



北京师范大学经济与工商管理学院  
工作论文（working paper）系列  
经济类 No. 57

邢春冰、贾淑艳、李实：技术进步、教育回  
报与中国城镇地区的性别工资差距

2014年5月

# 技术进步、教育回报与中国城镇地区 的性别工资差距

邢春冰 贾淑艳 李实

单位：

北京师范大学经济与工商管理学院

Department of Economics, Beijing Normal University

北京市海淀区新街口外大街 19 号，100875

联系方式：

邢春冰：xingchb@bnu.edu.cn, 13693061761;

贾淑艳：jiashuyan@mail.bnu.edu.cn, 18810563394;

李 实：lishi@bnu.edu.cn, 13683599203。

致谢：作者感谢国家自然科学基金青年项目（71103019）、北京师范大学中央高校基本科研业务费专项资金和李实教授主持的教育部重大课题《提高居民收入份额研究》的资助。

# 技术进步、教育回报与中国城镇地区的性别工资差距

**内容摘要：**利用大样本的微观数据，本文发现我国城镇劳动力市场上的性别工资差距存在明显的地区差异。利用上述地区差异，本文分析了教育回报对性别工资差距的影响，结果表明：教育回报越高，女性的相对工资水平越高。此外，利用 2005 年和 2011 年的农民工样本，我们发现性别工资差距总体上有上升的趋势。利用固定效应模型，我们同样发现性别工资差距随着教育回报的上升而下降。本文的结果表明，促进技术进步、提高教育回报有助于缩小我国城镇地区的性别工资差距。

**关键词：**技术进步 教育回报 性别工资差距 农民工

## 一、引言

中国劳动力市场上存在明显的性别工资差距。Gustafsson & Li (2000) 发现，女性与男性工资比从 1988 年的 84.4:100 扩大到 1995 年的 82.5:100。到上世纪末，在我国城镇地区的制造业和运输业工人中，性别工资比率甚至达到了 63:100 (李实、马欣欣，2007)。李实、宋锦 (2013) 进一步发现，性别工资差距在 2002-2007 年之间亦有较为明显的上升。<sup>①</sup>一些对工资差距进行分解的研究表明，性别工资差距对于城镇总体工资差距的贡献在不断上升 (Xing, 2012)。<sup>②</sup>这使得性别工资差距及其在时间上的变化趋势成为值得深入研究的问题。

已有针对性别工资差距的研究往往将城镇劳动力市场作为一个整体，利用分解的方法将性别工资差距归结为特征差异和歧视两个部分：前者是能被性别间教育、经验等技能差异所解释的部分，后者则是不能被技能因素所解释的部分——很多研究将其归结为歧视。<sup>③</sup>由于工资水平是由技能水平和技能价格共同决定的，在一个标准的分解练习中，技能价格的高低会影响到分解的结果。<sup>④</sup>但是在分解模型的框架下很难分析技能价格影响性别收入差距的机制，因此也很少有研究直接探讨技能价格对我国性别工资差距的影响。

上世纪 90 年代初以来，我国城镇地区的技能回报有了大幅度的上升 (Zhang et al., 2005; Meng et al., 2010)。技能回报的变化既是经济转型和对外开放的结果，也是对技术进步的反映 (Liu et al., 2010)。技能回报变化的方向和大小取决于技术进步导致的对不同类型劳

<sup>①</sup> 对于性别工资差距的变化趋势也有一些不一致的发现。比如马超等 (2013) 利用“中国健康和营养调查”数据发现男性的工资水平无论是在 2006 年还是 2009 年都高于女性，但是 2009 年性别工资差距相对较小。

<sup>②</sup> Xing (2012) 利用 CHIP 数据进行 Fields 分解发现，性别因素对于总体工资差距的贡献从 1995 年的 1.4% 上升到 2007 年的 2.9%。

<sup>③</sup> 如，梁吉娜 (2009) 为了考察农民工的性别工资差距，首先对男女农村转移劳动力进行明瑟工资方程回归，然后利用 Oaxaca 的工资分解方法，发现歧视性因素至少解释 40% 的性别工资差距。类似的研究还有王美艳 (2005)、谢嗣胜、姚先国 (2006)、Gustafsson & Li (2000) 和黄乾 (2009) 等。

<sup>④</sup> 假设男性和女性的收入分别由各自的收入方程决定： $\ln Y_{it} = \alpha_u X_{it} + \varepsilon_{it}$  ( $u=0, 1$  分别代表女性和男性， $Y$  为收入水平， $X$  代表技能水平，包括教育水平、经验、经验平方等， $\alpha_u$  则代表技能价格。那么两者间的收入差距被分解为： $\overline{\ln Y_1} - \overline{\ln Y_0} = \hat{\alpha}_1 (\bar{X}_1 - \bar{X}_0) + (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_0) \bar{X}_0$ 。很显然，分解结果将受到技能价格的影响。

动力的需求变化以及不同类型劳动力的供给状况。较早的研究使用教育水平作为技能的度量,但是很显然,技能和学历水平还是存在差别。近些年来,研究者对于劳动者的技能有了更深的理解。比如,Beaudry & Lewis (2012)将劳动力个体看作是不同的技能(如认知技能和运动技能)的集合体,不同性别或不同教育水平的劳动力在不同类型技能上的比较优势不同。还有一些研究(如 Autor et al., 2003)从劳动者所能完成的不同类型任务(如常规和非常规任务)的数量来考察个人的技能组合或其比较优势。这些都有助于我们深入考察技术进步对性别工资差距的影响。由于女性和高教育水平的人在认知技能和完成非常规任务方面有比较优势,随着科技的进步,认知技能的回报相对提高,导致教育回报和女性的相对收入上升。<sup>①</sup>本文旨在利用我国劳动力市场的微观数据探讨技术进步对性别工资差距的影响。尽管技术进步和劳动者的具体技能难以度量,我们仍可以通过分析教育回报对性别工资差距的影响来间接考察上述关系。

为了从实证的角度考察技术进步对性别工资差距的影响,我们利用2005年的人口抽样调查数据估计了不同城镇地区的性别工资差距和教育回报,同时利用城市统计年鉴的数据控制其他因素的影响。OLS回归结果表明性别工资差距以及教育回报之间存在显著的反向关系:教育回报越高,女性的相对工资水平越高。上述结果可能会受到内生性问题的困扰:一方面,我们在估计教育回报时存在测量误差;另一方面,可能存在一些无法控制的因素同时影响教育回报和性别工资差距。在对城镇居民样本的分析中我们用人均本地电话用户数和人均移动电话用户数作为教育回报的工具变量,发现教育回报仍对性别工资差距存在反向的影响。

