

女性高学历就能降低性别工资差距吗？

韩 雷 侯新望*

内容提要 教育与工作的匹配度不仅影响资源配置的效率，更会影响劳动者的收入。教育—工作匹配模型（ORU）区分了教育与工作的不同匹配情况，综合考虑了劳动供给和需求的情况，可以更为细致地分析教育对性别工资差距的影响。本研究利用2013年中国家庭收入调查（CHIP）数据，从工作匹配的角度研究了教育如何影响工资进而影响性别工资差距。研究表明：女性的教育回报并非线性大于男性，而是在达到工作要求的教育年限后才有显著体现；符合工作要求的教育年限不论是在禀赋效应还是结构效应方面均能缩小性别工资差距；教育和工作的有效匹配才能更好地破除性别“歧视”，降低性别收入差距。

关键词 教育—工作匹配 ORU模型 性别工资差距

一 引言

性别收入差距是中国收入分配的重要问题之一。大多数国家都存在着较大的性别工资差距，即便考虑到生产特征的不同，女性的平均工资水平仍然低于男性。中国的情况也不例外，尽管女性在劳动力市场上的重要性不断提升，但是女性的平均工资仅相当于男性工资的75%~85%（袁晓燕，2012）。过大的性别工资差距不利于解决社会收入差距较大这一当前突出的社会问题。然而，想要缩小性别工资差距，我们必须先厘清性别工资差距的成因。

* 韩雷，湘潭大学商学院，电子邮箱：hanleiwin@163.com；侯新望，湘潭大学商学院，电子邮箱：875482642@qq.com。本研究获得国家社会科学基金一般项目“我国劳动收入差距的动态跟踪与演变研究（1990-2017）”（项目编号：18BJL119）的资助。作者感谢湘潭大学商学院季度论坛各位专家给予的宝贵建议。

从现有研究来看,基于教育的性别收入差距分析需要进一步细化。很多研究将性别工资的一部分差距归因于女性较低的受教育水平。但是近些年来女性的受教育水平已经得到较大幅度提高甚至已经超过了男性,所以目前中国劳动力市场中存在的性别工资差距已经不能完全用受教育年限的差异来解释(罗楚亮等,2019)。在排除了受教育年限的差异后,男女之间教育回报率的差异也会产生工资差距。进一步考虑到企业的招聘行为,那么就很容易联想到现实生活中劳动者的实际受教育水平可能会与从事工作要求的教育不同,即教育—工作不匹配^①。教育和工作的匹配情况可以作为进一步分析的一个切入口。

教育—工作匹配是指劳动者实际受教育程度与工作需要之间的比较,若劳动者自身教育与工作岗位要求相符时,便称之为教育匹配;若自身教育高于工作要求,称之为教育过度;反之,则称为教育不足。教育的快速发展为中国经济发展积累了大量的人力资本,但从整体上来说,中国目前的人力资本积累与经济社会发展的需要不匹配(刘尚希,2019)。这反映到微观层面就表现为劳动者自身受教育水平与工作岗位要求不匹配。教育与工作不匹配可能会导致劳动者不能胜任工作,或者通过教育获得的知识技能得不到充分使用,从而影响劳动者实际接受的教育回报。因此,如果教育—工作匹配对工资产生的影响因性别而异,那么在分析教育对性别工资差距的影响时,加入对教育与工作匹配状态的考察,会使得整个分析变得更为细致深入。影响性别工资差距的因素有很多(如工作经验、婚姻状况、部门选择、行业分割等),本研究中我们将从教育—工作匹配的角度,审视它对工资的影响,进而探讨其对性别工资差距的解释作用。

本研究的研究目标及可能的贡献体现为:事实上,研究教育—工作匹配如何影响工资的文献比较多,但少有学者关注教育—工作匹配对于性别工资差距的影响。鉴于此,本研究主要考察教育—工作匹配如何影响中国劳动力市场中的性别工资差距。具体而言,本研究力求回答以下三个问题:一是教育—工作匹配如何影响工资收入?该影响是否因性别而异?二是中国劳动力市场中的性别工资差距是由不同性别的劳动者生产特征不同带来的,还是因为生产力特征回报率的不同带来的?教育—工作匹配会从哪个方面如何影响性别工资差距?三是不同教育—工作匹配状态中劳动者的性别工资差距是如何构成的?

^① 企业的招聘要求往往比较宽泛,例如要求学历为本科,但是依然接受硕士学历的人前去应聘,而对于特别优秀的人,又会放宽对学历的限制。

本研究的思路及方法为：为了回答问题一，采用 Duncan & Hoffman (1981) 在经典明瑟方程的基础上演化而来的 ORU (Over-Education, Required-Education, Under-Education) 模型研究教育—工作匹配如何影响工资收入，之后按照性别分组，研究性别异质性。为了回答问题二，将使用 Oaxaca-Blinder (简称 O-B) 分解，在 ORU 模型回归的基础上，将性别工资差距分解为由生产特征差异带来的禀赋效应与因回报率差异带来的结构效应。在问题三上，将按照教育—工作匹配状态，将劳动者分为教育匹配、教育过度与教育不足三类，分别考察这三类状态对性别工资差距的贡献。

本研究接下来的结构安排为：第二部分是文献综述；第三部分介绍计量模型；第四部分是数据介绍、变量界定以及描述性统计结果；第五部分是模型分析、性别差异与工资差距分解；第六部分是明瑟方程与 ORU 模型的进一步比较；最后是结论和政策建议。

二 文献综述

教育回报率是影响性别收入差距的重要原因。关于性别工资差距的文献比较多，主要集中在人力资本、职业隔离、行业结构等因素对性别工资差距的影响。相关研究发现，尽管男女在职业与行业之间的分布不同，但由此产生的性别工资差距并不大，性别工资差距主要集中在职业内部与行业内部（李实、马欣欣，2006；葛玉好，2007；王湘红等，2016）。教育是形成人力资本的主要途径，对教育的投资能够提升劳动者的经济能力（资树荣，2018）。一般认为教育对于性别工资差距有很重要的解释作用。Gustafsson & Li (2000) 利用中国家庭收入调查 (CHIP) 1988 年和 1995 年的数据，发现性别工资差距在两期调查之间有所扩大，但性别差距主要是由男性与女性教育回报率不同所导致的。袁霓 (2005) 基于 2004 年北京房山区教育局对当地学生父母的调查数据运用 Oaxaca-Blinder 分解发现，中国城镇居民内部的性别工资差距并不大且主要是由于性别歧视导致的，但是女性的受教育年限与教育回报率都要高于男性，教育会缩小性别工资差距。张兴祥和林迪珊 (2014) 基于 2008 年全国外来务工人员的调查数据，发现受教育年限或者教育层次不能解释外来务工人员之间显著的性别工资差距。周春芳和苏群 (2018) 发现中国城镇劳动力市场因为女性人力资本回报率较低的缘故，导致性别工资差距呈现出扩大的趋势，具体来看，教育拉大了农民工的性别工资差距，但对中高收入的城镇职工而言，教育缩小了性别工资差距。毛宇飞等 (2018) 在利用 2010 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS) 研究互联网使用对性别工资差距的影响时，发

