

## 农民工的工作条件与工资收入： 以补偿性工资差异为视角

邓曲恒 王亚珂\*

**摘要：**本文使用中国社会科学院经济研究所 2006 年的农民工调查数据，考察了农民工是否能够因恶劣的工作条件而获得补偿性工资差异。OLS 估计结果表明，农民工在城市劳动力市场并不能获得补偿性工资差异，这说明城市劳动力市场对农民工而言还是分割的。考虑到 OLS 估计可能会因度量误差和遗漏变量而偏离真实值，本文还使用了工具变量法对 OLS 的估计偏差进行了纠正。工具变量法的估计结果进一步支持了基于 OLS 的分析。本文也使用了 Lee(2007)的方法，在处理恶劣工作条件这一变量的内生性的前提下，考察了恶劣工作条件在不同条件分位点上对工资的影响，发现农民工无论处于所有工资条件分布的高端还是低端，都无法获得补偿性工资性差异。

**关键词：**补偿性工资差异；恶劣的工作条件；农民工

### 一、引言

改革开放以来，农村居民开始进入城市务工经商，并且逐渐成为城市劳动力市场的重要组成部分和参与者。据统计，在 2004 年城市中农民工的数量已经达到了 1.2 亿人(国务院研究室，2006)。许多文献对农民工在城市劳动力市场上的表现进行了研究。结果表明，与城镇居民相比，农民工的工资普遍较低，而且工作时间较长，在城镇劳动力市场上受到了一定程度的歧视(Meng and Zhang, 2001; 邓曲恒, 2007)。然而，由于数据的缺乏以及调查问卷在广度上的局限，这些研究基本上都没有涉及到工作条件在农民工工资收入决定过程所扮演的角色。众所周知，农民工往往从事脏乱差的工作，工作环境相对较差。恶劣的工作条件是否会导致农民工获得相对较高的回报，或者说农民工能否获得补偿性工资差异(compensating wage differentials)?

研究这一问题具有很强的政策含义和实践意义。在竞争性的劳动力市场中，劳动者接受较差的工作条件，是以一个更高的工资水平作为回报的，这也就是补偿性工资差异。因此，如果恶劣工作环境下工作的农民工能够获得较高的工资水平作为回报，那

\* 邓曲恒，中国社会科学院经济研究所(邮编：100836)，E-mail: qhdeng@vip.sina.com; 王亚珂，对外经济贸易大学保险学院(邮编：100029)，E-mail: wwyake@126.com。本研究受到国家自然科学基金(71003105)、国家自然科学基金(70873011)、国家社科基金(08CJY006)和对外经济贸易大学优秀青年学者培育计划的资助，在此表示感谢。

么农民工就能够获得补偿性工资差异,而城市劳动力市场对农民工而言也是竞争性的。脏乱差的工作环境只是劳动者在工资收入(恶劣的工作条件所导致的补偿性工资差异)和非货币回报(较好的工作条件所带来的效用)之间的理性选择。政府所要做的不是简单地干涉劳动者的选择,强制劳动者从这些条件较差的工作中退出,而是培育有利于生产力提高的劳动者的技能,比如增加教育投资等手段,才能增进劳动者的福利。与之相反,如果在恶劣工作条件下工作的农民工,其工资也要低于相同特征的农民工,那么我们就可以判定,对农民工而言,城市劳动力市场具有分割性,劳动者并不能因恶劣的工作条件而换取补偿性工资差异。政府此时应该打破劳动力市场的障碍和藩篱,促进劳动力的流动,培育更具竞争性的劳动力市场。

本文利用2006年中国社会科学院经济研究所和国家计划生育委员会在大连、上海、武汉、深圳和重庆所搜集的农民工调查数据,考察农民工能否获得补偿性工资差异,进而对农民工所在的城市劳动力市场的竞争性进行判断<sup>①</sup>。本文的研究表明,农民工并不能获得补偿性工资差异,其恶劣的工作条件往往伴随着较低的工资水平。因此,农民工所面临的城市劳动力市场仍具有分割特征。政府政策应该在培育一个更具竞争性的城市劳动力市场上下功夫。由于补偿性工资差异的OLS估计会受到多种估计偏差的影响,本文还使用了工具变量法进行了估计,以减少估计偏差的影响,得到逼近真实值的估计值。工具变量法的估计结果表明,本文的估计结果具有较高的稳健性。

恶劣工作条件对工资的影响在工资的不同分位点上可能有所不同。因此,我们也采用了分位数回归方法,以考察不同分位点上恶劣工作条件对工资的影响。本文使用了Lee(2007)的方法,在处理恶劣工作条件这一变量的内生性的前提下,考察了恶劣工作条件在不同条件分位点上对工资的影响,发现农民工无论处于所有工资条件分布的高端还是低端,都无法获得补偿性工资性差异。

本文的结构安排如下。第二部分简要回顾了补偿性工资差异的相关文献并对估计方法进行了说明。第三部分简要介绍本文所使用的数据。第四部分对估计结果进行了讨论。第五部分总结全文。

