

# 贫困地区农村教育收益率的性别差异\*

## ——基于 PSM 模型的计量分析

张永丽<sup>1,2</sup> 李青原<sup>2</sup> 郭世慧<sup>2</sup>

**摘要：**本文基于 2017 年甘肃省 15 个贫困村的调查数据，运用倾向得分匹配法，研究了贫困地区农村男性和女性劳动力在不同教育阶段的教育回报。研究结果表明，贫困地区农村教育的收入效应较强并具有一定的代际传递效应，尤其是女性的受教育水平对子女接受高中和大学阶段教育具有显著的正向效应；贫困地区农村的教育收益率具有显著的性别差异，女性在初中、高中和大学阶段教育上获得的教育回报显著高于男性，但在小学阶段教育上获得的教育回报显著低于男性，两者高中阶段教育回报最高；进一步开展反事实分析，比较参与者平均处理效应（ATT）和非参与者平均处理效应（ATU）发现，部分能力较高的劳动力具有获得更高收入的潜质，却未能接受更高层次、更好质量的教育，且这一现象多体现在女性劳动力中。因此，推动贫困地区高中教育的发展，发掘女性在精准脱贫中的潜力，消除高能力贫困学生的入学障碍，可能有助于进一步发挥教育在反贫困中的作用。

**关键词：**贫困地区 农村 教育收益率 性别差异 教育扶贫

**中图分类号：**F241 F328 **文献标识码：**A

### 一、引言

发展教育是世界各国反贫困的主要行动和政策着力点之一，中国也一直将教育扶贫作为反贫困的重要举措。自 2014 年实施精准扶贫战略以来，教育作为“五个一批”<sup>①</sup>工程的重要内容之一，是培育贫困人口可持续发展能力、从根本上解决贫困问题的最佳路径。党的十九大报告明确提出要注重扶贫同扶志、扶智相结合，更加明确了教育在扶贫中的战略地位。同时，国际社会的理论研究和实践都表明，发展中国家女性教育投资的回报要高于男性，提高女性人力资本水平成为世界各国反

\*本文研究受到国家自然科学基金项目“人口转变、结构转型与反贫困战略调整研究”（项目编号：71541043）资助。

<sup>①</sup>2015 年 10 月 16 日，习近平总书记在“减贫与发展高层论坛”上首次提出“五个一批”的脱贫措施，即“发展生产脱贫一批、易地搬迁脱贫一批、生态补偿脱贫一批、发展教育脱贫一批、社会保障兜底一批”，为打通脱贫“最后一公里”开出了破题药方。参见 [http://www.xinhuanet.com/politics/2015-10/16/c\\_1116851045.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/2015-10/16/c_1116851045.htm)。

贫困政策的重要内容之一（例如 Word Bank, 2001; Sen, 1999）。

贫困地区一般地处偏远山区，地形地貌复杂、生态环境脆弱、社会经济发展滞后，是精准扶贫中难以攻克的堡垒。聚焦贫困地区教育扶贫，以教育实现贫困人口脱贫，是打赢脱贫攻坚战必须完成的任务。那么，中国贫困地区农村男性和女性的受教育状况如何？女性的教育收益率是否更高？如何更好地发挥教育在反贫困中的作用？

关于教育与贫困关系的研究，近年来学术界多关注“教育致贫”现象。余世华（2006）认为，教育成本分担不合理、教育收费行为不规范以及个体和家庭教育投资偏差导致了因教育消费带来的贫困；张永丽（2017）则从教育的成本—收益视角认为，这是一个由短期投资和长期收益之间矛盾引发的悖论。关于教育收益率的研究已有大量成果，不同群体教育收益率的比较是目前学术界探讨的重点。研究表明，城镇居民的教育收益率高于农村居民（例如李春玲，2003；聂盛，2005；梁润，2011），且城镇居民教育收益率的城市差异较大（例如王海港等，2007；杜两省、彭竞，2010）；东部地区教育收益率高于中西部地区（例如赵显洲，2015）；非贫困家庭的教育收益率高于贫困家庭（例如张永丽、李青原，2018）；高收入群体的教育回报高于低收入群体（例如杨娟等，2015）；农村居民教育收益率随个人收入的提高呈“倒U型”变化趋势（例如黄斌等，2014），等等。而有意思的是，对近30年教育回报的研究显示，城镇男性和女性教育收益率基本呈现逐年递增的趋势，且在劳动力市场存在性别歧视、男性平均受教育年限和平均工资水平高于女性的现实情况下，大部分研究表明，城镇女性的教育收益率显著高于男性（例如杜育红、孙志军，2003；孙志军，2004；Zhang et al., 2005；袁霓，2005；刘泽云，2008）。进一步研究发现，按地区、部门行业和教育层次等划分，教育收益率的性别差异表现不同。如在西北少数民族地区的少数民族内部，男性教育收益率高于女性（例如孙百才，2013）；在低收入行业中，女性高等教育和高中层次教育的回报都显著高于男性，而在高收入行业内部则相反（例如高梦滔、张颖，2007）。相比之下，关于农村教育收益率性别差异的研究较少，所得出的结论也与基于城镇的研究有所差别，如孙志军（2002）估计得到的农村男性和女性教育收益率的差异不显著。

为什么教育收益率会存在性别差异呢？对女性教育收益率高于男性，主要有三种解释：一是女性劳动力受教育的机会成本低于男性。明瑟收益率只考虑机会成本而不考虑直接成本，会造成女性的教育收益率较高（例如赖德胜，1998；陈良焜、鞠高升，2004）。二是劳动力市场存在性别歧视。随着受教育水平的提高，性别歧视、补偿性工资和社会分工等对女性的影响都有所减小。不考虑受教育水平与工资性别歧视呈反向关系，就会高估女性的教育收益率（例如 Dougherty, 2005；刘泽云，2008；黄志岭、姚先国，2009；娄世艳、程庆亮，2009）。三是劳动力市场存在自选择问题。即女性劳动力中的能力较高者进入劳动力市场，而忽略了能力对收入的影响便高估了教育回报。

在研究方法上，学者们多基于明瑟方程并针对内生性和选择偏差等问题，对估计方法不断进行改进。为了解决内生性问题，研究中普遍使用工具变量法，并选取家庭背景信息、配偶或父母的受教育年限作为工具变量（例如 Trostel et al., 2002；Arabsheibani and Mussurov, 2010；Flabbi et al., 2008；Chen and Hamori, 2009；Gao and Smyth, 2011；黄斌、钟晓琳，2012）。为了解决样本选择

偏差问题,研究多采用 Heckman 两步法(例如 Zhang et al., 2002; Heckman and Li, 2004; de Brauw and Rozelle, 2008; 黄志岭、姚先国, 2009)。近年来,李雪松、詹姆斯·赫克曼(2004)和简必希、宁光杰(2013)使用倾向得分匹配法来纠正样本选择偏差,对高中和大学阶段教育回报的差异进行了有益的探索。

现有文献对教育收益率性别差异的研究较为充分,但在以下两点上仍有待完善:一是对农村教育收益率性别差异的研究相对较少,尤其缺乏对中国贫困地区的研究;二是对不同性别劳动力的教育异质性回报的研究仍然不足,且多数研究未考虑样本自选择问题。本文的特点和创新在于:一是基于 2017 年甘肃省贫困农村的调查数据,估计贫困地区农村教育回报的性别差异,提供关于贫困地区农村的最新研究,为教育扶贫提供有效建议;二是充分考虑样本自选择问题,运用倾向得分匹配法准确估计不同性别劳动力在各教育阶段的教育回报。

## 二、数据来源、模型与变量设置

### (一) 数据来源与样本描述

甘肃省地处西部欠发达地区,贫困程度深,扶贫攻坚难度大,一直以来是中国贫困人口分布的主要地区,也是中国扶贫攻坚的主战场之一。本文使用的数据来源于西北师范大学“精准扶贫与区域发展研究中心”2017年在甘肃省贫困县进行的农村社会调查,涉及甘肃省 10 个市(州)的 15 个建档立卡贫困村。调查采取分层抽样、当面访谈的形式,共获得 1735 户、7535 人的信息,主要涉及家庭人口结构、劳动力外出、资产拥有、收入和支出、医疗卫生和教育培训等方面。本文研究对样本进行了筛选,满足 15~64 岁、非学生、健康状况良好、参与劳动 4 项条件的共 4223 人构成总样本,其中,男性样本 2315 人,女性样本 1908 人。本文研究对样本数据作如下处理:将劳动力受教育水平分为小学、初中、高中和大学<sup>①</sup>,因为不同教育阶段的教学目的、教学内容和教育质量不同,劳动力的教育回报也会存在差异;劳动力的职业包括务农、务工、在企事业单位工作、个体经营和兼业<sup>②</sup>,对应有务农收入、务工收入等各类职业收入,由此计算得到劳动力的月收入<sup>③</sup>。样本基