现教育收益率差异能够减小低收入层的性别工资差距，却会扩大中高收入群体中的性别工资差距。

单纯从劳动供给看教育回报率并不能很好地解释性别工资差距。罗楚亮等（2019）发现女性的教育回报率从1995年至2013年都要高于男性，女性受教育年限在2013年已经略高于男性，因此教育不再成为男性工资高于女性的正向解释因素。传统文献在研究教育对性别工资差距影响的时候，仅仅从劳动力的供给侧考虑了教育的影响，没有考虑劳动者从事工作与自身教育之间可能并不匹配，进而可能会对工资以及性别工资差距产生影响。上世纪70年代，就有学者发现由于劳动力市场上高学历劳动者的供给日趋增加，逐渐超过对其的需求，导致教育回报大幅缩水（Freeman, 1975）。其主要原因是传统分析主要是基于明瑟方程进行的，而明瑟方程中估计的教育回报率是相对简单的，忽略了很多其他方面的影响，在使用时要对其进行具体的合理的扩展（Card, 1999；杨娟，2008；李实、张钰丹，2020）。

教育—工作匹配模型对教育回报进行了更为全面的分析。从文献上来看，Duncan & Hoffman（1981）开创了关于教育—工作匹配对工资影响的实证研究。他们基于个人的角度测度了劳动者实际接受的教育能否满足工作要求，将实际受教育年限分解为工作需要的教育年限、过度教育年限与教育不足年限三部分，从而将明瑟方程扩展成了ORU模型用以分别估计这三部分的回报率。之后，越来越多的人在Duncan & Hoffman（1981）的影响下深入研究教育—工作的收入效应，得出了比较一致的结论：过度教育年限的回报率为正但显著低于工作教育要求的回报率，教育不足年限的回报率为负（Cohn & Ng, 2000；Verhaest & Omey, 2006；Slonimczyk, 2008；Korpi & Tahlin, 2009；黄志岭等，2010；Bender & Heywood, 2011；王广慧、徐桂珍，2014；屈小博、余文智，2020），这意味着劳动者自身教育与工作匹配时，教育的回报率最大。过度教育是受限于工作岗位导致生产率不完全的表现，尽管过度教育的劳动者相较于在同一职业上教育与工作恰好匹配的人而言，仍能产生额外的正向回报，但其相较于同等受教育水平且教育与工作匹配的劳动者而言，会因工作不匹配遭受工资损失。

教育—工作匹配视角可以更好地理解性别工资差距。Shevchuk et al.（2015）认为教育—工作匹配对工资的影响会随劳动力个体特征不同而不同，其中性别是重要的切入角度，如果该影响确实因性别而异，那么必将影响性别工资差距。ORU模型更为丰富的构架可以更为细致地分析出教育回报的异质变化和收入差距原因。在当前文献中，特别是关于中国性别收入差距的分析中，还少有学者基于ORU进行分析。鉴于此，本研究利用2013年CHIP城镇调查数据研究教育—工作匹配对工资的影响效应，进一步

分析该效应对男性与女性两个群体的异质性，并在此基础上讨论教育—工作匹配如何影响性别工资差距。

三 实证分析设计

(一) 模型设定

在研究教育—工作匹配对工资的影响时，文献中一般采用由 Duncan & Hoffman (1981) 在经典明瑟方程的基础上演化而来的 ORU 模型。将标准明瑟方程定义为：

$$\ln w_i = \delta_a S_i^a + \mathbf{x}_i \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

w_i 表示第 i 个劳动者的小时工资收入，包括工资、奖金、津贴以及其他各种现金福利； S_i^a 表示个人受教育年限， \mathbf{x}_i 是一组控制变量，具体包括性别、年龄及其平方项、工作经验及其平方项等个人特征和公司规模、行业、劳动合同等企业特征以及地区特征变量。系数 δ_a 表示教育回报率，其含义为个人受教育年限每增加一年，个人工资增加 δ_a 个百分点。Duncan & Hoffman (1981) 将 S^a 分解为工作教育要求 (S^r)、过度教育年限 (S^o) 和教育不足年限 (S^u) 三部分，这四者之间的关系可由以下恒等式表示：

$$S_i^a \equiv S_i^r + \underbrace{\max\{0, S_i^a - S_i^r\}}_{S_i^o} - \underbrace{\max\{0, S_i^r - S_i^a\}}_{S_i^u} \quad (2)$$

将 S^r 、 S^o 、 S^u 纳入标准明瑟方程中，并允许其对工资收入的决定有不同的作用，建立以下计量模型：

$$\ln w_i = \delta_r S_i^r + \delta_o S_i^o + \delta_u S_i^u + \mathbf{x}_i \beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中， δ^r 、 δ^o 、 δ^u 分别表示工作要求的教育回报率、过度教育的回报率与教育不足的回报率。

标准明瑟方程可以视作 ORU 模型的一种特殊情况。当 $\delta^r = \delta^o = -\delta^u$ 时，表明 S^r 、 S^o 、 S^u 三者对于收入的影响是相同的，收入与劳动者的自身受教育水平有关而与工作岗位无关；当 $S^o = S^u = 0$ 时，这就要求劳动者的教育与从事的工作岗位相互匹配，劳动力市场上不存在错配现象。在这两个限制条件下，ORU 模型即式 (3)，都会退化为标准明瑟方程即式 (1)。明瑟方程没有考虑到劳动力市场上总是存在着教育—工作不匹配的现象，也没有考虑到 S^r 、 S^o 、 S^u 三者会对工资产生不同的影响。ORU 模型的创新之处在于能够根据劳动者实际从业情况，针对教育—工作匹配状态区分了不同的情形，并对不同情形下的教育收益率赋予了差异化特征。从本质上可以这样说，标准明瑟方程在研究教育回报时仅仅从劳动者自身出发，只考虑到供给侧的影响，而 ORU 模型则是

从工作匹配的角度兼顾了劳动力需求侧与供给侧对教育回报的共同影响，相较于标准明瑟方程有更大的适用范围，也更加符合现实生活的需要。

若劳动者自身受教育水平与工作要求的教育水平恰好匹配，则此时 δ' 反映的是满足该工作岗位要求的教育水平的回报率，又是该劳动者的实际接受教育的回报率。若是劳动者自身受教育水平超过岗位要求，此时， δ' 、 δ'' 共同决定了他的教育回报率，其中， δ' 反映的是满足该工作岗位要求的教育水平的回报率， δ'' 反映的是劳动者自身受教育水平超过工作岗位要求的那部分教育的额外回报率。若是该劳动者属于教育不足的情形，此时，教育回报率由 δ' 和 δ'' 共同决定，其中， δ'' 反映的是自身受教育水平低于工作要求的那部分教育的回报率。在所有已发表的研究中，几乎都能得到以下结论： δ' 、 $\delta'' > 0$ 而 $\delta'' < 0$ ，并且 $|\delta''| < \delta' > \delta''$ (Rubin, 2003)。换个角度来说，过度教育的劳动者相较于在同一职业上教育匹配的人而言，仍能获得正向的回报 ($\delta'' > 0$)，但其相较于同等受教育水平但是教育匹配的劳动者而言，会因工作错配遭受收入损失 ($\delta' > \delta''$)。教育不足劳动者的收入会低于同一职业而教育匹配的人 ($\delta'' < 0$)，但是会高于同等受教育水平而教育匹配的人 ($\delta' + \delta'' > 0$)。