## 二、补偿性工资差异:理论框架与估计方法

补偿性工资差异的概念由来已久。亚当·斯密在《国富论》中,就曾指出不同工作的回报(包括合意属性以及不利特征)都将在竞争的作用下趋于一致(Duncan and Holmlund, 1983; Rosen, 1986)。具体而言,补偿性工资差异度量的是,在控制住工人特

<sup>①</sup> 需要指出的是,我们只能对农民工所面对的城市劳动力市场进行判断,而无法识别整个城市劳动力市场的竞争特性。尽管农民工所面对的城市劳动力市场是分割的,但对城市居民而言,城市劳动力市场可能并非如此。这需要进一步的研究。

征的情况下,接受较差工作条件的工人能否获得较高的工资水平作为补偿。补偿性工资差异的存在,需要满足以下几个前提条件。首先,工人是理性的,以效用最大化为目标;其次,工人具有完全信息,能够确知不同工作的各项特性;最后,工人能够自由流动并转换工作(伊兰伯格和史密斯,2000)。第一个假设是经济学分析的前提基础,我们认为它通常得到满足。相比之下,完全信息和劳动力自由流动这两个假设并不总是得到满足。此时,劳动力市场是分割的,一部分工人由于信息不完全和流动方面的障碍,只能接受恶劣工作条件和较低的工资水平。而另一些工人则可以借助劳动力市场的壁垒,享有舒适的工作条件和较高的工资水平<sup>①</sup>。

如果这些假设得到满足,那么工人将根据自己的特征在不同的工作条件( $D$ )与工资收入( $w$ )的组合之间进行选择,以最大化效用水平。雇主如果只能提供较差的工作条件,那么就须提供较高的工资水平作为补偿以吸引潜在的雇员。相反,如果雇主提供的工作条件较好,那么只须提供较低的工资水平就能够将雇员的规模维持在最优水平<sup>②</sup>。

正式的,假设工人的效用函数为  $U(D, w(D, X))$ 。其中  $X$  为工人的特征向量,包括教育、工作经验等。假设  $D$  代表工作条件(job disamenities)的恶劣程度,那么有  $\partial U/\partial D = U_D < 0$ 。而  $\partial U/\partial w = U_w > 0$ 。补偿性工资差异意味着通过获取对恶劣工作条件的额外补偿,工人因恶劣工作条件而造成的效用损失会得到弥补,工人的效用此时会与在舒适的工作条件下所得到的效用相同。因此,我们有:

$$dU = U_D dD + U_w dw = U_D dD + U_w w_D dD = 0 \quad (1)$$

从而可以得出:

$$w_D = -U_D / U_w < 0 \quad (3)$$

在经验分析中,我们可以简单地将度量恶劣工作条件的变量加入工资方程进行回归。如果恶劣工作条件的系数为正且统计显著,那么就说明劳动者能够享受到补偿性工资差异,而劳动力市场则是竞争性的。反之,如果这一系数显著为负,那么劳动者无法得到补偿性工资差异,而劳动力市场是分割的<sup>④</sup>。

然而,在实际操作中,由于数据的局限,估计结果会受到一些偏差的影响。更为严重的是,恶劣工作条件的估计系数甚至会出现错误的符号,进而导致对劳动力市场竞

① 补偿性工资差异也可以应用到其他方面。例如对工作的其他属性如弹性工作时间、薪酬结构、就业稳定性、工作地位等方面的研究。  
 ② 补偿性工资与效率工资有相似之处,但两者之间又存在着显著的不同。补偿性工资是劳动者在正常工资之外所得到的额外回报。补偿性工资的存在,使得相同特征的劳动者在竞争性的劳动力市场之中,所得到的包括正常工资和补偿性工资在内的总的回报基本相等,尽管他们的工作条件有着较大的差异。而效率工资则是企业所支付的就业租金,用以换取工人一定程度的工作投入和效率。效率工资并不会因为劳动力市场的竞争而消失,其大小通常取决于企业对工人劳动的监督成本(Fairris and Alston, 1994)。  
 ③ 以上推导参考了Bockerman和Ilmakunnas(2006)。  
 ④ 如果能够获得对效用的直接度量,例如对工作的满意度以及对工资水平公平性的感受等指标,我们还可以直接估计工作条件对效用的影响,以检验补偿性效率工资的存在(Bockerman和Ilmakunnas, 2006)。

争性的误判<sup>⑤</sup>。一方面,调查数据无法涵盖所有个人特征,而这些不可观测的特征往往与工作条件相关,从而导致估计系数的偏误。另一方面,工作条件的度量也存在误差,如果工作条件的度量误差是古典的,也即度量误差与真实的工作条件无关,那么估计系数会出现衰减偏误(attenuation bias)。如果遗漏变量和度量误差同时出现,那么情况会更为复杂。下面对此进行具体论证。

假设真实模型为:

$$Y = \alpha + \beta_D D^* + \beta_1 X_1 + \beta_2 A + u \quad (2)$$

其中  $Y$  为工资,  $D$  表示恶劣的工作条件(disamenities),  $D^*$  表示没有度量误差的恶劣工作条件。 $A$  代表工人的能力等无法观测到的特征。 $X_1$  则为工人的可观测特征,假设  $Cov(X_1, D^*) = 0$ <sup>①</sup>。随机扰动项  $u$  具有通常的特性。

