

最低工资标准提升的劳动供给效应

——基于回归间断设计的经验研究

贾 朋 张世伟

【摘 要】文章依据中国健康与营养调查 1997~2009 年的微观数据,应用回归间断设计方法分析了最低工资标准提升对低收入群体劳动供给的影响。研究表明,提升最低工资标准未对男性就业和工作时间产生显著的影响,也未对女性工作时间产生显著影响,但对女性就业产生了显著的消极影响,这导致女性劳动力供给明显降低。随着相对工资的上升,男性就业、男性工作时间和女性工作时间均呈现上升趋势。因此,政府应逐渐适度地提高最低工资标准,在保证低收入群体劳动供给不受较大消极影响的同时,渐进地提高低收入群体的工资水平。

【关键词】最低工资 劳动供给 就业 工作时间 回归间断设计

【作 者】贾 朋 吉林大学数量经济研究中心,博士研究生;张世伟 吉林大学数量经济研究中心,教授。

一、引 言

中国改革开放以来,伴随着经济的快速增长,居民收入差距却呈现出不断扩大的趋势。居民收入差距的扩大不仅会对未来的经济增长产生不利影响,而且会危及和谐社会的建设。为了使低收入群体能够合理分享经济增长的成果,中国政府于 1995 年实施了最低工资制度,力图通过最低工资标准保证低收入群体的工资水平。然而,提升最低工资标准是否会对低收入群体的劳动供给产生消极影响却是目前学术界关心的主要问题之一。

根据 Heckman(1993)的观点,劳动供给包括“广度”和“深度”两个维度。“广度”指的是劳动参与(或就业),而“深度”则是指就业条件下的工作时间^①。尽管西方经济学界对最低工资的就业效应进行了大量的研究,但迄今为止经济学家对就业效应的方向尚未达成共识(Neumark 等,2008)。一些研究发现最低工资标准提升不会对就业产生负面影响(Card 等,

^① 为了使劳动供给的表述更为清晰,本文根据 Eissa(1995)的观点,使用就业代替劳动参与作为劳动供给广度的度量。

2000),而另外一些研究则发现最低工资标准提升会对就业产生负面影响(Neumark等,2000)。此外,在关于最低工资就业效应的大部分文献中通常没有考虑工作时间的调整,因此也就忽略了对最低工资劳动供给效应的考察。Couch等(2001)指出,如果在关于最低工资就业效应的研究中忽略对工作时间的考察则可能会导致对最低工资影响的低估。Michl(2000)指出,Card等(2000)和Neumark等(2000)得到不同结论的一个重要原因可能是他们在处理工作时间上的差异。Neumark等(2004)指出,要全面衡量最低工资标准提升对低收入群体的影响则必须考察其对工作时间可能产生的影响。然而,西方经济学界对最低工资工作时间效应的方向同样未达成共识,一些研究发现最低工资标准的上调对个体工作时间存在负面影响(Neumark等,2004),而另外一些研究则发现最低工资标准的上调对个体工作时间存在正面影响(Zavadny,2000)。

Neumark等(2008)指出,关于最低工资劳动供给效应的研究结论之所以存在较大差异,一方面可能缘于数据选取的不同,另一方面可能缘于经验研究方法存在缺欠。目前,关于最低工资劳动力市场效应的经验研究方法主要分为三类:(1)基于宏观数据的时间序列模型和面板数据分析方法,这类方法存在的问题是无法考虑个体特征对劳动供给行为的影响;(2)基于截面微观数据的结构模型方法,这类方法存在的问题是忽略了宏观经济环境影响和个体之间的相互作用;(3)基于微观面板数据的自然实验方法,这类方法存在的问题是假定实验组和对照组的结果变量在缺乏政策影响的情况下具有相同的变动趋势,但这一假设是否成立通常无法直接检验(Angrist等,2009)。

Thistlethwaite等(1960)提出的回归间断设计(Regression Discontinuity Design,RDD)方法为克服上述方法存在的困难提供了一个有益的思路。在回归间断设计中,政策影响在一个已知的点处存在间断,即在间断点一侧的观测受到政策变动的影响,而间断点另一侧的观测不受政策变动的影响,通过在间断点两侧选择合适的模型形式进行估计并对回归系数进行比较就可以得到政策影响的因果效应。近年来,由于回归间断设计具有准实验特征,其在教育、劳动力市场、医疗卫生和环境科学等领域的政策评价中得到了广泛的应用(Imbens等,2008),但迄今为止,尚无学者使用这一方法研究最低工资的劳动供给效应。

