

中国最低工资调整与残疾人就业

——基于县级邻近配对及个体追踪数据的
经验证据与影响机制

张 琼 封世蓝 曹 晖*

摘要 本文基于中国 2007—2012 年残疾个体追踪数据并考虑县级邻近配对,发现:(1) 残疾人就业意愿因最低工资增加而下降,失业概率则因之上升;(2) 2009 年以后、东北地区、女性、青少年受最低工资影响更显著;(3) 机制分析显示,最低工资上升,有工作个体继续有工作可能性下降而失业或退出劳动力市场概率上升,失业个体继续失业和退出劳动力市场概率上升而有工作概率下降,无就业意愿个体继续没有就业意愿或失业可能性上升而找到工作概率下降。

关键词 最低工资, 残疾人, 就业

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.03.16

一、引 言

最低工资制度是绝大多数国家和地区最常用于保障劳动者尤其是低技能(收入)劳动者权益、进而实现反贫困和改善收入分配格局目标的措施之一(ILO, 2013)。这一制度较早可追溯到新西兰和澳大利亚分别于 1894 年和 1896 年颁布实施的工资保护条例,英国于 1909 年通过的《1909 年贸易委员会法案》(the Trade Boards Act 1909)中关于设立最低工资委员会和最低工资要求的规定,在随后全世界最低工资制度变迁历程中扮演了非常重要的角色(Deakin and Green, 2009)。尽管最低工资制度被普遍推行,但与之相关的学术争辩和舆论质疑却从未停止。

* 张琼,中国人民大学公共管理学院社会保障研究所;封世蓝,北京大学马克思主义学院政治经济学研究所、北京大学习近平新时代中国特色社会主义思想研究院;曹晖,上海大学经济学院金融系。通信作者及地址:封世蓝,北京大学马克思主义学院、北京大学习近平新时代中国特色社会主义思想研究院,100871;电话:(010) 62756930;E-mail: carollan@pku.edu.cn。本文系国家社科青年项目(20CJL030)、国家自科青年项目(72003188)的阶段性成果,得到“中华思源工程扶贫基金会闽善公益基金”的资助,写作过程中得到了中国残疾人联合会的数据支持,在此一并致谢;感谢审稿人的意见和建议,但文责自负。

有关研究中探讨最多的是最低工资对就业的影响方向和影响幅度。已有理论文献或假定劳动力同质和完全竞争市场,认为最低工资将减少就业尤其是临近最低工资水平的劳动者的就业;或假定劳动力异质,基于买方垄断市场、效率工资、搜寻-匹配或谈判模型等,认为最低工资调整有可能实现高工资与高就业并存的新均衡。与理论研究并无定论相对应,经验文献结论也不尽一致。早期研究主要利用不同地区最低工资随时间推移的差异化趋势,基于加总数据以及时间序列或面板数据分析方法,发现最低工资上升导致就业减少或失业增加,但所得最低工资的就(失)业弹性估计值相去甚远(Brown *et al.*, 1982; Neumark and Wascher, 2007)。此后不少研究将重心转移到最低工资调整时间或调整幅度并不同步的邻近地区,基于最低工资实施或调整时点前后的个体数据和微观计量方法,评估最低工资的就(失)业影响,但结论仍存在较大分歧(Neumark, 2017; Neumark and Corella, 2021)。越来越多的新近研究(如 Dube *et al.*, 2010; Owens and Kagel, 2010; Giuliano, 2013; 杨娟和李实, 2016; 马双等, 2017; 张丹丹等, 2018; Cengiz *et al.*, 2019; Harasztosi and Lindner, 2019; Bailey *et al.*, 2021)指出,最低工资对总就(失)业影响有限,但很可能影响劳动力市场的就(失)业相对比例结构;具体表现为,部分特定行业(如餐饮业)、特定部门(如非正规部门)和/或特定人群(如青少年)的就(失)业所受冲击相对更大。

围绕低工资/低收入人群可以更有针对性地评估最低工资调整的影响,现有文献从年龄、性别和受教育程度等角度迈出了准确评估的关键一步,这一研究特点部分源于早期时间序列或面板数据分析的路径依赖(Neumark, 2017)。很显然,基于其他低技能/低收入的分析将有助于丰富最低工资影响的研究。正因如此,本文选取残疾个体作为研究对象,并进一步考察最低工资对不同性别、受教育程度以及不同年龄残疾个体影响的异同。

很多研究(Acemoglu and Angrist, 2001; Jones, 2008; Choe and Baldwin, 2017; Ameri *et al.*, 2018)指出,残疾人通常“受雇姗姗来迟而解雇首当其冲”。然而,很多国家残疾人的规模不小,其占总人口的比例也不低,不应被视为“不重要的少数”而被忽视(Wuellrich, 2010)。此外,从改善收入分配角度来看,残疾是导致低收入(或致贫)的重要因素(WHO/World Bank, 2011)。或许正因如此,立法或推动改革以改善残疾人的就业状况被很多国家提上日程,并陆续推出一系列保障其就业权益的法律法规。¹ 即便如此,有关

¹ 1969年的《奥地利残疾人就业法》(*The Austrian Disabled Persons Employment Act*, DPEA),德国1974年通过的《严重残疾人法案》(*The Severely Disabled People Act*, SDPA),美国1990年通过并于1992年实施的《美国残疾人法案》(*The Americans with Disabilities Act*, ADA),英国1995年实施的《残疾歧视法案》(*the Disability Discrimination Act*, DDA),等等。有关政策大致可以归为两类:一类致力于通过反歧视措施来实现“机会平等”;另一类则重点关注“就业配额”,对残疾人最低雇佣比例等有强制性要求。

举措仍未能有效缩小其与非残疾人劳动力市场表现的差异。然而，现有研究并未对这一群体给予足够关注（Jones and Wass, 2013），从最低工资角度来考察其对残疾人影响的定量研究更是凤毛麟角。因此，本文将有助于填补最低工资就（失）业影响以及残疾人劳动力市场表现这两支文献之间的空白。