假设恶劣工作条件的度量误差是可加的,即:

$$D^* = D + e$$

进一步的,假设恶劣工作条件的度量误差是古典的,也即  $Cov(e, D^*) = 0$ <sup>②</sup>。

由于度量误差和遗漏变量的原因,经验估计中所能采用的实际模型为:

$$Y = \alpha + \beta_D D + \beta_1 X_1 + \beta_D e + \beta_2 A + u \quad (3)$$

在这一模型中,恶劣工作条件估计系数的概率极限为:<sup>③</sup>

$$\begin{aligned} p \lim \hat{\beta}_D &= \frac{Cov(Y, D)}{Var(D)} = \beta_D + \frac{\beta_1 Cov(X_1, D)}{Var(D)} + \frac{\beta_2 Cov(A, D)}{Var(D)} + \\ &\quad \frac{\beta_D Cov(e, D)}{Var(D)} + \frac{Cov(u, D)}{Var(D)} = \\ &\quad \beta_D - \beta_D \frac{Var(e)}{Var(D)} + \beta_2 * \beta_{2D^*} * \frac{Var(D^*)}{Var(D)} + \frac{Cov(u, D)}{Var(D)} = \\ &\quad \beta_D - \beta_D \lambda + \beta_2 * \beta_{2D^*} * (1 - \lambda) + \frac{Cov(u, D)}{Var(D)} \end{aligned} \quad (4)$$

其中  $\lambda = \frac{Var(e)}{Var(D)}$ ,  $1 - \lambda = \frac{Var(D^*)}{Var(D)}$  表示信号-噪音比。从式(4)中,我们可以发现估计偏差的几个来源,并且可以对估计偏差的方向和幅度进行讨论。

第二项即为因度量误差而导致的估计系数的衰减偏误(attenuation bias)。如果恶劣工作条件的真实值为正,即  $\beta_D$  为正,因此度量误差会导致估计系数的下偏。第三项为遗漏变量所导致的估计偏差。遗漏变量对恶劣工作条件和工资的作用方向是相反的,即  $\beta_2 \beta_{2D^*} < 0$ 。因此,如果不存在度量误差,遗漏变量会使得估计系数对真实估计值

⑤ Daniel 和 Sofer (1998) 对补偿性工资差异的各种估计偏差进行了总结。

① 为了讨论上的方便,这里进行了简化。实际情形中,  $X_1$  通常为向量。

② 本文将对此进行扩展,研究非古典的度量误差的情形。

③  $Cov(X_1, D) = Cov(X_1, D^* - e) = Cov(X_1, D^*) - Cov(X_1, e) = 0$ 。

产生向下偏离。然而，在度量误差存在的情况下，遗漏变量所导致的估计偏差会得到缩小。总体而言，度量误差和遗漏变量都会使得恶劣工作条件的估计系数产生向下偏误，甚至会出现估计系数小于 0 的情形。

反之，如果  $\beta_D$  为负，那么度量误差会导致估计系数的上偏。同时，遗漏变量会使估计系数下偏。此时，度量误差和遗漏变量对估计系数的偏差方向，取决于度量误差与遗漏变量两者所致的估计偏差的相对大小。显而易见，如果信号-噪音比较小，那么度量误差所导致向上的衰减偏误较大。与此同时，较小的  $(1-\lambda)$  值，还会降低因遗漏变量所导致的向下估计偏差的幅度。因此，在度量误差较大的情况下，OLS 估计值可能会产生一个较小的负值。

一般而言，工具变量的引入能够较好地解决上述问题<sup>①</sup>。假设存在工具变量  $Z$ ，满足  $Cov(Z,u)=0$ ， $Cov(Z,D)\neq 0$ 。在式(3)两边同乘以  $Z$ ，可以得到：

$$E(Z'Y)=[E(Z'D)]\beta_D$$

因此，恶劣工作条件的工具变量估计量为：

$$p\lim \hat{\beta}_D = \frac{Cov(Z,Y)}{Cov(Z,D)} \quad (5)$$

从式(5)可以看出，工具变量有助于消除因度量误差和遗漏变量所导致的估计偏差，从而得到具有一致性的估计系数。

然而，上面的 OLS 以及工具变量估计方法都是以条件均值为分析对象，考察恶劣工作条件对工资的条件均值的影响。事实上，恶劣工作条件对工资的影响在工资的不同分位点上可能有所不同。因此，我们也采用了分位数回归方法，以考察不同分位点上恶劣工作条件对工资的影响。

前已述及，恶劣工作条件可能具有内生性，这一内生性会使得分位数回归的估计结果出现偏差。已有不少文章在分位数回归的框架下讨论了对自变量内生性的处理，如 Abadie 等(2002)。但由于 Abadie 等(2002)的方法要求内生变量和工具变量均为二元变量，而本文所使用的恶劣工作条件为连续变量，而工具变量也包括多个连续变量，因此 Abadie 等(2002)的方法并不适用本文的分析。

