

# 最低工资制度对非正规就业的影响研究

——来自中国省级动态面板数据的证据

张 剑<sup>1</sup>, 王玉峰<sup>1</sup>, 周子琪<sup>2</sup>

(1. 四川农业大学经济学院, 四川 成都 611830; 2. 复旦大学管理学院, 上海 200433)

**摘 要:** 本文结合我国实际情况, 对买方垄断特征下的劳动力市场供求关系进行理论分析, 采用各省份2008~2016年最低工资数据匹配“其他就业人员”指标, 通过静态和动态模型回归, 发现最低工资标准的上调提升城市的非正规就业水平。对不同行业而言, 最低工资上涨的就业创造和消失存在一定的异质性。为解决可能存在的样本选择偏误及政策内生性问题, 本文将重庆市作为处理组, 采用合成控制法构造“反事实”状态, 客观评估最低工资调整的政策效果, 并通过安慰剂试验进行稳健性检验, 再次验证最低工资提高的就业创造效应。

**关键词:** 最低工资制度; 非正规就业效应; 合成控制法; 动态面板

**中图分类号:** F244.2      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1004-4892(2019)10-0012-09

最低工资制度是政府维护劳动者权益的重要手段, 也是国家立法机关通过法律条款规定的对一般劳动义务的必须报酬。19世纪末, 为解决工业大发展时期频繁发生的劳资纠纷, 新西兰率先实行最低工资制度。此后, 最低工资相继被英法美等国家纳入法规。1984年, 我国签署《制定最低工资办法公约》。2004年, 劳动和社会保障部通过《最低工资规定》。至此, 我国全部的省、自治区和直辖市都建立了最低工资体系, 并统一采用月最低工资标准。2008年开始施行的《劳动合同法》对最低工资的执行进行了法律层面的保障。然而, 自最低工资制度实施以来, 其合理性一直面临着极大的争议, 尤其对就业效应的分歧最为显著。一直到20世纪80年代, 国际上的经验研究都倾向认为最低工资减少就业。随着90年代企业微观数据及一系列虚拟变量被引入研究中, 人们开始对最低工资创造还是侵蚀就业产生分歧并发生争论<sup>[1]</sup>。

在经济增速放缓、结构调整深化和劳动力成本高位运行的情况下, 较高失业水平的存在毫无疑问掣肘我国经济发展, 提高就业已成为政府重要的施政目标。由于我国特殊的现实背景, 户籍制度和惠农政策等政治性因素从各个角度影响农民工就业, 讨论其受最低工资的影响效应的复杂性可能要远胜于国外已有研究。一方面, 我国并没有和西方国家一样发达的工会组织, 也没有形成集体协商制度, 对劳动者没有足够的保护力量<sup>[2]</sup>。随着经济快速发展, 社会分配不公问题逐渐显露, 需最低工资进行扼断。另一方面, 我国三十多年以来的经济高速发展大都依赖人口红利。林毅夫(1999)指出低价巨量的劳动力供给是我国的比较优势所在。在理想的完全竞争的市场经济条件下, 最低工资的存在或许只会导致失业率增加, 并削弱我国既存的人口红利<sup>[3]</sup>。

收稿日期: 2018-05-21

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71603177); 四川省软科学计划重点项目(2017ZR0013)

作者简介: 张剑(1983-), 男, 四川成都人, 四川农业大学经济学院讲师; 王玉峰(1978-), 男, 四川成都人, 四川农业大学经济学院教授; 周子琪(1997-), 女, 四川成都人, 复旦大学管理学院硕士生。

从一般的角度来理解我国劳动力市场的周期性波动和长期变化趋势,从特殊的方面揭示最低工资对就业水平的冲击力度和方向,不仅可为政府制定最低工资水平提供合理的依据,也能帮助政府探寻适应我国现阶段发展的劳动保护政策。

## 一、相关文献综述

自20世纪40年代起,最低工资的就业效应问题就成为最低工资制度研究的主流。然而,从文献角度看,迄今为止,各学者在最低工资的就业效应这一议题上所持观点莫衷一是。

第一类观点大多从竞争性劳动市场出发,认为最低工资对就业具有“负效应”。1912年,Schumpeter率先提出“企业家的创新性”,根据“创造性破坏”理论,即企业依靠创新来创造并破坏经济发展约束,建立新的生产体系,基于此逻辑框架,企业面临最低工资的约束将通过加强技术创新来替代高成本劳动力,从而引发失业。Stigler(1946)通过“失业效应模型”分析,指出最低工资本质上是政府对劳动力市场的一种强行干预,不利于当前同质性市场的发展和竞争<sup>[4]</sup>。经典的“两部门模型”也认为虽然未覆盖部门就业或许随着最低工资的提高而上升,但这并不足以补偿覆盖部门的就业损失<sup>[5]</sup>。Bell(1997)通过实证研究发现,对哥伦比亚制造业部门而言,最低工资标准对就业产生显著的消极影响,且对低技能的员工而言,该消极影响更大<sup>[6]</sup>。Neumark and Wascher(2006)总结后发现约85%的经验研究支持最低工资上涨带来就业减少的结论<sup>[7]</sup>。