我们还特别关注了农民工群体。一方面,我国巨大的地区和城乡收入差距使大量的劳动力从欠发达的农村地区流向发达的城市地区。尽管户籍制度不再将农民限制在土地上,但这部分劳动力通常无法获得城镇地区的本地户口,形成了庞大的“农民工”群体。2013年,我国外出农民工的数量为1.66亿,<sup>②</sup>一些地区的农民工甚至超过了本地职工的数量。长期以来,我国农民工群体中,男性的数量要高于女性,前者的工资水平也显著高于后者。研究这一群体的性别工资差距将有利于促进城镇化过程中的性别平衡。另一方面,同时利用2005年的人口抽样调查数据和2011年的流动人口监测数据,我们可以构造一个针对农民工的城市层面的面板数据。通过估计固定效应模型(去除不随时间改变的地区特征的影响),我们发现随着时间的变化,教育回报与性别工资差距的变化仍存在反向的关系。与截面分析类似,为了解决面板分析中估计的内生性问题,我们仍旧为教育回报寻找了工具变量。

与已有研究相比,本文的贡献体现在如下三个方面。首先,我们的数据覆盖范围广,包含全国31个省、自治区和直辖市的300多个城市,<sup>③</sup>数据(特别是2005年的人口抽样调查数据)的代表性较好、时效性强。其次,数据的优越性使我们可以利用地区间的差异考察技术进步所导致的教育回报与性别差距之间的关系,而不是停留在分解性别差距的层面上。最后,本文也试图利用工具变量方法和面板数据(固定效应)模型来解决估计过程中的内生性问题,尽管工具变量的结果不是十分理想,但是所得结果总体上与理论预测是一致的。

本文的结构安排如下。第二节借助一个模型来说明不同类型技能回报的变化对于教育回报率 and 性别工资差距的影响,进一步推导出后两者之间的可估计的实证关系;第三节介绍数据,并描述了性别工资差距的地区差异及其与地区教育回报之间的相关性;第四节利用OLS

---

<sup>①</sup> Beaudry & Lewis (2012)利用美国1980年、2000年的人口普查数据,使用OLS估计发现1980年到2000年之间教育回报率的变化能解释性别差异变化的四分之一,如果进一步采用工具变量估计发现其解释力度更大。Welch (2000)利用CPS数据发现了性别工资差距和技能价格之间也存在一种反向的变化关系。

<sup>②</sup> 数据来源:<http://www.chinanews.com/gn/2014/02-20/5860836.shtml>。

<sup>③</sup> 在具体分析过程中,城市样本数量会有一定损失。

回归、工具变量方法和固定效应模型分析了城镇本地人口和农民工样本中教育回报对性别工资差距的影响；第五节总结全文并结合国外的文献探讨本研究的政策含义。

## 二、理论基础与估计模型

### （一）教育回报影响性别工资差距的理论机制

本文在技能偏向技术变革假设前提下研究教育回报对我国性别工资差距的影响。我们借鉴 Beaudry & Lewis（2012）的模型来分析两者之间的关系。

假设市场中的每个劳动者都同时拥有认知和运动两种技能： $\gamma_{eg}^a$  表示教育水平为  $e$ 、性别为  $g \in \{m, f\}$ （ $m$  代表男性， $f$  代表女性）的个体所拥有的认知技能， $\gamma_{eg}^o$  表示同一个体的运动技能。 $t$  时期生活在城市  $c$  的个体的工资水平为：

$$W_{egct} = \left( \gamma_{eg}^a \omega_{ct}^a + \gamma_{eg}^o \omega_{ct}^o \right) \eta_{egct} \quad (1)$$

其中， $\omega_{ct}^a$ 、 $\omega_{ct}^o$  分别代表城市  $c$  在时期  $t$  的认知技能和运动技能的回报率，

$\eta_{egct} = \theta_{egt} + v_{egct}$ ， $\theta_{egt}$  代表歧视因素， $v_{egct}$  代表误差项。（1）式同时表明，尽管本文没有分解歧视对于性别工资差距的贡献，我们在模型中考虑了歧视对于工资水平的影响，而且这种影响随教育水平、性别和时间而变化。此外，与明瑟方程把工资直接归因于教育、经验以及性别和职业等可量化的客观因素相比，公式（1）中的技能变量都是内在于每个个体之中不能被直接观察到的。

城市（ $c$ ）中受过相同教育水平的不同性别个体间的对数工资差异可表示为：

$$\begin{aligned} MFdiff_{ect} &= \ln W_{emct} - \ln W_{efct} \\ &= \ln \frac{\gamma_{em}^o}{\gamma_{ef}^o} + \ln \left( 1 + \frac{\gamma_{em}^a \omega_{ct}^a}{\gamma_{em}^o \omega_{ct}^o} \right) - \ln \left( 1 + \frac{\gamma_{ef}^a \omega_{ct}^a}{\gamma_{ef}^o \omega_{ct}^o} \right) + \ln \eta_{emct} - \ln \eta_{efct} \\ &\approx \ln \frac{\gamma_{em}^o}{\gamma_{ef}^o} + \left( \frac{\gamma_{em}^a}{\gamma_{em}^o} - \frac{\gamma_{ef}^a}{\gamma_{ef}^o} \right) \frac{\omega_{ct}^a}{\omega_{ct}^o} + \ln \eta_{emct} - \ln \eta_{efct} \end{aligned}$$

进一步可将其简化为：

$$MFdiff_{ect} \approx \alpha_e^1 + \beta_e^1 P_{ct}^S + \varepsilon_{ect} \quad (2)$$

其中： $\alpha_e^1 = \ln \frac{\gamma_{em}^o}{\gamma_{ef}^o}$ ， $\beta_e^1 = \frac{\gamma_{em}^a}{\gamma_{em}^o} - \frac{\gamma_{ef}^a}{\gamma_{ef}^o}$ ， $P_{ct}^S = \frac{\omega_{ct}^a}{\omega_{ct}^o}$ ， $\varepsilon_{ect} = \ln \eta_{emct} - \ln \eta_{efct}$ 。等式（2）

说明城市  $c$  的性别工资差距取决于该城市不同技能的相对回报。通过此式我们可以进一步看出本文与以往基于分解的研究的区别。在很多分解练习中，教育（和经验）被看作是技能的度量指标，相同教育水平个体间的工资差异被归结为歧视——它对性别收入差距的贡献取决于教育回报率的性别差异。然而在本文中，相同教育水平个体的性别差距由三部分组成：第一部分反映性别间的绝对优势；第二部分反映男性和女性在认知和运动技能上的比较优势，而这种差异对性别工资差距的影响又取决于技能的相对价格；只有第三项反映了歧视。

城市  $c$  在  $t$  时期的相同性别但是不同教育水平个体（假设教育水平为  $e_i$  和  $e_j$ ）间的对数工资差异则可以表示为：

$$\begin{aligned} E_{ji}diff_{gct} &= \ln W_{e_j gct} - \ln W_{e_i gct} \\ &\approx \alpha_{jig}^2 + \beta_{jig}^2 P_{ct}^S + \varepsilon_{e_j gct} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{其中： } \alpha_{jig}^2 = \ln \frac{\gamma_{e_j g}^o}{\gamma_{e_i g}^o}, \quad \beta_{jig}^2 = \frac{\gamma_{e_j g}^a}{\gamma_{e_j g}^o} - \frac{\gamma_{e_i g}^a}{\gamma_{e_i g}^o}, \quad \varepsilon_{e_j gct} = \ln \eta_{e_j gct} - \ln \eta_{e_i gct}。$$