由于中国微观数据的匮乏,关于中国最低工资标准提升的劳动力市场效应的研究相对较少,已有的代表性研究主要集中于就业效应方面(丁守海,2010;罗小兰,2007;张世伟等,2009),使用的方法主要是基于宏观经济时间序列、面板数据和微观经济截面数据的计量经济学方法,导致分析结果势必存在内部和外部有效性问题。此外,迄今为止尚无学者就中国最低工资标准提升对工作时间可能产生的影响进行过考察。

近年来,中国地方政府多次提高最低工资标准,为研究最低工资的劳动供给效应提供了丰富的数据支持。因此,本文拟以中国健康与营养调查1997~2009年的微观数据和相应省份历年最低工资标准的调整数据为基础,应用回归间断设计方法考查最低工资标准提升的劳动供给效应。

二、模型设定

根据回归间断设计方法,设 d_i 代表个体 i 是否受到最低工资标准提升的影响(受到影响为 1,未受到影响为 0),分配变量 x_i 为个体的相对工资(个体工资与最低工资之比),则有:

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{if } x_i \leq x_0 \\ 0 & \text{if } x_i > x_0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, x_0 为一个已知的间断点(在本文中为 1.0)。使用 Rubin(1978)提出的潜在结果框架,记个体 i 在未受到和受到最低工资提升影响下的潜在就业状态分别为 e_{0i} 和 e_{1i} ,并假设潜在就业状态可以由一个线性的常效应模型表示,

$$\begin{aligned} E[e_{0i} | x_i] &= \alpha + \beta x_i \\ e_{1i} &= e_{0i} + \delta \end{aligned} \quad (2)$$

因此,实际观测到的个体 i 的就业状态(1 为就业,0 为非就业)可以表示为:

$$e_i = \alpha + \beta x_i + \delta d_i + \eta_i \quad (3)$$

其中, δ 为最低工资标准提升对就业的影响, η_i 为随机扰动项。另外,就业状态和相对工资之间的关系可能是非线性的,间断点两侧就业状态和相对工资之间的关系可能也不尽相同,因此,有必要对式(3)加以扩展以允许非线性关系及 $E[e_{0i} | x_i]$ 和 $E[e_{1i} | x_i]$ 以不同函数形式存在。本文使用 p 阶多项式构造非线性关系,未受到和受到最低工资标准提升影响情形下的就业条件期望方程可以表示为:

$$E[e_{0i} | x_i] = f_0(x_i) = \alpha + \beta_{01}\tilde{x}_i^1 + \cdots + \beta_{0p}\tilde{x}_i^p; E[e_{1i} | x_i] = f_1(x_i) = \alpha + \delta + \beta_{11}\tilde{x}_i^1 + \cdots + \beta_{1p}\tilde{x}_i^p \quad (4)$$

其中, $\tilde{x}_i = x_i - x_0$ ^①。由于 d_i 是 x_i 的确定性函数,则:

$$E[e_i | x_i] = E[e_{0i} | x_i] + (E[e_{1i} | x_i] - E[e_{0i} | x_i])d_i \quad (5)$$

将式(5)中的条件期望替换为多项式形式就可以得到一个可估计的模型:

$$e_i = \alpha + \beta_{01}\tilde{x}_i^1 + \cdots + \beta_{0p}\tilde{x}_i^p + \delta d_i + \beta_{11}^* d_i \tilde{x}_i^1 + \cdots + \beta_{1p}^* d_i \tilde{x}_i^p + \eta_i \quad (6)$$

其中, $\beta_1^* = \beta_{11} - \beta_{01}$, $\beta_p^* = \beta_{1p} - \beta_{0p}$ 。在 $x_0 - x_i = c > 0$ 处的最低工资就业效应为: $\delta + \beta_1^* c + \cdots + \beta_p^* c^p$,因此,在 x_0 处的就业效应为 δ 。式(6)中的回归间断模型对最低工资就业效应估计的有效性依赖于多项式模型能否准确刻画潜在就业条件期望方程。如果不能,则表面上看似由最低工资标准提升所带来的就业变动可能是由于在潜在就业条件期望方程中未考虑非线性所导致的。为了减少出现这种偏差的可能性,可以仅使用间断点左右的数据进行估计,即仅仅利用 $[x_0 - \Delta, x_0 + \Delta]$ 区间内的数据, Δ 为一个较小的正数^②。考虑到个体特征异质性,本文将就业方程

