

最低工资标准与流动人口劳动供给

孙伟增¹, 马念斋², 涂 玮²

(1. 南京审计大学联合研究院, 江苏 南京 211815;

2. 中央财经大学经济学院, 北京 102206)

摘要: 提高中低收入群体的就业保障是实现机会均等化的内在要求和践行以人为核心的新型城镇化以促进流动人口市民化的必要举措。利用 2015—2018 年中国流动人口动态监测调查数据实证考察了最低工资政策对低收入流动人口劳动供给的影响。研究发现, 流动人口的劳动时间与最低工资标准之间存在明显的非线性关系, 随着最低工资标准的提升, 流动人口的劳动时间和超时劳动概率表现出先增后减的趋势。其中, 女性、年轻人、受教育水平较高的劳动力以及城—城流动人员的劳动供给对最低工资调整更为敏感, 其工作时间会在更低的最小工资水平上转折下降。进一步通过分析最低工资对城市失业人口占比、劳动力结构等的影响, 研究并未发现最低工资标准提升会显著增加低收入流动人口的失业率。研究结论为理解最低工资制度对流动人口劳动的监督和保护效应提供了实证证据, 同时也从城市管理视角为提高流动人口就业质量提供了决策支撑。

关键词: 最低工资; 流动人口; 劳动供给; 超时劳动

中图分类号: F247

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)10-0084-12

Minimum wage and labor supply of migrants

SUN Weizeng¹, MA Nianzhai², TU Wei²

(1. Joint Research Institute, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. Central University of Finance and Economics School of Economics, Beijing 102206, China)

Abstract: Enhancing job security for low-income groups is essential to achieving opportunity equality and a crucial step in implementing human-centered modern urbanization to support the citizenship of migrants. Using data from the China Migrants Dynamic Survey conducted in 2015–2018, this research empirically investigates the effects of minimum wage on labor supply of migrants. It is found that there is a non-linear relationship between the labor supply of migrants and the minimum wage, and as the minimum wage rises, the working hours and the probability of overtime work of the migrants show a tendency to increase first and then decrease. In addition, the migrants of female, younger, migrated between urban and have higher education levels tend to reduce working hours at a lower minimum wage level. Further, by analyzing the impact of the minimum wage on the unemployment rate and labor structure of the migrant, there is no evidence that the minimum wage adjustment harmed the employment of low-income migrants. Based on this paper, we can comprehend how the minimum wage protects low-income migrants. Additionally, we can use this information to make decisions on promoting the integration of migrants into cities from an urban management standpoint.

Key words: minimum wage; migrants; labor supply; overtime work

收稿日期: 2024-04-09 修回日期: 2024-05-26

基金项目: 国家自然科学基金项目(72274228、71903210); 北京市社会科学基金项目(21DTR010)。

作者简介: 孙伟增(1989—), 男, 河北唐山人, 博士, 南京审计大学联合研究院副教授、博士生导师, 研究方向为城市经济、区域经济。

完善收入分配制度,提高低收入群体收入、扩大中等收入群体,是实现共同富裕的内在要求。习近平总书记在党的二十大报告中强调,要完善按要素分配政策制度,探索多种渠道增加中低收入群众要素收入。作为低收入群体收入和劳动保障的重要制度设计,最低工资制度在提升劳动力收入、减少贫困发生等方面发挥了积极作用^[1],推进了共同富裕进程。自2004年劳动和社会保障部颁布实施《最低工资规定》以来,全国各省、自治区和直辖市均已建立起较为完备的最低工资保障体系。2018年对《中华人民共和国劳动法》进行第二次修订,进一步确立了最低工资制度在劳动权益保护等方面的法律地位。

然而,目前学术界关于最低工资制度的有效性仍然存在较大争议,特别是对于最低工资是否会损害低收入群体就业机会这一问题,文献尚未达成共识^[2-5]。但这也提示我们,最低工资与劳动供给之间可能存在更为复杂的非线性关系。对此,本文从经典的劳动供给—收入曲线出发,利用全国流动人口动态监测调查数据,从理论和实证两个维度探讨最低工资水平与流动人口劳动供给的关系,并进一步探讨对流动人口失业概率的影响。

作为城市劳动力市场中的弱势群体,流动人口就业问题一直是社会各界所关注的焦点。在城镇化浪潮下,数以亿计劳动力从农村和小城镇涌向城市,为城市发展提供了劳动力供给和人才资源。劳动力跨区域流动保持了收入流动性,对于缩小城乡收入差距、缓解区域经济发展不平衡发挥了关键作用^[6]。然而,在户籍制约尚未完全破除的情况下,城乡二元分隔使得流动人口在城市面临着就业不平等、融入困难等诸多问题。相比于城镇居民,流动人口劳动强度偏高、超时劳动现象普遍。截至2018年,流动人口周劳动时间达到了53小时,高出城镇户籍就业人员约6小时^①。过度劳动供给不仅挤占流动人口闲暇时间,也危害流动人口身心健康^[7],不利于流动人口在城市

中的福利提升和社会融入^[8]。在这一背景下,增强劳动监管和保护,降低流动人口劳动强度、减少超时劳动风险,对于促进流动人口市民化进程具有重要的理论和现实意义。

具体来说,本文首先基于新古典劳动供给理论框架,从理论上分析了最低工资与劳动供给时间的非线性关系,然后使用随时间变化的城市最低工资信息与2015—2018年的中国流动人口动态监测调查数据匹配,实证研究证实了最低工资与流动人口劳动供给存在明显的倒“U”型关系。进一步地,本文考察了最低工资标准提升后城市内失业流动人口占比和流动人口就业结构的变化,结果显示最低工资标准提升对低收入流动人口失业率的影响较小,这主要是由于最低工资标准较低导致对非就业群体的就业激励作用较小。

本文的边际贡献体现在以下几个方面。第一,聚焦最低工资水平与劳动供给的非线性关系,通过理论和实证研究验证了两者之间倒“U”型关系的存在,回应了文献中对于两者关系矛盾的争论,为全面理解最低工资制度的政策效果提供了补充。第二,以流动人口作为研究对象,从劳动供给、超时劳动、失业等方面解析城市最低工资制度的影响,丰富了现有文献关于社会保障制度对于流动人口行为决策影响的研究成果。第三,利用工具变量方法解决了最低工资水平与劳动供给之间的内生性问题,识别了两者间的因果关系,从政策制定和城市管理视角为城市高质量发展提供了决策支持。

