

新就业形态下流动人口教育回报率的性别差异研究*

边 恕 熊禹淇

(辽宁大学公共管理学院,辽宁沈阳,110136)

摘 要:随着经济的发展,传统雇佣模式被打破,更具灵活性的新就业形态不断涌现。本文基于 2018 年全国流动人口动态监测调查数据(CMDS),使用工具变量法及 O-B 分解法分析新业态下流动人口教育回报率的性别差异问题。研究表明:流动人口中女性劳动力在收入水平、教育回报率上均处于劣势,其职业上升空间受到挤压。异质性分析发现:灵活就业方式下,女性劳动力采取近距离流动模式、选择第三产业职业有助于其释放人力资本潜力;劳动力教育回报率随收入分位数呈现“U”型变化趋势;劳动力的教育回报率得到提高,但回报率的性别差异也会进一步扩大。据此本文提出鼓励流动人口参与新业态建设,引导女性结合自身特质参与就业,通过再教育和再培训提高无固定雇主劳动力的工作收益等措施建议。

关键词:新就业形态;流动人口;教育回报率;性别差异

一、引言

在实现共同富裕的道路上,教育发挥着基础性、持久性、引领性的作用,是实现人力资本积累、提高劳动生产率的重要途径。近年来,我国国民受教育水平不断提高。根据第七次全国人口普查(简称“七普”)的数据,16~59 岁劳动年龄人口平均受教育年限从 2010 年的 9.67 年提高至 2020 年的 10.75 年^①。然而,在我国教育事业发展进程中,一些不公平现象也随之产生,其中包括两性在“教育产出”上的差异。大量学者就此进行了分析探讨,但研究结论不尽相同,第一种观点认为女性教育回报率高于男性^[1],第二种观点则认为男性能够获得更高的教育回报率^[2]。这两种观点也同样出现在对流动人口的研究成果中^[3-4]。部分学者还对两类研究结果的形成原因进行了分析,认为前者源于女性接受教育不仅能带来直接收入增长,而且能减少劳动力市场中的性别歧视,从而获得间接收入增长^[5];后者则是由家庭教育投入的“男孩偏好”现象^[6]以及劳动力市场上明显的性别歧视^[7]导致。

当前,我国数字经济以及平台经济建设取得长足发展,更具包容性的新就业形态已成为我国劳动力市场的新形式。同时,随着城镇化水平的不断提高,逐年递增的流动人口已成为劳动力市场的重要组成部分^②,是参与新业态建设的中坚力量。一般认为,在理论上新就业形态会对流动人口中的女性劳动者产生两方面影响:一方面,新业态如同劳动力市场中的“催化剂”,能让女性劳动力的人力资本潜能得到充分释放,为缩小教育回报率的性别差异带来正面影响;但是另一方面,数字经济所产生的红利未必能实现不同群体间的均

* 本文为国家社会科学基金项目“中国城乡相对贫困的动态标准制定与多元协同治理研究”(项目编号 20BSH101)的阶段性成果。

① 该数据参考光明网《七普数据公布:十年间,我国人口发生了这些重要变化》(<https://m.gmw.cn/baijia/2021-05/12/1302288199.html>,引用时间 2021 年 5 月 12 日)的统计结果。

② “七普”数据显示:2020 年流动人口规模达到 3.758 亿,超过我国总人口的 1/4;其中劳动适龄人口占到了大多数,在全国总劳动人口中的占比超过 1/3。

等分配,男性与女性劳动力在习得数字技能、使用数字设备等方面存在初始差异^[8],数字技术的应用可能会进一步加剧“教育产出”中的性别鸿沟。因此,对流动人口教育回报率的性别差异进行研究,既体现了对流动人口的人文关怀,也是对我国“男女平等”基本国策、共同富裕战略目标的积极响应,具有重要的现实意义。

二、文献回顾

人力资本理论认为,教育能够通过提高劳动力生产效率和市场竞争力,使劳动者获得更高的收入回报。以此为理论基础,Mincer 设计了测算模型——明瑟收入方程^[9],将受教育年限、工作经验年限与劳动力收入联系起来,得到教育回报率估计系数。此后,这一基准模型得到广泛运用和进一步拓展,教育的增收效应也在实证研究中得以验证,并成为学术界的广泛共识。

灵活就业模式与数字化技术的应用息息相关。近年来,伴随数字化平台经济的兴起,新就业形态逐渐引发学术界的关注,学界普遍认为这一新变化既给我国劳动力市场注入了新动能,也带来了新挑战^[10-11],但尚缺乏将流动人口置于新型用工模式下的讨论。在有关教育回报率的研究中,以流动人口为研究主体的成果主要形成了以下几个观点:其一,教育回报率呈现逐年增长的变化趋势。有学者发现,2010—2017 年间存在着比较显著且逐年递增的教育增收效应^[12]。其二,教育增收效应随着受教育水平的提高而增强。研究发现,受教育水平在初中及以上的劳动力,其教育回报率高于小学及以下学历水平的劳动力^[13]。其三,教育回报率存在显著的群体间差异。部分学者从年龄组^[14-15]、人口规模^[16]、地域^[17]、性别^[18]等角度展开异质性研究,发现教育的收入增长效应虽然广泛存在,但在不同细分群体中的作用效果却存在差异。

