

# 最低工资标准提升的就业效应<sup>※</sup>

——一个基于自然实验的经验研究

贾 朋<sup>1</sup> 张王伟<sup>2</sup>

**【内容摘要】**本文以最低工资标准提升作为自然实验,应用回归调整的差中差方法分析了最低工资标准提升对青年和中年低技能劳动力就业的影响。研究结果表明,最低工资标准提升对低技能群体中的男性和青年女性的就业没有产生显著影响;但对低技能群体中的中年女性就业却产生显著的消极影响,且最低工资标准提升幅度越大,对就业的消极影响越大。因此,政府适当的提升最低工资标准将有助于低技能劳动力整体工资水平的增长。

**【关键词】**最低工资;就业;低技能劳动力;自然实验

## 一、引言

近年来,随着中国经济体制改革的不断深化和经济的持续快速增长,城镇劳动力市场资源配置不断得到优化,城镇居民的工资水平不断得以提升,但城镇居民失业和工资差距扩大却一直一直是城镇劳动力市场运行中存在的突出问题。为保障低技能劳动力能够合理地分享改革开放和经济增长的成果,中国政府早在1995年就颁布实施了最低工资制度。随着时间的推移,最低工资的覆盖面越来越广,最低工资标准不断得以提升。然而,由于微观数据的匮乏,关于中国最低工资制度实施效果的研究却相对较少。

最低工资标准提升的就业效应不仅是最低工资制度评价的主要内容,而且是分析最低工资标准提升的其他经济效应(如人力资本效应和收入分配效应)的基础。根据劳动经济学理论,在一个完全竞争的劳动力市场中,最低工资标准提升会对就业产生消极影响;但在一个买方垄断的劳动力市场中,如果初始最低工资标准较低,则最低工资标准提升通常会对就业产生积极影响。<sup>[1]</sup>由于现实经济中的

※ 本文得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(编号:12JJD790042)的资助。

作者简介:贾朋(1985—),男,吉林大学数量经济研究中心(长春,130012),博士生。研究方向:数量经济学。

张王伟(1964—),男,吉林大学数量经济研究中心(长春,130012),教授。研究方向:数量经济学。

劳动力市场通常处于完全竞争和买方垄断之间,因而在理论上无法准确识别最低工资标准提升对就业的影响,而必须通过经验研究加以解答。虽然国外学者针对最低工资标准提升的就业效应进行了大量的经验研究,但迄今为止,相关经验研究结果却存在明显的差异,一些研究发现最低工资标准提升不会对就业产生消极影响,<sup>[2](1397-1420)[3](154-180)</sup>而另一些研究则发现最低工资标准提升会对就业产生消极影响。<sup>[4](653-680)</sup>Neumark 和 Wascher 通过对相关研究结果的综合分析指出,研究结果出现差异的原因主要包括:(1)研究方法存在差异,早期研究通常采用以宏观经济数据为基础的时间序列模型,而近年来通常采用以微观数据为基础的面板数据模型和自然实验方法;(2)样本选择存在差异,一些针对特定行业的研究通常得到正面的就业效应,而针对所有行业的研究通常得到负面的就业效应。<sup>[5]</sup>同时,Neumark 和 Wascher 还指出,大量的实证研究结果表明:在西方主要国家,最低工资标准提升对就业的影响,无论是积极的还是消极的,均比较弱。

近年来,各地方政府多次提高最低工资标准,为研究最低工资标准提升的就业效应提供了丰富的数据基础。国内一些学者陆续开始针对最低工资标准提升的就业效应展开研究,目前主要的工作分为两类:(1)依据宏观经济数据,应用时间系列模型分析最低工资标准提升对农民工就业的影响,<sup>[6](114-123)[7](60-65)</sup>这类研究存在的问题是无法考虑个体异质性对就业的影响;(2)依据微观横截面数据,应用微观经济计量方法分析最低工资标准提升对农民工和城镇居民就业的影响,<sup>[8](26-36)[9](85-102)[10](57-70)</sup>这类研究存在的问题是无法考虑经济环境变化和个体之间的相互作用。总体来看,目前关于最低工资标准提升的就业效应研究存在研究内容相对单薄和研究方法相对滞后的问题,进而导致对最低工资标准提升的作用机理和作用效果缺乏较全面和较深刻的理解。