① 这样可以保证在包含交叉项的回归模型中 d_i 的系数即为最低工资的影响。

② 通常来讲,得到这样的估计是很困难的,主要缘于在间断点左右一个较小的区间内进行估计意味着数据量少,同时在一个间断点邻域内得到结果是条件期望方程的有偏估计。解决这一问题的方法是使用局部线性回归和局部多项式回归(Hahn 等,2001)。

设定为:

$$e_i = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 z_i^* + \beta_{01} \tilde{x}_i^* + \dots + \beta_{0p} \tilde{x}_i^p + \delta d_i + \beta_1^* d_i \tilde{x}_i^* + \dots + \beta_p^* d_i \tilde{x}_i^p) + \varepsilon_i^* \quad (7)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的累积分布函数, z_i^* 代表影响就业的个体特征向量, ε_i^* 为随机误差项。与就业方程设定过程类似, 本文将周工作时间方程设定为:

$$h_i = \gamma_0 + \gamma_1 z_i^h + \theta_{01} \tilde{x}_i^h + \dots + \theta_{0p} \tilde{x}_i^p + \varphi d_i + \theta_1^* d_i \tilde{x}_i^* + \dots + \theta_p^* d_i \tilde{x}_i^p + \rho \sigma \lambda_i + \varepsilon_i^h \quad (8)$$

其中, z_i^h 为影响个体工作时间的个体特征向量, λ_i 为样本选择模型中的逆米尔斯比, ε_i^h 为随机误差项, 且有 $(\varepsilon_i^*, \varepsilon_i^h) \sim N(0, 0, 1, \sigma, \rho)$ 。最低工资标准提升对工作时间的影响将反映在 d_i 的系数 φ 上。

为了控制个体特征对就业和就业条件下工作时间的影响, z_i^* 和 z_i^h 应该尽可能多的包含代表个体特征的变量。根据生命周期理论, 个体在生命不同阶段的市场生产率和家庭生产率是不同的, 因此, 其就业倾向和工作时间会随着年龄而变化。根据人力资本理论, 受教育年限反映了个体的人力资本积累情况, 具有较高受教育程度的个体通常也具有较高的劳动生产率, 这会对其就业偏好和工作时间选择产生影响。根据家庭联合劳动供给理论, 已婚个体的就业和工作时间选择行为通常不同于未婚个体, 户主身份和家庭中有学龄前儿童通常也会影响个体的就业和工作时间选择。综上所述, 本文将年龄、年龄平方、受教育年限、婚姻状况(虚拟变量, 1 为已婚, 0 为未婚)、户主(虚拟变量, 1 为户主, 0 为非户主)、家庭中是否有学龄前儿童(虚拟变量, 1 为有, 0 为无)等作为就业方程和工作时间方程的解释变量。此外, 个体的工作时间通常和工作单位类型有关, 因此本文在对工作时间的考察中也把工作单位类型(离散变量, “大型集体企业”、“小型集体企业”和“私营、三资企业”均为虚拟变量, 基准组为“政府机关和国有企事业单位”)作为解释变量加入模型中。

得到就业和工作时间方程的估计结果后, 可以进一步考察最低工资对劳动供给的影响:

$$E(h_i) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 z_i^* + \beta_{01} \tilde{x}_i^* + \dots + \beta_{0p} \tilde{x}_i^p + \delta d_i + \beta_1^* d_i \tilde{x}_i^* + \dots + \beta_p^* d_i \tilde{x}_i^p) (\gamma_0 + \gamma_1 z_i^h + \theta_{01} \tilde{x}_i^h + \dots + \theta_{0p} \tilde{x}_i^p + \varphi d_i + \theta_1^* d_i \tilde{x}_i^* + \dots + \theta_p^* d_i \tilde{x}_i^p + \rho \sigma \lambda_i) \quad (9)$$

由于存在一些既影响个体就业又影响就业条件下工作时间的因素, 所以本文将首先采用 Heckman 两阶段方法对由就业方程和工作时间方程构成的二元样本选择模型进行估计。如果逆米尔斯比的系数没有通过显著性检验, 即就业方程和工作时间方程的随机误差项不相关, 则使用极大似然方法对模型进行分别估计。

