

最低工资与买方垄断劳动市场的持续存在

——江浙沪最低工资线的就业效果比较

李晓春,董哲昱

(南京大学 商学院,江苏 南京 210093)

[摘要]分析发展中国家在经济发展过程中,面对劳动力市场存在的持续性买方垄断行为,通过提升最低工资来持续性促进就业的特征,并以江浙沪的数据进行实证分析。研究发现:江浙沪的劳动力市场存在持续性买方垄断,但三地最低工资的就业效果不同;上海和浙江最低工资相对于城镇劳动者人均可支配收入偏低,最低工资上升对就业有促进作用,而江苏最低工资相对于城镇劳动者人均可支配收入偏高,最低工资上升对就业有抑制作用;上海和浙江相比,上海最低工资提升所能带动的就业量大于浙江;最低工资上升主要影响小型企业和民营企业。

[关键词]最低工资;持续买方垄断;劳动市场;江浙沪三地就业;就业政策;人口流动;农民工;城镇化;农民工就业;劳动力需求弹性

[中图分类号]F241.2 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2017)06-0090-12

一、引言

理论上,政府设定的最低工资线对应的工资高于劳动力市场均衡时的工资。上调最低工资虽然可增加劳动者收入,但也可能减少企业的劳动需求,从而加剧失业。故而,上调最低工资是一把“双刃剑”,世界上实行最低工资标准的国家每次上调的幅度都很小,很少超过4%,即使有大幅度的上调也绝不频繁^①,这主要是顾忌最低工资对就业的负面影响。

但我国的情况却并非如此,我国自1993年制定并颁布《企业最低工资规定》以来,各省份依据本省经济发展情况,适时确定最低工资线。尤其是2004年中央政府出台新的《最低工资规定》后,各省市开始频繁上调最低工资线。2001年至2015年,各省市最低工资的调整频率逐年加快,2008年以前最低工资的年均调整概率为41.98%,2009年以后升至81.18%。全国平均月最低工资由2001年的345元上升至2015年的1581元,除去物价变动因素,年均增长率达到8.8%。在发达的江浙沪地区,最低工资的调整频率更高,2001年至2015年年均调整概率为83.33%,其中2009年以后增至88.88%,明显高于全国平均水平。从最低工资的增长率来看,上海这15年间的年均增长率为11.4%,江苏为10%,浙江为11.1%^②。与此同时,受最低工资影响最为显著的低技能劳动者的就业人数显著增加^[1]。以低技术劳动者中具有初高中学历的劳动者为例,数据显示2001年至2014年全国这部分劳动者的比例从55.8%升至63.9%,实际人数上升了0.887亿^②。从江浙沪三地来看,这14年间,初高中学历劳动者,上海增加了235.82万人,江苏增加了902.92万人,浙江增加了811.71

[收稿日期]2017-05-18

[基金项目]教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(14JJD790016);南京大学中国社会主义市场经济建设协同创新项目

[作者简介]李晓春(1958—),男,江苏南京人,南京大学商学院教授,博士生导师,从事发展经济学、劳动力经济学研究;董哲昱(1985—),女,山东潍坊人,南京大学商学院博士研究生,从事劳动经济学研究。

^① 2007—2015年,美国最低工资年均增长率约为4.04%、法国约为1.76%、英国约为2.53%、日本约为1%,此数据通过tradingeconomics.com网站数据计算得来。

^② 数据来源:依据2001—2016年度中国国家统计局网站、各省人力资源和社会保障事业发展统计公报以及国民经济和社会发展统计公报中的数据计算得来。

万人。从失业情况来看,江苏和上海的失业人数呈下降趋势,上海城镇登记失业人数从2001年的25.79万人下降到2015年的22.05万人,江苏从36.14万人下降到36.01万人,而浙江略微有所上升,从23.99万人上升至33.69万人^①。

以上数据显示,不论是全国或是江浙沪地区,在连年大幅度上调最低工资的情况下,低技术劳动者就业人数显著增加,与此同时,一些地区甚至出现失业减少的现象,我们不禁要问,频繁且大幅度上调最低工资是否会对就业造成负面影响?

二、文献回顾

早在20世纪40年代,学者们便开始分析最低工资对就业的影响。多数文献从部门、企业、劳动者或劳动力市场结构层面进行研究,但结论各有不同。从部门角度分析发现,一些国家不同部门受最低工资影响的反应不同,哥斯达黎加的数据分析符合这种判断^[2-3],但巴西1982—2000年的月度数据分析显示,所有部门在最低工资提高后失业率都上升了^[4]。从企业层面分析发现,企业并非一定要采用解雇工人的方式应对最低工资上升带来的成本压力,而是可以通过提升管理水平、生产率和技术创新水平等方式来抵消成本压力^[5],或是通过减少工人福利或提升工人人力资本水平等方式来抵消不利影响^[6]。从劳动者层面分析发现,劳动者对最低工资的反应并非无动于衷,他们可能更加积极地工作,从而降低厂商的监督成本并降低总失业水平^[7],也可能在最低工资的激励下提升自身的人力资本水平,从而促进就业增长^[8]。从劳动力市场结构层面分析发现,若劳动力市场是买方垄断的,则提高最低工资具有增加就业的效果^[9];若将劳动力分为怠工者和非怠工者,最低工资的提高也可以促进就业^[10]。即使没有买方垄断,劳动力市场上“就业搜寻产生的摩擦”也有类似买方垄断的效果,即提升最低工资可以增加就业^[11]。

国内学者也对最低工资的就业效应进行了卓有成效的研究。马双等认为随着最低工资的上升,我国制造业企业的雇佣人数是下降的^[12]。从劳动力市场结构来看,我国的劳动力市场具有讨价还价的特征^[13],劳动力买方市场的特征明显^[14]。罗小兰认为,最低工资对农民工就业的影响存在一个阈值,在阈值之前提高最低工资会促进农民工就业,在此之后再提高最低工资将压缩就业^[15-16]。近一步,李晓春和何平认为,在劳动力买方垄断市场下,并非所有可能的最低工资提升都能促进就业,而是存在一个工资区间,在此区间内提升最低工资才有增加就业的效果^[17]。