等式（2）、（3）说明性别工资差距和教育回报同时受到技能回报的影响。我们假设在给定的教育水平上女性在认知技能上有比较优势（ $\beta_e^1 < 0$ ）；而针对同一性别群体，高教育水平的人在认知技能上有比较优势（即如果  $e_j > e_i$ ，则  $\beta_{jig}^2 > 0$ ）。那么，技能相对价格  $P_{ct}^S$  的改变将导致性别工资差距和教育回报差异的反方向变化。这也意味着认知技能回报的相对上升将使高学历的女性的收入以更快的速度上升。由于等式（2）、（3）中的  $P_{ct}^S$  无法观测，我们无法直接估计技能相对回报对后两者的影响。将（3）代入（2）得到：

$$MFdiff_{ect} = \left( \alpha_e^1 - \frac{\beta_e^1}{\beta_{jig}^2} \alpha_{jig}^2 \right) + \frac{\beta_e^1}{\beta_{jig}^2} E_{ji}diff_{gct} + \left( \varepsilon_{ect} - \frac{\beta_e^1}{\beta_{jig}^2} \varepsilon_{e_j gct} \right) \quad (4)$$

这是我们在后面做横截面数据分析时所依据的方程。但由于  $\varepsilon_{e_j gct}$  和  $E_{ji}diff_{gct}$  相关，OLS 会导致不一致的估计结果，因此我们在 OLS 的基础上还尝试了工具变量方法。此外，由于有两个年份的农民工数据，我们还可以考察上述变量的变化量之间的关系。我们将（2）、（3）两式变换为：

$$\Delta MFdiff_{ec} \approx \beta_e^1 \Delta P_c^S + \Delta \varepsilon_{ec} \quad (5)$$

$$\Delta E_{ji}diff_{gc} \approx \beta_{jig}^2 \Delta P_c^S + \Delta \varepsilon_{e_j gct} \quad (6)$$

将（6）式代入（5）式我们得到：

$$\Delta MFdiff_{ec} \approx \frac{\beta_e^1}{\beta_{jig}^2} \Delta E_{ji}diff_{gc} + \Delta \varepsilon_{ec} - \frac{\beta_e^1}{\beta_{jig}^2} \Delta \varepsilon_{e_j gct} \quad (7)$$

我们的目的是—致地估计等式（4）、（7），但是这两个方程的扰动项中都存在与自变量相关的因素（分别是  $\varepsilon_{e_j gct}$  和  $\Delta \varepsilon_{e_j gct}$ ）。此外，由于各个城市教育回报率及其变化是通过估计得到的，存在测量误差问题，这将导致  $\beta_e^1 / \beta_{jig}^2$  的 OLS 估计结果有偏。本文在简单的 OLS 基础上，将使用工具变量法进行分析。

## （二）性别工资差距和教育回报的估计

在理论分析中，我们定义的性别工资差距为在某个教育水平上的男性和女性对数小时工

资差异，教育回报为某一性别中增加一年受教育水平收入的增加。在实际操作过程中，我们利用 OLS 为每个城市估计明瑟工资方程，用工资方程中性别虚拟变量和教育年限的系数作为性别工资差距和教育回报率的度量（具体原因见下面的解释）。具体模型如下：

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 * gender + \beta_2 * schyear + \beta_3 * exper + \beta_4 * expersq + \gamma * X + \varepsilon \quad (8)$$

$\ln w$  为小时工资的自然对数， $gender$  是性别虚拟变量（男性=0，女性=1）， $schyear$  代表受教育年限，<sup>①</sup> $exper$  和  $expersq$  代表经验和经验平方， $X$  代表行业和职业虚拟变量。式中的  $\beta_1$  可以看成城市中不同特征群体性别差距的加权平均。为了更好的理解这一点，我们可以把  $\beta_1$  的估计分解成两个步骤：

（1）把每个城市的样本按照教育水平、经验、职业和行业分成很多组，并且计算每个组别中性别间的对数工资差异（女性对数工资减去男性对数工资）；

（2）把不同组别的性别工资差距按照一定方式做加权平均。这一过程和利用匹配方法计算平均处置效应类似（Angrist & Pischke, 2008），同时它与 Beaudry & Lewis（2012）计算性别工资差距的方法在本质上也是相同的。不同教育水平的劳动力所对应的性别差异可能是不同的，我们这里采用它们的平均值。<sup>②</sup>同理， $\beta_2$  衡量了教育年限对工资水平的边际影响，它也相当于是对不同组别的教育回报做加权平均的结果。同样的，教育回报率可能存在性别差异，我们这里得到的是它们的加权平均值。同时由于我们假定了收入与教育水平之间的线性形式，教育年限对工资水平的边际影响和平均影响是相同的。

### 三、数据描述

#### （一）数据处理和样本描述

我们使用的第一套数据是 2005 年 1% 人口抽样调查数据的五分之一随机样本。该数据涵盖了全国 31 个省、自治区和直辖市的 2585481 个人。数据调查了性别、年龄和教育水平等个人特征、户籍和迁移状况（是否非农业、户口所在地）以及就业身份、职业、行业、工作时间和收入等与就业有关的信息。对于流动人口，还调查了他们的当前所在地、离开户口所在地的时间和迁移目的等信息。第二套数据是国家人口计生委的 2011 年流动人口动态监测调查数据。该调查采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样，在全国范围进行，按照随机原则在 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团抽取样本点。调查的主要内容包括流动人口基本信息、就业、居住、计划生育和生殖健康等公共服务情况以及社会参与和社会融合状况等。抽样过程中，各省样本量分 4 个等级，最多的为 10000 人，其次为 6000 人，再次为 4000 人，最少为 2000 人，最终全国总样本量为 128000 人。

在个人层面，我们保留的两个年份里的相关信息包括性别、年龄、教育程度、户口性质、户口登记地情况、流动范围、离开户口所在地时间（2005）或本次来本市时间（2011）、行业、职业、就业身份、上月收入和每周工作时间等。按照通常的做法，我们在样本中排除了

<sup>①</sup> 因为数据中只有受教育水平，我们根据中国的实际情况将教育水平换算成教育年限，本文为不同教育水平赋予教育年限的方式如下：文盲、小学、初中、高中、大专、大学和研究生的教育年限分别为 0、6、9、12、15、16 和 19 年。

<sup>②</sup> 我们也可以为每个不同教育水平的样本计算性别工资差距，但是由于城市层面的样本数量有限，会导致比较大的误差。为了简单和减少估计结果的误差，我们仍采用文中的方法。

雇主、自营劳动者、退休者、学生以及家庭帮工。考虑到最低工作年龄和退休年龄的要求，样本年龄被限定在 16 至 59 岁。此外，我们根据数据中的月平均工资和每月工作小时数计算得到小时工资，利用年龄和教育年限计算得到潜在经验（=年龄-教育年限-6）。