三、数据处理及统计描述

本文所使用的微观数据来自中国健康与营养调查, 关于最低工资标准调整的数据来自相应省份人民政府公报。由于中国大部分省份在 1995 年左右才正式确立最低工资制度, 本文将使用 1997~2009 年的五次调查数据展开研究。

为了度量各省在各调查区间内的最低工资变动情况, 本文首先根据各省历次最低工资标准的调整情况, 计算历次调整的平均最低工资标准; 然后, 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实行的平均最低工资标准;对于1年内有多个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(见表1)。

从整体来看,各省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37.63%。分调查区间来看,2006~2009年最低工资增长幅度最高,2004~2006年最低工资增长幅度最低;分省来看,江苏的最低工资平均增长幅度最高,广西的最低工资平均增长幅度最低。

本文将研究对象限定为城镇的劳动年龄人口,并根据中国健康与营养调查提供的纵列数据通过匹配得到个体在前后两次调查

中的就业和工资信息,对于在最低工资调整前就业的个体根据其工资和个体所在省份调整后的最低工资标准计算了个体的相对工资,如果个体相对工资水平未超过1.0,则认为个体受到最低工资标准提升的影响(实验组);反之,则认为个体就业未受到最低工资标准提升的影响(对照组)。

一般认为,最低工资标准提升对于工资水平较高个体的劳动供给影响不大,因此本文使用在间断点左右一个较小区间内的数据展开研究,将样本限制为相对工资不低于0.5且不超过1.5,即所选取的个体都具有较低的工资水平。

表2给出了相对工资不同位置处男性和女性的就业率、工作时间和劳动供给情况。对于男性而言,实验组(间断点左侧)与对照组(间断点右侧)的就业率和工作时间均没有明显差异,尤其是在间断点1.0处没有明显的变化,说明最低工资调整可能对男性劳动供给没有显著影响。对于女性而言,实验组就业率明显低于对照组,尤其是在间断点处有明显的变化,但工作时间差异不明显,意味着最低工资调整可能对女性就业造成了一定的消极影响。

由于个体就业和工作时间不仅取决于工资水平,还取决于个体特征(尤其是人力资本水平)。表3给出了相对工资不同位置上可能影响个体劳动供给的个体特征均值(或百分比),可以发现男性和女性受教育年限均在9年左右(初中毕业),明显低于社会平均受教育

表1 1997~2009年部分省份最低工资标准变动情况 %

省 份	时 间(年)			
	1997~2000	2000~2004	2004~2006	2006~2009
辽 宁	—	14.15	42.86	48.33
黑龙江	57.46	13.14	—	71.33
江 苏	47.08	56.69	25.53	46.07
山 东	37.22	48.33	24.28	45.74
河 南	29.51	16.64	28.58	66.57
湖 北	6.11	74.07	13.35	43.18
湖 南	22.86	55.83	19.63	34.94
广 西	5.63	72.67	18.92	33.10
贵 州	22.32	55.84	18.03	66.67
整 体	31.62	45.08	24.86	50.60

注:辽宁省未参加1997年中国健康与营养调查,黑龙江省在2004~2006年末上调最低工资标准。

表2 相对工资不同位置上的劳动供给

相对工资	男 性				女 性			
	观测数	就业率 (%)	工作时间 (小时/周)	劳动供给 (小时/周)	观测数	就业率 (%)	工作时间 (小时/周)	劳动供给 (小时/周)
间断点左侧	597	81.91	44.27	31.66	688	73.40	44.67	29.93
0.5	18	66.67	41.33	27.56	16	62.50	49.33	27.75
0.6	78	79.49	42.66	30.63	118	70.34	43.34	29.02
0.7	67	85.07	39.63	30.76	86	74.42	43.53	29.86
0.8	114	81.58	46.79	34.47	163	79.75	44.34	32.91
0.9	138	78.99	44.14	28.14	129	71.32	46.28	28.70
1.0	182	85.71	45.50	33.75	176	71.59	45.06	28.93
间断点右侧	914	82.06	44.95	32.07	762	76.77	44.92	30.36
1.1	174	83.91	45.73	32.33	144	77.78	45.28	32.70
1.2	188	75.00	45.58	28.61	175	74.86	45.60	29.45
1.3	212	83.96	43.37	31.71	181	76.80	44.27	28.86
1.4	212	85.85	46.57	36.03	184	76.63	45.10	30.39
1.5	128	80.47	42.87	30.81	78	79.49	43.84	31.47