纵观国内外文献,国内学者多采用实证方法分析最低工资的就业效应,在理论分析方面相较于国外却显得不足。而国外文献虽然从多个角度分析了最低工资的就业效应,但仍存在不足,例如,并未特别强调经济发展对最低工资就业效应的影响。随着经济发展,社会人均GDP和收入水平的提高,最低工资需要做出调整,以保障低收入劳动者最基本的生活质量,但在此过程中,最低工资频繁上调且调整幅度较大,则可能对就业产生负面影响,所以决策者关键在于需要比较经济发展允许最低工资上调的幅度和实际最低工资上调幅度之间的关系。若劳动力市场具有买方垄断的特征,经济发展允许最低工资上调的空间会增大很多。

基于现有文献的不足,本文将从理论层面分析经济发展、产业壮大过程中允许的最低工资调整幅度。另外,本文还将用江浙沪规模以上的工业企业数据实证分析最低工资调整的就业效应。可以看到,适中的最低工资上调幅度不仅是一个绝对区间,更是一个受经济发展影响的相对区间。另外,我们还发现给予最低工资政策越长的作用时间,对就业的影响越显著。

三、理论分析

随着市场经济的发展和经济改革的深化,劳动力市场化程度逐渐提高,在人口结构转变的过程

^①数据来源于历年《中国劳动统计年鉴》。

中,劳动力市场的供求关系也发生了极大变化,普通技能劳动者的工资水平有了大幅提高。但也应看到,在劳动力市场上,普通劳动者特别是进城务工的低技术劳动者依旧处于弱势地位。在我国的劳资关系中,雇主主导型劳资关系依然是主流^[18-19]。莫旋等基于 CHNS 的数据分析也得到类似的结论:在过去的十多年中,中国劳动力市场“资强劳弱”的状况并未改变,劳资双方在劳动力市场上的议价能力不对等,企业拥有强势的议价能力,导致职工获得的工资低于“公平”的工资水平^[20]。近年来多地的农民工调查数据也反映出,许多雇佣农民工的企业将最低工资标准作为实际工资发放标准,农民工即使边际产出价值高于最低工资,也只能拿到最低工资。综合研究成果和经济现实,可判断,我国劳动力市场存在买方垄断的特征^[21-27]。

所谓买方垄断,是指因企业在劳动力市场上具有议价优势,面临着一条向右上方倾斜的劳动供给曲线,如图 1 所示。图 1 的横轴表示劳动力数量,纵轴表示工资。企业的劳动需求曲线为 dd 。劳动市场供给曲线为 ss 。劳动市场供给曲线即企业雇佣劳动的平均成本曲线。雇佣劳动的边际成本曲线为 vv ,企业按照边际成本等于边际收益的原则确定劳动需求量 L_1 ,即 dd 曲线和 vv 曲线交点 B 所对应的劳动量。此时企业支付的工资为 w_2 ,而劳动者为企业创造的价值为 w_1 ,显然 $w_1 > w_2$ 。若企业将工资提高一点,劳动供给增加若干,只要新供给的劳动为企业带来的边际产品价值高于工资,企业便乐意雇用。这便是最低工资上升能够促进就业的关键。依据李晓春和何平的分析,若劳动者议价能力低,其工资 w_2 被企业压在均衡工资 w^* 的下方,此时如果最低工资线设在 w_2 与均衡工资线之间,就有扩大就业的效果;若最低工资继续上升,高于 w^* 且低于 w_1 时,提升最低工资既会增加就业也会产生失业;当最低工资线高于 w_1 时,提升最低工资不仅产生失业,而且缩小就业^[17]。

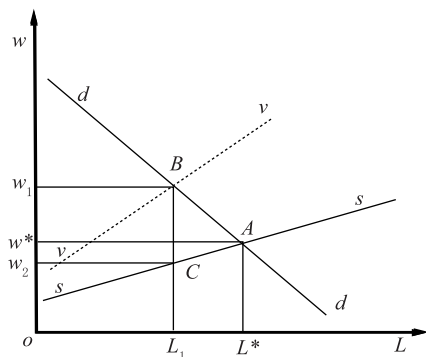


图 1 劳动力买方市场

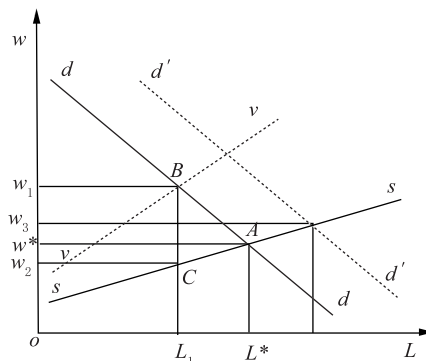


图 2 劳动力买方市场的持续存在

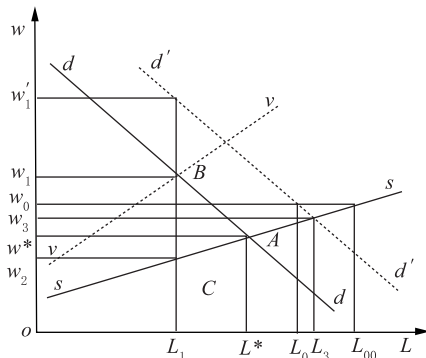


图 3 买方市场中就业与失业共同扩大

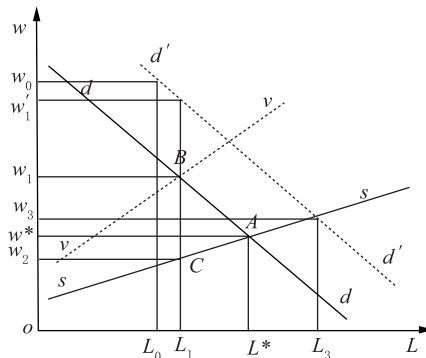


图 4 买方市场中就业减小与失业扩大

我们进一步将经济发展考虑其中,情况便会发生较大的变化,如图 2 所示。随着经济发展、产业扩大,生产者剩余增加,企业在相同工资条件下能雇佣更多的工人,需求曲线 dd 向右移至 $d'd'$, dd 曲