(二) 无条件分位数回归与 Oaxaca-Blinder 分解

为了讨论教育—工作匹配对工资分布中不同分位点的性别差距的解释程度，我们以整个工资分布为讨论对象，根据 Firpo et al. (2009, 2018) 提出的再中心化影响函数 (Recentered Influence Function, 简称 RIF)，对相应分位点上的性别工资差距进行无条件分位数回归并进行 O-B 分解。分位数的再中心化影响函数可表示为：

$$RIF(Y; q_\tau) = q_\tau + \frac{\tau - I(Y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)} \quad (4)$$

其中， q_τ 表示 τ 分位的分位数， $I(\cdot)$ 为示性函数， $f_Y(\cdot)$ 表示变量 Y 的边际密度函数。 $RIF(Y; q_\tau)$ 可以表示为自变量 X 的线性函数。基于此，本研究在探讨教育、工作匹配对性别工资差距的影响时，构建以下无条件分位数回归方程：

$$RIF(\lnwage; q_\tau) = \beta_0 + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

在式(5)中， q_τ 为小时工资收入的第 τ 分位数， X 包含核心解释变量 (S' 、 S'' 和 S''')、个人特征、企业特征以及地区特征。在采用无条件分位数回归模型得到收入决定方程后，通过构建反事实收入分布函数，可以将男性与女性的劳动收入差距分解为两个部分：

$$q_\tau(\lnw_m) - q_\tau(\lnw_f) = [q_\tau(\lnw_m) - q_\tau(\lnw_c)] + [q_\tau(\lnw_c) - q_\tau(\lnw_f)] \quad (6)$$

其中， $[q_\tau(\lnw_m) - q_\tau(\lnw_c)]$ 为禀赋效应，表示男性劳动者与女性劳动者由于

生产力特征不同带来的工资差距，属于工资差距中的“合理部分”； $[q_r(\ln w_c) - q_r(\ln w_f)]$ 为结构效应，表示由于男性与女性工资决定方程系数不同带来的差异，即回报率的不同带来的差异，属于不可解释的“性别歧视”。

四 数据、变量和描述性统计

（一）数据来源与整理

本文的数据来源于2013年中国家庭收入调查（CHIP）的城镇居民子样本。它是由国家统计局农调总队和中国社会科学院经济研究所共同开展的，该数据中包含详实的个体教育水平、工作经验、收入、职业、行业以及省份等特征，为本文的研究提供了可靠的数据资料。在进行经验分析之前，我们只保留了年龄在16~60岁之间并且在职（受雇于他人）的非农业劳动者，剔除掉小时劳动收入、受教育年限、工作经验以及工作信息缺失或者异常的样本，最终得到6820个有效样本，其中男性3858人，女性2962人。

（二）变量设定与描述统计

本文的因变量为小时工资的对数，小时工资包含工资、奖金、津贴以及其他各种现金福利。之所以采用小时工资而不采用年工资亦或月工资，是为了消除个体工作时间的不同而造成的工资差异，尤其是男性与女性往往会面临着不同的加班诉求。我们利用问卷中得到的年工资性收入总额除以年平均工作小时数，进而得到小时工资率。

核心解释变量为劳动者的实际受教育年限（ S^a ）依据其教育—工作匹配情况分解出的工作要求教育年限（ S^r ）、过度教育年限（ S^o ）和教育不足年限（ S^u ）三项。目前文献中常见的测度教育—工作匹配的方法有主观评价法、工作分析法以及实际匹配法，其中实际匹配法又包括众数法与标准差法。孙志军（2001）认为这几种方法在测量精度、客观性、可靠性等方面不尽相同，各有优缺点，可根据自己的研究设计及实际条件选择相应的测量方法。

本文采取标准差法。该方法最早由Verdugo & Verdugo（1989）提出，他们依照职业代码计算同一职业劳动者的平均受教育年限，将其作为工作教育要求，并将实际接受的教育年限超出工作要求的部分作为过度教育年限。若自身受教育年限低于工作要求的教育水平，则将二者差额的绝对值定义为教育不足年限。并且还将自身受教育年限在平均受教育年限的一个标准差的范围内的劳动者定义为教育匹配，超出一个标准

差的被称为教育过度，低于一个标准差的被称为教育不足^①。

本文参照以往文献，选取的控制变量具体包括性别、年龄及其平方项、工作经验及其平方项等个人特征和公司规模、行业、劳动合同等企业特征以及省份。具体的变量定义以及划分见表1。

表1 变量名称及定义

变量类别	变量名称	变量说明
被解释变量	对数小时工资	小时工资的对数，包括工资、奖金、津贴以及其他各种现金福利
核心解释变量	受教育年限	实际受教育年限
	工作教育要求	工作岗位要求的教育年限
	教育过度年限	自身受教育年限超出岗位要求的教育年限
	教育不足年限	自身受教育年限低于岗位要求的教育年限
控制变量	性别	1 = 男性, 0 = 女性
	年龄	按调查年份计算的实际年龄
	年龄的平方	年龄的平方
	工作经验	当前从事工作的工作年数
	工作经验平方	当前工作的工作年数平方
	婚姻状况	1 = 已婚, 0 = 未婚
	政治面貌	1 = 党员, 0 = 其他
	民族	1 = 汉族, 0 = 少数民族
	公司所有制	1 = 机关事业单位, 2 = 国有企业、集体企业, 3 = 外资以及私营企业
	行业	1 = 工业建筑业, 2 = 传统服务业, 3 = 生产性服务业
	公司规模	1 = 小规模, 2 = 中等规模, 3 = 大规模
	合同关系	1 = 固定合同, 2 = 长期合同, 3 = 短期合同, 4 = 没有合同
	职称	1 = 办事员, 2 = 中层领导, 3 = 高层领导

(三) 描述性统计

表2为按照性别分类回归变量的统计性描述。其中，男性的平均小时工资为20.009元，而女性平均小时工资为16.174元，只相当于男性平均小时工资的80.83%，二者平均小时工资的差额为3.835元，占女性平均小时工资的23.71%，可见男女之间存在着较大的工资差距。在人力资本方面，男性和女性平均受教育年限均略微超过12年，相当于高中毕业的水平，但是女性的平均受教育年限略微高于男性。在教育—工作匹配这一方面，男性从事工作要求的教育略低于女性所从事工作要求的受教育年

^① 教育匹配、教育过度与教育不足均设置为0-1二值虚拟变量。

限，而无论是过度教育年限还是教育不足年限，男性的平均值均高于女性的平均值，这表明男性在劳动力市场上可能面临着更加严重的教育—工作不匹配。另外，我们可以看到男性的平均工作经验比女性显著高约 3 年，但这部分可能是因为男女退休年龄不一致引起的。