基于上述分析,本文拟将最低工资标准提升作为自然实验,<sup>①</sup>应用回归调整的差中差方法分析最低工资标准提升对低技能劳动力就业的影响。本文的第二部分将论述分析方法,第三部分给出数据的统计描述,第四部分对回归结果进行分析,最后给出本文的研究结论。

## 二、分析方法

根据自然实验方法,本文首先将最低工资标准提升视为一项自然实验,并将样本分为两组——实验组和对照组,实验组由提升最低工资标准地区的个体组成,而对照组则由未提升最低工资标准地区的个体组成。任意一个个体均具备一个组属性  $G_i \in \{0, 1\}$  (1代表实验组,0代表对照组)和时间属性  $T_i \in \{0, 1\}$  (1代表实验后,0代表实验前)。对于来自总体的随机抽样  $i=1, \dots, N$ , 个体  $i$  的组属性  $G_i$  和时间属性  $T_i$  可以被认为是随机变量。令  $Y_i \in \{0, 1\}$  表示个体  $i$  的就业状态 (1代表就业,0代表非就业),则个体  $i$  的观测数据可以表示为

$(Y_i, G_i, T_i)$ 。使用潜在结果框架,<sup>[11][12](34-58)</sup>记  $Y_i^0$  为个体  $i$  在未受到最低工资标准提升影响情形下的就业状态,  $Y_i^1$  为个体  $i$  在受到最低工资标准提升影响情形下的就业状态, 则实际观测到的个体  $i$  的就业状态可以表示为:

$$Y_i = Y_i^0 (1 - G_i T_i) + Y_i^1 G_i T_i = Y_i^0 + (Y_i^1 - Y_i^0) G_i T_i \quad (1)$$

假设个体在未受到最低工资标准提升影响情形下的就业状态  $Y_i^0$  满足:

$$Y_i^0 = \alpha + \beta T_i + \gamma G_i + \epsilon_i \quad (2)$$

其中, 系数  $\beta$  代表不随组属性  $G_i$  变化的时间效应,  $\gamma$  代表不随时间属性  $T_i$  变化的组效应,  $\epsilon_i$  代表可能影响个体就业的不可观测因素, 且满足  $\epsilon_i \perp (G_i, T_i)$ ,  $E[\epsilon_i] = 0$ 。就业的差中差估计量可以表示为:

$$\tau = \{E[Y_i | G_i = 1, T_i = 1] - E[Y_i | G_i = 1, T_i = 0]\} - \{E[Y_i | G_i = 0, T_i = 1] - E[Y_i | G_i = 0, T_i = 0]\} \quad (3)$$

即在没有最低工资标准提升的情况下, 实验组和对照组个体的就业变动趋势应该一致, 然而最低工资标准的变化使得实验组偏离了这一共同的趋势。因此, 为了去除与最低工资标准提升无关的时间趋势, 需要在实验组 ( $G_i = 1$ ) 的总体平均差异中去除对照组 ( $G_i = 0$ ) 的总体平均差异。

假设最低工资标准提升对个体就业的影响是相同的, 即  $Y_i^1 - Y_i^0 = \tau$ 。与式 (2) 相结合可以得到观测到的个体就业状态为:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma G_i + \tau G_i T_i + \epsilon_i \quad (4)$$

除了最低工资标准提升可能会对个体就业产生影响以外, 个体特征也会对个体就业产生重要影响。因此, 为准确度量最低工资标准提升的就业效应, 在就业方程设定中需要充分考虑个体特征的异质性。在式 (4) 加入一个解释变量向量得到回归调整的差中差模型:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma G_i + \tau G_i T_i + \delta X_i + \epsilon_i \quad (5)$$