第二类观点的持有者认为最低工资不会抑制就业,甚至对就业具有积极的“正效应”。Card and Krueger(1994)通过比较宾夕法尼亚州和新泽西州的快餐店,利用准实验研究后发现,伴随着新泽西州快餐店最低工资的提高,其就业率上升0.61%,这一发现使学者们开始重新审视劳动市场中买方垄断市场的存在<sup>[8]</sup>。进一步地,Krueger利用事后分析法对波多黎各的纺织业、制造业、皮革业和服装业的最低工资就业影响进行研究,发现最低工资的确对就业产生正面影响。Burdett and Mortensen(1998)通过构建“搜寻和匹配模型”,放松劳动力市场中企业完全垄断地位的假设,指出搜寻摩擦产生类似于买方替代的效应并提高就业水平,但该模型对现实中许多工人只得到最低工资的现象不具有说服力<sup>[9]</sup>。Flinn(2006)通过在搜寻模型中引入劳动者和企业的谈判机制来弥补这一漏洞,发现最低工资可作为一种政策性谈判工具提升社会整体福利<sup>[10]</sup>。

我国虽为国际劳工组织的创始成员国兼常任理事国,但最低工资制度起步较晚,关于劳动就业的数据没有西方国家那样详细,因此对最低工资的就业效应尚付阙如。张五常认为最低工资是一种无效的措施,只会导致大部分低收入群体失业。罗小兰(2007)提出最低工资对就业的影响效果呈U型,在拐点前有正效应,之后则相反<sup>[11]</sup>。韩兆洲和安宁宁(2007)认为基于我国偏低的最低工资标准,适当提高最低工资标准可增加劳动供给,推动劳动供求平衡<sup>[12]</sup>。傅端香(2009)指出最低工资的就业效应在不同类型企业存在不同结果<sup>[13]</sup>。蔡昉(2010)提出我国正面临“刘易斯拐点”,在劳动力相对短缺的关键时期应合理提高最低工资标准,以达到加快居民收入的效果<sup>[14]</sup>。马双(2012,2014)通过实证分析,得到最低工资的上涨使制造业平均工资增长,但雇佣人数减少<sup>[15][16]</sup>。张璐和徐雷(2014)分别考虑最低工资制度对我国不同地区的影响,认为促进作用和抑制作用均存在<sup>[17]</sup>。总之,不论理论还是实证研究,对最低工资的就业效应一直无法盖棺定论。

结合中国市场结构来看,以我国为背景分析最低工资的就业效应可能难度更大。首先,中国劳动市场具有极大的异质性,领取最低工资的工人大都是低端制造业或服务业的体力劳动者<sup>[18]</sup>,最低工资使企业对低技能劳动者的雇佣变得不经济,该效应在市场化程度高的行业尤其明显。根据波纹效应(Neumark,2000),企业倾向于减少对这部分劳动者的雇佣,转而增加对少部分高技能员工的雇佣,故最低工资削减低技能就业的同时又带来潜在的就业机会,进而造成实证结果模糊<sup>[19]</sup>。

其次,我国最低工资制度影响范围广泛,但执行力度较弱。随着户籍制度改革和城乡一体化进程的加快,农民工劳动市场以空前的规模和速度持续发展,给劳动法规的监管和实施带来严峻挑战。最后,我国目前的最低工资标准偏低,其带来的影响程度可能并不大。发达国家往往将最低工资与平均工资之比控制在 40%~60%,而我国的最低工资标准甚至连平均工资的 20% 都达不到。

区别于现有文献,本文的可能拓展之处在于:第一,创新性地选取直辖市重庆为研究对象,借鉴 Abadie and Gardeazabal(2003, 2009)提出的合成控制法,构建“反事实”路径,通过对多个控制对象加权的方式合成“反事实”的重庆,验证最低工资的就业创造效应,并有效克服以往实证过程中双重差分方法和倾向匹配得分法可能出现的样本选择偏误和政策内生性问题<sup>[20][21]</sup>;第二,分行业进行识别,丰富最低工资制度的评估视角,为政府合理制定最低工资标准提供全面的政策思路。

