
提高失业保险金是否会延迟再就业

唐 珏 谢 强 赵 达*

内容提要 由于担心对再就业造成负面影响,长期以来中国失业保险待遇处于较低水平,这导致失业保险未能充分发挥保障基本生活和平滑经济波动的功能。本文基于城镇住户调查月度数据的分析发现,从总体效应看失业保险待遇水平提升对再就业并没有显著影响。基于局部均衡视角看待遇水平提升会对参保失业职工的再就业造成负面影响,但也会通过溢出效应促进未参保失业职工再就业,且正向溢出效应能抵消负向局部均衡效应。异质性分析表明,失业保险待遇提高导致参保失业职工的再就业概率下降,这一效应主要体现在高年龄、女性及融资约束强的组别中。同时,失业保险待遇提高主要是促进了未参保人群中低收入、高年龄和男性组别的再就业。本文的研究为制定更为合理的失业保险待遇水平提供了理论借鉴。

关键词 失业保险 再就业 溢出效应 局部均衡

一 引言

失业保险的基本政策目标是为职工在失业期间提供替代性收入,缓解负面冲击并平滑消费(Ben-Horim and Zuckerman, 1987; Fredriksson and Holmlund, 2006; 李珍和王海东, 2010)。然而,中国失业保险待遇长期处于较低水平,已有研究显示替代率仅处于13%-30%之间,这同发达国家50%-90%的替代率存在较大差距(梁斌和冀

* 唐珏:上海财经大学公共经济与管理学院;谢强(通讯作者):浙江工商大学经济学院 浙江省杭州市下沙高教园区学正街18号 310018;赵达:四川大学经济学院 电子信箱:tlu8623@126.com(唐珏)、xieqeco@163.com(谢强)、13210680123@fudan.edu.cn(赵达)。

作者感谢国家自然科学基金(7220415、72104163)的资助,感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

慧, 2020; 刘军强, 2022)。过低的替代率不仅导致失业保险基金运行效率处于低位, 而且使得失业保险未能充分发挥保障失业人员基本生活和平滑经济波动的功能(刘军强, 2022)。

为何不提高待遇水平, 以便更好实现失业保险的基本政策目标? 政策制定者担忧过高的待遇水平会对再就业造成负面影响是重要原因^①。那么现实情况到底如何? 国内已有文献主要基于局部均衡视角, 研究失业保险待遇对参保失业职工(失业前参加了失业保险的个人)再就业的影响。有学者通过比较参保失业职工和非参保失业职工间的差异, 认为失业保险待遇会导致失业持续期延长(杜凤莲和鲍煜虹, 2006; 马驰骋等, 2006)。但也有学者发现提高失业保险待遇支付水平会通过缓解失业者的融资约束, 使参保失业职工更加努力地找工作, 进而缩短失业持续时间(梁斌和冀慧, 2020)。与此同时, 在城镇就业人员中有大量人员未缴纳失业保险^②, 若失业保险待遇对参保失业职工的再就业有负面影响(局部均衡), 是否会给未参保失业职工(失业前未参加失业保险的个人)的再就业带来正向的溢出效应? 因为, 失业人员再就业的概率主要取决于自身搜寻工作的努力程度和市场上空缺岗位的数量, 而参保失业职工再就业延迟会使空缺岗位数增加(Lalive *et al.*, 2015; Levine, 1993)。综合考虑负向的局部均衡影响和正向的溢出效应, 失业保险待遇对所有失业职工再就业的总体效应如何?

厘清上述问题对于制定更为合理的失业保险待遇水平, 更好发挥失业保险的生活保障功能和收入分配功能有重要现实意义。一方面, 当前中国居民收入的主要来源仍是劳动报酬(江轩宇和朱冰, 2022), 失业意味着家庭收入大幅下降, 家庭消费也会因此受到冲击。国外经验表明, 失业保险可以有效缓解失业带来的冲击, 起到平滑消费的作用(Kroft and Notowidigdo, 2016; Ganong *et al.*, 2022)。另一方面, 本文样本数据显示, 中国失业职工家庭尤其是未参保失业职工家庭的人均收入处于较低水平。如果提高失业保险待遇能够通过溢出效应促进未参保职工再就业, 则能够有效提高低收入家庭的收入水平, 改善收入分配。这同当前政府要求更好发挥社会保障制度的收入分配功能, 实现共同富裕的目标相一致(李实和朱梦冰, 2022; 刘晓梅等, 2022; 杨灿明, 2022)。

^① 2017年《人力资源社会保障部 财政部关于调整失业保险金标准的指导意见》。

^② 根据2021年《人力资源和社会保障事业发展统计公报》, 当年城镇就业人员为46 773万, 失业保险参保人数为22 958万, 当年城镇职工失业保险覆盖率仅为49.08%。

本文利用中国城镇住户调查(UHS)月度数据,研究发现整体上失业保险待遇提升对失业职工的再就业概率没有显著影响。分析表明失业保险待遇对参保失业职工的再就业有显著负向影响,即存在局部均衡效应;同时,本文也发现了正向溢出效应,即失业保险待遇提高促进了未参保失业职工的再就业。由于正向的溢出效应抵消了负向的局部均衡效应,从而使总体效应不显著。此前有文献考察失业保险待遇对宏观就业的影响(Boone *et al.*, 2021)或者研究失业保险待遇对简历投递数量及空缺岗位的影响(Marinescu, 2017; Marinescu *et al.*, 2021),认为失业保险待遇对再就业没有显著影响,本文的发现同这些文献一致。

本文研究发现,失业保险待遇每提高1%,参保失业职工再就业概率会下降0.84个百分点。进一步分析表明,负面影响主要体现在延迟就业面临机会成本较低组别和融资约束较强的组别中。上述发现与杜凤莲和鲍煜虹(2006)、马驰骋等(2006)、Michelacci and Ruffo(2015)、Chetty(2008)和Card *et al.*(2015)的结论类似。此外,本文还发现失业保险待遇主要是使女性的再就业延迟。

溢出效应的具体大小为:失业保险待遇提升1%,未参保失业职工再就业的概率会增加0.25个百分点。异质性分析表明,低收入组别、大年龄组别及男性组别是主要的受益对象。有理论指出,如果在劳动力市场上参保失业职工和未参保失业职工两个群体相互间具有可替代性,参保失业职工找工作努力程度下降,意味着未参保失业职工有更高的概率找到工作(Levine, 1993)。本文采用倾向得分匹配法,基于性别、年龄和学历三个指标,从未参保失业职工中遴选出与参保失业职工特征接近的组别,发现该组别的就业概率在失业保险待遇提高后显著提升,而与参保失业职工特征差异大的组别,再就业概率未发生显著变化。本文的发现为上述理论提供了经验证据,也说明在中国劳动力市场中参保和非参保群体间具有可替代性。本文的发现也同Lalive *et al.*(2015)的研究一致,该文基于奥地利数据展开研究,发现失业保险待遇发放时间延长会使未参保失业职工再就业概率提高、失业持续时间缩短。

本文对已有研究的贡献主要体现在如下两点:(1)从溢出效应视角考察失业保险待遇对非参保失业职工再就业的影响。国际上已有文献通过直接分析未参保失业职工的就业概率或考察劳动力市场松紧程度^①,支持了溢出效应的存在(Lalive *et al.*, 2015; Marinescu, 2017; Marinescu *et al.*, 2021)。与此同时,失业保险待遇对就业的总体影响也是近年来学者关注的重要问题(Chodorow-Reich and Karabarbounis, 2016;

① 即空缺岗位数/投递简历人数。

Johnston and Mas, 2018; Boone *et al.*, 2021), 本文为这一领域的研究提供了来自中国的证据。(2)国内只有少数文献基于微观数据和量化的方法研究失业保险待遇对参保失业职工再就业的局部均衡影响(马驰骋等, 2006; 梁斌和冀慧, 2020), 而且不同研究的结论有所不同。本文使用月度面板数据更为精准地度量了再就业状态的变化, 并利用地区间政策变动时间差异采用事件研究法展开分析, 保证了识别策略的外生性。