线右移也是判断买方垄断持续存在的理论根据之一。此时,新的均衡工资上升至 w_3 , 扩大了最低工资促进就业的空间,即使最低工资高于 w^* , 只要不高于 w_3 就有促进净就业的效果;如果最低工资 w_0 上调至 w_3 和 w'_1 之间,将增加 L_1L_0 的就业量,但与此同时产生 L_0L_{00} 的失业量,如果最低工资 w_0 越接近 w'_1 ,则扩大的就业量 L_1L_0 将减小,同时失业量 L_0L_{00} 会增加,直至最低工资达到 w'_1 时,扩大就业的效果完全消失(参考图 3);如果最低工资超过 w'_1 ,不仅会造成 L_0L_{00} 的失业,还会导致就业下降 L_1L_0 , 形成就业减少及失业扩大共存的局面(参考图 4)。

近年来,长三角地区工业企业的生产者剩余一直在增加(参考图 5),从而可不断地为最低工资上调创造空间。这个结论较之李晓春和何平有了一个新的意义,因为以前的结论是静态的,它不能解释最低工资持续大幅度上调还能吸纳就业的问题^[17]。另外,持续买方垄断下最低工资的就业促进效果在高速发展的经济中表现明显,如果劳动力的议价能力有所提高或经济处在平稳发展阶段,此效果会减弱。前者,劳动者与企业议价能力对等时工资是 w_1 ,没有调整最低工资线的问题;后者,生产者剩余不会有较大变化, dd 曲线右移有限,最低工资很难持续上调。上调最低工资的就业效果会逐步消失,甚至造成失业。这些过程在经济发达国家已经得到验证。

四、江浙沪最低工资就业效果的实证分析

本节,我们将实证分析江浙沪三地上调最低工资线的就业效应。能够促进就业的因素有很多,例如劳动力迁移和市场发育等。为了有效排除其他因素对就业的影响,只论证最低工资的就业效果,我们选用双重差分(DID)法,使用 DID 方法可以借助突然实施的外生政策,以观察微观企业的应对行为。最低工资标准由各省、自治区、直辖市的劳动保障行

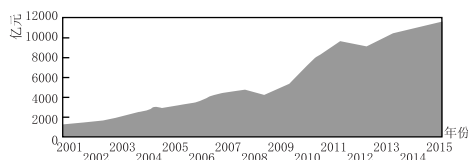


图 5 长三角规模以上工业企业生产者剩余
数据来源:由笔者根据资讯 Wind 相关数据计算得来。

政部门及同级工会、企业联合会及企业家协会共同研究拟定,因各地调整最低工资标准的时间有所差异,且调整金额各有不同,所以为本文提供了难得的自然实验机会。对当地企业来说,最低工资何时调整以及调整多少在很大程度上是外生的,如此可判断上调最低工资对就业量造成的平均因果关系。

基于双重差分的思想,为分析江浙沪最低工资的就业效应,我们将江浙沪作为实验组,另选出与三地经济发展相近的三个地区作为对照组,其中实验组最低工资因政府调整而上涨,而对照组的最低工资保持不变,通过对比实验组和对照组企业在雇佣人数上的差异可识别最低工资对企业雇佣人数的影响。

(一) 变量选择和数据来源

我们设定如下回归模型:

$$labor_{ijt} = \beta_0 + \theta_1 Time_i + \theta_2 Treat_{ij} + \theta_3 Time_i \times Treat_{ij} + \beta_1 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

其中,下标 i 表示企业, j 表示地区, t 表示时间, ε_{ijt} 表示随机扰动项。 $labor_{ijt}$ 是 t 时期地区 j 企业 i 的雇佣人数^①。 $Time_i$ 为试验期虚拟变量(最低工资调整后 $Time_i = 1$,最低工资调整前 $Time_i = 0$),反映的是最低工资调整前后两期本身的差异。 $Treat_{ij}$ 表示分组虚拟变量(如果企业 i 属于实验组, $Treat_{ij} = 1$,如果企业 i 属于控制组, $Treat_{ij} = 0$),反映的是实验组和控制组本身的差异。 $Time_i \times Treat_{ij}$ (下文简称为 gd)是 $Time_i$ 和 $Treat_{ij}$ 的交叉项,其系数 θ_3 构成双重差分。因实验组相对于控制组而言,受到最低工资调整的影响,所以, θ_3 度量了扣除用 β_1 表示的其他事件综合影响后仅包含由最低工资调整带来的就业效应。

①工业企业数据库中,有两个衡量从业人数的指标:一个是全部从业人员年平均人数,一个是年末从业人员合计数。本文选取年末从业人员合计数作为衡量从业人数的指标,之所以不选择年平均人数,是因为年平均人数包含了最低工资调整前的从业人数信息,若最低工资在下半年调整,则此数据将更多地包含调整前的信息,从而不能较为准确地反映最低工资对就业的影响。

因为考虑到除了最低工资调整,实验组和控制组之间的其他差异也可能会引起 θ_3 的偏误,我们引入企业层面的控制变量 X_{ijt} 来控制实验组和对照组的差异。 X_{ijt} 包括资产总计 (*assets*)、股东权益 (*equity*)、总固定资产 (*fassets*)、净利润 (*profit*)、工业销售总值 (*output*) 等,这几个指标能够较为全面地衡量企业的整体规模和盈利水平,也是雇佣劳动者的主要影响因素。

数据来源于国家统计局的《全部国有及规模以上非国有工业企业数据库》。此数据库以全部国有工业企业以及规模以上非国有工业企业为统计对象,所谓“规模以上”,是指要求企业每年的主营业务收入(即销售额)在 500 万元及以上(2011 年该标准改为 2000 万元及以上)。该数据库既提供企业经营成果的有关信息,又提供身份、生产经营活动内容和状态等定性描述的信息,因而方便我们按照省份、企业类型和规模等进行分类分析。因数据可能存在偏差,我们借鉴余森杰和邵宜航等人的做法,剔除总资产、固定资产净值、销售额、工业总产值、固定资本净值/原值、中间投入品指标缺失或小于零的数据,剔除就业人数少于 8 人的数据,剔除销售额 500 万元以下的数据^[28-29]。

我们将江苏作为上海和浙江的控制组。2008 年江苏未提升最低工资线,然而,浙江和上海分别在 2008 年 9 月 1 日和 2008 年 4 月 1 日实施新的最低工资标准,直至 2010 年上半年三地再次上调最低工资线。所以我们用三地 2007 年底和 2009 年底的数据进行差分分析,研究上海和浙江在 2008 年提升最低工资的就业效果。