已有研究中不乏对教育回报率性别差异的讨论,但尚未形成一致观点。张刚、杨胜慧利用 2015 年全国流动人口动态监测调查数据进行研究,认为女性农民工教育回报率高于男性^[19]。杨宜勇、王伶俐研究发现,2010—2017 年间流动人口教育回报率由“女高男低”向“男高女低”转变,农业户籍和非农户籍群体分别在 2015 年和 2016 年迎来男性教育回报率超过女性的拐点^[20]。但张兴祥、林迪珊认为,男性和女性的教育回报率差异并不显著^[21]。

综上,学术界已对流动人口的教育回报率做了较好的前期研究,但已有的研究多从理论层面探讨新业态可能对劳动力产生的影响,比较缺乏将流动人口置于新型用工模式下的定量分析;此外,已有研究仅将性别差异作为异质性分析维度之一,结论有待细化。鉴于此,本文利用 2018 年全国流动人口动态监测调查数据(CMDS),实证分析流动人口教育回报率的性别差异及新就业形态所带来的影响。本文的边际贡献在于:第一,以灵活就业流动人口为主要研究对象分析教育回报率的性别差异,将其进一步区分为“无固定雇主劳动力”及“自主经营者”以细化研究结论,并使用工具变量法避免因内生性影响导致的结论不稳健;第二,从职业类型、户籍、流动范围、收入分位四个维度进行异质性分析,增强对流动人口内部多样性的认识,为精准化的政策设计做出贡献;第三,利用 O-B 分解法测度工资的性别差异中源自性别歧视的比例,分析新业态下提高学历水平是否能够减少性别歧视;第四,对比灵活就业者与固定就业者在不同用工模式下的教育回报率,明确就业模式转变所带来的变化。

三、数据来源、变量设定及研究方法

(一) 数据来源

本文采用 2018 年的全国流动人口动态监测调查数据(CMDS)。该数据使用 PPP 抽样法,在数据选取上具有较强的权威性和代表性,能够有效反映我国流动人口特征。由于本文意在研究教育回报率,因此在样本选择时,仅选择有工作、流动原因为务工或经商、年龄在 18~59 岁的已婚流动人口作为分析对象。同时,为了探讨新就业形态下不同就业身份劳动者的教育回报率差异,本文选取工作身份为雇员和自营劳动者的个

体进行分析。在完成以上筛选后,最终得到有效样本 84609 个。

(二) 变量设置

1. 被解释变量

本文的被解释变量为流动人口的收入对数,使用受访者上个月或上次就业的收入水平进行描述。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为流动人口的受教育水平,使用其受教育年限作为代理变量进行描述,并根据受访者的最高受教育程度对应的学历水平予以赋值,未上过学、小学、初中、高中或中专、大专、本科、研究生学历依次赋值 0、6、9、12、15、16、19 年。

3. 控制变量

本文还对劳动者的个人特征信息及工作特征信息进行控制:个人特征信息包括性别、民族、年龄、政治面貌、户籍性质、省份 6 个维度;工作特征信息包括流动范围、工作经验、工作身份、行业类型 4 个维度。其中,性别男性编码为 1,女性为 0;民族汉族编码为 1,其余为 0;政治面貌是党员编码为 1,其余为 0;户籍性质参考赵西亮的研究^[22],将经历过户籍转换个体的户籍类型还原为初始类型,并将“户籍性质”这一虚拟变量中非农户籍编码为 1,农业户籍编码为 0;流动范围跨省编码为 1,其余为 0;由于样本选择时仅选择有工作、流动原因为务工或经商的个体,因此工作经验使用流动人口的流动时间进行描述。此外,为反映我国新业态下新型用工模式对劳动力的影响,本文用无固定雇主劳动者和自营劳动者代表灵活就业人员,有固定雇主的雇员为固定从业人员,并将“工作身份”虚拟变量中固定就业人员、无固定雇主劳动者和自营劳动者分别编码为 1、2、3。最后,本文根据问卷调查中的流动人口工作行业分布情况,将 20 种行业归至我国一二三产业中的对应职业^①,得到“行业类型”虚拟变量,流动人口劳动力从事第三产业工作赋值为 1,否则为 0。变量描述性统计结果如表 1 所示。

从人口占比分布来看,总样本、男性样本以及女性样本中灵活就业劳动力的占比分别为 46.3%、47.54%、44.47%,说明当前选择从事稳定职业与灵活就业的劳动力基本相当。从学历水平均值情况可以发现:其一,我国流动人口中男性样本的平均受教育年限更高,灵活就业劳动力中男性平均受教育年限为 9.4 年,高于女性 0.63 年;其二,灵活就业流动人口的平均受教育年限较低,约低于总样本劳动力 1 年,说明新就业形态对高学历劳动力的吸引力不足。就收入情况而言,男性劳动者收入总体显著高于女性,但男性劳动力从事灵活就业时收入降低,而女性选择灵活就业岗位能够获得更高收入。工作经验方面,灵活就业者与男性劳动力的就业经验相比所有劳动力和女性劳动力往往更加丰富。就政治面貌而言,灵活就业者及女性劳动力的党员比例更低。此外,灵活就业者以及男性样本的平均年龄更大,民族为汉族的劳动力占比更高。就工作行业分布来看,各组样本中从事第三产业职业的劳动力的比重都达到了 50% 以上,并且灵活就业岗位中从事第三产业职业的劳动力比重更高,说明我国产业升级效果明显,并且第三产业的数字化转型较为顺利。值得关注的是,灵活就业的女性劳动力中从事第三产业职业的比重高达 90.65%,可见新业态催生出许多适合女性的第三产业灵活就业岗位。从户籍情况来看,农业户籍人口占到大多数,并且灵活就业群体中农业户籍人口占比更高。就流动范围而言,流动人口跨省流动与省内流动务工人员比例基本持平。

