者承担，因此对就业几乎没有影响，甚至毫无影响。[1] 然而，在存在工资向下刚性的情况下，可能会出现不完全转嫁，从而导致就业下降而非工资下降。[2] Hamermesh（1979）指出，如果工资税的全部负担都可以转嫁到工资上，雇主就不会如此强烈地反对税收增加。此外，仅影响部分企业的工资税变化可能会阻止雇主将成本完全转嫁到工资上。[3]

本文利用各州失业保险税上调来估计美国的工资税归宿。失业保险是美国第三大工资税，是一种由雇主承担且随时间变化的税收，由州级机构管理。雇主税率是此前雇员领取的失业保险福利金额的递增函数；2010年和2011年，州立法提高失业保险税，增加了高度受影响的雇主的工资税成本。我使用美国人口普查局的纵向雇主—家庭动态数据库（LEHD）中的行政数据，研究这些州级税收增加对劳动者收入和就业增长的影响。

我识别出一组高度受影响的雇主，将其定义为曾有裁员历史的雇主，并采用双重差分研究设计，比较位于处理组州与对照组州的雇主的结果。我估计州级

[1]正如Brittain（1971）和 Gruber（1997）的早期估计值所表明的那样。[2]Grigsby 等人（2021）使用一家大型工资处理公司的数据，发现工资削减率非常低，为名义工资向下刚性提供了有力证据。Murray（2021）使用人口普查局数据估计，名义工资向下刚性至少造成了2008年金融危机期间23%的超额岗位流失。[3]同样，Saez 等人（2012）和Saez等人（2019）发现，仅影响企业内部部分劳动者的工资税变化也未能实现完全转嫁。

将税收增加转嫁至收入，反而发现就业增长受到负面影响。工资税每增加每名工人100美元，就业增长在这一年中下降0.43个百分点。事件研究估计值发现，初次政策变化后的第2年和第3年影响最大，这表明失业保险税上调阻碍了大衰退后的经济复苏。使用三重差分研究设计进一步证实了这些结果：该设计比较同一州内高暴露雇主和低暴露雇主，以控制大衰退后州经济状况可能存在的差异。

我检验了就业增长的下降是否由离职增加或招聘减少所驱动，并发现了后者的明确证据。每增加100美元的税收，季度新雇员占比最多下降0.2个百分点，而对离职员工占比的影响较小且在统计上不显著。这些发现与企业税收激励相一致，因为每增加一名新雇员都会产生一笔额外的失业保险税；另一方面，额外的离职不会节省失业保险税，因为较低的失业保险税基会导致大多数收入在第一季度结束时超过税基。异质性分析显示，负面的就业影响对于年轻劳动者（25岁以下）和低收入劳动者更为显著。与平均劳动者相比，低收入劳动者的收入增长降幅也更大，但仍远未达到完全转嫁。此外，单机构企业比多机构企业更有可能减少招聘，这表明现金约束也可能发挥重要作用。

本文的主要贡献是为研究美国的工资税归宿提供了背景。由于联邦工资税缺乏变动，近期文献中几乎没有基于美国的相关研究。鉴于各国劳动力市场制度存在差异，一个国家的税收归宿估计值未必能以同样的方式推广到另一个国家。州级失业保险税增加提供了一个类似于 Ku 等（2020）的研究情境；他们发现，挪威地区性工资税上调降低了就业，因为企业只能将部分成本转嫁给劳动者。Saez等（2021）发现，年轻劳动者减缴工资税带来的就业增

长效应在劳动者超过资格年龄后仍持续存在。同样，我估计工资税上调会导致就业增长逐步且持续下降。Benzarti 和 Harju（2021a）发现，芬兰减征工资税帮助处理组企业渡过了大衰退，尽管此前对就业的影响甚微，这表明企业的反应具有周期性。我的研究发现，大衰退后税收增加引发了负向就业反应，这证实了这种效应具有对称性。

另一项贡献是估计不同劳动者和雇主特征下的异质性效应。Benzarti 和 Harju（2021b）发现，工资税较高的企业会减少对低技能和体力劳动者的雇用。我发现，低收入劳动者和年轻劳动者的劳动力需求降幅更大，但受教育程度较低者并非如此。我发现，单机构企业尤其可能因失业保险税上调而减少招聘，这与 Lobel（2021）的发现一致：小型企业对工资税减税的反应更大。Bir´o 等人（2022）按企业生产率估计工资税归宿的异质性，发现生产率较低的企业出现了就业反应，而生产率较高的企业则将减税转嫁给劳动者。虽然我无法观察企业生产率，但高暴露雇主样本很可能与生产率较低的企业有所重合，因为这些企业在税收增加前曾遭遇裁员。

最后，本文通过使用近期数据以及来自多个州的外生政策变化，重新审视相关问题，为有关失业保险税归宿的小型文献作出贡献。Anderson 和 Meyer（1997）及 Anderson 和 Meyer（2000）的早期研究发现，针对特定行业的失业保险税存在转嫁证据，但针对特定雇主的税率则没有；不过，针对特定雇主税率的变化同时涵盖了高暴露和低暴露雇主。我的发现也补充了 Johnston（2021）的研究结果：雇主特定税率的年度变化对劳动者收入影响甚微，但对招聘影响很大。

下一节将介绍有关美国失业保险的制度细节。第3节描述研究设计，第4节讨论数据以及我的建筑业

分析样本。第5节介绍主要的雇主层面结果，第6节介绍一项聚焦于低收入劳动者的劳动者层面分析。第7节总结全文。

2 制度背景

美国的失业保险完全由针对雇主征收的工资税提供资金。[4] 与对所有雇主统一征收的社会保障税或医疗保险税不同，失业保险实行经验费率制，因此因雇主而异。失业保险税收收入在2012年达到工资总额的1%，但这掩盖了雇主之间显著的异质性。解雇了随后申领失业保险福利的工人的雇主，其未来税率会被调高，最高可达法定上限。[5] 这些雇主专属税率每年计算一次，附录图A.1展示了佛罗里达州的一份税率表样本，该州的最高税率上限为5.4%。附录图A.2绘制了失业保险缴款总额随时间变化占工资总额的比例，显示失业保险税款征收具有周期性：经济衰退后的几年里税率最高。由于失业保险税率会随时间变化，企业可能更难将成本转嫁给工人；失业保险纳税义务的变化也可能影响就业和收入。

失业保险的另一个独特之处在于，大多数州的税基较低。在过去半个世纪里，应税工资未能跟上通胀，导致税基不断萎缩。2009年，也就是首次上调失业保险税的前一年，应税工资基数的中位数仅为10,000美元——中位数州的应税工资仅占工资总额的28%。税基偏低使失业保险税成为向劳动者征收的一种定额税，与收入无关。因此，失业保险税具有累退性：季节性劳动者、兼职劳动者和低工资劳动者的实际税率（占收入的比例）更高，而这些类型的劳动者

[4]除新泽西州外，该州还向劳动者征收统一的0.5%工资税。[5]Guo 和 Johnston（2021）简要介绍了美国失业保险的历史。美国失业保险以工人赔偿制度中的经验费率制为蓝本。自该制度创立以来，政策制定者就认识到其中的权衡：既要抑制裁员，又要应对动态经验费率制带来的周期性税负。

对于面临较高失业保险税率的企业而言，其雇用成本相对更高。Huang（2022）发现，提高州级应税工资基数会提升青少年的就业率；Duggan等人（2022）发现，提高税基会增加对低工资兼职劳动者的劳动力需求。

各州的失业保险税税率表差异很大；某州提高税收会增加该州现有雇主的工资成本，却不会影响其他任何州的税制。许多州的失业保险计划资金不足，导致其失业保险信托基金在经济衰退期间耗尽。大衰退期间，有36个州的失业保险信托基金告罄，被迫向联邦政府贷款；新冠疫情最严重时期，另有18个州也出现了这种情况。大衰退之后，许多州意识到有必要更新失业保险税税率表，以补充信托基金，但立法提高税收的时机和幅度差异很大。与此同时，也有人提议提高联邦规定的失业保险税基（目前为7,000美元），这样各州便能增加税收收入，而不必自行立法制定失业保险税政策。例如，加利福尼亚州的失业保险信托基金债务超过100亿美元，却没有通过任何提高失业保险税的立法。

3 研究设计

2010年和2011年，共有16个州上调了失业保险税，以补充其信托基金。再加上经验费率制导致雇主特定税率机械性上升，这些税收上调可能使有效税率提高2%至5%。对于涵盖23个州和哥伦比亚特区的LEHD研究样本，图1绘出了2009年至2011年最大税收增幅（税基 * 最高税率）的分布。在这个子样本中，由于失业保险税制度的基准期差异，我将7个州排除在分析之外。其中6个州会根据工资增长自动调整失业保险税基，因此在整个样本期内，每年都会出现渐进且可预测的税收增加（因此在基准期的税收成本高于处理组州）。我还

排除了宾夕法尼亚州，该州在2011至2012年经历了失业保险税下调。

在其余州中，我确定了9个处理组州，这些州的法定最高失业保险税从2009年到2011年增加了超过100美元；其余8个州则作为对照组州，在此期间税收变化很小。2009年至2011年，处理组州的人均最高失业保险税增幅从略低于200美元到超过600美元不等，平均增幅为378美元。按百分比计算，最高税额平均增加了67%；税收增幅最大的州是南卡罗来纳州（无论按金额还是百分比计算）。[6] 图2标示了这17个LEHD州的位置，以及2009年至2011年最高失业保险税的变化。

为聚焦于那些会受到州失业保险税上调约束的雇主，我创建了一个高暴露雇主样本，这些雇主在大衰退之后很可能已接近最高税率。我首先估计事件研究回归，以检验相较于对照组州，处理组州是否存在差异化的事前趋势。随后，我估计合并的双重差分回归，以估计失业保险税上调的连续处理效应。为使两种回归设定使用一致的样本，我将研究时段限定为2008年至2013年，以确保至少包含两年的税收变化前数据和三年的税收变化后数据。

进行事件研究需要为每个州的税收上调确定一个单一的起始日期。虽然一些州一次性上调了税收，但其他州通过立法规定在2010年至2012年间逐步上调。合并双重差分估计将纳入这种幅度和时间上的差异，但在事件研究中，我仅将事件时间定义为相对于初次税收上调发生前一个季度的时间（$event = 0$ 对于处理组州，该季度为2009年：第四季度或2010年：第四季度；而对照组的事件时间始终为零。

[6]附录图 A.3 绘出了各对照州随时间变化的失业保险税最大值和平均值；附录图 A.4 和图 A.5 则分别绘出了处理组州和排除项州的相关数据。

各州）。随后，我估计以下回归设定：

$$Y_{fst} = \alpha_f + \sum_{k=-8, k\neq -1}^{13} \beta_k (event = k) + NAICS * \delta_t + \gamma minwage_{st} + \epsilon_{fst} \tag{1}$$

其中， f 表示雇主（SEIN）索引， s 表示州索引， t 表示年-季度索引， k 表示相对于政策变化的季度索引。我将政策变化前两年以上的所有季度合并为一个估计值 $k = -8$，并将政策变化后三年以上的所有季度合并为 $k = 13$。为考虑潜在的预期效应，处理效应是相对于税收变化前两个季度的结果进行估计的（即：如果某州在2010年提高税款，基准期为2009年的第三季度；如果某州在2011年提高税款，基准期为2010年的第三季度）。因此，被排除的季度为 $k = -1$，税收变化的第一个季度标记为 $k = 1$。[7] 系数 β_{-8} 至 β_{-2} 用于检验政策变化前是否存在差异化的事前趋势。模型纳入了 SEIN 固定效应，以及与两位数 NAICS 行业交互的年-季度固定效应，因为建筑业等某些行业受到大衰退的冲击尤为严重。主要关注的结果包括稳定就业员工的季度平均对数收入（不包括新聘和离职员工），以及同比就业增长和招聘率。

我还使用连续处理变量 $Taxchange_{st}$ 估计合并样本的双重差分回归，该变量定义为相对于2009年最高失业保险税的美元变化（并在2008年和2009年设为零）。基准回归设定如下：

$$Y_{fst} = \alpha_f + \sum_{q=1}^{4} \beta_q * Taxchange_{st} + NAICS * \delta_t + \gamma minwage_{st} + \epsilon_{fst} \tag{2}$$

这里， f 表示雇主索引， s 表示州索引， t 表示年-季度索引。我估计了四个关注系数 β_1 至 β_4，以允许不同日历季度存在差异化响应，因为

[7] 2010年上调的州包括阿肯色州、缅因州、马里兰州、田纳西州和西弗吉尼亚州；2011年上调的州包括伊利诺伊州、印第安纳州、俄克拉何马州和南卡罗来纳州。

失业保险税负在第一季度最高。识别假设是，若没有失业保险税政策变化，大衰退后的几年里，处理组州和对照组州中同一两位数 NAICS 行业的雇主，其情况变化趋势应当相似。

