

# 最低工资与就业效应异质性： 大样本证据与可能解释

——□张琼 □李想 □江飞涛——

最低工资就业效应是文献中关注较多同时也是争议较大的话题。本文基于全口径大样本调查微观数据,考察我国最低工资就业效应的异质性及可能解释。研究发现:整体而言,最低工资增加对应就业减少,失业增加,而非经济活动人口规模基本保持不变。其次,最低工资就业效应存在明显异质性:最低工资上升,女性相比男性就业下降和失业上升更明显,低学历相比高学历个体就业下降、失业以及离开劳动力市场的规模都更大。再次,地区劳动力同质性程度是理解最低工资就业效应异质性的重要维度:同质性越高,最低工资对就业(负向)、失业(正向)和非经济活动人口规模(正向)的边际影响相对越大。

关键词:最低工资;就业;失业;异质性;市场集中度

中图分类号:F221 文献标识码:A 文章编号:1003—5656(2024)03—0108—10

## 一、引言与文献述评

当前,我国经济进入高质量发展阶段,以更加充分更高质量就业推动劳动者收入水平稳定增加、实现共同富裕是应有之义。但受国内外多重因素影响,经济回升向好同时面临新的困难和挑战,稳增长稳就业与保民生压力较大。在此背景下,如何“健全最低工资标准调整”,呵护民生同时兼顾企业发展,妥善处理最低工资标准调整带来的两难甚至多难问题,变得非常重要。

最低工资制度被普遍推广,但本身影响如何存在争议。其中围绕其就业影响的讨论最多、历史也最悠久(有关研究较早可追溯到Obenauer和von der Nienburg<sup>[1]</sup>),分歧主要集中于影响方向和影响幅度<sup>[2][3][37-106][4]</sup>。部分研究如Freeman<sup>[5]</sup>指出,最低工资对就业的影响非常有限;部分研究如Neumark和Shirley<sup>[6]</sup>倾向于认为最低工资对就业存在负面影响;部分研究如Autor等<sup>[6]</sup>、Neumark<sup>[7]</sup>以及Cengiz等<sup>[8]</sup>则认为,尽管最低工资就(失)业影响的研究很多且日趋成熟,但由于理论假设不完全相同,数据或经验分析框架亦存在差异,有关结论仍备受争议;这一主题的研究依然任重道远。

最低工资就业影响很小(甚至为正)很大程度上挑战了古典模型的结论。针对这一现象,不少研究指出,放松古典模型的同质劳动力假设,将多种类型劳动力引入到最低工资影响就业的分析框架中,有助于从异质性角度深入理解最低工资对劳动力市场的影响。越来越多的新近研究<sup>[8-13]</sup>沿着这一思路展开,并发现最低工资对总就(失)业影响有限,但对部分行业、部门和/或人群的就(失)业冲击较大。Neumark和Wascher<sup>[37-106]</sup>认为,如果市场上存在高、低技能劳动力且二者可以相互替代,最低工资上升同时对应于低技能劳动力需求减少和高技能劳动力需求增加,从而对劳动力市场总就业的影响可能为正、

基金项目:国家自然科学基金项目“高校毕业生基层就业与乡村振兴的共赢设计——影响因素与长效机制的实验与实证”(72003188)

作者简介:张琼,中国人民大学公共管理学院副教授;李想,教育部学生服务与素质发展中心;江飞涛(通讯作者),中国社会科学院副研究员。

为负或没有影响。Correa 和 Parro<sup>[14]</sup>也指出,如果劳动力供给方或需求方存在异质性,完全竞争市场中最低工资的就业效应也有可能为正为负或为0。不同地区劳动力供给侧的特征存在一定差异,产业结构也不尽相同,因此最低工资调整的就业影响实际上包含了相应地区劳动力市场供需双方特征的影响。研究发现最低工资的就业效应接近于0或统计不显著,并不意味着最低工资调整本身对就业没有影响,而很可能源于其内部细分市场同时存在一正一负效应(影响幅度甚至还不小),但二者势均力敌。

与此同时,部分研究<sup>[9,16-17]</sup>将最低工资就业效应很小甚至为正这一现象归结于劳动力市场存在垄断,但仅有极少数研究(主要使用美国数据)规范检验了垄断程度如何影响最低工资的就业效应。Azar 等<sup>[18]</sup>发现,集中度相对更高的劳动力市场中最低工资的正向就业效应相对更明显。Corella<sup>[15]</sup>发现,完全竞争市场上最低工资对青少年(13岁至19岁)就业影响的弹性在-2.3与-0.333之间;垄断程度增加1个标准差,对应于相应弹性正向增加0.07至0.18;完全垄断市场中相应弹性为0.69至0.90。Popp<sup>[19]</sup>发现,随着市场集中度增加,最低工资的负向就业效应不断减弱;市场集中度较低的市场中最低工资的就业效应为负;市场集中度非常高或垄断市场中最低工资的就业效应变为正。