表 1 数据描述

变量	2005 年城镇非农		2005 年农民工		2011 年农民工	
	人数	占比 (%)	人数	占比 (%)	人数	占比 (%)
<b>性别</b>						
男性	110643	58.21	46731	54.82	22743	58.91
女性	79439	41.79	38506	45.18	15866	41.09
<b>教育水平</b>						
文盲	485	0.26	1600	1.88	611	1.58
小学	6368	3.35	13779	16.17	5671	14.69
初中	48654	25.60	54356	63.77	22126	57.31
高中	66625	35.05	13653	16.02	8132	21.06
大专	44419	23.37	1540	1.81	1641	4.25
大学及以上	23531	12.38	309	0.36	428	1.1
<b>行业</b>						
农林牧渔业	4368	2.30	1337	1.57	728	1.88
采矿业	6268	3.29	1190	1.40	900	2.33
制造业	42583	22.40	51993	61.01	13988	36.23
电力燃气及水的生产和供应业	6770	3.57	298	0.35	292	0.76
建筑业	7749	4.08	7225	8.49	4987	12.92
交通运输、仓储和邮政业	13929	7.34	2365	2.78	1849	4.79
批发和零售业	16866	8.87	6751	7.92	2646	6.85



住宿和餐饮业	4957	2.61	5503	6.45	4385	11.36
金融保险房地产	9117	4.80	1059	1.24	485	1.26
科学研究、技术服务和地质勘查业	2890	1.52	185	0.21	361	0.93
居民服务和其他行业、社会服务	4007	2.11	3742	4.39	4542	11.76
卫生社会保障社会福利业	9438	4.97	335	0.39	404	1.05
教育/文化及广播电影电视	26891	14.15	1141	1.35	329	0.85
公共管理和社会组织	25037	13.19	417	0.49	119	0.31
其他	9212	4.86	1696	1.98	2594	6.72
<hr/>						
<b>职业</b>						
<hr/>						
机关、党群组织、企事业单位负责人	8156	3.29	623	0.73	1480	3.83
专业技术人员	54938	28.90	2399	2.80	4069	10.54
办事人员和有关人员	33657	17.70	3585	4.21	1484	3.84
商业服务业人员	36113	19.00	19177	22.49	13097	33.92
农、林、牧、渔、水利业生产人员	3924	2.06	1464	1.71	523	1.35
生产、运输设备操作人员及有关人员	53289	28.01	57985	68.03	16848	43.64
无固定职业	5	0	4	0	1108	2.87
<hr/>						
<b>样本量</b>	190082		85237		38609	
<hr/>						

分析过程中，2005 年的数据包括城镇本地人口和外来务工人口两部分。前者是户口所在地为本镇或本县(区)并且没有离开户口所在地且具有城镇非农户口的有工资收入的人群。后者是有工资收入的跨县级及县级以上的地区流动、流动时间在半年及以上的农业户籍人口。这部分样本与 2011 年的流动人口数据相对应。

在进行上述限定并删除缺失信息的样本后，2005 年城镇非农业样本及农民工样本的最终有效样本量分别为 190082 和 85237，其中男性分别为 110643 和 46731 人，女性分别为 79439 和 38506 人；2011 年的有效样本量为 38609，其中男性 22743 人，女性 15866 人。2005 年，城镇本地非农样本男性和女性的平均年龄分别为 41.59 和 38.25 岁，农民工样本则为 29.74 和 26.98 岁；2011 年则分别为 32.78 和 30.34 岁。

表 1 对样本做了更加细致的描述。从受教育水平的统计结果可以看出，城镇非农样本中高中及以上学历的比例（71%）远高于农民工样本（18%）。不过到 2011 年，高中及以上学历的农民工相对数量已经从 2005 的 18% 上升到 26%。这表明上世纪 90 年代末以来的教育扩展对提高农业户籍人口的教育水平发挥了积极作用。

从样本的行业和职业分布看，城镇样本分布比较分散，教育/文化及广播电影电视、公共管理和社会组织从业人员以及专业技术人员的比例相对较大。与低教育水平相对应，流动人口主要集中在制造业和建筑业。从分布变化上看，2011 年从事制造业和生产的流动人口比例明显下降，有更多的流动人口在服务行业和其他行业从事商业服务工作。

## （二）性别工资差距的地区差异及其与教育回报的关系

我们利用 2005 年和 2011 年的数据估计出不同城市的性别工资差距。为了观察性别工资差距的地区分布及其变化，图 1、图 2 分别给出了 2005 年城镇非农样本以及 2005 年和 2011 年农民工样本的性别工资差距地区分布的概率密度估计。