一、文献综述和理论分析

(一)文献评述

1. 最低工资政策

最低工资制度已被众多国家采用并不断发展完善。最低工资标准对劳动力就业机会和收入水平的影响以企业生产成本和用工决策为渠道^[2,9]。通常而言,缺少专业技能、人力资本较低的低收入群体更容易受到最低工资调整的影响^[10]。

① 城镇就业人员劳动时间数据来源为《中国劳动统计年鉴》,流动人口劳动时间数据来自中国流动人口动态监测调查。

研究最低工资对低收入者就业影响的文献众多,但并未达成共识^[11]。新古典理论认为,最低工资会破坏劳动力市场竞争均衡,导致低技能群体失业。杨娟等^[3]发现最低工资对流动人口就业具有负向影响,但对收入有提振作用。张丹丹等^[4]指出最低工资标准提升不仅增加了流动人口失业,同时也增加了城市犯罪率。究其原因,面对最低工资不断提升带来的成本压力,企业倾向于使用高新技术、设备或者高技能劳动力对从事简单劳动的劳动力进行替代,导致部分低技能劳动者失业^[12]。例如,Clemens 等^[13]发现最低工资提升增加了企业对具有高中文凭劳动力的需求,导致具有较低文凭的劳动力失去就业机会。

也有研究者对最低工资会损害就业这一观点持否定态度。Card 等^[14]认为最低工资提升并不会对就业产生负面影响,反而可能增加就业机会。Ashenfelter 等^[15]发现最低工资提升对麦当劳门店进入、退出不存在影响,说明最低工资调整不会对员工就业产生影响。Flinn^[2]、马双等^[5]发现最低工资提升具有收入提振效应,增加就业积极性,并吸引更多进入劳动力市场。

2. 工资率与流动人口劳动供给

新古典劳动供给理论从收入效应和替代效应的关系出发,推导出向后弯曲的劳动供给曲线。随着实证技术的改进以及大型劳动力观测数据的运用,研究者对劳动供给与工资率的关系有了更深刻认识。不同情境下劳动供给曲线可能表现出向右下倾斜、驼峰、倒“S”及“C”等形状^[16-19]。然而,直接使用个体劳动供给对其实际工资回归存在内生性偏误。为缓解内生偏误,需要寻找合适的外生工资信号。当前文献主要以“影子工资”法和“修正工资”法构建外生工资信号。“影子工资”以城市、性别等层面平均工资构建工资信号^[20]。“修正工资”以个体工资方程估计出的潜在工资水平作为工资信号^[21]。最低工资水平由本省人民政府劳动保障部门在综合考虑城市经济发展和消费水平等相关因素后分档分布,是一个较为外生的工资信号。

从经验证据来看,最低工资对劳动时间的影

响尚未达成共识。罗小兰^[16]发现在工资率较低时流动人口劳动供给和工资率将表现出反向变动关系。夏怡然^[22]基于可变必需支出假设,综合考虑劳动力市场供给和需求两方面力量,给出了一条右下倾斜和向后弯曲两阶段相结合的劳动供给曲线。张世伟等^[23]发现农民工劳动时间随着最低工资提升出现普遍延长。郭凤鸣等^[24]指出最低工资提升既增加了流动人口收入,也延长了流动人口工作时间,且技能低下流动人口劳动时间延长更普遍。郭凤鸣等^[9]发现最低工资提升不仅未能缓解超时劳动,反而增加了受教育水平较低的女性流动人口超时劳动概率。

综合来看,现有研究在理论层面并不否认最低工资与流动人口劳动供给的非线性关系,但并未对这种非线性关系加以系统性检验。此外,现有文献研究区间主要集中于 2013 年之前,这一时期最低工资水平相对较低,无法观测到最低工资水平提升到一定水平之后对劳动供给的影响。基于此,本文在理论分析的基础上利用最新的中国流动人口动态监测调查数据,全面考察最低工资对流动人口劳动供给的影响,试图从以上两个方面完善现有研究成果。

(二) 理论分析

参照 Feather 等^[25]将受最低工资影响的代表性劳动力效用函数分为收入 u 和闲暇 v 两部分,两部分效用函数均严格凹,函数形式如(1)所示。

$$U = u(Y) + v(T - h), u'_Y > 0, v'_h > 0, u''_Y < 0, v''_h < 0 \quad (1)$$

收入效应由工资率 Y 和内生劳动时间 h 决定;闲暇效应由闲暇总时间决定,闲暇时间为每周可支配总时间 T 减去劳动时间 h 。假设劳动力所在城市最低工资 W 与劳动力实际工资之间为简单线性关系, $Y = \theta W, \theta \geq 1$ 。

不失一般性地,假设效应函数具体形式如(2)式所示。

$$U = A \cdot (\theta W h) - \frac{B}{2} \cdot (\theta W h)^2 + C \cdot (T - h) - \frac{D}{2} \cdot (T - h)^2 \quad (2)$$

式(2)中, A, B, C, D 为大于零的系数,分别表

示劳动力对收入、闲暇的主观偏好。劳动力面临的最优化问题为给定外生最低工资水平条件下,在劳动和闲暇之间分配时间,以实现自身效用最大化。将式(2)对 h 求解一阶导数可得:

$$h(W) = \frac{A\theta W - C + DT}{B\theta^2 W^2 + D} \quad (3)$$

从式(3)可知,为保证劳动供给为正,要求 $C - DT > 0$,即存在一个保留工资水平 $Y_0 = \theta W_0 = (C - DT)/A$,当工资大于等于 Y_0 时,流动人口才会选择进入劳动力市场。假设工资 Y 和最低工资 W 的关系外生给定,即 θ 不随 W 发生变化,那么可以将 $W_0 = (C - DT)/A\theta$ 看作是劳动力的保留最低工资;当最低工资大于 W_0 时,流动人口选择进入劳动力市场。观察保留工资 $Y_0 = (C - DT)/A$ 可以发现:在给定可供分配的总时间 T 后,闲暇相对效应价值越大(C 大 A 小),将闲暇时间转换成劳动时间所要求的补偿越多,保留工资越高;闲暇对效用相对减损作用越大(D 大 A 小),将闲暇时间转换成劳动时间所要求的补偿越少,保留工资越低。为分析最低工资水平调整对劳动时间的影响,将劳动时间对最低工资水平求导可得:

$$\frac{\partial h(W)}{\partial W} = \frac{-AB\theta^3 W^2 + 2B\theta^2(C - DT)W + AD\theta}{[B\theta^2 W^2 + D]^2} \quad (4)$$