随着我国最低工资制度实施和不断完善,其就业影响一再引发关注和热议,其中以讨论其就(失)业效应的经验研究居多,最低工资影响方向和影响幅度同样存在争议。部分研究发现最低工资标准提高使得企业雇佣人数减少<sup>[20]</sup>或个体失业概率上升<sup>[21]</sup>;部分研究发现最低工资对就业仅有微弱影响<sup>[22]</sup>或整体而言影响统计不显著<sup>[23]</sup>。而在着眼于异质性讨论的诸多研究中,多以就业者性别、就业身份或地域等为单一划分标准来加以考察。一些研究发现最低工资上调使得女性劳动力供给减少<sup>[22,24-26]</sup>;另一些研究则指出最低工资上升将增加女性的劳动参与率<sup>[23]</sup>。有的研究发现最低工资上调对中西部地区就业存在负向影响而对东部地区影响不显著<sup>[27]</sup>,而有的研究则指出最低工资调整对东部和中部地区的就业均存在统计显著的负向影响<sup>[26]</sup>。此外,还有一些研究指出,最低工资上调使得非正式职工在社会总就业中的比例下降<sup>[28]</sup>,尤其是农民工就业显著减少<sup>[29]</sup>;另一些研究则发现最低工资提高有利于劳动者在正规部门就业<sup>[30-31]</sup>。目前,多角度考察我国最低工资就业效应异质性的讨论非常少,更缺乏将有关异质性与劳动力市场垄断程度联系起来理解其背后可能机制的系统性研究。

已有文献讨论最低工资就业效应时,都主要关注其对就业或失业(有劳动意愿)的影响,而很少关注最低工资对劳动力是否进出市场的影响。然而,“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可能的传导机制”<sup>[32]</sup><sup>13</sup>,综合考虑最低工资如何影响劳动参与和就(失)业才能更综合全面地评估和理解其影响。

本文将选用最为理想的公开可得数据来源,尝试在以上这几个方面做出有益探索。具体而言,本文选用2010年人口普查数据和2015年1%人口抽样调查的大样本个体层面抽样数据,同时考虑最低工资对个体劳动参与(进出劳动力市场)、就业和失业的影响。得益于大样本数据支撑,本文区分性别和受教育程度,多角度讨论最低工资调整的异质性影响;同时将适龄劳动力按照性别、受教育程度以及年龄多维交叉分组,并构建市场集中度指标,以反映劳动力供给侧的同质性程度与相对谈判地位,进而理解最低工资就业效应异质性的可能机制。本文还将结合地方政府“以邻为镜”、在制定和实施有关政策时通常争取“不越位”也“不缺位”的特殊国情,构建工具变量考虑可能的内生性问题。

本文样本区间不仅见证了最低工资的大范围上涨,同时还涵盖了全球金融危机后我国经济的“三期叠加”阶段。这一时期不同地区、不同人群的冷暖不均程度存在明显差异,这为本文考察最低工资就业效应尤其是异质性影响提供了绝佳机会窗口:因为最低工资调整对不同行业或不同地区意味着不同的风险敞口。同时,论文关于劳动力供给侧市场集中度如何影响最低工资就业效应的讨论,将丰富从劳动力供需双方相对谈判地位来理解最低工资就业效应的研究结论。

## 二、数据来源及变量构建

### (一)数据来源

本文首先根据民政部网站所提供的信息,<sup>①</sup>整理了2010—2015年各年度县级以上行政区划变更情况,同时以截至2015年12月31日时的县级行政区划名称及其代码为标准对2010年和2015年度县级行政区划进行统一。然后以2015年中国县级行政边界数据为基础,<sup>②</sup>得到2010年和2015年各县的邻近关系。

为保证最低工资水平的数据来源真实可靠,本文先查阅各省(区、市)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)”“中国资讯行(中国法律法规数据库)”等数据库资源以“最低工资”为关键词进行搜索。在具体查阅各省(区、市)的最低工资标准的过程中,发现大多数省(区、市)(如河北、山西、内蒙古、江苏、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、海南、重庆、贵州、陕西、甘肃、宁夏、新疆)所发布的省级最低工资调整方案,详细列示了不同县所对应的最低工资档次及相应水平,据此摘录有关数据;一部分省(区、市)(如辽宁、吉林、黑龙江、广东、广西、云南、青海)所发布的省级最低工资调整方案中仅以地级行政区划为依据,将辖区内不同地区归类到相应最低工资档次和相应水平;少部分省(区、市)(如浙江、湖南、四川、西藏)在发布省级最低工资调整方案时,仅给出了所划分的最低工资档次及相应水平,由辖区内各地区根据实际情况自行确定。本文根据相应地级行政区划的人民政府以及人力资源和社会保障厅(局)网站搜索相应的“最低工资调整方案”,再通过“北大法宝”和“中国资讯行”数据库检索补充。最终整理得到5694个县一年的最低工资观测值以及相应最低工资的具体实施日期。

个体层面数据来源于2010年第六次全国人口普查和2015年全国1%人口抽样调查中以家庭为单位的抽样数据。考虑到这两年样本来自相应年份总人口的抽样比例略有些不同,本文对样本观测值进行比例调整,以确保抽样比例基本一致。数据中包含年龄、性别、受教育程度、就业状态、婚姻状态、户口所在地等信息。本文随后对个体层面数据进行清理,并与“最低工资”数据进行匹配。主要步骤包括:(1)只保留年龄在15岁及以上、49岁(女性)或59岁(男性)及以下、非在校学生且有工作能力的个体(下称“适龄劳动力”);(2)通过行政区划代码,将个体抽样数据与“最低工资”数据进行匹配。