^① 本文依据我国三次产业划分规定,结合《2017 年国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)》,将流动人口劳动力所在的 20 种工作行业归至我国一二三产业。我国三次产业具体包括以下行业类型:第一产业包括农、林、牧、渔业;第二产业包括采矿业、制造业、电力、热力、燃气及水生产和供应业、建筑业;第三产业包括批发和零售业,交通运输、仓储和邮政业,住宿和餐饮业,信息传输、软件和信息技术服务业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业,科学研究和技术服务业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务、修理和其他服务业,教育,卫生和社会工作,文化、体育和娱乐业,公共管理、社会保障和社会组织,国际组织。

表 1 描述性统计

变量	样本分类	全样本 (N = 84609)	男性样本 (N = 35370)	女性样本 (N = 49239)
人口数量占比 (%)	全样本	100	100	100
	灵活就业	46.30	47.54	44.47
受教育年限均值(年)	总样本	10.13	10.34	9.84
	灵活就业	9.15	9.40	8.77
平均收入(元)	总样本	4770.32	5403.92	3888.28
	灵活就业	4623.33	5102.32	3910.55
工作经验均值(年)	总样本	6.50	6.73	6.17
	灵活就业	7.30	7.50	7.01
党员身份占比 (%)	总样本	5.23	6.25	3.81
	灵活就业	2.69	3.58	1.35
汉族占比 (%)	总样本	92.48	92.92	91.87
	灵活就业	92.92	93.14	92.59
平均年龄(年)	总样本	38.13	39.00	36.93
	灵活就业	39.71	40.45	38.60
第三产业行业占比 (%)	总样本	69.72	65.86	75.10
	灵活就业	85.75	82.46	90.65
非农业户口占比 (%)	总样本	15.72	15.83	15.57
	灵活就业	9.86	9.75	10.01
跨省流动占比 (%)	总样本	52.38	52.72	51.91
	灵活就业	50.53	50.94	49.91

(三)模型与方法

1.基准回归模型

本文基于明瑟收入方程构建模型,并在其基础形式之上加入一系列个人特征和工作特征控制变量,以研究我国流动人口劳动力在教育回报率上的性别差异,最终扩展后的明瑟方程设定为:

$$lnw = \alpha + \beta_1 edu_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 (exp_i)^2 + \beta_4 female_i + \beta_5 edu_i \times female_i + \sum \gamma_i X_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (1)$$

其中,lnw 代表流动人口个体收入对数;edu 代表个体受教育年限,为本文的核心解释变量, β_1 即为其教育回报率系数,本文对其予以特别关注;exp 为个体工作经验,female 为是否是男性劳动力,edu×female 为个体受教育年限与性别的交互项,用以考察性别对教育回报率的调节作用; X_i 为一系列控制变量, ε_i 为误差项。

2.教育回报率性别差异分解

在基准回归及异质性分析的基础上,本文还将进一步探究性别工资差距的来源,并研究受教育水平的影响效果。事实上,两性间的收入差异可能源于两方面因素,一是两性劳动力在各生产要素的生产力条件上存在不同,二是存在性别歧视。后者作为性别工资差距中的不合理部分,是就业市场中的危险信号。因此,为了监测当前我国就业市场健康状况,判断灵活就业模式下提高受教育水平能否缩小性别工资差距,本文使用 Oaxaca-Blinder 方法对性别工资差距进行分解,具体包含两个步骤。首先,构建反事实组,即假设劳动力市场中不存在性别歧视,令此“被视为男性的女性”组别中的女性要素生产力水平与男性相同,设其收入对数为 lnw_c 。其次,将流动人口劳动力教育回报率的性别差异分解为“可解释部分”以及“不可解释部分”,如式(2)所示。

$$lnw_m - lnw_f = (lnw_m - lnw_c) + (lnw_c - lnw_f) \dots\dots\dots (2)$$

其中,女性劳动力收入对数为 $\ln w_f$,男性劳动力收入对数为 $\ln w_m$ 。因此, $(\ln w_m - \ln w_f)$ 为回报率性别差异中的可解释部分,表示由要素特征差异导致的收入差异; $(\ln w_c - \ln w_f)$ 为不可解释部分,由要素收益率不同造成,即性别歧视。

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

进行基准回归前,经检验,模型中 $VIF < 10$,说明变量间无显著的多重共线性;同时,为了避免异方差对结果的影响,本文使用稳健标准误参与回归。

在实际情况中,影响个体收入的因素众多,使用明瑟方程测度教育回报率时可能由于遗漏变量而产生内生性问题,基于此,本文使用工具变量检验法进行判断,结果如表 2 中 D-W-H test 统计量所示,由此,显著拒绝解释变量均为外生的假设。因而采用 OLS 模型将存在不可忽视的内生性问题,致使结论不稳健,文章有必要进行 2SLS 回归。