其中,  $X_i$  表示个体特征向量,  $\delta$  为相应的回归系数。由于就业决定于劳动供给和劳动需求, 其中劳动需求与个体教育背景、工作经历和年龄等个体特征密切相关, 而劳动供给与市场工资、受教育水平、健康状况、年龄和家庭结构等个体特征密切相关。因此, 本文将个体年龄、婚姻状况、身体健康状况、受教育年限和家庭人口数等引入就业方程作为解释变量。另外, 由于个体就业状态为二元被解释变量, 因此本文使用 Probit 模型对参数进行了估计。

### 三、数据处理及统计描述

本文使用的微观数据来自中国人民大学社会学系和香港科技大学社会科学部于2005年9月至11月和2006年9月至12月进行的中国综合社会调查 (China General Social Survey, CGSS), 调查覆盖了除西藏、青海、宁夏以及港澳台以外的

28个省、自治区和直辖市,调查内容涉及个体的人口统计学信息和劳动就业信息等。本文涉及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或人力资源和社会保障部门的网站,部分未能从上述途径获取的数据一般是通过政府信息公开申请获得的。由于最低工资标准的提升主要对受教育程度较低的低技能劳动力就业产生影响,而对受教育程度较高的高技能劳动力就业影响很小,同时年龄较大或较小的劳动力就业状态变动幅度较小,因此本文将样本限制为受教育程度为初中及以下且年龄处于20岁至50岁之间的劳动年龄人口。

本文将在2005年调查开始日期和2006年调查结束日期之间的最低工资标准提升作为自然实验,选择在此期间没有上调最低工资标准的省份作为对照组,选择在此期间至少有一次最低工资标准上调的省份作为实验组,最终确定河南、湖北、江西、内蒙古和山西5个省份作为对照组,而其他23个省份作为实验组。表1给出了实验组的23个省份在2005年和2006年两次调查期间月最低工资标准调整情况,可以发现,除河北、上海、广西和陕西四省以外,其他各省市的最低工资标准调整幅度均在10%以上,一些省市如吉林、黑龙江、重庆和贵州等的最低工资标准调整幅度达40%左右。同时,不同省份之间的最低工资标准存在较大的差别,主要源于中国各地区经济社会发展水平的巨大差异。

表1 实验组省份月最低工资标准调整情况 单位:元

省份	调整前	调整后	省份	调整前	调整后	省份	调整前	调整后
北京	580	640	浙江	533	645	重庆	365	500
天津	580	660	安徽	347	443	四川	368	485
河北	470	510	福建	450	542	贵州	360	500
辽宁	400	497	山东	430	490	云南	408	480
吉林	330	460	湖南	412	475	陕西	445	480
黑龙江	306	476	广东	477	604	甘肃	320	378
上海	690	750	广西	385	418	新疆	370	433
江苏	480	530	海南	417	497			

由于个体就业不仅取决于工资水平,而且取决于个体特征,因此有必要对可能影响就业的个体特征进行考察。考虑到最低工资标准可能对不同年龄段劳动力就业的作用效果存在差异,<sup>②</sup>本文按年龄将个体分为青年(20-35岁)和中年(36-50岁)两个年龄段。表2给出了对照组和实验组青年和中年个体特征的主要统计指标,可以发现无论是实验组还是对照组,各年龄段的男性就业率均明显高于女性,主要源于男性和女性家庭传统分工模式所决定;同时,男性的受教育年限稍高于女性,男性的身体健康状况普遍好于女性,教育和健康作为人力资本的重要组成,通常有助于个体就业概率的上升。

从表2可以发现,从2005年到2006年,对照组青年和中年女性的就业率均有所上升,其中中年女性就业率上升的幅度明显高于青年女性,主要源于中年女

性的年龄、受教育年限、已婚率和身体健康状况均呈上升趋势，而青年女性的年龄、受教育年限、已婚率和身体健康状况均呈下降趋势。对照组青年男性的就业率呈上升趋势，而中年男性的就业率呈下降趋势；同时，青年男性受教育年限和身体健康状况呈下降趋势，而中年男性受教育年限和身体健康状况呈上升趋势。实验组青年和中年女性的就业率均有所下降；实验组青年和中年男性的就业率均呈上升趋势。由于青年人和中年人在 2005 年至 2006 年间就业率变动趋势和个体特征变动趋势存在差异，说明对其分别进行分析是必要的。