水平,这是其收入较低的最重要原因。男性和女性年龄均在40岁左右(即“4050”人员),主要缘于其中许多人早期由于“文革”没有受到好的教育,成年后由于企业改制下岗或失业^①。男性户主的比例远高于女性,而处于已婚状态和有学龄前儿童的女性比例均高于男性,这符合中国社会现实。实验组受教育年限略低于对照组,由于教育有助于个体的就业和工资获取,教育水平较高可能是对照组就业率和工资水平较高的主要原因。同时,实验组个体的年龄和有学龄前儿童的比例略高于对照组,而已婚和户主比例略低于对照组。以上特征可能会对个体劳动供给产生影响,需要应用回归模型加以控制。

除最低工资以外,影响就业和工作时间的其他因素在间断点处平滑变化是使用回归间断设计方法的前提。观察可能影响就业和工作时间的个体特征可以发现,随着相对工资的提升,个体特征没有表现出明显的一直上升或下降的趋势。通过统计检验发现,个体特征在间断点处的变化不显著,说明应用回归间断设计方法是合适的^②。

四、回归分析

依据中国健康与营养调查数据和最低工资调整数据,本文使用 Heckman 两阶段法对男性和女性的就业方程和工作时间方程进行估计(见表4),可以发现男性和女性工作时间方程中的逆米尔斯比均不显著,说明男性和女性就业方程和工作时间方程的随机误差

① 在西方发达国家中,受最低工资影响的群体主要为受教育水平较低的年轻人(25岁以下)。

② 限于篇幅,这里未给出统计检验结果。

表3 相对工资不同位置上的个体特征

相对工资	男 性					女 性				
	年龄 (岁)	受教育 年限(年)	已婚 (%)	户主 (%)	有儿童 (%)	年龄 (岁)	受教育 年限(年)	已婚 (%)	户主 (%)	有儿童 (%)
间断点左侧	40.93	8.93	81.60	64.66	11.89	38.10	8.71	89.21	9.45	17.30
0.5	43.06	9.06	83.33	61.11	22.22	46.06	8.38	100.00	6.25	12.50
0.6	40.91	9.09	76.39	65.38	11.54	38.55	8.36	87.83	11.02	19.49
0.7	42.46	8.84	87.88	70.15	10.45	37.13	8.82	87.95	6.98	22.09
0.8	42.00	8.90	85.45	71.93	14.91	39.36	8.53	92.86	9.20	15.95
0.9	40.36	8.93	77.61	65.94	7.97	36.89	9.31	86.29	10.08	10.85
1.0	39.93	8.89	81.82	57.14	12.64	37.28	8.65	88.55	9.66	19.89
间断点右侧	40.40	9.35	85.36	64.11	9.19	37.45	9.40	89.65	11.02	12.99
1.1	40.70	9.07	88.82	72.99	10.34	37.77	9.80	89.78	13.19	11.81
1.2	40.82	8.95	83.61	65.43	9.57	38.07	9.17	89.22	13.71	12.00
1.3	39.53	9.48	83.33	60.38	11.32	36.82	9.03	90.96	8.29	14.92
1.4	40.90	9.55	87.56	58.49	8.49	37.06	9.56	90.00	9.78	14.67
1.5	40.02	9.77	82.79	65.63	4.69	37.83	9.66	86.30	10.26	8.97

注：“已婚”、“户主”和“有儿童”均为虚拟变量。

项不相关^①。

从就业方程的估计结果可以发现,年龄对男性和女性就业概率的影响均呈现出“倒U”形趋势,即随着年龄增长,个体就业概率逐渐增加,但当年龄增加到一定程度(男性44岁,女性38岁)以后,个体就业概率开始下降,符合劳动供给生命周期理论的预期。受教育年限对个体就业具有显著的正向影响,符合人力资本理论的预期。户主和已婚身份显著增加了男性就业概率,说明男性户主通常承担着较大的家庭责任,就业倾向较强。需要照看学龄前儿童并未明显降低男性和女性的就业概率,可能源于在职男性和女性主要在工作之余照顾孩子。最低工资标准提升对男性就业未产生显著影响,但对女性就业产生了显著的消极影响。实验组女性工资水平越高,失业概率越大,主要源于在部分未执行最低工资标准的企业中^②,女性工资水平较低,调整最低工资标准对其工资水平影响较小,进而对其就业的消极影响较小;而在执行最低工资标准的企业中,女性工资水平较高,调整最低工资标准对其工资水平影响较大,进而对其就业的消极影响较大,这与国内相关研究结论是类似的(丁守海,2010)。