<sup>①</sup>问卷中对劳动力受教育水平的调查包括受教育阶段及受教育年限,受教育阶段包括:小学、初中、高中、中专、大专、本科、研究生。“高中”和“中专”设定为“高中”教育;样本中仅有 6 人受到过研究生教育,故将“大专”、“本科”和“研究生”设定为“大学”教育。本文这样做是对实际情况的一种合理简化,这种简化普遍存在于其他文献中(例如黄志岭, 2009; 简必希, 2013; 柳建平, 2017)。

<sup>②</sup>兼业指既从事农业又从事非农工作。调查数据显示,相当多的劳动力会在务农与务工之间分配劳动时间。

<sup>③</sup>问卷含有关于家庭总收入与各类收入、个体的各类收入与工作时间(月数)的数据。进一步处理可得劳动力的各类月收入:务农月收入=(家庭年农业总收入/务农劳动力数)/务农劳动力平均工作时间;务工月收入或月工资=务工或在企事业单位工作的年收入/工作时间;个体经营月收入=个体经营年收入/工作时间;若务农与非农工作交替进行,兼业月收入=(务农月收入+非农工作月收入)/2,若同时从事农业与非农工作,兼业月收入=务农月收入+非农工作月收入。

本情况见表 1。

男性和女性劳动力在年龄、受教育水平、职业和收入方面均存在一定的差异。从年龄来看，男性劳动力的平均年龄为 39.5 岁，女性为 41.1 岁，男性略低于女性。从受教育年限来看，男性劳动力的平均受教育年限为 7.3 年，而女性仅为 4.9 年，两者受教育水平差距较大。进一步从受教育阶段上比较，男性劳动力中接受过小学、初中、高中和大学教育的比例分别为 28.9%、36.4%、12.0%和 7.8%，女性劳动力中接受过这四种教育的比例分别为 29.4%、22.5%、5.9%和 5.7%，男性劳动力中受教育程度未达到小学的比例为 14.9%，而女性该比例达到了 36.5%，两者受教育程度为小学的比例基本一致，男性受教育程度为初中、高中和大学的比例均高于女性。从职业来看，男性劳动力以从事非农工作为主，其次是务农；女性则以务农为主，其次是从事非农工作。从收入水平来看，男性劳动力平均月收入为 2478.2 元，女性仅为 1491.4 元，两者收入水平差距较大。

整体来看，样本劳动力在受教育水平、职业选择和收入水平上均存在较大的性别差异，男性劳动力在受教育水平和收入水平上均明显高于女性。

表 1 样本劳动力基本情况

	总样本	男性	女性
劳动力人数（人）	4223	2315	1908
劳动力年龄（岁）	40.2	39.5	41.1
劳动力受教育年限（年）	6.2	7.3	4.9
受教育程度未达到小学者占比（%）	24.7	14.9	36.5
受教育程度为小学者占比（%）	29.1	28.9	29.4
受教育程度为初中者占比（%）	30.1	36.4	22.5
受教育程度为高中者占比（%）	9.2	12.0	5.9
受教育程度为大学者占比（%）	6.9	7.8	5.7
务农劳动力人数（人）	2030	847	1183
务工劳动力人数（人）	1351	899	452
在企事业单位工作劳动力人数（人）	324	215	109
个体经营劳动力人数（人）	142	80	62
兼业劳动力人数（人）	376	274	102
平均收入（元/月）	2032.4	2478.2	1491.4

## （二）模型建立与变量设置

1. 研究方法 with 模型设定。本文研究教育收益率的性别差异，需考虑以下几个问题：第一，劳动力是否接受某种阶段的教育是一种“自选择”行为，受自身和家庭各方面条件的影响而非随机发生，还可能存在一些不可观测因素，同时影响劳动力对教育阶段的选择及其收入水平。而样本自选择问题和由此带来的内生性问题将导致模型估计结果偏误。第二，可以观测到劳动力接受某种阶段教育后的收入水平，却不可能得到若未接受该阶段教育的收入水平，也无法得知未接受过某种阶段教育的劳动力若接受该阶段教育的收入水平，这是“反事实缺失”问题。当缺少与实际情况相反的数据

时, 所用样本便会成为总体的一个非随机样本, 使得估计产生偏误。第三, 由于未被观测到的异质性的存在, 即使具有同样的受教育水平、家庭禀赋等, 不同的劳动力仍可能遵循比较优势原则做出不同的决策并获得不同水平的收入, 其教育收益率是不同的, 不同教育投资得到的回报也会有所差异。这些问题带来的影响不容忽视。

已有研究较多地使用了传统 OLS、工具变量法和 Heckman 两步法等估计教育收益率。然而, 多数模型不能很好地解决样本自选择问题且难以进行反事实分析, 另外, 这些模型在函数形式、误差项分布上也存在着诸多限制。鉴于此, 本文使用反事实因果推断分析框架<sup>①</sup>中的倾向得分匹配法 (propensity score matching, PSM) 对教育收益进行估计。PSM 不仅能够解决由样本自选择造成的有偏估计问题, 而且在处理变量内生问题时, 没有函数形式、参数及误差项分布等条件限制, 也不需要解释变量外生以识别因果效应。本文建立如下模型估计教育收益率:

$$\ln Y_i^d = \alpha X_i + \beta_i D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中,  $\ln Y_i^d$  代表劳动力  $i$  的收入水平,  $X_i$  为劳动力  $i$  可观察的个体及家庭特征变量向量;  $D$  为教育水平向量, 代表不同阶段的教育,  $D_i$  为劳动力  $i$  是否接受过某阶段教育,  $D_i=1$  代表接受过,  $D_i=0$  代表未接受过;  $\beta_i$  为劳动力  $i$  的教育收益率;  $\varepsilon_i$  是随机分布项。

PSM 估计的过程如下: 首先, 用 Logit 模型估计样本接受某阶段教育的条件概率拟合值, 即倾向得分值 (propensity score, PS); 其次, 选择合适的匹配方法, 根据 PS 值将处理组样本 ( $D=1$ ) 与对照组样本 ( $D=0$ ) 进行匹配; 最后, 计算出参与者平均处理效应 (average treatment effect on the treated, ATT)、非参与者平均处理效应 (average treatment effect on the untreated, ATU) 以及总样本的平均处理效应 (average treatment effect, ATE), 公式分别如下:

$$ATT = E(\ln Y^1 - \ln Y^0 | D = 1, X = x) = E(\ln Y^1 | D = 1, X = x) - E(\ln Y^0 | D = 1, X = x) \quad (2)$$

$$ATU = E(\ln Y^1 - \ln Y^0 | D = 0, X = x) = E(\ln Y^1 | D = 0, X = x) - E(\ln Y^0 | D = 0, X = x) \quad (3)$$

$$ATE = E(\ln Y^1 - \ln Y^0 | X = x) = E(\ln Y^1 | X = x) - E(\ln Y^0 | X = x) \quad (4)$$

(2) 式、(3) 式和 (4) 式中,  $\ln Y^1$  表示接受过某阶段教育的劳动力的收入水平,  $\ln Y^0$  表示未接受过某阶段教育的劳动力的收入水平。在本文研究中, 三类平均处理效应 ATT、ATU 和 ATE 代表三类教育收益率, ATT 为接受过某阶段教育的劳动力在该阶段教育的收益率, ATU 为未接受过某阶段教育的劳动力若接受该阶段教育所得的收益率, ATE 为样本的平均教育收益率。

2. 变量设置与描述性统计。被解释变量 (结果变量) 为收入水平, 用劳动力月收入的对数  $\ln Y$  来

<sup>①</sup>Rubin (1974) 提出了“反事实框架”, 也称为“鲁宾因果模型”。之后, Rosenbaum and Rubin (1985) 提出了倾向得分匹配法, 该方法是典型的反事实因果推断分析框架。

衡量。核心解释变量（处理变量）为教育变量向量，包括小学教育（*educ1*）、初中教育（*educ2*）、高中教育（*educ3*）和大学教育（*educ4*）4个二分类变量。以小学教育变量为例，若劳动力受教育程度为小学，则该变量赋值为1，否则赋值为0。