此外，虽然 Brown（1988）早在30年前即指出，最低工资影响有关结论因为机制分析不够而存在“黑箱”现象；随后很多研究也强调应关注最低工资就业效应相去甚远背后可能的因素；但这一“黑箱”情形直至今天依然没有太多改善（Adam and Buffie, 2020）。不仅如此，“忽略最低工资对个体进入劳动力市场的影响，很可能错失了最低工资负面冲击低技能个体就业的一个可能的重要传导机制”（Neumark, 2017），然而现有考察最低工资就（失）业影响的研究主要关注其对已经进入劳动力市场的个体是否有工作或是否失业的影响，而很少关注其对个体是否进出劳动力市场的影响；很显然，综合考虑最低工资如何影响个体进出劳动力市场、有工作还是失业才能给出更综合全面的结论。因此，本文基于跟踪调查数据，从劳动参与以及就（失）业两个维度综合考察最低工资调整的就（失）业效应，并结合个体在“就业”“失业”和“非劳动力”三种状态之间的转换概率来揭示可能的传导机制；从而给出最低工资调整是否影响残疾人就业的经验证据，并指出如果这一“逆初衷”效果存在，主要源于其加剧残疾人退出劳动力市场还是加剧其失业，抑或二者兼而有之。

另外，基于标准双向固定效应的双重差分（DD）估计忽略了空间异质性，从而将所有可能的其他地区都作为地位相当的潜在控制组（Dube *et al.*, 2010; Allegretto *et al.*, 2017; Monras, 2019）。受益于 Dube *et al.*, (2010) 和 Li *et al.*, (2019) 等研究的启发，本文通过构建年度县级邻近配对组来展开分析；这一做法使得本文将事件或案例分析法的分析框架一般化，并在一定程度上回避了因为空间异质性和控制组选取不当而可能带来的问题。

与 Dube *et al.*, (2010) 仅考虑美国州界上的县-县配对组的做法不尽相同，本文同时考虑所有县-县邻近配对组（包括省界上以及省内），并区分讨论仅考虑地级市外或省外其他县-县邻近配对组，以及地理不搭界县-县邻近配对组等不同情形。²这主要源于以下三方面的考虑：一是美国州内各县实施相同的最低工资，而中国省内各县的最低工资水平不尽相同；二是美国联邦政府和各州均设定最低工资水平，中国并没有统一的全国最低工资标准，而是省级政府给出最低工资调整的指导意见并最终确定省内最低工资调整方案；

² 中国省级行政区划包括省、直辖市和自治区，市级行政区划包括地级市、地区、盟和自治州，县级行政区划包括市辖区、县级市、自治县和县；以下如无特殊说明，分别以“省”“地级市”和“县”统称。

三是各市(县)政府是形成具体措施(最低工资水平)的重要决策部门(Vogel, 1979)。此外,中国省级劳动行政主管部门被授权对辖区内最低工资制度实行统一管理,依据本地实际情况确定最低工资标准。在实际操作过程中,通常将省内各县归类分档,梯队实施不同的最低工资水平。此外,由于地理搭界邻近县之间可能互相影响,从而难以满足“个体处置稳定性假设”(SUTVA)要求(Rubin, 1980; Imbens and Rubin, 2015)。本文进一步考虑行政区划边界无重合的“邻居的邻居”所构成的县-县邻近配对组的情形,将有助于综合权衡“选取合适控制组”和“避开溢出效应”两方面的考虑。

本文选用2007—2012年全国残疾人状况监测的个体追踪数据,讨论最低工资对有劳动能力的适龄残疾人进入劳动力市场,以及有工作意愿的残疾人变成失业个体的可能性的影响。在分析中,本文通过邻近配对回归考虑因对照组选取不当而可能导致的估计结果有偏的问题。此外,还将基于连续追踪样本以及劳动力市场状态转换概率矩阵,揭示最低工资影响就业的可能传导机制。本文发现:最低工资上升使得有劳动能力的残疾人积极参与劳动力市场的比例明显下降,并显著加剧有工作意愿残疾人的失业风险。区分时间段和地区的分样本回归显示,2009年以后以及东北地区最低工资的影响更显著。区分个体特征的分样本回归结果则表明,女性相比男性、青少年相比较年长残疾个体,更可能因最低工资调整而退出劳动力市场或失业;受教育程度较高个体更可能因最低工资调整而退出劳动力市场,但受教育程度较低个体更可能因最低工资调整而失业。基于连续跟踪子样本以及“就业—失业—非劳动力”状态转换概率的分析表明,最低工资上升使得有工作个体下期继续有工作的概率下降,而失业和退出劳动力市场的可能性上升;上一期失业个体本期继续失业和退出劳动力市场的可能性因最低工资上升而增加,本期找到工作的概率则有所下降;对于上一期没有工作意愿的个体而言,最低工资上升使得其本期继续退出劳动力市场,或进入劳动力市场但成为失业个体的可能性上升,并降低其本期找到工作的概率。此外,本文从仅考虑地级市外或省外邻近配对等多个角度展开的稳健性检验均支撑了上述结论。

本文可能的贡献主要体现在以下几个方面:首先,虽然已有不少文献讨论最低工资对就业的影响,但结论存在争议;本文认为最低工资是否以及如何影响最可能受其冲击的人群,是导致有关争议的根源之一;本文从残疾人角度直接探讨最低工资调整对这部分人群的影响,是从这一视角,尤其是在中国背景下回应已有文献争议的极少数研究之一。其次,本文不仅多角度基于县级邻近配对以尽可能考虑对照组选取不当等问题;也在采用全样本讨论最低工资对残疾人进入劳动力市场和成为失业个体的综合影响之余,通过筛选连续跟踪个体并构建“就业—失业—非劳动力”转换三角,进一步考察最低工资对残疾人就(失)业的影响机制。

本文接下来的结构安排如下:第二部分介绍数据来源和指标构建;第三

部分展示全样本以及分样本回归结果，并进行稳健性检验；第四部分考察最低工资对残疾人就业的影响机制；第五部分总结全文。

二、数据来源及指标构建

（一）数据来源及处理

本文所采用的数据主要涉及宏观和个体两个层面，首先根据民政部网站提供的信息³，整理2007—2012年县级以上行政区划变更情况，并以截至2017年12月31日的县级行政区划名称及其代码为标准进行统一。随后整理各年各县最低工资水平，为保证资料来源真实可靠，本文首先查阅各省人民政府以及人力资源和社会保障厅网站所发布的“最低工资调整方案”有关文件，然后通过“北大法宝”（法律法规数据库）、“中国资讯网”（中国法律法规数据库）等以“最低工资调整”为关键词进行搜索。图1给出了2007—2012年间各省历次最低工资调整的相应实施日期，在样本分析期间，各省均至少调整了3次最低工资（做到了每两年至少调整1次），部分省（如京津沪等）甚至每年调整1次（除2009年外）；2009年各省都未调整最低工资⁴，因此横跨2009年的分段（黑色标记）所代表的两次最低工资调整实施日期之间的间隔相对更长。2010年所有省都进行了调整，其余年份则均有且只有部分省调整最低工资。此外，最低工资水平在县级层面上呈现出较大的空间异质性，且随时间推移变化并不完全同步。