### (二)变量构建与分析框架

为考察最低工资的就业效应,本文围绕适龄劳动力的劳动力市场状态,<sup>③</sup>在县级层面上相应构建被解释变量:“就业人数”(取自然对数,  $\ln \text{empl}_{it}$ )、“失业人数”(取自然对数,  $\ln \text{unempl}_{it}$ )以及“退出劳动力市场/非经济活动人数”(取自然对数,  $\ln \text{inactive}_{it}$ )这三个指标。其中,  $\text{empl}_{it}$  对应于  $i$  县在人口普查/抽样年份  $t$  当前有工作的所有个体,  $\text{unempl}_{it}$  对应于当前没有工作、但有劳动参与意愿(3个月内找过工作)的所有个体,  $\text{inactive}_{it}$  则对应于当前没有工作且没有劳动参与意愿的所有个体。

核心解释变量是“最低工资”,本文选用各县2010年和2015年11月1日之前最新近实施的实际月最低工资(取自然对数值,  $\ln \text{realminw}_{it}$ )作为具体度量指标。在计算相应实际值时,本文将月最低工资名义值用各省(区、市)各年消费价格指数(CPI,数据来自国家统计局网站)进行平减,折算成以2000年不变价计的实际值。参照Dube等<sup>[9]</sup>文献中的常见做法,控制变量  $X$  主要包含总人口(取自然对数,  $\ln \text{totpop}_{it}$ )。本文所选用的回归方程式如下:

①详见民政部“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。

②资料来源于中国科学院地理科学与资源研究所。

③劳动力市场“三状态”(就业(employment)、失业(unemployment)和非经济活动人口(inactiveness))是文献(尤其是围绕失业率的性别差异、失业率随时间变化背后可能的机制等话题的相关研究)中较为常见的表述<sup>[32-33]</sup>。



$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{realmminw}_{it} + \gamma \ln \text{totpop}_{it} + \phi_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$y_{it}$  在具体分析时分别对应  $\ln \text{empl}_{it}$ 、 $\ln \text{unempl}_{it}$  以及  $\ln \text{inactive}_{it}$ , 弹性  $\beta_1$  则分别对应于最低工资对就业、失业以及非经济活动(离开劳动力市场)人口规模的边际影响;  $\phi_i$  与  $\tau_t$  分别表示县和年份虚拟变量, 以分别控制不随时间变化的地区特征和周期性因素的影响。本文采用聚类在县层面上的标准误。

有关最低工资就业效应异质性可能的解释方面, 本文从劳动力市场供给侧的同质性或相对谈判地位角度来探讨。其中, 劳动力“同质性”程度选用各县适龄劳动力在“性别—年龄—受教育程度”三维交叉细分组中的集中度(HHI)来衡量。这一交叉细分组较好地满足了劳动力“同质性”要求, 但对基础数据样本量要求高(各县交叉细分组内尽可能都有一定数量以上的适龄劳动力人口); 本文所选用的个体层面数据是尽可能满足这一要求的公开可得数据来源。

### 三、最低工资影响: 平均效应估计

本节考察最低工资是否以及如何影响就业、失业以及非经济活动人口规模, 在分析中集中估计最低工资影响的平均效应。

#### (一) 基准回归

表1首先给出了基于所有适龄劳动力构成的全样本, 分别以“就业人数”(取自然对数,  $\ln \text{empl}_{it}$ )、“失业人数”(取自然对数,  $\ln \text{unempl}_{it}$ )以及“非经济活动人数”(取自然对数,  $\ln \text{inactive}_{it}$ )作为被解释变量的估计结果。

表1 最低工资与就业、失业与非经济活动人口规模

(基准回归)

	$\ln \text{empl}$	$\ln \text{unempl}$	$\ln \text{inactive}$
	(1)	(2)	(3)
$\ln \text{realmminw}$	-0.099*** (0.027)	0.783*** (0.142)	-0.018 (0.122)
$\ln \text{totpop}$	0.976*** (0.007)	0.982*** (0.032)	0.939*** (0.024)
县固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

结果显示, 考虑地区总人口规模、不变特征和周期性因素之后, 最低工资对就业规模的影响统计显著为负, 对失业规模的影响统计显著为正, 而对适龄劳动力离开劳动力市场(非经济活动人口)的规模基本没有影响(系数接近于0且统计不显著)。平均而言, 月实际最低工资每提高1%, 就业人数下降0.099%, 失业人数增加0.783%; 最低工资的就业效应为负但幅度相对较小, 其对失业却存在不可忽视的正面影响。总人口规模的估计系数统计显著为正, 这符合预期: 其他条件不变, 总人口越多, 分别对应于就业、失业和非经济活动人口规模越大。

注: (1) 括号中为聚类标准误; (2) \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。

#### (二) 稳健性检验

前述分析尽管同时控制了县和年份固定效应, 以考虑地区特征以及周期性因素的影响, 从而尽可能揭示最低工资的“边际”影响。然而, 与很多其他经济体类似, 我国最低工资是否调整以及如何调整并非完全随机或外生于劳动力市场。根据《最低工资规定》, 各地最低工资标准应综合考虑各地居民每年的生活费用水平、职工平均工资水平、经济发展水平、职工缴纳社保和住房公积金水平、失业率等因素并不定期调整。公共政策的制定和实施是非常典型的社会建构过程, 地方政府在形成其自身政策方案时重点关注其同行做什么以及如何做, 很容易导致各地相互追赶、攀比和竞争, 因此邻近效应在讨论公共政策的制定和实施时不应被忽视<sup>[34][35]45-82</sup>。实际操作中, 各地调整最低工资时通常采取“不越位”(调整后最低工资不高于此前最低工资更高地区调整后的水平), 也“不缺位”(调整后最低工资不低于此前最低工资更低地区调整后的水平); 其中, 邻近地区的相应政策更是各地高度关注的内容。