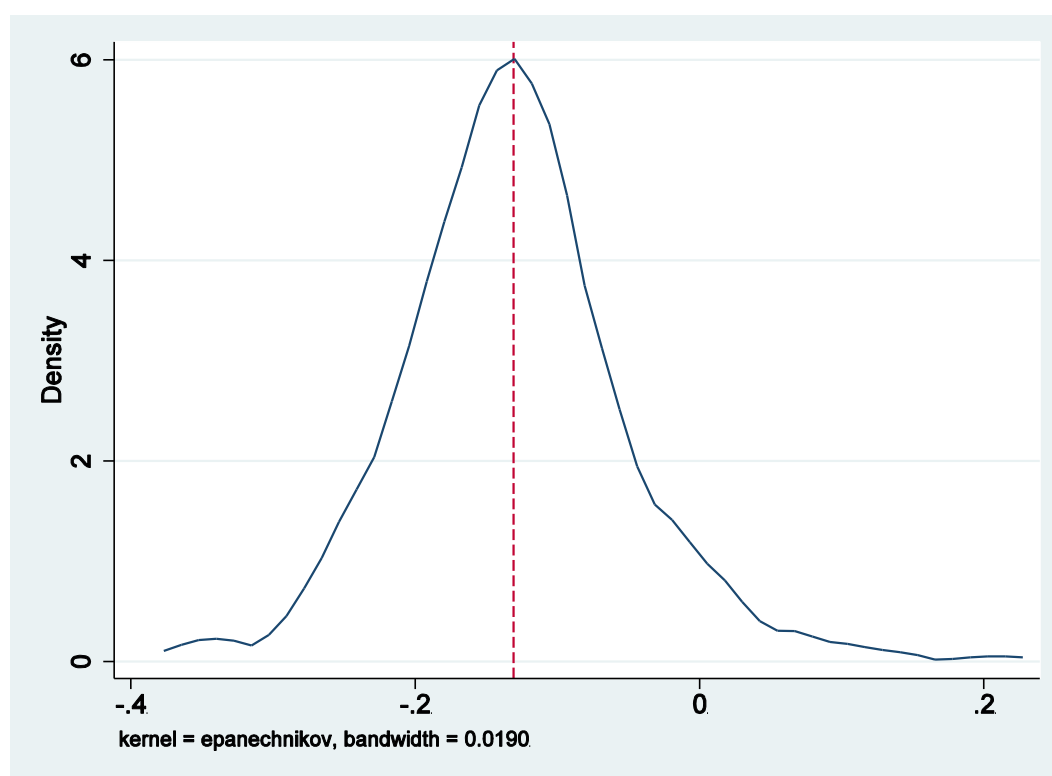


图 1 性别工资差距的地区分布概率密度（2005 年城镇非农样本）

注：横轴为性别工资差距，用每个城市的工资方程中性别虚拟变量（女性=1）的系数来表示。纵轴为概率密度。

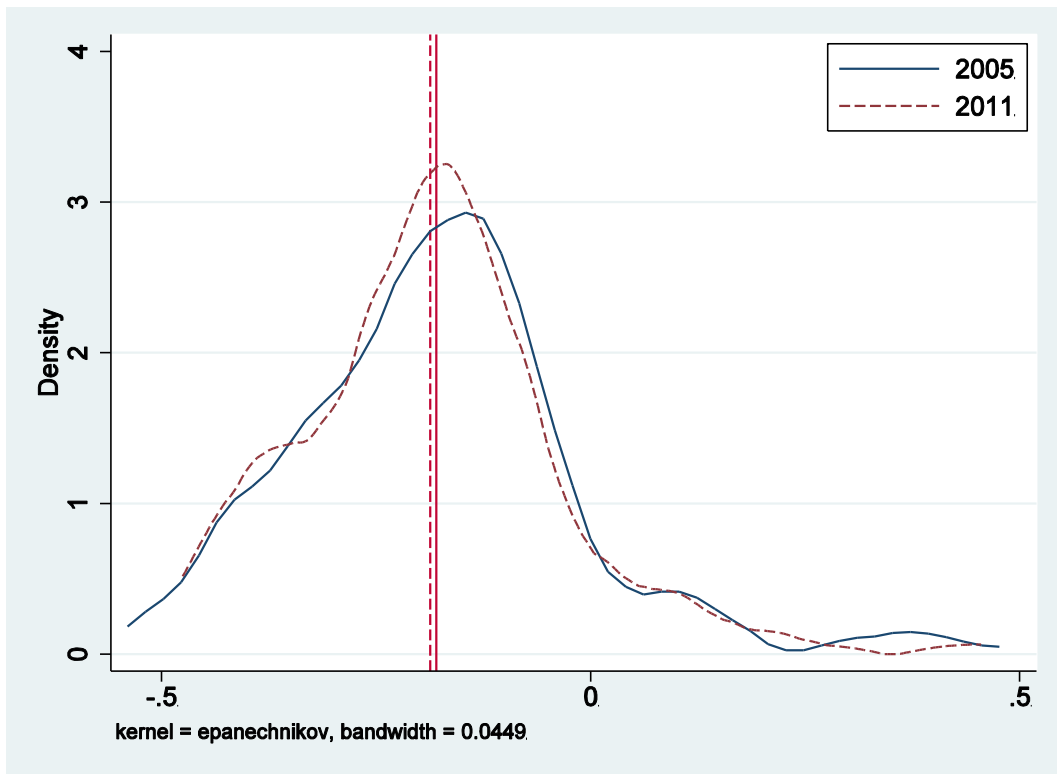


图2 性别工资差距的地区分布概率密度（农民工样本，2005和2011）

注：横轴为性别工资差距，用每个城市的工资方程中性别虚拟变量（女性=1）的系数来表示。纵轴为概率密度。

由图1和图2可以看出，性别工资差距在我国城镇地区的劳动力市场上普遍存在。平均来看，2005年城镇非农样本中女性的工资水平比男性低13%左右。对于流动人口，这个数字在两个年份分别为18.0%和18.7%。图1和图2中更为值得关注的是性别工资差距的地区差异。无论是城镇职工样本还是农民工样本，都有一小部分地区女性的工资水平高于男性。即便是对于女性工资低于男性的地区，地区间的差异也非常大。而如此大的差异在以往的研究中被忽略了。

图3是以教育回报率为横轴、以性别工资差距为纵轴的散点图。从分省的结果可以看出，所有省份均存在性别工资差距而且存在显著的地区差异。女性相对工资水平最低的是内蒙古，为男性的82%，最高的为贵州省，为94%。在分市的结果中，除了个别城市（如玉树等），大部分城市性别工资差距都小于零。进一步地，图中所有散点图的拟合线都向右上方倾斜，说明教育回报高的地区，女性的相对工资水平也比较高（性别工资差距较低），为我们进行后续的分析提供了信心。<sup>①</sup>

<sup>①</sup> OLS回归分析中分省的结果是： $gender = -0.0814 + 0.4489 * return$ （系数在1%水平上显著）；分市的回归结果是： $gender = -0.1499 + 0.1825 * return$ （系数不显著），以上回归我们都加上了各省及市样本量的权重。作为稳健性检验，我们也进行了中位数回归分析，回归系数都为正。此外，邢春冰等（2013）专门分析了教育回报率的地区差异。