表 2 变量的统计性描述（按性别分类）

变量	男性职工	女性职工	变量	男性职工	女性职工
小时工资(元)	20.009	16.174	汉族(比例)	0.955	0.952
受教育年限(年)	12.169	12.412	公司规模(比例)		
工作教育要求(年)	12.183	12.389	小规模	0.386	0.455
过度教育年限(年)	1.143	1.124	中等规模	0.301	0.309
教育不足年限(年)	1.157	1.102	大规模	0.313	0.236
年龄(年)	41.755	39.124	合同关系(比例)		
工作经验(年)	14.178	11.303	固定合同	0.348	0.277
公司所有制(比例)			长期合同	0.300	0.298
机关事业单位	0.294	0.296	短期合同	0.162	0.212
国企以及集体企业	0.289	0.222	没有合同	0.189	0.213
外资以及私营企业	0.417	0.481	职称(比例)		
行业(比例)			办事员	0.570	0.639
工业建筑业	0.332	0.192	中层领导	0.349	0.320
传统服务业	0.196	0.342	高层领导	0.081	0.042
生产性服务业	0.472	0.466	样本观测值数	3858	2962
政治面貌(比例)	0.290	0.179			

资料来源：根据 2013 年 CHIP 城镇调查数据计算得到。

（四）教育—工作匹配状况

我们用标准差法测度了城镇劳动者总体的教育过度、教育匹配与教育不足发生率，结果见表 3。总体来说，中国城镇职工教育过度、教育匹配与教育不足的发生率分别为 15.01%、69.52% 与 15.47%，有 3 成以上的劳动者从事着与自身教育不相符的工作。不同学历劳动者的教育—工作匹配情况各不相同，甚至有很大的差别。

低学历劳动者的教育不足现象比较明显，而高学历劳动者的教育过度现象则比较突出。对于高中以下学历的劳动者而言，因其受教育水平较低，教育过度发生率也较低，突出问题在于教育不足的发生率过高，近半都不能达到工作要求的教育水平。对于这些劳动者而言，他们从事的工作一般都不会要求学历，因此同一工作上劳动者的教育分布比较分散，容易产生一个较大的标准差，从而容易表现出无人过度教育。可

以看到,随着受教育水平的提高,教育不足发生率在大幅下降,教育过度发生率在大幅上升。对于研究生学历的劳动者而言,没有人低于工作要求的教育要求,绝大多数人接受的教育都超出工作所需,教育过度的发生率比较高。目前,中国的人力资本总量还比较低,但是产业结构升级转型速度可能没有赶上高校扩招的步伐,在高学历人群中教育过度现象比较突出。

表3 基于标准差法测度的教育与工作错配发生率

单位: %

分组	教育过度	教育匹配	教育不足	
总体	15.01	69.52	15.47	
受教育水平	高中以下	0.00	55.64	44.36
	高中	0.76	86.78	12.46
	大学	28.34	71.62	0.04
	研究生	92.14	7.86	0.00
性别	男	15.19	68.61	16.20
	女	14.79	70.70	14.52
公司所有制	机关事业单位	15.22	68.41	16.37
	国企以及集体企业	17.98	69.67	12.34
	外资以及私营企业	13.14	70.16	16.70
行业	工业建筑业	15.24	68.59	16.15
	传统服务业	13.04	70.53	16.43
	生产性服务业	15.97	69.49	14.54
公司规模	小规模	12.16	69.30	18.54
	中等规模	14.35	71.39	14.26
	大规模	19.98	67.80	12.22
合同关系	固定合同	16.59	68.53	14.88
	长期合同	18.01	70.04	11.94
	短期合同	15.26	69.25	15.50
	没有合同	7.79	70.54	21.68
职称	办事员	13.03	69.53	17.45
	中层领导	17.18	69.92	12.90
	高层领导	22.35	67.28	10.37

资料来源:根据2013年CHIP城镇调查数据计算得到。

从性别方面来看,男性与女性的教育—工作匹配状况并未表现出太大的差异,男性的教育适配率略低于女性,男性的教育不足发生率与教育过度发生率均高于女性。从公司所有制来看,国企以及集体企业的职工相较于机关事业单位和外资以及私营企

业教育过度发生率相对较高。另外，生产性服务业的教育过度发生率较高，而教育不足发生率较低。在公司规模这一方面，公司规模越大，教育过度发生率越高。这可能是由于，一方面，劳动者不愿意就职于规模较小的公司，扎堆涌向大公司；另一方面，公司规模越大，对员工的监督管理成本越大，企业更需要教育来传递信号。从办事员到中层领导再到高层领导，教育过度的发生率越来越高，教育不足的现象呈现出减弱的趋势。

五 估计结果及性别工资差距分解

（一）教育—工作匹配对工资的基本影响

表4是考虑到工作匹配之后教育对工资影响效应的普通最小二乘估计、无条件分位数回归以及工具变量回归的结果。同时我们以标准明瑟方程估计的结果作为基本参照。第（1）列可以看到在不考虑教育与工作匹配关系时，明瑟方程估计出的教育回报率为5.8%，意味着劳动者接受的教育每增加一年，其收入增加约5.8%。

表4 教育—工作匹配对工资的影响

	明瑟方程	ORU 模型				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	Q10	Q50	Q90	2SLS
受教育年限	0.058 *** (0.005)					
工作教育要求		0.096 *** (0.009)	0.071 *** (0.014)	0.098 *** (0.007)	0.123 *** (0.012)	0.522 *** (0.120)
过度教育年限		0.063 *** (0.007)	0.023 * (0.012)	0.059 *** (0.007)	0.108 *** (0.012)	0.122 *** (0.020)
教育不足年限		-0.044 *** (0.007)	-0.050 *** (0.015)	-0.049 *** (0.006)	-0.023 *** (0.008)	-0.084 *** (0.014)
个人特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	6820	6820	6820	6820	6820	6820
拟合优度	0.303	0.307	0.110	0.283	0.170	
F 值	52.516	53.213	16.537	124.713	22.105	35.853
Cragg-Donald Wald F 检验值						38.665
工具变量 t 值						-5.129
DWH chi ² 检验值						14.090 ***

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

资料来源：根据2013年CHIP城镇调查数据计算得到。

第(2)列为 ORU 模型的回归结果。总体来看,工作教育要求和过度教育年限的回报率显著为正,教育不足年限的回报率显著为负,且二者的绝对值都低于工作教育要求的回报率,这与以往的研究保持一致。具体地,对于教育匹配的劳动者而言,工作要求的受教育年限每增加1年,小时工资增加约9.6%,远高于标准明瑟方程的估计结果。对于教育过度的劳动者而言,其每超过工作岗位要求的受教育年限1年,小时工资增加约6.3%。虽然相较于工作要求的教育而言,劳动者教育过度,但其超出的教育仍能获得正向回报,只不过该回报率小于工作要求受教育年限的回报率。若劳动者属于教育不足的情况,自身受教育水平每低于工作要求1年,其小时工资收入会降低约4.4%。