二 文献综述

失业保险待遇如何影响再就业是学界一个历久弥新的研究主题。早期文献主要基于道德风险视角, 探讨失业保险待遇对参保失业职工再就业行为的影响, 后续文献将研究视角进一步拓展至流动性约束。除局部均衡分析外, 失业保险待遇对未参保失业职工再就业的溢出效应则是近年来学者较为关注的话题。

局部均衡主要讨论失业保险对参保失业职工再就业的影响, 主要影响渠道是诱发道德风险和缓解融资约束。失业保险待遇提升会降低闲暇的价格, 失业人员有动机减少找工作的努力程度、增加闲暇消费。由于存在信息不对称问题, 政府无法对个人寻找工作的努力程度进行监督, 或者监管成本太高难以执行, 失业人员能够将动机转换为现实。因此, 失业保险会导致参保失业职工的失业持续时间延长, 即产生道德风险问题(Mortensen, 1977; Shavell and Weiss, 1979; Ganong *et al.*, 2022)。

早期文献基于微观数据, 采用描述性统计的方法, 分析发现参保失业职工的失业持续时间显著高于未参保失业职工, 而且当失业保险待遇领取期资格截止时, 参保失业职工找到工作的概率会大幅提高(Marston *et al.*, 1975)。也有学者使用微观数据及半参数方法, 分析发现增加失业保险待遇会显著提高保持失业的概率, 而失业保险待遇发放时间的延长也会显著提升失业持续时间(Meyer, 1990)。这些研究为验证道德风险的存在提供了初步证据。

随着微观数据多样性的提升, 有学者基于时间使用数据和简历投递数据, 为失业保险中的道德风险提供了更为直接的证据。Krueger and Mueller(2010)基于时间使用数据, 发现失业保险支付水平每提高1个百分点, 会导致失业者用在找工作上的时间下降2%左右; 当失业保险待遇领取时间快到期时, 失业者用在找工作上的时间会大幅提升, 而那些没有资格领取失业保险的人每天用在找工作上的时间接近于常数。Lichter and Schiprowski(2021)使用德国微观数据发现, 提高失业保险领取时间会减少失业人员在失业早期投递简历的数量, 即找工作的积极性下降, 这也直接导致失业早

期找到工作的概率下降。

随着研究的不断深入,学者们发现失业保险待遇提升导致失业持续时间延长,这不仅是道德风险所致,失业者融资约束得到缓解也是重要的因素。当失业保险待遇较低时,融资约束强的参保失业职工无法使用失业保险待遇充分平滑消费,因此需要尽快找到工作,以保证生活不受大的影响。提高失业保险待遇能有效缓解他们的融资约束,让其有充足的时间寻找匹配性更好的工作。Chetty(2008)基于搜寻模型的分析发现,失业保险待遇缓解了家庭融资约束,是提高失业保险待遇导致失业时间延长的主要驱动因素;Card *et al.*(2015)发现,流动性约束和道德风险在失业保险待遇提升促进失业持续时间延长过程中所起的作用相当。

然而,失业保险也可能通过缓解家庭融资约束缩短失业持续时间。一方面,从短期看失业保险待遇缓解融资约束后使失业人员寻找工作的紧迫性下降,使失业时间延长,但这有利于提高新工作的匹配程度,降低未来再失业的概率,这从长期看会减少失业时间(Nekoei and Weber, 2017; Schmieder and Trenkle, 2020)。另一方面,强融资约束会限制失业人员找工作的能力,失业保险待遇则能通过缓解融资约束,提升求职努力和再就业能力(Ben-Horim and Zuckerman, 1987)。还有文献指出待遇水平和求职努力之间存在非线性关系,当待遇水平较低时失业保险能通过补贴搜寻工作提高求职努力,缩短失业持续时间,但待遇水平超过阈值时道德风险的作用会相对更大,进而抑制求职努力(乔雪和陈济冬, 2011)。

上述文献主要研究失业保险待遇对参保失业职工再就业的影响,如果分析失业保险待遇对总体再就业的影响,还需要考虑其对未参保失业职工再就业的影响。失业人员找到工作的概率是自身找工作努力程度和劳动力市场松紧程度(tightness)的增函数,是他人找工作努力程度的减函数(Levine, 1993; Lalive *et al.*, 2015)。劳动力市场中存在缴纳失业保险和未缴纳失业保险两个群体,且两个群体间存在替代性。失业保险待遇会降低参保群体找工作的努力程度,总简历投递数量会下降。在保持未参保群体找工作努力程度和空缺岗位数量不变的情况下,由于单个岗位对应的候选人减少,找工作所付出的单位努力成功概率会提升,这使得那些没有资格领取失业保险待遇的工作搜寻者面临更少的竞争,进而更容易找到工作。Lalive *et al.*(2015)基于奥地利数据验证了上述溢出效应。

那么失业保险待遇对总体就业的影响如何?有学者使用边界配对法或者工具变量法克服政策内生性后,发现失业保险待遇提升对总体就业没有显著影响(Boone *et al.*, 2021)。不过也有学者发现失业保险待遇提升会导致地区失业率上升,但是这一效应

比较小(Chodorow-Reich and Karabarbounis, 2016)。还有研究发现降低失业保险领取时间能降低失业率(Johnston and Mas, 2018)。

综上所述,失业保险待遇对再就业的局部均衡影响是文献较早关注的一个领域。失业保险待遇对非参保失业职工再就业的溢出效应,是学界近年关注的重点研究领域。就国内研究而言,仅有少数文献基于微观个人数据探讨失业保险待遇对参保失业职工就业行为的影响,这些研究在结论上未达成一致,而且鲜有文献讨论溢出效应和一般均衡效应。

三 制度背景

为保障国有企业下岗职工在失业期间的基本生活,国务院于1986年印发《国营企业职工待业保险暂行规定》,这标志着中国失业保险制度的建立。当时,失业保险待遇是以职工失业前两年本人月均工资为基数,具体规则是领取的第1-12个月,失业保险待遇为基数的60%-75%,第13-24个月为50%。1993年国务院印发《国有企业职工待业保险规定》,对失业保险待遇做了调整,改为当地社会救济金标准的1.2-1.5倍,具体由省级政府确定。为配合国有企业改革,保障大量下岗职工的基本生活,促进他们再就业,国务院于1999年颁布《失业保险条例》。失业保险待遇调整为高于本地城镇居民最低生活保障标准,低于本地最低工资标准,具体金额仍由省级政府确定。

1999年颁布的《失业保险条例》至今仍然有效,因此中国的失业保险待遇长期低于最低工资标准。很多研究基于不同的数据和方法对中国失业保险待遇的替代率进行了估算,结果显示替代率仅处于13%-30%之间。自2017年起《人力资源和社会保障事业发展统计公报》会披露全国失业保险月发放标准。从图1A可以看出,发放标准从2017年的1111元/月升至2021年的1585元/月。本文使用国家统计局披露的“城镇私营单位就业人员平均工资”作为比较基准,计算替代率。之所以使用私营单位工资而非所有单位平均工资,是因为国有企业及机关事业单位就业人员失业风险较小,而且其工资又高于私营单位人员,将非私营部门工资纳入比较基准会低估替代率。由图1A可知,2017-2021年替代率总体上有上升趋势,但是幅度不大,均值约30%,这同已有文献估计的上限较为接近。

图1B给出了2010-2020年失业保险待遇支出、失业保险基金收入及二者间的比值。2010-2014年失业保险基金收入保持较高增速,年收入从650亿增至1380亿。

2014年后,由于政府实施稳就业政策,大幅降低了企业和职工失业保险缴费率,到2018年总缴费率从此前的3%降至1%,在此期间基金收入开始负增长。2018年后在缴费基数增长带动之下,基金收入恢复增长。2020年为应对新冠疫情,政府实施临时性减免社保,基金收入再次下降。与此同时,失业保险待遇支出呈现稳步增长的趋势,总支出额从2010年的140亿增至2020年413亿。但也应注意到,尽管失业保险待遇支出占失业保险基金收入的比重在提升,然而该比值常年低于30%,说明失业保险在保障失业人员生活方面仍有较大改善空间。