由工作时间方程估计结果可以发现,除代表工作单位类型的虚拟变量外,包括最低工资在内的其他解释变量对男性和女性的工作时间均未产生显著的影响,说明工作时间主要

① 由于逆米尔斯比的系数不显著,本文重新对就业方程和工作时间方程分别进行了估计。限于篇幅,这里未给出重新估计的结果。

② 数据统计结果表明,女性工资水平低于最低工资标准比例达12.31%。

表4 就业方程和工作时间方程的估计结果

解释变量	男性		女性	
	就业方程	工作时间方程	就业方程	工作时间方程
年龄	0.05*	0.41	0.08**	1.14
年龄平方/100	-0.11***	-0.59	-0.15***	-1.82
受教育年限	0.03**	-0.10	0.02*	0.16
户主	0.18*	-1.20	-0.01	-2.21
已婚	0.39**	1.36	0.10	-0.60
有儿童	-0.18	-3.10	-0.06	-1.33
大型集体企业	—	3.85**	—	3.06**
小型集体企业	—	4.85**	—	3.96***
私营、三资企业	—	5.76***	—	8.14***
最低工资	-3.77	-1.90	-26.95**	-1.94
相对工资	-0.34	-0.24	-0.19	-0.26
相对工资平方	0.01	—	0.01	—
交叉项	0.41	0.47	0.36	0.05
交叉项平方	-0.02	—	-0.02**	—
逆米尔斯比	—	7.15	—	35.86
常数项	2.70	37.06	1.08	13.54
R ²	0.10	0.04	0.07	0.06
观测数	1436	924	1373	865

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，下同。

是由需求因素决定,个体特征通常无法对其施加影响。与国有企事业单位员工相比,大型和小型集体企业员工工作时间较长,而私营、“三资”企业员工工作时间最长,即随着工作单位市场化程度的提高,个体工作时间随之延长。

回归间断设计能够以图形的形式非常直观地表现出结果变量在间断点处的变动情况。本文把相对工资处于 0.5~1.5 区间的所有观测等区间分为 20 组,按照相对工资从小到大分别排列为 -10~9,第 0 组观测的相对工资正好介于 1.00~1.05 之间(即间断点)。使用局部多项式拟合方法(Hahn 等,2001),本文研究了在间断点左右两侧个体就业、工作时间和劳动供给随相对工资的变动情况。图 1 给出了最低工资标准提升对男性和女性就业的影响,可以发现对于男性而言,随着相对工资的提高,实验组就业率大体呈现出上升趋势,主要源于相对工资越高,最低工资调整对其工资变动影响越小,进而对其就业率影响越小,符合经济理论预期。在间断点处,男性就业率并未表现出明显的变动,说明最低工资标准的提高对于男性就业没有产生显著的影响。对于女性而言,随着相对工资的提高,实验组就业率呈现先上升后下降的“倒 U”形趋势,主要取决于企业执行最低工资标准的情况。女性就业率在间断点处存在明显的变动^①,说明最低工资标准提升对女性就业产生了一定的消极影响。

图 2 给出了最低工资标准提升对于男性和女性工作时间的影响,从中可以发现,实验组男性和女性的工作时间均随着相对工资的提升而增加,主要源于在其他情况相同的条件

① 为了检验结果的稳健性,本文还在间断点附近的其他点处考察了女性就业率的变动情况。结果表明,就业率仅在间断点处出现了明显的变动,而在间断点附近的其他点处均没有表现出明显的变动,进一步验证了最低工资标准提升对女性就业的负面影响。

下工作时间与工资水平正相关。同时,相对工资体现了个体工资与相对工资的差距,最低工资标准提升越高,企业为加班付出的成本越高,导致工作时间降幅越大。在间断点两侧,尽管实验组和对照组工作时间表现出不同的变动趋势,但间断点处差别非常小,说明最低工资调整未对实验组工作时间产生显著影响。

图 3 给出了最低工资标准提升的劳动供给效应,可以发现实验组男性的劳动供给随相对工资的提升呈现缓慢上升的趋势,主要源于实验组男性就业率和工作时间均随相对工资上升呈现出轻微上升的趋势。在间断点处,男性劳动供给间断较小,说明最低工资调整未对男性劳动供给产生显著影响。实验组女性劳动供给随相对工资提升呈现出明显的下降趋势,主要源于女性就业率下降幅度较大而工作时间上升幅度较小。在间断点处,女性劳动供给出现了非常明显的间断,说明最低工资调整对女性劳动供给产生了显著的消极影响。