现有研究多将个体配偶或父母的学历水平、个体的出生年月或季度作为工具变量。但代际流动相关研究表明,父母的受教育水平将显著影响子女的收入^[23],故不满足外生性假设。还有研究指出“个体的出生年月或季度”是弱工具变量^[24]。相较之下,已婚流动人口配偶的受教育年限这一工具变量更具合理性。首先,理论层面上,该工具变量满足相关性与外生性两个基本假设。一方面,研究发现我国婚姻市场上教育同质性婚姻匹配现象显著^[25],配偶间的受教育水平具有高度相关性;另一方面,配偶中一方的受教育水平仅决定自身的人力资本水平进而影响其收入,而与另一方的收入水平无直接联系^[26],符合外生性假设。其次,数理层面上,对工具变量的检验结果如表 2 所示。其中,四个模型的 Cragg-Donald Wald F 统计量都显著大于 10,表明不存在弱工具变量问题;Kleibergen-Paap rk LM 统计量都在 1% 的显著度水平上拒绝了工具变量不可识别假设,表明工具变量选取有效。最后,就“已婚”条件来看,本文流动人口劳动力样本中已婚者占比为 79.73%,具有对总体的代表性。综上所述,使用已婚流动人口配偶的受教育年限作为工具变量具有理论和统计层面的合理性。因此,本文采用已婚流动人口配偶的受教育年限作为工具变量,分离出学历水平这一内生变量中的外生部分进行回归。

表 2 为式(1)的 2SLS 回归结果,是对流动人口中教育回报率的性别差异进行的初步考察。模型 1 和模型 4 均对全样本进行回归;模型 4 在模型 1 的基础上将性别与学历水平的交互项加入回归模型。结果显示,不考虑调节效应时,男性工资显著高出女性 31.54%;考虑调节效应后,系数也高达 16.75%。这意味流动人口劳动力群体中性别工资差距较大,女性劳动力所处的劣势地位仍旧明显,突破女性就业瓶颈迫在眉睫。模型 2 和模型 3 分别对流动人口女性样本与男性样本进行分组回归,教育回报率系数均在 99% 的置信水平上显著为正,分别为 0.0607 和 0.0695,说明男性劳动力再次在教育回报率上表现出优势。进一步地,模型 4 回归结果中交互项对收入水平具有显著正向影响,系数为 0.0148。一方面,这佐证了男性性别将会强化学历水平带给收入的正向影响;另一方面,也说明模型 2 和模型 3 分组回归的组间系数具有显著差异,按性别进行分组回归具有合理性。

从其余控制变量的系数及符号来看,基本与预期一致。工作经验丰富者以及跨省流动人口往往能够获得更高的工资收入,并且这两个要素对于女性的增收效果更可观,同时,收入水平还将随年龄增长而降低。此外,对于男性劳动者而言,农业户籍者收入水平显著提高 0.0341,这可能是由于农业户籍者能得到一定的财政补贴。女性劳动者的户籍性质对其收入无显著影响。

表 2 流动人口教育回报率的性别差异(2SLS 回归)

变量	全样本 (模型 1)	女性样本 (模型 2)	男性样本 (模型 3)	全样本 (模型 4)
学历水平	0.0663*** (0.0026)	0.0607*** (0.0036)	0.0695*** (0.0037)	0.0576*** (0.0028)
interact				0.0148*** (0.0032)
男性	0.3154*** (0.0083)			0.1675*** (0.0352)
工作经验	0.0063*** (0.0020)	0.0065** (0.0033)	0.0063** (0.0026)	0.0061*** (0.0020)
工作经验平方	-0.0003*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0003** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)
党员身份	-0.0496*** (0.0177)	0.0113 (0.0275)	-0.0736*** (0.0224)	-0.0506*** (0.0177)
民族	0.0100 (0.0150)	-0.0123 (0.0245)	0.0298 (0.0185)	0.0110 (0.0150)
年龄	-0.0055*** (0.0006)	-0.0036*** (0.0009)	-0.0070*** (0.0008)	-0.0058*** (0.0006)
户籍性质	-0.0188 (0.0134)	0.0052 (0.0193)	-0.0341* (0.0183)	-0.0178 (0.0134)
流动范围	0.0584*** (0.0105)	0.0616*** (0.0168)	0.0560*** (0.0134)	0.0575*** (0.0105)
行业类型	-0.0140 (0.0087)	-0.0158 (0.0146)	0.0011 (0.0110)	-0.0113 (0.0087)
工作身份	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制
常数项	7.8016*** (0.0485)	7.8145*** (0.0750)	8.1083*** (0.0651)	7.8982*** (0.0495)
观测值	84609	35370	49239	84609
R ²	0.1092	0.1279	0.0618	0.1092
Cragg-Donald Wald F	3.7e+04	1.7e+04	2.3e+04	1.9e+04
Anderson LM	2.6e+04	1.2e+04	1.5e+04	2.6e+04
D-W-H test	140.65	59.91	72.17	132.58

