

最低工资标准提升的溢出效应*

贾 朋 张世伟

内容提要:依据中国健康与营养调查数据,本文应用微观经济计量方法考察了我国最低工资标准提升的溢出效应。研究表明:最低工资提升对男性和女性工资的溢出效应可以分别达到最低工资的 1.50 倍和 1.25 倍;随着相对工资区间的升高,溢出效应呈现逐渐下降的趋势;最低工资执行力度越大,溢出效应越明显。因此,政府通过适当上调最低工资,同时加大对最低工资法规执行的监管,将有助于低收入群体工资水平的提高,进而有助于抑制城镇居民收入差距的持续扩大。

关键词:最低工资;溢出效应;工资分布

中图分类号:C812

文献标识码:A

文章编号:1002-4565(2013)04-0037-05

Spillover Effects of Minimum Wages Increase

Jia Peng & Zhang Shiwei

Abstract:In this paper, by using data from China Health and Nutrition Survey and microeconomic methods, we study spillover effects of minimum wages increase in China. The results indicate that spillover effects of minimum wages increase can reach to 1.50 and 1.25 times of minimum wages on male and female wage distribution respectively; spillover effects on both male and female tend to decrease with the increase of relative wage interval; stronger implementation of minimum wages regulation tends to increase spillover effects. As a result, by increasing minimum wage appropriately and enforcing the implementation of minimum wages regulation, local government can increase the wage level of low-income groups while restrain income disparity of urban residents.

Key words:Minimum Wages; Spillover Effects; Wage Distribution

一、引言

中国改革开放以来,随着经济的持续快速增长,城镇劳动力的工资差距呈现出持续扩大的趋势。为了保障低技能劳动力能够合理分享改革开放和经济增长的成果,中国政府于 1995 年颁布实施了最低工资制度。随着时间的推移,最低工资法规的执行力度不断加强,最低工资标准也不断提升。然而,由于微观数据的匮乏,关于最低工资标准提升对城镇劳动力市场不同收入群体工资获得影响的研究却还相对较少^[1]。

根据劳动经济学理论,最低工资标准提升会在工资分布的最低工资点处产生截断效应,即对于工资水平低于最低工资的就业人员,上调最低工资标准会提升他们的工资水平。然而,最低工资对工资分布的影响绝不仅限于截断效应,最低工资标准提

升还会对工资水平本就高于最低工资的就业人员工资产生溢出效应^[2]。最低工资标准提升之所以会产生溢出效应可能有以下几个原因:首先,最低工资标准提升提高了低技能劳动力的相对价格,可能会使得市场对高技能劳动力的需求增加,进而可能会提升高技能劳动力的工资率;其次,为了保持工资的行为激励效应,厂商可能会刻意在不同类型的劳动力之间维持一定的工资差距,在提高低技能劳动力工资水平的同时,还可能会提升高技能劳动力的工资水平;最后,最低工资标准提升可能会提高正在寻找工作劳动力的保留工资,导致厂商招聘新员工时需要提供更高的工资^[3]。

* 本文获中国博士后科学基金面上项目“最低工资管制的就业效应和收入分配效应”(2012M520506);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“劳动力市场制度的就业效应和收入分配效应”(12JJD790042)资助。

1990年代以来,许多西方经济学家对最低工资标准提升是否存在溢出效应进行了实证检验。经济学者早期大多直接通过分析工资分布上不同分位点处的工资变化来检验溢出效应^[4],而近年来大多则通过比较观测到的工资分布与反事实的工资分布来分析溢出效应^[5]。目前,经验研究结果存在明显差异,一些研究发现最低工资标准提升存在明显的溢出效应^{[6][7]},但另外一些研究却发现最低工资标准提升不存在明显的溢出效应^[8]。

在中国的城镇劳动力市场中最低工资标准的提升是否存在溢出效应?如果存在溢出效应,溢出效应的范围和程度如何?对这些问题的解答,不仅有助于我们加深对劳动力市场工资决定机制的理解,而且有助于考察最低工资对就业和工资不平等的影响。本文拟借鉴 Neumark *et al.* 的有益思想^[2],依据中国健康与营养调查(CHNS)数据分析最低工资标准提升对不同收入群体工资获得的影响。