接下来构建“实际月最低工资”( $\ln \text{realmminw}$ )的两个工具变量: “实际月最低工资上界”( $\ln \text{realmmm} -$

inw\_nbrceil, 定义为“最低工资更高且与待考察县邻近的各县的实际月最低工资平均值的自然对数值”)和“实际月最低工资下界”(lnrealminw\_nbrfloor, 定义为“最低工资更低且与待考察县邻近的各县的实际月最低工资平均值的自然对数值”)。这两个指标本身不会与待考察县的劳动力市场等因素直接相关, 因此较好地满足“外生性”要求; 另一方面又通过“同行压力”等与待考察县的最低工资保持了较好的同步趋势, 从而满足“相关性”要求。之后重新估计最低工资的影响, 结果见表2列1—3。

表2 最低工资与就业、失业与非经济活动人口规模(稳健性检验)

	工具变量回归			不考虑直辖市及广东省		
	lnempl	lnunempl	lninactive	lnempl	lnunempl	lninactive
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnrealminw	-0.090*** (0.029)	0.885*** (0.150)	-0.012 (0.126)	-0.103*** (0.028)	0.896*** (0.149)	0.031 (0.126)
lntotpop	0.979*** (0.008)	0.972*** (0.033)	0.917*** (0.025)	0.976*** (0.008)	0.967*** (0.034)	0.934*** (0.026)
县固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注:(1)括号中为聚类标准误;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。

结果显示,在考虑可能的内生性问题之后,最低工资依然对就业规模的影响统计显著为负,对失业规模的影响统计显著为正,而对适龄劳动力中非经济活动人口的规模基本没有影响。与表1结果相比,最低工资对就业和失业规模的影响幅度略微有所上升。考虑到内生性问题并未实质性地影响我们的分析结论,接下来为简化起见本文直接使用表1所对应的双向固定效应回归模型。

此外,考虑到分析样本中四个直辖市下辖各县区的最低工资水平相同,广东省绝大多数地级市其下辖各县区也实行统一最低工资水平。本文去掉这四个直辖市及广东省各县市区重新回归,结果见表2的第二部分(第4—6列)。结果显示,最低工资依然对就业和失业规模分别存在统计显著的负向和正向影响,而对非经济活动人口规模基本没有影响。与表1以及表2第一部分结果相比,最低工资对就业和失业规模的影响幅度进一步上升。

#### 四、最低工资影响:异质性分析

不少研究从性别以及受教育程度等角度选取考察对象以更有针对性地评估最低工资影响,但较少采用相同的数据来源及相同的方法,因此不同研究所得不同类型人群受最低工资影响的结论并不完全可比。本节与之相对应,直接考察最低工资对不同人群的就业、失业和非经济活动人口规模的影响异同,这将从另一个角度对现有研究结论进行丰富和拓展。

图1首先给出了最低工资对女性和男性就业(左图)、失业(中图)和非经济活动人口(右图)规模的边际影响。本文根据式(1)进行分样本回归,回归中均控制了总人口规模以及县和年份固定效应;图中仅直观给出最低工资的相应估计系数(点估计,以圆圈表示)及90%置信区间(以虚竖线表示)。左图显示,最低工资对女性和男性就业规模均存在统计显著的负向影响,且对女性的影响幅度明显更大:平均而言,实际月最低工资上升1%,女性和男性就业规模分别下降0.178%和0.054%。中图显示,最低工资对女性和男性失业规模的影响均统计显著为正,且对女性的影响幅度明显更大:平均而言,实际月最低工资上升1%,女性和男性失业规模分别上升1.040%和0.628%。右图显示,最低工资对女性和男性非经济活动人口规模均不存在统计显著的影响。

图2则给出了最低工资对不同受教育程度个体就业(左图)、失业(中图)和非经济活动人口(右图)