注:括号内数据为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

(二)新就业形态下灵活就业流动人口教育回报率

为了探究新业态下灵活就业劳动力的教育回报率差异以及该群体内部的回报率性别差异情况,本文对灵活就业人员总样本、无固定雇主劳动者和自营劳动者两类分样本进行分组回归,回归结果如表3所示。

首先,从灵活就业总样本的教育回报率水平来看,女性与男性教育回报率均显著为正,系数分别为0.0689和0.0786,男性劳动力优势明显。进一步地,对比灵活就业分样本的回归结果,自主经营的女性劳动者与男性劳动者的教育回报率系数分别为0.0739和0.0884,无固定雇主的女性劳动者与男性劳动者的教育回报率系数分别仅为0.0359和0.054。据此可以得出两点结论:其一,享受到新业态下信息技术发展红利的主要为自主经营劳动者,其教育回报率系数相对较高;其二,男性的教育回报率优势在无固定雇主劳动力群体中更显著。以上结果表明,我国灵活就业人员内部差异显著,具有较强的异质性,在进行政策制定时,要充

分考量劳动者的工作身份,特别要对无固定雇主的女性劳动者提供就业指导,予以政策支持。

表 3 灵活就业流动人口教育回报率的性别差异(2SLS 回归)

变量	女性样本			男性样本		
	总样本	无固定雇主	自主经营	总样本	无固定雇主	自主经营
学历水平	0.0689*** (0.0097)	0.0359** (0.0148)	0.0739*** (0.0111)	0.0786*** (0.0089)	0.0541*** (0.0154)	0.0884*** (0.0106)
常数项	7.5920*** (0.1745)	7.5247*** (0.2613)	7.5130*** (0.2054)	8.0863*** (0.1307)	8.0407*** (0.2434)	7.9614*** (0.1623)
观测值	15729	1808	13921	23406	4697	18709
R ²	0.0247	0.0524	0.0243	0.0247	0.0634	0.0248

注:括号内数据为稳健标准误;*,**、***分别表示在5%、1%的水平上显著。

(三)异质性分析

在上述研究的基础上,本文进一步从产业类型、户籍性质、流动范围以及收入分位数着手,对我国灵活就业流动人口劳动力的教育回报率进行异质性分析,回归结果如表4所示。

1.产业异质性分析

由于第三产业的数字化转型难度最小,所以新业态下第三产业的就业比例持续上升^[27]。基于这一特征,本文将我国灵活就业人员按照是否从事第三产业职业进行划分并展开回归。

如表4所示,第三产业中教育回报率的性别差异更小。总样本中,女性选择第三产业职业能获得更高的教育回报率,系数为0.0675;而男性选择一二产业岗位更具优势,回报率系数为0.0796。这可能是由于新业态发展过程中涌现出了许多适合女性的服务业岗位,女性劳动力迎来重要机遇。进一步地,在细分群体中,无固定雇主劳动力与自主经营者分别在选择第三产业与一二产业职业时能获得更高的教育回报率。

表 4 不同产业灵活就业流动人口教育回报率的性别差异(2SLS 回归)

变量	女性样本			男性样本		
	总样本	无固定雇主	自主经营	总样本	无固定雇主	自主经营
一二产业	0.0470* (0.0281)	-0.0184 (0.0274)	0.1013** (0.0455)	0.0796*** (0.0222)	0.0379* (0.0210)	0.1710*** (0.0439)
观测值	1470	672	798	4106	2382	1724
第三产业	0.0675*** (0.0105)	0.0599*** (0.0185)	0.0677*** (0.0115)	0.0748*** (0.0097)	0.0709*** (0.0232)	0.0760*** (0.0107)
观测值	14259	1136	13123	19300	2315	16985

注:括号内数据为稳健标准误;*,**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

2.户籍异质性分析

从表5以户籍性质为分组依据的回归结果中可以得出以下发现:其一,非农业户籍劳动力中男性的教育回报率优势更加明显,其中自主经营者的教育回报性别差异最大;其二,灵活就业模式的兴起对于农业户籍劳动力的影响十分深刻,各类农业户籍样本的教育回报率均显著为正,且在大多数情况下超过了非农业户籍样本。这可能源于两点因素:首先,更具包容性和灵活性的新职业对户籍限制较少;其次,在传统雇佣模式下处于劣势的农业户籍者基于对高薪待遇和平等发展机会的追求,更倾向于融入就业新形态,甚至挤占了部分非农业户籍劳动力的发展空间。

3. 流动范围异质性分析

近年来,随着城镇化进程的不断推进,我国流动人口数量倍增,近距离流动成为主流^[28]。“七普”数据显示,我国跨省流动人口占比为 33.22%^①,但流动人口劳动力中半数以上都选择跨省流动。事实上,跨省流动以向经济高度发展的大型城市流动为主,原因是这类流动往往能带来更高的薪资待遇。

表 5 不同户籍流动人口教育回报率的性别差异(2SLS 回归)