令 $f(W) = -AB\theta^3 W^2 + 2B\theta^2(C - DT)W + AD\theta$,可知 $f(W) > 0$ 时, $h'(W) > 0$; $f(W) < 0$ 时, $h'(W) < 0$ 。根据总效用函数基本设定, $f(W)$ 是关于最低工资开口向下的二次函数,根据根的判别式可知 $f(W)$ 在实数域有两个根,设为 W_1 和 W_2 ,并且令 $W_1 < W_2$ 。进一步,根据根与系数的关系可知 $W_1 W_2 = -D/B\theta^2$,因此 $W_1 < 0 < W_2$ 。此时,若最低工资水平 $W < W_0$,流动人口劳动供给时间为 0;当 $W_0 < W < W_2$, $f(W) > 0$, $h'(W) > 0$,最低工资提升对劳动时间具有正向激励作用;当 $W > W_2$, $f(W) < 0$, $h'(W) < 0$,最低工资提升对劳动时间具有抑制作用。

从保留工资 $W_0 = (C - DT)/A\theta$ 水平来看,闲暇和劳动的相对价值(C/A)决定了劳动力所要求的保留工资水平。闲暇的相对价值越高,占用闲

暇进行工作所要求的补偿越高,相应的保留工资水平也越高。

在给定保留工资的情况下, $f(W)$ 对称轴 $k = (C - DT)/A\theta = W_0$ 。 W_2 可由求根公式表示如下:

$$W_2 = \frac{-2B\theta^2(C - DT) - \sqrt{[2B\theta^2 \cdot (C - DT)]^2 + 4A^2 B D \theta^4}}{-2AB\theta^3} = W_0 + \sqrt{W_0^2 + \frac{D}{B\theta^2}} \quad (5)$$

式(5)中 D/B 可看作过度闲暇与超时劳动相对厌恶系数。给定保留工资的情况下,过度闲暇与劳动的相对厌恶系数越大(D 大 B 小), W_2 越大,表示劳动力厌恶过度闲暇看中劳动,最低工资提升对劳动时间调整的正向激励作用持续时间增长,劳动力倾向于在更高的工资水平上降低劳动供给;过度闲暇与劳动的相对厌恶系数越小(D 小 B 大), W_2 越小,表示劳动力厌恶超时劳动看中闲暇,最低工资正向激励作用持续时间缩短,劳动力倾向于在更低的工资水平降低劳动供给。综上所述,最低工资变动与劳动力劳动供给时间的调整过程可由图 1 刻画。

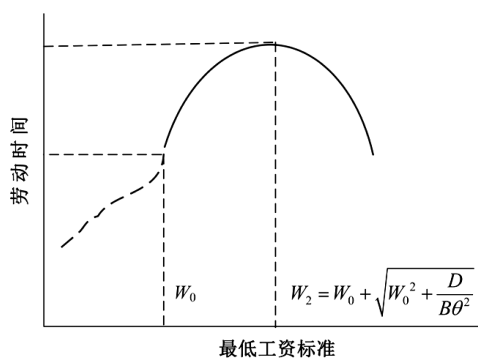


图1 最低工资与受保障群体的劳动供给

二、数据和实证策略

(一) 数据来源与处理

本文实证部分考察最低工资对低收入流动人口劳动供给的影响。城市最低工资数据来自各省、自治区和直辖市人民政府公报、各地人力资源和社会保障行政部门网站。流动人口劳动供给数据来自 2015—2018 年国家卫生和健康委员会开展的中国流动人口动态监测调查 (China Migrants Dynamic Survey, CMDS)。

为缓解内生性问题,保证流动人口劳动供给与城市最低工资水平在时间上对应,本文的核心解释变量为流动人口所在城市滞后一年最低工资标准。考虑到受教育水平低、收入低(接近最低工资水平)、就业稳定性较差的群体更容易受最低工资调整的影响^[14],故本文剔除具有大专以上文凭、在政府及相关企事业单位就职的流动人口。考虑极端样本对研究结论的影响,进一步剔除失业、自我雇佣以及因伤残丧失劳动能力等不在劳动力市场中的流动人口,仅保留 60 岁以下且从事工资性工作的流动人口。

(二) 模型设定和变量选取

本文构建如下二次函数方程来进行实证研究:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \ln MW_{ct} + \beta_2 \cdot (\ln MW_{ct})^2 + X_{ct} + Z_{it} + \rho_c + \eta_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中, y_{it} 表示流动人口*i*在年份*t*的劳动供给情况,用每周劳动小时数和是否超时劳动度量。 MW_{ct} 为城市小时最低工资标准,取对数及其二次项引入模型。 X_{ct} 为城市层面控制变量, Z_{it} 为流动人口个体层面控制变量。城市控制变量包括人均收入、第二产业占比、第三产业占比、年末总人口、每万人人均小学数量、每万人人均图书馆藏书数量、每万人人均医院数量^[26]。个体控制变量包含性别、年龄、受教育年限^②、是否城镇户口、婚姻状况、家庭人口规模、儿童(≤ 16 岁)数量、老年人(≥ 60 岁)数量、家庭其他成员收入(家庭总收入减去被访者收入)、职业、行业和单位性质。 ρ_c 为城市固定效应,用来控制城市层面不随时间变化的特征因素对劳动供给的影响; η_{pt} 为省份 $\times$ 年份固定效应,用来控制省内随时间变化的因素的影响。 ε_{it} 为随机扰动项。

(三) 内生性问题与工具变量

本文实证研究的内生性问题主要来源遗漏变量。具体来说,最低工资标准相较于微观个体劳动供给具有外生性——自 2004 年《最低工资规

定》实施以来,各省最低工资水平每两年至少调整一次,调整时间和幅度由省级部门确定。然而,最低工资调整通常需综合考虑地区经济发展水平、居民收入水平等因素,实证分析难以将上述同时影响最低工资标准和流动人口劳动供给的因素全部控制,从而导致基准分析结果存在遗漏变量问题。

为缓解内生性,本文参照 Mayneris 等^[27]使用城市职工平均工资预测值的 40% 作为最低工资标准的工具变量。工具变量计算公式为 $IV_{ct} = (r_{t-1} \times Wage_{c,t-2}) \times 0.4$, r_{t-1} 表示 $t-1$ 年除了城市 c 以外其他所有非本省城市职工平均工资的增长率, $Wage_{c,t-2}$ 表示 $t-2$ 年城市 c 实际职工平均工资。城市层面职工平均工资预测值以城市历史工资信息和其他城市工资波动的历史信息构建,保证了工具变量与城市流动人口劳动供给无关,且与城市层面的最低工资相关,因此满足工具变量法外生性和相关性要求。