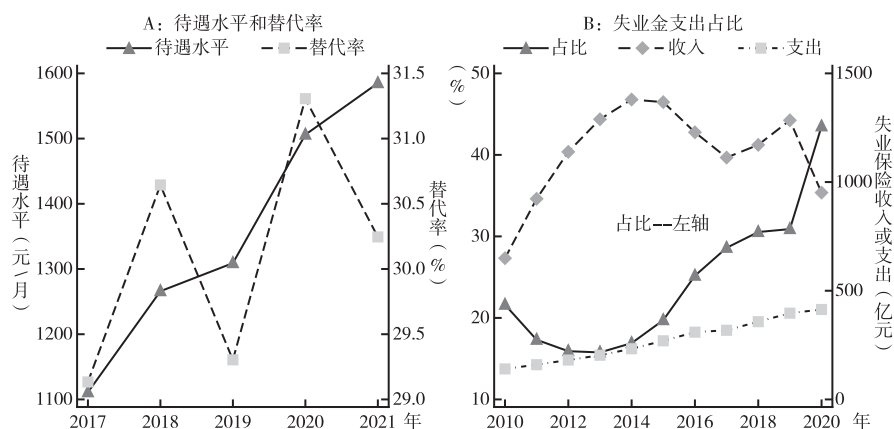


图1 失业保险待遇水平与支出占比

说明:(1)失业保险基金收入和失业保险支出数据来源于EPS数据库;(2)图A中待遇水平指失业保险待遇月均支出水平(人社部2017年开始在每年公报中公布),替代率指失业保险待遇水平和城镇私营单位职工月均工资之比;(3)图B中收入指失业保险基金收入,支出指失业保险每年支付的失业金总额,占比则是失业金总额和基金收入之比。

由图1可知,当前中国失业保险制度存在双低的特征,即替代率水平低和失业保险待遇支出占比低。理论文献认为最优替代率为50%左右,欧美发达国家的实际替代率为50%-80%(Fredriksson and Söderström, 2020; Chetty, 2008; Nekoei and Weber, 2017),中国的替代率与欧美有较大差距,过低的替代率水平使得失业保险不能充分发挥平滑消费和经济逆向调节功能。尽管很多学者呼吁提高失业保险待遇支付水平和替代率(李珍和王海东, 2010; 刘军强, 2022; 张盈华等, 2019),但政策并未做出大幅调整。例如,2017年人力资源和社会保障部对《失业保险条例》进行修订并向社会公开征求意见,修订稿对缴费率和领取范围等做了较大幅度调整,但待遇水平仍然保持在“低于当地最低工资标准、高于城市居民最低生活保障标准的水平”。

政策制定者之所以长期保持较低的失业保险待遇支付水平,是因为担心过高的标准会对再就业造成负面影响。如2017年人社部有关负责人就《关于调整失业保险金标准的指导意见》进行解读时明确表示:“确定失业保险金水平还要兼顾促就业的作用,失业保险金标准过高,可能会影响部分失业人员的就业积极性”。国际上有较多学者研究发现,失业保险待遇提高后参保失业职工的失业持续时间会显著提高,但这并不完全是由道德风险导致,缓解家庭融资约束也是重要原因(Chetty, 2008; Card *et al.*, 2015)。但针对这一问题,国内研究还缺乏充分的讨论。

与此同时,中国劳动力市场还存在典型的二元结构特征,即同时存在参保职工和非参保职工。图2给出了2010-2020年失业保险参保率和发放人数的变动趋势。2010年在城镇就业人员中参加失业保险的比例约为39%,2020年该比例增至47%,仍有超过50%的城镇就业人员未纳入失业保险体系中。在此期间,失业保险待遇领取人数整体上呈上涨趋势,人数处于380万-520万之间。因此,在劳动力市场存在二元结构且失业金领取人数不断增加的背景下,研究失业保险待遇对再就业影响时,考虑其对未参保失业职工再就业的溢出效应就显得尤为重要。

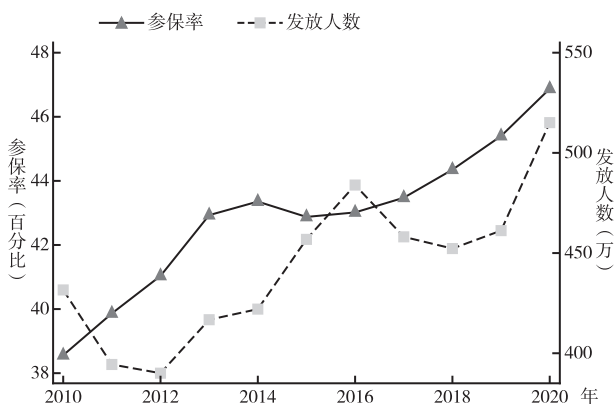


图2 失业保险参保率和失业保险待遇发放人数

说明:(1)数据来源于EPS数据库;(2)参保率指失业保险缴费人数和城镇就业人员之比。

由上述分析可知,当前中国失业保险支付水平偏低,失业保险待遇替代率同欧美发达国家存在较大差距。支付水平低不是由于失业保险基金短缺导致的,而是因为政策制定者担忧较高的支付水平会引发道德风险问题,进而对就业造成不利影响。失业保险是否对参保失业职工的再就业造成影响? 参保失业职工再就业行为的变化

是否有利于非参保失业职工的再就业? 如果存在正向溢出效应,它能否完全抵消负向影响? 上述问题有待进一步研究,厘清这些问题不仅具有较强的政策含义,而且对已有文献也能有较好的拓展。

四 数据描述统计

本文使用UHS月度数据展开研究。该数据是由国家统计局收集,目的是全面了解城镇居民家庭人口、收入和消费等情况,为政策制定提供决策依据。具体调查住户是通过分层随机抽样的方式确定。同一住户调查时间为3年,即每年有1/3的样本要轮换,且数据是通过记账方式搜集。因此,UHS数据具有时间频率高、持续性强、样本量大、数据质量高等特点。限于数据可得性,本文使用2010、2011、2012、2015和2016年数据展开分析,覆盖区域为辽宁、上海、四川和广东。涵盖了东北、华东、华南及西南地区,在分层抽样的前提下,样本具有较好的代表性(赵达等,2019)。

本文关注失业保险对再就业的影响,依据研究需要对数据进行了如下处理:首先,将样本年龄限制为劳动年龄人口,即男性为18-60岁、女性为18-50岁。其次,剔除因学业、丧失劳动能力、提前退休等因素未就业的个人。再次,2010-2012年UHS给出了个人月度层面的就业状态信息,但在2015-2016年仅从季度层面对个人就业状态进行了调查,为准确获知月度层面个人的就业状态,本文使用2015-2016年季度层面就业状态,结合问卷中“本季度从事所有工作的总时间(月)”倒推个人月度层面的就业状态。

具体而言,判断失业时间的方法如下:(1)确定失业季度。当个人在某一季度的工作时间少于3个月,且前一季度工作时间为3个月时,则认定个人在该季度失业。(2)确定第几个月份失业。在失业季度中,若个人工作时间为 n 个月(取值为0至2),则可以确定个人在该季度的第 $n+1$ 月开始失业。(3)依据失业季度和第几个月就可以确实具体的失业月份。例如,某个人在2015第1、2季度工作时间分别为3个月和2个月,则可以确定该人从第2季度的第3个月开始失业,即失业时间为2015年6月份。判断再就业时间的方法如下:(1)职工失业后,若在某一季度的工作时间大于0个月,则判断该季度为再就业的季度。(2)再就业季度工作时间为 n 个月(取值1至3),则个人是从该季度第 $4-n$ 个月开始再就业。(3)同样依据对应的季度和月份,可以推算出找到工作的时间。例如,上述个人在2015年3、4季度工作时间分别为1个月和3个月,则其再就业时间就为2015年9月。

通过2010–2012年UHS数据可以在个人层面观察到是否缴纳失业保险,而2015和2016年数据只能在家庭层面观察到。因此在基准回归中,对2015年和2016年而言,如果失业个人所在家庭缴纳失业保险,则将其个人视为缴纳失业保险。在稳健性检验部分依据个人失业后家庭所缴纳失业金是否减少判断是否缴纳失业保险,基准回归结论依然成立,且系数变化相对较小。