本文于是采用 Lee(2007)的方法对恶劣工作条件的内生性进行处理，并在此基础上进行分位数回归<sup>②</sup>。具体而言，我们将使用控制函数的方法，在第一阶段估计恶劣工作条件方程并得到残差项，然后将这一残差项代入第二阶段也即工资方程当中，进行分位数回归。在分位数回归中，我们能够直观地通过考察第一阶段残差项的显著性，判断恶劣工作条件是否具有内生性，这也是控制函数方法的一个优点(Wooldridge, 2010)。

① 除了使用工具变量之外，数据结构的改进也能减少对恶劣工作条件的估计偏差。例如，面板数据能够较好地处理能力偏误问题。然而，在存在度量误差的情况下，面板数据对估计结果的改善程度要大打折扣。

② 与 Abadie 等(2002)一样，Lee(2007)的方法是针对条件分位点而非无条件分位点而言的。

### 三、数据介绍与描述性统计

本文所使用的数据来自中国社会科学院经济研究所和国家计划生育委员会于2006年所进行农民工调查数据。该调查覆盖了大连、上海、武汉、深圳和重庆等5个城市,总计2318个样本。我们剔除了非农业户口的部分观测,最后得到2164个样本。该调查包含了丰富的信息,涵盖了农民工的特征、就业、收入方面的信息。此外,2006年农民工调查还详细询问了农民工当前的工作条件。由于恶劣工作条件具有多个维度,因此本调查分别询问了农民工目前所从事工作是否涉及毒害、粉尘、噪音、潮湿、高空作业等。

由于毒害、粉尘、噪音、潮湿、高空作业从不同层面反映了工作条件的恶劣特性,因此,只要农民工的工作涉及到了毒害、粉尘、噪音、潮湿、高空作业的一个或多个方面,我们就认为农民工的工作条件是恶劣的。在调查数据中,有613个农民工的工作条件是恶劣的,占全部农民工的28.33%<sup>①</sup>。

表1报告了相关的描述性统计信息。从表1可以看到,男性农民工的工作条件更有可能是恶劣的。在正常工作条件的农民工中,男性只占到了47.32%。而工作条件恶劣的农民工中,男性的比例则达到了52.53%。与在恶劣条件下工作的农民工相比,从事正常工作的农民工接受了时间更长的教育。年龄与工作条件是否恶劣的关系较弱。婚姻状况、子女数量、需赡养的老人数量与工作条件存在着一定的联系。已婚、子女数量较多、需赡养的老人数量较多的农民工更有可能接受恶劣的工作条件。与直觉相悖的是,工作经验越长的农民工,其在恶劣条件下工作的可能性越高。在从事恶劣工作的农民工中,外出打工以来曾经经历了失业的比例更高。而工作条件正常的农民工中,党员和曾经当过干部的比例要高于工作条件恶劣的农民工。两类农民工参加工会的比例相差不大。从来源地的特征看,两类农民工所在家庭的人均耕地没有太大差别。然而,两类农民工在原居住地区的地形方面存在着较大的差别。可以看到,在工作条件正常的农民工中,来自平原的比例最高。而在工作条件恶劣的农民工中,来自丘陵地区的比例最高。

进一步的,我们将样本根据性别进行了细分,以便观察在男性和女性子样本中,在不同条件下工作的农民工的特征差异。我们可以看到,在男性子样本中,工作条件正常和工作条件恶劣的农民工的特征差异大致类似于上面对全部农民工的分析。然而,从

<sup>①</sup> 另一项调查显示,北京、深圳、苏州、成都的农民工从事有毒、有害或危险的工作或岗位占全体农民工的比例分别为27.4%(郑功成等,2007)。需要指出的是,严格说来,这一比例与我们的调查结果并不具有可比性,尽管两者在数值上极为接近。在他们的调查问卷里,原始问题是“您是否从事过危险、有毒、有害的工种或岗位”,也就是说,不仅涉及到了农民工的当前状态,也询问了农民工以往的就业信息。我们的数据只针对农民工的当前工作。

事恶劣工作的男性农民工的人均耕地面积要少于从事正常工作的男性农民工。

然而，两类工作条件不同的女性农民工的特征差异，呈现出不同于全部农民工和男性农民工的特点。表 1 显示，工作条件恶劣的女性农民工的文化程度反而要高于工作条件正常的女性农民工。同样，工作条件恶劣的女性农民工的党员和干部比例也更高。恶劣工作条件的女性农民工的人均耕地也要多于正常工作条件的女性农民工。