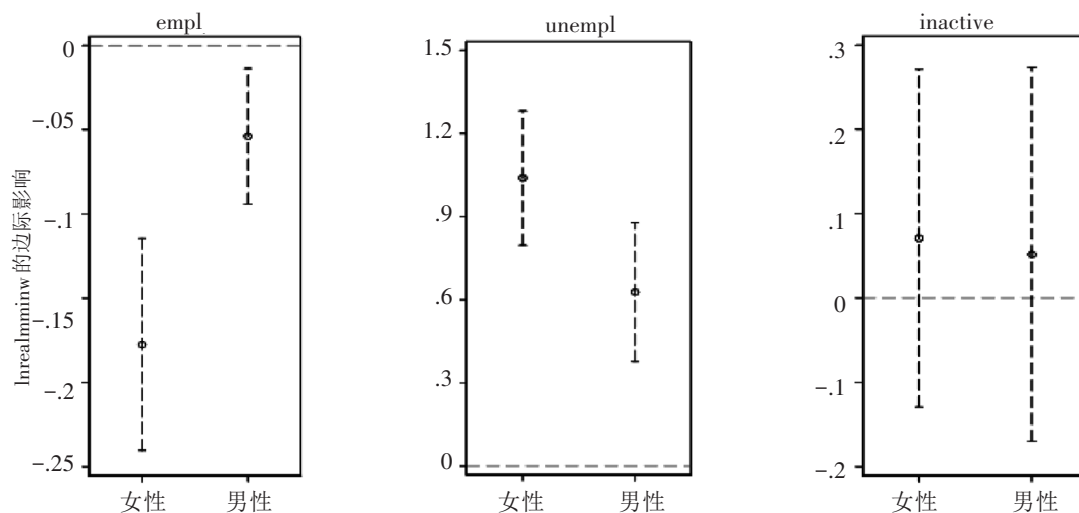


图1 最低工资影响异质性:区分性别

规模的边际影响。将样本分为未上过学、小学及初中、高中/中职及大专、本科及以上4个组别。同样,图中仅给出了最低工资的相应估计系数(点估计,以圆圈表示)及90%置信区间(以虚竖线表示)。左图显示,最低工资对未上过学、小学及初中、本科及以上这3个组别的就业规模均存在统计显著的负向影响,且对未上过学组别的影响最大:平均而言,实际月最低工资上升1%,这3个组别的就业规模分别下降0.216%、0.069%和0.124%。中图显示,最低工资对不同受教育程度个体的失业规模均存在统计显著的正向影响,且影响幅度随学历上升先明显下降后略微有所上升:平均而言,实际月最低工资上升1%,未上过学、小学及初中、高中/中职及大专、本科及以上4个组别的失业规模分别增加1.425%、0.810%、0.442%和0.692%。右图表明,尽管之前分析中最低工资对整体人群中非经济活动人口规模的平均影响

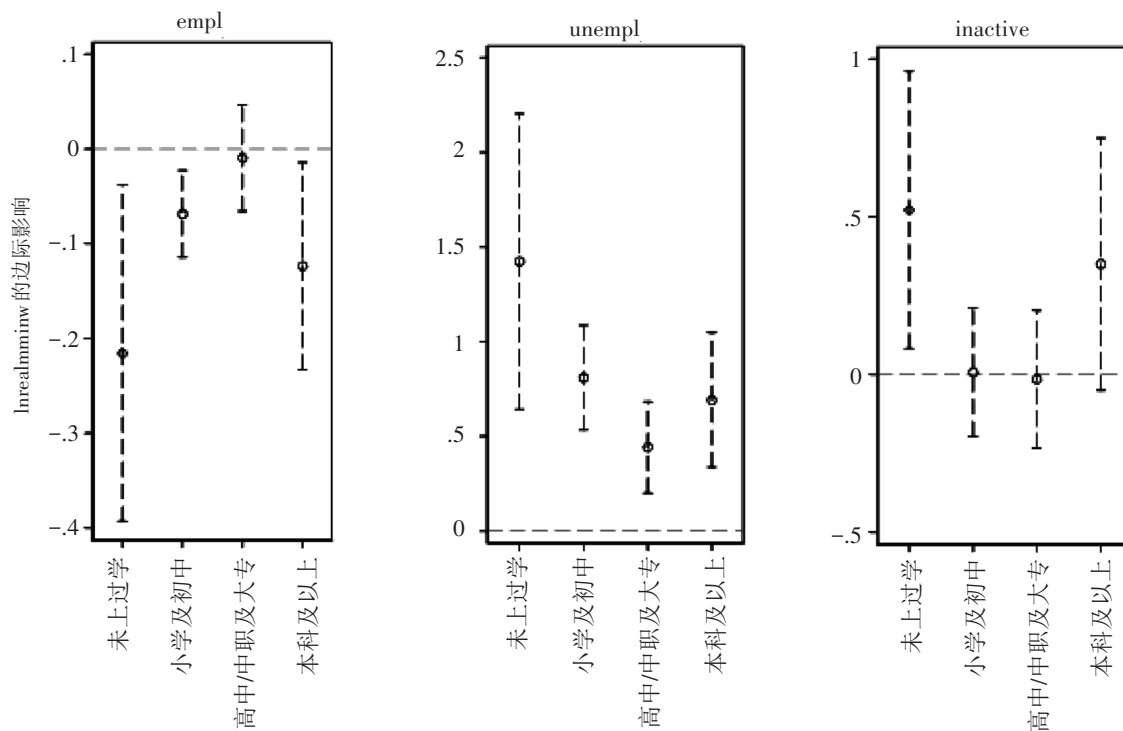


图2 最低工资影响异质性:区分受教育程度

统计不显著,但根据受教育程度细分组别后,未上过学组别中最低工资的影响统计显著为正:平均而言,实际月最低工资上升1%,相应非经济活动人口规模增加0.521%。

综合而言,上述异质性分析结果表明,相比男性,女性因为最低工资增加,就业减少以及失业增加都更明显。相比高学历个体,更多低学历个体因为最低工资上升而离开劳动力市场,且留在劳动力市场所遭受的失业风险冲击相对更高,就业规模的下降幅度也相对更大。

## 五、最低工资就业效应异质性的可能解释

本节从供给侧劳动力同质性角度,理解前述最低工资就业效应异质性背后可能的原因。首先考察最低工资对就业、失业以及非经济活动人口规模的边际影响是否因为劳动力同质性程度不同而明显不同。然后估计不同性别以及受教育程度个体对应的劳动力同质性,考察其是否存在显著差异。

HHI是已有从劳动力需求侧考察垄断程度如何影响最低工资就业效应的研究中最常被使用的指标。类似地,本文基于如下思路计算反映供给侧劳动力同质性程度的HHI指标:根据性别(2组,分别对应女性与男性)、受教育程度(4组,分别对应于未上过学、小学及初中、高中/中职及大专、本科及以上)和年龄(7组,15岁—19岁、25岁—29岁、30岁—34岁、35岁—39岁、40岁—44岁、45岁—49岁以及50岁—59岁)形成56个细分组别,每个县同一个组别内个体视为同质劳动力,然后计算*i*县在*t*年组别*k*内适龄劳动力人数( $\text{num}_{kit}$ )占该县该年总适龄劳动力人数( $\sum_{k=1}^{56} \text{num}_{kit}$ )的份额( $\text{share}_{kit} = \frac{\text{num}_{kit}}{\sum_{k=1}^{56} \text{num}_{kit}}$ ),之后得到反映该县劳动力同质化或劳动力供给侧相对谈判地位的HHI指标,即  $\text{HHI}_{it} = \sum_{k=1}^{56} \text{share}_{kit}^2$ 。