过度教育的劳动者对比在同一职业上教育与工作恰好匹配的人,仍能获得正向的回报($0.063 > 0$),但其相较于同等受教育水平但是教育与工作匹配的劳动者而言,会因工作错配遭受边际回报损失($0.063 < 0.096$)。这意味着,在同一工作岗位上,教育过度的劳动者仍能获得额外的报酬,但受制于工作无法发挥出教育全部的功效,从而额外教育的回报率偏低。至于教育不足的劳动者,他们的收入会低于同一职业但是教育匹配的人($-0.044 < 0$),但是会高于同等受教育水平但是教育匹配的人($0.096 - 0.044 > 0$)。教育不足的劳动者在从事较高学历要求的工作时,可以借助过往积累的工作经验与职业培训等其余形式的人力资本弥补正规学校教育的不足,从而相较于同等受教育水平教育匹配的劳动者而言能够获得更高的工资。

为了进一步描述教育—工作匹配与工资分布之间的关联性,表4同样给出了工资分布10、50和90分位点的无条件分位数回归结果。结果显示,随着工资分位数的提高,工作要求的受教育年限与教育过度年限的回报率也在不断提高,这说明接受更多的教育是获得高工资的关键,凸显出正规学校教育对于工资决定的重要性。但是另外一方面,我们可以看到对于教育不足的劳动者,其由于自身教育水平达不到工作要求的负面影响反而在不断降低,这可能是由于一个人的人力资本存量中的其他组成部分往往可以替代教育发挥作用,而且这些因素随着工资分位点的提高也会变得愈发重要。

(二) 内生性说明

在估计教育—工作匹配对工资的影响时,个人能力遗漏变量无疑会影响估计结果。为解决内生性,现有文献通常采用三种做法:一是使用面板数据,如 Tsai (2010) 利用固定效应模型消除个人能力的影响,但是教育与工作匹配状况在几年内往往不存在变化,这会导致固定效应模型存在很大偏误;二是在回归方程中加入个人能力的代理

变量（往往是父母的受教育水平），如彭树宏（2019）的处理方法；三是采用工具变量法处理内生性，Korpi & Tahlin（2009）认为个人能力会影响实际受教育水平，因此在考虑教育—工作匹配对工资的影响时，应由个体实际受教育水平分解出的工作教育要求、过度教育年限和教育不足年限都视为内生变量，这就需要找出至少3个工具变量，但在实践中往往难以找到如此多的优质工具变量。本文采取张冰冰和沈红（2019）的做法，只将工作教育要求视为内生变量，理由是个人能力会影响个人受教育水平，而劳动者在选择工作时更有可能基于其自身实际受教育水平选择教育要求相符的工作岗位，从而教育过度年限与教育不足年限更像是这种选择“派生”出的结果，仅将工作教育要求作为内生变量就能降低模型的内生性。我们选取“兄弟姐妹个数”作为工作教育要求的工具变量。

表4第（6）列是使用工具变量估计后的结果（2SLS），底部报告了Durbin - Wu - Hausan 检验的内生性结果，P值在1%的水平内拒绝了模型不存在内生性的问题。一阶段回归结果显示，“兄弟姐妹个数”对于工作教育要求有负向影响，并且在1%的水平上显著，一阶段的F值大于临界值10，故本文选取的工具变量是合适的，不存在弱工具变量的问题。

（三）教育—工作匹配对工资影响的性别差异

上文的估计结果表明工资不仅仅会受到自身受教育水平的影响，教育与工作的匹配状态也会对工资产生重要影响。那么，在一个男女存在较大工资差距的劳动力市场上，教育—工作匹配对工资的影响是否也存在性别差异？本文就此展开进一步分析。

女性的教育回报并非线性高于男性的教育回报。表5报告了按照性别分组之后的标准明瑟方程与ORU模型的回归结果。模型1为明瑟方程的回归结果，结果表明，在一个存在性别歧视的劳动力市场上，女性的教育回报率线性显著高于男性^①。模型2为考虑到教育与工作匹配关系之后的ORU模型回归的结果，女性的教育回报并非线性高于男性教育回报。工作教育要求年限与过度教育年限的回归系数对于男性与女性而言均为正，然而女性群体的回归系数均稍微大于男性；教育不足年限的回归系数虽然对于男性与女性两类群体而言都为负值，但是男性系数的绝对值却要显著

^① 在构建性别与受教育年限的交互项进行回归时，结果依然表明女性的教育回报率高于男性，且在1%的水平上显著。

低于女性^①。也即是说，教育适配与教育过度的女性劳动者在劳动力市场上可以额外多享受由教育带来的正向回报，但是对于教育不足的女性劳动者而言，其因自身教育水平不能达到工作岗位要求所面临的工资减少幅度会大于男性。只有当女性达到或者超过工作要求的教育年限时，其较高的教育回报才能体现出来。

表5 教育—工作匹配对工资影响的性别差异

	模型 1		模型 2	
	男性	女性	男性	女性
受教育年限	0.055 *** (0.005)	0.063 *** (0.007)		
工作教育要求			0.093 *** (0.010)	0.101 *** (0.012)
过度教育年限			0.063 *** (0.008)	0.064 *** (0.011)
教育不足年限			-0.038 *** (0.008)	-0.052 *** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.274	0.310	0.279	0.314
观测值数	3858	2962	3858	2962

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。
资料来源：根据 2013 年 CHIP 城镇调查数据计算得到。

另外，如表 6 所示的 RIF 分位数分析结果显示，在工作教育要求与过度教育这两方面，无论男女，其回归系数在各工资分位点上均显著为正，且随着分位点的提高呈逐渐变大趋势；教育不足年限对工资一直有负面影响，但随着工资分位点的提高，该负面影响在不断减弱。此外，我们发现在 10 分位点和 90 分位点上，工作教育要求对男性工资的影响要大于女性，而在中等收入人群中，其对女性的工资影响要高于男性。过度教育年限对女性工资的影响相较于男性随着工资分位点的提高愈加明显。对于中低收入人群而言，教育不足年限表现出了对女性工资的负面影响大于男性的现象，但在高收入人群中，却呈现出了相反的结论。

① 在构建性别与工作教育要求、过度教育年限，教育不足年限的交互项回归时，结果表明性别与工作教育要求交互项的系数为负且在 5% 的水平上显著，性别与教育不足年限交互项的系数为正且在 10% 的水平上显著。

表 6 教育—工作匹配对工资影响的性别差异：无条件分位数回归

	模型 1 Q10		模型 2 Q50		模型 3 Q90	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
工作教育要求	0.085 *** (0.018)	0.070 *** (0.024)	0.074 *** (0.009)	0.124 *** (0.012)	0.136 *** (0.016)	0.127 *** (0.018)
过度教育年限	0.021 (0.017)	0.031 * (0.018)	0.059 *** (0.008)	0.062 *** (0.011)	0.094 *** (0.017)	0.114 *** (0.019)
教育不足年限	-0.045 ** (0.019)	-0.069 *** (0.025)	-0.039 *** (0.008)	-0.055 *** (0.010)	-0.030 *** (0.011)	-0.024 ** (0.012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.096	0.112	0.246	0.313	0.163	0.164
观测值数	3858	2962	3858	2962	3858	2962