表1基于是否缴纳失业保险和是否失业两个维度,对人群特征进行了分析。第(1)(2)列分别为未缴纳失业保险和缴纳失业保险两个组别的特征。从性别结构看,未缴纳失业保险组别中男性占比稍高于缴纳组别;但缴纳组别在年龄、教育水平上要高于未缴纳组别。尤其是缴纳组别的家庭人均工资收入要远高于未缴纳组别,前者为4402元/月,后者仅为2370元/月。并且缴纳组别失业概率为4%,而未缴纳组别高达11%。在给定缴纳失业保险的情况下,第(3)(4)列又进一步比较了失业组和未失业组的特征。可以看出,女性职工失业概率更高,且失业组别的教育水平和家庭人均收入都低于未失业组别。由第(4)列还可以看出,样本期内失业保险月均待遇为1126元,替代率为36%。这一替代率高于图1A中的宏观替代率,这是由于失业人员的收入低于社会平均收入,因此宏观替代率比实际替代率更低。第(5)列为未缴纳失业保险且失业人员的特征,和第(4)列缴纳失业保险且失业的组别相比,前者学历水平和家庭人均收入更低。

表1	特征事实				
	总体		有保险		失业
	(1)无保险	(2)有保险	(3)未失业	(4)失业	(5)无保险
性别	0.61	0.58	0.59	0.33	0.39
年龄	38.55	39.74	39.80	38.38	37.98
教育	4.52	5.38	5.42	4.37	4.17
人均收入	2370.00	4402.33	4412.08	3740.27	1956.16
失业概率	0.11	0.04			
失业保险待遇				1126.61	
替代率				0.36	

说明:(1)性别变量中男性取值为1,女性取值为0。(2)教育变量按如下规则取值:1表示未上过学,2为小学,3为初中,4为高中,5为大学专科,6为大学本科,7为研究生。(3)人均收入=家庭工资收入/家庭就业人数。(4)无保险指未缴纳失业保险,有保险指缴纳了失业保险。

上述数据体现了如下特征事实:(1)存在大量自我保险能力较低、失业风险较高的职工未纳入失业保险体系中,这同已有研究提出的“高险低保、高保低险”的结论一致(刘军强, 2022);(2)在缴纳失业保险组别中,低收入、低学历职工更容易失业;(3)未缴纳失业保险的失业人员的学历和收入,又比缴纳失业保险的失业人员更低。

此处使用 Kaplan-Meier 方法对失业持续时间进行描述性分析。由图 3A 可知,失业期前 8 个月的再就业概率较高,约 45% 的失业人员会在此期间内重新找到工作。图 3B 依据失业人员是否缴纳失业保险进行分组,分析再就业的特征。总体看两个组别都是在失业前期再就业概率较高,后期再就业概率较低,而且有失业保险组别的再就业概率要低于无失业保险组别。在线附录中的图 1 和图 2 还分别依据性别和受教育程度进行分组,考察不同组别失业持续时间的差异。可以看出,低学历组别失业持续时间要长于高学历组别,女性失业持续时间要长于男性。

本文基于回归样本在区县层面计算失业率,并考察失业率和地区失业保险待遇水平间的相关关系。图 4 给出了失业保险待遇水平和地区失业率的散点图,并给出了拟合线,可以看出待遇水平和失业率间没有显著的相关性。由图 3 可知失业保险待遇会延长参保失业职工的失业时间。结合图 3 和图 4 可以得到一个初步推断,即参保失业职工失业再就业时间推迟,促进了未参保失业职工的再就业,而且两种机制对再就业的正负效应会抵消。当然,上述结论仅是基于原始数据得到的初步判断,下文将基于严格的计量模型提供更为可靠的验证。

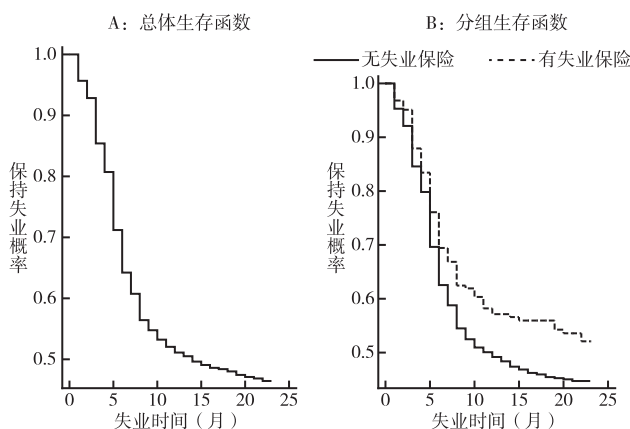


图3 失业持续时间分析

说明:图形基于 Kaplan-Meier 生存分析得到。

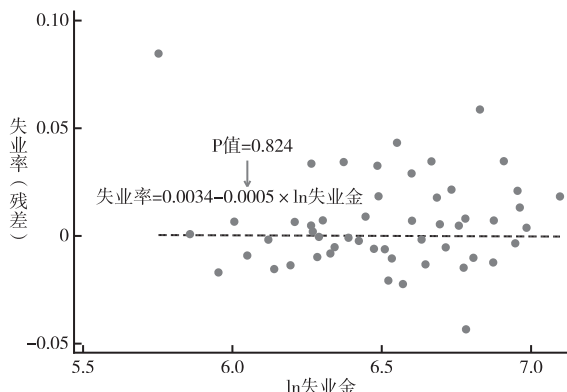


图4 失业保险待遇与地区失业率

说明:(1)失业保险待遇是在区县层面统筹,因此此处是在区县层面计算失业率,失业率=失业人数/总劳动力人数;(2)纵轴为控制年份固定效应、月份固定效应及最低工资影响后的失业率残差;(3)为了使图形更加简洁和直观,使用binscatter命令将失业金(取对数)分成50等份,然后对失业率和失业金在组内求均值。

五 识别策略

本文利用各地失业保险待遇调整时间在月份上的差异,识别失业保险待遇对再就业的影响。从整体上看,失业保险待遇处于当地最低生活保障标准和最低工资标准之间,但在确定具体待遇时地区间存在差异。例如,在样本期内广东失业保险待遇为最低工资的80%,上海市则是直接公布失业保险待遇标准,而不是最低工资的比值。在失业保险待遇调整上,同一地区在不同年份调整时间不同,同一年份不同地区调整时间也存在差异。例如,广东省2010年调整时间为5月份,2011年为3月;四川2010年调整时间为8月,2011年未调整。在线附录的图3中,我们还给出了几个重要城市在样本期内的失业保险待遇调整时间及对应支付水平的时间趋势,该图进一步验证了失业保险待遇调整时间的不规律性。这种不规律性为本文提供了较好的外生识别策略。基于本文所使用样本,此处考察了失业保险政策待遇变动幅度及其对失业保险实际待遇水平的影响。由图5A可知,在样本期内政策待遇平均变动幅度为14%,图5B显示这会使个人实际待遇水平提高10%左右。实际待遇水平提高幅度小于政策变动幅度,二者差异主要是权重不同导致。图A是基于区县层面数据得到的结果,而图B则是在个人层面的反应。在线附录中的图4还给出了政策待遇和实际待遇变动绝对值的变动情况,结论与图5一致。图5显示政策待

遇变动会显著提升失业保险实际待遇水平,这为本文后续因果识别提供了良好的基础。

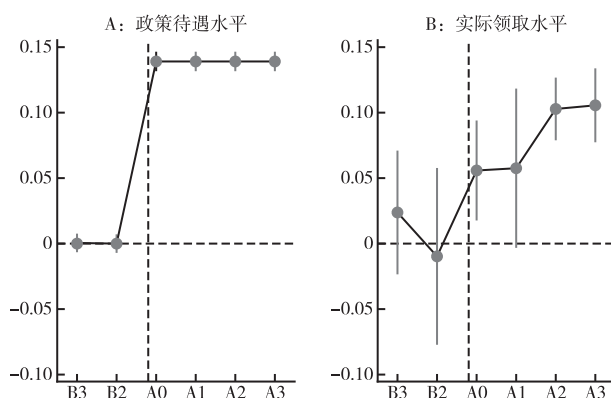


图5 失业保险政策待遇变动幅度和实际领取额变动幅度

说明:(1)政策前第一期B1为比较基准,B3、B2分别表示政策前第3期和第2期,A0、A1-A3分别表示政策变动当期、政策后第1期至第4期。(2)图5A是基于区县月度数据,采用事件研究法,控制区县固定效应和年份固定效应后得到的图形;图5B是基于个人月度数据,采用事件研究法,控制区县固定效应和年份固定效应后得到的图形。