二、模型设定

Neumark *et al.* 提出了在控制最低工资即期效应和滞后效应的同时,估计最低工资对工资分布上多个分位点处工资影响的分析框架。假设个体 i 工资率的变动可以表示为,

$$\begin{aligned} \frac{w_{ip}^2 - w_{ip}^1}{w_{ip}^1} = & \alpha + \sum_j \beta_j \frac{MW_p^2 - MW_p^1}{MW_p^1} R_j(w_{ip}^1, MW_p^1) \\ & + \sum_j \gamma_j R_j(w_{ip}^1, MW_p^1) + \sum_j \phi_j R_j(w_{ip}^1, MW_p^1) \cdot \frac{w_{ip}^1}{MW_p^1} \\ & + X_{ip}^1 \delta + P_p \lambda + \varepsilon_{ip} \end{aligned} \quad (1)$$

在式(1)中,上标 1 和 2 分别代表最低工资提升前后的年份, p 代表省份, w 为个体工资水平, MW 为最低工资标准, X 表示个体的性别、受教育程度、经验、经验平方和工作单位类型等可能影响工资变动的个体特征向量, P 为省份虚拟变量, R_j 表示个体工资水平与最低工资标准相对程度(以下简称相对工资)的虚拟变量(表 1 给出了 R_j 的详细构建方法), α 、 β 、 γ 、 ϕ 、 δ 和 λ 均为待估计的参数, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 为随机误差项。

表 1 相对工资区间虚拟变量的构建

R_j	含义	R_j	含义
R_1	$0.00 \leq w/MW \leq 1.00$	R_5	$1.76 \leq w/MW \leq 2.00$
R_2	$1.01 \leq w/MW \leq 1.25$	R_6	$2.01 \leq w/MW \leq 2.35$
R_3	$1.26 \leq w/MW \leq 1.50$	R_7	$2.36 \leq w/MW \leq 2.75$
R_4	$1.51 \leq w/MW \leq 1.75$	R_8	$2.76 \leq w/MW \leq 3.50$

式(1)右侧第 2 项为最低工资变动率与每个相对工资区间虚拟变量的交叉项,回归系数 β_j 刻画了最低工资标准提升对于由 R_j 所定义的工资分布不同位置上个体工资的溢出效应。由于该解释变量和被解释变量均为变化率,因此 β_j 可以理解为工资变动的最低工资弹性。模型右侧第 3 项为相对工资区间虚拟变量,通过这些虚拟变量可以控制与最低工资变化无关但却能影响工资分布不同位置处工资变化的因素(如工资度量误差等)。模型右侧第 4 项为每个相对工资区间虚拟变量与个体相对工资的交叉项。

三、数据处理及统计描述

本文所使用的数据来自中国健康与营养调查,调查覆盖了中国大陆地区的辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州等 9 个省份,调查内容涉及个体的人口学特征、就业和工资等信息。由于中国的大部分省份在 1995 年左右才正式确立了最低工资制度,因此本文使用 1997-2009 年的五次调查数据。本文使用的最低工资标准数据来自各省、自治区和直辖市人民政府公报以及各地人力资源和社会保障行政部门网站。

本文首先根据中国健康与营养调查提供的纵列数据,通过匹配计算得到了个体在前后两次调查之间的工资变动情况。从 1997-2009 年 9 省份个体月工资变动的百分比整体情况来看,各省份在各调查区间内的工资水平均有较大幅度的提高,平均增长幅度为 83.20%,其中男性为 87.70%,女性为 76.22%,男性的工资增长稍高于女性。分调查区间来看,2006-2009 年的工资增长幅度最大,2004-2006 年的工资增长幅度最小。分省份来看,黑龙江和贵州在各调查时间段内均有较高的工资增长,而江苏和山东的工资增长幅度则较低。

为了度量各省市在各调查区间内的最低工资变动情况,本文首先根据各省市历次最低工资标准的调整情况计算了历次调整的平均最低工资标准;其次,对于未调整最低工资标准的年份,以上一次最低工资标准调整的平均值作为本年度执行的平均最低工资标准;而对于一年内有多次最低工资标准执行的情况,以各个最低工资标准的实际执行天数为权重计算该年度内的加权平均最低工资标准;最后,计算得到不同调查区间内最低工资标准的变动情况。

整体来看,各省份在各调查区间内的最低工资标准均有一定程度的提高,平均调整幅度达36.96%。分调查区间来看,2006-2009年的最低工资增长幅度为最高,2004-2006年的最低工资增长幅度为最低,这与9个省份工资的增长幅度是一致的。分省份来看,黑龙江的最低工资平均增长幅度最高,为46.21%,这与黑龙江较高的工资增长幅度是吻合的。从以上的分析可以看出,在最低工资标准调整幅度较高的省份和调查区间,通常也具有较高的工资增长幅度。