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

资料来源：根据 2013 年 CHIP 城镇调查数据计算得到。

（四）教育—工作匹配对性别工资差距的影响

一般认为，尽管在劳动力市场上存在较大的性别工资差距，但是教育可以在一定程度上缓解这种差距。表 7 的模型 1 首先基于标准明瑟方程进行分解，作为基本参照。鉴于中国劳动力市场上有不少的人从事的工作与自身受教育水平不匹配，这就要求在研究教育对性别工资差距的影响时不能忽视教育—工作匹配状态及其影响的性别差异，所以我们结合 ORU 模型从工作匹配的角度重新看待教育对性别工资差距的影响。另外，我们会对不同分位点上的性别工资差距进行 O-B 分解，以期进一步了解教育—工作匹配对于各工资分位点处性别工资差距的影响。表 7 模型 2 至模型 5 汇报基本分解结果以及 10、50 和 90 分位点的分解结果。

性别工资差距中包含禀赋和结构效应。第一，RIF 分位数回归分解结果显示，中国城镇劳动者的性别工资差距呈现出“粘地板效应”，随着工资收入分位点的提高，性别工资差距在逐渐缩小，由 10 分位点的 0.280 降至 50 分位点的 0.248 再降至 90 分位点的 0.192。基本分解表明性别工资差距为 0.237，比较接近 50 分位点的分解结果。第二，由于禀赋效应导致的工资差距随着分位点的提高呈现出先上升后下降的趋势，从 10 分位点的 0.034 到 50 分位点的 0.056 再到 90 分位点的 0.029。第三，结构效应则表现出不断下降的趋势，由 10 分位点的 0.246 逐步收窄至 90 分位点的 0.163，可见高收入群体的性别歧视效应是相对较小的。

表7 教育—工作匹配对性别工资差距的影响

	模型1		模型2		模型3		模型4		模型5	
	OLS		OLS		Q10		Q50		Q90	
总差异	0.237	100%	0.237	100%	0.280	100%	0.248	100%	0.192	100%
禀赋效应	0.053	22.36%	0.043	18.14%	0.034	12.14%	0.056	22.58%	0.029	15.10%
受教育水平	-0.013	-5.49%								
工作教育要求			-0.019	-8.02%	-0.017	-6.07%	-0.015	-6.05%	-0.028	-14.58%
过度教育年限			0.001	0.42%	0.000	0.00%	0.001	0.40%	0.002	1.04%
教育不足年限			-0.002	-0.84%	-0.002	-0.71%	-0.002	-0.81%	-0.002	-1.04%
个人特征	0.019	8.02%	0.017	7.17%	-0.002	-0.71%	0.025	10.08%	0.016	8.33%
企业特征	0.050	21.10%	0.048	20.25%	0.057	20.36%	0.048	19.35%	0.043	22.40%
省份效应	-0.003	-1.27%	-0.002	-0.84%	-0.001	-0.36%	-0.002	-0.81%	-0.002	-1.04%
结构效应	0.184	77.64%	0.194	81.86%	0.246	87.86%	0.192	77.42%	0.163	84.90%
受教育水平	-0.098	-41.35%								
工作教育要求			-0.094	-39.66%	0.141	50.36%	-0.711	-286.69%	0.078	40.63%
过度教育年限			-0.001	-0.42%	-0.014	-5.00%	-0.009	-3.63%	-0.024	-12.50%
教育不足年限			0.015	6.33%	0.031	11.07%	0.021	8.47%	-0.006	-3.13%
个人特征	0.289	121.94%	0.293	123.63%	0.400	142.86%	0.195	78.63%	0.134	69.79%
企业特征	-0.070	-29.54%	-0.051	-21.52%	0.017	6.07%	-0.012	-4.84%	-0.066	-34.38%
省份效应	0.046	19.41%	0.045	18.99%	-0.052	-18.57%	0.064	25.81%	0.135	70.31%
常数项	0.017	7.17%	-0.013	-5.49%	-0.276	-98.57%	0.644	259.68%	-0.087	-45.31%

注：以男性的工资结构作为权重，百分比表示每部分能够解释总体工资差距的百分比。
资料来源：根据2013年CHIP城镇调查数据计算得到。

来看教育—工作匹配情况对性别工资差距的影响。从整体来看，教育年限对性别收入差距的影响更多体现在了结构效应上，也就是说性别收入差距更多是由不可见的“歧视”效应带来的。在禀赋效应维度我们有以下发现。第一，工作教育要求情况下的教育回报系数一直为负，其绝对值随着工资收入分位点的提高表现出先小幅下降再上升的趋势。表明女性从事的工作岗位对学历的要求比较高，这有利于缩小性别工资差距，且在高收入人群中，这种作用更加突出。第二，过度教育年限的系数一直为正，且变化不大。说明男性的教育过度年限的回报相较于女性偏大，由于该部分能够带来正向的回报，所以进一步加大了性别工资差距，但这部分效应是非常微弱的。第三，教育不足年限的系数一直为负。这反映出男性的教育不足年限较高，从而可以缩小性别工资差距。在结构效应维度我们有以下发现。第一，工作教育要求的教育回报对总体工资差距的解释力度都很高。其系数在10分位点与90分位点水平上为正，在50分

位点上为负且其对总体工资差距的贡献率达到了 -286.69%。说明在中等收入人群中，工作教育要求的回报率差异可以明显缩小性别工资差距。第二，教育过度年限的系数一直为负。这说明女性通过过度教育，可以在一定程度上较为稳定地降低性别工资差距。第三，教育不足年限的影响在不同人群有不同影响。对中低收入人群而言，教育不足年限收益率的差距进一步扩大了性别工资差距。

（五）教育—工作匹配状态与性别工资差距的再审视

教育改变了人力资本还是“歧视”？在这部分，我们换个角度探讨教育—工作匹配如何影响性别工资差距。我们首先将所有劳动者依据其教育—工作匹配的状态划分为教育匹配、教育过度与教育不足三类，然后分别考虑这三类劳动者中的性别工资差距构成。如表 8 所示，按照教育—工作匹配状态分类的性别工资差距表现为：教育不足类型劳动者的性别工资差距最大，而教育过度的劳动者中性别工资差距无论是禀赋效应还是结构效应都是最小的。无论是全体劳动者还是教育不足、教育匹配与教育过度三类劳动者，禀赋效应的大小都要远小于结构效应。这说明，在中国劳动力市场上，“歧视”对于性别工资差距依然具有很强的解释作用，而教育在劳动力市场上的信号作用是更为明显的。

表 8 按教育—工作匹配状态分类的性别工资差距

	男性小时工资对数	女性小时工资对数	禀赋效应	结构效应	男性样本	女性样本
全样本	2.756	2.518	0.053	0.184	3858	2962
教育不足	2.541	2.232	0.072	0.237	625	430
教育匹配	2.759	2.516	0.048	0.189	2647	2094
教育过度	2.968	2.809	0.010	0.149	586	438