此外,本文还借鉴崔晓敏等^[28]的做法,使用城市所属省份的其他城市同年份最低工资平均值作为工具变量。省内其他城市同期最低工资与本城市最低工资具有内在关联,满足相关性假定;省内其他城市同期最低工资并不会直接影响本城市流动人口的劳动供给,满足外生性假定。

(四) 描述性统计

表 1 报告了描述性统计结果。数据显示,2015—2018 年间小时最低工资标准均值为 16 元/小时,月最低工资均值为 1 625 元/月。流动人口每周平均工作时长 52.8 小时,远高于城镇职工的工作时间^③。从超时劳动情况来看,中国流动人口超时劳动现象较为普遍,48.7% 的流动人口每周劳动时间超过 50 小时,22.3% 的流动人口每周劳动时间超过 60 小时。

图 2 直观展示了小时最低工资与流动人口周劳动工作时间的关系,可以看出,周劳动时间与最低工资标准之间存在较为明显的倒“U”型关系。

② 未上过学取值为 0,小学取值为 6,初中取值为 9,高中/中专取值为 12,大学专科取值为 15,大学本科取值为 16,研究生取值为 19。

③ 据《2019 年中国劳动统计年鉴》发布的数据显示,2018 年中国城镇职工周平均劳动时间为 46.5 小时。

表 1 主要变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义或赋值	符号	观测值	均值	标准差
小时最低工资	小时最低工资标准(元/小时)	<i>MW_H</i>	280 023	16.04	2.70
月最低工资	月最低工资标准(元/月)	<i>MM_M</i>	280 023	1 624.91	261.06
每周劳动时间	每周劳动时间(小时)	<i>Worktime</i>	283 147	52.80	14.87
中度超时劳动	是否每周劳动时间超过 50 小时;超过=1,未超过=0	<i>Ovork_50</i>	283 147	0.49	0.50
重度超时劳动	是否每周劳动时间超过 60 小时;超过=1,未超过=0	<i>Ovork_60</i>	283 147	0.22	0.42
受教育年限	接受教育年限数量(年)	<i>Schooling</i>	283 204	10.12	2.90
已婚	婚姻状况:已婚=1,其他=0	<i>Married</i>	283 204	0.73	0.45
城镇户口	是否城镇户籍:城镇户籍=1,其他=0	<i>Urban</i>	283 204	0.19	0.39
年龄	当前年份年龄(岁)	<i>Age</i>	283 204	34.05	9.61
女性	是否女性:女性=1,男性=0	<i>Female</i>	283 204	0.43	0.50
家庭规模	家庭人口总数(人)	<i>Fm_size</i>	283 204	2.72	1.25
家庭抚养规模	家庭中儿童(≤ 16 岁)和老年人(≥ 60 岁)数量(人)	<i>Upbringing</i>	283 204	0.605	0.725
家庭其他成员收入	家庭总收入减去被访者收入(元)	<i>NetIncome</i>	281 971	2 752.84	4 826.10
城市第二产业占比	第二产业增加值占 GDP 比重	<i>Secondary_Industry</i>	264 345	0.44	0.11
城市第三产业占比	第三产业增加值占 GDP 比重	<i>Third_Industry</i>	264 315	0.51	0.13
城市人口规模	城市总人口(万人)	<i>City_size</i>	264 453	716.65	577.29
城市人均 GDP	城市人均 GDP(元)	<i>City_income</i>	264 345	80 793.97	33 327.25
人均医院数量	每万人平均医院数量(个)	<i>City_hospital</i>	264 345	0.50	0.32
人均小学数量	每万人平均小学数量(个)	<i>City_PrimSchool</i>	264 345	0.59	0.20
人均馆藏图书数量	每万人平均馆藏图书数量(册)	<i>City_book</i>	261 852	32.97	59.44

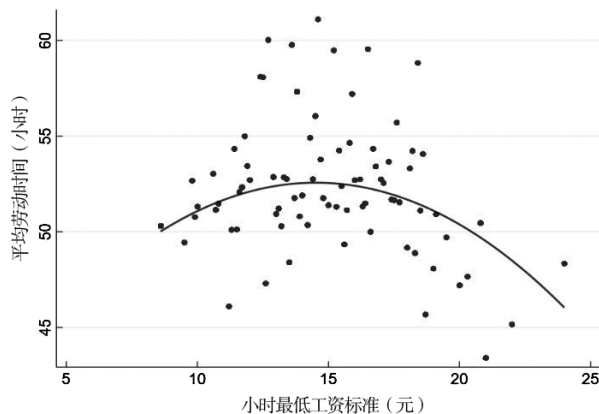


图 2 小时最低工资与流动人口周劳动时间

三、实证结果

(一) 劳动供给

表 2 报告了流动人口劳动时间对城市小时最低工资标准回归的估计结果。第(1)列仅加入了小时最低工资及其二次项,第(2)列到第(4)列逐步加入了固定效应、个体层面控制变量和城市层面控制变量。结果显示,核心解释变量最低工资标准的一次项系数显著为正,二次项系数显著性为负,说明最低工资标准对流动人口劳动时间的影响表现为显著的倒“U”型,与本文理论推论一致。从第(4)列的回归系数来看,流动人口周劳动供给的拐点出现在 17.71 元/小时附近,即当小时最低工资低于 17.71 元/小时,最低工资标准提

升对劳动供给时间具有正向激励作用;当最低工资高于 17.71 元/小时,最低工资标准提升对劳动供给时间的影响表现为反向的抑制作用,即随着最低工资标准的提升流动人口每周劳动时间有所下降。

表 2 最低工资与流动人口周劳动供给基准结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	流动人口周劳动供给小时数($\ln Worktime$)			
$\ln MW_H$	2.779 *** (0.756)	1.312 ** (0.632)	1.504 ** (0.626)	1.604 ** (0.654)
$\ln MW_H^2$	-0.510 *** (0.139)	-0.229 * (0.119)	-0.264 ** (0.118)	-0.279 ** (0.123)
拐点	[15.25]	[17.54]	[17.26]	[17.71]
个体层面控制	未控制	未控制	控制	控制
城市层面控制	未控制	未控制	未控制	控制
行业、职业、单位性质	未控制	未控制	控制	控制
城市固定效应	未控制	控制	控制	控制
省份#年份固定效应	未控制	控制	控制	控制
常数项	0.145 (1.031)	2.042 ** (0.838)	1.947 ** (0.834)	1.092 (1.350)
观测值	279 967	278 779	278 779	260 212
调整 R^2	0.004	0.075	0.105	0.102