## 二、理论分析

随着我国劳动力市场化程度的提高,劳动市场供求关系发生变化,普通技能劳动者的工资水平得到大幅度提高。然而,纵观我国劳动力市场近年来呈现的“强资本、弱劳工”格局,低技术劳动者依然处于弱势地位,大量存在以损害劳动者利益换取雇主收益的不良现象,均可从买方垄断势力的角度得到解释。

在买方垄断市场下,企业因其议价优势,面对右上方倾斜的劳动力供给曲线(如图 1 所示)。其中,横轴表示劳动力数量,纵轴表示工资。劳动市场供给曲线为  $ss$ ,企业的劳动需求曲线  $dd$  由边际劳动力创造的产品价值决定,雇佣劳动力的边际成本曲线为  $vv$ 。假设企业按照利润最大化原则(边际成本等于边际收益)确定雇佣劳动量,即曲线  $dd$  和曲线  $vv$  的交点  $B$  对应的  $L_1$ 。此时,企业支付的工资为  $W_1$ ,而劳动者为企业带来的价值为  $W_2$ ,易知  $W_1 > W_2$ 。若企业提高工资,可获得的新劳动力供给为其带来的边际产品价值高于其支付的工资,企业就愿意雇用更多的劳动力,直至工资提高至均衡工资  $W^*$ ,这便是最低工资上升促进就业的关键。若劳动者议价能力较低,其工资  $W_2$  被企业压制在均衡工资  $W^*$  的下方,此时最低工资线设在  $W_2$  与均衡工资  $W^*$  之间,就产生扩大就业的效果;若最低工资继续上升并高于  $W^*$ 、低于  $W_1$ ,提高最低工资既增加潜在就业,也产生失业;当最低工资线高于  $W_1$  时,提高最低工资不仅产生失业,还削减已有的就业。

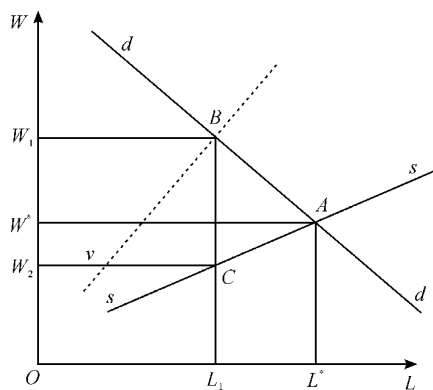


图 1 劳动力买方垄断市场

## 三、研究模型和变量选择

### (一) 研究对象

早期的研究大多选择失业率作为因变量来衡量最低工资的影响,但这种指标存在一系列问题。首先,失业概念本身难以定义,统计者往往将“是否积极寻找工作机会”作为区分待就业者与非劳动力的标准,这存在极大的主观性。其次,统计的失业者人数容易产生误差。故本文倾向于选取就业人数作为被解释变量,其概念明确、界定清晰,能很好地衡量最低工资对就业的影响。根据我国《劳动统计年鉴》中各指标的定义,本文成功剥离出城镇单位就业人员中“其他就业人员”这一统计指标——劳动统计制度中规定不作为职工统计,但实际参加各单位生产或工作并取得劳动报酬的人员,其口径基本与次级劳动力市场的低收入就业人员一致。综上,本文选择其他就业人员作为被解释变量。



## (二) 模型设定、变量选取和数据说明

为严谨地探究我国最低工资标准与就业的定量关系,我们借鉴现有的研究成果并构建如下的计量模型:

$$\gamma_{it} = \alpha_{it} + \alpha_0 \gamma_{i,t-1} + \alpha_1 MW_{it} + \alpha_2 GDP_{it} + \alpha_3 CPI_{it} + \alpha_4 IFA_{it} + \alpha_5 IH_{it} + \alpha_6 LAW_{it} + \alpha_7 LAGRI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\gamma_{it}$  为被解释变量,即城镇单位中其他人员就业数量,本文使用其对数形式,使数据更具平稳性; $i(i = 1, 2, \dots, I)$  代表横截面单位,为剔除西藏后的全国各个省市; $t(t = 1, 2, \dots, T)$  代表时间序列单位; $\pi_i$  为地区固定效应; $\varepsilon_{it}$  为随机噪音项。

1. 最低工资(MW)。依据《最低工资规定》,劳动者在法定工作时间或依法签订的劳动合同约定的工作时间内提供正常劳动的前提下,用人单位依法应支付的最低劳动报酬,此即为最低工资。在经验分析中,不少文献使用的是绝对最低工资水平,但本文选取最低工资与平均工资的比率作为核心解释变量,这一相对指标具有三个好处:一是绝对最低工资水平一般都存在线性趋势,而相对最低工资水平即使存在时间趋势,也没有绝对水平那么明显;二是最低工资与平均工资的比率体现最低工资的相对高低,劳动力市场中决定雇主雇佣行为的往往是低工资工人与高工资工人的相对成本-收益,相对指标使回归系数更具说服力;三是相对指标避免使用物价水平等宏观控制变量,使模型更加简洁。各城市最低工资标准来源于手工整理的最低工资标准数据库,样本中剔除西藏地区。