借鉴已有文献的做法,本文选用如下回归式考察最低工资对就业、失业以及非经济活动人口规模的边际影响是否因为劳动力同质性程度不同而明显不同:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{realminw}_{it} + \beta_2 \ln \text{HHI}_{it} + \beta_3 \ln \text{HHI}_{it} * \ln \text{realminw}_{it} + \gamma \ln \text{totpop}_{it} + \phi_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中  $y_{it}$  在具体分析时分别对应  $\ln \text{empl}_{it}$ 、 $\ln \text{unempl}_{it}$  以及  $\ln \text{inactive}_{it}$ ,  $\beta_3$  对应于劳动力同质性程度不同的市场中,相应最低工资对就业、失业以及非经济活动人口规模的边际影响的差异; $\beta_2$  表示劳动力同质性程度本身对相应就业、失业和非经济活动人口规模的边际影响。考虑到样本中估计所得HHI指标表现出一定的偏态分布特征,本文取其自然对数值。由于供给侧劳动力同质性程度越高,对应于供给侧相对谈判地位越低,相应市场中最低工资调整负面冲击就业以及加剧失业和离开劳动力市场的情形越严重,因此预期  $\ln \text{empl}_{it}$ 、 $\ln \text{unempl}_{it}$  和  $\ln \text{inactive}_{it}$  对  $\ln \text{HHI}_{it}$  的估计系数  $\beta_2$  分别为负、为正和为正。类似地,  $\phi_i$  与  $\tau_t$  分别表示县和年份虚拟变量,以分别控制不随时间变化的地区特征和周期性因素的影响。

表3给出了相应的回归结果。第1列以“就业人数”(取自然对数,  $\ln \text{empl}_{it}$ ) 为被解释变量。结果显示,月实际最低工资( $\ln \text{realminw}_{it}$ )的估计系数为负且统计显著,这与之前的分析相一致; $\ln \text{HHI}_{it}$  的估计系数统计显著为正,表明劳动力供给侧同质性越高,其他条件不变前提下就业规模相对更大; $\ln \text{HHI}_{it}$  与  $\ln \text{realminw}_{it}$  交互项的估计系数统计显著为负,这符合预期,且与已有文献的结论相一致:劳动力供给侧

表3 供给侧劳动力同质性与最低工资就业效应异质性

	$\ln \text{empl}$	$\ln \text{unempl}$	$\ln \text{inactive}$
	(1)	(2)	(3)
$\ln \text{realminw}$	-1.039*** (0.124)	5.484*** (0.526)	3.488*** (0.447)
$\ln \text{HHI}$	2.424*** (0.314)	-12.463*** (1.285)	-9.471*** (1.130)
$\ln \text{HHI} * \ln \text{realminw}$	-0.362*** (0.047)	1.845*** (0.193)	1.385*** (0.171)
$\ln \text{totpop}$	0.985*** (0.006)	0.956*** (0.032)	0.912*** (0.024)
县固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

注:(1)括号中为聚类标准误;(2)\*, \*\*, \*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。



同质性越高,最低工资对就业的负面影响更明显。

第2列和第3列分别对应于以“失业人数”(取自然对数, $\ln \text{unempl}_{it}$ )和“非经济活动人数”(取自然对数, $\ln \text{inactive}_{it}$ )为被解释变量的估计结果; $\ln \text{realminw}_{it}$ 的估计系数为正且统计显著; $\ln \text{HHI}_{it}$ 的估计系数统计显著为负,表明劳动力供给侧同质性越高,其他条件不变前提下失业规模相对更小,适龄劳动力的劳动参与意愿相对更高(离开劳动力市场意愿相对更低); $\ln \text{HHI}_{it}$ 与 $\ln \text{realminw}_{it}$ 交互项的估计系数统计显著为正,这与推测相一致:劳动力供给侧同质性越高,最低工资对失业的正面冲击幅度越大,适龄劳动力越可能因为最低工资上升而离开劳动力市场。

表4则分别给出了不同性别以及受教育程度组别劳动力同质性是否存在统计显著差异的检验结果。第一部分显示女性相比于男性而言劳动力同质性更高;第二部分表明不同学历组别劳动力同质性存在明显差异,“未上过学”组别劳动力同质性最高,“本科及以上”组别次之,“高中/中职及大专”组别再次之,“小学及初中”组别同质性程度最低。结合表3,这与图1与图2的结果相一致:由于劳动力供给侧同质性更高,最低工资对就业的负面冲击、对失业的正面冲击以及适龄劳动力离开劳动力市场的影响相对更大,女性劳动力同质性相对更高,对应于最低工资上升,女性就业规模下降、失业规模上升以及适龄个体离开劳动力市场

表4 不同类型劳动力同质性( $\ln \text{HHI}$ )差异统计检验

性别	Diff=女性-男性=0.148***			
受教育程度 (行均值-列均值)		未上过学	小学及初中	高中/中职及大专
	小学及初中	-0.998***		
	高中/中职及大专	-0.974***	0.023***	
	本科及以上	-0.412***	0.586***	0.563***