按照表1中关于相对工资的分组情况,表2给出了各调查区间在工资分布不同位置上的工资变动情况。整体来看,随着相对工资区间的逐渐升高,工资增长幅度呈现逐渐下降的趋势。分调查区间来看,男性和女性的工资增长幅度随着相对工资区间的升高基本呈现逐渐下降的趋势,尽管在部分相对工资区间内也存在轻微上涨的情况。在大部分相对工资区间内,男性的工资增长幅度均大于女性。随着相对工资增加而呈现出工资增长幅度下降以及男性和女性工资增长之间的差异反映了最低工资溢出效应在工资分布上可能会随位置的上升而下降以及溢出效应在男性和女性之间的差别。

个体工资的获得会因年龄、性别以及受教育程

度等个体属性的差异而不同。为了考察工资分布不同位置上的个体特征差异,表3给出了工资分布上各特征组所占的比例。随着相对工资的增加,处于16-25岁和26-35岁年龄段的观测比例逐渐降低,而处于36-45岁和46岁以上年龄段的观测逐渐增加,说明随着年龄的增长,工资收入呈现逐渐上升的趋势。随着相对工资的增加,女性所占的比例逐渐减少而男性所占比例逐渐增加,男性和女性获取不同水平工资的比例差别反应了不同性别就业人员在不同岗位上工资谈判中议价能力的差别,说明最低工资的溢出效应可能会因性别而有所不同。随着相对工资的增加,受教育程度为小学以下和初中的观测所占比例逐渐下降,而受教育程度为大学及以上的观测所占比例逐渐升高,说明随着受教育程度的增加,个体的工资收入相应增加。

从以上的分析可以看出,最低工资变动幅度和工资变动幅度基本呈现相同的趋势,说明可能存在溢出效应。随着相对工资的上升,工资增长幅度呈现逐渐下降的趋势,说明在工资分布不同位置上溢出效应可能存在差别。相对工资不同区间内的个体年龄、性别和受教育程度等特征有所差别,说明在溢出效应的研究中应通过经济计量模型对上述因素加以控制。

表2 工资分布上的工资水平变动情况 (%)

相对工资区间	1997-2000		2000-2004		2004-2006		2006-2009		整体
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	
[0.00,1.00]	191.75	198.58	151.76	290.52	51.94	66.24	186.10	249.13	173.43
[1.01,1.25]	129.93	162.76	127.63	111.32	27.31	51.01	129.49	87.29	107.79
[1.26,1.50]	55.86	94.70	85.64	105.26	24.10	46.99	119.31	122.97	85.86
[1.51,1.75]	46.62	69.76	70.26	65.06	22.90	37.63	62.55	136.95	66.64
[1.76,2.00]	57.19	55.57	45.31	79.83	21.81	73.34	72.65	132.42	68.47
[2.01,2.35]	44.14	45.04	44.53	68.13	22.32	28.06	86.02	59.81	47.75
[2.36,2.75]	13.13	47.64	35.06	44.94	23.72	50.19	67.30	96.60	49.58
[2.76,3.50]	2.75	41.24	63.62	26.52	15.56	60.39	66.19	187.67	62.59

注:最低工资标准的提升对于高收入个体的工资影响较小,因此在本表和本文后面的分析中均去除了相对工资大于3.50的观测。本表还将样本进一步限制为了在第1年和第2年均有工资收入的就业个体。

表3 工资分布上的各特征组所占的比例 (%)

相对工资区间	年龄				性别		受教育程度		
	16-25	26-35	36-45	46+	女性	男性	小学以下	初高中	大学以上
[0.00,1.00]	14.42	31.50	31.31	22.77	54.46	45.54	17.73	74.18	8.09
[1.01,1.25]	14.91	27.04	35.19	22.86	45.53	54.47	15.20	75.80	9.00
[1.26,1.50]	10.17	30.30	39.41	20.13	41.74	58.26	13.43	77.83	8.74
[1.51,1.75]	13.11	28.57	36.99	21.33	44.23	55.77	12.23	79.88	7.89
[1.76,2.00]	10.10	32.23	32.04	25.63	37.28	62.72	11.33	77.93	10.74
[2.01,2.35]	6.97	26.84	36.07	30.12	33.40	66.60	10.72	72.37	16.91
[2.36,2.75]	7.48	24.21	36.81	31.50	28.74	71.26	9.34	74.16	16.50
[2.76,3.50]	7.47	22.99	39.08	30.46	28.35	71.65	8.14	68.22	23.64
整体	10.60	27.95	35.81	25.63	39.25	60.75	12.27	75.02	12.72