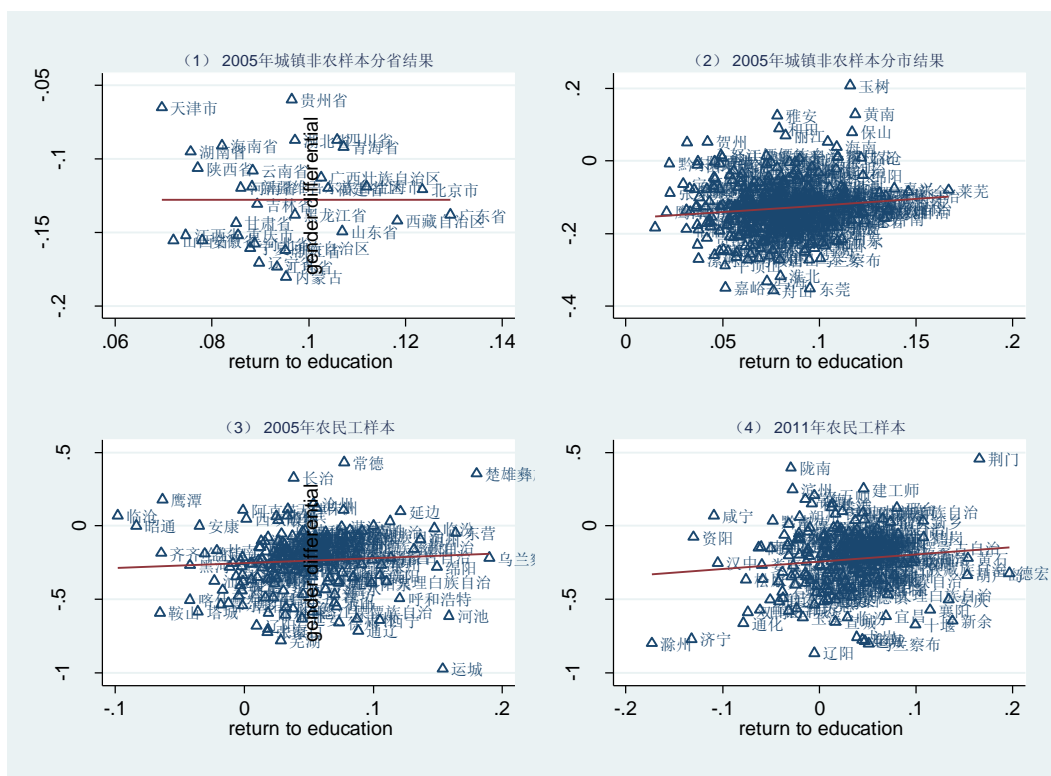


图3 教育回报率与性别工资差距

注：横轴为教育回报率、纵轴为性别工资差距，分别用每个省份（左上图）或每个城市（2-4）的工资方程中教育的系数和性别虚拟变量的系数表示。

## 四、计量分析结果

### （一）OLS 回归结果

表 2 给出了 2005 年城镇非农样本的回归结果，第 1 列是没有控制其他变量的回归结果，2-7 列是分别控制各变量和所有变量之后的结果。从表中可以看出，城镇居民的性别工资差距与教育回报存在反向关系，并且在多数情况下十分显著。第 1 列的结果表明教育回报增加 1 个百分点将使得性别工资差距下降 0.18 个百分点（统计上不显著）。

在表 2 的 2-6 列中，我们分别控制了人均 GDP 和第三产业占 GDP 的比重、人均限额以上外商企业投资工业企业工业总产值、人均地方财政预算内支出、人均科学事业费支出和人均教育事业费支出、平均最低工资。之所以控制人均 GDP 和第三产业的比重是因为地区的经济发展水平和经济结构同时影响教育回报和性别工资差距。第 2 列的结果表明，随着人均国内生产总值及第三产业比重的增加，性别工资差距扩大。已有的经验研究表明外资进入在提高收入的同时会拉大性别工资差距（朱彤等，2012），外资的进入也可能影响对不同技能劳动力的需求进而影响教育回报。本文选取人均限额以上外商企业投资工业企业工业总产值作为外资引入的衡量因素。表中结果显示，外资的引入对性别工资差距会产生显著为正的影响，与其他经验研究结果一致。对于性别工资差距和教育回报来说，政府的政策是不可忽略的影响因素，我们选取人均地方财政预算内支出、人均科学事业费支出和人均教育事业费支出作为控制变量。回归结果中人均地方财政预算内支出、人均教育事业费支出产生正向的影响，人均科学事业费支出的影响则不显著。最低工资政策与本文的分析也密切相关。我国从 20 世纪 90 年代开始实行最低工资政策，目的是保证劳动力市场中的低技能人群或者

女性等相对弱势的劳动者的基本收入水平。2010 年以来我国各省市每年都会提高最低工资标准, 预计这一政策对低技能以及女性工资会产生影响。所以在回归过程中我们也控制了这一变量。对于最低工资的影响, 机制上来说应该会对性别工资差距产生反向的作用, 但是本文由于研究方法以及数据的关系, 其前后结果并不十分一致。由于不是本文探讨的重点, 所以原因不做深究。

表 2 2005 年城镇非农样本性别工资差距与教育回报之间的关系

	因变量=性别工资差距						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
教育回报	0.183 (0.138)	0.863*** (0.194)	0.699*** (0.186)	0.875*** (0.189)	0.860*** (0.190)	0.063 (0.162)	1.098*** (0.217)
人均国内生产总值		-0.022*** (0.006)					-0.004 (0.011)
第三产业占 GDP 的比重		-0.021 (0.014)					-0.014 (0.016)
人均限额以上外商企业投资总产值			-0.007** (0.002)				-0.000 (0.003)
人均地方财政预算内支出				-0.015*** (0.004)			-0.003 (0.012)
人均科学事业费支出					0.001 (0.004)		0.002 (0.004)
人均教育事业费支出					-0.018*** (0.006)		-0.010 (0.013)
平均最低工资						0.020 (0.052)	-0.182** (0.089)
Constant	-0.150*** (0.012)	0.069 (0.076)	-0.163*** (0.016)	-0.136*** (0.017)	-0.151*** (0.020)	-0.148*** (0.018)	-0.029 (0.113)
R2_adj	0.002	0.066	0.059	0.080	0.076	-0.005	0.104
N	342	261	224	260	259	337	222

注：性别工资差距和教育回报分别为城市工资方程中性别虚拟变量和教育年限的系数；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号中为标准误。数据来源：除最低工资利用网络资源整理外，其余均来自于 2002 年及 2006 年城市统计年鉴。

表 3 给出了 2005 年和 2011 年农民工样本中性别工资差距与教育回报之间的关系。对于农民工样本来说，高教育回报降低性别工资差距的规律没有发生变化。回归结果中教育回报的系数均十分显著。表 3 中教育回报的回归系数比城镇非农样本对应的系数大。原因可能是对于女性农民工来说教育水平的提高在劳动市场上对收入增加的效果更大。

2011 年的农民工样本中，大部分控制变量仍旧不显著。但是从最低工资的回归结果中我们可以看出，与 2005 年城镇非农样本比较，农民工样本中平均最低工资对性别工资差距的影响变得更显著也更符合预期。原因可能是农民工的技能水平相对较低，处于较低的收入水平上，女性农民工的工资较男性更低，导致最低工资政策对她们的影响比较明显。

表 3 2005 年和 2011 年农民工样本性别工资差距与教育回报之间的关系

	(1)		(2)	
	2005 年	2011 年	2005 年	2011 年
教育回报	1.053*** (0.350)	1.112*** (0.326)	0.989** (0.408)	1.169*** (0.357)
人均国内生产总值			-0.003 (0.025)	-0.017 (0.043)
第三产业占 GDP 的比重			-0.047 (0.043)	0.016 (0.051)
人均限额以上外商企业投资总产值			0.029*** (0.009)	-0.014 (0.011)
人均地方财政预算内支出			-0.052* (0.031)	-0.008 (0.042)
人均科学事业费支出			0.027** (0.012)	0.037** (0.018)
人均教育事业费支出			0.016 (0.034)	-0.025 (0.046)

平均最低			0.473**	0.516***
工资			(0.228)	(0.170)
Constant	-0.182***	-0.234***	-0.196	-0.161
	(0.022)	(0.016)	(0.254)	(0.428)
R2_adj	0.039	0.046	0.402	0.122
N	201	221	145	165

注：性别工资差距和教育回报分别为城市工资方程中性别虚拟变量和教育年限的系数；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号中为标准误。数据来源：除最低工资利用网络资源整理外，其余均来自于 2002 年及 2006 年城市统计年鉴。

### （三）性别工资差距与教育回报的关系的 2SLS 分析

综合分析，我们发现教育回报对性别工资差距存在反向影响。但是，正如第二节所表明的，在估计上述关系的过程中存在着测量误差以及遗漏变量导致的内生性问题。为了克服这种内生性的影响，我们引入工具变量。