资料来源：根据 2013 年 CHIP 城镇调查数据计算得到。

过度教育信号才能打破性别歧视。虽然在教育匹配、教育过度与教育不足三类劳动者中，男性的平均工资均高于女性，但倘若劳动力市场上不存在性别歧视的话，这三类劳动者中男女之间的工资差距就会变得非常小。在劳动力市场不完全的情况下，想要打破歧视就要发送有效信号。女性的有效信号就是进行过度教育。对比教育匹配男性，女性想要获得与之相仿的工资就得过度教育。表 8 中女性过度教育的平均收入与男性教育匹配的工资基本一致。破除歧视的成本是进行过度教育，这对个人而言，是教育投入的增加和工作年限的减少；对整个社会来说，是劳动力资源配置过程中边际成本和边际回报的分离，是生产效率的损失。

六 明瑟方程与 ORU 模型的进一步比较

通过前文的分析我们发现,无论是不考虑工作匹配时基于标准明瑟方程回归,还是考虑到劳动者自身教育与工作之间匹配关系的 ORU 模型的回归,结果似乎都表明在一个工资支付机制更加有利于男性的劳动力市场上,女性的教育回报率反而更高,通过教育可以降低性别收入差距。但这两个模型关于性别收入差距和教育回报的说明存在很大不同,具体比较如下。

一是降低性别差距并非单一劳动供给方能够完成的。明瑟方程较为单一地说明了增加教育年限可以降低性别差距。虽然女性的教育回报率更高,但通过 ORU 模型我们可以清楚地看到,只有在符合工作要求年限的情况下教育才能降低结构效应。这就要求女性不仅有较高的教育年限,还要有更好的工作匹配,甚至要过度匹配,才能发送有效信号。这种教育工作的匹配甚至是更为重要的,也是传统的明瑟方程无法深入说明的。

通过 ORU 模型的分析可以发现,教育—工作匹配后会跨越“歧视”门槛,收入将大幅度提高。歧视偏见认为女性的生产率不如男性,但是教育会传递有关生产力的信息,教育水平越高的劳动者一般会被雇主认为具有更高的边际劳动生产率。因此尽管劳动力市场存在性别歧视,但是只要女性劳动者自身的受教育水平能够满足工作的要求,也即女性劳动者属于教育匹配或者教育过度的情形,就能够降低其在劳动力市场中受到的歧视程度,因此与工作教育要求相比,适度的教育或者超额的教育对女性来讲还能通过减轻歧视这一途径额外提高自身的工资收入,从而使估计出来的工作教育要求与过度教育年限的回报率高于男性;而当自身受教育水平不足以满足工作的要求时,会因为歧视遭受着比男性更大的收入损失,从而表现出女性教育不足年限的回报率小于男性。表 8 的分解结果也验证了这一解释。表 8 显示,结构效应即由性别歧视造成的工资差距在教育不足这一类劳动者中达到最大,数值为 0.237;到了教育与工作恰好匹配的这一组时,不可解释的工资差距缩小为 0.189;到了教育过度这一组时,进一步缩小到 0.149。这说明女性自身接受的教育越能满足工作的要求,就越能抵抗歧视,这是女性教育本身和劳动需求的有机结合。

二是明瑟方程可能高估了教育的禀赋效应,低估了结构效应。从表 7 中我们发现,明瑟方程体现出了较高的禀赋效应和较低的结构效应。由于教育过度年限的回报率低于工作教育要求的回报率,过度教育的劳动者相较于同等受教育水平但是教育与工作匹配的劳动者而言,会因教育—工作不匹配遭受工资损失,因而使得其实际接受教育

的回报率变低。如果男性相较于女性更加偏向于教育过度，那么男性实际接受教育的回报率就会低于女性。我们估计男性劳动者相较于女性是否更倾向于过度教育，因为被解释变量为是否是教育过度类型的劳动者，为二值虚拟变量，所以我们采用线性概率模型（LPM）方法与 Probit 模型进行估计，结果见表 9。

表 9 中的模型 1 为线性概率模型估计的结果，表明在控制了其他可能影响教育过度的因素之后，男性比女性教育过度的概率高约 2.3%。为保证该结论的稳健性，本文还采用 Probit 模型进行估计，结果见模型 2，模型 3 针对模型 2 的估计给出了解释变量的平均效应值，结论与线性概率模型估计的结果相差不大。可见，男性相较于女性，更有可能教育过度。

表 9 男性是否更倾向于过度教育

	模型 1 LPM	模型 2 Probit	模型 3 边际效应
性别	0.023 *** (0.007)	0.190 *** (0.049)	0.023 *** (0.006)
受教育年限	0.066 *** (0.002)	0.718 *** (0.028)	0.086 *** (0.002)
其余控制变量	控制	控制	控制
观测值数	6820	6820	6820

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。
资料来源：根据 2013 年 CHIP 城镇调查数据计算得到。

这一结论与李锋亮等（2009）保持一致。这表明，男性与女性在实际受教育水平以及其他条件相同时，男性更可能从事岗位要求学历较低的工作。由于教育过度年限的回报率是低于工作教育要求的回报率的，于是在用标准明瑟方程估计劳动者实际接受教育的回报率时表现出了女性教育回报率更高的特征。这意味着，女性从教育中获得的回报可能实际并不明显比男性多，可能是因为男性由于教育资源错配遭受收入损失之后而显得更多。

七 结论及政策建议

本文基于 ORU 模型，利用 2013 年中国家庭收入调查数据，研究了教育—工作匹配如何影响工资收入。工作要求教育年限和过度教育年限的回报率为正，但过度教育年限的回报率小于工作教育要求的回报率，教育不足年限的回报率显著为负。这表明，

工资不单单由工作要求的教育水平决定,额外的教育仍能带来正向的回报,但这部分教育往往会受到工作岗位特性的限制,边际回报较低,可能存在劳动力的错配。过度教育的劳动者对比在同一职业上教育与工作恰好匹配的人,仍能获得额外回报,但相较于同等受教育水平而教育与工作匹配的劳动者而言,会因工作错配遭受收入损失。教育不足的劳动者在从事高学历要求的工作时会获得培训、经验等其他形式人力资本的收入“补偿”,因此对比相同教育且从事的工作与教育刚好匹配的人收入更高。

本文聚焦研究了教育—工作匹配的工资效应是否存在性别差异。研究发现,教育不足年限对女性工资的负面影响更大,但对于教育匹配与教育过度的劳动者而言,教育能够给女性带来更多的回报。我们还分析教育—工作匹配如何影响性别收入差距,结果表明,工作教育要求不论是在禀赋效应还是结构效应方面均能缩小性别工资差距,且在结构效应方面的解释效应比较大,即教育依然是破除性别歧视的有效手段。过度教育年限的禀赋效应会扩大工资差距,结构效应则表现出相反的作用方向。教育不足年限的结构效应会进一步扩大性别工资差距,但是其禀赋效应会缩小工资差距。另外,我们发现在教育匹配、教育过度与教育不足三类劳动者中,性别工资差距主要是“歧视”导致的,但是女性自身教育越能满足工作的要求,就越能抵抗歧视。