2. GDP 增长指数(GDP)。它反映各省的发展状况和经济周期,本文使用 GDP 增长指数,以避免价格因素的干扰。

3. 居民消费价格指数(CPI)。物价指数影响企业生产中使用的原材料成本,也影响劳动者获得的实际工资,从而影响劳动力的需求与供给水平。

4. 第三产业占比(H):它反映因产业结构调整带来的就业变化。由“产业就业互动理论”可知,产业结构和就业结构合理演进的实质是资源优化配置,经济增长过程中供需结构不断发生新变化,对就业结构的调整和演变起着主导作用,并引起潜在的就业转移。

5. 固定资产投资(FA):政府通常以增加固定资产投资的手段来解决就业问题。在中性技术进步的条件下,这些投资创造的就业机会与其数额成正比,该变化在很大程度上反映就业的总体趋势。

6. 地区法律指数(LAW)。因我国不同地区的执法情况存在差异,从地区差异视角研究执法情况对最低工资就业效应的影响十分必要<sup>[22][23]</sup>,本文使用樊纲(2003)编制的地区法律指数来反映执法情况<sup>[24]</sup>。

除最低工资外,本文的其他数据来源于 CSMAR 数据库、国家统计局、人力资源和社会保障部门网站及各地区统计年鉴。表 1 汇报了回归中变量的统计信息。

表 1 主要变量的描述性统计

变 量	名称	平均值	标准差	最小值	最大值
IWORK	其他就业人员数量的对数	7.619	0.800	5.707	8.919
MW	最低工资与平均工资之比	0.2581	0.0702	0.0216	0.4228
GDP	GDP 增长指数(%)	11.920	2.331	5.212	29.862
CPI	消费价格指数(%)	2.830	2.046	-2.346	10.086
LAW	地区法律指数(%)	6.864	1.820	2.530	9.780
IFA	固定资产投资值的对数	9.115	0.842	6.368	10.813
IH	第三产业占比的对数	3.731	0.192	3.353	4.384

## 四、实证研究结果及分析

## (一) 最低工资与非正规就业水平的总体分析

本文首先选择传统的计量模型对面板数据进行检验。由于 Hausman 检验的 p 值远小于 5%, 双

向固定效应的 F 检验显示所用年度虚拟变量联合显著,表明模型中应包括时间效应。同时, Wald 异方差检验统计量显示模型不存在显著的序列相关问题、但存在组间异方差,因此选择 FGLS 模型进行分析。但这一模型并没有解决计量模型的内生性问题,且假定非正规就业水平的变化不存在滞后效应,结果存在一定的偏误。因此,本文选择广义矩估计(GMM)进行检验,把滞后的非正规就业作为解释变量引入动态估计,鉴于我国最低工资普遍隔年调整,在引入滞后被解释变量时仅引入一期滞后值,为避免工具变量过多,限定模型最多使用被解释变量的两阶滞后,通过加入被解释变量滞后项,可被认为是考虑就业对其影响因素变化反应迟缓或遗漏变量的问题。

动态面板数据模型估计一致性的重要前提是允许一阶序列相关,而差分扰动项不存在二阶序列相关。本文运用 Abond 检验序列相关性,原假设是差分扰动项不存在序列相关性,不论一阶统计量 AR(1)如何,只要相应的 AR(2)统计量足够小、对应的 p 值较大,若 P 值大于 10%,则通过 Abond 检验。表 2 的结果显示,差分动态面板数据模型的检验二阶统计量的 p 值为 0.1752,系统动态面板数据模型的检验二阶统计量的 p 值为 0.1318,说明两种估计均表明随机扰动项的差分不存在二阶自相关,可使用差分 GMM 和系统 GMM 进行估计。同时,本文使用 Sargan 统计量检验工具变量的整体有效性。Sargan 检验的零假设为:工具变量与误差项无相关性,如果该统计量较小、对应的 p 值较大,则不能拒绝零假设,说明工具变量是合适的。若 p 值大于 10%,则通过 Sargan 检验。表 2 的结果显示,差分动态面板数据模型和系统动态面板数据模型的 Sargan 统计量的 p 值均为 1.000,说明工具变量整体有效。