表 2 对照组和实验组青年和中年个体特征的主要统计指标

年龄段	个体特征	对照组				实验组			
		女性		男性		女性		男性	
		2005	2006	2005	2006	2005	2006	2005	2006
20 - 35 岁	观测数	59	50	30	30	323	321	200	204
	就业率 (%)	49.20	50.00	83.30	86.70	59.10	54.50	80.50	86.30
	年龄	30.66	29.54	30.07	30.10	29.79	29.27	29.09	28.78
	受教育年限	8.02	7.88	8.20	8.00	8.05	8.07	8.07	8.20
	已婚 (%)	91.50	86.00	86.70	73.30	84.50	85.00	71.00	71.60
	健康	4.17	4.15	4.57	4.00	4.22	4.15	4.35	4.15
	人口数	5.36	4.38	4.97	4.03	5.12	4.68	4.91	4.46
36 - 50 岁	观测数	91	129	69	77	475	522	375	398
	就业率 (%)	36.30	52.70	88.40	77.90	48.60	43.70	70.10	75.40
	年龄	42.40	43.50	41.54	42.20	42.77	42.84	43.38	42.73
	受教育年限	7.03	7.50	7.41	7.92	7.09	7.87	8.01	8.10
	已婚 (%)	93.40	95.30	94.20	93.50	93.10	92.50	90.70	87.20
	健康	3.64	3.77	4.03	4.09	3.90	3.63	4.01	3.96
	人口数	5.57	3.92	5.29	3.51	5.49	4.41	5.28	4.48

注：“健康”为离散变量（取值 1 至 5，分别代表非常差至非常好），下同。

除了工资水平和个体特征会对个体就业产生影响外，经济环境和个体间的相互作用也会对个体就业产生一定影响，而应用差中差方法则可以有效地解决模型的内部和外部有效性问题。表 3 给出了最低工资标准提升对就业影响的差中差统计结果。由表 3 可以看出，对照组青年和中年女性在最低工资调整后的就业率均有所上升，但中年女性就业率的上升幅度较大；同时实验组青年和中年女性在最低工资调整后的就业率均有所下降，说明最低工资标准提升可能会对女性特别是中年女性就业产生消极影响。对照组和实验组青年男性的就业率在最低工资标准调整后均有所上升，但实验组上升的幅度更大；对照组中年男性的就业率在最低工资标准调整后有所下降，但实验组的就业率却有所上升，说明最低工资标准提升可能非但对男性就业没有负面影响，反而能促进男性就业。由以上的分析还可以看出中年人就业率变动的幅度要远大于青年人，说明中年人就业对工资变动反应较敏感。

从以上的分析可以发现，实验组和对照组个体特征存在差异。对于对照组来说，中年女性就业率的大幅上升可能还源自 2005 年至 2006 年间中年女性受教育

年限的提升和身体健康状况的改善,而中年男性就业率的大幅下降可能还源自两年间中年男性年龄的上升和身体健康状况的下滑;对于实验组来说,青年和中年女性就业率的下降可能还源于两年间女性年龄的上升和身体健康状况的下滑,而男性就业率的上升可能还源于两年间男性受教育年限的提升和年龄的下降。当然,究竟是哪些因素起主要作用还需要根据就业方程的回归结果来确定。

表3 2005年和2006年实验组和对照组就业率的变动情况(%)

组别	女性				男性			
	2005	2006	差	差中差	2005	2006	差	差中差
对照组(20-35岁)	49.20	50.00	0.80	-	83.30	86.70	3.40	-
实验组(20-35岁)	59.10	54.50	-4.60	-5.40	80.50	86.30	5.80	2.40
对照组(36-50岁)	36.30	52.70	16.40	-	88.40	77.90	-10.50	-
实验组(36-50岁)	48.60	43.70	-4.90	-21.30	70.10	75.40	5.30	15.80