我们需要寻找一个同江苏发展水平近似但最低工资提升有明显时间差异的地区作为江苏的控制组。江苏 2008 年和 2009 年都未调整最低工资,2007 年上调时间为 10 月 1 日,若用 2006 年底和 2007 年底的数据进行分析,江苏最低工资调整实际发生作用的时间只有 3 个月,很可能低估其对就业的影响,所以我们用 2006 年底和 2008 年底的数据进行分析。到 2008 年年底,新的最低工资标准已经生效 15 个月,对就业的影响已经较为充分。由于并不存在 2007 年、2008 年连续两年未上调最低工资的省份,我们退而求其次,选择仅在 2008 年底调整最低工资的省份作为江苏的控制组。符合条件的省份有广西、青海、甘肃和广东,我们选择与江苏经济发展水平最为接近的广东作为其对照组。但这样依旧有可能低估最低工资的就业效果,因为政策作用时间只有 7 个月。

虽然对照组和实验组的发展水平较为接近,但依旧不能保证其具有相同的发展趋势。为解决此问题,我们采用 Hainmueller 提出的多元权重调整的熵平衡方法,对控制组的数据进行多元权重调整,从而调整协变量的分布,使其类似于实验组协变量的分布。通过熵平衡法调整后的实验组和控制组的协变量相关指标如表 1、表 2、表 3 所示^[30]。

表 1 调整后实验组和控制组(上海-江苏)

变量	实验组(上海)			控制组(江苏)		
	均值	方差	偏度	均值	方差	偏度
<i>labor</i>	186.4	283021	19.21	186.4	247621	11.13
<i>assets</i>	150218	4.23e+12	57.99	150258	2.05e+12	27.43
<i>fassets</i>	50197	1.48e+12	77.67	50217	2.87e+11	37.5
<i>equity</i>	73108	1.7e+12	58.35	73124	4.88e+11	20.88
<i>profit</i>	9002	2.75e+10	53.03	9003	1.05e+10	23.35
<i>output</i>	155336	3.05e+12	38.27	155375	1.98e+12	40.14

调整后,实验组和控制组各变量的均值非常接近,且控制组的方差和分布的偏度多数小于实验组,所以调整后的控制组是实验组很好的参照对象。

(二) 实证结果与分析

1. 江浙沪三地分地区整体分析

对于江浙沪三地规模以上工业企业,我们用方程 1 和方程 2 分别进行双重差分回归,之后依据细分行业、企业规模和企业性质分别用方程 2 进行回归。方程 1 和方程 2 如下。

表2 调整后实验组和控制组(浙江-江苏)

变量	实验组(浙江)			控制组(江苏)		
	均值	方差	偏度	均值	方差	偏度
<i>labor</i>	147.4	128323	21.18	147.4	73225	10.88
<i>assets</i>	64713	2.65e+11	93.54	64786	3.18e+11	42.37
<i>fassets</i>	20416	1.26e+11	153.5	20444	3.54e+10	48
<i>equity</i>	25016	3.21e+10	62.25	25040	2.66e+10	33.12
<i>profit</i>	3629	1.42e+09	65.36	3631	5.73e+08	29.08
<i>output</i>	71921	4.56e+11	100.9	71970	4.19e+10	22.87

表3 调整后实验组和控制组(江苏-广东)

变量	实验组(江苏)			控制组(广东)		
	均值	方差	偏度	均值	方差	偏度
<i>labor</i>	189.4	485565	33.82	189.4	79266	7.681
<i>assets</i>	79466	5.92e+11	92.21	79469	1.53e+12	87.07
<i>fassets</i>	31736	2.88e+11	140.4	31737	2.70e+11	44.04
<i>equity</i>	32161	9.81e+10	80.14	32162	5.07e+11	127.6
<i>profit</i>	5916	3.99e+09	51.61	5916	4.79e+10	87.69
<i>output</i>	109377	8.98e+11	69.95	109382	1.79e+12	37.71

方程1: $labor_{ijt} = \beta_0 + \theta_1 Time_i + \theta_2 Treat_{ij} + \theta_3 Time_i \times Treat_{ij}$

方程2: $labor_{ijt} = \beta_0 + \theta_1 Time_i + \theta_2 Treat_{ij} + \theta_3 Time_i \times Treat_{ij} + \beta_2 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$

江浙沪三地规模以上工业企业回归结果如表4(前6列)所示。

表4 江浙沪三地规模以上工业企业双重差分回归结果

	上海(1)	江苏(1)	浙江(1)	上海(2)	江苏(2)	浙江(2)	上海(3)	上海(4)
<i>gd</i>	0.096*** (5.67)	-0.184*** (-14.69)	0.131*** (12.82)	0.090*** (7.68)	-0.078*** (-5.84)	0.019** (2.55)	-0.077*** (-4.62)	0.019* (1.65)
<i>time</i>	-0.166*** (-16.29)	-0.084*** (-8.42)	-0.217*** (-28.50)	-0.156*** (-29.81)	-0.069*** (-5.67)	-0.174*** (-30.20)	-0.086*** (-9.13)	-0.072*** (-11.64)
<i>treat</i>	-0.062*** (-5.99)	0.120*** (12.22)	-0.076*** (-10.48)	-0.059*** (-7.07)	0.052*** (4.75)	-0.019*** (-3.68)	0.043*** (3.52)	-0.009 (-1.10)
<i>lnassets</i>				0.125*** (23.14)	0.084*** (9.40)	0.134*** (32.35)		0.073*** (11.54)
<i>lnfassets</i>				0.135*** (39.17)	0.087*** (26.48)	0.105*** (42.59)		0.131*** (34.82)
<i>lnequity</i>				0.012*** (2.98)	0.002 (0.49)	0.022*** (7.85)		0.002 (0.49)
<i>lnprofit</i>				-0.014*** (-5.69)	-0.032*** (-10.28)	-0.002 (-1.09)		-0.011*** (-4.44)
<i>lnoutput</i>				0.347*** (71.10)	0.394*** (79.02)	0.397*** (104.17)		0.402*** (70.51)
<i>_cons</i>	4.589*** (861.47)	4.508*** (579.88)	4.487*** (817.06)	-1.511*** (-48.47)	-1.216*** (-18.69)	-1.741*** (-84.68)		-1.565*** (-52.19)
观测值数	111939	152387	162314	95477	152387	162314		118677
R ²	0.00360	0.00839	0.00700	0.552	0.463	0.538		0.571