GMM 模型除差分 GMM 外还有系统 GMM,差分 GMM 无法估计不随时间变化的变量的系数,其前定变量也存在非“严格外生”的漏洞。尤其关键的是,若序列  $\{y_{it}\}$  为随机游走,则  $y_{it}$  为白噪声,使工具变量失误。而 Blundell and Bond 创建的系统 GMM 相比之下能克服这些局限,提高估计效率。表 2 的结果显示,无论系数的大小还是其显著性,系统 GMM 估计的结果与差分 GMM 估计的结果基本一致,最低工资变量的系数均显著为正,故本文着重分析差分 GMM 的估计结果。最低工资的提高对非正规就业的影响系数为正且在 5% 的水平上显著,与非动态估计的结果一样,但其系数降低了 40% 左右,说明最低工资的提高将拉动非正规就业的增长,这与之前的预期相符。值得注意的是,滞后被解释变量的系数显著为正,表明非正规就业存在较强的正向滞后效应,即上一年的良好就业形势往往延续至第二年。由此可知,如何保持就业水平的持续增加是我国面临的重要课题。

表 2 总体实证结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全面 FGLS		差分 GMM	系统 GMM
MW	0.383 ** (0.172)	0.602 ** (0.239)	0.383 *** (0.038)	0.348 ** (0.042)
IGDP	—	-1.141 *** (0.051)	0.013 ** (0.006)	0.020 *** (0.004)
CPI	—	0.012 *** (0.003)	0.003 (0.000)	-0.001 (0.002)
IFA	—	0.862 *** (0.029)	0.007 * (0.005)	-0.007 ** (0.003)
IH	—	-0.022 (0.115)	0.021 *** (0.007)	0.017 *** (0.005)
LAW	—	0.172 *** (0.012)	0.093 *** (0.032)	-0.002 *** (0.004)
L WORK	—	—	0.874 *** (0.041)	1.004 *** (0.004)
省份虚拟变量	YES	YES	NO	YES
年度虚拟变量	YES	YES	YES	YES
常数项	7.440 *** (0.050)	10.393 *** (0.479)	0.124 ** (0.034)	0.180 *** (0.026)
AR(2) - p 值	—	—	0.1752	0.1318
Sargan test - p 值	—	—	1.000	1.000
样本量	253	253	196	224

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内数值为标准差。下同。

## (二) 不同劳动要素密集度下最低工资提高与就业的研究

最低工资标准对不同类型行业的影响存在一定的异质性<sup>[25][26]</sup>。最低工资提高用工成本,但是否损害就业还要取决于劳动市场结构:在竞争性市场损害就业,而在垄断性市场则不一定损害就业。同时,劳动密集型行业的劳动投入占总投入比重较大,随着最低工资标准政策的实施,行业生产成本、雇佣结构可能发生更大程度的变化。建筑业和制造业均属劳动密集型行业,工资水平与职工平均工资水平的比值较低,因其“低门槛”特征而成为承载农民工就业的“大户”,更易受到最低工资的冲击,故选择建筑业和制造业进行单独考察。值得注意的是,由于各行业中非正规就业人数的数据未纳入统计,这里我们使用一般就业人数作为核心解释变量。

由表3可知,最低工资的提高对劳动要素密集度高的行业就业水平具有正向作用且在10%的水平上显著,对其他行业虽有正向影响、但并不显著。表3的回归结果给了我们一个警示,我国的最低工资标准若采取简单、统一的地区性模式,忽略行业间劳动供给、需求曲线和劳动生产率的固有差异,将使制定的最低工资偏离行业性质,进一步造成对就业的损害。

表3 最低工资就业效应的分行业回归结果

变量	建筑业	制造业	其余行业
MW	0.627 *** (0.178)	0.602 ** (0.239)	0.155 (0.095)
IGDP	0.382 *** (0.083)	0.010 (0.043)	-1.141 *** (0.051)
CPI	0.009 (0.007)	-0.007 * (0.004)	0.012 *** (0.003)
IFA	-0.058 (0.035)	-0.033 * (0.019)	0.862 *** (0.029)
IH	-0.068 (0.088)	0.104 ** (0.046)	-0.022 (0.115)
LAW	0.572 *** (0.016)	-0.028 *** (0.008)	0.172 *** (0.012)
常数项	-1.945 ** (0.871)	3.783 *** (0.454)	1.510 *** (0.481)
省份虚拟变量	YES	YES	YES
年度虚拟变量	YES	YES	YES
样本	242	251	251

## (三) 合成控制法

政策评价文献中新出现的合成控制法通过构造“反事实”对比组来研究政策效应,并已得到诸多国内学者的认可和采用<sup>[27][28]</sup>。

1. 实证思路。作为直辖市之一,重庆市在国内主要城市中的经济体量靠前,且人口密度大、就业结构演进迅速、辐射能力强,对最低工资的就业效应有其独特的借鉴参考价值。在2008年实行最低工资后,重庆市于2011年才首次调整最低工资,而其余省份均在2009和2010年完成调整,因此我们有足够的条件和样本组来构建“重庆市2010年调整最低工资”这个反事实。