#### 四、回归结果分析

本文应用就业方程控制个体特征的异质性,应用差中差方法控制经济环境和个体间的相互作用,分析最低工资标准提升的就业效应。表4给出了控制个体特征异质性情境下的最低工资标准提升就业效应的差中差估计结果,可以发现中年男性和女性的就业概率随着年龄的增加明显减小,符合劳动供给生命周期理论预期;身体健康状况对中年男性和中年女性的就业均有较显著的积极影响,符合人力资本理论预期;受教育年限对各年龄段的男性和女性没有明显的影响;婚姻降低了青年女性的就业概率,但却增加了青年和中年男性的就业概率,符合家庭联合劳动供给理论预期;中年女性交叉项系数显著为负,说明最低工资标准提升对中年女性就业存在消极影响;青年女性和各年龄段男性交叉项系数不显著,说明最低工资标准提升对青年女性和各年龄段男性就业没有显著影响。

表4 最低工资标准提升就业效应的差中差估计结果

解释变量	女性		男性	
	20-35岁	36-50岁	20-35岁	36-50岁
实验组	0.23	0.33**	0.02	-0.61***
实验年份	0.23	0.50**	-0.10	-0.30
交叉项	-0.32	-0.57**	0.30	0.49
年龄	0.01	-0.05***	-0.03	-0.05***
教育年限	0.04	0.03	0.06	-0.01
已婚	-0.61***	-0.26	0.66***	0.60***
健康状况	0.00	0.09**	0.14	0.25***
家庭人口	0.04	0.04	-0.01	0.03
常数项	-0.33	1.24**	0.09	1.52**

准 R <sup>2</sup>	0.02	0.04	0.06	0.10
lnL	-360.70	-532.80	-137.80	-319.90
观测数	539	804	308	616

注：“交叉项”为“实验组”和“实验年份”的交叉项；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平下显著，下同。

由于中国幅员辽阔，不同地区地理环境、经济发展水平、人力资本存量和劳动力市场发育程度均存在较大差异。本文选择的对照组5个省份均在中部地区，为了更加准确地度量最低工资标准提升的就业效应，本文进一步将实验组限制在中部地区的省份。表5给出了中部地区最低工资提升的就业效应的差中差估计结果，可以发现对于中部地区城镇居民来说，个体年龄与中年男性和女性就业概率负相关，身体健康和婚姻有助于中年男性的就业，这些与全国的变动趋势是一致的。与全国趋势的差异之处在于，教育有助于中年女性的就业，身体健康有助于青年（而非中年）女性的就业，家庭人口也会对中年女性就业起到促进作用。中年女性交叉项系数仍显著为负，且绝对值大于全国水平，说明最低工资标准提升对中部地区中年女性就业的消极影响较大。男性交叉项系数仍不显著，说明最低工资标准提升对男性就业没有显著影响。

表5 中部地区最低工资标准提升就业效应的差中差估计结果

解释变量	女性		男性	
	20-35岁	36-50岁	20-35岁	36-50岁
实验组	0.12	0.18	-0.12	-0.74***
实验年份	0.36	0.67***	-0.02	-0.17
交叉项	-0.64	-0.60*	0.07	0.65
年龄	0.02	-0.06***	-0.05	-0.07***
教育年限	0.06	0.09***	0.07	-0.02
已婚	-0.33	-0.32	0.14	0.56*
健康状况	0.16*	0.03	0.28	0.29***
家庭人口	0.06	0.13**	0.03	0.15
常数项	-1.92*	0.88	0.28	1.82
准 R <sup>2</sup>	0.03	0.07	0.04	0.19
lnL	-134.60	-186.30	-46.50	-111.70
观测数	201	295	100	238