四、回归分析

依据中国健康与营养调查 1997 - 2009 年的数据和各省历年最低工资标准的调整数据,本文使用经济计量分析方法考察最低工资标准提升的溢出效应(参见表 4)。可以发现,受教育年限系数显著为正,说明受教育年限对于男性和女性的工资增长均具有显著的积极影响,在其他条件不变的情况下,增加 1 年的受教育年限大约可使男性和女性的工资分别增长 7% 和 5%。女性工作经验回归系数不显著,说明工作经验对女性工资变动没有显著影响。男性工作经验系数显著为正,说明工作经验对于男性的工资增长具有较显著的积极影响,增加 1 年的工作经验可使男性工资增长约 6%。同时,男性经验平方的回归系数显著为负,说明男性工资增长幅度和工作经验之间呈现一种倒 U 形的关系,即随着工作经验的增加,工资增长率逐渐上升;而当工作经验达到一定程度以后,工资增长率开始下降。因此,上述回归结果符合经济理论预期。

表 4 工资率变动方程的回归结果

解释变量	男性	女性	解释变量	男性	女性
[0.00,1.00]	4.73**	2.44***	[2.76,3.50]	0.21	-0.49
[1.01,1.25]	1.66***	1.08**	受教育年限	0.07***	0.05**
[1.26,1.50]	0.95*	0.34	经验	0.06***	-0.01
[1.51,1.75]	0.52	0.03	经验平方	-0.11***	0.01
[1.76,2.00]	0.67	-0.13	常数项	-0.95***	0.00
[2.01,2.35]	-0.14	-0.21	调整的 R ²	0.04	0.05
[2.36,2.75]	-0.06	-0.73*	观测数	2301	1487

注:①为了使结果展示的更加完整,本文在数据处理过程中将“经验平方”一项除以了 100。②本文在回归中的解释变量还包括代表工资分布不同位置的虚拟变量、代表工资分布不同位置与相对工资交叉项的变量、省份虚拟变量和工作单位类型虚拟变量。限于篇幅,本文未给出完整的估计结果,感兴趣的读者可以联系作者索取。③本文的结果均为异方差稳健估计。④***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 显著性水平下显著。下同。

观察表 4 中代表相对工资区间和最低工资变动

表 5 2004 年《最低工资规定》对溢出效应的影响

解释变量	2004 年以前		2004 年以后		解释变量	2004 年以前		2004 年以后	
	男性	女性	男性	女性		男性	女性	男性	女性
[0.00,1.00]	4.71*	1.32**	6.00***	4.90**	[2.76,3.50]	-1.02**	-1.22*	3.07**	0.14
[1.01,1.25]	1.79***	0.18	2.51***	2.62**	受教育年限	0.06***	0.04*	0.07	0.12**
[1.26,1.50]	0.39	-0.78	2.89***	2.26*	经验	0.05**	0.00	0.06**	0.00
[1.51,1.75]	-0.27	-0.63	3.10***	1.09*	经验平方	-0.09**	-0.02	-0.11**	0.04
[1.76,2.00]	-0.13	-0.84	3.33*	1.02*	常数项	-0.63	0.52	-2.07**	-1.65**
[2.01,2.35]	-0.74	-1.16**	1.67**	0.76	调整的 R ²	0.10	0.05	0.02	0.09
[2.36,2.75]	-0.82	-1.65***	2.07*	0.22	观测数	1315	849	986	638

百分比交叉项的系数可以看出,最低工资标准的提升对处于相对工资 [0.00,1.50] 区间的男性个体和 [0.00,1.25] 区间的女性个体具有显著的溢出效应,而且这种溢出效应随着相对工资区间的上升呈现逐渐下降的趋势;最低工资对处于上述区间以外个体的工资增长影响不显著。最低工资标准的提升对处于 [0.00,1.00] 区间个体的工资增长影响最大,如最低工资标准提升 1% 可使处于这一区间的男性和女性工资分别增长 4.73% 和 2.44%,即工资对最低工资的弹性分别为 4.73 和 2.44。对男性和女性的溢出效应进行比较可以发现,各区间内最低工资对男性的溢出效应均高于女性,说明男性因最低工资提升所获得的收益明显高于女性。