利用现有数据，本文选取人均本地电话用户数和人均移动电话用户数作为教育回报的工具变量。从我们的研究初衷来说，我们要看的是由于技术进步导致的劳动力市场技能价格变化进而导致的性别工资差距的变化。而在可获得的数据中人均本地电话用户数和人均移动电话用户数从一定程度上反映技术进步的状况。回归结果见表 4。

结果显示，我们的工具变量的选取在这里相对来说比较理想。第一阶段结果中除了 2005 年农民工样本不显著外，人均本地电话用户数以及人均移动电话用户数对教育回报在 5% 显著水平上产生影响。

尽管第二阶段回归结果不显著，但是所有样本的 2SLS 回归结果同样显示教育回报对性别工资差距存在反向的影响，说明剔除内生性的影响之后，二者之间的关系仍旧成立。且单纯从回归系数大小来看，农民工样本的影响仍旧大于城镇非农样本。

表 4 工具变量估计结果

return/gender	城镇非农样本		农民工样本			
	2005		2005		2011	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
教育回报		1.675		3.509		2.565
		(1.534)		(4.099)		(1.682)
人均本地	-0.025**		0.004		0.027**	
	(0.013)		(0.013)		(0.012)	
人均移动	0.014*		0.004		0.000**	
	(0.008)		(0.007)		(0.000)	

人均国内	0.012***	-0.010	0.001	-0.021	-0.007	-0.011
生产总值	(0.004)	(0.019)	(0.008)	(0.040)	(0.011)	(0.044)
第三产业占	0.017***	-0.023	0.021**	-0.094	0.007	-0.009
GDP 的比重	(0.005)	(0.028)	(0.009)	(0.089)	(0.012)	(0.060)
人均限额以上外商	-0.000	-0.000	0.002	0.026**	0.001	-0.016
企业投资总产值	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.012)	(0.002)	(0.011)
人均地方财政	0.004	-0.005	0.011	-0.074	-0.004	-0.011
预算内支出	(0.004)	(0.013)	(0.007)	(0.049)	(0.011)	(0.043)
人均科学	0.000	0.002	0.001	0.025*	-0.002	0.039**
事业费支出	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.013)	(0.004)	(0.018)
人均教育	0.003	-0.013	-0.005	0.017	0.006	-0.041
事业费支出	(0.004)	(0.015)	(0.008)	(0.037)	(0.011)	(0.050)
平均最低	0.003	-0.188**	-0.080	0.682	-0.035	0.520***
工资	(0.029)	(0.090)	(0.048)	(0.421)	(0.040)	(0.173)
Constant	-0.124***	0.036	-0.078	0.120	0.059	-0.046
	(0.039)	(0.204)	(0.071)	(0.582)	(0.107)	(0.456)
Adj R2	0.4341		0.4379		0.0432	
F/ Wald chi2 (8)	19.83	9.25	13.46	83.01	1.82	21.71
N	222	222	145	145	165	165

注：性别工资差距和教育回报分别为城市工资方程中性别虚拟变量和教育年限的系数；\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号中为标准误。数据来源：除最低工资利用网络资源整理外，其余均来自于 2002 年及 2006 年城市统计年鉴。

#### （四）利用面板数据分析性别工资差距与教育回报的关系

为了从时间趋势上考察二者之间的关系，我们利用 2005 年和 2011 年数据组成的面板数据进行固定效应分析。

对于本文来说，每个城市  $i$  有：

$$y_{it} = \beta X_{it} + a_i + u_{it}, t = 2005, 2011 \quad (9)$$



$y_{it}$  即本文中的  $MFdiff_{ect}$ ,  $X_{it}$  表示随城市和时间变化的影响性别工资差距的变量向量, 包括教育回报和前述其他控制变量。  $a_i$  表示基础设施或者地理自然条件等不随时间变化的不可观测变量。  $u_{it}$  为随时间和城市而变化的误差项。如果模型中  $a_i$  与  $X_{it}$  是相关的, 那么我们在截面上的 OLS 估计就是有偏且非一致的。为了解决这一相关性, 模型进一步可写为:

$$\Delta y_i = \beta \Delta X_i + \Delta u_i \tag{10}$$

这一时间上的变换, 去掉了个体效应  $a_i$  的影响, 可以剔除由于  $a_i$  与  $X_{it}$  相关导致的估计有偏的问题。但是文中 (7) 式表明, 即便去掉固定效应的影响, 仍有可能存在内生性问题。为此, 我们在固定效应模型的基础上, 同时使用了基于面板数据的工具变量模型。

表 5 面板回归结果 (固定效应及 2SLS)

	固定效应	2SLS	
		第一阶段	第二阶段
genderd/return/gender	Coef.	Coef.	Coef.
教育回报	1.292*** (0.244)		-0.499 (6.082)
人均本地	0.079 (0.082)	0.0005 (0.0258)	
人均移动	-0.104 (0.154)	0.000 (0.000)	
人均国内	-0.038 (0.026)	0.006 (0.013)	-0.003 (0.069)
第三产业占	0.055 (0.078)	0.008 (0.017)	0.026 (0.093)
GDP 的比重			
人均限额以上外商	0.043* (0.025)	0.003 (0.003)	-0.008 (0.021)
企业投资总产值			



性别工资差距是我国劳动力市场上值得关注的现象。利用 2005 年 1%人口抽样调查数据和 2011 年流动人口动态监测调查数据（以及城市统计年鉴数据），本文考察了城镇非农样本以及农民工样本的教育回报率和性别工资差距之间的关系。结果表明我国的性别工资差距和教育回报率都存在明显的地区差异。利用这种地区差距，我们的实证分析表明教育回报和性别工资差距存在反向变动的关系：教育回报率越高，性别工资差距越低（女性的相对收入越高）。而其背后的基本力量是技术进步所导致的对不同技能的需求变化。本文的这一发现有助于理解我国城镇劳动力市场中的一些现象，并帮助我们判断城镇劳动力市场上性别差距的长期趋势。

美国的经验研究表明，性别工资差距自 20 世纪 80 年代末以来显著下降。学者们主要从两个方面来解释这一变化。从供给角度来说，性别工资差距下降主要得益于女性工作经验、受教育水平等技能水平的提高（Polacheck & O'Neil, 1993）和劳动市场对女性的积极选择所导致的劳动力市场上女性劳动力的组成的变化（Mulligan & Rubinstein, 2008）。从需求角度来说，研究者提出了经典的技能偏向技术变革假说。假设劳动力市场上男性和女性是不同技能束的集合体，每个人同时拥有认知（brain）和运动（brawn）两种技能，而女性和高教育水平的人在认知技能方面具有比较优势。随着个人电脑的引进，认知技能的相对价格的提高就会导致性别工资差距的减少以及教育回报率的增加。Beaudry & Lewis（2012）利用美国的人口普查数据，发现 1980 年到 2000 年之间教育回报率的变化至少能解释性别差异变化的四分之一。Welch（2000）利用 CPS 数据发现了性别工资差距和教育回报之间也存在一种反向的变化关系。本文的研究表明，同样的力量也在影响着中国的劳动力市场。