变量	女性样本			男性样本		
	总样本	无固定雇主	自主经营	总样本	无固定雇主	自主经营
农业	0.0741*** (0.0102)	0.0389** (0.0165)	0.0789*** (0.0116)	0.0749*** (0.0093)	0.0599*** (0.0163)	0.0828*** (0.0112)
观测值	14154	1646	12508	21123	4380	16743
非农业	0.0351 (0.0306)	0.0136 (0.0397)	0.0443 (0.0345)	0.0924*** (0.0267)	-0.0060 (0.0409)	0.1104*** (0.0305)
观测值	1275	162	1413	2283	317	1966

注:括号内数据为稳健标准误; **、*** 分别表示在 5%、1%的水平上显著。

如表 6 所示,总体上,劳动力跨省流动时,男性在教育回报率上体现出优势;而在省内流动人口中,女性的教育回报率更高。一方面,由于女性劳动者往往还在家庭中扮演着“母亲”“妻子”的角色,近距离流动能使其更好地平衡家庭与工作关系,进而更好地释放人力资本潜能;另一方面,男性多更倾向于远距离流动,因此选择省内流动的男性大多学历水平有限,缺乏与女性劳动者展开强有力竞争的人力资本。将女性灵活就业劳动力进一步细分,自主经营者的系数特征与总样本一致,但在“无固定雇主劳动力”的形式下并无相对于男性的优势,且在两种流动模式下其回报率均处于较低水平。

表 6 不同流动范围流动人口教育回报率的性别差异(2SLS 回归)

变量	女性样本			男性样本		
	总样本	无固定雇主	自主经营	总样本	无固定雇主	自主经营
跨省	0.0587*** (0.0152)	0.0364* (0.0214)	0.0633*** (0.0177)	0.0896*** (0.0139)	0.0676*** (0.0213)	0.1044*** (0.0170)
观测值	7850	989	6861	11924	2422	9502
省内	0.0816*** (0.0126)	0.0357* (0.0196)	0.0874*** (0.0140)	0.0685*** (0.0115)	0.0452* (0.0244)	0.0742*** (0.0133)
观测值	7879	819	7060	11482	2275	9207

注:括号内数据为稳健标准误;*、*** 分别表示在 10%、1%的水平上显著。

4. 分位数回归

以灵活就业流动人口收入对数的分位数特征考察为依据,本文对劳动力收入的 10 分位、50 分位、90 分位进行回归,结果如表 7 所示。从受教育年限与收入分位数之间的关系来看,两性劳动力的教育回报率均随着工资水平的增长呈现出“U”型变化趋势。进一步对比两性间回报率水平可以发现,伴随着收入水平的持续提高,女性教育回报率相对于男性劣势愈发突出。这说明,对于低收入女性而言,提高学历水平是重要的

① 七普数据显示,我国流动人口约有 3.76 亿人。其中,省内流动人口约有 2.51 亿人,跨省流动人口约有 1.25 亿人。由此,计算得出省内流动人口占全部流动人口的比重为 66.78%,跨省流动人口占全部流动人口的比重为 33.22%。

人力资本积累途径和增收路径,但教育要素在女性工资增长的后续阶段提供的动力相较于男性不足,需要引起重视。

表 7 灵活就业流动人口教育回报率的分位数回归

变量	女性样本			男性样本		
	总样本	无固定雇主	自主经营	总样本	无固定雇主	自主经营
Q10	0.0334*** (0.0040)	0.0275** (0.0125)	0.0293*** (0.0044)	0.0340*** (0.0033)	0.0272*** (0.0068)	0.0353*** (0.0039)
观测值	15729	1808	13921	23406	4697	18709
Q50	0.0278*** (0.0019)	0.0154*** (0.0040)	0.0286*** (0.0021)	0.0310*** (0.0019)	0.0198*** (0.0033)	0.0330*** (0.0021)
观测值	15729	1808	13921	23406	4697	18709
Q90	0.0316*** (0.0038)	0.0204*** (0.0068)	0.0292*** (0.0039)	0.0395*** (0.0028)	0.0217*** (0.0047)	0.0365*** (0.0031)
观测值	15729	1808	13921	23406	4697	18709

注:括号内数据为稳健标准误;**、***分别表示在5%、1%的水平上显著;Q10、Q50、Q90分别表示收入的10%、50%、90%分位点。

(四)受教育情况对性别工资差距的影响

前文研究表明,在我国流动人口劳动力中教育回报率的性别差异确实存在,且多表现为男性高于女性。基于此,本文进一步使用Oaxaca分解,将两性间收入差异分解成可解释的特征效应以及不可解释的系数效应两部分,测算性别歧视对于性别工资差异的贡献率,并分析在两种雇佣模式下教育能否缩小歧视导致的工资差异。回归结果如表8所示。由于本文以男性样本为基准组,因此差异值体现的是女性相较男性劳动力的差值,系数为正表示女性更高,反之则表示男性更高。

表 8 灵活就业流动人口性别工资差距的Oaxaca分解

指标	系数分解	总样本	无固定雇主	自主经营
收入对数	差异值	-0.2797***	-0.5099***	-0.2511***
	特征效应	0.0345*** (12.33%)	-0.0315*** (6.18%)	0.0262*** (10.43%)
	系数效应	-0.3142*** (112.33.98%)	-0.4784*** (93.82%)	-0.2773*** (110.43%)
学历水平	特征效应	-0.0198*** (57.39%)	-0.0246*** (78.1%)	-0.0221*** (8.8%)
	系数效应	-0.1285** (40.9%)	0.0534 (11.16%)	-0.2022*** (72.92%)