值得注意的是，大衰退之后，联邦政府还通过紧急失业补偿（EUC）计划和延长福利（EB）计划，大幅延长了失业保险福利期限，使其超出通常的26周。2010年至2011年，福利期限最长可能达到99周，之后于2012年缩短，并在2013年底突然终止。Farber 和 Valletta（2015）以及 Farber 等人（2015）发现，这些福利延期对求职的影响不大，因为它们主要减少了退出劳动力市场的劳动者人数，并导致长期失业。因此，我假设在我的分析期间，失业保险福利的延期不会对工人的劳动供给产生差异化影响。

4 数据

本项目使用人口普查局的纵向雇主—家庭动态数据库（LEHD），这是一个将雇主与雇员匹配的行政数据集，包含季度收入，数据直接取自各州的失业保险记录。LEHD 为每个雇主分配一个州级 EIN 编号（SEIN），我将以此界定企业。失业保险税率也是按 SEIN 这一层级分配给雇主的。一个 SEIN 可以涵盖同一州内的多个企业单位，但不包括该州以外的就业。正如大型企业可能拥有多个与其业务相关联的 EIN，这些企业在同一州内也可能拥有多个 SEIN。

为构建样本，我纳入了来自9个处理组州和8个对照组州的雇主，涵盖2008年至2013年（允许面板不平衡）。我还剔除了零售贸易业和住宿及餐饮服务业（NAICS 44-45 和 NAICS 72）。这两个行业人员流动率高，失业保险领取率低，因此很难将雇主划分为经验费率制高或低的类别。剔除

这些行业不应影响结果的普遍适用性，因为它们的平均失业保险税成本在各行业中处于最低之列，仅高于医疗保健业和教育业（Guo 和 Johnston（2021））。

第一个关注的结果变量是平均季度收入，既可以针对稳定就业者计算（不包括新雇员和离职者），也可以针对所有就业者计算。由于没有收集工时信息，收入上的税负归宿也可能反映工时变化。在第 6 节的补充分析中，我在 LEHD 中识别低收入劳动者，以便单独估计对这些劳动者的影响；他们承担的相对失业保险税负最高。为研究就业结果，我根据就业期的开始和结束来统计新雇员和离职者，并以就业人数为分母，计算每季度新雇员和离职者所占比例。我还使用 DHS 增长率来衡量季度就业增长。

4.1 计算失业保险税暴露程度

州失业保险税上调影响了最高税率或计税基数，而这两者只有在经验费率足够高时才会产生约束。由于我无法直接观察 LEHD 中雇主的工资税率，因此根据离职历史推算其受到失业保险税上调影响的程度。对于从未使劳动者转为非就业状态的雇主，推断其失业保险税率较低（低暴露）；对于使相当比例劳动者转为非就业状态的雇主，则推断其税率接近州最高税率（高暴露）。

影响雇主特定税率的并不是裁员本身，而是被裁劳动者申领的失业保险福利金额。为了识别可能符合领取失业保险福利资格的离职，我首先将考察范围限定为至少连续两个季度有收入，且收入最高季度至少为1500美元的劳动者（在大多数州，符合领取失业保险福利资格的最低要求）。我还排除了年龄小于18岁的劳动者（以排除由就学导致的离职），以及年龄大于60岁的劳动者（以排除退休时点的影响）。随后，我将发生在季度 t 、且

从季度 $t+1$ 到 $t+3$期间至少有一个季度收入为零的工作离职插补为裁员。因迁往其他州而导致的离职不会在 LEHD 数据中被捕捉，因此也可能被错误编码为裁员。我还剔除了在基准期（2009年第三季度）劳动者少于20人或多于500人的雇主，以尽量减少这种插补中的测量误差。

随后，我按每个 SEIN 汇总两个独立前期内估算的裁员人数，并利用这两个累计比例，将企业界定为高暴露企业并纳入分析样本。第一个前期为 2006年第一季度至 2007年第四季度，第二个前期为 2008年第一季度至 2009年第二季度（大衰退始于 2007 年 12 月，结束于 2009 年 6 月）。[8] 在处理组州和对照组州中，我将样本限定为：在两个前期内，裁员总数均占其 2009年第三季度基准期就业人数的 33% 至 100% 的 SEIN。

我还单独留出一组 SEIN：其在 2006年第一季度至 2007年第四季度期间估算的裁员比例低于 15%，在 2008年第一季度至 2009年第二季度期间低于 10%。考虑到裁员人数可能被高估，估算裁员率低于 10% 的 SEIN 很可能没有发生或仅发生了极少的失业保险福利申领。这组雇主预计受失业保险税上调的影响最小，因为其距离最高税率较远；在三重差分分析中，这组企业将作为“安慰剂”或低暴露样本。

因离职而进入非就业状态，仍然无法完美预测最终的经验费率制，因为失业保险领取率并不完美，且失业保险领取期限存在显著差异。因此，我认为这项分析是接受会出现第一类错误，以尽量减少第二类错误。对于采用其他阈值来界定这一高暴露雇主样本，我的结果也具有稳健性。Lachowska 等（2021）利用华盛顿州的行政数据开展的新研究发现，在决定某一雇主未来的失业保险税率时，劳动者领取失业保险的情况与离职率同样重要。因此，无意中纳入一些失业保险税暴露较低的雇主所引入的测量误差可能

[8]我使用各州首次税收增加之前的三年时间段，以便最好地捕捉可能导致失业保险税上调的裁员。2006年之前发生的裁员不太可能影响2010年及以后的税率，因为大多数企业届时已经完成了税收增加的影响过程。例如，2008—2009年大衰退期间的裁员导致税率在2011—2012年达到峰值。

削弱我的估计值。

4.2 汇总统计

表1报告了2009年第三季度基准期处理组州和对照组州企业样本的汇总统计。这两组企业的规模非常相近，平均就业人数约为67名劳动者。裁员历史的平均值也高度吻合：平均而言，雇主在2006—2007年的累计裁员人数相当于其2009年第三季度就业人数的57%，而2008年第一季度至2009年第二季度期间这一比例为50%。不过，两组存在一处差异：年度收入方面，对照组州的工资高于处理组州。这可能是州级生活成本和最低工资差异所致。联邦最低工资分别于2007年、2008年和2009年7月上调，处理组州更可能受到具有约束力的最低工资上调影响。因此，我还在所有回归设定中控制了州最低工资。本表还显示，建筑业在高暴露企业中占比过高；从全国范围看，该行业仅占企业单位的10%，而在我的分析样本中，建筑业雇主占比超过20%。

5 结果

我首先证实，法定最高失业保险税的提高转化为了实际缴纳税款的增加。在不存在雇主特定税率的情况下，我使用来自公开使用的就业与工资季度普查（QCEW）的汇总数据，估计事件研究回归。观测层级为四位数行业、州和季度，有效失业保险税率通过将季度失业保险缴款除以季度应税工资总额计算得出。

以建筑业作为高暴露雇主的代理（因为其平均税收成本最高），图3显示，处理组州的政策变化导致

失业保险税成本上升，且主要发生在日历年的前两个季度（第一季度对应事件时间 -7、-3、1、5 和 9）。与对照组州相比，政策变化后的三年中，处理组州第一季度的平均税率分别上升了 0.83、1.1 和 1.0 个百分点。附录表 A.1 中双重差分设定的估计结果显示，最高失业保险税每增加 100 美元，当年第一季度的有效失业保险税率就会上升 0.16 个百分点。然而，行业层面的这一平均效应掩盖了工人层面有效税率的显著异质性，尤其是对于收入低于应税工资基数的工人。第 6 节将进一步探讨这一问题。

5.1 事件研究

为研究对收入的影响，图 4 使用季度收入对数作为结果变量，绘制了方程 1 的事件研究估计值。季度收入对数的计算方法是：对从季度 t-1 到 $t+1$ 一直受雇的所有稳定就业员工，取其季度收入对数的企业层面平均值。通过排除新雇员和离职者，这一方法忽略了因就业期不完整而导致收入可能下降的情况。面板 A 中的基准估计值显示，即使控制了州最低工资，在政策变化之前，处理组州的雇主支付的工资仍低于对照组州的雇主，而且第一季度收入相对于年内其他季度呈现较低的规律。这种持续存在的收入季节性可能是由地区气候差异造成的。最大的两个对照组州——加利福尼亚州和佛罗里达州——以冬季气候非常温和而闻名，因此建筑业等高暴露行业的季节性就业较少。面板 B 显示，纳入州与日历季度交互固定效应有助于平滑这些季节性模式。在控制了各州特有的季节性之后，我们仍然观察到第一季度（税负最高时）平均收入小幅下降，但降幅非常小，且不具有统计显著性（这意味着第一季度收入最多下降 1.2%）。因此，这表明失业保险税上调对劳动者平均季度收入的影响微乎其微。

接下来转向就业边际，图5的面板A 展示了同比就业增长的基准期估计值，面板 B 则纳入了州与日历季度固定效应。税收增加后，处理组州的就业增长持续下降：到第一年末下降了 2个百分点，第二年后下降了 4个百分点。随着时间推移，这种不断扩大的处理效应可能由两个因素驱动。通过查看图A.4 中各处理组州的税款细分，我们发现，一些州经历了逐步的税收增加，并于2012 年达到峰值（即初次增加后的一年或两年）。其次，平均税率在2011年-2012年也处于最高水平，因为大衰退导致的裁员需要数年时间才能转化为更高的税率。面板 B 表明，即使纳入州特定的日历季度固定效应，这一模式依然稳健；这些固定效应控制了地理季节性差异。

5.2 双重差分

接下来，我使用双重差分估计策略来估计平均处理效应幅度。在这些设定中，我现在使用一个连续处理变量，该变量等于 t 和2009年之间最高失业保险税税率表的变化，并在2009年之前设为零。我估计由方程2描述的设定，其中包括雇主（SEIN）和行业—时间固定效应，以及对州最低工资的控制变量。

表 2 报告了三种收入结果的估计值：奇数列为未加权估计值，偶数列为按企业就业人数加权的估计值。基准期规格采用未加权方式，因为分析样本已限定为 2009 年就业人数在 20 至 500 人之间的 SEIN，尽管加权通常对估计值的大小影响甚微。第 1 列和第 2 列计算全季度均在岗的稳定就业者的雇主平均季度收入，第 3 列和第 4 列则在计算平均值时纳入所有就业者。两种结果都显示，除第一季度外，所有季度在税收变化后季度收入对数均小幅上升，这与图 4 中观察到的前趋势一致。第一季度 DD 系数未出现上升，这意味着

每增加 1 美元失业保险税，税收归宿最大值为 40%（考虑到 100 美元约占季度收入均值的 1%），不过这一效应可能是由季节性就业模式驱动的，且在三重差分设定下并不稳健。

在第 5 列和第 6 列中，我估计了一个替代性指标，即劳动者在给定季度经历收入增加的可能性。由于季度收入在全年中会有所波动（尤其是在包含工时的情况下），我定义了一个简单指标，用于判断劳动者在当前季度的收入是否高于前两个季度（忽略任职期少于 3 个季度的劳动者）。随后，企业层面的结果变量被计算为满足上述定义的劳动者所占的比例。预计该指标会与实际获得加薪的劳动者比例相关，但由于季度频率导致的测量误差，估计值可能会有所衰减。这些估计结果进一步表明，税收归宿在年初第一季度的程度较小；人均最高失业保险税每增加 100 美元，第一季度获得收入加薪的劳动者比例就会下降 0.4 个百分点。

鉴于现有证据不支持税收归宿完全由收入承担，我接下来考察就业相关结果。表3报告了三种不同结果的估计值，按企业就业人数加权后，估计值仍然稳健（偶数列）。我将同比就业增长定义为 DHS 季度就业增长率相对于上一年同一季度的变化，$\frac{Emp_t - Emp_{t-1}}{\frac{1}{2}(Emp_t + Emp_{t-1})}$，这种定义形成了对称的增长指标，并允许企业进入和退出。第1列的基准未加权设定估计显示，失业保险税上调会降低同比就业增长，而且这一影响会在全年不断累积。人均失业保险税每增加100美元，年末就业增长率就会降低0.43个百分点；按企业就业人数加权后，降幅甚至更大。这意味着，在印第安纳州这样的州，2011年最高失业保险税增加了500美元，高暴露企业的就业增长率相较于对照组州的类似企业下降了2.2个百分点。