第二类数据为个体层面数据，来源于2007—2012年全国残疾人状况监测调查，该监测在2006年第二次全国残疾人抽样调查的734个县级样本中，每个县抽选一个（2007和2008年）或两个（2009年以后各年）调查小区作为监测点，对小区内已定性的全部残疾人及其家庭状况每年进行动态监测。此外，为解决样本老化问题并提高样本代表性，2011年新一轮残疾人状况监测调查新补充12 724个残疾个体。⁵

本文随后进行数据清理和匹配，主要步骤包括：（1）根据第二次全国残疾人抽样调查时残疾人所在户地址码、家庭户及家庭成员编号对各年数据进行匹配；（2）由于被访谈对象特殊，部分残疾个体由他人代答，本文结合相应编号对残疾个体不太可能随时间变化（受教育程度和性别），以及随时间呈现规律性变化（年龄）的相应指标加以识别和更新；（3）只保留年龄在18—

³ 详见民政部网站上“全国行政区划信息查询平台”子栏目中的“县级以上行政区划变更情况”相应内容，<http://xzqh.mca.gov.cn/description?dcpid=1>，访问时间：2020年11月23日。

⁴ 2008年11月19日，人力资源和社会保障部发布《关于应对当前经济形势做好人力资源和社会保障有关工作的通知》（人社部明电〔2008〕25号），通知“近期暂缓调整企业最低工资标准”。

⁵ 更多信息可参考中国残疾人联合会网站（<http://www.cdprf.org.cn/sjzx/jcbg/>），访问时间：2020年11月23日。

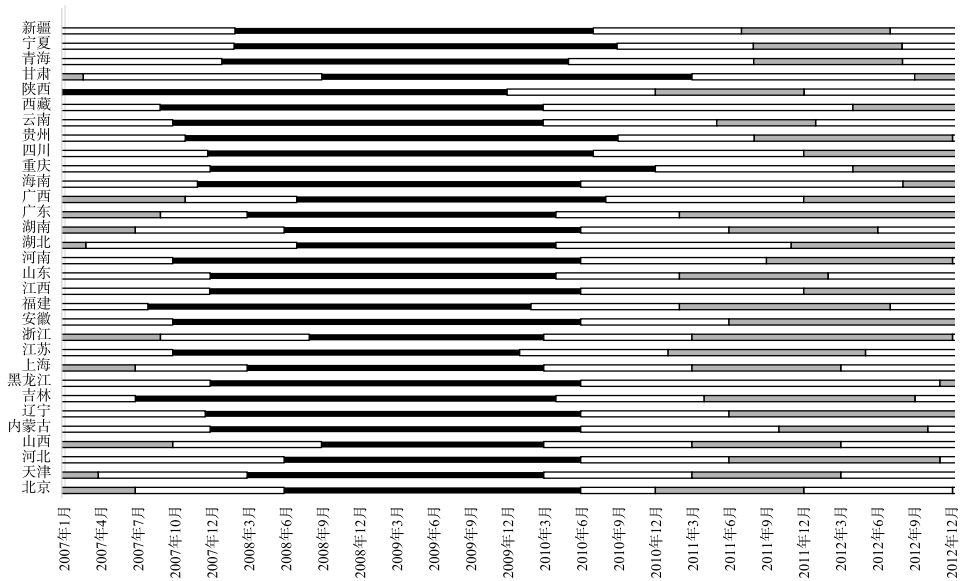


图 1 2007—2012 年间各省最低工资调整 (实施) 日期

49 岁之间且至少参与两次调查的个体⁶；(4) 只保留有自理能力的适龄个体⁷。最终样本观测值为 39 565 个。

(二) 指标构建

本文所选用的回归方程如下：

$$dummy_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 \ln minw_{jpt} + \lambda_i + \eta_t + u_{ijpt}, \quad (1)$$

其中 $dummy_{ijpt}$ 为被解释变量：在考虑最低工资对有自理能力的适龄残疾人进入劳动力市场的影响时相应为 $dummy_active_{ijpt}$ ，而在考虑最低工资对有工作意愿的残疾人失业可能性的影响时则相应为 $dummy_unempl_{ijpt}$ 。这两个变量分别定义如下：如果位于 p 省 j 县的个体 i 在 t 年调查时点“现在有工作”或者“现在无工作但正在找工作”，则 $dummy_active_{ijpt}$ 取值为 1；如果“现在无工作且也不在找工作”，则 $dummy_active_{ijpt}$ 等于 0；对于 $dummy_unempl_{ijpt}$ 而言，本文只考虑 $dummy_active_{ijpt}$ 取值为 1，如果该个体“现在无工作但正在找工作”则 $dummy_unempl_{ijpt}$ 等于 1，如果该个体“现在有工作”则 $dummy_unempl_{ijpt}$ 取值为 0。

核心解释变量是“最低工资” ($\ln minw$)，本文选用实际月最低工资而非

⁶ 这一年龄区间选取主要基于两方面的考虑：一是全国残疾人状况监测中“17 岁以下”和“18 岁以上”个体采用了两套不完全相同的问卷。二是中国法定退休年龄为“男性 60 岁，女职工 50 岁，女干部 55 岁”，本文无法根据调查数据区分相应女性个体为“女干部”还是“女职工”；另外，正如文献中指出的，即便其他因素相同，不同性别个体的年龄别劳动力市场表现也可能不同，为避免这一因素对后续分析结论的可能干扰，本文将样本年龄区间统一为 18—49 岁。

⁷ 当前状态为“学生”和“离退休”的个体基本被排除。

小时最低工资的自然对数值 ($\ln \text{realminw}$)，主要因为：一是不少地区先确定月最低工资水平，小时最低工资由月最低工资除以月工作小时数直接得到；二是部分县小时最低工资数据缺失。同时，本文将月最低工资名义值用各省各年消费价格指数进行平减，折算成以2000年不变价计的实际值。