本文可以在月度层面观察到个人就业状态的变化,凭借该优势可以将每一次政策待遇水平调整都视为一个单独的事件,并保留政策前后4个月作为回归样本。例如,辽宁省在样本期内分别于2010年7月1日、2011年7月1日和2016年1月1日提升待遇水平,本文对应地保留辽宁省2010年3-10月、2011年3-10月、2015年9月-2016年4月作为回归样本,并将辽宁省视为受到3次政策冲击。本文分析待遇水平提升对再就业的影响,因此将样本限制为在样本期开始时已经失业或者样本期内新失业的个人。

本文借鉴 Miller *et al.* (2021)的方法,基于公式(1)使用logistic模型展开回归分析。

$$Re_{pciy_m} = \alpha + \beta UI_in_{cym} + \theta \ln \min_{cym} + D_{py} + D_{ym} + D_c + X_{iy} + K_i + \varepsilon_{pciy_m} \quad (1)$$

其中 p 、 c 、 i 分别表示省份、区县及个人; y 和 m 表示年份和月份。 Re 为本文被解释变量,表示再就业,失业期取值为0,重新找到工作取值为1,且个人重新找到工作后就从样本中退出。 UI_in 为核心解释变量,在失业保险待遇提高前取值0,失业保险待遇提高后取值为1。正如上文所述,部分地区失业保险待遇参照最低工资标准来制定,为排除最低工资的影响,模型中控制了区县最低工资的对数 $\ln \min_{cym}$ 。 D_{py} 为省份

乘以年份虚拟变量,排除地区宏观因素对失业保险待遇和就业的影响。 D_{ym} 为年份乘以月份虚拟变量,排除时间趋势对回归结果的干扰。 D_c 表示区县固定效应。本文依据个人年龄将样本分为10等份,将受教育程度分为未接受过教育、小学、初中、高中、大专、本科、研究生7个组别。 X_{iy} 为对应的年龄组别虚拟变量和教育组别虚拟变量。 K_i 为性别虚拟变量, ε_{pciy} 为误差项。

六 基准回归

本节首先基于公式(1)考察失业保险待遇提升对再就业的总体效应,并在此基础上从局部均衡效应和溢出效应两个视角提供相应的解释,结果见表2。第(1)(2)列的样本为全体失业人员,此时变量“失业保险待遇提高”的系数即为总体效应的影响。第(1)列控制最低工资、区县固定效应、年份乘以月份固定效应和省份乘以年份固定效应,第(2)列进一步控制个人特征,包括年龄、学历和性别。可以看出,这两列核心解释变量的系数非常小,且系数标准误远大于系数本身,这表明从总体效应看失业保险待遇提升不会对再就业造成显著的影响。总体效应不显著,是因为局部均衡和溢出效应都不存在,还是正向溢出效应抵消了局部均衡的负面影响?下面将进一步分析。

表2	基准回归					
	因变量:再就业概率					
	(1)总体	(2)总体	(3)参保人	(4)参保人	(5)未参保	(6)未参保
待遇提高	0.0037 (0.0136)	0.0044 (0.0136)	-0.1260*** (0.0476)	-0.1180*** (0.0455)	0.0334** (0.0156)	0.0345** (0.0154)
观察值	12 735	12 735	2628	2623	10 107	10 107
最低工资	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份×月份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个人特征	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制

说明:本文使用logistic模型进行回归,所有系数已经转化为边际效应;*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著;标准误在县层面聚类;“待遇提高”指失业保险待遇提高。如果无特殊说明,下文设定相同。

第(3)(4)列的样本为失业前缴纳了失业保险的职工,此时变量“失业保险待遇提高”的系数即为局部均衡的影响,即失业保险待遇提高对参保失业职工再就业的影响。

第(3)列系数显著为负,第(4)列进一步控制个人特征,核心解释变量的系数依然在1%水平上显著为负,且两列系数绝对值大小接近。由第(3)(4)列可知,失业保险待遇提升会显著降低参保失业职工的再就业概率,延长该群体的失业持续时间。即从局部均衡视角看,失业保险会对再就业造成负面影响。由前文可知,样本期内失业保险政策待遇水平增幅平均为14%。由第(4)列系数可知失业保险待遇提高后,参保失业职工再就业概率会下降11.8个百分点。这相当于政策待遇水平提高1%,会导致参保失业职工再就业概率下降0.84个百分点($11.8/14$)。失业保险会导致失业持续时间延长,该结论同Ganong *et al.* (2022)、Card *et al.* (2015)和Lichter and Schiprowski (2021)等的结论一致。

第(5)(6)列则表明,失业保险待遇能显著提高未参保失业职工的再就业概率,即失业保险对未参保失业职工的就业有显著的正向溢出效应。这表明提高失业保险待遇尽管会降低参保失业职工再就业的概率,但也在客观上减少了劳动力市场的竞争程度,提高未参保失业职工找到工作的概率。当前关于失业保险对就业具有正向溢出效应的研究相对较少,本文的发现有助于拓展这一支文献。从具体结论上看,本文发现存在正向溢出效应,这同Levine (1993)的理论推断和Lalive *et al.* (2015)的经验分析结果一致。从效应大小看,失业保险待遇提高1%,会使未参保失业职工的再就业概率提升0.25个百分点($3.45/14$)。

基准回归表2中第(3)列的系数显示,失业保险待遇提高后,参保群体再就业概率整体上会下降12.6个百分点。第(3)列的观察值为2628,所以对应延迟就业的人次为331($=2628 \times 0.126$)。第(5)列显示,失业保险待遇提高后,未参保群体再就业概率整体上会上升3.34个百分点。第(5)列观察值为10 107,所以对应促进就业的人次为337($=0.0334 \times 10\ 107$)。可以看出,延迟就业和促进就业的人次非常接近,进一步验证了正负两种效应相互抵消。

上述结论表明,从局部均衡视角看失业保险待遇提升会导致参保失业职工再就业概率下降,但也会通过溢出效应促进未参保失业职工的再就业。这说明参保失业职工和未参保失业职工在劳动力市场上具有可替代性,总体效应不显著意味着正向溢出效应能抵消局部均衡效应的负向影响。

七 稳健性检验

(一)平行趋势检验

从研究设计上看,本文利用失业保险待遇调整在时间上的差异进行因果识别,这

本质上是事件分析法。时间差异是在月度层面,基于高频数据进行分析,能更好克服遗漏变量导致的内生性问题。因为使用高频数据时,分析的整个时间窗口较短,在此期间发生同时影响核心自变量和因变量的事件的可能性较低。进一步,将公式(1)变换为更为常见的动态形式,即公式(2):

$$Re_{pciyt} = \alpha + \sum_{t=-3}^3 \beta_t I_t + \theta \ln \min_{cym} + D_{py} + D_{ym} + D_c + X_{iy} + K_i + \varepsilon_{pciyt} \quad (2)$$

其中 t 表示政策变动后的期数, I_t 为示性函数,政策前第4个月作为比较基准(即 I_{-4} 未放入模型中)。如果在政策实施当月个人就产生反应,此时由遗漏变量驱动结果的概率就更低。

同基准回归类似,此处分别按照总体样本、参保样本及未参保样本,使用公式(2)进行回归,将对应的系数 β_t 绘制在图6中。由图6A可知,从整体上看政策变动前后再就业概率都没有发生显著变化。图6B显示在失业保险待遇提高前,参保失业职工再就业概率同政策前第4个月相比,总体上不存在显著差异。但当待遇提高后,参保失业职工再就业概率便出现显著下降,且这一效应在政策实施当月便显著存在。图6C显示,在失业保险待遇提高前,未参保失业职工再就业的概率同政策前第4个月相比,不存在显著差异。而从待遇提高当月起,未参保失业职工的再就业概率就出现显著提高。图6的结果表明本文基本结论通过了平行趋势检验,较好地排除了遗漏变量对基本结论的干扰。