假设前提1:可观测 $J+1$ 个地区的经济增长情况,其中第1个地区受到最低工资提高的影响,其余 $J$ 个地区作为控制组。

假设前提2:可观测所有城市 $T$ 时期的就业变化情况, $T_0$ 表示调高最低工资的年份,因而 $1 \leq T_0 \leq T$ 。 $C_{it}^N$ 表示 $i$ 城市在 $t$ 时期未提高最低工资时的就业情况, $C_{it}^I$ 表示 $i$ 城市在 $t$ 时期受到调高最低工资影响的就业情况( $i = 1, 2, \dots, J+1; t = 1, 2, \dots, T$ ),因而 $\alpha_{it} = C_{it}^I - C_{it}^N$ 代表调高最低工资给 $i$ 城市在 $t$ 时期带来的就业变化。

假设前提3:提高最低工资对重庆市之前的就业水平没有影响,即 $t \leq T_0$ 的年份,所有地区 $i$ 都有 $C_{it}^I = C_{it}^N$ ;而 $T_0 \leq t \leq T$ 的年份,则有 $C_{it}^I = C_{it}^N + \alpha_{it}$ 。对提高最低工资后的城市,可观测到其就业水平为 $C_{it}^I$ ,假设该城市没有提高最低工资时 $C_{it}^N$ 是无法观测的,因此本文采用Abadie et al(2010)提出的因子模型来估计 $C_{it}^N$ :

$$C_{it}^N = \delta_i + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $\delta_t$  是影响所有城市的就业水平因素的时间固定效应;  $\theta_t$  是一个对应的  $(1 \times r)$  维未知参数向量;  $Z_t$  是一个可观测的  $(r+1)$  维协变量, 表示不受最低工资影响的控制变量;  $\lambda_t$  是无法观测的公共因子向量;  $\mu_i$  是  $(F \times 1)$  维不可观测的城市固定效应;  $\varepsilon_{it}$  是无法观测的城市短期冲击且均值为 0。本文选择每一个目标城市过去五年的农业产值、居民消费价格指数、GDP 增长指数、第三产业占比、固定资产投资和地区法律指数作为预测控制变量。

假设第一个城市为控制组, 若能求出一个  $(J \times 1)$  维的权重向量  $W = (w_2, w_3, \dots, w_{J+1})$ , 且满足对任意的  $j, w_j > 0$ , 均有  $\sum w_j = 1$ , 则可根据此权重得到合成控制的结果变量:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j C_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j z_{jt} + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

假设存在  $(w_2^*, w_3^*, \dots, w_{J+1}^*)$  并满足:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* C_{j1} = C_{11} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* C_{j2} = C_{12} \quad \dots \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* C_{jT_0} = C_{1T_0} \quad \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* C_{jt} = C_{1t} \quad (4)$$

如果  $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$  是非奇异的, 则有:

$$C_{1t}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{t=2}^{T_0} \lambda_t \left( \sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n \right)^{-1} \lambda_t' (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \quad (5)$$

Abadie 等已经证明, 在一般条件下, (5) 式的右边将趋于 0。因此, 对  $T_0 \leq t \leq T$ , 可通过  $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$  作为  $C_{1t}^N$  的无偏估计值, 进而可得  $\alpha_{it}$  的近似估计值  $C_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* C_{jT_0}$ 。一般地, 选择最小化  $X_1$  和  $X_0 W$  的距离, 即通过如下方式求解  $W^*$ :  $\min \|X_1 - X_0 W\| = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)}$ 。其中,  $V$  为  $(k \times k)$  对称正半定矩阵。

2. 实证分析。本文使用 Abadie 等 (2015) 开发的 synth 程序包进行估计。表 4 展示构成合成重庆市的权重组合, 有 5 个城市对重庆市产生影响, 其权重之和为 1。

表 4 就业合成值的城市权重

省份	吉林	贵州	福建	江西	北京
权重	0.464	0.18	0.09	0.169	0.097

图 2 描绘合成后的重庆市和真实的重庆市在非正规就业水平方面的情况。垂直虚线所在位置代表该城市调整最低工资的起始年份。虚线左侧的真实重庆市与合成控制重庆市的非正规就业水平非常接近, 说明合成城市较好地拟合最低工资标准提高之前的城市经济发展路径。但在虚线的右侧, 二者逐渐偏离且真实的非正规就业值明显高于合成的非正规就业值, 二者的差值正是最低工资实施的政策效果, 进一步证明最低工资是二者非正规就业水平差距扩大的重要因素。