为将这一就业变化分解为招聘和离职，我定义了这项季度——

估计值显示，招聘受到负面影响，而离职没有受到具有统计显著性的影响。第 3 列显示，人均最高失业保险税每增加 100 美元，第一季度和最后一季度的招聘率都会下降 0.17 个百分点。就业增长和招聘均呈负向变化，这与失业保险税负加重的作用机制相符。在日历年初，所有不超过税基的收入都须缴纳失业保险税，因此会给雇主带来沉重的工资税负担。每增加一名雇员，雇主就要多承担一笔失业保险税；而额外的离职并不会节省税款，若离职者申领失业保险福利，甚至可能推高未来成本。到了日历年末，大多数甚至所有现有劳动者的收入都已超过失业保险税税基，因此不会再给雇主带来额外的工资税成本。然而，新雇员的收入仍须缴税，直至达到相同的税基，因此其实际税率要高得多；这或许可以解释为何雇主在年末最后一个季度不愿招聘。虽然我无法对此进行观察，但劳动力需求下降的另一种可能解释是，雇主转而使用不需缴纳失业保险税的合同工。[9]

5.3 按工人和雇主特征划分的异质性

为考察不同类型劳动者的异质性反应，表4分析了三个特定群体的就业结果。首先，我研究了低收入劳动者的招聘率所受的影响；低收入劳动者定义为受雇后所在季度收入低于3000美元的人（按2015年美元计值，并根据通货膨胀进行调整）。[10] 第1列显示，最高失业保险税每增加100美元，第一季度低收入新雇员的占比便下降0.1个百分点；以6.5%的样本均值为基准，这表明其负向反应大于上一张表中新雇员总体占比的负向反应。

[9]例如，Kugler 等人（2017）发现，哥伦比亚的工资税减税提高了受影响劳动者的正式就业率。[10] 3000 美元的门槛设定为与单人家庭的联邦贫困线（2015 年为 11,770 美元）一致。

接下来，我计算了两个关注群体的同比就业增长率：25岁以下的工人，以及仅有高中学历或更低学历的工人（条件是年龄在25岁或以上）。[11] 由于小型企业不一定会雇用这些类型的劳动者，若企业在本日历季度或上一日历季度均未雇用此类劳动者，则将其增长率定义为零。因此，按企业就业人数加权时，加权估计值与未加权估计值之间的差异更大。回顾此前的估计：最高失业保险税每增加100美元，第四季度就业增长便下降0.43个百分点（表3第1列）。对年轻劳动者而言，每增加100美元的税额，降幅更大，为0.66个百分点。低学历工人的增长率与总体影响更为相近，估计到年底下降0.39个百分点。这表明，刚进入劳动力市场的年轻劳动者受失业保险税上调导致的劳动力需求下降影响最大。

为检验不同类型雇主的异质性反应，我根据雇主在基准期（2009年第三季度）的特征对其进行分类。我关注三项可观测特征：工人收入中位数、多机构状态和企业年龄。后两项也可能反映雇主是否面临现金或融资约束，因为失业保险税意外上调可能会限制可用现金流。请注意，到2010年，分析样本中的所有企业年龄都已达到5年或以上，因为它们需要有足够长的裁员历史，才会被认定为高暴露。

主要关注的结果变量是新雇员占比，估计时对方程2所述的双重差分设定进行了扩展。在每种设定中，我额外加入四个交互项，将失业保险税变化与以下基准期指标之一进行交互：季度收入中位数低于6000美元、单机构企业（无论按州内还是全国范围界定），或企业年龄低于20年。图6展示了这三项特征各自对应的估计值。估计结果显示，在招聘方面几乎没有差异，无论

[11] 55岁以上的工人的结果也进行了估计，但结果不值得提交以供披露。

雇主是否拥有大多数低收入劳动者。然而，单机构企业的交互项显示，只有一个地点的企业出现了较大的负向反应（从第一季度、第三季度和第四季度的交互项可以看出），而多机构企业基本不受影响。这表明，资源获取能力较弱的单机构企业最有可能因失业保险税上调而减少招聘。在这些雇主中，100美元的最大值税收上调分别使第一、第三和第四季度的招聘降低了0.23个百分点、0.22个百分点和0.41个百分点。最后一组标记显示，与成立时间较早的企业相比，成立时间较短的企业也更有可能因失业保险税增幅而减少招聘，不过其幅度小于单机构企业。

附录图 A.6 也绘制了离职比例的估计值。虽然我没有估计出离职人数的总体效应，但季度交互项显示，与拥有多个经营场所的企业相比，受到税收增加影响的单一经营场所企业在年初两个季度发生离职的可能性实际上更低。一种可能的机制是，在没有招聘的情况下，企业会更加努力留住工人。

5.4 三重差分设计与稳健性

为控制可能干扰估计值的州特定因素，我还进行了三重差分估计，将高暴露雇主构成的主要样本与经历最少裁员的安慰剂样本进行比较。由于失业保险税上调对接近最高税率的雇主约束更大，我们可以用裁员较少、因而受到失业保险税上调影响较小的雇主，来控制可能同时影响税收政策和就业结果的州级变动。

图7绘制了使用这一三重差分设计、基于包含高税收和低税收雇主的扩展样本得出的同比就业增长事件研究估计值。它估计方程1，不仅纳入事件时间处理组虚拟变量，还纳入了一组与雇主是否被归类为高税收雇主相互作用的处理组虚拟变量。这些交互项成为我们关注的新系数，而基准期事件时间估计值

控制处理组州中的混杂条件。估计值显示，税收增加前不存在差异性预趋势，而税收增加后增速持续下降，到第二年末降至负5个百分点。这进一步证明了失业保险税上调与劳动力需求下降之间存在因果关系。

表5报告了对收入、招聘和离职进行研究的合并三重差分回归设定的估计值。新雇员占比和离职员工占比的 Taxchange*High 系数与基准期双重差分设定所得结果一致，但我们不再观察到对对数收入或获得加薪者占比的影响。这表明，此前观察到的对第一季度收入和加薪的负面影响，源于处理组州与对照组州之间与失业保险税上调无关的根本差异；失业保险税上调的工资税负归宿影响很小。

表6报告了就业增长结果的估计值。三重差分交互项均具有统计显著性，且幅度大于原先双重差分估计值。仅在当年第一季度，每增加100美元失业保险税，就业增长便下降0.5个百分点。到年底，这一负面影响扩大至-0.74个百分点。年轻劳动者的就业增长受到的负面影响更大，每增加100美元税收，年末就业增长就会下降0.9个百分点。将州别与年-季度固定效应纳入模型后，结果仍然稳健，相关结果见表A.2。

我的结果对于样本构成的一系列敏感性检验同样稳健。[12]首先，尽管由于测量误差的可能性较高，我选择排除零售贸易和食品/酒店业，但纳入这些雇主后，双重差分和三重差分估计值仍然稳健。其次，由于我无法观察到实际的雇主特定税率，因此我根据推算的裁员历史来衡量预期的失业保险税成本。对纳入我的主要分析样本所依据的裁员比例临界值进行小幅调整，并未对我的估计值产生定性影响。此外，结果并非由分析样本中纳入任何一个州所驱动，

[12]稳健性检验的估计值尚未从人口普查研究数据中心（RDC）披露，但如有需要，可进一步申请披露。

将样本限制为平衡面板也不会影响估计值。

最后，为了应对各州上调失业保险税的时间不一致可能带来的疑虑，我分别估计了仅纳入2010年处理组州或仅纳入2011年处理组州的事件研究回归。这确保每组处理组州只与对照组州进行比较，并且由于所有税收上调都在同一时间发生，分期处理的问题也不复存在。通过这一分析得出的处理效应，在定性上与合并样本的结果相似。

6 低收入劳动者的税负归宿

由于失业保险税基较低（2009年的税基中位数仅为10,000美元），低工资劳动者面临更高的有效税率，因此相较于收入较高的劳动者，他们承担的相对税负更重。他们的议价能力也可能较弱，而且更有可能从事兼职工作。我识别出高暴露企业中的现有劳动者，并估计失业保险税上调对其后续收入变化轨迹的影响。劳动者层面分析提高了估计精度，使我们能够识别这一重点子群体内部的收入影响。

聚焦于高暴露企业这一主要分析样本，我构建了一个劳动者层面样本，其中的劳动者在该企业工作至少一年，且2009年的年度收入介于5000美元至24,000美元之间。[13] 为确保这些劳动者占企业就业人数的比例不可忽略，我还剔除了截至2009年第三季度雇用这类低工资劳动者不足10人的所有企业。该子样本约包括549,000名低工资劳动者，受雇于13,000家雇主（占主要分析样本中高度受影响雇主的44%）。我估计劳动者层面的事件研究回归，其中事件时间为

[13]由于 LEHD 报告的是总收入而非工资率，这一定义可能会将工时很少的高工资劳动者也纳入其中，不过这种情况应该相当少见。此外，由于失业保险税是根据收入而非工资计算的，从工资税的角度来看，兼职高工资劳动者给雇主带来的成本同样高。

defined in the same way as Equation 1.

$$EarnGrowth_{ifst} = \alpha_f + \sum_{k=-8,k\neq-1}^{8} \beta_k Taxchange_s(t - Increase_s = k) + \delta_t + \rho log(earn_{ifs,t-4}) + \gamma minwage_{st} + \epsilon_{ifst} \quad (3)$$

此处 i 表示劳动者， f 表示雇主， s 表示州， t 表示年-季度，k 表示相对于政策变化的季度。我将政策变化前两年以上的所有季度合并为一个估计值 $k = -8$，并追踪政策变化后三年内劳动者的情况，直至2012年底。对于处理组州，$Taxchange_s$ 定义为2009年至2010—2011年间最高失业保险税增幅的平均值（以百为单位）；对于对照组州，其值为零。我们关注的主要结果变量 $EarnGrowth_{ifst}$ 定义为相对于上一年同一季度的同比收入增长。因此，纳入样本的条件是劳动者一年前也在该企业工作，这使分析仅涵盖劳动者中较为稳定的子群体。

图8 绘制了事件时间交互项与 $Taxchange_s$的估计值；因此，每个估计值的大小反映了 100 美元失业保险税增幅的影响。在税收增加后的第一个季度（事件时间 $= 1$），对于处理组企业中的在职工人，相较于对照组企业中的对应工人，每增加100美元的失业保险税，收入增长就会降低 0.63%。这一负面影响幅度较小，且估计结果非常精确，并且不会持续超过第一年。由此，对于每增加 100美元的税收，我们可以排除第一季度超过1%以及第三季度超过 0.9%的负面收入影响。由于在该子样本中，季度收入的 1% 平均相当于48美元，这些估计值共同表明，对于现有的低工资劳动者，最大转嫁率为 90%（100美元中有 90美元）。因此，即使是在承担最大有效税负的子群体中，我们仍发现证据表明，短期税收增加并不会使现有工人的收入承担全部税收归宿。

7 结论

失业保险工资税因雇主特定性和随时间变化的特点，为研究人员提供了广泛的政策变动，可用于了解企业如何应对临时工资税变动。鉴于此前曾有人提议削减雇主工资税，以在经济衰退期间刺激就业，人们对于此类减税是否会产生预期效果，还是仅仅会增加企业利润，存在争议。我估计，意外的税收增加会导致就业显著下降，这表明临时工资税减税也可能对就业产生积极影响，尤其是对于面临较高相对税负的年轻及低收入劳动者，以及较难获得财务资源的小型雇主而言。

为应对大衰退之后数年间州失业保险最高税率上调，裁员历史较长的雇主所承担的失业保险税负有所上升，而几乎没有证据表明税收归宿落在劳动者身上。由于雇主几乎无法将税收增加转嫁给劳动者，他们降低了招聘率和就业增长，而且这一影响随时间推移而扩大。利用表3中的第一季度招聘率处理效应估计值，我计算出隐含的劳动需求弹性为 -1.1。该指标的计算方法是：将 -0.170 的第一季度双重差分系数估计值除以 0.161；后者是利用附录表 A.1 中的季度就业与工资普查数据估算出的第一季度有效失业保险税增幅。另一种计算方法是，将第四季度就业增长的三重差分降幅 -0.74 除以 0.31；后者表示 100 美元的税收增加相当于平均年收入的比例。由此得出的年末劳动需求弹性为 -2.4。这些弹性估计值处于劳动需求文献所报告的弹性范围之内，不过在近期工资税研究的估计值中处于较低水平。[14]

失业保险工资税的税收归宿一直是工资税文献中研究不足的课题。雇主特定税率的经验费率制

[14]Ku 等（2020）利用挪威基于地区的工资税上调，估计出劳动需求弹性为 -3.6；而 Benzarti 和 Harju（2021a）估计，针对企业特定的税收增加，弹性介于 -2.9 至 -4.16 之间。在美国，Johnston（2021）估计失业保险税的劳动需求弹性为 -4，而 Guo（2021）估计的弹性为 -1.1。

有助于减少本可避免的裁员（尤其是临时裁员），以及由此给失业保险体系带来的外部性。然而，税率在经济衰退后的年份最高这一周期性模式，也会在复苏期间抑制招聘和就业增长。要了解美国现行失业保险制度设计所带来的意外后果及其内在权衡，还需要开展更多研究。