由于各省最低工资标准提升幅度存在明显差异，本文进一步考察在最低工资调整幅度较大的省份中，最低工资标准提升的就业效应会有什么变化。表6给出了将实验组的样本限制为最低工资平均调整幅度为20%及以上的省份后，最低工资标准提升就业效应的差中差估计结果。对比表4和表6可以发现，绝大多数解释变量回归系数的显著性是一致的，但中年女性交叉项系数为-0.69，说明在

最低工资标准提升幅度较大的省份，中年女性就业受到较大的负面影响。

表 6 最低工资标准提升就业效应的差中差估计结果（调整幅度 20% 以上）

解释变量	女性		男性	
	20-35 岁	36-50 岁	20-35 岁	36-50 岁
实验组	0.18	0.22	-0.13	-0.52**
实验年份	0.26	0.58**	-0.02	-0.16
交叉项	-0.47	-0.69**	0.14	0.43
年龄	0.01	-0.05***	-0.04	-0.06***
教育年限	0.06	0.03	0.09	-0.06
已婚	-0.67***	-0.12	0.45	0.60**
健康状况	0.01	0.08	0.07	0.27***
家庭人口	0.08	0.10**	0.05	0.10
常数项	-0.59	0.67	0.42	2.07**
准 R <sup>2</sup>	0.03	0.05	0.04	0.14
lnL	-210.40	-280.40	-77.80	-153.40
观测数	314	431	159	331

根据上述回归结果可知，最低工资标准提升会对低技能中年女性就业产生显著的消极影响。单就低技能中年女性而言，2005 年至 2006 年，实验组最低工资标准平均提升幅度为 19.86%，实验组中年女性就业率下降 21.3%，说明低技能中年女性就业对最低工资标准的变动比较敏感。然而，从总体来看，低技能中年女性仅占 20 岁至 50 岁人口的 14.59%，则最低工资标准提升导致总体就业率下降 3% 左右，即就业的最低工资弹性约为 -0.16，说明总体上最低工资的负面就业效应较小。

表 7 实验组中工资水平低于新最低工资标准的就业人员比例（%）

年龄段	女性		男性	
	2005	2006	2005	2006
20-35 岁	49.54	9.66	29.50	4.41
36-50 岁	53.47	19.35	34.40	12.06

最低工资标准提升为何仅对中年女性就业产生显著的负面影响？表 7 给出了实验组中工资水平低于新最低工资标准的就业人员比例，可以发现在 2005 年和 2006 年，女性工资低于新最低工资标准的比例高于男性，而中年人工资低于新最低工资标准的比例高于青年人，说明中年女性更易受到最低工资标准提升的影响。当最低工资标准提升后，最低工资对于低技能青年人覆盖率超过 90%，而对低技能中年人覆盖率超过 80%，一方面说明最低工资标准截断效应和溢出效应在发挥作用，使得低技能工人工资水平得以明显提升；另一方面暗示着低技能中年人（尤其是女性）在就业和工资获得方面存在劣势，最低工资标准提升可能



导致一部分低技能中年女性面临失业和低工资的抉择,进而导致中年女性就业率的明显降低。

## 五、结 论

本文将最低工资标准提升作为自然实验,将中国综合社会调查2005年和2006年的微观数据作为实验结果,应用回归调整的差中差方法分析了最低工资标准提升对低技能劳动力就业的影响。研究表明,提升最低工资标准没有对低技能男性和青年女性的就业产生显著的影响,意味着提高最低工资标准将有助于低技能男性和青年女性工资水平的提高。但最低工资标准提升会对低技能中年女性的就业产生显著的消极影响,且最低工资标准提升幅度越大,其对中年女性就业的消极影响就越大,意味着最低工资标准提升在导致部分中年女性工资水平提高的同时,也导致部分中年女性失业。