表 5 给出了最低工资标准提升对就业和工作时间影响的 RDD 估计结果,可以发现在不同的带宽选择下,最低工资对劳动供给作用方向和显著性是一致的,说明结果具有稳健性。最低工资标准提升,对男性就业和工作时间均未产生显著影响,男性劳动供给未发生明显变化;尽管最低工资标准提升对女性工作时间未产生显著影响,但却对女性就业产生了显著的消极影响,导致女性劳动供给明显降低。

五、结 论

本文以中国健康与营养调查 1997~2009 年的微观数据和相应省份历年最低工资标准的调整数据为基础,应用就业方程和工作时间方程控制个体的异质性,应用回归间断设计方法分析了最低工资标准提升对低收入群体劳动供给的影响。研究表明,最低工资标准提升对男性就业和工作时间均未产生显著影响,因此男性劳动供给未发生明显变化;尽管最低工

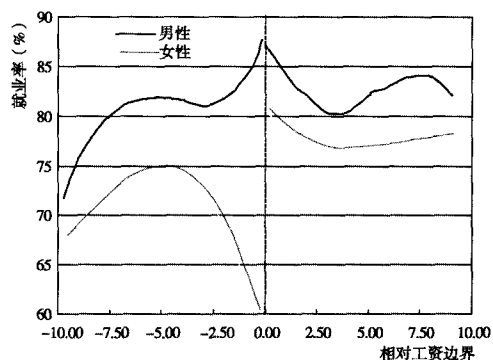


图 1 最低工资标准提升的就业效应

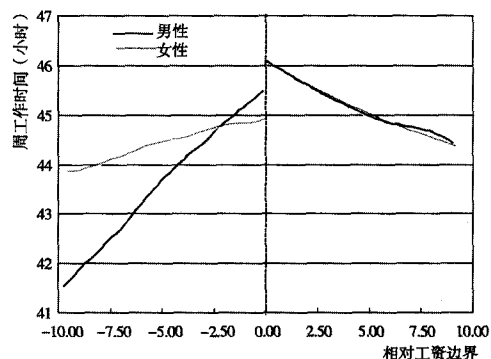


图 2 最低工资标准提升的工作时间效应

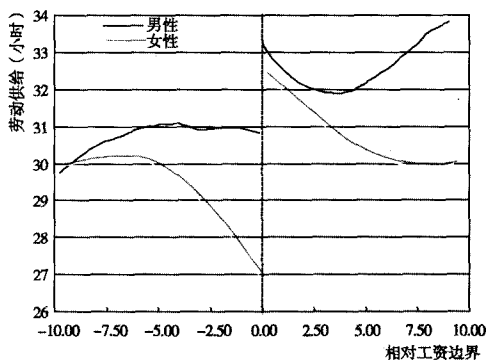


图 3 最低工资标准提升的劳动供给效应

表5 最低工资对劳动供给影响的RDD估计

带宽选择	男性			女性		
	就 业 (%)	工作时间 (小时/周)	劳动供给 (小时/周)	就 业 (%)	工作时间 (小时/周)	劳动供给 (小时/周)
100	-3.77	-1.90	-2.43	-26.95**	-1.94	-5.58**
50	-0.98	-2.67	-4.77	-18.18***	-4.50	-11.15***
200	1.07	-0.55	-3.52	-22.35***	-1.10	-9.54**

注:考察选择不同带宽情况下RDD估计结果的差异是回归间断设计方法的一个标准程序。表中的“100”为根据(Imbens等,2009)计算得到的标准带宽,而“50”和“200”分别为该带宽的0.5与2倍。

资标准提升未对女性工作时间产生显著影响,但却对女性就业产生了显著的消极影响,导致女性劳动供给明显下降。相对工资体现了个体工资水平与最低工资标准的差距。随着相对工资水平的上升,男性就业、男性工作时间和女性工作时间均呈现出上升趋势,暗示着随着最低工资标准提升幅度的加大,其对男性就业、男性和女性工作时间的消极影响将逐渐显露出来。