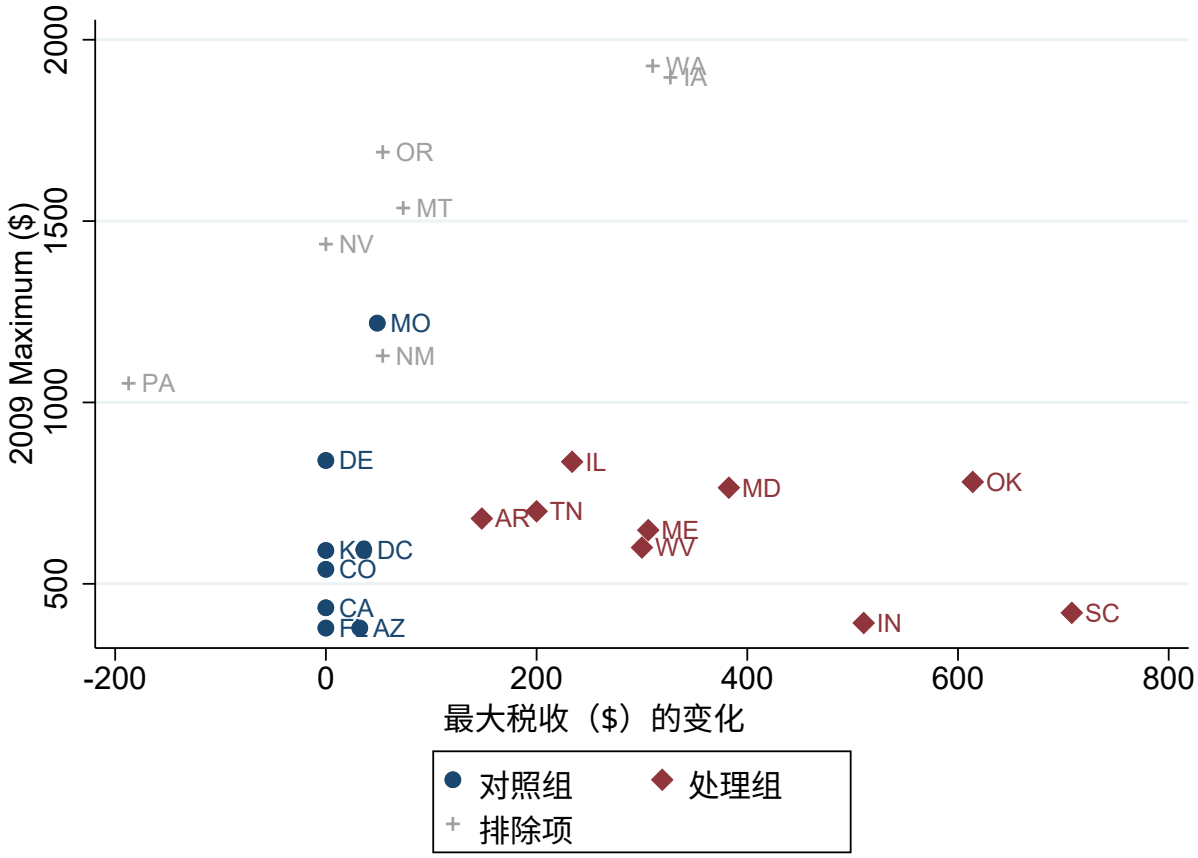
参考文献

Anderson, P. M. 和 Meyer, B. D.（1997），企业特定税收和政府强制规定的影响：以美国失业保险计划为例，公共经济学杂志 65(2)，119–145。Anderson, P. M. 和 Meyer, B. D.（2000），失业保险工资税对工资、就业、申领和拒付的影响，公共经济学杂志 78(1)，81–106。Benzarti, Y. 和 Harju, J.（2021a），工资税减税能否帮助企业应对经济衰退？，公共经济学杂志 200，104472。Benzarti, Y. 和 Harju, J.（2021b），利用工资税变动揭示企业层面生产的黑箱，欧洲经济学会杂志 19(5)，2737–2764。Bir´o, A.、Branyicki, R.、Lindner, A.、M´ark, L. 和 Prinz, D.（2022），企业异质性与工资税的影响，*IFS* 工作论文 。Brittain, J. A.（1971），社会保障工资税的税负归宿，美国经济评论 61(1)，110–125。Duggan, M.、Guo, A. 和 Johnston, A. C.（2022），扩大失业保险税税基能否帮助低收入劳动者？，*AEA* 论文与会议录 112，107–11。Farber, H. S.、Rothstein, J. 和 Valletta, R. G.（2015），延长失业保险金的影响：来自2012—2013年逐步取消的证据，美国经济评论105(5)，171–76。Farber, H. S. 和 Valletta, R. G.（2015），延长失业救济金是否会延长失业期？来自美国劳动力市场近期周期的证据，人力资源杂志 50(4)，873–909。Grigsby, J.、Hurst, E. 和 Yildirmaz, A.（2021），总体名义工资调整：来自行政工资数据的新证据，美国经济评论 111(2)，428–71。Gruber, J.（1997），工资税的税负归宿：来自智利的证据，劳动经济学杂志 15(S3)，S72–S101。Guo, A.（2021），州企业税对工厂关闭的影响：来自失业保险税和多厂址企业的证据，即将在《经济学与统计学评论》发表。

Guo,A.和Johnston, A. C.（2021），失业补偿的融资及其后果，《公共财政评论》49(3)，392–434。Hamermesh, D. S.（1979），工资税税负归宿的新估计值，《南方经济学杂志》45(4)，1208–1219。Huang, P.-C.（2022），失业保险税基的就业效应，即将在《人力资源杂志》发表。Johnston,A.C.（2021），失业保险税与劳动力需求：来自行政数据的准实验性证据，《美国经济学杂志：经济政策》13(1)，266–93。Ku, H.、Sch¨onberg, U.和Schreiner, R. C.（2020），基于地区的税收激励会创造就业吗？，《公共经济学杂志》191，104105。Kugler, A. D.、Kugler, M. D.和Herrera-Prada,L.O.（2017），工资税减免会刺激正规就业吗？来自哥伦比亚改革的证据，《经济学 ’》18(1)，3–40。Lachowska,M.、Sorkin,I. 和Woodbury, S. A.（2021），企业与失业保险领取，美国国家经济研究局工作论文*30266* 。Lobel,F.（2021），不完全竞争下工资税的不平等税负归宿：理论与证据，工作论文。Murray,S.（2021），名义工资向下刚性通过工作岗位毁灭对就业的影响：来自大衰退的准实验性证据，工作论文。Saez, E.、Matsaganis,M. 和Tsakloglou,P.（2012），收入决定与税收：来自希腊基于队列的工资税改革的证据，《经济学季刊》127(1)，493–533。Saez, E.、Schoefer,B. 和Seim,D.（2019），工资税、企业行为与租金分成：来自瑞典年轻劳动者减税的证据，《美国经济评论》109(5)，1717–63。Saez, E.、Schoefer,B. 和 Seim, D.（2021），雇主补贴引发的滞后效应，《公共经济学杂志》200，104459。