表 1 按工作条件区分的农民工的各项特征

	正常工作条件			恶劣工作条件		
	全部	男性	女性	全部	男性	女性
男性 (%)	47.32	—	—	52.53	—	—
年龄	28.16	29.32	27.13	29.97	31.03	28.80
已婚 (%)	56.74	56.27	57.16	63.62	64.29	62.89
受教育年限	9.41	9.55	9.28	8.79	9.09	8.47
工作经验	12.65	13.67	11.74	15.03	15.80	14.18
党员 (%)	4.51	7.08	2.20	3.75	2.80	4.81
当过干部 (%)	6.71	8.58	5.02	5.22	4.04	6.53
工会成员 (%)	3.03	2.86	3.18	3.26	3.11	3.44
外出打工以来有过失业经历 (%)	24.89	31.06	19.34	28.06	33.54	21.99
子女数量	0.60	0.64	0.56	0.72	0.75	0.68
需赡养的老人数量	0.429 9	0.438 6	0.422 0	0.537 5	0.517 1	0.560 0
人均耕地 (亩)	1.68	1.74	1.63	1.71	1.46	2.00
原居住地区的地形						
山地	22.61	19.94	25.00	29.82	25.94	34.15
丘陵	28.72	36.86	21.43	33.94	40.00	27.18
平原	43.14	39.48	46.43	31.47	29.69	33.45
高原	1.43	0.96	1.85	1.32	1.56	1.05
其他	4.09	2.75	5.30	3.46	2.81	4.18
工作小时	4.60	5.01	4.23	4.28	4.68	3.84
小时工资	24.89	31.06	19.34	28.06	33.54	21.99
样本规模	1 551	734	817	613	322	291

表 1 表明，从工作小时和小时工资看，从事恶劣工作的农民工的平均工作时间更短，而小时工资的均值更高。图 1 则直观地显示了正常工作条件和恶劣工作条件的农民工在不同分位点上的对数小时工资差异。图 1 显示，在收入分布的低端，从事恶劣工作的农民工的对数小时工资更低，但在收入分布的高端(第七、第九和第十个收入等分组)，从事恶劣工作的农民工的对数小时工资要高于工作条件正常的农民工。

表 1 和图 1 的描述性分析似乎在一定程度上说明了补偿性工资差异的存在。然而，这一简单的比较并没有控制农民工的各项特征，因此并不能为推断补偿性工资差

异的存在提供任何证据。因此,下一节将进行回归分析,以在控制农民工的各项特征的基础上,考察工作条件对工资的影响,从而检验补偿性工资差异的存在性。

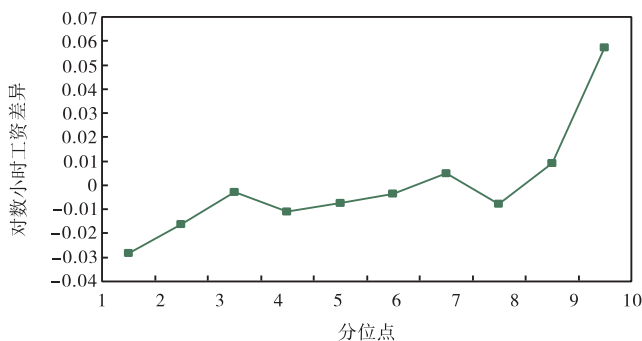


图1 正常工作条件与恶劣工作条件的农民工在不同分位点上的工资差异

表2显示了在恶劣的条件下工作的农民工的组成。可以看到,噪音是导致工作条件不如意的主要原因。而粉尘、毒害、潮湿、高空作业占恶劣工作条件的比例依次递减。从表2也可以看出,部分农民工的工作条件可能同时具有毒害、粉尘、噪音、潮湿、高空作业这5个维度中的多个属性。事实上,同时遭受两种或两种以上恶劣环境影响的农民工占到工作环境恶劣的农民工总数的45.19%。很明显,同时遭受两种或两种以上恶劣环境影响(如毒害和粉尘)的农民工的境况要比只遭受一种恶劣环境影响(如粉尘)的农民工更为恶劣<sup>①</sup>。因此,简单的0-1变量难以度量工作条件恶劣的程度。我们对毒害、粉尘、噪音、潮湿、高空作业这五个虚拟变量进行了简单加总,生成了一个度量恶劣工作条件的连续变量。本文下面的估计将基于这一度量工作条件恶劣程度的连续变量。

表2 工作条件恶劣的农民工的组成

工作特性	人数	比例
接触有毒有害物质	175	28.55%
空气中粉尘含量很高	255	41.60%
噪音很大	387	63.13%
环境很潮湿	129	21.04%
经常从事高空作业	74	12.09%
总计	613	100%

注:由于恶劣工作条件被定义为毒害、粉尘、噪音、潮湿、高空作业的逻辑加法运算,因此,表1最后一列中各个分项之和要大于100%。

① 这里假设毒害等属性的严重程度在遭受恶劣工作环境影响的农民工当中没有差异。



#### 四、估计结果

本节主要利用OLS和IV对农民工的工资进行回归,通过观察恶劣工作条件的估计系数,对农民工是否获得补偿性工资差异做出判断。表3给出了对数小时工资方程的估计结果。从OLS估计结果可以看到,在控制其他特征的前提下,恶劣工作条件的系数显著为负。这说明,农民工不仅不能因工作条件恶劣而获得补偿性工资差异反而工资收入下降。这一结果说明,城镇劳动力市场对农民工而言还是分割的。农民工在城镇劳动力市场上,并不能根据对工作条件和工资的综合考量,自由选择工作。同样,对男性和女性农民工而言,恶劣工作条件的系数也为负,并且在统计上显著。因此,无论是农民工总体,还是男性和女性农民工,都没有享受到补偿性工资差异。相反,在恶劣条件下工作的农民工,其工资反而要比在正常条件下工作的农民工低。