使用PSM进行分析时，匹配变量的选取尤为重要。变量*X*应选择家庭背景、个人特征以及尽可能与教育和收入都相关的变量作为匹配变量，以满足条件独立假定（conditional independent assumption），另外也要满足共同支撑假设（common support condition）和平衡性假定（balancing hypothesis）。因此，本文选择父亲受教育水平（*feduc*）、母亲受教育水平（*meduc*）、父亲职业（*job*）、出生年份（*birth*）和地区（*region*）为匹配变量<sup>①</sup>。父母受教育水平是反映家庭背景的重要变量，受教育水平高的父母更重视子女的教育、更注重培养子女的各项能力，对子女接受更高层次的教育具有示范作用，父母受教育水平高也意味着家庭背景较好，这对子女的收入水平也有积极影响；父亲职业对子女的受教育机会也有一定的影响；样本所处的时代不同，其接受更高阶段教育的可能性也不同，因而出生年份是影响样本教育决策的重要变量；生活在不同地区的个体面临不同的受教育机会，因此需考虑样本所在市（州）。变量的具体设置如下：父亲和母亲受教育水平分别用父亲和母亲受教育年限来衡量；父亲职业分为务农、务工、在企事业单位工作和其他，所生成的虚拟变量以“务农”为基准组；出生年份分为1970年之前、1970~1979年、1980~1989年、1990年及之后，所生成的虚拟变量以“1970年之前”为基准组；地区具体包括陇南、定西、庆阳、兰州、武威、天水、平凉、白银、酒泉和临夏共10个市（州）。

使用传统OLS基于明瑟收入函数进行分析时，（1）式模型中的变量*X*还应包括工龄（*exp*）<sup>②</sup>、工龄的平方（*exps*）、职业（*job*）和工作地点（*workplace*）。上述变量中虚拟变量的具体设置如下：职业分为务农、务工、在企事业单位工作和其他，所生成的虚拟变量以“务农”为基准组；工作地点分为县内、县外市内、市外省内和省外，所生成的虚拟变量以“县内”为基准组。

变量设置及描述性统计见表2。

表2 变量设置及描述性统计

变量名	变量定义和度量方法	男性				女性			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
小学教育	劳动力受教育程度为小学：是=1，否=0	0.29	0.45	0	1	0.29	0.46	0	1
初中教育	劳动力受教育程度为初中：是=1，否=0	0.36	0.48	0	1	0.23	0.42	0	1
高中教育	劳动力受教育程度为高中：是=1，否=0	0.12	0.32	0	1	0.06	0.24	0	1
大学教育	劳动力受教育程度为大学：是=1，否=0	0.08	0.27	0	1	0.06	0.23	0	1
父亲受教育水平	父亲受教育年限（年）	3.84	3.30	0	16	3.47	3.05	0	15

<sup>①</sup>参考李雪松、詹姆斯·赫克曼（2004）和简必希、宁光杰（2013）对匹配变量的选取。

<sup>②</sup>参考侯风云（2004），工龄=年龄-受教育年限-7。

贫困地区农村教育收益率的性别差异研究

母亲受教育水平	母亲受教育年限(年)	2.72	2.79	0	16	2.57	2.51	0	14
父亲职业	务农=1, 务工=2, 在企事业单位工作=3, 其他=4	1.49	1.07	1	4	1.35	1.06	1	4
出生年份	1970年之前=1, 1970~1979年=2, 1980~1989年=3, 1990年及之后=4	2.50	1.16	1	4	2.36	1.13	1	4
地区	从1到10分别对陇南、定西、庆阳、兰州、武威、天水、平凉、白银、酒泉和临夏进行赋值	5.95	3.14	1	10	6.01	3.12	1	10
工龄	工龄(年)=年龄-受教育年限-7	23.18	13.26	0	46	25.30	13.11	0	46
职业	务农=1, 务工=2, 在企事业单位工作=3, 其他=4	2.03	1.15	1	4	1.53	1.13	1	4
工作地点	县内=1, 县外市内=2, 市外省内=3, 省外=4	2.18	1.33	1	4	1.57	1.10	1	4

### 三、实证分析

#### (一) 倾向得分的估计与分析

为了对接受过某阶段教育的劳动力与未接受该阶段教育的劳动力进行匹配, 首先需要估计倾向得分。针对小学、初中、高中和大学4个教育阶段, 估计倾向得分时对应使用的样本分别为: 受教育程度为小学的劳动力(处理组)和受教育程度未达到小学的劳动力(对照组)、受教育程度为初中的劳动力(处理组)和受教育程度为小学的劳动力(对照组)、受教育程度为高中的劳动力(处理组)和受教育程度为初中的劳动力(对照组)、受教育程度为大学的劳动力(处理组)和受教育程度为高中的劳动力(对照组)(见表3)。对各教育阶段的样本按照性别进行分组回归, 倾向得分的估计结果见表4。

从表4可以看出, 回归结果大致与经验认识相符合。从父母受教育水平对子女受教育水平的影响来看, 父亲受教育水平越高, 儿子接受初中和高中阶段教育的概率越高, 女儿接受小学和初中阶段教育的概率越高; 母亲受教育水平越高, 儿子接受初中及以上阶段教育的概率越高, 女儿接受高中和大学阶段教育的概率越高。另外, 与父亲相比, 母亲受教育水平对子女接受高中和大学阶段教育的影响更大。一个可能的解释是, 农村家庭的户主一般是父亲, 且家庭中外出务工人员也多为父亲, 子女的教育和能力培养主要由母亲承担, 受教育程度越高的母亲一般对子女的教育要求越高, 越倾向于让子女接受更高层次的教育, 而不只是初等教育。因而母亲受教育水平对子女接受高中和大学阶段教育具有显著的正向影响。

从父亲的职业对子女受教育水平的影响来看, 父亲的职业不同, 子女受教育的机会和概率不同, 这种影响在高中和大学阶段教育上体现得更加明显。与务农相比, 父亲务工则女儿接受初中阶段教育的概率更高, 子女接受大学阶段教育的概率更低; 父亲在企事业单位工作则子女接受高中阶段教

育的概率更高、接受大学阶段教育的概率更低；父亲从事其他职业则儿子接受高中阶段教育的概率更高。可以发现，父亲职业对女儿接受中等和高等教育均有一定的影响。

从出生年份对受教育水平的影响来看，与1970年之前相比，在这之后出生的劳动力接受各阶段教育的概率普遍更高，这也与农村地区教育发展水平低、五六十年代出生的农村劳动力受教育程度普遍较低的现实相符。进一步比较可以发现，从1970年开始，出生年份越靠后的劳动力，其受教育的概率越高，尤其是接受高中和大学阶段教育，而“90后”受教育的机会在各教育阶段均高于其他年代出生的群体。这与中国九年制义务教育的普及和高等教育不断扩张的现实情况相符。

从地区对受教育水平的影响来看，不同地区的劳动力面临不同的受教育机会，劳动力接受各阶段教育的概率存在地区差异，这与地区经济和教育发展水平有关。与陇南市相比，庆阳市和武威市劳动力接受小学阶段教育的概率显著更高，临夏州却更低；定西、庆阳、武威、天水、平凉和白银各市的劳动力接受初中阶段教育的概率显著更高；各地区劳动力接受高中和大学阶段教育的概率也有所不同。另外，多个地区在教育发展中存在性别不平等问题，同一个区域内男性和女性接受各阶段教育的概率存在一定的差异，尤其是在中等和高等教育上男性获得了更多的教育机会。

表3 男性和女性各教育层次匹配样本的数量

	小学		初中		高中		大学	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
处理组样本数	669	561	843	430	277	112	181	109
对照组样本数	345	696	669	561	843	430	277	112
样本总数	1014	1257	1512	991	1120	542	458	221

表4 基于Logit模型的估计结果

	小学		初中		高中		大学	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
父亲受教育年限	0.032 (0.031)	0.053** (0.027)	0.056*** (0.013)	0.058*** (0.015)	0.052*** (0.015)	0.009 (0.021)	0.015 (0.020)	0.024 (0.029)
母亲受教育年限	-0.038 (0.033)	-0.007 (0.031)	0.025* (0.015)	0.003 (0.019)	0.052*** (0.016)	0.060** (0.024)	0.040** (0.018)	0.066** (0.028)
父亲职业（以务农为参照组）								
务工	0.302 (0.399)	-0.149 (0.377)	0.204 (0.133)	0.329* (0.191)	0.021 (0.141)	0.287 (0.196)	-0.410** (0.186)	-0.552** (0.269)
企事业单位	-0.929 (0.598)	0.465 (0.177)	0.015 (0.338)	-0.088 (0.640)	2.800*** (0.216)	2.788*** (0.391)	-0.597*** (0.196)	-0.660** (0.287)
其他	0.107 (0.256)	0.177 (0.228)	0.018 (0.122)	0.162 (0.159)	0.414*** (0.170)	-0.104 (0.295)	-0.096 (0.248)	-0.255 (0.438)
出生年份（以1970年之前为参照组）								
1970~1979年	0.437**	0.624***	0.108	0.183	0.289	0.711**	0.597**	-0.427