注:括号内为估计系数的异方差稳健标准误,并在城市层面聚类调整;*、**、*** 分别表示在 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 时有统计学意义。下同。

根据本文的测算结果,对于最低工资标准最低的城市鞍山,鞍山市的最低工资标准从 2015 的 8.6 元/小时提高到 2018 年的 10.6 元/小时,将使得鞍山市中低收入流动人口劳动供给平均增加 9.4%;对于最低工资标准最高的城市北京,2015—

2018 年间,北京市的最低工资标准从 18.7 元/小时提高到 24 元/小时,这将使得北京市中低收入流动人口劳动供给将平均下降 9.6%。由此可见,在剔除了其他因素的影响后,最低工资标准变化对个体劳动供给的影响较为可观。

基于表 2 第(4)列回归设定,本文计算了劳动时间的小时最低工资动态弹性,具体结果在图 3 中汇报。结果显示,在较低小时工资水平上弹性系数显著大于 0,在较高水平上弹性系数小于 0,且劳动时间的小时最低工资弹性系数递减。以上结果说明随着最低工资标准不断提升,最低工资对流动人口劳动时间的正向激励作用不断下降,同时流动人口在劳动力市场上的供给时间不断下降。

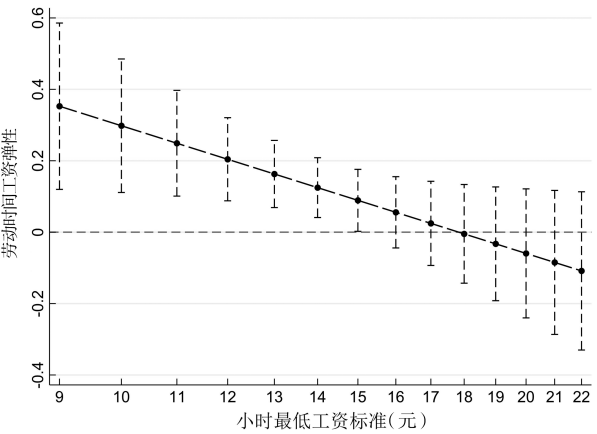


图 3 劳动时间的最低工资弹性系数

(二) 超时劳动供给

考虑到流动人口自愿、非自愿超时劳动较为普遍,本文进一步考察最低工资变动对流动人口超时劳动的影响,回归结果如表 3 所示。表 3 第(1)列、第(2)列的被解释变量分别为以每周劳动时间 50 小时、每周劳动时间 60 小时定义的中度、重度超时劳动。从回归结果来看,最低工资对流动人口超时劳动概率的影响也呈现出显著倒“U”关系。结合回归系数来看,当最低工资标准超过 16.15 元/小时,最低工资水平的提升能显著降低重度超时劳动风险;当最低工资标准超过 19.71 元/小时,继续提升最低工资水平能够降低中度超时劳动风险。

综合最低工资对劳动时间和超时劳动供给概率的影响结果,当最低工资标准小于拐点值(约

17.71 元/小时)时,工资提升对流动人口劳动供给具有正向刺激作用,流动人口有延长劳动时间的倾向,增加了不同程度超时劳动的风险;当超过拐点值时,最低工资对流动人口劳动供给的正向激励作用逐渐减弱,流动人口有缩短劳动时间的倾向,并且降低了不同程度超时劳动的风险。

表 3 最低工资与流动人口超时劳动

变量	(1)	(2)
	中度超时 (<i>Ovwork</i> _50)	重度超时 (<i>Ovwork</i> _60)
$\ln MW_H$	1.264 *** (0.467)	1.736 ** (0.750)
$\ln MW_H^2$	-0.212 ** (0.087)	-0.312 ** (0.145)
拐点	[19.71]	[16.15]
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	260 212	260 212
调整 R^2	0.151	0.105

(三) 稳健性检验

1. 工具变量法

表 4 汇报了工具变量法的估计结果。第(1)列到第(3)列为以职工平均工资预测值的 40% 为工具变量,第(4)列到第(6)列为以同省份其他城市最低工资的均值为工具变量。一阶段两个工具变量的 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量显著大于弱工具变量检验的经验临界值,表明不存在弱工

表 4 最低工资与流动人口劳动供给:工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)
	工具变量:职工平均工资预测值		
	<i>lnWorktime</i>	<i>Ovwork</i> _50	<i>Ovwork</i> _60
$\ln MW_H$	2.364 ** (0.930)	2.278 ** (1.158)	1.361 ** (0.673)
$\ln MW_H^2$	-0.424 ** (0.173)	-0.389 * (0.214)	-0.245 ** (0.124)
拐点	[16.24]	[18.69]	[16.08]
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	218 132	218 132	218 132
KP-F 值	62.79		
变量	(4)	(5)	(6)
	工具变量:同省其他城市最低工资均值		
	<i>lnWorktime</i>	<i>Ovwork</i> _50	<i>Ovwork</i> _60
$\ln MW_H$	1.931 *** (0.727)	1.338 *** (0.508)	1.874 ** (0.915)
$\ln MW_H^2$	-0.340 ** (0.137)	-0.221 ** (0.095)	-0.338 * (0.178)
拐点	[17.11]	[20.64]	[15.99]
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	260 212	260 212	260 212
KP-F 值	378.83		

具变量问题。二阶段结果显示,最低工资与流动人口劳动时间、超时劳动之间仍然表现为显著的倒“U”型关系,且拐点值分布在 16.1 到 20.6 之间,结果较为稳健,表明最低工资与流动人口劳动供给确实存在非线性因果关系。

2. 安慰剂检验

本文通过安慰剂检验来排除其他随机因素对回归结果的干扰。本文从全样本中选取了本科及以上学历、工资收入前 10%、公务员和企事业单位人员,以及自我雇佣商贩等受最低工资政策影响较小的子样本,然后采用同样的模型设定考察最低工资对其劳动供给的影响。如果结果仍然显著,则说明有可能存在其他与最低工资相关的干扰因素导致了本文研究结果的出现。表 5 报告了采用上述分样本对模型(6)的估计结果。与预期一致,四个模型中最低工资变量及其二次项系数均不显著,表明最低工资政策对这些流动人口的劳动供给不存在显著影响,从而可以在一定程度上证明本文研究发现受其他干扰因素的影响较小。