接着，本文结合已有文献将年龄、性别和受教育程度作为分组依据考察最低工资异质性影响，其中“年龄”定义为“调查时点周岁年龄”，“受教育程度”则分别根据“是否从未上过学”“是否为小学”“是否为初中”“是否为高中”“是否为中专”“是否为大学专科”以及“是否为大学本科及以上”进行归并分组。

此外，所有分析都包括年份虚拟变量以控制周期性因素的影响，个体固定效应以进一步控制个体观测不到但不随时间变化的因素的影响。与此同时，考虑到“最低工资”差异体现在县级层面上，本文将采用聚类在县级或县级邻近配对层面上的标准误。

三、最低工资影响残疾人就业的经验证据

本部分将从多角度考察最低工资是否以及如何影响有自理能力的适龄残疾人进出劳动力市场，以及有工作意愿的残疾人面临失业冲击的可能性。由于样本分析期间所有样本县均至少调整了3次最低工资，且调整时间并未呈现规律性特征，这意味着本文难以将各分析样本严格区分为是否受最低工资调整的“处置组”（受政策干预）和“控制组”（不受政策干预）；因此选取同时控制个体和年份固定效应的标准双向固定效应模型，基于最低工资在截面和年份两个维度上均有所差异或变化的特征，利用其对个体自身因素“去均值”后的（边际）效应来考察最低工资的影响。之后借鉴 Dube *et al.* (2010) 的分析框架，考虑多种县级邻近配对情形以尽可能消除控制组选取不当的影响；并结合“个体处置稳定性假设”要求，进一步选取行政区划边界无重合的“邻居的邻居”所构成的县-县邻近配对组，以同时满足“选取合适控制组”和“避开溢出效应”两方面的要求。此外，由于所有回归中被解释变量均为虚拟变量，本文选用线性概率模型（LPM）以尽可能避免偶然参数偏误问题。

（一）全样本回归与整体估计

表1首先给出基于所有有自理能力的适龄残疾人构成的全样本，并分别以“是否有工作意愿”（第（1）—（3）列）以及“是否失业”（第（4）—（6）列）作为被解释变量的估计结果。

第（1）列为同时控制个体和年份固定效应的双向固定效应回归分析结果。结果显示，在考虑其他因素影响之后，最低工资对残疾人进入劳动力市

场 (有工作意愿) 可能性的影响依然显著为负: 平均而言, 实际月最低工资提高 1%, 将使得残疾人进入劳动力市场的概率下降 (或离开劳动力市场的可能性增加) 0.067 个百分点; 换言之, 样本中实际月最低工资的不同, 对应劳动参与概率约 9.85 个百分点的差异。

表 1 最低工资与残疾人工作意愿及失业: 整体估计

| | 是否有工作意愿 | | | 是否失业 | | |
|------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | 双向固定 效应 | 邻近配对 (地理搭界) | 邻近配对 (地理不搭界) | 双向固定 效应 | 邻近配对 (地理搭界) | 邻近配对 (地理不搭界) |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ln (实际月 最低工资) | -0.067** (0.030) | -0.067*** (0.009) | -0.050*** (0.006) | 0.036* (0.022) | 0.037*** (0.006) | 0.039*** (0.004) |
| Ind. FE | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Year FE | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Obs. | 39 565 | 456 892 | 1 044 920 | 21 150 | 248 395 | 568 300 |
| # of pid | 10 833 | 126 353 | 289 590 | 7 476 | 88 350 | 202 064 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著 (下同)。

正如 Dube *et al.* (2010) 所指出的, 不同地区的劳动力市场等随时间推移可能表现出非常大的空间差异, 因此之前的回归可能因为对照组选取不当而导致估计结果有偏。借鉴 Dube *et al.* (2010) 以及 Li *et al.* (2019) 的思路, 本文采用邻近配对回归方法, 估计结果见表 1 第 (2) 列。结果显示, 最低工资依然对残疾个体进入劳动力市场的可能性存在显著的负向影响, 且此时“最低工资”估计系数与第 (1) 列相应系数基本相同。

接下来考虑另一种情形。基于地理搭界邻近县构建控制组, 虽然有助于解决对照组选取不当的问题, 但有可能因为邻近县同时受待考察样本县最低工资调整影响而偏离“个体处置稳定性假设”要求。因此本文将 734 个县中每一个县的邻近县的邻近县作为其控制组, 估计结果见表 1 第 (3) 列。结果显示, 最低工资依然对残疾个体进入劳动力市场的可能性存在显著负向影响; 此时“最低工资”估计系数的绝对值相比于前两列中相应系数的绝对值而言有所减小: 平均来看, 实际月最低工资提高 1%, 对应于残疾人进入劳动力市场的可能性下降 (或离开劳动力市场的概率增加) 0.050 个百分点 (或相应样本中最低工资的不同对应劳动参与概率约 7.35 个百分点的差异)。

最后, 本文以“是否失业”作为被解释变量, 分别将全部其他县、地理搭界邻近县, 以及地理不搭界邻近县分别作为对照组, 来考察最低工资调整对有工作意愿的残疾人遭受失业风险冲击的影响, 表 1 第 (4) — (6) 列给出相应的估计结果。本文发现, 在考虑其他因素, 以及可能的对照组选取不当

等问题后，最低工资对残疾人失业可能性的影响均显著为正：平均而言，月最低工资每提高1%，对应于残疾人失业概率上升0.036—0.039个百分点（或相应样本中最低工资的不同对应失业概率约5.29—5.73个百分点的差异）。