贫困地区农村教育收益率的性别差异研究

	(0.173)	(0.151)	(0.091)	(0.119)	(0.182)	(0.330)	(0.286)	(0.467)
1980~1989年	0.879***	1.269***	0.352***	0.614***	0.528***	0.599*	0.916***	0.349
	(0.221)	(0.195)	(0.104)	(0.131)	(0.187)	(0.331)	(0.290)	(0.449)
1990年及之后	1.515***	1.732***	0.823***	1.194***	0.750***	1.004***	0.948***	0.446
	(0.278)	(0.253)	(0.108)	(0.142)	(0.173)	(0.312)	(0.281)	(0.432)
地区 (以陇南为参照组)								
定西	0.242	1.444***	0.647***	0.458**	0.067	0.197	0.256	0.088
	(0.415)	(0.320)	(0.161)	(0.208)	(0.238)	(0.302)	(0.344)	(0.463)
庆阳	1.126***	1.481***	0.605***	0.625***	0.329	0.572**	0.568*	0.405
	(0.483)	(0.304)	(0.157)	(0.197)	(0.210)	(0.283)	(0.293)	(0.404)
兰州	0.658**	0.028	0.308*	0.366	0.636***	0.132	-0.098	0.174
	(0.251)	(0.312)	(0.170)	(0.240)	(0.241)	(0.363)	(0.394)	(0.583)
武威	1.821***	1.723***	0.669***	0.875***	0.057	-0.307	0.584	0.422
	(0.633)	(0.322)	(0.159)	(0.196)	(0.252)	(0.332)	(0.375)	(0.522)
天水	0.402	1.219***	0.298**	0.406**	0.348*	0.214	-0.105	0.016
	(0.316)	(0.270)	(0.134)	(0.185)	(0.201)	(0.286)	(0.337)	(0.466)
平凉	0.264	1.735***	0.482***	0.288*	0.346*	0.475*	0.806***	0.665
	(0.281)	(0.244)	(0.126)	(0.170)	(0.192)	(0.267)	(0.284)	(0.408)
白银	0.104	0.892***	0.512***	0.444**	0.509***	0.094	0.227	0.700
	(0.329)	(0.265)	(0.139)	(0.188)	(0.192)	(0.290)	(0.299)	(0.444)
酒泉	0.004	0.490*	0.251*	-0.005	0.542***	0.338	0.113	-0.064
	(0.323)	(0.278)	(0.148)	(0.220)	(0.212)	(0.363)	(0.350)	(0.572)
临夏	-1.274***	-0.360*	-0.205*	-0.232	0.153	0.194	0.440	0.597
	(0.224)	(0.210)	(0.120)	(0.175)	(0.210)	(0.319)	(0.329)	(0.473)
常数项	0.470**	-1.613***	-0.705***	-1.197***	-2.260***	-2.268***	-1.455***	-0.916*
	(0.239)	(0.224)	(0.115)	(0.172)	(0.163)	(0.364)	(0.379)	(0.051)
伪 R <sup>2</sup> (Pseudo-R <sup>2</sup> )	0.11	0.11	0.10	0.15	0.31	0.21	0.16	0.13
卡方值 ( $\chi^2$ )	137.76***	187.28***	208.09***	203.54***	387.78***	115.98***	99.11***	40.17***
样本量	1014	1257	1512	991	1120	542	458	221

注\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内数值为标准误。

## (二) 共同支撑假设与平衡性假定检验

为确保匹配质量及估计结果的可靠性，需要验证共同支撑假设和平衡性假定。图 1 是分性别展示的劳动力处理组和对照组样本在各教育阶段匹配后的密度函数图<sup>①</sup>。可以看出，匹配后男性、女性处理组和对照组样本的倾向得分区间具有相当大范围的重叠，表明大多数观察值在共同取值范围

<sup>①</sup>男性和女性在小学、初中、高中和大学阶段匹配前后的密度函数图共 16 幅。限于篇幅，此处展示匹配后的密度函数图，足以对共同支撑假设进行验证。

内，进行倾向得分匹配仅会损失少量样本，共同支撑条件得到满足。

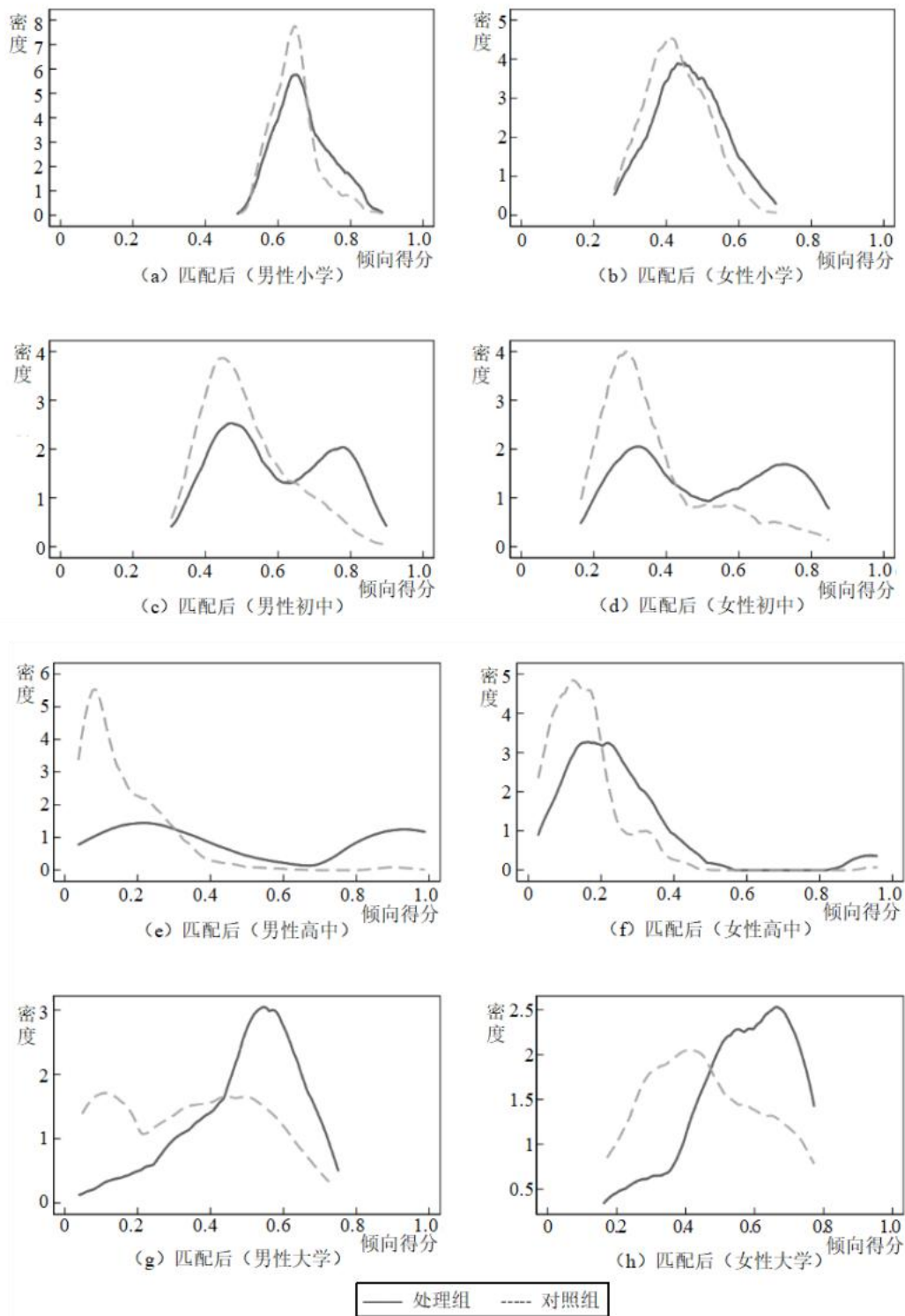


图1 匹配后的密度函数图

本文借鉴 Rubin (2001) 的方法, 从三个方面进行平衡性检验: 比较匹配前后处理组与对照组之间匹配变量的标准化偏差, 标准化偏差减小表明两组差异减小; 考察匹配后处理组与对照组之间匹配变量的均值是否存在差异, 用 t 检验判断差异是否显著; 考察伪 R<sup>2</sup> (Pseudo-R<sup>2</sup>)、卡方 ( $\chi^2$ )、偏差均值 (mean bias)、B 值和 R 值<sup>①</sup>, 从整体上检验匹配是否满足平衡性假定。具体检验结果见表 5<sup>②</sup>。