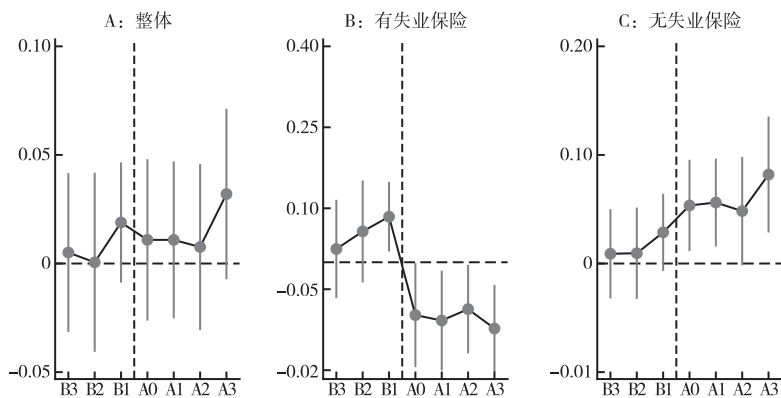


图6 平行趋势检验

说明:政策前第4期作为比较基准,即失业保险待遇提高前的第4个月;B3、B2、B1分别表示政策前3、2和1个月,A0表示政策实施当月,A1、A2和A3分别为政策实施后的第1、第2和第3个月。

(二)交错问题

本文基于各地区政策调整时间差异识别失业保险待遇对再就业的影响。如果处理效应存在异质性,使用双向固定效应进行估计可能会存在偏误。本文借鉴Sun and Abraham(2021)的研究,考察处理效应异质性是否会影响本文的基本结论。由于回归样本都受政策影响,此处使用最后接受处理的组别作为控制组,并将控制组接受处理后的样本删除。回归结果见表3。从系数绝对值大小看,表3同表2相比有所变小,但是下降幅度较小。从系数符号和显著性看,结论仍然是:失业保险待遇提升会导致参保失业职工的再就业概率下降,未参保失业职工的再就业概率提升,从总体上看对再就业没有显著影响。说明考虑处理效应异质性后本文基本结论依然成立。

表 3

稳健性检验 I

	因变量:再就业概率		
	(1)总体	(2)参保失业职工	(3)未参保失业职工
失业保险待遇提高	0.0138 (0.0139)	-0.1087*** (0.0328)	0.0285** (0.0140)
观察值	14 237	2852	11 385
最低工资	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制
年份×月份	控制	控制	控制
省份×年份	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制

说明:此处回归样本和基准回归不同,回归样本量的差异是因为eventstudyinteract和logistic命令对样本计算方式的差异导致的。

(三)变换样本

正如前文所述,由于数据限制,对于2015和2016年样本而言,如果失业个人所在家庭缴纳失业保险就将其视为缴纳失业保险的组别。此处将变换2015和2016年判断分组的依据,检验分组方式对基本结论的影响。具体做法为,如果失业人员所在家庭所缴纳的失业保险费在个人失业后出现了下降,则判断个人缴纳了失业保险,为参保失业职工组别,否则为未参保失业职工组别。依据新的分组方式对样本重新划分后,回归结果见表4。第(1)列系数在1%水平上显著为负,第(2)列系数在5%水平上显著为正。上述结果表明,更换分组方式后,失业保险会导致参保失业职工再就业概率下降,未参保失业职工再就业概率上升,这一基本结论仍然成立。

表 4

稳健性检验 II

	(1)参保失业职工	(2)未参保失业职工
失业保险待遇提高	-0.1667*** (0.0579)	0.0355** (0.0155)
观察值	1551	10 077
最低工资	控制	控制
区县固定效应	控制	控制
年份×月份	控制	控制
省份×年份	控制	控制
个人特征	控制	控制

(四)变换模型

当因变量取值为 0 和 1 时,较多文献使用 logistic 模型进行估计,避免出现因变量拟合值大于 1 或小于 0 等情形。不过,近年来在国际权威期刊上,越来越多文献直接使用线性模型进行估计。例如, Miller *et al.*(2021)在分析医疗保险对个人死亡概率影响时,正文使用线性模型进行估计,在其附录部分给出了基于 logistic 模型的估计结果。本文在基准回归中使用 logistic 模型进行估计,此处使用线性模型再次进行估计。由表 5 可知,在使用线性模型估计的情况下,基准回归的结论依然成立,而且系数大小同基准回归较为接近。

表 5

使用线性模型进行估计

	因变量:再就业概率		
	(1)总体	(2)参保失业职工	(3)未参保失业职工
失业保险待遇提高	0.0089 (0.0157)	-0.0901*** (0.0297)	0.0377** (0.0173)
观察值	15 006	3363	11 643
最低工资	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制
年份×月份	控制	控制	控制
省份×年份	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制

八 异质性分析

(一)谁延迟了再就业

在基准回归中,本文发现失业保险待遇提升会使参保失业职工再就业时间延长。

下面将围绕谁延迟了再就业这一问题展开分析。

1. 年龄分组。失业保险待遇提升会降低闲暇的相对价格,参保失业职工有动机增加闲暇消费,延迟再就业的时间。再加上信息不对称问题,政府监管个人找工作努力程度的成本较高,使得上述动机成为现实。然而,延迟就业也会面临机会成本问题,例如延迟就业会减少人力资本积累,降低未来收入。Michelacci and Ruffo(2015)指出,年轻劳动力缺乏工作经验,有较强动机通过工作积累人力资本,以期望在未来获得更高收入;而对年长的劳动力而言,由于本身工作经验已较为丰富,且人力资本提升后未来可使用年份相对更少,即人力资本的边际收入更低。因此,提高失业保险待遇水平对年轻人的劳动力供给行为的扭曲较为有限,甚至不显著,而就业延迟主要集中在年纪较大的失业人群中。为验证上述假设,本文将参保失业职工依据年龄分成年长和年轻两个组别,具体为低于40岁为低年龄组,大于40岁为高年龄组,两者分别对应低道德风险组和高道德风险组。基于公式(1)的分组回归结果见表6。由回归系数可知,失业保险待遇提升主要是导致高年龄组延迟了就业,而对低年龄组的再就业行为没有显著影响。这同 Michelacci and Ruffo(2015)的结论一致。

表6 异质性分析——道德风险

	因变量:再就业概率	
	(1)低道德风险组别	(2)高道德风险组别
失业保险待遇提高	-0.0852 (0.0825)	-0.1245** (0.0624)
观察值	1442	797
最低工资	控制	控制
区县固定效应	控制	控制
年份×月份	控制	控制
省份×年份	控制	控制
个人特征	控制	控制

说明:此处回归样本为失业前缴纳失业保险的个人,即参保失业职工。

2. 融资约束分组。近年来有较多文献认为,缓解家庭融资约束也是失业保险待遇提高导致失业持续时间延长的一个重要因素,而且这一因素的作用不亚于道德风险(Chetty, 2008; Card *et al.*, 2015)。工资是劳动者收入的主要来源,失业后家庭收入会显著下滑。由于失业保险待遇大幅低于职工失业前的工作收入,家庭很难依靠失业保险待遇完全平滑消费。如果面临较强的融资约束,家庭消费也会因此受到负面

冲击。所以,面临较强融资约束的失业人员有动机尽快找到工作,以保障家庭消费。而失业保险待遇提升则能有效缓解融资约束,降低再就业的紧迫性。例如,Chetty (2008)基于搜寻模型的分析发现,失业保险待遇缓解了家庭融资约束,是提高失业保险待遇导致失业时间延长的主要驱动因素。Card *et al.*(2015)采用聚束回归发现流动性约束和道德风险在影响参保失业职工失业持续时间上的作用相当。

本文将样本分成融资约束高和低两个组别,然后进行分组回归。如果融资约束是影响职工再就业的重要驱动力,应该能观察到失业保险待遇提高对融资约束高组别的再就业影响更大。本文借鉴甘犁等(2018)的方法,使用政策前家庭收入均值度量融资约束,并按中位数在年和区县层面将样本分成融资约束高和低两个组别,其中人均收入低的组别为融资约束高的组别。分组回归结果见表7。由第(1)和第(2)列可知,失业保险待遇提升对参保失业职工就业有负向影响主要体现在融资约束高的组别中。

表7 异质性分析——融资约束

	因变量:再就业概率			
	按家庭人均收入分组		按失业保险待遇占家庭消费比例分组	
	(1)融资约束高	(2)融资约束低	(3)融资约束高	(4)融资约束低
失业保险待遇提高	-0.1165** (0.0513)	-0.1293 (0.0884)	-0.1653** (0.0705)	-0.0362 (0.0479)
观察值	1294	928	1183	1055
最低工资	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
年份×月份	控制	控制	控制	控制
省份×年份	控制	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制	控制