注:括号内数据为各系数贡献率;**、***分别表示5%、1%的水平上显著。

首先,从工资对数差异的总效应来看有以下发现。在灵活就业劳动力总样本以及无固定雇主劳动力、自主经营者的细分样本中,性别工资差异值都显著为负,系数值分别是-0.2797、-0.5099以及-0.2511,再次表明我国流动人口群体中女性劳动力的收入相对较低,劳动力市场存在突出的性别收入差距现象。此外,就收入差异的系数分解情况而言,三类样本的系数效应和无固定雇主样本中特征效应都显著为负,且系数效应贡献率均达到90%以上,表明性别歧视是性别收入差距形成的主要原因。从绝对值来看,无固定雇主劳动力

群体中性别歧视对收入差距的影响更为突出。

其次,从学历水平对性别工资差距的影响来看有以下发现。在可解释部分的系数方面,总样本和分样本系数都显著为负,说明由于两性在教育生产力上存在显著差异,接受教育反而会扩大两性间的工资差距。由于这部分系数的数值较小,尽管贡献率较高,总体上对性别工资差距也影响不明显。在不可解释部分的系数方面,无固定雇主劳动力的系数效应不显著,但总样本与自主经营者分样本中系数效应均显著为负,贡献率分别为 40.9%和 72.92%,说明提高该群体的教育水平不能减少性别歧视,教育回报率的男性优势还将进一步扩大由歧视所导致的性别工资差距。

(五)进一步讨论:固定就业与灵活就业模式下教育回报率的性别差异对比

为了更加准确地描绘灵活就业相比传统就业模式带给流动人口的新变化,本文对固定从业人员样本进行分组回归,并与灵活就业人员展开对比,结果如表 9 所示。可以发现两种现象。第一,新型就业模式下劳动力的教育回报率更高。本文从两个角度对这一现象进行解释:首先,从宏观角度来看,灵活就业模式能有效纾解就业难题,降低劳动力失业率;其次,从微观角度来看,新型雇佣模式能更好地满足个体灵活安排就业时间、根据自身特长汇集多种工作于一身的诉求。劳动力市场众多“斜杠者”^①的出现,使人力资本得到了最大限度地使用,教育效能得以充分彰显。第二,灵活就业模式下,教育回报率的性别差异进一步扩大,男性教育回报率提升更多。数字经济红利在两性之间分布不均的情况,可能是由于女性在数字设备的使用、数字技能的习得等方面与男性存在差距^[29],因此难以将自身优势在新业态下充分发挥出来。

表 9 固定就业与灵活就业劳动力教育回报率性别差异

变量	女性样本		男性样本	
	固定就业	灵活就业	固定就业	灵活就业
学历水平	0.0602*** (0.0022)	0.0689*** (0.0097)	0.0641*** (0.0023)	0.0786*** (0.0089)
常数项	7.7351*** (0.0483)	7.5920*** (0.1745)	8.0411*** (0.0434)	8.0863*** (0.1307)
观测值	19641	15729	25833	23406
R ²	0.1965	0.0247	0.1480	0.0247

注:括号内数据为稳健标准误;***表示在 1%的水平上显著。

五、结论与建议

本文使用 2018 年全国流动人口动态监测调查数据,基于明瑟方程的扩展形式,分析了新业态下我国流动人口劳动力教育回报率的性别差异,并使用 Oaxaca 分解测算了学历水平对性别工资差距的影响。结论如下:第一,提高学历水平对居民增收具有重要作用,但是我国流动人口中的女性劳动力相较于男性劳动力在收入水平、教育回报率上均处于劣势,其职业发展空间受到挤压;第二,灵活就业模式下,男性的教育回报率优势仍旧显著,无固定雇主劳动力的教育回报率相较于自主经营者更低,且其性别差异更加明显;第三,灵活就业劳动力从事第三产业职业能缩小教育回报率的性别差异;第四,农业户籍劳动力选择灵活就业岗位能获得可观且性别差异较小的教育回报率;第五,近距离的省内流动时,女性的教育回报率更高;远距离的跨省流

^① 斜杠者,来源于英文“Slash”,其概念出自《纽约时报》专栏作家麦瑞克·阿尔伯撰写的书籍《双重职业》,是指一些人不再满足“专一职业”的生活方式,而是选择拥有多重职业和身份的多元生活。这些人在自我介绍中对多种职业会用斜杠来区分。

动时,男性表现出优势;第六,男性及女性劳动力的教育回报率均随工资水平的增长呈现出“U”型变化趋势,但伴随着收入水平的提高,女性的教育回报率相比男性劣势愈发突出;第七,性别歧视是性别工资差距产生的主要原因,灵活就业模式下,教育回报率的男性优势还将进一步扩大性别工资差距;第八,相比传统的固定就业模式,灵活就业方式能够提高人力资本配置效率和劳动力的教育回报率,但同时教育回报率的性别差异也会进一步扩大。