本文的政策含义在于,政府在扩大公共教育支出的同时,一方面应该完善就业服务体系和人才流动机制,另一方面需要加快产业结构升级步伐,从而实现劳动者教育与工作的匹配,避免教育资源的浪费。尽管教育可以帮助女性抵御歧视带来的危害,但是接受过多的教育可能并不会带来预期的高收入,考虑到接受教育的成本,女性劳动者也应该尽早确定职业规划,尽量选择与自身受教育水平相匹配的工作。除此之外,由于歧视是性别工资差距的主要来源,政府需要制定保障女性权益的政策,减少雇主对女性的歧视,实现“同工同酬”,降低性别工资差距。

参考文献:

- 葛玉好(2007),《部门选择对工资性别差距的影响:1988-2001年》,《经济学(季刊)》第2期,第607-628页。
- 黄志岭、逯岩、樊小钢(2010),《过度教育的收入效应实证研究》,《财经论丛》第6期,第16-22页。
- 李锋亮、岳昌君、侯龙龙(2009),《过度教育与教育的信号功能》,《经济学(季刊)》

- 第 2 期，第 569 - 582 页。
- 李实、马欣欣（2006），《中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析》，《中国人口科学》第 5 期，第 2 - 13 页。
- 李实、张钰丹（2020），《人力资本理论与教育收益率研究》，《北京大学教育评论》第 1 期，第 59 - 79 页。
- 刘尚希（2019），《人力资本、公共服务与高质量发展》，《消费经济》第 5 期，第 3 - 5 页。
- 罗楚亮、滕阳川、李利英（2019），《行业结构、性别歧视与性别工资差距》，《管理世界》第 8 期，第 58 - 68 页。
- 毛宇飞、曾湘泉、胡文馨（2018），《互联网使用能否减小性别工资差距？——基于 CFPS 数据的经验分析》，《财经研究》第 7 期，第 33 - 45 页。
- 彭树宏（2019），《中国教育—工作匹配现状及其影响效应》，《劳动经济研究》第 5 期，第 78 - 104 页。
- 屈小博、余文智（2020），《农民工教育与职业的匹配及其工资效应——基于城市规模视角》，《中国农村经济》第 1 期，第 48 - 64 页。
- 孙志军（2001），《过度教育的经济学研究述评》，《经济学动态》第 5 期，第 57 - 60 页。
- 王广慧、徐桂珍（2014），《教育—工作匹配程度对新生代农民工收入的影响》，《中国农村经济》第 6 期，第 66 - 73 页。
- 王湘红、曾耀、孙文凯（2016），《行业分割对性别工资差异的影响——基于 CGSS 数据的实证分析》，《经济学动态》第 1 期，第 44 - 53 页。
- 杨娟（2008），《通用个人教育收益率计算方法的比较》，《中国人口科学》第 5 期，第 87 - 94 页。
- 袁霓（2005），《教育回报率与收入性别差异实证分析》，《统计与决策》第 15 期，第 78 - 80 页。
- 袁晓燕（2012），《教育回报率的性别差异研究》，《统计与信息论坛》第 4 期，第 98 - 102 页。
- 张冰冰、沈红（2019），《中国过度教育的理论验证》，《复旦教育论坛》第 2 期，第 62 - 69 页。
- 张兴祥、林迪珊（2014），《外来务工人员收入与教育回报率的性别差异研究》，《北京大学教育评论》第 3 期，第 121 - 140 页。

- 周春芳、苏群 (2018), 《二元结构下我国城镇劳动力市场中的性别工资差异研究》, 《南方经济》第7期, 第96-112页。
- 资树荣 (2018), 《教育对文化消费的影响研究: 以音乐消费为例》, 《消费经济》第6期, 第17-23页。
- Bender, Keith & John Heywood (2011). Educational Mismatch and the Careers of Scientists. *Education Economics*, 19 (3), 253-274.
- Card, David (1999). The Causal Effect of Education on Earnings. In Orley Ashenfelter & David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics (Volume 3)*. Amsterdam: Elsevier, pp. 1801-1863.
- Cohn, Elchanan & Ying Chu Ng (2000). Incidence and Wage Effects of Overschooling and Underschooling in Hong Kong. *Economics of Education Review*, 19 (2), 159-168.
- Duncan, Greg & Saul Hoffman (1981). The Incidence and Wage Effects of Overeducation. *Economics of Education Review*, 1 (1), 75-86.
- Firpo, Sergio, Nicole Fortin & Thomas Lemieux (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77 (3), 953-973.
- Firpo, Sergio, Nicole Fortin & Thomas Lemieux (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, 6 (2), 28.
- Freeman, Richard (1975). Overinvestment in College Training? *The Journal of Human Resources*, 10 (3), 287-311.
- Gustafsson, Björn & Shi Li (2000). Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China. *Journal of Population Economics*, 13 (2), 305-329.
- Korpi, Tomas & Michael Tåhlin (2009). Educational Mismatch, Wages, and Wage Growth: Overeducation in Sweden, 1974-2000. *Labour Economics*, 16 (2), 183-193.
- Rubb, Stephen (2003). Overeducation: A Short or Long Run Phenomenon for Individuals? *Economics of Education Review*, 22 (4), 389-394.
- Shevchuk, Andrey, Denis Strebkov & Shannon Davis (2015). Educational Mismatch, Gender, and Satisfaction in Self-Employment: The Case of Russian-Language Internet Freelancers. *Research in Social Stratification and Mobility*, 40, 16-28.
- Slonimczyk, Fabian (2008). Skill Mismatch and Earnings: A Panel Analysis of the US Labor Market. Paper Presented at the AIEL-LABOR-Child International Conference: Labor Market and the Household: Theory and Application, Torino, Moncalieri, November 6-7.

- Tsai, Yuping (2010). Returns to Overeducation: A Longitudinal Analysis of the U. S. Labor Market. *Economics of Education Review*, 29 (4), 606 – 617.
- Verdugo, Richard & Naomi Verdugo (1989). The Impact of Surplus Schooling on Earnings: Some Additional Findings. *Journal of Human Resources*, 24 (4), 629 – 643.
- Verhaest, Dieter & Eddy Omey (2006). The Impact of Overeducation and Its Measurement. *Social Indicators Research*, 77 (3), 419 – 448.

Does Higher Education Help Reduce Gender Wage Gap?

Han Lei & Hou Xinwang

(Business School, Xiangtan University)

Abstract: The degree of education-job matching affects efficiency of resource allocation as well as income of workers. Education-job matching model distinguishes different degrees of matching between education and job by comprehensively evaluating labor supply and demand, and it can be applied to analyze the impact of education on the gender wage gap. This article uses data from the 2013 Chinese Household Income Project (CHIP) to research how education affects gender wage gap from the perspective of job matching. The results of the study show that the educational returns for women become greater than those for men only after the job required years of education have been reached. Women's education matched with jobs can narrow the gender wage gap through both endowment effects and structural effects. And effective matching of education and job can reduce gender wage gap.

Keywords: education-job matching, ORU model, gender wage gap

JEL Classification: I21, I24, J31, J71

(责任编辑：封永刚)