表 5 最低工资与流动人口周劳动供给:安慰剂检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnWorktime			
	本科及以上学历	工资收入前 10%	公务员和企事业单位人员	自我雇佣
lnMW _H	1.272 (1.046)	0.991 (0.967)	2.410 (1.539)	3.277 (3.820)
lnMW _H ²	-0.242 (0.198)	-0.163 (0.182)	-0.429 (0.294)	-0.647 (0.733)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	28 104	37 471	9 483	9 998
调整 R ²	0.062 4	0.195	0.097 8	0.141

3. 替换最低工资形式

流动人口就业形式较为灵活,既存在全日制形式就业,也存在非全日制形式就业。最低工资标准同时规定了月最低工资标准和小时最低工资标准两种形式,月最低工资标准对应全日制用工,小时最低工资标准对应非全日制用工。考虑到基于样本数据无法区分流动人口具体就业形式,为避免度量误差导致的估计偏误,本文进一步使用月最低工资标准进行分析。

表 6 报告了以月最低工资标准作为解释变量的估计结果。表 6 的估计结果表明,使用月最低工

资标准并不会改变最低工资标准对流动人口劳动时间、超时劳动风险的影响趋势,显著倒“U”型关系仍然存在。总体劳动时间的月最低工资标准拐点出现在 1 790 元附近,中度超时劳动的月最低工资标准拐点出现在 2 130 元附近,重度超时劳动的月最低工资标准拐点出现在 1 670 元附近。

表 6 月最低工资标准与流动人口劳动供给

变量	(1)	(2)	(3)
	lnWorktime	Overk ₅₀	Overk ₆₀
lnMW _M	4.525 ** (1.798)	3.081 ** (1.210)	4.423 ** (2.211)
lnMW _M ²	-0.302 ** (0.122)	-0.201 ** (0.083)	-0.298 ** (0.151)
拐点	[1 793]	[2 131]	[1 671]
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	260 212	260 212	260 212
调整 R ²	0.103	0.152	0.105

4. 劳动合同签订情况

根据《最低工资规定》,最低工资标准的适用对象是与用人单位形成劳动关系的劳动者,其中签订劳动合同是劳动关系建立的基本形式。虽然《关于确立劳动关系有关事项的通知》还提供了其他一些可替代性条件可以被认为劳动关系成立,但这些条件在数据中很难被观测到。为避免不适用最低工资标准的样本给研究结论带来的偏误,本文基于 2016 年和 2017 年两期调查数据,将样本分成签订劳动合同和未签订劳动合同两组,分别考察最低工资标准变化带来的影响,结果如表 7 所示。可以看出,考虑合同信息后最低工资与流动人口劳动供给之间的显著倒“U”型关系仍然存在,并且不同组别最低工资拐点差异不大,说明本文研究结论受样本选择的影响较小。

表 7 最低工资与流动人口劳动时间:是否签订劳动合同

变量	(1) 已签订劳动合同	(2) 未签订劳动合同
	lnWorktime	
lnMW _H	3.787 *** (1.225)	6.746 *** (1.146)
lnMW _H ²	-0.681 *** (0.224)	-1.229 *** (0.215)
拐点	[16.13]	[15.56]
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	71 067	53 915
调整 R ²	0.122	0.105

(四)异质性分析

为理解不同特征群体对最低工资调整的反应,本文根据劳动力个体特征对最低工资影响的异质性展开分析。模型设定参照模型(6),并额外加入异质性虚拟变量与最低工资变量的交互项。异质性虚拟变量包括性别、年龄、受教育水平、户口类型。参照以往文献,将 1980 年以后出生的流动人口定义为年轻一代虚拟变量(*Young*),以 1980 年以前出生的老一代流动人口作为对照;将高中以下学历定义为受教育水平较低的劳动力(*Lowedu*),高中和大专学历为对照;将城镇户籍流动人口定义为跨城流动人口(*Urban*),以乡城流动人口(农民工)为对照。

表 8 第(1)列、第(2)列回归结果显示,相较而言,女性劳动力(拐点 16.33 元/小时)会比男性劳动力(拐点 18.53 元/小时)更早减少劳动供给。这可能与女性承担更多家务责任,以及性别回报率要求差异等有关;与老一代的流动人口相比,年轻一代的流动人口劳动供给的最低工资拐点(16.56 元/小时)更低,即在较低的工资水平实现了减少劳动供给的转变。其中可能的原因在于,与老一代流动人口相比,年轻一代流动人口不仅关注工作带来的自我实现,也关注在城市中的闲暇与消费体验。此外,家庭人口规模小、人口抚养负担轻,也可能导致年轻一代流动人口在更低的最低工资水平上减少劳动供给。

表 8 第(3)、(4)列结果显示,与受教育水平较低的流动人口相比,教育水平较高的流动人口会在更低的最低工资水平下(17.28 元/小时)减少劳动供给。可能的原因在于,高人力资本流动人口平均就业质量更高,其在就业中获取的工资性收益、就业保护也更多,所以与人力资本水平较低的流动人口相比,其自愿或者非自愿延长劳动时间的意愿更低;与农民工相比,跨城流动人口对最低工资标准的调整更早,在更低的最低工资水平下选择减少劳动供给。这可能与户籍身份引发的就业不平等有关。这种就业不平等主要表现在收入、福利保障等方面,由于无法获取工资以外的其

他货币、非货币收益,因此在同等工资水平下农村户籍的流动人口偏好通过延长劳动时间来获得足够的收益。

表 8 最低工资调整与流动人口周劳动供给:异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnWorktime			
lnMW_H	1.594 ** (0.656)	1.605 ** (0.654)	1.630 ** (0.652)	1.478 ** (0.662)
lnMW_H ²	-0.273 ** (0.123)	-0.280 ** (0.123)	-0.286 ** (0.122)	-0.256 ** (0.124)
lnMW_H × Female	0.037 *** (0.013)	-	-	-
lnMW_H ² × Female	-0.019 *** (0.005)	-	-	-
lnMW_H × Young	-	0.023 ** (0.011)	-	-
lnMW_H ² × Young	-	-0.010 ** (0.004)	-	-
lnMW_H × Lowedu	-	-	-0.063 *** (0.016)	-
lnMW_H ² × Lowedu	-	-	0.021 *** (0.006)	-
lnMW_H × Urban	-	-	-	0.502 * (0.299)
lnMW_H ² × Urban	-	-	-	-0.093 * (0.053)
参照组拐点	[18.53] (男性)	[17.57] (中老年)	[17.28] (高人力资本)	[17.93] (非城镇户口)
关注组拐点	[16.33] (女性)	[16.56] (年轻人)	[19.23] (低人力资本)	[17.06] (城镇户口)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	260 212	260 212	260 212	260 212
调整 R ²	0.104	0.103	0.104	0.103