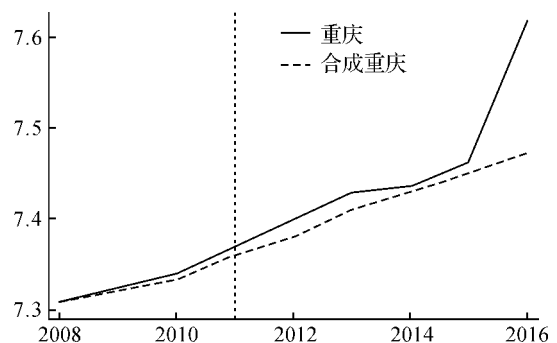


图 2 重庆市合成就业水平与真实就业水平

3. 安慰剂实验。由于该方法是利用宏观数据估计政策效应, 故无法确定构造的合成控制组是否能较好地拟合处理组的潜在变化路径, 估计参数存在一定的不确定性。为检验实证结果的稳健性, 本文进行安慰剂实验。具体思路如下: 对控制组的某一地区, 假设该地区在 2011 年提高最低



工资,采用合成控制法构造其合成样本,再估计该地区与合成样本之间的就业水平差异。若与处理组的结果类似,则表明合成控制法提供的证据不具有说服力。

安慰剂对象通常选择构成合成处理组权重最大的地区,权重越大意味着相似度越高。本文选择吉林省作为安慰剂合成对象,即所有省份中吉林省与重庆市最为相似。图3显示,在重庆市提高最低工资前后,吉林省的实际非正规就业水平始终沿着合成非正规就业水平的走势变化,即使有波动,也是围绕合成样本的非正规就业水平上下波动,波动幅度与图3相比都较小,说明合成控制法拟合其非正规就业水平走势的效果非常好,并在重庆市提高最低工资时其非正规就业水平没有发生突变,这在一定程度上证明重庆市非正规就业水平的提高来自其最低工资的提高,而并非由偶然因素导致。通过上述的有效性检验,对大多数地区来说,最低工资的提高对非正规就业水平具有显著的正向影响。

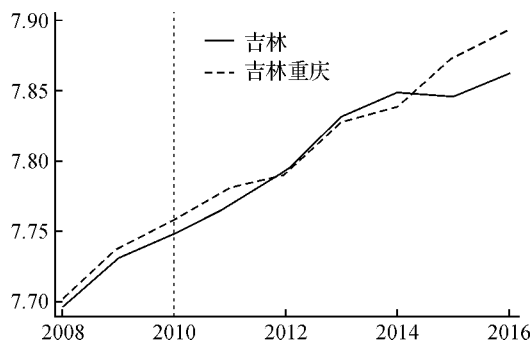


图3 吉林省安慰剂实验

## 五、结论与政策建议

随着《最低工资规定》《劳动合同法》等法律法规的颁布,劳动管制的步伐不断加快,日益强化的劳动保护会不会损害就业是社会普遍关注的问题。本文通过构建由全国30个省市构成的面板数据,分别通过基础模型、动态模型和合成控制等检验我国最低工资对就业的影响。研究发现,我国最低工资整体上具有就业创造效应。进一步分析不同行业,发现农民工就业的确从最低工资中获益,尤其在建筑业和制造业更加明显。同时,创新性地使用新近发展的合成控制法来研究最低工资提高对重庆市产生的就业效果。通过建立合成控制对象,模拟重庆市“反事实”下的非正规就业水平走势,以对比最低工资对非正规就业水平的真实效应,显示最低工资的提高有效促进非正规就业水平,且随时间呈逐渐加强的趋势。

结合上述结论,本文认为在制定最低工资标准时需注意以下几点:(1)最低工资制度完善过程中应首先提高其立法层次,保障各地区对最低工资的执行力度;(2)认识最低工资应全面、充分,肯定最低工资的就业创造效应,仅从企业成本增加等角度就断定最低工资具有就业侵蚀效应过于局部和静止,需结合动态情景加以分析;(3)设定最低工资标准应讲究因地制宜,最低工资标准的制定虽是保障低收入群体的重要政策工具之一,但各地区在制定相关标准时应充分考虑自身实际与区域差异,从整体利益出发,兼顾不同地区的区域差异;(4)调整最低工资应结合工种及行业的特点,可尝试制定行业性的最低工资标准,以弥补现行的地区模式下最低工资存在的不足。