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号中的数值为t值,下同。

首先,上海(1)和浙江(1)中 *gd* 项的系数显著为正,说明最低工资上调后,上海和浙江的就业人数增加了。在加入控制变量后,上海(2)和浙江(2) *gd* 系数依旧显著为正,只是相对于方程1,系数有所减小。这说明在控制了企业因素后,上海和浙江上调最低工资对就业有显著的促进效应。上海最低工资上调12%可增加9%的就业量,浙江上调12.9%可增加1.9%的就业量,从而计算出上海和浙

江最低工资的就业弹性分别为 0.75 和 0.147, 上海最低工资的就业弹性明显高于浙江。

与上海和浙江不同, 江苏(1)和江苏(2)的 gd 系数都显著为负, 且在加入控制变量后, 系数变得更大了。江苏之所以出现同上海和浙江相反的结果, 我们猜测与最低工资的作用时间有关, 即最低工资对就业的影响可能随时间推移而增大, 时间短使得效果不明显。与上海 18 个月和浙江 23 个月的作用时间相比, 江苏只显现出 7 个月的效果。为验证猜测, 我们将浙江作为上海的对照组, 使用 2007 年底和 2008 年底的数据测算上海提升最低工资 6 个月后的效果, 若猜测合理, 应看到上海的就业人数在最低工资提升之后有显著下降。

按照前文的步骤, 我们对上海、浙江的数据进行多元权重调整, 对调整后的新数据进行回归, 计量结果见表 4 的第 7 列和第 8 列。上海(3) gd 前的系数显著为负, 与预期一致。上海(4) gd 前的系数显著为正, 与预期相反。另外, 上海(2)与上海(4)相比, gd 系数变大了。如此我们判断最低工资调整不仅影响就业, 而且其影响程度随时间长短而变化, 即最低工资政策生效的时间越长, 对就业的影响越显著。另外, 我们并没有发现在买方垄断市场上, 最低工资对就业有先抑制后促进的效应。所以我们初步判断江苏异于上海和浙江, 其最低工资上升会抑制就业。

2. 江浙沪三地按细分行业分析

接下来我们进一步检验最低工资调整对 30 个制造业大类的具体^①影响, 表 5 包含了所有 gd 系数显著的制造业大类。

表 5 最低工资调整中 gd 显著的制造业大类

上海		江苏		浙江	
纺织服装、鞋、帽制造业	0.144*** (3.10)	纺织业	-0.064** (-2.10)	烟草制品业	-0.258* (-1.93)
印刷业和记录媒介的复制	0.164*** (2.59)	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.114* (1.71)	纺织业	0.076*** (4.04)
文教体育用品制造业	0.171** (2.07)	造纸及纸制品业	-0.089** (-2.03)	黑色金属冶炼及压延加工业	-0.080* (-1.69)
塑料制造业	0.077* (1.77)	印刷业和记录媒介的复制	-0.221*** (-4.21)	通用设备制造业	0.028* (1.71)
非金属矿物制造业	0.111** (2.10)	化学原料及化学制品制造业	-0.084** (-2.39)	交通运输设备制造业	-0.056* (-1.95)
金属制造业	0.127*** (3.59)	塑料制品业	-0.060* (-1.73)	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	-0.083** (-2.19)
通用设备制造业	0.132*** (4.82)	非金属矿物制品业	-0.072* (-1.91)	工艺品及其他制造业	-0.120* (-1.83)
专用设备制造业	0.148*** (3.72)	金属制品业	-0.091*** (-3.26)		
交通运输设备制造业	0.111** (2.46)	通用设备制造业	-0.0716* (-1.82)		
电器机械及器材制造业	0.093** (2.47)	电器机械及器材制造业	-0.0818*** (-2.65)		
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.159*** (2.82)	废弃资源和废旧材料回收加工业	0.545*** (3.28)		
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.126* (1.68)				

观察上表, 比较 gd 系数显著的产业数量, 上海 12 个, 位列第一; 江苏 11 个, 位列第二; 浙江 7 个, 位列第三; 另外, 上海 12 个产业的 gd 系数全部显著为正, 江苏 11 个产业中 10 个产业其系数显著为负。最低工资上升后, 上海多数产业吸纳劳动力, 而江苏则解雇劳动力; 上海和江苏有 6 个产业重叠, 为印刷业和记录媒介的复制、塑料制品业、非金属矿物制造业、金属制造业、通用设备制造业和电器机械及器材制造业, 但 gd 系数方向相反。浙江纺织业和通用设备制造业 gd 系数显著为正, 烟草制品

^①我国制造业分 31 个大类, 本文剔除了电气机械和器材制造业, 共验证了最低工资对其余 30 个制造业大类的影

业、黑色金属冶炼及压延加工业、交通运输设备制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业和工艺品及其他制造业 gd 系数都显著为负。我们再一次将浙江作为上海的对照组进行分析。6 个月时间里只有通用设备制造业 gd 系数显著为正,其他 11 个行业 gd 系数为正但并不显著,从而再次从产业角度佐证了最低工资对就业的时间效应。据此可推测江苏 11 个行业的就业排斥效应在长期中会持续甚至加剧。

3. 江浙沪三地按企业规模分析

我们依据《关于印发中小企业划型标准规定的通知》,以就业人数和营业收入为标准,将企业分为微型企业、小型企业、中型企业和大型企业。表 6 为按企业规模所做的回归结果。

表 6 江浙沪三地按企业规模实证分析结果

	上海微型	上海小型	上海中型	上海大型	江苏微型	江苏小型
gd	0.03 (1.62)	0.074 *** (6.51)	0.012 (0.60)	-0.025 (-0.42)	-0.026 (-1.55)	-0.052 *** (-6.35)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	4699	79672	9393	1713	6328	123222
R^2	0.022	0.325	0.112	0.411	0.019	0.281
	江苏中型	江苏大型	浙江微型	浙江小型	浙江中型	浙江大型
gd	0.025 * (1.81)	0.036 (0.71)	0.015 (1.25)	0.022 *** (3.19)	0.011 (0.83)	-0.058 (-1.42)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	19895	2942	8751	136271	15043	2249
R^2	0.091	0.370	0.019	0.335	0.148	0.292