四、关于失业问题的讨论

(一)最低工资对流动人口失业影响的直接检验

考虑最低工资提升存在通过影响就业进而影响流动人口劳动时间的可能,这将导致前文基于最低工资劳动保护效应而得出的结论不可靠。为此,本文考察了最低工资提升对流动人口个体失业风险和城市层面总体失业率的影响。个体失业风险由流动人口动态监测采集的就业状况决定,若“五一以前未做过一小时以上有收入的工作,且当前未工作的原因为非自愿失业”,则定义为流动人口面临个体失业风险。城市层面总体失业率根据个体失业风险在城市和年份层面进行加总计算

得到。

表9报告了最低工资调整对流动人口失业的影响结果。第(1)列回归结果显示最低工资标准提升对流动人口失业风险的影响很小,且在统计上不显著。第(2)列结果显示,最低工资降低了城市流动人口的总体失业率,但系数不显著,说明最低工资提升对城市层面流动人口总体失业率不存在显著影响。

表9 最低工资调整与流动人口失业率

变量	(1)	(2)	(3)
	个体失业风险	城市失业率	自愿失业
$\ln MW_H$	0.000 (0.000)	-0.023 (0.033)	-0.010 (0.010)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	291 919	823	385 407
调整 R^2	0.038	0.490	0.029

(二)进一步讨论:就业激励和人口流动

1. 就业激励

从理论上讲,最低工资标准上调会导致劳动力需求下降,供给增加(就业激励作用),致使失业率上升。但我国劳动力市场需求弹性较低^[29],失业率是否上升由劳动力供给是否增加决定。为进一步探究最低工资对流动人口失业率的影响,本文检验了最低工资的就业激励作用,即最低工资标准上调是否会激励更多潜在劳动力进入劳动力市场。具体来说,本文将CMDS数据中失业原因为“自身原因”或“不想就业”的流动人口定义为潜在劳动力,然后通过分析这部分群体在所有流动人口中占比的变化,以探讨最低工资对流动人口的就业激励效应。如果不想就业的流动人口占比减少,意味着潜在劳动力中有更多的人想就业,即产生了就业激励效应,反之亦反。

表9第(3)列报告了以自愿失业虚拟变量为被解释变量的模型估计结果,样本包含所有就业者、非自愿和自愿失业者。在控制了其他影响因素后,最低工资标准上调并没有显著降低自愿失业的概率,说明最低工资政策的就业激励作用较小。这主要可能是由于最低工资标准较低,所以对自愿失业群体的就业激励不显著。该结果再次

验证了最低工资政策对流动人口失业影响不显著的研究结论。

2. 人口流动视角

流动人口失业后可能选择离开本城市,这种情况会低估最低工资政策对流动人口失业率的影响。针对这一问题,本文进一步分析最低工资与劳动力流动的关系。从总量上看,陈勇吏等^[30]发现目标城市最低工资标准越高流动人口净流入数越大,表明最低工资提高在总体上并没有挤出流动人口劳动力。当然,对这一现象的另一种可能的解释是,最低工资标准提高挤出了部分失业的低技能劳动力,同时吸引了高技能的劳动力。如果这种替代效应存在,那么也说明最低工资标准提高会增加低收入流动人口的失业概率。

对此,本文考察了最低工资对城市流动人口劳动力结构的影响。具体来说,本文计算了居住年限小于等于1年劳动力占比、居住年限小于等于2年劳动力占比、大专及以下劳动力占比、传统服务业劳动力占比、第二产业流动人口占比五个指标来反映流动人口的劳动力结构。表10报告了最低工资标准对上述指标的影响结果,最低工资变量的系数在所有模型中均不显著,表明最低工资标准提高对于流动人口劳动结构的影响也较小。该结果从侧面佐证了上述替代效应较弱,即最低工资标准提高并没有挤出低收入流动人口。再结合本文之前关于最低工资对城市失业流动人口占比没有显著影响的研究发现,可以在一定程度上说明最低工资标准提高不会显著增加流动人口的失业率。

表10 最低工资与城市流动人口结构变化

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	居住年限 ≤1年占比	居住年限 ≤2年占比	大专及 以下占比	传统服务 业占比	第二产业 占比
$\ln MW_H$	0.040 (0.111)	0.032 (0.126)	-0.159 (0.097)	-0.170 (0.120)	0.140 (0.137)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	823	823	823	823	823
调整 R^2	0.684	0.703	0.623	0.730	0.760

(三) 异质性分析

最低工资政策对失业率的影响依赖于城市劳动供给弹性。需求不变的情况下,劳动供给弹性越大的城市,最低工资提升所带来的失业越严重。本文通过异质性对上述推论进行检验。具体来说,本文利用 2015 年 1% 人口抽样调查数据计算了各个城市的流动人口占比,然后按照流动人口占比是否超过 30% 将样本城市分成两组,流动人口占比较大的城市对应的劳动供给弹性越大。表 11 报告了分样本回归结果,与流动人口占比较低的城市相比,最低工资标准提升对流动人口占比较大城市的流动人口失业率产生了相对正向的影响,说明最低工资政策的失业效应符合劳动力市场供需理论。但在两组城市中,最低工资政策的影响效果均不显著,与表 9 的平均作用效果类似。

表 11 最低工资调整对流动人口失业率的异质性影响

变量	(1)	(2)
	流动人口占比 $\geq 30\%$	流动人口占比 $< 30\%$
	个体失业风险	
$\ln MW_H$	0.067 (0.048)	-0.021 (0.067)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	162 515	129 404
调整 R^2	0.039	0.036