注:\*\*\*表示在1%水平上均值差异统计显著。

场规模都相对更大;“未上过学”组别劳动力同质性最高,劳动力个体的最低工资就业效应最明显,“本科及以上”组别同质性程度也相对较高,其就业与失业规模也因最低工资调整而受到一定影响。

## 六、主要结论

本文基于全口径大样本调查数据,考察我国最低工资就业效应的异质性及可能解释。整体而言,最低工资增加使得就业减少,失业增加,进出劳动力市场的适龄劳动力人口规模基本保持不变。平均来看,最低工资增加1%,就业规模下降0.099%,失业规模增加0.783%。异质性分析显示,最低工资对不同类型个体劳动参与和失业冲击的影响幅度明显有别:相比男性,女性因为最低工资增加其就业规模下降和失业规模增加幅度都更大。相比高学历个体,最低工资增加使得低学历个体的就业规模下降幅度更大,相对更多低学历个体离开劳动力市场,留在劳动力市场的个体所遭受的失业风险冲击相对更高。机制分析显示,地区劳动力同质性程度是理解最低工资就业效应异质性的关键维度:同质性越高,最低工资对就业(负向)、失业(正向)和非经济活动人口规模(正向)的边际影响相对越大;女性相比男性、低学历相比高学历个体的同质性相对更高,由此对应女性和低学历个体受最低工资影响相对更大。

这意味着,旨在保障低收入劳动者权益的最低工资制度,有可能通过抑制个体进入劳动力市场、加剧失业风险而使得部分适龄个体的就业权益受损。这一影响在不同类型的劳动力群体间存在异质性,从而使得劳动力和失业人口的性别和受教育程度构成等因为最低工资调整而发生变化。同时,因为不同地区劳动力供给同质性特征本身存在较大差异,最低工资对相应地区总的就业影响也不尽相同。因此,在制定和调整最低工资政策保障劳动者收入权益的同时,应针对权益受损地区以及特定人群制定补偿性的政策,以抵消政策的不利影响。具体而言,可以从以下几个方面着手:

第一,各地调整最低工资时,应充分考虑当地劳动力市场特征,确保最低工资标准既与低收入群体



的基本生活需求相适应,又不会过度增加企业负担和影响就业机会。同时宣传公开最低工资调整依据和制定动向,并对本地就业弹性和承受能力进行实时动态评估,因地制宜地把握最低工资调整的节奏和幅度,让市场相关利益主体形成比较明确稳定的预期。

第二,差异化制定针对不同地区、不同行业等的最低工资水平。一刀切的最低工资政策容易对特定群体尤其是低技能群体的就业造成负面冲击,反而违背了最低工资制度推行的初衷。不同地区经济发展和人才需求结构不同,不同行业的利润率和盈利模式亦各有千秋,对劳动成本上涨的承受力不同,最低工资标准应充分考虑到地区、行业层面对相应冲击的承受和消化能力。

第三,充分做好最低工资制度与其他制度之间的有效衔接,加强与相关部门之间的配合。加大财政补贴支持力度,完善社会保障体系;与统计部门密切联系,实时动态监测当地就业情况和民生福祉的变化;织密筑牢民生“托底”保障。为小、微企业提供适当减税或提供短期稳岗补贴,以缓解最低工资标准调整对于小、微企业带来的成本负担;适度提高失业保险金标准,并为失业人员尤其是低收入失业人群提供优质、高效、便捷的服务,方便其领取失业救济金。帮助低学历劳动者提高职业技能。充分考虑市场需求,并针对低学历劳动者尤其是女性低学历劳动者,开发职业培训课程并为其提供高质量、公益性的职业培训。职业技能的提升有助于提高劳动生产率,能有效对冲最低工资上涨给企业带来的成本上升等问题,既呵护民生又兼顾企业发展,使发展与共享能够实现更高水平的兼容。

#### 参考文献:

- [1]JOBENAUER,M.L.,VON DER NIENBURG. Effect of Minimum-Wage Determinations in Oregon[R].Washington.D.C,US Government Printing Office,1915.
- [2]BROWN, C.,GILROY,C.KOHEN A. The effect of the minimum wage on employment and unemployment[J].Journal of economic literature,1982,20(2):487-528.
- [3]NEUMARK,D., WASCHER W.Minimum Wages[M].Cambridge: MIT Press, 2008.
- [4]NEUMARK, D.,SHIRLEY P.Myth or measurement:what does the new minimum wage research say about minimum wages and job loss in the United States?[J].Industrial relations: a journal of economy and society,2022,61(4):384-417.
- [5]FREEMAN, R. B.The minimum wage as a redistributive tool[J].The economic journal,1996,106(436):639-649.
- [6]AUTOR, D., MANNING,A.,SMITH C.L.The contribution of the minimum wage to US wage inequality over three decades: a reassessment[J].American economic journal: Applied economics,2016,8(1):58-99.
- [7]NEUMARK, D.The Employment Effects of Minimum Wages: Some Questions We Need to Answer[R].National Bureau of Economic Research working paper,2017,No.23584.
- [8]CENGIZ, D.,DUBE A., LINDNER A.,et al.The effect of minimum wages on low-wage jobs[J].Quarterly journal of economics,2019,134(3):1405-1454.
- [9]DUBE, A.,LESTER,T.W.,REICH M.Minimum wage effects across state borders: estimates using contiguous counties[J].Review of economics and statistics, 2010, 92(4):945-964.
- [10]GIULIANO, L.Minimum wage effects on employment, substitution, and the teenage labor supply: evidence from personnel data[J].Journal of labor economics,2013, 31(1):155-194.
- [11]HARASZTOSI, P.,LINDNER A. Who pays for the minimum wage?[J]. American economic review, 2019, 109(8): 2693-2727.
- [12]BAILEY M.J.,DINARDO J.,STUART B.A.The economic impact of a high national minimum wage: evidence from the 1966 fair labor standards act[J].Journal of labor economics,2021,39(S2): S329-S367.
- [13]DUSTMANN, C.,LINDNER, A., SCHÖNBERG,et al. Reallocation effects of the minimum wage[J].The quarterly journal of economics,2022,137(1):267-328.
- [14]CORREA, JUAN A., FRANCISCO P.On the heterogeneous short-term effects of minimum wages on labor demand[J]. International journal of economic theory,2020,16(2):184-195.
- [15]CORELLA, LUIS F.,MUNGUÍA. Minimum wages in monopsonistic labor markets[J]. IZA journal of labor economics,