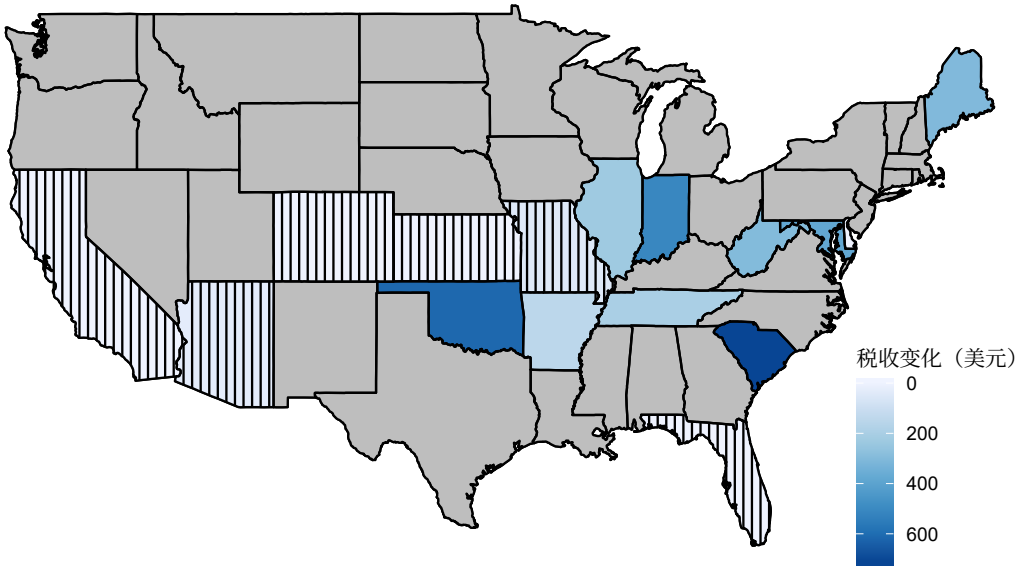
图

图1：2009年至2011年最高失业保险税增幅



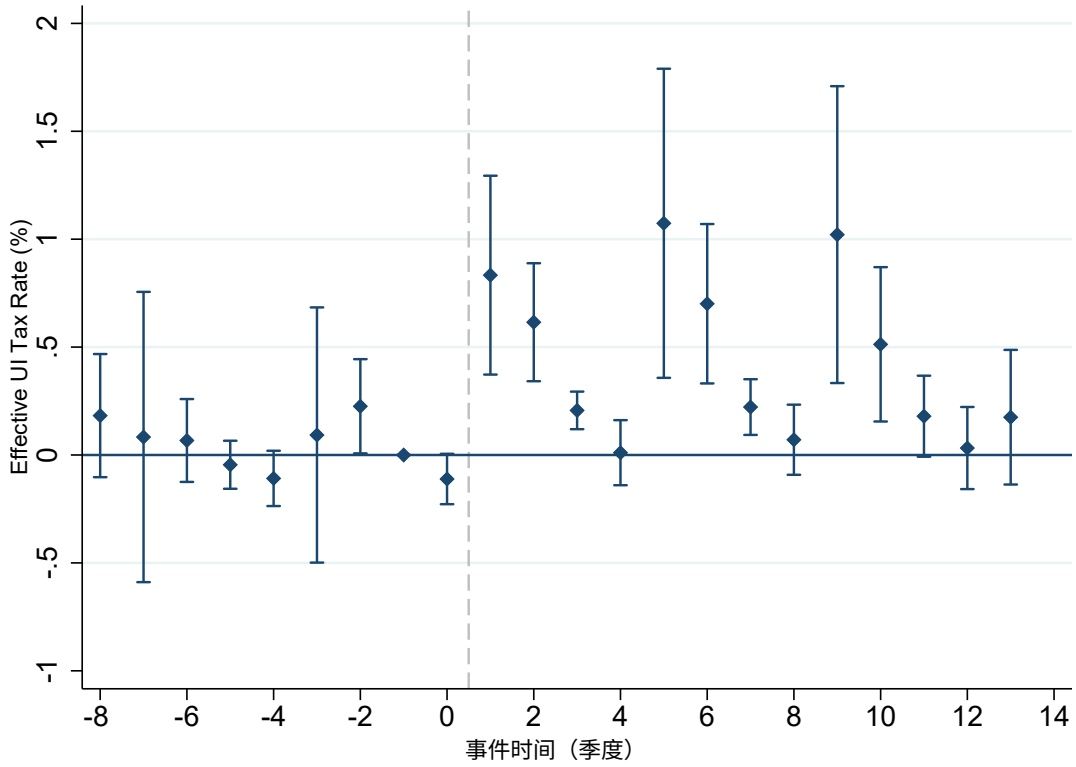
来源：州失业保险税制的重要指标。最高税额按应税工资基数乘以最高税率计算。

图 2：失业保险税收政策变化



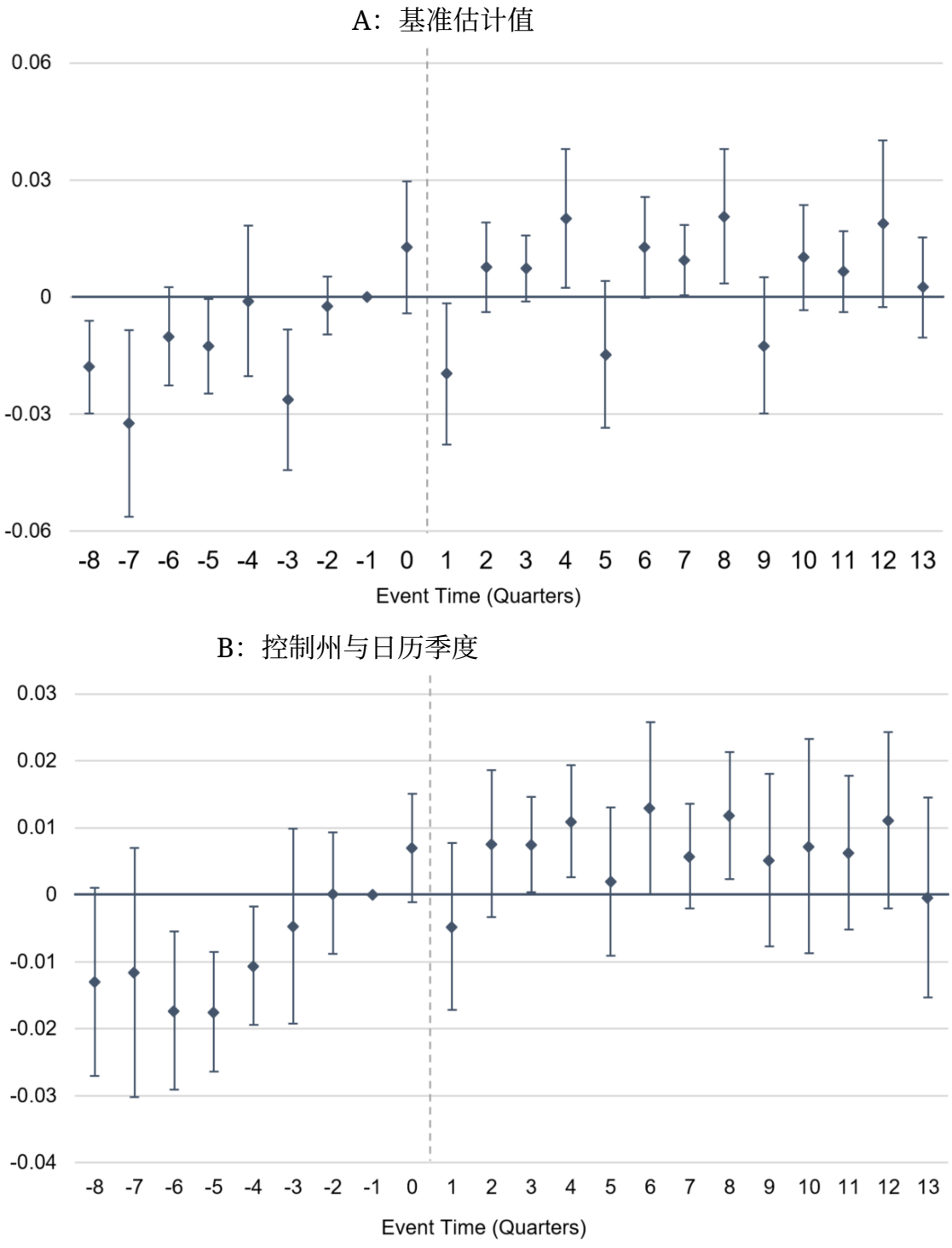
来源：州失业保险税制的重要指标。7 个处理组州以蓝色阴影标示，颜色对应其经历的税收变化；8 个对照组州以竖线阴影标示（其中还包括特拉华州和哥伦比亚特区）。灰色区域的州为排除项。

图3：有效失业保险税率（2008-2013）



来源：季度就业与工资普查。（N = 4,062）样本仅限于十个四位数建筑业行业，以及2008至2013年（因单元格过小而无法满足披露要求的数据缺失）。有效税率通过季度失业保险缴费除以季度工资总额计算。事件研究采用州—行业固定效应和年份—季度固定效应，并按行业就业人数加权。误差线表示按州级聚类的标准误所对应的95%置信区间。

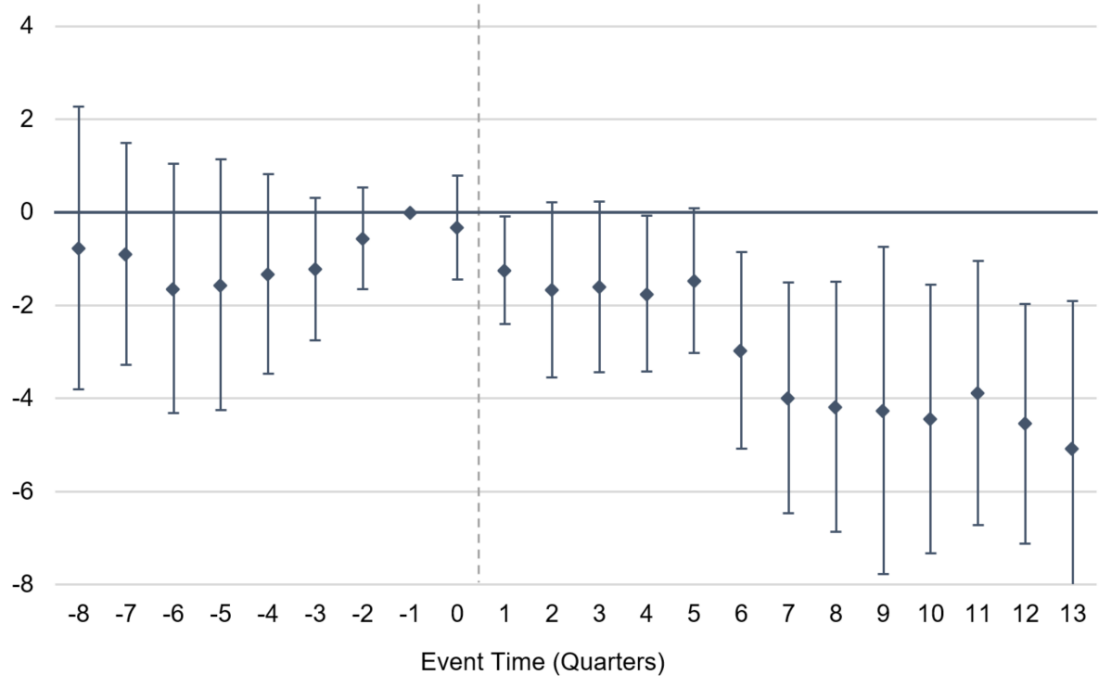
图 4：季度收入对数的事件研究（2008—2013）



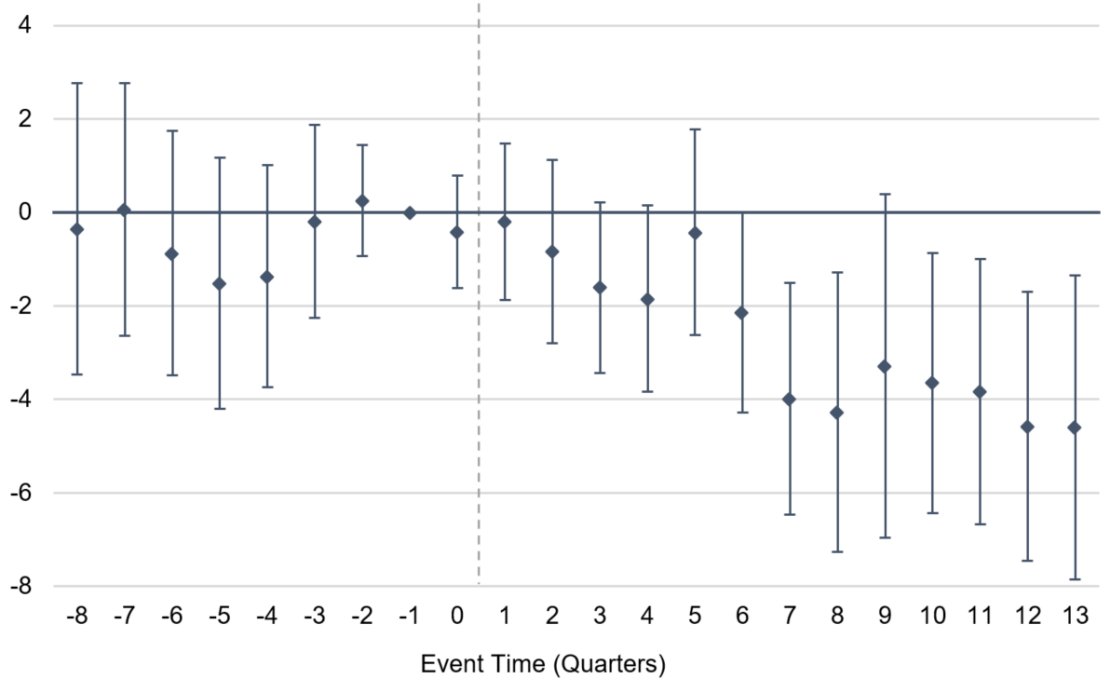
N $= 651{,}000$。结果变量为稳定就业者（在 t-1 和 t+1 均有工作）的平均季度收入。模型还控制州最低工资，并纳入 SEIN 和年份-季度-N2固定效应。面板 B 还纳入州与日历季度固定效应。误差线表示按州级聚类的稳健标准误所对应的 95% 置信区间。