对其他自变量估计结果的讨论也是很有必要的。在全部样本的估计结果中,男性的系数显著为正,因此男性的工资更高。受教育年限的估计系数显示,农民工的教育收益率为5.9%。与男性农民工相比,女性农民工的教育收益率更高。工作经验以及工作经验平方的估计系数也是合乎预期的,揭示了工作经验对工资的影响是倒U型的。同样,工作经验对男性与女性农民工工资的影响也呈现出先增长,而后减少的特点。

然而,正如第二部分所提到的,由于遗漏变量和度量误差两方面的原因,OLS估计结果可能存在着向下偏误。更为严重的是,即使恶劣工作条件的真实估计值为正,但如果向下偏误的幅度过大,将会导致恶劣工作条件的OLS估计值反而为负。因此,估计偏差的存在极有可能导致对补偿性工资差异乃至劳动力市场的竞争性做出截然不同的判断。对此,我们采用工具变量法对遗漏变量和度量误差所造成的估计偏差进行纠正。

我们所使用的工具变量为婚姻状态、党员虚拟变量、是否当过干部、外出打工以来是否有过失业经历、是否是工会成员、子女数量、赡养老人数量、人均耕地面积、原居住地区的地形。附表1报告了工具变量回归第一阶段的估计结果。我们也对工具变量在第一阶段回归中的联合显著性进行了统计检验。F检验表明,工具变量在全部样本、男性子样本和女性子样本分别在0.1、0.05和0.01的水平上联合显著。

表3的后三列报告了对数小时工资方程的IV估计结果。Wu-Hausman检验结果表明,OLS估计结果确实受到内生性的影响,需要使用工具变量对恶劣工作条件的内生性进行处理。而Sargan统计量表明,IV估计所使用的工具变量通过了过度识别检验。

从男性、受教育年限、工作经验等变量的系数来看,IV的估计结果与OLS较为接近。然而,恶劣工作条件的IV和OLS估计结果在数值上相差极大,尽管工具变量法所得到的恶劣工作条件的估计系数仍是显著为负。恶劣工作条件的OLS和IV估计系数在数值上的较大差异,可能是由两方面的原因所致。第一个方面的原因在第二部分已经有所涉及。在真实估计值为负的情况下,度量误差较大,因此导致OLS估计值出现

较大的向上偏误。尽管遗漏变量的作用是相反的,导致估计值出现下偏,但较高的信号-噪音比进一步降低了遗漏变量的下偏幅度。因此,在 OLS 估计的各种偏差中,度量误差的衰减偏误极有可能占据主导地位,从而导致最后出现 OLS 估计值上偏的情况。

第二个原因可能在于,工具变量回归本身存在着估计偏差。尽管 F 检验表明,工具变量与内生变量具有较强的相关性,但从弱识别检验(weak identification test)的结果可以看出,我们所使用的工具变量并不具有很强的效力,没有通过弱识别检验<sup>①</sup>。虽然工具变量回归的估计结果具有一致性,在样本数量趋向于无穷大的情况下,工具变量回归的估计系数能够趋近于真实值。但在有限样本中,工具变量的估计偏差总是存在的。由于 OLS 和 IV 回归都存在估计偏差,我们需要对两者的估计偏差幅度进行判断。如果 IV 回归的估计偏差低于 OLS,那么我们认为 IV 的估计结果更为可信;反之,亦然。我们根据 Murray (2006)所建议的,分别根据全部样本、男性子样本和女性子样本的第一阶段回归结果,将观测值乘以  $R^2$ ,所得到的值都大于工具变量的数目。由此,我们可以认为,相比 OLS 而言,IV 的估计结果更为可靠。

表 3 对数小时工资方程的估计结果

	OLS			IV		
	全部	男性	女性	全部	男性	女性
恶劣工作条件	-0.020** (0.010)	-0.024* (0.013)	-0.022 (0.015)	-0.409*** (0.120)	-0.300*** (0.107)	-0.201** (0.099)
男性	0.146*** (0.019)			0.198*** (0.029)		
受教育年限	0.059*** (0.005)	0.052*** (0.008)	0.059*** (0.007)	0.049*** (0.007)	0.047*** (0.009)	0.052*** (0.008)
工作经验	0.037*** (0.003)	0.049*** (0.004)	0.030*** (0.005)	0.044*** (0.005)	0.055*** (0.006)	0.031*** (0.006)
工作经验平方	-0.001*** (0.000 1)	-0.001*** (0.000 1)	-0.001*** (0.000 2)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000 1)	-0.001*** (0.000 2)
常数项	0.542*** (0.059)	0.651*** (0.087)	0.628*** (0.083)	0.733*** (0.096)	0.791*** (0.112)	0.748*** (0.109)
样本规模	2 124	1 034	1 090	2 041	1 010	1 031
Adj.R <sup>2</sup>	0.136 8	0.137 6	0.102 8			
Wu-Hausman test				17.316 P = 0.000 03	8.725 P = 0.003 2	4.293 P = 0.038 5
Sargan statistic				8.117 P = 0.702 8	18.412 P = 0.072 5	10.621 P = 0.475 6
Cragg-Donald Wald F statistic				2.242	1.878	3.040