注:其他变量包括 $time$ 、 $treat$ 、 $\ln assets$ 、 $\ln f assets$ 、 $\ln equity$ 、 $\ln profit$ 和 $\ln output$,下同。

第一,三地小型企业的 gd 系数都显著,其中上海和浙江显著为正,江苏显著为负。上海最低工资上调 1%,其小型企业就业量将上升 0.614%;浙江最低工资上调 1%,就业量将上升 0.113%;而江苏最低工资上调 1%,就业量将下降 0.39%。第二,上海和浙江的微型企业、中型企业和大型企业 gd 系数都不显著,江苏只有中型企业 gd 系数在 10% 的置信水平上显著为正,但系数大于小型企业。

4. 江浙沪三地按企业性质分析

我们将企业分为国有企业、集体企业、民营企业、外商投资企业、港澳台企业和国内合资企业,分析不同类型的企业对最低工资增加的反应。回归结果见表 8。

表 8 江浙沪三地对最低工资变化敏感显著的企业类型

变量	上海 民营	上海外商 投资	上海国内 合资	江苏 国有	江苏 民营	江苏国内 合资	浙江 集体	浙江 民营
gd	0.096 *** (6.01)	0.129 *** (4.60)	0.068 ** (2.11)	-0.447 * (-1.86)	-0.098 *** (-7.81)	-0.095 ** (-2.46)	-0.149 ** (-2.50)	0.033 *** (3.85)
其他变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	59027	14660	9748	1314	86048	19555	2725	109075
R^2	0.440	0.538	0.643	0.384	0.432	0.468	0.449	0.475

最低工资上升对江浙沪三地民营企业的就业都有显著影响,其中上海和浙江有显著正向影响,江苏有显著负向影响。上海民营企业就业的最低工资弹性为 0.57,浙江为 0.228,前者大于后者。上海外商投资和国内合资企业的 gd 系数都显著为正,且就业的最低工资弹性分别为 0.772 和 0.405。所以在上海的企业中,最低工资上调后,按吸纳劳动力能力排序依次为外商投资企业、民营企业和国内合资企业。浙江集体企业 gd 系数显著为负。江苏国有企业、民营企业和国内合资企业 gd 前的系数显著为负数。可以肯定的一点是,这三类企业在最低工资实施的较短时间内表现出一种排斥就业的倾向。

(三) 稳健性检验

按产业类别、企业规模和性质进行分类回归亦相当于是对整体回归的稳定性检验,为进一步保证

结论的可信度,我们用2005年和2006年的数据再次重复上述过程,进行稳健性检验。

第一,我们选择江苏作为上海和浙江的参照组,分别分析上海2006年和浙江2005年底上调最低工资的就业效果。第二,广东省的广州、肇庆、汕头、汕尾、揭阳、江门和潮州在2005年并未上调最低工资线,我们用此7地市作为江苏省的对照组,分析江苏省2005年上调最低工资的就业效果。表9是回归结果。从 gd 的回归系数来看,与前文的实证结果一致,从而可判断前文结论具有稳健性。另外,2005—2009年,江浙沪三地最低工资的就业效应方向未曾改变,也进一步佐证了理论分析部分的推断,即若最低工资在一个合理的范围内调整,买方垄断的持续存在可以保证最低工资在持续上升过程中也能促进就业。

当然,以上计量结果均依据工企数据库数据所得。使用工企数据库便天然舍弃了对规模以下企业的讨论。考虑到规模以上企业本身应对环境变化的能力较强,本文的研究能否做一般化的推断需细思。若仔细去分析按规模划分的两类企业对最低工资的可能反应,作一般化推断,是具有价值的。

表9 稳健性检验结果

	上海	江苏	浙江
gd	0.066 *** (4.6)	-0.545 *** (-13.83)	0.514 *** (4.13)
其他变量	已控制	已控制	已控制
观测值数	79411	71122	96802
R^2	0.492	0.458	0.451

第一,我们假设规模以下企业遵守最低工资法。不论规模大小,企业都遵循利润最大化的原则雇佣劳动者。最低工资上升,企业将比较最低工资与劳动者边际产品收益价值的大小,解雇或多雇劳动者。当然,规模以上企业因规模大、实力强,应对最低工资上升的方式多,可操作空间大,例如企业可选择加强监督或进行培训的方式应对成本的上升,而非裁员。相比之下,虽然规模以下企业应对最低工资上升的方式较少,但并非没有。越小的企业,其劳动保障制度越不完善,越可能通过延长劳动时间、加班不付加班费、削减五险一金或三险一金的方式应对最低工资的上调。所以,虽然用规模以上企业数据得出的结论作为一般化推论,存在被低估的可能,但未必有我们担忧的大。

第二,若部分规模以下企业不遵守最低工资法或不完全遵守最低工资法,也即在实施过程中,最低工资并没有对这部分企业起作用,那么我们所担心的低估问题将进一步得到缓解,从而使得一定条件下的一般化推断是可行的。

(四) 三地回归结果差异的原因分析

比较三地的回归结果,我们可以总结为三个方面:其一,上海和浙江的最低工资政策以促进就业为主,江苏以抑制就业为主;其二,上海和浙江相比,四种分类回归结果都显示上海最低工资的就业促进作用大于浙江;其三,三地企业中,最低工资主要影响小型企业和民营企业的就业。

为什么江苏不同于上海和浙江^①? 理论分析有两种可能:一是因为江苏劳动力市场买方垄断力量较为弱小;二是因为江苏的最低工资上升过快,即使在买方垄断条件下亦无法保证就业的上升,从而表现出就业下降的特点。考虑江浙沪三地毗邻,经济往来密切,资本和劳动力流动较为顺畅,前一种可能恐难有说服力,从而后一种原因的可能性较大。2005—2009年三地最低工资最高档差别无几,但三地物价水平不同,实际工资有差距。另外,比较三地最低工资与城镇劳动者人均可支配收入,可判断最低工资在地区工资序列中的大致水平。若最低工资与城镇劳动者人均可支配收入之比高,说明工资序列较为扁平化,低收入劳动者的相对收入水平较高;若此比值较小,说明工资序列较为离散化,低收入劳动者的相对收入水平较低。

^①虽然上海只有一档最低工资线,但江苏在2005年及以前有四档最低工资线,2006年及以后也有三档最低工资线,浙江同样有三档最低工资线。我们在计算最低工资与城镇人均可支配收入之比时,为避免高估或低估最低此比值,将江苏和浙江每年的最高档和最低档取均值,作为此省份的最低工资水平进行计算。