### 参考文献:

- [1] Card D. and Krueger A. B. Time-series Minimum-wage Studies: A Meta-analysis [J]. American Economic Review, 1995, 85(2): 238-243.
- [2] 吴清军. 集体协商与“国家主导”下的劳动关系治理——指标管理的策略与实践 [J]. 社会学研究, 2012, (3): 66-89.
- [3] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 比较优势与发展战略——对“东亚奇迹”的再解释 [J]. 中国社会科学, 1999, (5): 4-20.
- [4] Stigler G. J. The Economics of Minimum Wage Legislation [J]. American Economic Review, 1946, (36): 358-365.
- [5] Welch F. Minimum Wage Legislation in the United States [J]. Economic Inquiry, 2010, 15(1): 139-142.
- [6] Bell L. A. The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia [J]. Journal of Labor Economics, 1997, 15(S3): S102-S135.
- [7] Neumark D., Wascher W. L. Minimum Wages and Employment [J]. Foundations and Trends in Microeconomics, 2006, 3(1-2): 1-182.



- [8] Card D. and Krueger A. 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.
- [9] Burdett K. Wage Differentials, Employer Size and Unemployment [J]. International Economic Review, 1998, 39(2): 257 – 273.
- [10] Flinn C. J. Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search, Matching and Endogenous Contact Rates [J]. Econometrica, 2010, 74(4): 1013 – 1062.
- [11] 罗小兰. 我国最低工资标准农民工就业效应分析——对全国、地区及行业的实证研究 [J]. 财经研究, 2007, (11): 114 – 123.
- [12] 韩兆洲, 安宁宁. 最低工资、劳动力供给与失业——基于 VAR 模型的实证分析 [J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2007, (1): 38 – 44.
- [13] 傅端香, 石美遐. 最低工资标准的就业效应分析——对北京市的实证分析 [J]. 中国劳动, 2009, (8): 19 – 21.
- [14] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点 [J]. 经济研究, 2010, (4): 4 – 13.
- [15] 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, (5): 132 – 146.
- [16] 马双, 孟宪芮, 甘犁. 养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析 [J]. 经济学(季刊), 2014, (3): 969 – 1000.
- [17] 张璐, 徐雷. 最低工资水平对城镇正规部门劳动力就业的效应分析 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2014, (1): 70 – 76.
- [18] 卢小波. 中国最低工资对劳动力市场供给的影响研究 [D]. 武汉: 武汉大学博士学位论文, 2016.
- [19] Neumark D. and Wascher W. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania [J]. American Economic Review, 2000, 90(5): 1362 – 1396.
- [20] Abadie A. and Gardeazabal J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country [J]. American Economic Review, 2003, 93(1): 113 – 132.
- [21] Abadie A., Diamond A., Hainmueller J. Comparative Politics and the Synthetic Control Method [J]. American Journal of Political Science, 2015, 59(2): 495 – 510.
- [22] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长 [J]. 中国社会科学, 2004, (1): 42 – 55.
- [23] 江春, 刘春华. 中国利率市场化的新制度金融学探讨 [J]. 财经理论与实践, 2003, (4): 46 – 50.
- [24] 樊纲, 王小鲁. 中国各地区市场化相对进程报告 [J]. 经济研究, 2003, (3): 9 – 18.
- [25] 马双, 孟宪芮, 甘犁. 养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析 [J]. 经济学(季刊), 2014, (3): 969 – 1000.
- [26] 孙楚仁, 张卡, 章韬. 最低工资一定会减少企业的出口吗 [J]. 世界经济, 2013, (8): 100 – 124.
- [27] Temple J. The New Growth Evidence [J]. Journal of Economic Literature, 1999, 37(1): 112 – 156.
- [28] 刘甲炎, 范子英. 中国房产税试点的效果评估: 基于合成控制法的研究 [J]. 世界经济, 2013, (11): 117 – 135.

## A Study on the Mechanism of the Impact of the Minimum Wage on Employment ——Evidence from China's Provincial Dynamic Panel Data

ZHANG Jian<sup>1</sup>, WANG Yufeng<sup>1</sup>, ZHOU Ziqi<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611830, China;

2. School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** In order to explore how the minimum wage standard affects the level of employment, this paper makes a theoretical analysis of the relationship between supply and demand in the labor market monopolized by buyers and uses the minimum wage data of the provinces in 2008 – 2016 to match the employment index data. Through static and dynamic regression analysis, it is found that the raise of the minimum wage level will promote the level of informal employment in cities. For different industries, there is a certain heterogeneity in the employment creation and disappearance of the minimum wage increase. In addition, in order to solve the possible sample selection errors and policy endogenous problems, we take Chongqing as a treatment group, construct a counterfactual state by using the synthetic control method, evaluate the policy effect of the adjustment of the minimum wage objectively and verify the increase of the minimum wage again through the robustness test of the placebo test.

**Key words:** Minimum Wage; Employment; Synthetic Control Method; Dynamic Panel

(责任编辑: 化 木)