注: \*\*、\*、\*分别表示系数在 0.01、0.1、0.5 的水平上统计显著。括号内为标准误。下同。IV 估计的第一阶段结果,见附表 1。

① 在给定我们所使用的工具变量和内生变量数量的情况下,该统计量 5%显著水平的临界值为 21.01。

我们采用了与 OLS 估计相同的变量进行了分位数回归。出于节约篇幅的目的,这里只报告了我们所关注的恶劣工作条件的估计系数。表 4 报告了未处理内生性和处理内生性之后的分位数估计结果,以说明内生性对估计结果的估计偏差。表 4 显示,如果未对恶劣工作条件的内生性进行处理,恶劣工作条件在对数小时工资的条件分位点上对工资的作用基本不显著。在使用 Lee(2007)的方法处理恶劣工作条件的内生性之后,在男女混合样本中恶劣工作条件对工资的作用显著为负。从作用幅度来看,随着收入条件排序的提高,恶劣工作条件的系数开始变大,在到达顶点之后又开始变小,呈现出倒 U 型的变动特征。从第一阶段残差项的估计系数来看(这里没有报告),第一阶段残差项在各个收入条件分位点上都显著为正。这说明了恶劣工作条件的确在不同收入条件分位点上都具有内生性。如果忽略了恶劣工作条件的内生性,就会导致恶劣工作条件对工资的作用产生向上的估计偏差。而在男性和女性子样本中,恶劣工作条件在纠正内生性后会对收入条件分布中端的农民工工资产生显著的负向影响。综合在条件均值水平上的工具变量回归结果以及不同条件分位点上的分位数回归结果,我们都未能发现补偿性工资差异存在的证据。

表 4 恶劣工作条件在不同条件分位点的估计系数

分位点	未处理内生性			处理内生性		
	全部	男性	女性	全部	男性	女性
0.05	-0.023 (0.031)	0.028 (0.035)	0.023 (0.055)	-0.510* (0.299)	-0.439 (0.352)	-0.327 (0.372)
0.25	-0.022 (0.015)	-0.010 (0.015)	-0.011 (0.018)	-0.352*** (0.123)	-0.198* (0.111)	-0.208* (0.126)
0.50	-0.018 (0.012)	-0.032* (0.019)	-0.008 (0.017)	-0.243** (0.095)	-0.367*** (0.099)	-0.012 (0.097)
0.75	-0.017 (0.012)	-0.034** (0.017)	-0.020 (0.021)	-0.372*** (0.121)	-0.311** (0.128)	-0.130 (0.096)
0.95	-0.030 (0.032)	-0.031 (0.041)	0.074 (0.057)	-0.708** (0.283)	-0.348 (0.259)	-0.239 (0.295)

注：处理内生性的分位数回归的标准误差由 bootstrap 方法得到，重复计算次数为 100 次。

## 五、结论及进一步研究

2006 年本文使用中国社会科学院经济研究所和国家计划生育委员会在大连、上海、武汉、深圳和重庆所搜集的农民工调查数据,考察了农民工在城镇劳动力市场上是否因恶劣的工作条件而获得补偿性工资差异。OLS 估计结果表明,在控制其他特征的情况下,在恶劣条件下工作的农民工的工资要低于工作条件正常的农民。

由于度量误差和遗漏变量的影响,OLS 估计结果难免存在偏差。为了纠正估计偏差,检验 OLS 估计的稳健性,本文还使用了工具变量法对对数小时工资方程进行了估

计。IV 的估计结果证实了基于 OLS 的判断,农民工无法获得补偿性工资差异。然而,尽管恶劣工作条件的 OLS 和 IV 估计系数在符号上是一致的,两者在数值上存在着较大的差异,本文对这一差异产生的原因进行了初步探讨。

恶劣工作条件对工资的影响在工资的不同分位点上可能有所不同。因此,我们也采用了分位数回归方法,以考察不同分位点上恶劣工作条件对工资的影响。本文使用了 Lee(2007)的方法,考察了恶劣工作条件在不同条件分位点对工资的影响,发现农民工无论处于所有工资条件分布的高端还是低端,都无法获得补偿性工资性差异。从影响幅度来看,随着工资条件分布点的提高,恶劣工作条件对工资的影响呈现 U 型的变动特征。

综合在条件均值水平上的工具变量回归结果以及不同条件分位点上的分位数回归结果,我们都未能发现补偿性工资差异存在的证据。这说明,农民工并不能因恶劣的工作条件而获得补偿性工资差异,农民工所面对的城镇劳动力市场仍具有分割特性<sup>①</sup>。当然,本文还存在改进的空间。例如,面板数据的采用将有助于更好地纠正因遗漏变量而导致的估计偏差。

附表 1 对数小时工资的 IV 第一阶段估计结果

	全部农民工	男性	女性
男性	0.106*** (0.040)	—	—
受教育年限	-0.024** (0.010)	-0.018 (0.016)	-0.031** (0.013)
工作经验	0.017* (0.009)	0.018 (0.013)	0.019 (0.013)
工作经验平方	-0.000 3 (0.000 2)	-0.000 3 (0.000 3)	-0.000 4 (0.000 3)
已婚	-0.062 (0.067)	0.046 (0.102)	-0.189** (0.086)
党员	-0.128 (0.097)	-0.314** (0.131)	0.213 (0.149)
当过干部	-0.002 (0.082)	-0.214* (0.122)	0.225** (0.110)
外出打工以来有过失业经历	0.045 (0.045)	0.020 (0.065)	0.067 (0.062)
工会成员	0.112 (0.109)	0.166 (0.173)	0.061 (0.137)
子女数量	0.012 (0.035)	0.003 (0.051)	0.027 (0.048)
赡养老人数量	0.025 (0.031)	0.003 (0.048)	0.056 (0.039)