（二）分样本回归与异质性分析

本节从两个角度考察最低工资影响是否存在异质性：一是按年份和地区分组，二是将残疾个体按其特征（性别、年龄和受教育程度）进行分组。

本文首先分析随时间推移最低工资对有自理能力残疾人进出劳动力市场和有工作意愿的残疾人的失业风险的影响是否存在明显差异。由于分析样本在2007—2012年间经历了抽样监测点选取的变化；2009年全国范围内暂停最低工资调整；并且2008年7月1日起实施修订后的《中华人民共和国残疾人保障法》，该法从多个角度明确表示“国家保障残疾人劳动的权利”，所以，本文将样本分为“2007—2008”及“2009—2012”两个子样本，并采用地理不搭界邻近县作为对照组的分析框架，结果分别见表2的第一部分（对应于有自理能力残疾人中有工作意愿的比例）和第二部分（对应于有工作意愿残疾人的失业可能性）的第（1）、（2）列。结果表明，最低工资对残疾人进入劳动力市场可能性的负向影响主要表现为2009年以后各年，2008年以前各年影响不显著：平均而言，2009年以后各年中最低工资上升1%，有自理能力的残疾人进入劳动力市场的可能性下降0.054个百分点（或相应样本中最低工资的不同对应劳动参与概率约7.01个百分点的差异）。2008年以前以及2009年以后各年最低工资增加都会加剧残疾人的失业风险，且后者的负面冲击更大。平均而言，2008年以前和2009年以后各年最低工资增加1%，将分别使得有工作意愿的残疾人的失业概率上升0.026和0.055个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应失业概率2.91和7.14个百分点的差异）。

表2 最低工资与残疾人工作意愿及失业：异质性分析（邻近配对（地理不搭界））

| | 时期 | | 地区 | | 性别 | | 年龄 | | 受教育程度 | |
|-----------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 2007— 2008 | 2009— 2012 | 东北 地区 | 其他 地区 | 女性 | 男性 | 30岁 以下 | 31岁 以上 | 小学及 以下 | 初中及 以上 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| 是否有工作意愿 | | | | | | | | | | |
| ln（实际月 最低工资） | 0.017 (0.013) | -0.054*** (0.007) | -0.283*** (0.016) | -0.029*** (0.006) | -0.105*** (0.009) | -0.012 (0.008) | -0.060*** (0.014) | -0.046*** (0.006) | -0.015** (0.007) | -0.145*** (0.010) |
| Fisher's test | $p=0.040$ | | $p=0.000$ | | $p=0.000$ | | $p=0.440$ | | $p=0.000$ | |
| 是否失业 | | | | | | | | | | |
| ln（实际月 最低工资） | 0.026*** (0.009) | 0.055*** (0.005) | 0.074*** (0.015) | 0.036*** (0.004) | 0.088*** (0.006) | 0.013*** (0.005) | 0.067*** (0.014) | 0.033*** (0.004) | 0.053*** (0.004) | 0.002 (0.008) |

(续表)

| | 时期 | | 地区 | | 性别 | | 年龄 | | 受教育程度 | |
|---------------|---------------|---------------|-----------|----------|-----------|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 2007— 2008 | 2009— 2012 | 东北 地区 | 其他 地区 | 女性 | 男性 | 30岁 以下 | 31岁 以上 | 小学及 以下 | 初中及 以上 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| Fisher's test | $p=0.000$ | | $p=0.000$ | | $p=0.000$ | | $p=0.000$ | | $p=0.000$ | |
| Ind. FE | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Year FE | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

注：“Fisher's test”中为对应分组回归系数是否存在统计显著差异的检验（Fisher's Permutation test）结果。

本文接着比较不同地区最低工资影响有自理能力残疾人进出劳动市场和有工作意愿残疾人的失业风险的异同。考虑到辽宁、吉林和黑龙江最低工资方案与其他省明显不同（其他省各县基本都在省最低工资方案所公布档次中；这三省不少县最低工资水平在省最低工资方案所公布档次之外，为邻近两个档次对应水平的中间值），本文将全样本按地区分成两组：东北（包括辽宁、吉林和黑龙江）和非东北（包括其他省）。表2第一部分（第（3）和（4）列）和第二部分（第（3）和（4）列）分别给出相应地区最低工资对是否有工作意愿和是否失业影响的估计。结果显示，东北地区相比于其他地区最低工资调整对残疾人工作意愿和失业风险的影响更大：平均而言，东北地区最低工资上升1%，将对应于该地区有自理能力残疾人进入劳动市场的可能性下降0.283个百分点，而有工作意愿残疾人的失业可能性增加0.074个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应劳动参与和失业概率25.72和6.73个百分点的差异）；其他地区最低工资增加1%，则对应于残疾人相应工作意愿下降0.029个百分点，而失业概率上升0.036个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应劳动参与和失业概率4.26和5.29个百分点的差异）。

接下来考虑按残疾个体特征进行分组的异质性分析。与已有文献相对应，将分别考察最低工资对不同性别、年龄以及受教育程度残疾个体进出劳动市场和失业风险的影响，表2分两部分（第（5）—（10）列）展示相应的结果。考虑到现有研究较少采用相同的数据来源及方法直接比较不同类型人群（男性 vs. 女性、青少年 vs. 成年人、低受教育程度 vs. 高受教育程度）受最低工资影响的异同，这里的分析将从另一个角度对有关研究进行丰富和拓展。

第（5）、（6）列分别对应最低工资对不同性别残疾个体的影响估计。结果显示，相比较而言，最低工资对女性残疾个体的影响更明显：平均而言，实际月最低工资上升1%，适龄女性残疾个体进入劳动市场的概率降低0.105个百分点（或相应样本中最低工资的不同对应于劳动参与概率约14.98个百分点的差异），适龄男性残疾个体的相应概率则不会受到显著影响；与此同时，实际月最低工资增加1%，则分别对应于有工作意愿的女性和男性残疾个

体的失业概率上升 0.088 和 0.013 个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应失业概率 12.56 和 1.91 个百分点的差异）。

第（7）、（8）列则分别对应最低工资对不同年龄段残疾个体的影响估计。结果表明，最低工资对青少年残疾人的影响明显更大：平均而言，实际月最低工资上升 1%，对应 30 岁以下残疾个体进入劳动力市场的概率下降 0.060 个百分点，而失业可能性上升 0.067 个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应劳动参与和失业概率 8.56 和 9.56 个百分点的差异）；对于 31 岁以上残疾个体而言，月实际最低工资增加 1%，则分别对应其进入劳动力市场和遭受失业风险冲击的可能性下降和上升 0.046 和 0.033 个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应劳动参与和失业概率 6.76 和 4.85 个百分点的差异）。