2020, 9(1):1-28.

[16]CARD, D., KRUEGER A. B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in new jersey and pennsylvania[J]. American economic review, 1994, 84(4):772-793.

[17]DUBE, ARINDRAJIT, T., WILLIAM L, et al. Minimum wage shocks, employment flows, and labor market frictions[J]. Journal of labor economics, 2016, 34(3): 663-704.

[18]AZAR, J., HUET-VAUGHN, E., MARINESCU, I., et al. Minimum wage employment effects and labor market concentration[R]. National bureau of economic research working paper, 2019, No. w26101.

[19]POPP, MARTIN. Minimum wages in concentrated labor markets[Z]. arXiv, 2023, preprint arXiv:2111.13692v6.

[20]马 双, 张 劼, 朱 喜. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. 经济研究, 2012, 47(5):132-146.

[21]张丹丹, 李力行, 童 晨. 最低工资、流动人口失业与犯罪[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(3):1035-1054.

[22]杨 娟, 李 实. 最低工资提高会增加农民工收入吗?[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(4):1563-1580.

[23]马 双, 李雪莲, 蔡栋梁. 最低工资与已婚女性劳动参与[J]. 经济研究, 2017, 52(6):153-168.

[24]贾 朋, 张世伟. 最低工资标准提升的就业效应——一个基于自然实验的经验研究[J]. 财经科学, 2012(5):89-98.

[25]贾 朋, 张世伟. 最低工资提升的劳动供给效应: 一个基于自然实验的经验研究[J]. 南方经济, 2013(1):1-13.

[26]FANG, T., LIN C. Minimum wages and employment in China[J]. IZA Journal of labor policy, 2015, 4(22):1-30.

[27]WANG, J., GUNDERSON M. Adjustments to minimum wages in China: cost-neutral offsets[J]. Relations industrielles/industrial relations, 2015, 70(3): 510-531.

[28]王光新, 姚先国. 中国最低工资对就业的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2014(11):16-31.

[29]丁守海. 最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响[J]. 中国社会科学, 2010(1):85-102.

[30]向 攀, 赵 达, 谢识予. 最低工资对正规部门、非正规部门工资和就业的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33(10):94-109.

[31]张 军, 赵 达, 周龙飞. 最低工资标准提高对就业正规化的影响[J]. 中国工业经济, 2017(1):81-97.

[32]AZMAT, G., GÜELL, M., MANNING, A. Gender gaps in unemployment rates in OECD countries[J]. Journal of labor economics, 2006, 24(1):1-37.

[33]PETRONGOLO, B., PISSARIDES, C. A. The ins and outs of European unemployment[J]. American economic review, 2008, 98(2):256-262.

[34]MANSKI, C. F. Dynamic choice in social settings: learning from the experiences of others[J]. Journal of econometrics, 1993, 58(1-2):121-136.

[35]MOFFITT, R. A. Policy Interventions, Low-Level Equilibria, and Social Interactions. in Social Dynamics, ed. Steven N. Durlauf and H. Peyton Young[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2001:45-82.

(收稿日期: 2023-11-06 责任编辑: 吕 刚)

## Minimum Wage and Heterogeneous Employment Effect:

### Large Sample Evidence and Possible Explanations

Zhang Qiong, Li Xiang, Jiang Fei-tao

**Abstract:** The impact of minimum wage on employment is one of the most discussed and controversial topics in literature. This paper explores employment effects of minimum wage and possible underlying explanations by selecting a large micro sample. It makes the following findings. Firstly, an increase in the minimum wage corresponds to a decrease in employment and an increase in unemployment in the whole, while the size of the inactive population basically remains unchanged. Secondly, sub-sample analysis shows that a rise in minimum wage affects the labor force participation and unemployment for different groups with significantly different magnitudes. The negative impact of the minimum wage on female employment and the positive impact on unemployment are both larger; and the marginal impact of the minimum wage on the size of low educated individuals in terms of employment, unemployment, and the size of those who leave the labor market are all significantly larger. Thirdly, the degree of regional labor homogeneity is an important aspect in understanding the heterogeneous employment effects of the minimum wage: the higher the labor market homogeneity, the relatively larger the marginal impact of minimum wage on employment (negative), unemployment (positive), and the size of the economically inactive population (positive).

**Key Words:** Minimum wage; Employment; Unemployment; Heterogeneity; HHI