2004 年 3 月 1 日,原劳动和社会保障部发布的《最低工资规定》取代了 1993 年原劳动部发布的《企业最低工资规定》。新的《最低工资规定》中加大了对违反《最低工资规定》企业的惩处力度。因此,2004 年《最低工资规定》使得最低工资制度的执行更加严格。为了考察在 2004 年前后最低工资标准提升的溢出效应是否有明显变化,表 5 给出了 2004 年《最低工资规定》对溢出效应的影响。可以发现,加大最低工资标准的执行力度前后溢出效应有着明显的差别。在 2004 年以前,对男性工资水平的正的溢出效应仅能达到最低工资的 1.25 倍左右;而在 2004 年以后,最低工资对本文所考察的整个工资分布上的个体工资水平均有显著的溢出效应。在 2004 年以前,最低工资对女性工资的影响仅仅局限于工资水平低于最低工资标准的个体,没有产生明显的正向溢出效应;而在 2004 年以后,对于女性的溢出效应可以达到最低工资的 2.00 倍左右,且溢出效应随着相对工资区间的上升呈现逐渐下降的趋势。另外,从绝对水平上来看,2004 年以后的溢出效应明显大于 2004 年以前的溢出效应。从以上的

分析可以看出,加大最低工资标准的执行力度以后,溢出效应的范围和程度均有了较大幅度的上升。

五、结论

本文以中国健康与营养调查1997-2009年的微观数据和各省历年最低工资标准的调整数据为基础,应用微观经济计量方法考察了最低工资标准提升的溢出效应。研究结果表明,最低工资标准的提升对于男性和女性的工资水平均具有较明显的溢出效应,对男性和女性的溢出效应可以分别达到最低工资的1.50倍和1.25倍左右;随着相对工资区间的升高,最低工资标准提升对男性和女性工资的溢出效应均呈现逐渐下降的趋势;最低工资制度的执行力度越大,溢出效应越明显。溢出效应意味着最低工资标准提升不仅导致低收入群体工资水平明显提高,而且导致中低收入群体工资水平明显提高,有助于扩大中等收入群体规模,抑制城镇居民收入差距的持续扩大。

中国参与国际竞争的比较优势是劳动密集型产品,劳动供给远大于劳动需求导致低技能劳动力在劳动力市场中的工资议价能力较低。同时,中国的最低工资标准近年来一直处在低位运行,最低工资标准仅占在岗职工平均工资的20%左右,这与发达国家近50%的比例相差很大。随着中国未来人口红利的逐渐消失,较低的最低工资标准意味着适度提升最低工资标准不会对就业产生显著的消极影响。因此,政府部门适度上调最低工资标准,同时加大对最低工资标准执行的监管力度,不仅有助于最低收入群体工资水平的提升,而且有助于中低收入群体工资水平的提升,进而抑制城镇居民收入差距的持续扩大。

参考文献

- [1] 罗小兰,丛树海. 基于攀比效应的中国企业最低工资标准对其他工资水平的影响[J]. 统计研究, 2009(6):60-65.
- [2] Neumark D, Schweitzer M, Wascher W. Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution [J]. Journal of Human Resources, 2004, 39(2):425-450.
- [3] Flinn C. Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search, Matching, and Endogenous Contact Rates [J]. Econometrica, 2006, 74(4):1013-1062.
- [4] Card D, Krueger A. Myth and Measurement: the New Economics of the Minimum Wage [M]. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1995.
- [5] Dickens R, Manning A. Has the National Minimum Wage Reduced UK Wage Inequality? [J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society), 2004, 167(4):613-626.
- [6] Lee D. Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(3):977-1023.
- [7] Lemos S, Rigobon R, Lang K. Minimum Wage Policy and Employment Effects: Evidence from Brazil [J]. Economia: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association, 2004, 5(1):219-266.
- [8] Autor D, Manning A, Smith C. The Contribution of the Minimum Wage to U. S. Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment [R]. NBER Working Paper, No. 16533, 2010.

作者简介

贾朋,男,1985年生,山东聊城人,2012年毕业于吉林大学,获经济学博士学位,现为中国社会科学院人口与劳动经济研究所博士后研究人员。研究方向为劳动经济学。

张世伟,男,1964年生,吉林长春人,2001年毕业于吉林大学,获经济学博士学位,现为吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师。研究方向为数量经济学。

(责任编辑:周晶)

《统计研究》“文章署名”要求

1. 合著作者姓名最多为三人,四人以上以“等”字表示(如:张三、李四、王五等)。
2. 文章署名如为课题组,有两种形式:①以单位为课题组名称(如:国家统计局课题组);②以项目名称为课题组名称(如:“国际竞争力研究”课题组,项目名称需加双引号),这两种形式均可。课题项目如与项目资助有关,需在呼应注中标明(参见上述题名标注方法)。
3. 文章署名要求用中英文两种文字书写(英文署名置于英文题名下方居中)。
4. 中文文章署名用四号楷体居中排版。