第（9）、（10）列则分别对应最低工资对不同学历残疾个体的影响估计。结果表明，最低工资对受教育程度较低和较高组残疾个体进入劳动力市场和失业可能性均存在显著的负向和正向影响，且高学历残疾个体更有可能因为最低工资上升而退出劳动力市场，低学历残疾个体则更可能因为最低工资增加而失业：平均而言，实际月最低工资上升 1%，分别使得受教育程度为“小学及以下”与“初中及以上”的残疾个体进入劳动力市场的概率下降 0.015 和 0.145 个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应劳动参与概率 2.20 和 20.69 个百分点的差异）；相应地，月实际最低工资增加 1%，则对应于低学历个体失业可能性增加 0.053（或相应样本中最低工资的不同对应失业概率 7.79 个百分点的差异），而对高学历个体失业可能性的影响不显著。

（三）全样本回归与稳健性检验

本节考虑两种情形，对表 1 有关结论进行稳健性检验：在进行邻近配对时，分别只考虑与待考察县并非同一个地级市的其他（不搭界）邻近县（“地级市外邻近县”），以及与待考察县并非同一个省的其他（不搭界）邻近县（“省外邻近县”）。主要源于：根据《最低工资规定》，省级劳动行政主管部门统一管理辖区内最低工资制度，并灵活根据辖区内生活费用、平均工资、失业率以及经济发展水平等社会经济指标确定最低工资标准；实际操作过程中通常省内各县梯队实施不同的最低工资水平（一般为三档或四档），而非完全“一县一策”。具体到不同时期，有些省同一地级市内各县最低工资标准均相同，有些省同一地级市内不同县选用不同的最低工资标准。之前基于所有满足要求的邻近县构建县-县配对组展开的分析，暗含假定“每个县可以自由选择确定当地最低工资标准”。本文接下来放松这一假定，分别基于地级市外和省外行政区划边界无重合的“邻居的邻居”构建县-县邻近配对组，从而将确定当地最低工资标准的“自由裁量权”上升至地级市和省级层面上。相应结果见表 3。

表 3 最低工资与残疾人工作意愿及失业：稳健性检验（邻近配对（地理不搭界））

| | 是否有工作意愿 | | | 是否失业 | | |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 所有邻近县 | 地级市外 邻近县 | 省外邻近县 | 所有邻近县 | 地级市外 邻近县 | 省外邻近县 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ln（实际月 最低工资） | -0.050*** (0.006) | -0.059*** (0.007) | -0.043*** (0.011) | 0.039*** (0.004) | 0.036*** (0.005) | 0.025*** (0.007) |
| Ind. FE | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Year FE | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Obs. | 1 044 920 | 786 781 | 282 432 | 568 300 | 427 121 | 152 583 |
| # of pid | 289 590 | 218 047 | 79 810 | 202 064 | 152 192 | 55 377 |

为便于直观比较，第（1）、（4）列给出此前考虑所有地理不搭界邻近县进行邻近配对回归的估计结果；第（2）、（5）列结果显示，仅考虑地级市外不搭界邻近县的配对组回归中，最低工资依然对残疾个体进出劳动力和失业可能性存在显著影响：平均而言，月实际最低工资增加1%，分别对应有自理能力的适龄残疾个体进入劳动力市场的概率下降0.059个百分点，有工作意愿的残疾个体的失业可能性上升0.036个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应劳动参与和失业概率8.67和5.29个百分点的差异）；前者相比表中第（1）列的估计值影响幅度有所上升，后者相比于第（2）列的估计值影响幅度则有所下降。第（3）、（6）列则对应仅考虑省外不搭界邻近县的配对组的情形，结果表明，最低工资依然对残疾个体进出劳动力和失业概率存在显著影响：平均而言，月实际最低工资上升1%，分别对应有自理能力的适龄残疾个体进入劳动力市场的可能性下降（或退出劳动力市场的概率上升）0.043个百分点，有工作意愿的残疾个体的失业可能性上升0.025个百分点（或相应样本中最低工资的不同分别对应劳动参与和失业概率6.32和3.67个百分点的差异）；二者相比于表中对应前两列估计值而言影响幅度均有所下降。

表3结果表明基于县级邻近配对以考虑控制组选取不当影响时，无论是选取待考察县的所有不搭界邻近县，还是只考虑地级市或省外不搭界邻近县展开的分析，所得结果显示最低工资对残疾个体进出劳动力和失业均存在显著的影响，并且相对应的估计系数非常接近，这意味着本文之前的分析结论比较一致稳健。

第(2)、(3)列汇报了被解释变量分别为“就业—失业”(上一期有工作的残疾人本期失业取值为1,本期有工作或退出劳动力市场取值为0)和“就业—非劳动力”(本期退出劳动力市场取值为1,本期有工作或失业取值为0)的回归结果。结果显示,最低工资增加加剧上一期有工作的残疾人本期成为失业个体或本期退出劳动力市场的可能性:平均而言,最低工资增加1%,将使得上一期有工作的残疾人本期成为失业个体的可能性上升0.016—0.018个百分点,或其本期退出劳动力市场的可能性上升0.078—0.091个百分点。

第(4)—(6)列则考察最低工资对“失业—失业”(上一期处于失业状态的残疾人本期继续失业取值为1,本期找到工作或者退出劳动力市场取值为0)、“失业—就业”(本期找到工作则取值为1,本期继续失业或者退出劳动力市场取值为0)以及“失业—非劳动力”(本期退出劳动力市场则取值为1,本期找到工作或者继续失业则取值为0)的转换概率的影响。本文发现,最低工资调整显著增加失业残疾人本期继续失业、或退出劳动力市场的概率(最低工资增加1%,将使得上一期失业的残疾人本期继续失业的概率上升0.276—0.390个百分点,或本期退出劳动力市场的可能性增加0.203个百分点),而显著降低其本期找到工作的可能性(最低工资增加1%,将使得上一期失业的残疾人本期找到工作的可能性下降约0.477—0.482个百分点)。

第(7)—(9)列则考察最低工资对“非劳动力—非劳动力”(上一期调查时退出劳动力市场但有自理能力的适龄残疾人本期继续没有工作意愿取值为1,本期找到工作或者失业取值为0)、“非劳动力—失业”(本期有工作意愿但没有工作则取值为1,本期继续没有工作意愿或者有工作则取值为0)以及“非劳动力—就业”(本期有工作则取值为1,本期继续没有工作意愿或者有工作意愿但没有工作则取值为0)的转换概率的影响。本文发现,最低工资调整将显著增加没有工作意愿的残疾人本期继续没有工作意愿,或者本期有工作意愿但找不到工作的可能性,并显著降低其本期找到工作的可能性。平均而言,最低工资增加1%,将分别使得前者上升0.105—0.184和0.037—0.056个百分点,而使得后者下降0.161—0.221个百分点。