图6显示,江苏最低工资与城镇居民人均可支配收入的比值在这11年中始终高于上海和浙江。2005—2007年,江苏的比值平均比浙江高出25.3%、比上海高出28%,2008年也比浙江高出5.8%、比上海高出7.2%。可见,上海和浙江有相对于人均可支配收入而言较低的最低工资,所以在买方垄断条件下,最低工资上升将促进就业;江苏有相对人均可支配收入而言较高的最低工资,所以即使劳动力买方具有垄断势力,最低工资上升依旧抑制了就业。

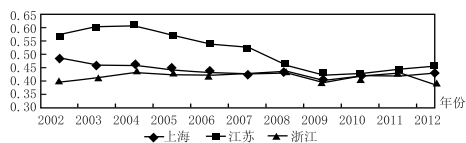


图6 江浙沪三地最低工资/城镇居民人均可支配收入:2002—2012年

为什么上海最低工资就业促进效应大于浙江?我们猜测可能基于两个方面的原因:其一,2008年4月1日上海将最低工资提高至960元,2008年9月1日浙江正式实施960元的最低工资标准,上海较浙江提早5个月实施新规,最低工资的作用时间便延长了5个月;其二,相对于浙江,上海企业可能面临着斜率更小、更为平缓的向右上方倾斜的劳动需求曲线。这种猜测具有合理性,因为劳动力需求弹性受到对外开放程度的影响^①。若用进出口贸易额占GDP的比重表征贸易开放程度,则上海2007年的贸易开放程度是浙江的2.4倍,2008年和2009年这一比值虽有所下降,但依旧达到2.32倍和2.26倍,从而判断上海工业企业面临的劳动需求曲线斜率可能小于浙江,从而当最低工资上升时,上海可以吸纳更多的劳动力。

最低工资政策主要影响小型企业和民营企业,小型民营企业对最低工资可能最为敏感。我们可以基于两点进行分析:其一,小型企业相对于中型和大型企业而言,其应对最低工资变动的能力较弱,因为大型企业应对最低工资的手段(监督或培训)对小型企业来说负担较重;其二,相对于微型企业,小型企业亦具有相对完善的薪酬制度和劳动保障措施,变相延长工作时间或减少补助会引起劳动者的抵触。所以,小型企业更有动机直接调整劳动人数,以降低工资上调带来的就业压力。

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文认为,若考虑发展中国家的经济发展,劳动需求曲线持续右移,买方垄断的劳动力市场将会持续存在,那么最低工资线便有更大且持续的上调空间,从而能持续地促进就业。此结论是对李晓春和何平理论的进一步发展^[17]。江浙沪三地作为我国经济发展速度最快的地区之一,对最低工资线的调整也更为频繁且幅度较大。本文实证分析江浙沪三地最低工资的就业效应,结论如下:最低工资政策在上海和浙江能够促进就业,在江苏将抑制就业;上海和浙江相比,四种分类回归结果都显示出上海最低工资的就业促进作用大于浙江;三地企业中,最低工资政策主要影响小型企业和民营企业的就业。上海和浙江,尤其是上海,还有较大的提升最低工资的空间。江苏提升最低工资时需要适度,需要考虑最低工资对就业可能存在的抑制效应,需要兼顾收入和就业两方面。

(二) 政策建议

政府应注意倾听企业的意见,精确测算最低工资调整区间。政府在制定最低工资政策时,习惯向临近省份看齐。当然,这有利于吸引外省劳动力流入。但这种简单的看齐政策并不一定起到促进就业的效果。外来劳动力既会考量最低工资水平,又会考量找到工作的概率。较高的最低工资可以提高预期工资,也有可能降低找到工作的概率,从而难以达到吸引劳动力的目的。另外,随着我国经济进入新常态,经济增长速度放缓,劳动力需求曲线右移的程度也将下降,从而最低工资上升的空间将被压缩。所以,我们认为,未来江浙沪最低工资上升幅度都不宜过快。政府在制定政策时,要特别注

^①周申实证分析认为中国的贸易开放能显著提高劳动需求弹性^[31],盛斌和牛蕊的研究也支持关于加快贸易自由化会提高劳动力需求弹性的假说^[32]。

意企业对最低工资的反应,精确地测算最低工资可以上调的区间。

政府应注意产业类别、企业类别和规模特点。江苏省和浙江省各有三档最低工资线,依据发展水平,在不同的地区实施不同的最低工资标准。在此过程中,政府在考虑各个地区的产业类别、企业类别和规模特点的基础上,需再结合本地消费与收入水平制定合适的标准。例如民营企业对于最低工资的变动比较敏感,尤其是小微企业的抗波动能力相对较弱,所以对于民营企业占比较大的地区,在上调最低工资时应给予适当考虑。

政府应选择好上调的时机,做好宣传工作。从操作层面来看,政府最低工资线的公布日期与具体实施日期较为接近,例如,江苏2016年1月1日开始实施的最低工资标准公布于2015年12月19日,期间只差15天;上海市2016年4月1日开始实施的最低工资标准公布于2016年3月30日,期间只差1天。公布期与实施期接近不利于企业提前应对,从而合理安排人员。对于企业尤其是对于小微企业而言,或许已有每年最低工资上调的预期,但上调幅度和时机依旧未知,仓促应对可能给企业带来额外的调整成本。

政府应做好外围配套工作。除了最低工资,政府还可以通过采取其他措施来增强提升最低工资的就业促进效应。当然,其前提是最低工资在合理的区间内提升。例如,进一步提升对外开放水平,这个对外开放既包括对国外开放又包括对省外开放,政府进一步增强产品和资本的流动性,并且让市场在产品 and 要素定价过程中起主导作用,从而可有效扁平化企业的劳动需求曲线,以提升单位最低工资的就业促进效应。政府应进一步促进城乡一体化,减少劳动力流动障碍,并给予低技术劳动力尤其是农村迁移劳动力合理的社会保障,不仅要吸引农村劳动力来,还要吸引其留下,从临时劳动力变为永久劳动力。

当然,我们应该注意到,随着劳动力素质的提高、互联网信息化的发展和基础设施建设的不断完善,我国的劳动市场的结构必然优化,支持劳动力买方市场的某些力量会削弱,劳动者对企业的议价能力必将逐步提升,在同样的经济增长水平下,提升最低工资对就业的负面影响亦可能逐步增大。