首先, 对标准化偏差的变动和均值差异进行分析。匹配后, 8 个分组样本中处理组与对照组各匹配变量的标准化偏差<sup>③</sup>均大幅减小, 匹配后偏差基本上都低于 20%, 降低了总偏误, 表明匹配比较成功。用 t 检验对处理组与对照组的匹配变量均值进行差异显著性检验, 结果表明, 匹配后绝大部分变量的均值没有显著差异, 个别变量的均值虽然差异仍显著, 但 t 统计量已经大幅度降低, 说明匹配具有一定效果。

其次, 对伪 R<sup>2</sup>、卡方、偏差均值、B 值和 R 值进行分析。可以发现: 整体来看, 所有样本匹配后伪 R<sup>2</sup>、卡方、偏差均值、B 值和 R 值均显著下降。重点看 B 值和 R 值。男性和女性高中受教育程度样本在匹配后 B 值虽都大于 25%, 但相比于匹配前的 138.6%与 111.0%已大幅下降; 女性大学样本匹配后 B 值为 26.1%, 略大于 25%; 其他样本匹配后 B 值都小于 25%; 所有样本匹配后 R 值均在 1 左右。检验结果表明, 匹配显著降低了处理组和对照组之间匹配变量的差异, 最大限度降低了样本选择偏误, 满足了平衡性假定, 样本匹配比较成功。

表 5 匹配平衡性假定检验结果

		男性					女性				
		伪 R <sup>2</sup> (Pseudo-R <sup>2</sup> )	卡方 ( $\chi^2$ )	偏差均值 (mean bias)	B 值 (%)	R 值	伪 R <sup>2</sup> (Pseudo-R <sup>2</sup> )	卡方 ( $\chi^2$ )	偏差均值 (mean bias)	B 值 (%)	R 值
小学	匹配前	0.106	137.32	14.2	81.3*	1.10	0.110	186.54	12.7	81.4*	1.20
	匹配后	0.003	5.89	2.6	13.4	1.24	0.004	5.92	3.6	14.7	1.52
初中	匹配前	0.101	208.09	14.9	78.1*	1.75	0.152	203.54	18.3	96.5*	2.08*
	匹配后	0.005	11.08	3.5	16.3	1.18	0.007	7.27	3.9	19.1	0.87
高中	匹配前	0.310	387.78	19.6	138.6*	5.19*	0.231	125.01	19.5	111.0*	4.89*
	匹配后	0.095	70.42	11.3	65.4*	1.40	0.027	7.18	5.7	38.8*	1.06

<sup>①</sup>偏差均值 (mean bias) 为标准化偏差的均值。B 即 Rubin's B, 为处理组与对照组之间 PS 均值的标准化差异; R 即 Rubin's R, 为处理组 PS 方差与对照组 PS 方差之比。根据 Rubin (2001), B<25%以及 R 在[0.5, 2]内, 可认为匹配平衡性假定条件得到充分满足。

<sup>②</sup>限于篇幅, 表 5 没有呈现 8 个分组样本各匹配变量均值、标准偏差的检验结果, 以“小学”为例的检验结果见附表, 其他组别的检验结果可向笔者索要。

<sup>③</sup>根据 Rosenbaum and Rubin (1985) 的研究, 匹配后处理组与对照组样本之间的标准化偏差小于 20%, 则意味着匹配比较成功。

大学	匹配前	0.161	99.11	19.5	101.6*	0.47*	0.133	40.17	17.9	90.1*	0.87
	匹配后	0.003	1.56	2.4	13.1	1.23	0.012	3.42	5.1	26.1*	0.96

注：B>25%或者 R 在区间[0.5, 2]外者均标注\*，未标注\*代表匹配比较成功。

### （三）男性和女性教育收益率的估计与分析

基于倾向得分值，本文对样本进行匹配并分别计算出男性和女性在各教育阶段的 ATT、ATU 和 ATE。常用的匹配方法有最近邻匹配、半径匹配、卡尺内最近邻匹配和核匹配，本文使用这 4 种匹配方法得到的结果无明显差异，与已有文献中匹配方法对匹配结果影响不大的结论相一致<sup>①</sup>。卡尺内最近邻匹配是将最近邻匹配和半径匹配相结合的方法，在一定的卡尺范围内寻找得分最相近的样本进行匹配。本文样本中男性和女性在各教育阶段的对照组样本量均比较充足，使用该匹配方法完全可以保证匹配的质量，且方差较小，估计效果较好。因此，本文主要讨论卡尺内最近邻匹配法的估计结果<sup>②</sup>（见表 6）。

从表 6 可以看出，劳动力在不同教育阶段上的教育收益率<sup>③</sup>不同，且男性和女性在同一教育阶段上获得的教育回报不同。在小学阶段，男性的教育收益率为 32.1%，高于女性的 25.5%，计算得到男性和女性小学阶段的年均教育收益率<sup>④</sup>分别为 5.8%和 4.6%。进一步比较 ATT、ATU 和 ATE 可以发现，对于男性和女性劳动力均有  $ATT > ATE > ATU$ ，表明若受教育程度未达到小学的两个人均可接受进一步的教育，与选择接受小学教育的人相比，实际上未接受小学教育的人若接受该阶段教育将会获得更低的教育回报。因而在选择是否接受小学教育时，男性和女性劳动力都遵循自己的比较优势，能力高者接受该阶段教育并获得较高的教育回报。

在初中阶段，男性的教育收益率为 5.2%，低于女性的 19.9%，计算得到男性和女性初中阶段的年均教育收益率分别为 1.7%和 6.6%。进一步比较 ATT、ATU 和 ATE 可以发现，对于男性劳动力有  $ATT > ATE > ATU$ ，表明在完成小学阶段教育后，与选择接受初中教育的男性相比，实际上未接受初中教育的男性若接受该阶段教育将会获得更低的教育回报。对于女性劳动力有  $ATU > ATE > ATT$ ，表明在完成小学阶段教育后，与选择接受初中教育的女性相比，实际上未接受初中教育的女性若接受该阶段教育将会获得更高的教育回报。因而在选择是否接受初中教育时，男性劳动力遵循比较优势，能力高者接受该阶段教育并获得了更高的教育回报；女性则未能如此，有能力从初中教育中获得更高教育回报的女性没有接受该阶段教育。

在高中阶段，男性的教育收益率为 30.4%，低于女性的 46.9%，计算得到男性和女性高中阶段

<sup>①</sup>参考 Caliendo and Kopeinig（2010）以及简必希、宁光杰（2013）的文献。

<sup>②</sup>限于篇幅，本文以卡尺内最近邻匹配法为例并呈现该方法的估计和检验结果。

<sup>③</sup>本文重点关注的是已经接受某层次教育的劳动力的教育收益率，即 ATT 的值，无特殊说明的教育收益率均指 ATT。

<sup>④</sup>本文估计得到的 ATT、ATU 和 ATE 均为各教育阶段整体的教育收益率。一些研究（例如简必希、宁光杰，2013）通过折算得到各教育阶段的年教育收益率。具体而言，小学年教育收益率=ATT/5.5，初中年教育收益率=ATT/3，高中年教育收益率=ATT/3，大学年教育收益率=ATT/3.5。

的年均教育收益率分别为 10.1%和 15.6%。进一步比较 ATT、ATU 和 ATE 可以发现,对于男性和女性劳动力均有  $ATT > ATE > ATU$ ,表明在完成初中阶段教育后,与选择接受高中教育的人相比,实际上未接受高中教育的人若接受该阶段教育将会获得更低的教育回报。因而在选择是否接受高中教育时,男性和女性劳动力都遵循自己的比较优势,能力高者接受该阶段教育并获得更高的教育回报。

在大学阶段,男性的教育收益率为 21.9%,低于女性的 34.7%,计算得到男性和女性大学阶段的年均教育收益率分别为 6.3%和 9.9%。进一步比较 ATT、ATU 和 ATE 可以发现,对于男性和女性劳动力均有  $ATU > ATE > ATT$ ,表明在完成高中阶段教育后,与选择接受大学教育的人相比,实际上未接受大学教育的人若接受该阶段教育将会获得更高的教育回报。因而在选择是否接受大学教育时,男性和女性劳动力均存在有能力者由于家庭条件、教育资源等限制未能接受该阶段教育的情况。