图5：同比就业增长的事件研究（2008-2013 年）

A: 基准期 估计值

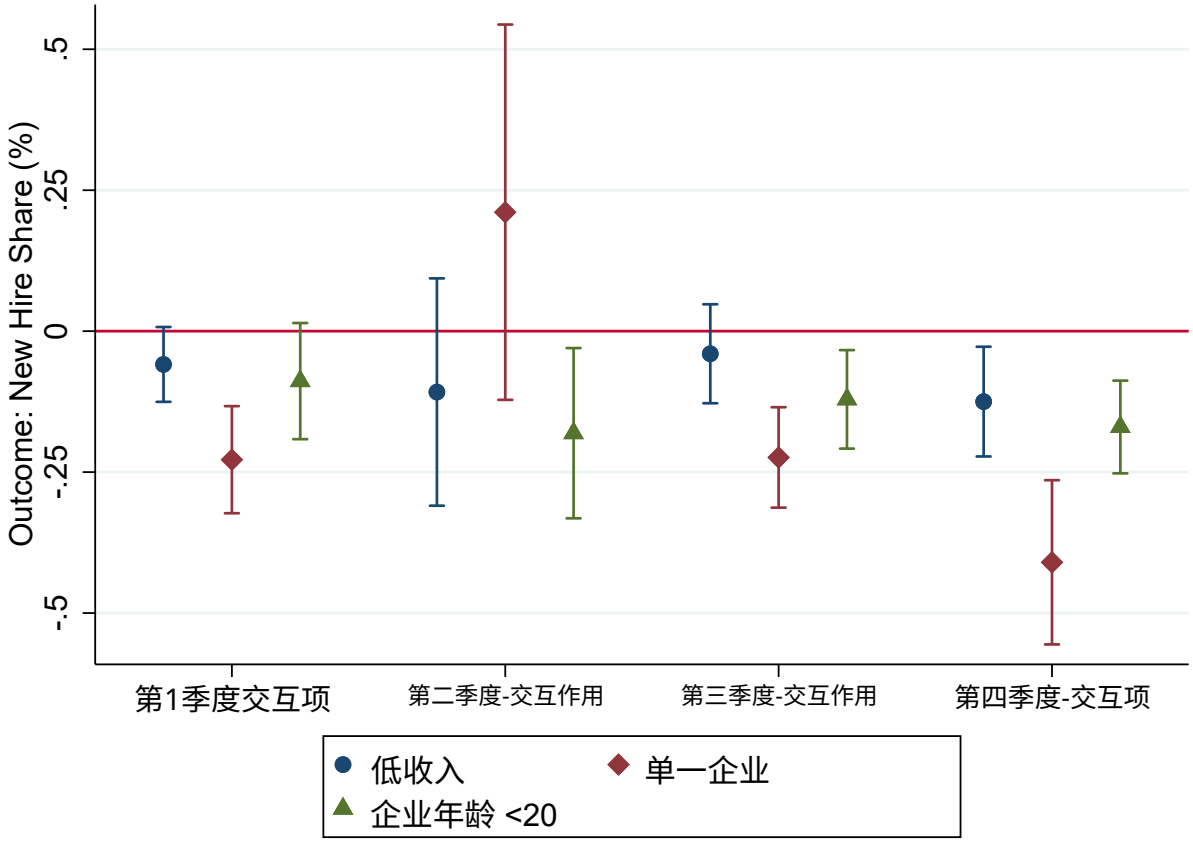


B：按州和日历季度进行对照组控制



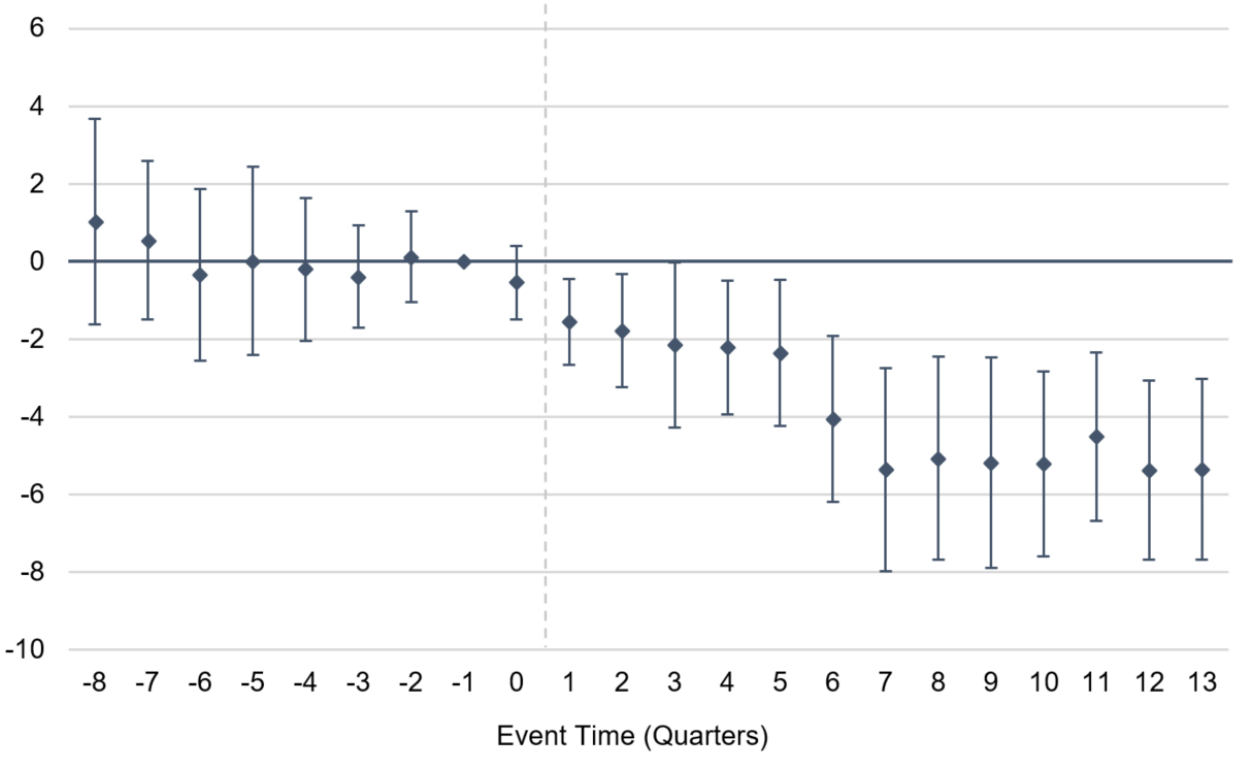
N = 651,000。结果变量以百分点表示。此外，还控制了州最低工资，并纳入 SEIN 和年份-季度-N2固定效应。面板 B 还纳入州与日历季度固定效应。误差线表示在州级聚类的稳健标准误下的 95% 置信区间。

图6：不同企业类型的新雇员占比异质性（2008-2013年）



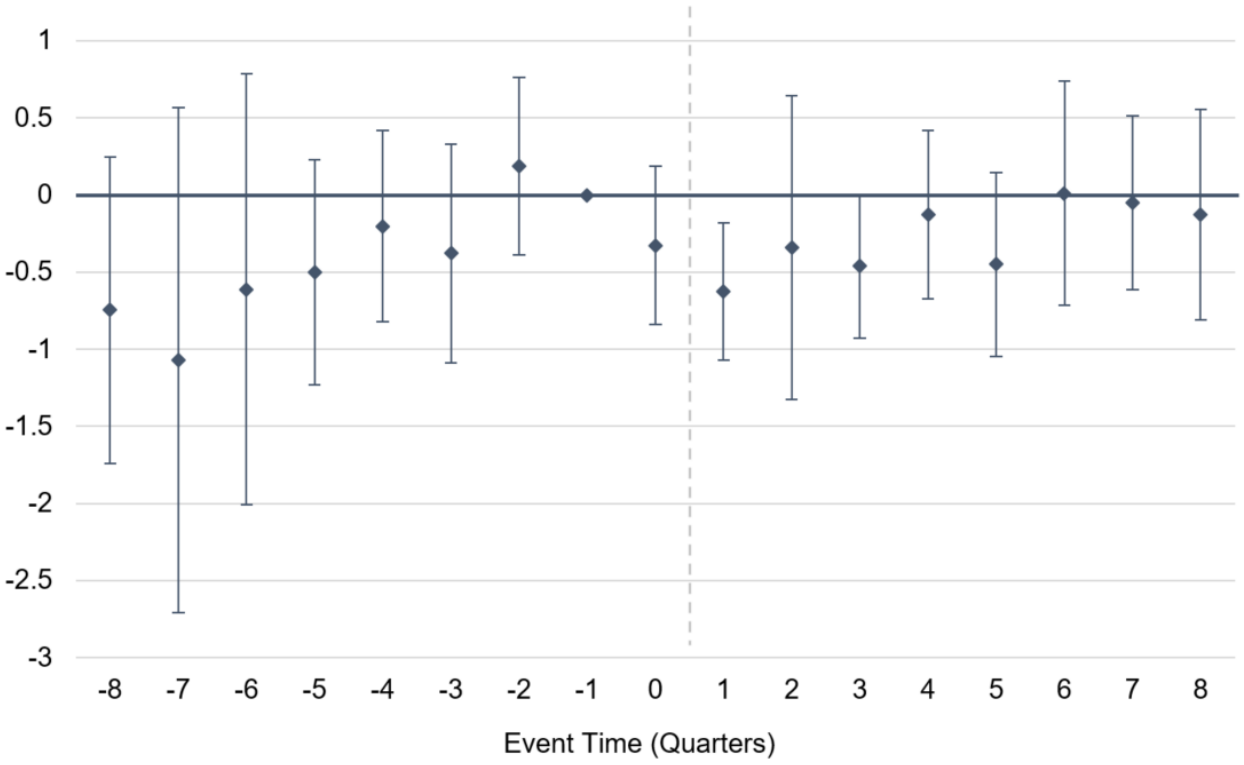
N = 651,000。同时还包括对州最低工资的对照，并纳入SEIN和年份-季度-N2固定效应。误差线表示在州级聚类的稳健标准误下的95%置信区间。收入中位数低于$6000的雇主占比为 0.29。单机构企业占比为 0.69。企业年龄低于 20 年的企业占比为 0.22。

图 7：同比就业增长 - 三重差分（2008-2013）



N = 1,109,000。图中绘制了处理组虚拟变量与事件时间及高税收状态交互后的估计值。回归还包括处理组与事件时间的交互项、州最低工资控制变量，以及 SEIN 和年份-季度-N2-高固定效应。误差线表示在州级聚类的稳健标准误下计算的 95% 置信区间。

图 8：同比收入增长——工人层面（2008—2012 年）



N = 4,954,000。包括 13,000 家不同雇主的 549,000 名不同工人。图中绘出了税收变化指标与事件时间交互项的估计值。回归还控制了州最低工资、滞后一期的对数收入，以及 SEIN 、年 - 季度和州与日历季度固定效应。误差线表示按州级聚类的稳健标准误所对应的 95% 置信区间。

表格

表1：汇总统计（2009年第三季度）

	对照组		处理组	
	Mean	SD	Mean	SD
就业	66.74	72.28	67.29	70
2006—2007年累计裁员比例	0.5668	0.1689	0.5668	0.1679
2008—2009年累计裁员比例	0.5037	0.1473	0.5065	0.1493
平均年收入	36,900	27,990	32,350	23,340
赚取 <$5000 的劳动者占比	0.1518	0.1647	0.1572	0.1619
建筑业	0.245		0.2282	
N	18000		11500	

2009年第三季度的雇主层面观测值。对照组州包括亚利桑那州、加利福尼亚州、科罗拉多州、特拉华州、哥伦比亚特区、佛罗里达州、内布拉斯加州和密苏里州。处理组州包括阿肯色州、印第安纳州、伊利诺伊州、缅因州、马里兰州、俄克拉何马州、南卡罗来纳州、田纳西州和西弗吉尼亚州。

表 2：季度收入对数（2008–2013）

	稳定就业者		所有就业者		加薪员工占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
税收 Δ*第一季度（100 美元）	-0.00113	-0.000855	0.000158	-0.0000151	-0.419***	-0.398***
	(0.00190)	(0.00123)	(0.00109)	(0.000735)	(0.113)	(0.0805)
税收 Δ*第二季度（百美元）	0.00380***	0.00331***	0.00209**	0.00214***	0.111	0.137
	(0.000938)	(0.000754)	(0.000869)	(0.000706)	(0.0929)	(0.157)
税收 Δ*第三季度（100 美元）	0.00353***	0.00334***	0.00309***	0.00287***	-0.00947	-0.0320
	(0.00101)	(0.00101)	(0.000864)	(0.000729)	(0.0985)	(0.0922)
税收 Δ*第四季度（百美元）	0.00494***	0.00432***	0.00484***	0.00471***	0.0281	-0.0218
	(0.00130)	(0.000902)	(0.00105)	(0.000824)	(0.139)	(0.132)
最低工资	0.0152***	0.0121***	0.0181***	0.0126***	0.170	0.260
	(0.00279)	(0.00276)	(0.00363)	(0.00316)	(0.227)	(0.229)
R^2	0.869	0.905	0.884	0.921	0.191	0.193
因变量均值	9.232	9.240	9.067	9.057	31.0	31.7
加权		YES		YES		YES
N	651000	651000	651000	651000	651000	651000

回归包含 SEIN 和年份-季度-N2固定效应。加薪员工占比等于相较于前两个季度获得加薪的在职工人百分比。偶数列按就业加权。括号内为在州级聚类的稳健标准误。 $^{**}p < 0.05$, $^{***}\ p < 0.01$

表3：就业结果（2008–2013）

	就业增长		新雇员占比		离职员工占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
税收 Δ*第一季度（100美元）	-0.142	-0.469**	-0.170**	-0.163**	-0.0968	-0.0350
	(0.129)	(0.177)	(0.0723)	(0.0672)	(0.0832)	(0.0583)
税收 Δ*第二季度（100 美元）	-0.287**	-0.571**	0.240	0.224	-0.0746	-0.0494
	(0.120)	(0.205)	(0.193)	(0.168)	(0.0897)	(0.0757)
税收 Δ*第三季度（100 美元）	-0.318**	-0.674***	-0.104	-0.0962	0.0514	0.102**
	(0.115)	(0.194)	(0.0752)	(0.0756)	(0.0652)	(0.0410)
税收 Δ*第四季度（100 美元）	-0.431***	-0.759***	-0.170*	-0.178*	0.0587	0.110
	(0.127)	(0.171)	(0.0954)	(0.0879)	(0.169)	(0.147)
最低工资	-0.912	-0.792	-0.330*	-0.196	0.107	0.190
	(0.696)	(0.781)	(0.182)	(0.201)	(0.208)	(0.200)
R^2	0.193	0.254	0.427	0.529	0.405	0.521
因变量均值	-4.201	0.349	13.40	14.98	14.74	15.87
加权		YES		YES		YES
N	651000	651000	651000	651000	651000	651000

回归包括 SEIN 和年份-季度-N2固定效应。结果以百分点表示，偶数列按就业加权。括号内为在州级聚类的稳健标准误。 $^{*}\ p < 0.10$, $^{**}\ p < 0.05$, $^{***}\ p < 0.01$

表 4：子群体就业增长（2008–2013）

	就业增长：					
	低收入雇员占比		25岁以下		高中或以下	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
税收 Δ*第一季度（100 美元）	-0.102**	-0.0956**	-0.218	-0.511**	-0.0956	-0.450**
	(0.0460)	(0.0433)	(0.246)	(0.234)	(0.133)	(0.182)
税收 Δ*第二季度（以百美元计）	0.0929	0.106	-0.325	-0.643**	-0.249*	-0.563**
	(0.0777)	(0.0694)	(0.254)	(0.226)	(0.122)	(0.209)
税收 Δ*第三季度（$100's*）	-0.0701	-0.0457	-0.510*	-0.896***	-0.288**	-0.655***
	(0.0521)	(0.0434)	(0.287)	(0.250)	(0.108)	(0.200)
税收 Δ*第四季度（100 美元）	-0.0822	-0.0714	-0.655*	-0.951***	-0.393***	-0.735***
	(0.0543)	(0.0454)	(0.328)	(0.264)	(0.132)	(0.172)
最低工资	-0.237*	-0.151	0.0461	-0.446	-1.589*	-1.217
	(0.120)	(0.118)	(1.383)	(1.497)	(0.778)	(0.836)
R^2	0.515	0.647	0.101	0.154	0.156	0.218
因变量均值	6.478	7.399	-11.44	-5.683	-2.712	1.972
加权		YES		YES		YES
N	651000	651000	651000	651000	651000	651000