中国低收入群体的人力资本特征主要表现为受教育程度较低,这与西方发达国家是类似的;中国低收入群体的年龄特征主要表现为“4050”人员,这与西方发达国家主要表现为25岁以下人口存在明显差异。教育和培训能够提高劳动力的知识水平和劳动技能,促进个体劳动生产率的提高,不仅有助于个体工资水平的提升,而且有助于个体就业率的增加。因此,从长期来看,政府发展教育能够有效地解决低收入群体就业和收入问题,防止贫困的代际传递;从短期来看,政府发展职业培训,提供就业扶持,是解决低收入群体就业和收入问题的有效途径。

同时,需要引起注意的是,部分企业并未严格执行最低工资标准,尤其是针对部分女职工。由于低技能女性通常是劳动力市场的弱势群体,她们在就业压力较大的环境下有时不得不接受较低的工资。因此,政府部门要加强最低工资标准执行的监督力度,保护低技能女性的合法权益,使她们能够真正在最低工资标准提升中受益。

中国最低工资一直处于低位运行,最低工资具有较大的提升空间。尤其是近年来,实际最低工资呈不断下降趋势,最低工资调控收入分配的能力在弱化。因此,提升最低工资标准有助于低收入群体工资水平的提升,进而有助于抑制居民收入差距的不断扩大。但中国是一个劳动力丰富的发展中国家,参与国际竞争的比较优势是劳动密集型产业。由于劳动密集型产业利润较低,员工劳动强度较大但工资水平较低,在提升员工工资水平的同时,有时不得不承担部分员工失业的代价。因此,政府应循序渐进地提升最低工资标准,使得企业有一个适应的过程,并通过税收减免和就业补贴等财税政策缓解企业用工成本上升的压力,尽量使得在提升低收入群体工资水平的同时,不会对其劳动供给产生较大的消极影响,达到低收入群体整体工资水平得到明显提升的政策目标。

参考文献:

1. 丁守海(2010):《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》,《中国社会科学》,

- 第 1 期。
2. 罗小兰(2007):《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》,《财经研究》,第 11 期。
 3. 张世伟等(2009):《公共政策的行为微观模拟模型及其应用》,《数量经济技术经济研究》,第 8 期。
 4. Angrist, J. D. and Pischke, J. (2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
 5. Card, D. and Krueger, A. B. (2000), Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. *American Economic Review*. 90(5): 1397-1420.
 6. Couch, K. A. and Wittenburg, D. C. (2001), The Response of Hours of Work to Increases in the Minimum Wage. *Southern Economic Journal*. 68(1): 171-177.
 7. Eissa, N. (1995), Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment. NBER Working Paper No. 5023.
 8. Hahn, J., Todd, P. and Klaauw, W. (2001), Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*. 69(1): 201-209.
 9. Heckman, J. J. (1993), What Has Been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years? *American Economic Review*. 83(2): 116-121.
 10. Imbens, G. W. and Lemieux, T. (2008), Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice. *Journal of Econometrics*. 142(2): 615-635.
 11. Michl, T. R. (2000), Can Rescheduling Explain the New Jersey Minimum Wage Studies? *Eastern Economic Journal*. 26(3): 265-276.
 12. Neumark, D. and Wascher, W. (2000), Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. *American Economic Review*. 90(5): 1362-1396.
 13. Neumark, D. and Wascher, W. (2008), *Minimum Wages*. Cambridge: MIT Press.
 14. Neumark, D., Schweitzer, M. and Wascher, W. (2004), Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution. *Journal of Human Resources*. 39(2): 425-450.
 15. Rubin, D. B. (1978), Bayesian Inference for Causal Effects: The Role of Randomization. *The Annals of Statistics*. 6(1): 34-58.
 16. Thistlethwaite, D. L. and Campbell, D. T. (1960), Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment. *Journal of Educational Psychology*. 51(6): 309-317.
 17. Zavodny, M. (2000), The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours. *Labor Economics*. 7(6): 729-750.

(责任编辑:朱 犁)

编辑部声明

为适应中国信息化建设的需要,扩大作者学术交流渠道,本刊已被中国知网(CNKI)中国期刊全文数据库、中国台湾中文电子期刊服务资料库——思博网(CEPS)全文收录。作者投稿文章一经录用,电子版、网络版版权均归本刊所有,作者著作权与本刊稿酬一次性给付。如作者不同意将文章上网,请在来稿时注明,本刊将进行适当处理。欢迎登录 <http://www.zgrkkx.com>、<http://zkrk.chinajournal.net.cn>、<http://www.ceps.com.tw> 查阅本刊。