说明:此处回归样本为失业前缴纳失业保险的个人,即参保失业职工。

基于家庭人均收入分组,还存在另一种解释,即家庭内部风险分担。家庭成员间具有相互“保险”的功能。当一方受到失业等负面冲击时,保持就业的家庭成员能通过转移支付等方式为遇到负面冲击的成员提供“保险”。家庭人均收入较高时,成员间相互“保险”的功能也较高;家庭人均收入较低时,成员间相互“保险”的功能也较低。在家庭成员间相互“保险能力”较低时,失业保险待遇水平提升,对失业人员再就业行为的影响也会更大。所以,为了进一步验证融资约束的作用,本文还依据政策变动前失

业保险政策待遇水平和家庭消费的比例来度量融资约束,该比值越低表示融资约束越强。同样在年份和区县层面进行分组,结果见表7第(3)和第(4)列,此时系数依然是在融资约束强的组别中显著,在融资约束低的组别中不显著。上述分析说明,缓解融资约束也是失业保险待遇提升导致参保失业职工再就业延迟的重要驱动力。

3. 性别分组。已有研究表明,中国女性劳动参与率约为78%,男性劳动参与率约91%,而已婚男性更是高达97%(周闯, 2015; 马双等, 2017)。由于女性需要承担生育职责且受传统思想影响,女性往往是家庭照料的主要承担者,进而形成了“男主外、女主内”的传统性别分工模式(宋月萍, 2019),所以女性在家待业更容易被社会接受。在这一背景下,可以预期失业保险待遇提升更可能导致女性参保失业职工再就业延迟。为验证这一推断,本文依据性别对参保失业职工进行分组并基于公式(1)进行回归,结果见表8。第(1)列为女性组别的回归结果,此时核心解释变量的系数为-0.269,且在10%水平上显著,第(2)列为男性组别的回归结果,此时核心解释变量的系数不显著。表8的结果验证了上述理论推断。

表8 异质性分析——性别分组

	因变量:再就业概率	
	(1)女性	(2)男性
失业保险待遇提高	-0.2691* (0.1446)	-0.0038 (0.1142)
观察值	1301	958
最低工资	控制	控制
区县固定效应	控制	控制
年份×月份	控制	控制
省份×年份	控制	控制
个人特征	控制	控制

说明:此处回归样本为失业前缴纳失业保险的个人,即参保失业职工。

(二)促进了谁再就业

本文在基准回归中发现,失业保险待遇提升会通过溢出效应促进未参保失业职工再就业,这说明参保和未参保失业职工在劳动力市场上具有替代性。上一小节发现待遇提升主要使参保失业职工中的高年龄组别、低收入组别和女性延迟了再就业,那么是否存在一一对应关系,待遇提升主要是促进了未参保失业职工中高年龄组别、低收入组别和女性组别的再就业?为回答这一问题,本小节采用和上一小节相同的方法,对未参保样本进行分组,相应回归结果见表9。由第(1)和第(2)列可知,失业保险待遇提升对未参保失业职工中低年龄组别的再就业没有显著影响,但对高年龄组别而言,待遇提升1%其再就业概率会提高0.46(0.065/0.14)个百分点。第(3)和第

(4)列显示,待遇水平提高1%会使低收入组别的再就业概率提高0.49(0.069/0.14)个百分点,而待遇提升对高收入组别的再就业没有显著影响。上述结果表明,从年龄和收入两个维度看,参保失业职工和未参保失业职工间具有较好的替代关系。不过有意思的是,第(5)和第(6)列结果表明待遇提升促进了未参保失业职工中男性组别的再就业,而在参保失业职工组别中则是女性延迟了就业,这一结果可能是劳动市场中对女性存在歧视及社会规范导致。

表9 异质性分析——受益群体分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	年龄分组		收入分组		性别分组	
	低年龄组	高年龄组	低收入组	高收入组	女性	男性
失业保险待遇提高	0.0191 (0.0219)	0.0649*** (0.0232)	0.0685*** (0.0247)	0.0217 (0.0276)	0.0453 (0.0280)	0.0445** (0.0205)
观察值	5525	4173	4814	3687	5018	4772
最低工资	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份×月份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个人特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制

说明:此处回归样本为失业前未缴纳失业保险的个人,即未参保失业职工。

溢出效应存在的前提是参保失业职工和未参保失业职工在劳动力市场上具有替代性,而具有替代性的前提是两个组别特征相似。因此,如果本文所述溢出效应真实存在,那么应该能观察到,失业保险待遇提高后,那些与参保失业职工特征相近的未参保失业职工的再就业概率上升幅度,要大于那些与参保失业职工特征差异较大的未参保失业职工。为验证上述观点,本文借鉴 Lalive *et al.* (2015)的思路,基于性别、年龄和教育程度三个个人特征,采用倾向得分匹配法(无放回一对一匹配),从未参保失业职工中遴选出与参保失业职工特征更接近的个体,剩余样本作为另外一个组别。在线附录中附表1第(1)列给出了参加失业保险组别上述三个特征的均值,第(2)列给出了未参保且匹配成功样本同参保组之间的差异,可以看出两个组别在三个指标上均不存显著差异。第(3)列给出了未参保且未匹配成功样本同参保组别的差异,两个组别在三个指标上均存在显著差异。附表1说明从未参保组别中有效找到了与参保组别特征接近的个体。

分组回归结果见表10,其中表10第(1)列样本的年龄、性别和教育程度的均值与参保失业职工存在显著差异,而第(2)列样本三个指标的统计特征与参保失业职工没有显著差异。表10第(1)列显示,对与参保失业职工的特征差异大的未参保失业职工组别而言,失业保险待遇提升对该组别的再就业概率影响为正,但统计上不显著;第(2)列则显示,当与参保失业职工特征接近时,失业保险待遇提升后,未参保职工的再就业概率会显著提高。上述发现支持了溢出效应的存在。

表10 异质性分析——依据特征是否与参保职工接近

	因变量:再就业概率	
	(1)与参保职工特征差异大	(2)与参保职工特征接近
失业金提高	0.0173 (0.0171)	0.1049** (0.0518)
观察值	7454	2350
最低工资	控制	控制
区县固定效应	控制	控制
年份×月份	控制	控制
省份×年份	控制	控制
个人特征	控制	控制

说明:此处回归样本为失业前未缴纳失业保险的个人。

九 结论与政策启示

本文基于个人月度数据,从总体效应视角考察失业保险待遇提升对再就业的影响。研究发现待遇提升会显著降低失业前缴纳失业保险职工的再就业概率,该效应主要体现在延迟就业机会成本小的组别和家庭融资约束强的组别中。本文还发现失业保险待遇提高会使未缴纳失业保险职工的再就业概率提升,受益对象主要是低收入、男性和高年龄组别。当将所有失业人员放在一起进行回归时,失业保险待遇提升对再就业没有显著的影响,并且本文还发现只有个人特征与参保失业职工接近的未参保失业职工的再就业概率才会显著提高。这说明当劳动力市场是由缴纳失业保险和未缴纳失业保险职工共同构成时,一个群体劳动力供给行为的变动会对另一个群体产生溢出效应。

本文的研究有重要政策含义。由于政策制定者担忧提升待遇水平会诱发道德风险,对再就业造成负面影响,中国失业保险待遇水平长期处于较低水平。本文发现失业保险待遇提升的确会延迟参保失业职工的再就业时间,但缓解融资约束也是重要原因,因此道德风险问题被高估。与此同时,还有研究发现,失业保险待遇提升让参

保失业职工有更充裕的时间寻找合适的工作,提高企业和职工间的匹配质量,这不仅提高再就业的薪酬,也能降低未来再次失业的风险(Nekoei and Weber, 2017)。当前中国失业保险覆盖率在50%左右,相对而言未覆盖群体收入水平更低,失业风险更大。提高失业保险待遇会通过溢出效应提升未覆盖群体的再就业概率,且溢出效应能完全抵消局部均衡分析中的负面影响。因此,从社会整体福利角度看,提升失业保险待遇水平是一项适宜的政策。