回归纳入 SEIN 和年份-季度-N2固定效应。结果以百分点表示，偶数列按就业加权。括号内为在州级聚类的稳健标准误。 $^{*}\ p<0.10$, $^{**}\ p<0.05$, $^{***}\ p<0.01$

表 5：三重差分（2008–2013）

	对数收入	加薪员工占比	新雇员占比	离职员工占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
税收 Δ*第一季度（100 美元）	-0.000610	-0.247**	-0.0286*	-0.0385
	(0.00147)	(0.108)	(0.0143)	(0.0373)
税收 Δ*第二季度（100美元）	0.00313	0.130	0.0739	0.0305
	(0.00274)	(0.489)	(0.0660)	(0.0624)
税收 Δ*第三季度（100美元）	-0.000553	0.0416	0.0382	-0.0480
	（0.00283）	(0.219)	（0.0289）	(0.0485)
税收 Δ*第四季度（100 美元）	0.00291**	-0.000309	0.0380	-0.0719***
	(0.00128)	（0.149）	(0.0231)	（0.0240）
税收 Δ*Q1 × 高	-0.000246	-0.171	-0.155**	-0.0544
	（0.00172）	(0.114)	(0.0654)	（0.0508）
税收 Δ*Q2 × 高	0.00112	0.0285	0.155	-0.0995
	(0.00261)	(0.506)	(0.156)	(0.0574)
税收 Δ*Q3 × 高	0.00433	-0.0328	-0.151**	0.110
	(0.00326)	（0.278）	（0.0596）	(0.0797)
税收 Δ*Q4 × 高	0.00223	0.0103	-0.220**	0.135
	(0.00172)	(0.0873)	(0.101)	(0.164)
最低工资	0.0108***	0.00649	-0.170	-0.00830
	(0.00271)	(0.262)	(0.118)	（0.144）
R^2	0.901	0.178	0.476	0.482
因变量均值	9.323	31.7	10.61	11.28
N	1109000	1109000	1109000	1109000

回归包括 SEIN、年份-季度-N2 和年份-季度-High 固定效应。必要的 DDD交互项要么被SEIN固定效应吸收，要么被年份-季度-High 固定效应吸收。括号中为按州级聚类的稳健标准误。 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, ***$p < 0.01$

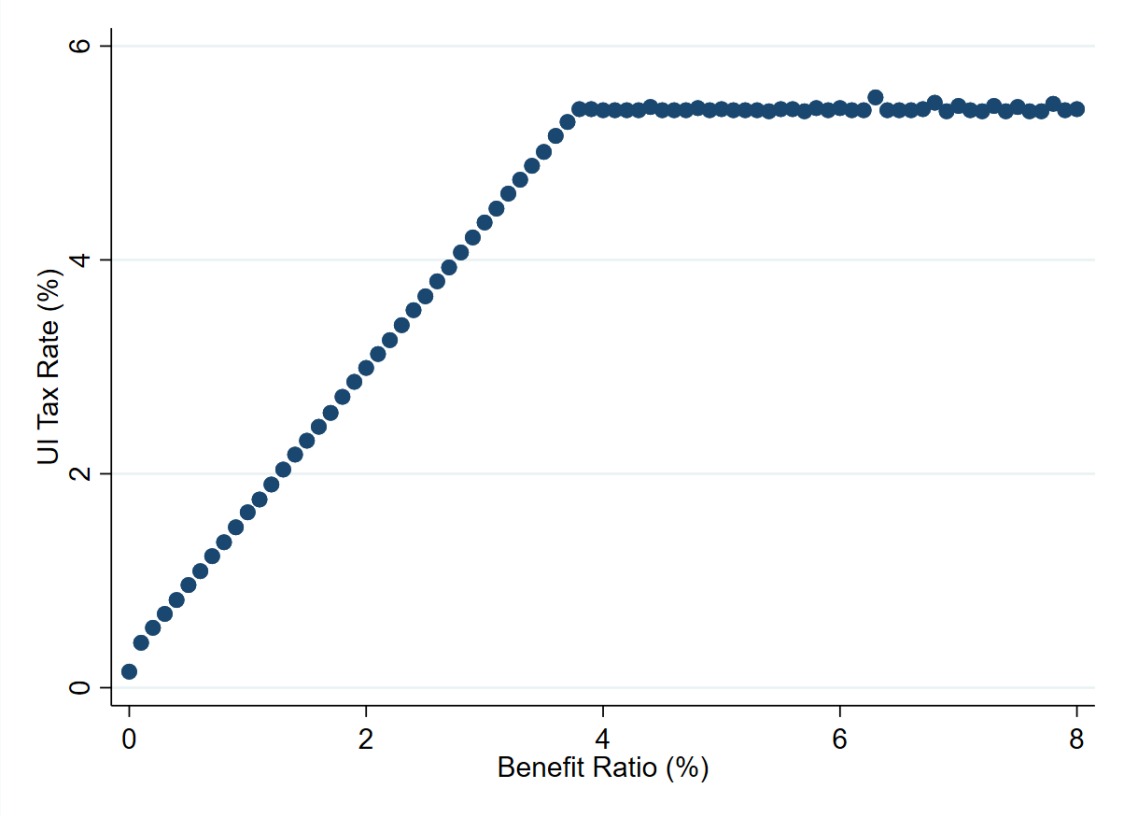
表6：三重差分—就业增长（2008–2013）

	总体增长	25岁以下	高中或以下
	(1)	(2)	(3)
税收 Δ*第一季度（100美元）	0.330**	0.379	0.371**
	(0.116)	(0.228)	(0.135)
税收 Δ*第二季度（100 美元）	0.303**	0.295	0.309*
	（0.127）	(0.287)	(0.154)
税收 Δ*第三季度 ($100's)	0.315**	0.208	0.357**
	(0.135)	(0.242)	(0.149)
税收 Δ*第四季度（100 美元）	0.284*	0.222	0.299**
	(0.140)	(0.265)	(0.139)
税收 Δ*Q1 × 高	-0.503**	-0.618*	-0.525**
	(0.190)	(0.293)	(0.233)
税收 Δ*Q2 × 高	-0.622***	-0.659**	-0.617**
	(0.212)	(0.290)	(0.274)
税收 Δ*Q3 × 高	-0.664***	-0.750**	-0.705**
	（0.222）	（0.326）	(0.253)
税收 Δ*Q4 × 高	-0.743***	-0.904**	-0.748***
	(0.234)	(0.387)	（0.252）
最低工资	-0.383	0.598	-0.801**
	(0.336)	(0.872)	(0.369)
R^2	0.203	0.086	0.167
因变量均值	-1.373	-7.296	0.419
N	1109000	1109000	1109000

增长指标乘以 100。回归包含 SEIN、年份-季度-N2 和年份-季度-High 固定效应。必要的 DDD交互项要么被 SEIN 固定效应吸收，要么被年份-季度-High 固定效应吸收。括号内为按州级聚类的稳健标准误。 $^{*}\ p<0.10$, $^{**}\ p<0.05$, $^{***}\ p<0.01$

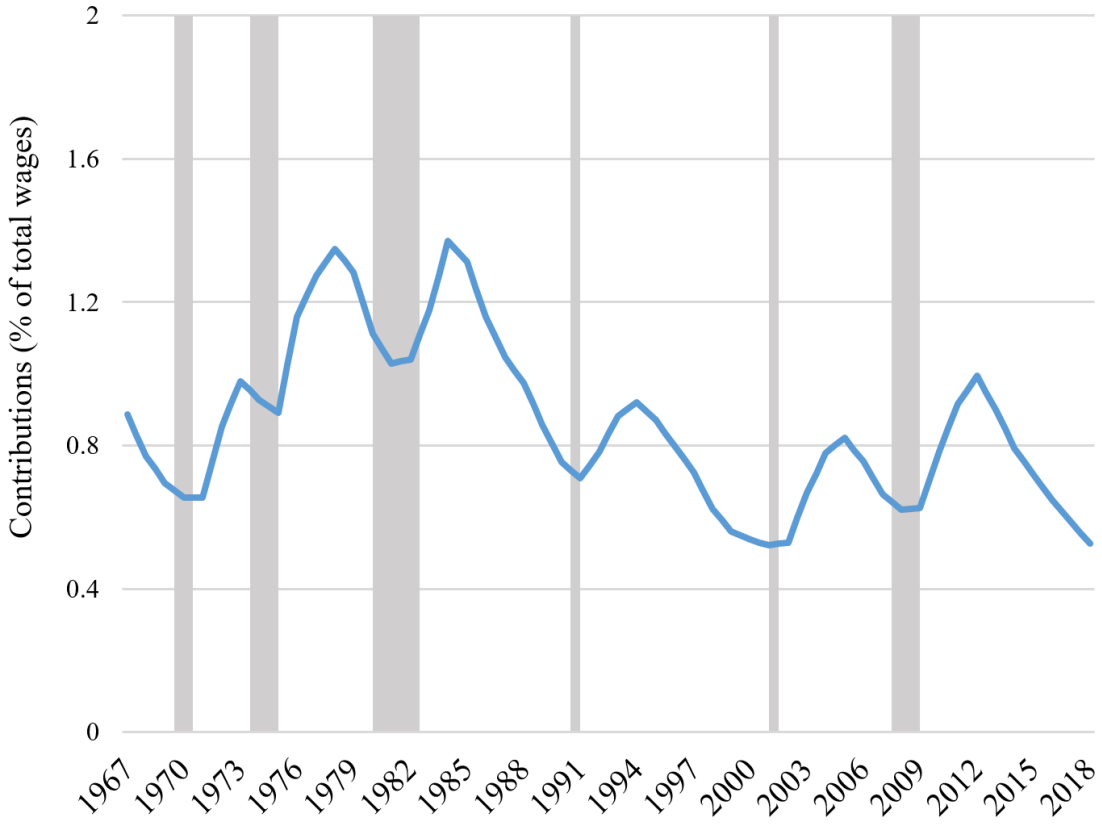
A 附录表格和图

图 A.1：佛罗里达州失业保险税的经验费率表（2008 年）



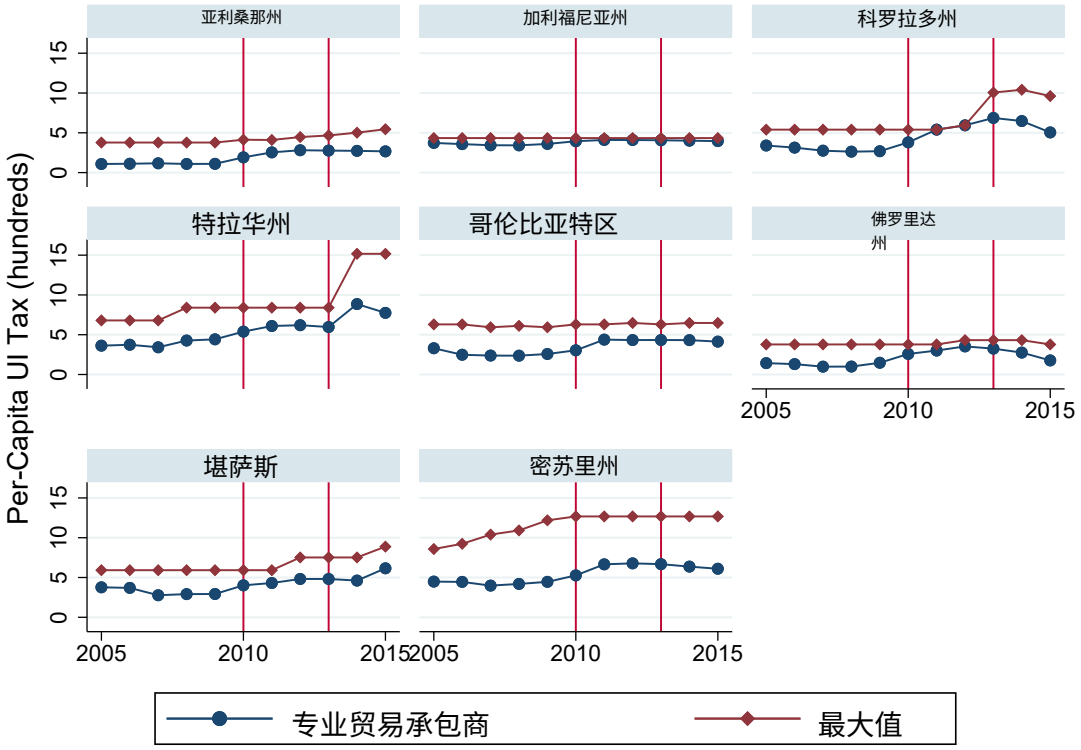
来源：美国劳工部就业与培训管理局 ETA 204 经验费率报告。福利比率用于衡量雇主过去三年的裁员情况。