五、结论与政策建议

(一) 结论

促进流动人口在城市生存和发展机会的均等化,保证流动人口平等分享城市经济发展成果,是以人为核心的城镇化的内在要求,也是实现共同富裕的必要举措。本文从理论和实证层面考察了最低工资与流动人口劳动供给的关系。研究发现,流动人口每周劳动时间与最低工资存在明显的倒“U”型关系——当最低工资水平较低时,随着最低工资的提升流动人口倾向于增加每周劳动供给时间,增加了超时劳动的风险;当最低工资达到较高水平后,随着最低工资的提升流动人口倾向于减少每周劳动供给时间,超时劳动的风险也会降低。异质性分析结果显示,女性、年轻、受教育

水平较高、城—城流动的流动人口劳动时间调整对最低工资的调整更为敏感,在更低的拐点处开始减少劳动时间。通过对个体失业风险、失业人口占比、就业结构等的分析,本文并未发现最低工资调整会显著增加低收入流动人口失业率。

(二) 建议

第一,要进一步完善和健全最低工资调整机制,与地区经济发展水平相适应逐步提高最低工资标准,充分发挥最低工资制度对低收入劳动力的兜底保护效应。地方政府在制定最低工资标准时,需要充分考虑当地的就业市场特征。一方面,保障劳动力的基本生活质量;另一方面,降低劳动力过度劳动供给倾向,提高就业质量。

第二,要洞悉不同特征的流动人口劳动供给差异,精准施策。地方政府需要更精准地制定和调整最低工资标准,针对行业、劳动强度做出针对性调整,通过鼓励企业提供额外福利等措施,确保最低工资对弱势群体的保障力度。此外,考虑到人口老龄化趋势不断加剧,政府部门需要深入了解不同劳动力群体的供给特征,平衡劳动力的供需关系,避免就业结构性矛盾加剧。

第三,与本地劳动力相比,流动人口难以平等分享就业、医疗、公共住房、教育等资源,迫于生计只能自愿、非自愿延迟劳动时间,导致就业质量低下,超时劳动供给严重。因此,我们需要意识到普适性的最低工资制度设计在提升流动人口生活质量方面的局限性。在科学合理提高最低工资水平的同时,也需要辅以户籍制度改革、工作环境改善等积极措施,切实保障流动人口在城市就业质量,消除就业歧视,全面提高流动人口的社会融入。

参考文献:

[1] 段志民, 郝枫. 最低工资政策的城镇家庭收入分配效应研究 [J]. 统计研究, 2019, 36(7): 65-76.
[2] FLINN C J. Minimum wage effects on labor market outcomes under search, matching, and endogenous contact rates [J]. Econometrica, 2006, 74(4): 1013-1062.
[3] 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.

- [4]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.
- [5]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.
- [6]刘一伟.劳动力流动、收入差距与农村居民贫困[J]. 财贸研究, 2018, 29(5): 54-63.
- [7]徐海东,周皓.过度劳动、健康损耗与收入补偿[J]. 劳动经济研究, 2021, 9(3): 3-26.
- [8]祝仲坤.过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究:来自中国流动人口动态监测调查的经验证据[J]. 中国农村观察, 2020(5): 108-130.
- [9]郭凤鸣,张世伟.最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响[J]. 中国人口科学, 2018(5): 42-56, 127.
- [10]NEUMARK D, SALAS J I, WASCHER W. Revisiting the minimum wage: Employment debate: throwing out the baby with the bathwater? [J]. ILR review, 2014, 67(3): 608-648.
- [11]席艳乐,张一诺,吴承骏.最低工资问题研究新进展[J]. 经济学动态, 2021(11): 145-160.
- [12]李建强,高翔,赵西亮.最低工资与企业创新[J]. 金融研究, 2020(12): 132-150.
- [13]CLEMENS J, KAHN L B, MEER J. Dropouts need not apply? the minimum wage and skill upgrading [J]. Journal of labor economics, 2021, 39(S1): S107-S149.
- [14]CARD D, KRUEGER A B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply [J]. American economic review, 2000, 90(5): 1397-1420.
- [15]ASHENFELTER O, JURAJDA Š. Minimum wages, wages, and price pass-through: the case of McDonald's Restaurants [J]. Journal of labor economics, 2022, 40(S1): S179-S201.
- [16]罗小兰.向右下倾斜的非农劳动供给曲线:来自中国健康和营养调查的证据[J]. 中国农村经济, 2007(10): 23-29, 39.
- [17]张世伟,周闯.中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为:基于参数模型和半参数模型的经验分析[J]. 管理世界, 2010(5): 56-64.
- [18]BICK A, BLANDIN A, ROGERSON R. Hours and wages [J]. The quarterly journal of economics, 2022, 137(3): 1901-1962.
- [19]DELREY E, NAVAL J, SILVA J I. Hours and wages: a bargaining approach [J]. Economics letters, 2022, 217: 110652.
- [20]都阳,贾朋.劳动供给与经济增长[J]. 劳动经济研究, 2018, 6(3): 3-21.
- [21]程杰,朱钰凤.劳动供给弹性估计:理解新时期中国劳动力市场转变[J]. 世界经济, 2021, 44(8): 28-54.
- [22]夏怡然.低工资水平下城市农民工的劳动供给模型[J]. 中国人口科学, 2010(3): 57-66, 112.
- [23]张世伟,韩笑.最低工资标准提升对农民工劳动供给的影响[J]. 人口学刊, 2019, 41(3): 91-99.
- [24]郭凤鸣,张世伟.最低工资标准对农民工工资和工作时间的影响[J]. 统计与决策, 2017(19): 111-115.
- [25]FEATHER P M, SHAW W D. The demand for leisure time in the presence of constrained work hours [J]. Economic inquiry, 2000, 38(4): 651-661.
- [26]孙伟增,张思思.房租上涨如何影响流动人口的消费与社会融入:基于全国流动人口动态监测调查数据的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1): 153-174.
- [27]MAYNERIS F, PONCET S, ZHANG T. Improving or disappearing: firm-level adjustments to minimum wages in China [J]. Journal of development economics, 2018, 135: 20-42.
- [28]崔晓敏,余淼杰,袁东.最低工资和出口的国内附加值:来自中国企业的证据[J]. 世界经济, 2018, 41(12): 49-72.
- [29]杨仕元,卿涛,岳龙华.从刘易斯到索洛:中国劳动力市场转折的典型化事实[J]. 经济体制改革, 2018(3): 5-11.
- [30]陈勇吏,李经,魏下海.最低工资标准影响劳动力空间配置吗:基于地方政府竞争视角的分析[J]. 财经研究, 2022, 48(10): 108-122.

(本文责编:润 泽)