整体上对男性和女性的教育收益率进行比较,可以发现:从各阶段教育的教育回报来看,男性在各阶段的年教育收益率由高到低为:高中 > 大学 > 小学 > 初中,女性在各阶段的年教育收益率由高到低为:高中 > 大学 > 初中 > 小学,男性和女性均在高中阶段获得最高的年教育收益率,其次是大学阶段;从男性和女性各阶段教育回报的差异来看,在小学阶段,男性的年教育收益率高于女性,在初中、高中和大学阶段,女性的年教育收益率均高于男性。另外,用 OLS 分组回归得到的年教育收益率<sup>①</sup>(见表 5)整体是下偏的,但在各阶段教育上的变化趋势和性别差异与 PSM 的估计结果基本一致,也能得出以上结论。

表 6 卡尺内最近邻匹配法与 OLS 估计结果的比较

	小学		初中		高中		大学	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
卡尺范围	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02
ATT	0.321***	0.255***	0.052*	0.199**	0.304*	0.469***	0.219**	0.347***
ATU	0.275	0.050	0.019	0.208	0.280	0.329	0.540	0.358
ATE	0.306	0.141	0.037	0.204	0.286	0.361	0.411	0.352
年教育收益率 <sup>a</sup> (%)	5.8	4.6	1.7	6.6	10.1	15.6	6.3	9.9
年教育收益率 <sup>b</sup> (%)	4.1	2.7	3.4	4.1	6.3	9.7	6.0	8.8
选择偏差(%)	-1.7	-1.9	1.7	-2.5	-3.8	-5.9	-0.3	-1.1

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,选择偏差为分别使用 OLS 与 ATT 估计并计算得到的年教育收益率之差;

<sup>a</sup>年教育收益率由 PSM 估计并计算得到;

<sup>b</sup>年教育收益率由 OLS 估计并计算得到。

<sup>①</sup>OLS 的分组方式与 PSM 一致,此处 OLS 估计结果仅作对比使用,只展示受教育程度变量的系数。用 OLS 估计时,年教育收益率= $[\exp(b_i)-1]/d_i$ ,其中,  $b_i$  为回归系数,  $d_i$  为第  $i$  层次教育与上一层次教育的教育年限之差。 $i$  取 1、2、3 和 4,分别代表小学、初中、高中和大学。

(四) 教育收益率的性别差异分析

上文分析表明，在不同教育阶段，男性和女性之间教育收益率都有所差别。那么，从统计意义上看，教育收益率的性别差异是否真实存在，还需进一步检验。检验组间系数差异的方法通常有三种：Chow 检验、似无相关模型检验与费舍尔组合检验（Fisher’s permutation test），而费舍尔组合检验<sup>①</sup>具有更宽松的假定条件且不受模型的限制，因此，本文使用该方法对教育收益率的性别差异进行检验，结果见表 7。

可以发现，各阶段教育的教育收益率存在着显著的性别差异。在小学阶段， $b_0 - b_1$  为 -0.057 且 p 值为 0.092，表明女性的教育收益率低于男性且两者的差异在 10% 的水平上显著。在初中阶段， $b_0 - b_1$  为 0.140 且 p 值为 0.011，表明女性的教育收益率高于男性且两者的差异在 5% 的水平上显著。同样可得，女性在高中和大学阶段的教育收益率均显著高于男性。该检验结果与上文教育收益率的估计结果一致，进一步验证了农村教育收益率性别差异的存在：男性在小学阶段的教育收益率显著高于女性，而女性在初中、高中和大学阶段的教育收益率显著高于男性。

表 7 教育收益率的性别差异检验

	$b_0 - b_1$	频数	p 值
小学教育	-0.057	209	0.092
初中教育	0.140	28	0.011
高中教育	0.185	9	0.005
大学教育	0.098	34	0.050

注： $b_0$  为女性教育变量系数估计值的均值， $b_1$  为男性教育变量系数估计值的均值。

大量相关研究也证明了教育收益率存在显著的性别差异，且结论多为女性教育收益率显著高于男性。对近 30 年教育回报的研究表明，男性和女性的教育收益率随时间推移呈上升趋势，且两者的差异持续存在，男性的年教育收益率基本上处于 2.1% 至 14.1% 之间，而女性处于 1.6% 至 16.3% 之间，两者的差值处在 -4.8% 至 0.5% 之间（见表 8）。通过与现有文献的对比可以看出，本文估计的教育收益率处于中等偏上的位置，并且得到的性别差异也是比较合理的。特别是与对西部地区的相关研究相比，本文有两点发现：一是西部贫困地区的农村劳动力在高中阶段获得的教育回报最高，这与柳建平等（2017）的研究结果一致；二是本文的样本选择、研究方法和估计结果是合理有效的，在与甘肃有关的研究中，孙志军（2002）与孙百才（2013）均未发现显著的教育收益率的性别差异，而本文按教育阶段对样本进行分组研究，且选取的样本覆盖范围较广，因此更易探索到教育收益率性别差异的存在。

表 8 中国各地区教育收益率性别差异的相关研究和主要成果

研究者	数据及研究对象	男性与女性教育收益率	结论
-----	---------	------------	----

<sup>①</sup>这一方法最早见于 Efron and Tibshirani（1993），Cleary（1999）和连玉君等（2010）都使用了该方法进行组间系数差异检验。

贫困地区农村教育收益率的性别差异研究

1.按教育年限计算教育收益率及其性别差异			
赖德胜 (1998)	1988 年与 1995 年城市职工样本	1988 年: 男性 2.5%, 女性 3.7%; 1995 年: 男性 5.1%, 女性 6.0%	女性高于男性
孙志军 (2002)	甘肃省农村调查数据	男性 3.6%, 女性 3.7%	女性高于男性, 但差异不显著
杜育红、孙志军 (2003)	2002 年内蒙古赤峰市城镇调查数据	男性 7.5%, 女性 9.9%	女性高于男性
陈良焜、鞠高升 (2004)	1996~2000 年城镇调查数据	1996 年: 男性 4.7%, 女性 6.5%; 2000 年: 男性 6.7%, 女性 10.2%	女性高于男性, 差异显著
袁霓 (2005)	2004 年北京房山区城镇居民调查数据	男性 5%, 女性 8%	女性高于男性, 差异显著
Zhang et al. (2005)	1988~2001 年数据	1988 年: 男性 2.9%, 女性 5.2%; 2001 年: 男性 8.4%, 女性 13.2%	女性高于男性
高梦滔 (2006)	2000 年山西省 947 个农户微观数据	男性 14.1%, 女性 16.3%	女性教育收益率在中高收入组高于低收入组, 而男性则相反
刘泽云 (2008)	2004 年中国城镇居民入户调查数据, 北京、浙江、黑龙江、湖北、四川、陕西 6 省(市)城镇职工	无控制变量: 男性 9.6%, 女性 11.6%; 有控制变量: 男性 5.4%, 女性 6.7%	女性高于男性, 差异显著
黄志岭、姚先国 (2009)	2003 年北京、辽宁、浙江、四川、广东和陕西 6 省(市)城镇数据	男性 9.9%, 女性 12.4%	女性高于男性, 差异显著
娄世艳、程庆亮 (2009)	2005 年中国综合社会调查数据, 2282 个城镇样本	男性 6.2%, 女性 7.5%	女性高于男性
2.按教育层次或类别计算教育收益率及其性别差异			
诸建芳等(1995)	1992 年城镇数据	基础教育: 男性 2.1%, 女性 1.6%; 职业教育: 男性 2.9%, 女性 3.1%	基础教育: 男性高于女性; 职业教育: 女性高于男性
高梦滔、张颖 (2007)	西部地区西宁市、兰州市和白银市城市居民数据	求得相对教育收益率	低收入行业中, 女性高等和高中层次教育的回报都显著高于男性, 高收入行业中则相反
黄晓波 (2009)	广西抽样调查数据	中等教育: 男性 0.87%, 女性 16.6%; 高等教育: 男性 22.8%, 女性 14.4%	中等教育: 女性高于男性; 高等教育: 男性高于女性

注: 陈良焜、鞠高升 (2004) 和 Zhang et al. (2005) 的研究均使用了连续多年数据, 研究得到女性教育收益率在各年均高于男性且男性和女性的教育收益率基本逐年递增, 因此, 只展示了这两项研究首年和末年教育收益率的估计结果。

#### 四、结论与启示

本文基于 2017 年甘肃省贫困村调查数据,从受教育水平、收入水平等方面对男性和女性劳动力进行了比较,并运用 PSM 模型估计了男性和女性劳动力在不同教育阶段的教育回报,得到以下结论:

第一,贫困地区农村劳动力的受教育水平整体偏低,且男性和女性劳动力之间受教育水平存在较大差距。首先,样本劳动力平均受教育年限为 6.2 年,仅处在小学水平左右;样本中文盲占 24.7%,接受过小学、初中教育的劳动力占比均在 30%左右,接受过高中、大学教育的劳动力占比均不到 10%。其次,男性劳动力的平均受教育程度处于初中水平,而女性则处于小学水平;男性文盲比例远低于女性,男性接受中等、高等教育的比例均高于女性。

第二,贫困地区农村教育的收入效应较强并具有一定的代际传递效应。首先,男性和女性劳动力各教育阶段的教育回报均比较显著,且本文估计结果与相关研究相比处在一般偏上的位置;其次,父母受教育水平越高,子女接受中等、高等教育的概率就越高,尤其是母亲受教育水平对子女接受高中和大学教育均有显著的正向影响,提升女性受教育水平是阻断贫困代际传递的重要手段。

第三,贫困地区农村劳动力各教育阶段的教育收益率不同且存在显著的性别差异,高中及以上教育对贫困地区农村发展意义重大。首先,男性小学阶段的教育收益率显著高于女性,女性初中、高中和大学阶段的教育收益率显著高于男性;其次,女性各阶段教育的年教育收益率由高到低依次为高中、大学、初中和小学,男性则分别为高中、大学、小学和初中,两者高中阶段的教育收益率最高,其次是大学阶段。

第四,对三类平均处理效应即 ATT、ATU 和 ATE 进行比较,男性和女性在某些教育阶段有  $ATU > ATE > ATT$ ,表明部分能力较高的劳动力可能由于家庭负担、教育成本、教育资源配置等因素的限制,难以获得更高层次的教育,因而难以更好地发挥人力资本的收入效应,但他们比实际上接受过高层次教育的劳动力有获得更高水平收入的潜质,尤其是在大学教育上。这一现象在男性和女性中存在差别,且多出现在女性劳动力中。

本文研究结论的启示在于:首先,积极推动贫困地区普通高中教育发展,可考虑将高中教育纳入义务教育范围,充分发挥教育的收入效应;其次,提升贫困地区女性整体受教育水平具有极强的现实意义,应促进贫困地区教育的性别公平,尤其重视对女性中等、高等教育人力资本投资,发掘女性在精准脱贫中的潜力,阻止贫困的代际传递;最后,应有针对性地完善教育精准扶贫资助体系和贫困地区定向招生计划,消除贫困学生入学障碍,让更多有能力的贫困学生有机会接受更高、更好的教育。

#### 参考文献

- 1.陈良焜、鞠高升,2004:《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。
- 2.杜两省、彭竞,2010:《教育回报率的城市差异研究》,《中国人口科学》第5期。
- 3.杜育红、孙志军,2003:《中国欠发达地区的教育、收入与劳动力市场经历——基于内蒙古赤峰市城镇地区的研究》,《管理世界》第9期。



- 4.高梦滔、张颖, 2007: 《教育收益率、行业与工资的性别差异: 基于西部三个城市的经验研究》, 《南方经济》第9期。
- 5.高梦滔、和云, 2006: 《妇女教育对农户收入与收入差距的影响: 山西的经验证据》, 《世界经济》第7期。
- 6.侯风云, 2004: 《中国农村人力资本收益率研究》, 《经济研究》第12期。
- 7.黄斌、高蒙蒙、查晨婷, 2014: 《中国农村地区教育收益与收入差异》, 《中国农村经济》第11期。
- 8.黄斌、钟晓琳, 2012: 《中国农村地区教育与个人收入——基于三省六县入户调查数据的实证研究》, 《教育研究》第3期。
- 9.黄晓波, 2009: 《教育收益率性别差异的实证分析》, 《经济研究导刊》第22期。
- 10.黄志岭、姚先国, 2009: 《教育回报率的性别差异研究》, 《世界经济》第7期。
- 11.简必希、宁光杰, 2013: 《教育异质性回报的对比研究》, 《经济研究》第2期。
- 12.赖德胜, 1998: 《教育、劳动力市场与收入分配》, 《经济研究》第5期。
- 13.李春玲, 2003: 《文化水平如何影响人们的经济收入——对目前教育的经济收益率的考查》, 《社会学研究》第3期。
- 14.李实、丁赛, 2003: 《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》, 《中国社会科学》第6期。
- 15.李雪松、詹姆斯·赫克曼, 2004: 《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究》, 《经济研究》第4期。
- 16.连玉君、彭方平、苏治, 2010: 《融资约束与流动性管理行为》, 《金融研究》第10期。
- 17.梁润, 2011: 《中国城乡教育收益率差异与收入差距》, 《当代经济科学》第6期。
- 18.柳建平、刘卫兵, 2017: 《西部农村教育与减贫研究——基于甘肃14个贫困村调查数据的实证分析》, 《教育与经济》第1期。
- 19.娄世艳、程庆亮, 2009: 《城镇居民收入与教育收益率性别差异成因研究》, 《人口与经济》第3期。
- 20.刘泽云, 2008: 《女性教育收益为何高于男性? ——基于工资性别歧视的分析》, 《经济科学》第2期。
- 21.聂盛, 2005: 《关于城乡教育投资收益率的比较》, 《人口与经济》第4期。
- 22.孙百才, 2013: 《西北少数民族地区农村居民的教育收益率研究》, 《西北师大学报(社会科学版)》第1期。
- 23.孙志军, 2002: 《中国农村家庭教育决策的实证分析》, 北京师范大学博士学位论文。
- 24.孙志军, 2004: 《中国教育个人收益率研究: 一个文献综述及其政策含义》, 《中国人口科学》第5期。
- 25.王海港、李实、刘京军, 2007: 《城镇居民教育收益率的地区差异及其解释》, 《经济研究》第8期。
- 26.杨娟、赖德胜、邱牧远, 2015: 《如何通过教育缓解收入不平等? 》, 《经济研究》第9期。
- 27.余世华, 2006: 《“因教致贫”原因探析》, 《教育与经济》第1期。
- 28.袁霓, 2005: 《城镇居民收入性别差异的实证分析》, 《人口与经济》第1期。
- 29.袁诚、张磊, 2009: 《对低收入家庭子女大学收益的观察》, 《经济研究》第5期。
- 30.赵显洲, 2015: 《教育收益率的地区差异研究》, 《技术经济与管理研究》第1期。
- 31.张永丽, 2017: 《“教育致贫”悖论解析及相关政策建议——以甘肃省14个贫困村为例》, 《西北师大学报

（社会科学版）》第2期。

32.张永丽、李青原, 2018: 《贫困与非贫困家庭教育收益率的差异及原因分析——基于甘肃省14个贫困村1749个农户的调查》, 《教育与经济》第3期。

33.诸建芳、王伯庆、恩斯特·使君多福, 1995: 《中国人力资本投资的个人收益率研究》, 《经济研究》第12期。

34.Arabsheibani, G., and A. Mussurov, 2010, "Returns to Schooling in Kazakhstan: OLS and Instrumental Variables Approach", *Economics of Transition*, 15(2): 341-364.

35.Caliendo, M., and S. Kopeinig, 2010, "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 31-72.

36.Chen, G., and S. Hamori, 2009, "Economic Returns to Schooling in Urban China: OLS and the Instrumental Variables Approach", *China Economic Review*, 20(2): 143-152.

37.Cleary S., 1999, "The Relationship between Firm Investment and Financial Status", *Journal of Finance*, 54(2): 673-692.

38.de Brauw, A., and S. Rozelle, 2008, "Reconciling the Returns to Education in Off-farm Wage Employment in Rural China", *Review of Development Economics*, 12(1): 57-71.

39.Dougherty, C., 2005, "Why Are the Returns to Schooling Higher for Women than for Men?", *Journal of Human Resources*, 40(4): 969-988.

40.Efron, B., and R. Tibshirani, 1993, *An Introduction to the Bootstrap*, New York: Chapman and Hall.

41.Flabbi, L., S. Paternostro, and E. R. Tiongson, 2008, "Returns to Education in the Economic Transition: A Systematic Assessment Using Comparable Data", *Economics of Education Review*, 27(6): 724-740.

42.Gao, W., and R. Smyth, 2011, "Economic Returns to Speaking 'Standard Mandarin' among Migrants in China's Urban Labour Market", *Economics of Education Review*, 30(2): 342-352.

43.Heckman, J. J., and X. Li, 2004, "Selection Bias, Comparative Advantage and Heterogeneous Returns to Education: Evidence from China in 2000", *Pacific Economic Review*, 9(3): 155-171.

44.Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1985, "The Bias Due to Incomplete Matching", *Biometrics*, 41(1): 103-116.

45.Rubin, D. B., 1974, "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomised and Non-Randomised Studies", *Journal of Educational Psychology*, 66(2): 688-701.