参考文献:

- [1] Fang T, Lin C. Minimum wages and employment in China[J]. IZA Journal of Labor Policy, 2015, 4(1): 22.
- [2] Welch F. Minimum wage legislation in the united states[J]. Economic Inquiry, 1977, 12(1): 285 - 318.
- [3] Ginding T H, Terrell K. The effects of multiple minimum wages throughout the labor market: the case of costa rica[R]. William Davidson Institute Working Papers, 2007: 1159.
- [4] Lemos S. The effects of the minimum wages in the formal and informal sectors in brazil[R]. University of Leicester Discussion paper, 2004.
- [5] Reynolds L G, Gregory P, Torruellas L M. Wages, productivity and industrialization in puerto rico[J]. Economic Journal, 1966, 76(3): 138.
- [6] Fraja G D. Minimum wage legislation, productivity and employment[J]. Economica, 1999, 66(2): 473 - 488.
- [7] Agenor P R, Aizenman J. Macroeconomic adjustment with segmented labor markets[J]. Journal of Development Economics, 1999, 58(2): 277 - 296.
- [8] Cubitt R P, Heap S P H. Minimum wage legislation, investment and human capital[J]. Scottish Journal of Political Economy, 1999, 46(2): 135 - 157.
- [9] Maurice S C. Monopsony and the effects of an externally imposed minimum wage[J]. Southern Economic Journal, 1974, 5(2): 283 - 287.
- [10] Manning A. How do we know that real wages are too high? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 6(2): 1111 - 1125.
- [11] Burdett K, Mortensen D. Equilibrium wage differentials and employer size[C]. University of Essex, 1989.
- [12] 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.
- [13] 简泽, 黎德福, 沈筠彬, 吕大国. 不完全竞争的收入分配效应研究——一个融合产品—劳动力市场的视角[J]. 中国工业经济, 2016(1): 21 - 36.
- [14] 洗国明, 徐清. 劳动力市场扭曲是促进还是抑制了 FDI 的流入[J]. 世界经济 2013(9): 25 - 48.
- [15] 罗小兰. 我国劳动力市场卖方垄断条件下最低工资就业效应分析[J]. 财贸研究, 2007(4): 1 - 5.

- [16] 罗小兰. 我国最低工资标准农民工就业效应分析——对全国、地区及行业的实证分析[J]. 财经研究, 2007(11): 114 - 123.
- [17] 李晓春, 何平. 最低工资线的农民工就业效应——以长三角地区为例[J]. 江苏社会科学, 2010(4): 59 - 66.
- [18] 赖普清, 姚先国. 再议劳动者地位问题: 劳动力产权强度的视角[J]. 学术月刊, 2011(3): 73 - 80.
- [19] 简泽, 黎德福, 沈筠彬, 等. 不完全竞争的收入分配效应研究——一个融合产品—劳动力市场的视角[J]. 中国工业经济, 2016(1): 21 - 36.
- [20] 莫旋, 阳玉香, 刘杰. 中国劳动力市场劳资双方议价能力测度[J]. 经济与管理研究, 2017, 38(4): 47 - 56.
- [21] Boal W M, Ransom M R. Monopsony in the labor market[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35(1): 86 - 112.
- [22] Bhaskar V, Manning A, To T. Oligopsony and monopsonistic competition in labor markets[J]. Journal of Economic Perspectives, 2002, 16(2): 155 - 174.
- [22] Hainmueller J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies [J]. Political Analysis, 2012, 20(1): 25 - 46.
- [23] Staiger D O, Spetz J, Phibbs C S. Is there monopsony in the labor market? Evidence from a natural experiment[J]. Journal of Labor Economics, 2010, 28(2): 211 - 236.
- [24] Falch T. The elasticity of labor supply at the establishment level[J]. Journal of Labor Economics, 2010, 28(2): 237 - 266.
- [25] Ransom M R, Sims D P. Estimating the firm's labor supply curve in a "new monopsony" framework: schoolteachers in missouri[J]. Journal of Labor Economics, 2010, 28(2): 331 - 355.
- [26] Cho C K, Jung M, Lee C W, et al. Monopsony in the low-wage labor market? Evidence from minimum nurse staffing regulations[J]. Review of Economics & Statistics, 2010, 96(1): 92 - 102.
- [27] Manning A. Imperfect competition in the labor market[J]. Handbook of Labor Economics, 2011, 4(2): 973 - 1041.
- [28] 余森杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据[J]. 经济学季刊, 2011(4): 1251 - 1280.
- [29] 邵宜航, 步晓宁, 张天华. 资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算[J]. 中国工业经济, 2013(12): 39 - 51.
- [30] Hainmueller J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies [J]. Political Analysis, 2012, 20(1): 25 - 46.
- [31] 周申. 贸易自由化对中国工业劳动力需求弹性影响的经验研究[J]. 世界经济, 2006(2): 31 - 40.
- [32] 盛斌, 牛蕊. 贸易、劳动力需求弹性与就业风险: 中国工业的经验研究[J]. 世界经济, 2009(6): 3 - 15.

[责任编辑: 杨志辉]

The Minimum Wage and the Existence of Monopsony in the Labor Market The Employment Effect of Minimum Wages on Workers: A Case Study of the Yangtze River Delta Region

LI Xiaochun, DONG Zheyu

(School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Based on the model of monopsony, this article explores the effect of minimum wages on labor in the developing countries in which the economy is developing rapidly. We take the Yangtze River Delta region as an example to analyze the employment effect of minimum wages on workers. The empirical study of statistical data from China Industry Business Performance Data demonstrates that the increase of minimum wages could contribute to employment of workers in Shanghai and Zhejiang where there is a lower ratio of the minimum wage to the urban average wages, but hinders the employment of workers in Jiangsu where there is a higher ratio of minimum wages to the urban average wages. We also find that the increase of minimum wages in Shanghai could create more jobs than in Zhejiang. In addition, the rise in the minimum wage has a major impact on small businesses and private enterprises.

Key Words: minimum wages; continuous buyer's monopoly; labor market; Yangtze River Delta employment; employment policy; population flow; migrant workers; urbanization; migrant workers employment; labor demand elasticity