表4结果表明,最低工资上升降低上一期有工作的残疾人本期继续有工作的可能性,而增加其本期失业或退出劳动力市场的概率;对于上一期处于失业状态的残疾人而言,最低工资上升增加其本期继续失业或退出劳动力市场的概率,而降低其本期找到工作的可能性;而对于上一期没有工作意愿的残疾人而言,最低工资上升增加其继续保持退出劳动力市场状态或成为失业人群的可能性,并降低其找到工作的概率。换句话说,最低工资上升之所以使得有自理能力的适龄劳动力退出劳动力市场的概率上升,主要源于其增加上一期有工作或处于失业状态的残疾人本期退出劳动力市场,或上一期没有工作意愿的残疾人本期继续保持退出劳动力市场的可能性。另一方面,最低工资增加之所以加剧有工作意愿的残疾人的失业风险,主要源于上一期有工

作的残疾人本期失业、上一期失业的残疾人本期继续失业，以及上一期没有工作意愿本期进入劳动力市场但找不到工作的可能性，都因为最低工资上升而增加。

五、主要结论

最低工资制度是最常用于保障劳动者尤其是低技能（收入）劳动者权益的重要措施之一；因为最低工资制度实施时间较长且不同国家存在很大差异，与之相关的学术争辩和舆论质疑从未停止过。有关研究中讨论最多且争论也最大的是最低工资对就业的影响。部分研究发现最低工资增加导致就业减少或失业增加；部分研究则认为最低工资调整对劳动力市场的影响极其有限；也有不少研究指出最低工资可能并不会对劳动力市场的就业和失业总数产生影响，但可能显著影响其相对构成，从而改变劳动力市场上就业和失业人群的比例结构。

由于最低工资调整是否以及如何影响最可能受其冲击的人群，是有关结论有别的根源之一；本文以最可能受最低工资调整影响的“残疾人”为研究对象，进一步考察最低工资对不同性别、不同受教育程度以及不同年龄残疾个体影响的异同，这有助于丰富和延展最低工资就（失）业影响以及残疾人劳动力市场表现的相应研究。本文选用2007—2012年全国残疾人状况监测个体跟踪调查数据，从进出劳动力市场以及就（失）业两个维度综合考察最低工资调整的就（失）业效应，并基于个体在“就业”“失业”和“非劳动力”三种劳动力市场状态之间的转换概率来揭示可能的传导机制。具体分析中，本文多角度构建县级邻近配对组以考虑因对照组选取不当，以及邻近县之间存在溢出效应而偏离“个体处置稳定性假设要求”，从而可能导致估计结果有偏的问题。本文发现最低工资调整并未能有效实现其政策初衷，相反以残疾人为代表的低收入人员的劳动者权益可能因为最低工资调整而受损。

具体而言，本文发现：首先，最低工资上升使得有劳动能力残疾人积极参与劳动力市场的比例明显下降，并显著加剧有工作意愿残疾人的失业风险。其次，2009年以后以及东北地区最低工资的影响更显著。区分个体特征的分样本回归结果则表明，女性相比男性、青少年相比较年长残疾个体，更可能因为最低工资调整而退出劳动力市场或失业；受教育程度较高个体更可能因为最低工资调整而退出劳动力市场，但受教育程度较低个体更可能因为最低工资调整而失业。最后，基于连续跟踪子样本以及“就业—失业—非劳动力”状态转换概率的分析结果表明，最低工资上升使得有工作个体下期继续有工作的概率下降，而失业和退出劳动力市场的可能性上升；上一期失业个体本期继续失业和退出劳动力市场的可能性因为最低工资上升而增加，本期找到工作的概率则有所下降；对于上一期没有工作意愿的个体而言，最低工资上

升使得其本期继续退出劳动力市场,或进入劳动力市场但成为失业个体的可能性上升,但降低其本期找到工作的概率;这是最低工资上升加剧残疾人离开劳动力市场或失业风险因此上升的主要影响机制。

本文研究表明,旨在保障低收入(技能)劳动者权益和改善整体人群收入分配状况的最低工资制度,有可能通过抑制有自理能力残疾人进入劳动力市场、或者加剧有工作意愿残疾人的失业风险而使其受损。充分就业是劳动力应享有的基本福利保障,也是社会稳定与和谐发展的基础。因此,在制定和调整最低工资时,应慎重考虑其对目标人群的各种可能的影响,并辅以相应配套措施以尽可能地回避不利冲击。

不可否认,本文虽然尽可能选择最为合适的数据来源,并尽最大努力讨论可能的因素对所探讨主题以及相应结论产生的影响,本文仍有不少待完善之处。首先,本文结论基于抽样县的抽样“残疾人”个体样本得出,基于这一抽样数据所得结论,能在多大程度上推广至全国各县所有“残疾人”群体,仍依赖于更多分析方能做出判断。另外,尽管残疾人在中国总人口中的比重并不低⁸,有关结论推广至其他可能受影响人群和总人口时亦需非常谨慎。其次,监测调查采集了残疾个体所在家庭的收入信息,但未能细分给出残疾个体对应的收入水平,本文很难识别出哪些残疾个体是更可能受最低工资调整的“在险”人群,并据此展开有关讨论。⁹再次,限于主题和篇幅,本文集中讨论最低工资对劳动力供给方的影响,未能从“企业”角度来讨论最低工资对企业雇用残疾人总数和相对结构的影响,进而提供最低工资调整影响劳动力需求方的经验证据。最后,本文也未能从残疾人如何看待最低工资制度有关态度和行为应对等角度深入剖析最低工资对残疾人就业影响的内在传导机制。这些以及其他相关重要问题,都可以成为未来进一步的研究方向。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., and J. D. Angrist, “Consequences of Employment Protection? The Case of the Americans with Disabilities Act”, *Journal of Political Economy*, 2001, 109 (5), 915-957.
- [2] Adam, C. S., and E. F. Buffie, “The Minimum Wage Puzzle in Less Developed Countries: Reconciling Theory and Evidence”, International Monetary Fund, 2020 (No. 20/23).
- [3] Allegretto, S., A. Dube, M. Reich, and Z. Ben, “Credible Research Designs for Minimum Wage Studies”, *ILR Review*, 2017, 70 (33), 559-592.
- [4] Ameri, M., L. Schur, M. Adya, S. Bentley, P. McKay, and D. Kruse, “The Disability Employment Puzzle: A Field Experiment on Employer Hiring Behavior”, *ILR Review*, 2018, 71 (2), 329-364.