46.Rubin, D. B., 2001, "Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation", *Health Services & Outcomes Research Methodology*, 12(2): 169-188.

47.Sen, A. K., 1999, *Development as Freedom*, New York: Alfred A. Knopf, Inc.

48.Trostel, P., I. Walker, and P. Woolley, 2002, "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries", *Labour Economics*, 9(1): 1-16.

49.World Bank, 2001, *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*, New York: Oxford University Press.

50.Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, 2005, "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001",

*Journal of Comparative Economics*, 33(4): 730-752.

51.Zhang, L., J. Huang, and S. Rozelle, 2002, "Employment, Emerging Labor Markets and the Role of Education in Rural China", *China Economic Review*, 13(2): 313-328.

附表 1 男性小学样本匹配变量均值、标准偏差的检验结果

变量	处理	均值		标准偏差	标准偏差	t 检验	
		处理组	对照组	(%)	减少 (%)	t	p> t
父亲受教育年限	匹配前	2.7639	2.3421	17.4	86.4	2.55	0.011
	匹配后	2.75	2.6927	2.4		0.41	0.680
母亲受教育年限	匹配前	2.0962	2.2953	-9.4	45.3	-1.41	0.160
	匹配后	2.0994	2.2082	-5.1		-0.90	0.367
父亲职业 (以务农为参照组)							
务工	匹配前	0.0617	0.0292	15.6	85.9	2.22	0.026
	匹配后	0.0602	0.0557	2.2		0.35	0.723
企事业单位	匹配前	0.0105	0.0175	-6.0	90.6	-0.93	0.351
	匹配后	0.0105	0.0099	0.6		0.12	0.905
其他	匹配前	0.0962	0.0848	4.0	70.0	0.59	0.553
	匹配后	0.0964	0.0930	1.2		0.21	0.831
出生年份 (以 1970 年之前为参照组)							
1970~1979 年	匹配前	0.3353	0.3391	-0.8	-78.6	-0.12	0.903
	匹配后	0.3358	0.3290	1.5		0.27	0.791
1980~1989 年	匹配前	0.1850	0.1637	5.6	95.6	0.83	0.405
	匹配后	0.1852	0.1843	0.2		0.04	0.965
1990 年及之后	匹配前	0.1624	0.0878	22.7	95.2	3.28	0.001
	匹配后	0.1611	0.1576	1.1		0.18	0.859
地区 (以陇南为参照组)							
定西	匹配前	0.0451	0.0292	8.4	85.7	1.22	0.222
	匹配后	0.0439	0.0462	-1.2		-0.20	0.842
庆阳	匹配前	0.0571	0.0175	21.0	78.6	2.92	0.004
	匹配后	0.0561	0.0645	-4.5		-0.65	0.519
兰州	匹配前	0.0511	0.0760	-10.2	55.7	-1.58	0.114
	匹配后	0.0515	0.0405	4.5		0.96	0.340
武威	匹配前	0.0526	0.0088	25.6	70.4	3.48	0.001
	匹配后	0.0485	0.0355	7.6		1.18	0.240
天水	匹配前	0.1038	0.0585	16.6	96.3	2.40	0.016
	匹配后	0.1046	0.1062	-0.6		-0.10	0.922
平凉	匹配前	0.1279	0.0906	11.9	98.9	1.75	0.080

贫困地区农村教育收益率的性别差异研究

	匹配后	0.1288	0.1284	0.1		0.02	0.982
白银	匹配前	0.0767	0.0556	8.5	95.2	1.25	0.212
	匹配后	0.0772	0.0783	-0.4		-0.07	0.945
酒泉	匹配前	0.0752	0.0614	5.5	12.6	0.81	0.419
	匹配后	0.0758	0.0637	4.8		0.86	0.390
临夏	匹配前	0.2211	0.4620	-52.5	96.7	-8.13	0.000
	匹配后	0.2227	0.2307	-107		-0.35	0.729

附表 2 女性小学样本匹配变量均值、标准偏差的检验结果

变量	处理	均值		标准偏差 (%)	标准偏差 减少 (%)	t 检验	
		处理组	对照组			t	p> t
父亲受教育年限	匹配前	2.8913	2.4708	17.6	94.7	3.11	0.002
	匹配后	2.8525	2.8302	0.9		0.15	0.881
母亲受教育年限	匹配前	2.2645	2.2245	1.9	59.1	0.34	0.736
	匹配后	2.2769	2.2605	0.8		0.13	0.900
父亲职业 (以务农为参照组)							
务工	匹配前	0.0344	0.0291	3.0	89.7	0.53	0.598
	匹配后	0.0346	0.3407	0.3		0.05	0.961
企事业单位	匹配前	0.0054	0.0029	3.9	1.2	0.69	0.488
	匹配后	0.0055	0.0080	-3.9		-0.50	0.614
其他	匹配前	0.0815	0.0831	-0.6	-205.0	-0.10	0.921
	匹配后	0.0819	0.0772	1.7		0.29	0.770
出生年份 (以 1970 年之前为参照组)							
1970~1979 年	匹配前	0.3641	0.3353	6.0	42.7	1.06	0.290
	匹配后	0.3661	0.3496	3.5		0.57	0.568
1980~1989 年	匹配前	0.1938	0.1429	13.6	92.3	2.40	0.016
	匹配后	0.1949	0.1910	1.0		0.16	0.870
1990 年及之后	匹配前	0.1304	0.0831	15.4	94.8	2.72	0.007
	匹配后	0.1257	0.1282	-0.8		-0.12	0.902
地区 (以陇南为参照组)							
定西	匹配前	0.0685	0.0786	-3.9	-18.0	-0.55	0.584
	匹配后	0.0676	0.0795	-4.5		-0.52	0.600
庆阳	匹配前	0.1155	0.0858	9.9	-272.6	1.47	0.141
	匹配后	0.1127	0.2234	-36.8		-3.56	0.001
兰州	匹配前	0.0649	0.0512	5.9	-8.2	0.87	0.384
	匹配后	0.0601	0.0452	6.3		0.77	0.444
武威	匹配前	0.0433	0.0798	-15.2	63.5	-2.06	0.040
	匹配后	0.0413	0.0280	5.6		0.84	0.402

贫困地区农村教育收益率的性别差异研究

天水	匹配前	0.1227	0.1048	5.6	-120.9	0.83	0.409
	匹配后	0.1203	0.0808	12.4		1.54	0.131
平凉	匹配前	0.1407	0.1454	-1.3	-1156.6	-0.19	0.850
	匹配后	0.1466	0.0886	16.5		2.08	0.038
白银	匹配前	0.1769	0.1132	18.1	-18.3	2.75	0.006
	匹配后	0.1804	0.1054	21.4		2.49	0.013
酒泉	匹配前	0.0938	0.0798	5.0	-52.1	0.73	0.465
	匹配后	0.0902	0.0689	7.6		0.91	0.365
临夏	匹配前	0.0794	0.1144	-11.8	73.5	-1.64	0.101
	匹配后	0.0827	0.0919	3.1		-0.38	0.706

(作者单位: <sup>1</sup> 西北师范大学精准扶贫与区域发展研究中心;

<sup>2</sup> 西北师范大学商学院)

(责任编辑: 午 言)

## Gender Differences in Rural Education Returns in Poor Areas: An Econometric Analysis Based on a PSM Model

Zhang Yongli Li Qingyuan Guo Shihui

**Abstract:** Based on survey data from 15 impoverished villages in Gansu Province in 2017, this article uses a propensity score matching method to examine the economic returns to education for rural male and female workforce in poor areas in different educational stages. The results show that, first of all, rural education in poverty-stricken areas has a strong income effect and a certain intergenerational transmission effect. Particularly, women's education achievement has a significant positive effect on their children to receive high school and college education. Second, there is a clear gender difference in the rate of returns to education in impoverished rural areas. Females have significant higher economic returns to education in junior high schools, high schools and colleges than those of males, but lower economic returns to primary education. For both females and males, they receive the highest returns in high schools. Third, further counterfactual analysis finds that, by comparing the average treatment effect on the treated (ATT) and the average treatment effect on the untreated (ATU), part of workforce with higher capacities have the potential to obtain higher incomes, but they fail to receive a higher level of education with better quality. This phenomenon is mostly reflected in the female workforce. Therefore, measures such as promoting high school education in poverty-stricken areas, discovering female potentials in poverty alleviation, and removing the barriers to education entry for poor students with high potentials, may lead education to play a role in fighting against poverty.

**Key Words:** Poor Area; Rural Area; Returns to Education; Gender Difference; Education and Poverty Alleviation