① 秦蓓等(2005)采用2003年上海浦东新区女职工调查数据,也没有发现支持补偿性工资差异的证据。

续附表 1

	全部农民工	男性	女性
人均耕地(亩)	0.004 (0.006)	- 0.007 (0.009)	0.026*** (0.009)
原居住地区的地形			
山地	—	—	—
丘陵	- 0.040 (0.054)	- 0.096 (0.081)	0.007 (0.070)
平原	- 0.197*** (0.049)	- 0.234*** (0.081)	- 0.188*** (0.060)
高原	- 0.057 (0.163)	0.056 (0.279)	- 0.152 (0.191)
其他	- 0.196* (0.106)	- 0.213 (0.193)	- 0.195 (0.121)
常数项	0.586*** (0.127)	0.649*** (0.202)	0.628*** (0.164)
R-squared	0.024 6	0.026 1	0.033 4
样本规模	2 041	1 010	1 031

参考文献

- [ 1 ] 邓曲恒. 城镇居民与流动人口的收入差异[J]. 中国人口科学, 2007(2).
- [ 2 ] 国务院研究室. 中国农民工调研报告[M]. 中国言实出版社, 2006.
- [ 3 ] 秦蓓, 陆铭和桂勇. 劳动力市场转型与补偿性工资支付——以上海浦东新区女职工为例[C]. 中国劳动经济学(2004年第1卷第2辑), 中国劳动社会保障出版社, 2005.
- [ 4 ] 伊兰伯格和史密斯. 现代劳动经济学—理论与公共政策(第六版)[M]. 中国人民大学出版社, 2000.
- [ 5 ] 郑功成, 黄黎若莲等. 中国农民工问题与社会保护[M], 人民出版社, 2007.
- [ 6 ] Abadie, Alberto, Angrist, Joshua and Guido Imbens. Instrumental Variables Estimates of the Effect of Subsidized Training on the Quantiles of Trainee Earning[J]. Econometrica, 2002, 70(1): 91-117.
- [ 7 ] Bockerman, Petri and Pekka Ilmakunnas. Do Job Disamenities Raise Wages or Ruin Job Satisfaction[J]. International Journal of Manpower, 2006, 27(3): 290-302.
- [ 8 ] Daniel, Christophe and Catherine Sofer. Bargaining, Compensating Wage Differentials, and Dualism of the Labor Market: Theory and Evidence for France[J]. Journal of Labor Economics, 1998, 16(3): 546-75.
- [ 9 ] Duncan, Greg J. and Bertil Holmlund. Was Adam Smith Right After All? Another Test of the Theory of Compensating Wage Differentials[J]. Journal of Labor Economics, 1983, 1(4): 366-79.
- [ 10 ] Fairris, David and Lee J. Alston. Wages and the Intensity of Labor Effort: Efficiency Wages versus Compensating Payments[J]. Southern Economic Journal, 1994, 61(1): 149-60.
- [ 11 ] Lanfranchi, Joseph, Henry Ohlsson, Ali Skalli. Compensating Wage Differentials and Shift

- Work Preferences[J]. *Economics Letters*, 2002, 74: 393-98.
- [ 12 ] Lee, Sokbae. Endogeneity in Quantile Regression Models: A Control Function Approach[J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 141 (2) : 1131-58.
- [ 13 ] Meng, Xin and Junsen Zhang. The Two-Tier Labor Market in Urban China-Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29: 485-504.
- [ 14 ] Murray, Michael P. Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20(4) : 111-32.
- [ 15 ] Rosen, Sherwin. The Theory of Equalizing Difference[A]. In *Handbook of Labor Economics*[C]. Amsterdam: Elsevier Science, 1986: 641-92.
- [ 16 ] Wooldridge, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2<sup>nd</sup> edition) [M]. The MIT Press, 2010.

## Job Disamenities and Wage of Rural Migrants in China ——Based on the Analysis of Compensating Wage Differentials

Deng Quheng Wang Yake

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China;  
School of Insurance, University of International Business and Economics,  
Beijing 100029, China)

**Abstract:** Using the 2006 migrants survey data, this paper intends to check the existence of compensating wage differentials for rural migrants. OLS estimates reveal that rural migrants do not enjoy compensating wage differentials for job disamenities, suggesting the presence of a segmented labor market in which rural migrants are involved. IV estimates further corroborate our previous findings. This paper also examines the effect of job disamenities on wage across conditional quantiles while correcting for the endogeneity bias following Lee (2007). Quantile regressions reveal no evidence of the existence of compensating wage differentials for migrants.

**Keywords:** Compensating Wage Differentials; Job Disamenities; Rural Migrant

**JEL Classification:** C21 J31 J81