图 A.2：失业保险缴款占工资总额的百分比（1967—2018年）



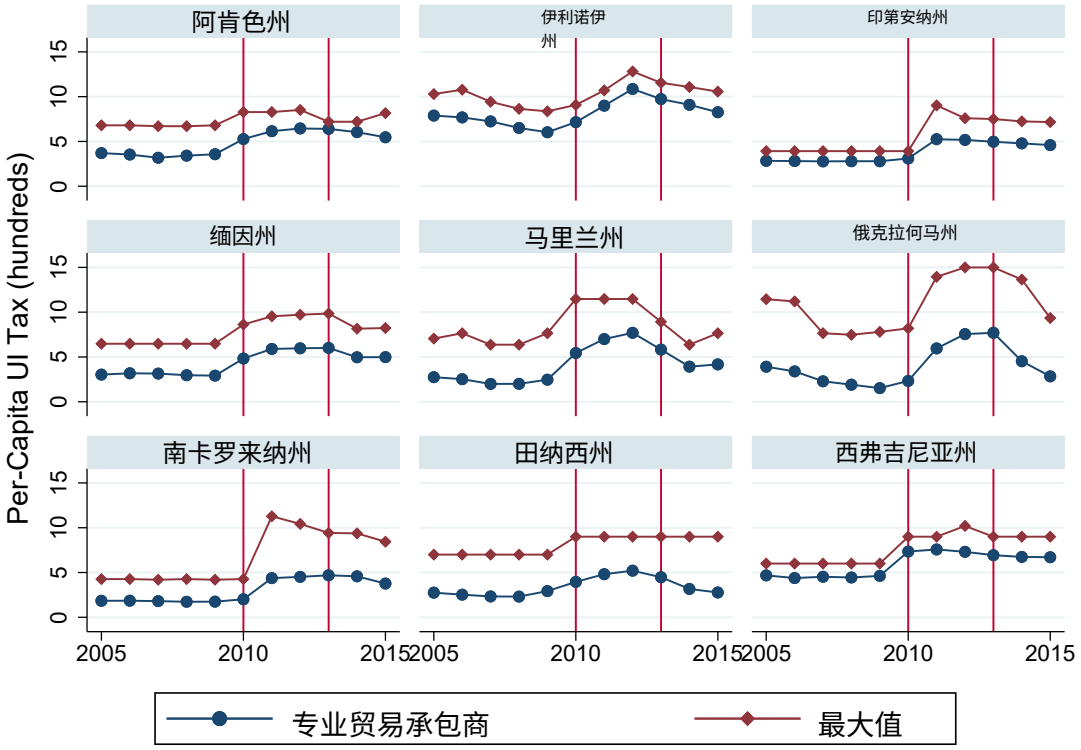
来源：美国劳工部《失业保险图表集》。阴影区域表示美国国家经济研究局定义的美国经济衰退年份。

图 A.3：州失业保险税率表 - 对照组



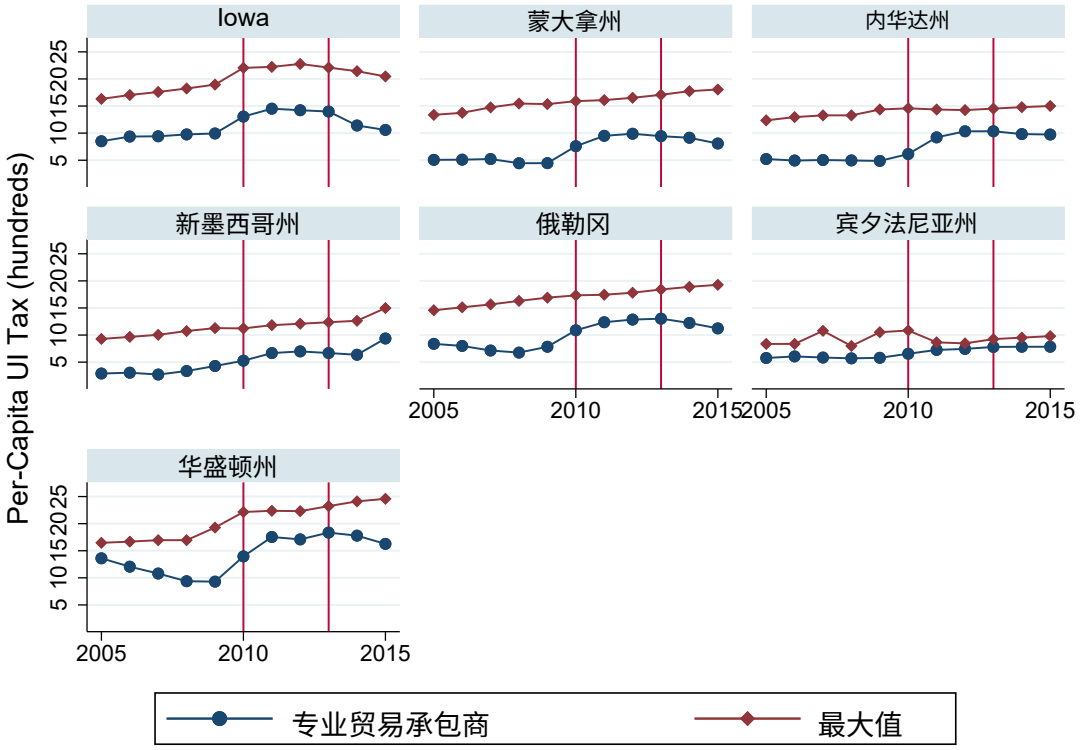
比较缴纳的平均失业保险税和最高失业保险税。专业贸易承包商的平均税款取自季度就业与工资普查。选择专业贸易承包商（北美行业分类系统 238）作为一个雇主通常面临接近最高税率的行业，以此作为高暴露企业的代理。

图 A.4：州失业保险税率表——处理组



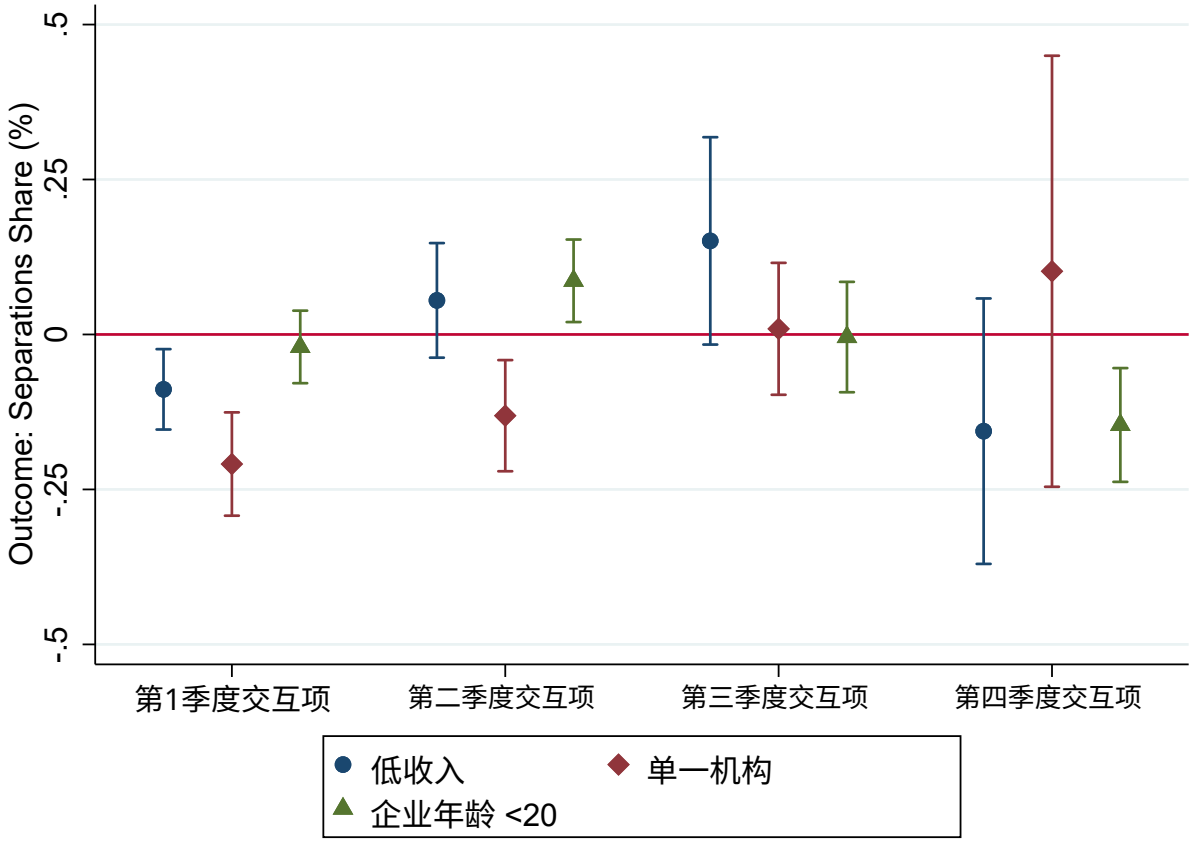
比较缴纳的平均失业保险税和最高失业保险税。专业贸易承包商的平均税款数据取自季度就业与工资普查。选择专业贸易承包商（北美行业分类系统 238）作为一个行业，是因为该行业的雇主通常面临接近最高水平的税率，因此可用来代表高暴露企业。

图 A.5：各州失业保险税率表——排除项



比较已缴纳的平均失业保险税与最高失业保险税。专业贸易承包商的平均税款数据来自季度就业与工资普查。选择专业贸易承包商（北美行业分类系统 238）作为一个行业，是因为该行业的雇主通常面临接近最高水平的税率，可用来代表高暴露企业。

图 A.6：不同企业类型离职比例的异质性（2008—2013 年）



N = 651,000。还包括对州最低工资的对照，并包括SEIN和年份-季度-N2 固定效应。误差线表示在州级聚类的稳健标准误下的 95% CI。收入中位数低于 6000 美元的雇主占比为 0.29。单机构企业占比为 0.69。企业年龄低于 20 年的企业占比为 0.22。

表 A.1：行业平均有效失业保险税率（2008–2013）

	未加权 (1)	按就业人数加权 (2)
税收 Δ*第一季度（100 美元）	0.0996*	0.161***
	（0.0498）	(0.0646)
税收 Δ*第二季度（100 美元）	0.138***	0.136***
	（0.0242）	(0.0270)
税收 Δ*第三季度（百美元）	0.0752***	0.0490*
	(0.0209)	(0.0254)
税收 Δ*第四季度（百美元）	0.0536*	0.0207
	(0.0280)	(0.0335)
最低工资	0.0865	0.206
	(0.104)	(0.0987)
R^2	0.881	0.914
因变量均值	1.382	1.217
N	4062	4062

使用公开使用的季度就业与工资普查中的行业平均数据。样本仅限于十个四位数建筑业行业，观测值处于行业—州—季度层级（规模过小而无法满足披露要求的单元格缺失）。有效税率通过将季度失业保险缴款除以季度工资总额计算得出。回归包括州—行业固定效应和年份—季度固定效应。括号内为按州级聚类的稳健标准误。 ** $p < 0.05$, ***$p < 0.01$

表 A.2：控制州—时间固定效应的三重差分（2008–2013 ）

	对数收入	增长	新雇员	离职	增长：25岁以下	增长：高中或以下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
税收 Δ*Q1 × 高	-0.00292	-0.528**	-0.154*	-0.0456	-0.665**	-0.551**
	（0.00320）	(0.190)	(0.0739)	(0.0601)	(0.284)	(0.231)
税收 Δ*Q2 × 高	0.00184	-0.642***	0.196	-0.0838	-0.717**	-0.640**
	(0.00322)	(0.215)	(0.185)	(0.0528)	(0.277)	(0.275)
税收 Δ*Q3 × 高	0.00511**	-0.672***	-0.131**	0.130**	-0.776**	-0.723**
	（0.00239）	(0.218)	(0.0504)	(0.0607)	（0.301）	(0.249)
税收 Δ*Q4 × 高	0.00256	-0.737***	0.199*	0.195	-0.939**	-0.754***
	(0.00219)	(0.227)	(0.102)	(0.181)	(0.370)	(0.244)
R^2	0.914	0.205	0.479	0.485	0.087	0.168
因变量均值	9.096	-1.373	10.61	11.28	-7.296	0.419
N	1109000	1109000	1109000	1109000	1109000	1109000

结果以百分点表示。回归包括 SEIN、年-季度-州、年份-季度-N2 和年份-季度-High 固定效应。必要的 DDD交互项已被 SEIN、年-季度-州或年份-季度-High 固定效应吸收。括号内为在州级聚类的稳健标准误。 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$