本文的发现与国外关于最低工资就业效应的大量研究结论不同。国外研究表明,如果最低工资标准提升对就业有任何影响的话,那么受影响的将是低技能青年群体。然而本文研究表明,最低工资标准提升对低技能中年女性就业存在显著的负面影响,可能主要源于她们在青少年时期由于文革而没有受到良好的教育,在城镇劳动力市场中的议价能力较低,仅仅依靠市场解决其就业存在相当大的困难。因此,针对低技能中年女性,政府一方面应通过职业培训提升其就业能力,另一方面应通过设置公共就业岗位帮助其就业,在保证其就业的基础上,通过提高最低工资标准保证其分享经济增长的成果。

最后,由于教育和健康有助于低技能劳动力的就业,因此政府应加大教育、培训和医疗卫生方面的投入,提升低技能劳动力的就业能力,将会有效地缓解城镇就业的压力。同时,由于还有相当一部分低技能中年劳动力没有被最低工资覆盖,说明最低工资标准在某些部门(主要是非正规就业部门)没有得到贯彻,政府一方面要对劳动力市场进行规制,要求用人单位贯彻执行最低工资标准,保证低技能劳动力的合法权益;另一方面要给予能够大量吸纳低技能劳动力就业的行业(如服务业等)财政支持,通过降低企业用工成本帮助低技能劳动力就业,将不仅有助于提高城镇劳动力市场的就业水平,而且有助于提高低技能劳动力工资水平和抑制居民收入差距的持续扩大。☆

### 注 释:

① 自然实验法能够有效地解决估计结果的内部和外部有效性问题(如经济环境变化和个体之间相互作用等),目前已经成为公共政策分析的有力工具。

② 国外经验研究结果表明,最低工资主要会对青年就业产生影响。

主要参考文献:

- [1] Cahuc P, Zylberberg A. Labor Economics [M]. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2004.
- [2] Card D, Krueger A. 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).
- [3] Machin S, Manning A, Rahman L. Where the Minimum Wage Bites Hard: Introduction of Minimum Wages to a Low Wage Sector [J]. Journal of the European Economic Association, 2003, 1 (1).
- [4] Burkhauser R, Couch K, Wittenburg D. A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data From the Current Population Survey [J]. Journal of Labor Economics, 2000, 18 (4).
- [5] Neumark D, Wascher W. Minimum Wages [M]. Cambridge: MIT Press, 2008.
- [6] 罗小兰. 我国最低工资标准对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).
- [7] 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).
- [8] 丁守海. 提高最低工资标准对农民工离职率的影响分析——基于北京市 827 名农民工的调查 [J]. 中国农村观察, 2009 (4).
- [9] 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).
- [10] 张世伟, 万相显, 曲 洋. 公共政策的行为微观模拟模型及其应用 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009 (8).
- [11] Angrist J, Pischke J. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist' s Companion [M]. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 2009.
- [12] Rubin D. Bayesian Inference for Causal Effects: The Role of Randomization [J]. The Annals of Statistics, 1978, 6 (1).

## Employment Effects of Minimum Wages Increase: A Natural Experiment Approach

Jia Peng<sup>1</sup> Zhang Shiwei<sup>2</sup>

**Abstract:** In this paper, we consider minimum wages increase as a natural experiment and study employment effects of minimum wages increase on low - skilled workers using regression - adjusted difference - in - differences model. The results show minimum wages increase doesn' t have apparent impact on employment of low skilled male and young female workers. However it has significant negative impact on low - skilled middle - aged female workers; larger negative impact is associated with larger minimum wages increase. As low - skilled middle - aged female workers only account for a small proportion of urban labor force, minimum wages increase has no significant negative impact on employment as a whole. As a result, by properly increasing minimum wages, government can help increasing the wage level of low - skilled workers in general. At the same time, by increasing human capital of middle - aged low - skilled female workers through job training and providing public employment position, employment of middle - aged low - skilled female will not be seriously affected while their wage level is increased.

**Key words:** Minimum Wage; Employment; Low - skilled Worker; Natural Experiment

[ 收稿日期: 2012.3.7 责任编辑: 陈健生 ]

[ 中图分类号 ] F224.2 [ 文献标识码 ] A [ 文章编号 ] 1000 - 8306 (2012) 05 - 0089 - 10