基于上述研究结论,本文提出以下几方面的政策建议。第一,支持新型用工模式的发展,鼓励劳动力尤其是其中的农业户籍者参与新业态建设。研究表明,灵活就业模式能够提高流动人口劳动力的教育回报率。因此,政府应该通过推进各项保障措施的落实等多种途径对流动人口劳动力给予激励,消除其从事灵活就业的后顾之忧。第二,引导女性流动人口结合自身特质参与就业,加强立法建设,减少劳动力市场中对女性的歧视行为。一方面,鼓励灵活就业女性采取近距离流动模式,选择第三产业职业,以最大化发挥自身优势;另一方面,相关部门要通过加强立法、有效监督推动灵活就业市场中性别间“同工同酬”目标的实现,提高新业态对于女性的包容度。第三,通过再教育、再培训提高无固定雇主劳动力的工作收益。相比于自主经营者,这类灵活就业者的教育回报率极低,亟须外界帮助以摆脱就业劣势,一方面,相关部门可以开展数字技能培训,帮助该群体更好地利用平台经济红利;另一方面,鼓励已经工作的劳动者参加继续教育实现自我提升。

参考文献:

- [1] 袁晓燕.教育回报率的性别差异研究[J].统计与信息论坛,2012(4):98-102.
- [2][7] 董廷芳,杨泽冰,罗长福.基于生活水平的教育回报性别差异及其变化研究——婚姻教育匹配模式转变角度的解析[J].学习与实践,2021(10):58-70.
- [3][19] 张刚,杨胜慧.受教育程度对流动人口收入水平影响的趋势分析[J].西北人口,2019(4):12-22.
- [4][12][18][20] 杨宜勇,王伶俐.流动人口教育回报率变动趋势研究[J].中国人口科学,2021(2):26-39,126.
- [5] 黄志岭,姚先国.教育回报率的性别差异研究[J].世界经济,2009(7):74-83.
- [6] 卿石松.中国性别收入差距的社会文化根源——基于性别角色观念的经验分析[J].社会学研究,2019(1):106-131+244.
- [8][10][29] 宋月萍.数字经济赋予女性就业的机遇与挑战[J].人民论坛,2021(30):82-85.
- [9] Mincer J A. Schooling, Experience, and Earnings[M]. New York: Columbia University Press for NBER, 1974: 83-96.
- [11] 胡放之.数字经济、新就业形态与劳动力市场变革[J].学习与实践,2021(10):71-77.
- [13] 马岩,杨军,蔡金阳,王晓兵,侯麟科.我国城乡流动人口教育回报率研究[J].人口学刊,2012(2):64-73.
- [14] 郝翠红,李建民.不同出生年代组流动人口相对教育回报率的变化[J].南方人口,2017(2):22-33.
- [15] 刘成坤,赵昕东.不同年龄组流动人口劳动生产率的差异——基于2015年中国流动人口动态监测调查数据的分析[J].人口与经济,2020(2):102-116.
- [16] 林永然,耿楚宇.城市人口规模对流动人口教育回报率的影响[J].城市问题,2019(2):89-95.
- [17] 李强,王天浩.不同地区农民工教育回报率有何差异[J].人民论坛,2016(35):62-63.
- [21] 张兴祥,林迪珊.外来务工人员收入与教育回报率的性别差异研究[J].北京大学教育评论,2014(3):121-140+192.
- [22] 赵西亮.教育、户籍转换与城乡教育收益率差异[J].经济研究,2017(12):164-178.
- [23] 袁青青,刘泽云.教育在代际收入流动中的作用——基于中介效应分析的研究[J].教育经济评论,2022(1):3-22.
- [24] 郭冬梅,胡毅,林建浩.我国正规就业者的教育收益率[J].统计研究,2014(8):19-23.
- [25] 徐雷,曹秋菊.婚姻的教育匹配与居民家庭收入不平等——来自中国综合社会调查(CGSS)的经验证据[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2022(4):67-71.
- [26] 王伶俐.中国流动人口高等教育回报的户籍差异研究[J].青年探索,2021(6):88-99.

[27] 纪雯雯.中国新就业形态的主要特征与发展趋势[J].新经济导刊,2020(3):17-28.

[28] 王桂新.中国人口流动与城镇化新动向的考察——基于第七次人口普查公布数据的初步解读[J].人口与经济,2021(5):36-55.

Research on Gender Difference of Educational Return Rate of Floating Population under New Employment Form

BIAN Shu XIONG Yuqi

Abstract: With the development of economy, the traditional employment mode is broken, and new employment forms with more flexibility are constantly emerging. Based on the 2018 National Migrant Population Dynamic Monitoring Survey Data (CMDS), this paper uses the instrumental variable method and O-B decomposition to analyze the gender difference in the rate of return to education of the floating population under the new business forms. The results show that the female labor force of floating population is at a disadvantage in terms of income level and return on education, and this group's career advancement space is squeezed. Results of heterogeneity analysis show as follow: under the flexible employment mode, adopting a short-distance mobility model and choosing tertiary industry occupations help the female labor force unleash their human capital potential; labor force education returns show a "U"-shaped change trend with income quantiles; returns to education for the workforce are improved, but the gender gap in returns widens further. Based on this, this paper proposes measures such as encouraging floating population to participate in the construction of new business forms, guiding women to participate in employment based on their own characteristics, increasing the income of labor without fixed employers through re-education and re-training.

Key words: new forms of employment, floating population, return on education, gender differences

(责任编辑:H)