⁸ 2006年第二次全国残疾人抽样调查数据显示,中国残疾人占全国总人口的比例为6.34%(资料来源于国家统计局网站, http://www.stats.gov.cn/tjgz/tjdt/200612/t20061205_16908.html)。

⁹ 本文考虑了将残疾个体所在家庭“人均总收入”以及“人均非工资性收入”等指标作为控制变量的情形,所得结果与文中结果基本一致。

- [5] Bailey, M. J., J. DiNardo, and B. A. Stuart, "The Economic Impact of a High National Minimum Wage: Evidence from the 1966 Fair Labor Standards Act", *Journal of Labor Economics*, 2021, 39 (S2), S329-S367.
- [6] Brown, C., C. Gilroy, and A. Kohen, "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment", *Journal of Economic Literature*, 1982, 20 (2), 487-528.
- [7] Brown, C., "Minimum Wage Laws: Are They Overrated?", *Journal of Economic Perspectives*, 1988, 2 (3), 133-145.
- [8] Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, "The Effect of Minimum Wages on Low-wage Jobs", *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134 (3), 1405-1454.
- [9] Choe, C., and M. L. Baldwin, "Duration of Disability, Job Mismatch and Employment Outcomes", *Applied Economics*, 2017, 49 (10), 1001-1015.
- [10] Deakin, S., and F. Green, "One Hundred Years of British Minimum Wage Legislation", *British Journal of Industrial Relations*, 2009, 47 (2), 205-213.
- [11] Dube, A., T. W. Lester, and M. Reich, "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties", *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92 (4), 945-964.
- [12] Giuliano, L., "Minimum Wage Effects on Employment, Substitution, and the Teenage Labor Supply: Evidence from Personnel Data", *Journal of Labor Economics*, 2013, 31 (1), 155-194.
- [13] Harasztosi, P., and A. Lindner, "Who Pays for the Minimum Wage?", *American Economic Review*, 2019, 109 (8), 2693-2727.
- [14] Imbens, G. W., and D. B. Rubin, *Causal Inference in Statistics, Social, and Biomedical Sciences*. Cambridge University Press, 2015.
- [15] ILO, "Working Conditions Laws Report: A Global Review", Geneva: ILO, 2013.
- [16] Jones, M. K., "Disability and the Labour Market: A Review of the Empirical Evidence", *Journal of Economic Studies*, 2008, 35 (5), 405-424.
- [17] Jones, M., and V. Wass, "Understanding Changing Disability-related Employment Gaps in Britain 1998-2011", *Work, Employment and Society*, 2013, 27 (6), 982-1003.
- [18] Li, Y., R. Kanbur, and C. Lin, "Minimum Wage Competition Between Local Governments in China", *The Journal of Development Studies*, 2019, 55 (12), 2479-2494.
- [19] 马双、李雪莲、蔡栋梁, "最低工资与已婚女性劳动参与", 《经济研究》, 2017年第6期, 第153—168页。
- [20] Monras, J., "Minimum Wages and Spatial Equilibrium: Theory and Evidence", *Journal of Labor Economics*, 2019, 37 (3), 853-904.
- [21] Neumark, D., and W. L. Wascher, "Minimum Wages and Employment", *Foundations and Trends in Microeconomics*, 2007, 3 (1+2), 1-182.
- [22] Neumark, D., "The Employment Effects of Minimum Wages: Some Questions We Need to Answer", NBER Working Paper No. 23584, 2017.
- [23] Neumark, D., and L. F. M. Corella, "Do Minimum Wages Reduce Employment in Developing Countries? A Survey and Exploration of Conflicting Evidence", *World Development*, 2021, 137, 105165.
- [24] Owens, F., and J. Kagel, "Minimum Wage Restrictions and Employee Effort in Incomplete Labor Markets: An Experimental Investigation", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2010, 73 (3), 317-326.
- [25] Rubin, D., "Discussion of 'Randomization Analysis of Experimental Data in the Fisher Randomization Test' by D. Basu", *Journal of the American Statistical Association*, 1980, 75, 591-593.
- [26] Vogel, E. F., *Japan as Number One: Lessons for America*. Cambridge, MA, Harvard University

- Press, 1979.
- [27] World Health Organization/World Bank., “World Report on Disability 2011”, World Health Organization, 2011.
- [28] Wuellrich, J., “The Effects of Increasing Financial Incentives for Firms to Promote Employment of Disabled Workers”, *Economics Letters*, 2010, 107 (2), 173-176.
- [29] 杨娟、李实, “最低工资提高会增加农民工收入吗?”, 《经济学》(季刊), 2016年第15卷第4期, 第1563—1580页。
- [30] 张丹丹、李力行、童晨, “最低工资、流动人口失业与犯罪”, 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第3期, 第1035—1054页。

Minimum Wage Effects on the Disabled Chinese —Evidence and Mechanisms from Panel Microdata and Contiguous Counties

QIONG ZHANG

(*Renmin University of China*)

SHILAN FENG*

(*Peking University*)

HUI CAO

(*Shanghai University*)

Abstract Based on individual data from annual national monitoring surveys on disabled Chinese between 2007 and 2012, this research considers different pairing of counties and individual fixed effects. It finds that, first, minimum wage hikes reduce the possibility of individuals with disability (PWD) to participate in the labor market and increase their probability to be unemployed. Second, minimum wage has a more prominent impact after 2009 and the northeastern region. Women, younger and more educated individuals are more likely to become unemployed due to minimum wage hikes. Third, the rise in minimum wage reduces the likelihood for previously employed PWD to remain employed and pushes up their likelihood to become unemployed and inactive; for previously unemployed PWD, they are more likely to remain unemployed or become inactive whereas less likely to find jobs when minimum wage increases; for inactive PWD, higher minimum wage corresponds to higher probability of remaining inactive or becoming unemployed, and lower probability of finding employment.

Keywords minimum wage, the disabled, activeness

JEL Classification J48, E24, M52

* Corresponding Author: Shilan Feng, School of Marxism; Institute of Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, Peking University, Beijing 100871, China; Tel: 86-10-62756930; E-mail: carollan@pku.edu.cn.