与发达国家相比，我国劳动力市场中的性别差距经历了不同的发展路径。在计划经济时代，由于政府在国有企业推行男女“同工同酬”的工资分配制度，劳动力性别工资差距不大，性别歧视不明显。城镇女性的劳动参与率也非常高，据估计改革开放前夕甚至达到了 90%（Croll, 1996）。但自 20 世纪 80 年代以来的市场经济改革对中国城镇女性的劳动参与、就业机会和工资支付造成了很大冲击。政府对企业工资设定的管制越来越弱，企业在工资制定上具有越来越大的自主权。中国性别间的工资差距呈逐渐扩大趋势（Zhang et al., 2008）。

尽管如此，伴随着技术进步，高教育水平的女性在我国劳动力市场上的回报不断增加。有很多研究表明教育对收入的影响对于女性来说比男性大——这也表现为女性的教育回报率高于男性（见 Zhang et al., 2005；陈良焜和鞠高升，2005；刘泽云，2008）。<sup>①</sup>与之相对应，女性的受教育程度也显著提高（本文两个年份的农民工样本数据中，2005 年女性平均受教育年限为 8.73 年，2011 年则为 9.33 年）。如果教育回报率增加的同时，保持女性的教育回报高于男性，教育程度的相对提高会有利于缩小性别工资差距。这意味着，如果更大范围地推进教育体制改革，促进教育公平，那么性别工资差距很可能会随着技术的进步呈现出缩小的趋势。

当然，本文的研究也存在不足之处。首先，我们没有考察劳动力市场上的歧视因素对性别工资差距的影响。这也是本文与现有文献的主要区别之一。其次，我们只关注了城镇劳动力市场，没有考察农村劳动力市场。而在考察城镇劳动力市场时，我们将每个地区看作一个区域性的劳动力市场，没有考察劳动力在不同地区间的流动所带来的选择性问题的——这个问题

---

<sup>①</sup> 在 Zhang et al.（2005）基于 1988-2001 年数据的研究中，1988 年男性和女性的教育收益率分别为 2.9% 和 5.2%，而 2001 年分别为 8.4% 和 13.2%。在陈良焜和鞠高升（2005）基于 1996-2000 年数据的研究中，1996 年男性和女性的教育收益率分别为 4.7% 和 6.5%，2000 年分别为 6.7% 和 10.2%。一个可能的解释是教育从两个角度影响女性的收入，首先正如对男性的作用一样，它提高了女性的工作技能和生产率，除此之外，教育可以减小两性之间由于歧视、偏好和环境产生的差异。后者解释了教育回报一半的差异（Dougherty, 2005）。

题对于农民工样本来说可能会更严重。不过，邢春冰等（2013）的研究表明，纠正样本选择偏差对于教育回报率的估计没有大的影响。最后，虽然我们尝试克服内生性问题，但是工具变量的估计结果并不理想。如很多实证研究一样，工具变量的寻找是一项艰难的工作，我们将把它作为未来工作的重点。

## 参考文献：

陈良焜、鞠高升（2005），《教育明瑟收益率性别差异的实证分析》，《北京大学教育评论》第3期，第40–45页。

黄乾（2009），《两种就业类型农民工工资收入差距的比较研究》，《财经问题研究》第6期，第118–124页。

李实、马欣欣（2007），《中国城镇职工的性别工资差距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、宋锦（2013），《中国城镇职工性别工资差距的演变》，载于李实、佐藤宏、史泰丽《中国收入差距变动分析：中国居民收入分配研究》，北京：人民出版社。

梁吉娜（2009），《农村转移劳动力性别工资差距的影响因素分析》，《山东理工大学学报：社会科学版》第3期，第5–9页。

刘泽云（2008），《教育收益率的性别差异分析》，《妇女研究论丛》第2期，第28–34页。

马超、顾海、李佳佳（2013），《中国劳动力市场上的性别工资差距变化研究—来自面板分位数回归分解方法的证据》，《世界经济文汇》第2期，第96–108页。

王美艳（2005），《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异》，《中国社会科学》第5期，第36–46页。

谢嗣胜、姚先国（2006），《农民工工资歧视的计量分析》，《中国农村经济》第4期，第49–55页。

邢春冰、贾淑艳、李实（2013），《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》，《经济研究》第11期，第114–126页。

朱彤、刘斌、李磊（2012），《外资进入对城镇居民收入的影响及差异》，《南开经济研究》第2期，第33–54页。

Angrist, Joshua and Jörn-Steffen Pischke (2008). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.

Autor D H, Levy F, Murnane R. (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: an Empirical Investigation. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279-1333.

Beaudry P, Lewis E (2012). Do Male-Female Wage Differentials Reflect Differences in the Return to Skill? Cross-City Evidence From 1980-2000. *NBER Working Paper No. 18159*.

Croll E (1996). Gender, Inequality and Feminism during the First Decades of Reform. Paper Prepared for Presentation at the Conference "Gender, Households, and the Boundaries of Work in China", University of North Carolina at Chapel Hill, October 25-27.

- Dougherty C (2005). Why Are the Returns to Schooling Higher for Women than for Men? *Journal of Human Resources*, 40(4), 969-988.
- Gustafsson B, Li S (2000). Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China. *Journal of Population Economics*, 13(2), 305-329.
- Liu X, Park A, Zhao Y (2010). Explaining Rising Return to Education in Urban China in the 1990s. IZA Discussion Paper No. 4872.
- Meng X, Shen K, Sen X (2010). Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988-2007. IZA Discussion Paper No. 4919.
- Mulligan C B, Rubinstein Y (2008). Selection, Investment, and Women's Relative Wages over Time. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1061-1110.
- Polachek S, O'Neil J (1993). Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s. *Journal of Labor Economics*, 11(1), 205-28.
- Welch F (2000). Growth in Women's Relative Wages and in Inequality among Men: One Phenomenon or Two? *American Economic Review*, 90(2), 444-449.
- Xing C. (2012). "Changes in Job Structure and Rising Wage Inequality in Urban China, 1995-2007," *Frontiers of Economics in China*, 7(2), 305-337.
- Zhang J, Han J, Liu P W. (2008). Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China, 1988-2004. *Industrial and Labor Relations Review*, 61(2), 224-243.
- Zhang J, Zhao Y, Park A. (2005). Economic Return to School in Urban China, 1988 to 2001. *Journal of Comparative Economics*, 33(4), 730-752.

## **Technological Change, Return to Education, and Gender Wage Differentials in Urban China**

**Abstract:** Using nationally representative micro datasets, this article finds significant regional dispersions in the gender wage differentials and the returns to education in the Chinese urban labor market. Using these regional variations, this article analyzes the impact of return to education on the gender wage differentials. The results show that the return to education is negatively associated with the gender wage differentials. Using the samples of migrant workers, we find that the gender wage gap increased between 2005 and 2011. By using the fixed effects model, we also discover that the gender wage gap decreases when the return to education rises.

These results indicate that promoting technological progress could narrow gender wage gap in urban China.

**Key Words:** Technological Change, the Return to Education; Gender Wage Differentials; Migrant Workers

**JEL Classification:** C13, I21, J31