参考文献:

杜凤莲、鲍煜虹(2006):《搜寻理论、失业救济金与中国城镇人口失业持续时间》,《经济理论与经济管理》第3期。

甘犁、赵乃宝、孙永智(2018):《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》第12期。

江轩宇、朱冰(2022):《资本市场对外开放与劳动收入份额——基于沪深港通交易制度的经验证据》,《经济学(季刊)》第4期。

李实、朱梦冰(2022):《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》,《管理世界》第1期。

李珍、王海东(2010):《完善失业保险之微观保障及宏观管理功能研究——基于金融危机的启示》,《保险研究》第2期。

梁斌、冀慧(2020):《失业保险如何影响求职努力?——来自“中国时间利用调查”的证据》,《经济研究》第3期。

刘军强(2022):《政策的漂移、转化和重叠——中国失业保险结余形成机制研究》,《管理世界》第6期。

刘晓梅、曹鸣远、李歆、刘冰冰(2022):《党的十八大以来我国社会保障事业的成就与经验》,《管理世界》第7期。

马驰骋、王元月、李然、刘振宇(2006):《失业保险是否会造成长期失业?运用生存模型对青岛市失业者的经验研究》,《南方经济》第1期。

马双、李雪莲、蔡栋梁(2017):《最低工资与已婚女性劳动参与》,《经济研究》第6期。

乔雪、陈济冬(2011):《失业保险政策对隐性就业规模和社会产出的影响》,《世界经济》第2期。

宋月萍(2019):《照料责任的家庭内化和代际分担:父母同住对女性劳动参与的影响》,《人口研究》第3期。

杨灿明(2022):《社会主义收入分配理论》,《经济研究》第3期。

张盈华、张占力、郑秉文(2019):《新中国失业保险70年:历史变迁、问题分析与完善建议》,《社会保障研究》第6期。

赵达、沈煌南、张军(2019):《失业率波动对就业者家庭消费和配偶劳动供给的冲击》,《中国工业经济》第2期。

周闯(2015):《城镇居民劳动参与的工资弹性分析——基于人口特征的视角》,《中国劳动》第22期。

Baily, M. N. "Some Aspects of Optimal Unemployment Insurance." *Journal of Public Economics*, 1978, 10(3), pp.379-402.

Ben-Horim, M. and Zuckerman, D. "The Effect of Unemployment Insurance On Unemployment Duration." *Journal of Labor Economics*, 1987, 5(3), pp.386-390.

- Boone, C.; Dube, A.; Goodman, L. and Kaplan, E. "Unemployment Insurance Generosity and Aggregate Employment." *American Economic Journal: Economic Policy*, 2021, 13(2), pp.58–99.
- Card, D.; Johnston, A.; Leung, P.; Mas, A. and Pei, Z. "The Effect of Unemployment Benefits On the Duration of Unemployment Insurance Receipt: New Evidence From a Regression Kink Design in Missouri, 2003–2013." *The American Economic Review*, 2015, 105(5), pp.126–130.
- Chetty, R. "Moral Hazard Versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance." *Journal of Political Economy*, 2008, 116(2), pp.173–234.
- Chodorow-Reich, G. and Karabarbounis, L. "The Limited Macroeconomic Effects of Unemployment Benefit Extensions." *NBER Working Paper*, No. 22163, 2016.
- Fredriksson, P. and Holmlund, B. "Improving Incentives in Unemployment Insurance: A Review of Recent Research." *Journal of Economic Surveys*, 2006, 20, pp. 357–386.
- Fredriksson, P. and Söderström, M. "The Equilibrium Impact of Unemployment Insurance On Unemployment: Evidence From a Non-Linear Policy Rule." *Journal of Public Economics*, 2020, 187, 104199.
- Ganong, P.; Greig, F. E.; Noel, P. J.; Sullivan, D. M. and Vavra, J. S. "Spending and Job-Finding Impacts of Expanded Unemployment Benefits: Evidence from Administrative Micro Data." *NBER Working Paper*, No. 30315, 2022.
- Johnston, A. C. and Mas, A. "Potential Unemployment Insurance Duration and Labor Supply: The Individual and Market-Level Response to a Benefit Cut." *Journal of Political Economy*, 2018, 126(6), pp.2480–2522.
- Kroft, K. and Notowidigdo, M. J. "Should Unemployment Insurance Vary with the Unemployment Rate? Theory and Evidence." *The Review of Economic Studies*, 2016, 83(3), pp.1092–1124.
- Krueger, A. B. and Mueller, A. "Job Search and Unemployment Insurance: New Evidence From Time Use Data." *Journal of Public Economics*, 2010, 94(3–4), pp. 298–307.
- Lalive, R.; Landais, C. and Zweimüller, J. "Market Externalities of Large Unemployment Insurance Extension Programs." *The American Economic Review*, 2015, 105(12), pp.3564–3596.
- Levine, P. B. "Spillover Effects Between the Insured and Uninsured Unemployed." *ILR Review*, 1993, 47(1), pp.73–86.
- Lichter, A. and Schiprowski, A. "Benefit Duration, Job Search Behavior and Re-employment." *Journal of Public Economics*, 2021, 193, 104326.
- Marinescu, I. "The General Equilibrium Impacts of Unemployment Insurance: Evidence From a Large Online Job Board." *Journal of Public Economics*, 2017, 150, pp. 14–29.
- Marinescu, I.; Skandalis, D. and Zhao, D. "The Impact of the Federal Pandemic Unemployment Compensation On Job Search and Vacancy Creation." *Journal of Public Economics*, 2021, 200, 104471.
- Marston, S. T.; Hall, R. E.; Holt, C. C. and Feldstein, M. S. "The Impact of Unemployment Insurance On Job Search." *Brookings Papers On Economic Activity*, 1975, pp.13–60.
- Meyer, B. D. "Unemployment Insurance and Unemployment Spells." *Econometrica*, 1990, 58(4), pp.757–782.
- Michelacci, C. and Ruffo, H. "Optimal Life Cycle Unemployment Insurance." *The American Economic Review*, 2015, 105(2), pp.816–859.

Miller, S.; Johnson, N. and Wherry, L. R. "Medicaid and Mortality: New Evidence From Linked Survey and Administrative Data." *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136(3), pp.1783–1829.

Mortensen, D. T. "Unemployment Insurance and Job Search Decisions." *Industrial and Labor Relations Review*, 1977, 30(4), pp.505–517.

Nekoei, A. and Weber, A. "Does Extending Unemployment Benefits Improve Job Quality?" *The American Economic Review*, 2017, 107(2), pp.527–561.

Schmieder, J. F. and Trenkle, S. "Disincentive Effects of Unemployment Benefits and the Role of Caseworkers." *Journal of Public Economics*, 2020, 182, 104096.

Shavell, S. and Weiss, L. "The Optimal Payment of Unemployment Insurance Benefits Over Time." *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6), pp.1347–1362.

Sun, L. and Abraham, S. "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects." *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), pp.175–199.

Does the Increase in Unemployment Insurance Benefits Postpone Reemployment?

Tang Jue; Xie Qiang; Zhao Da

Abstract: Due to concern about the negative impact on reemployment, unemployment insurance benefits in China have been at a relatively low level for a very long time, which has also led to unemployment insurance not fully playing its role in smoothing out economic fluctuations. Using the event study method and monthly urban household survey data, this paper finds that, from a partial equilibrium perspective, the increase in the level of unemployment insurance benefits has a negative impact on the reemployment of insured unemployed workers. On the other side, it promotes the reemployment of uninsured unemployed workers through spillover effects. The positive and negative effects offset each other, making the overall impact negligible. The heterogeneity analysis reveals that an increase in unemployment insurance benefits decreases the reemployment likelihood of insured unemployed workers, particularly among older age groups, women and groups with financial constraint. At the same time, an increase in unemployment insurance benefits mainly promotes the reemployment of low-income, elderly and male groups among the uninsured population. In the context of the growing unemployment problem, this study provides a theoretical reference for formulating a more reasonable level of unemployment insurance benefits.

Key words: unemployment insurance, reemployment, spillover effects, partial equilibrium

JEL codes: J64, J65

(截稿:2024年5月 责任编辑:曹永福)