

基础教育、职业培训与农民工外出收入 ——基于生命周期的视角

史新杰¹, 方师乐², 高叙文³

(1. 浙江大学 中国农村发展研究院, 浙江 杭州 310058; 2. 浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018;
3. 北京大学 汇丰商学院, 广东 深圳 518055)

摘要:提高农民工收入是转型期我国经济社会工作的重要内容。文章使用全国农村固定观察点2011—2014年数据,采取PSM-DID等识别方法,在生命周期的视角下研究了基础教育和职业培训对于提升农民工外出收入的异质性影响。随后从就业方式、从事行业和从业地点等维度进行了差异性甄别和机制性解释,并就两者如何影响收入不平等问题进行了讨论。研究发现:(1)由于现阶段农民工被锁定在低技能行业,相较于基础教育,职业培训对农民工外出收入产生了更大的正向影响,这不仅体现在短期的“即时效应”,也表现为基于生命周期的“长期效应”。(2)这些影响在不同外出就业类型、从事行业以及从业地点均具有异质性。(3)基础教育和职业培训不仅能够提高农民工的收入,还能降低农村地区的收入不平等,并且职业培训的效用更大。文章对于通过提升人力资本增加农民工收入、缩小收入差距具有一定的政策启示。

关键词:基础教育;职业培训;农民工;收入;收入不平等

中图分类号:F061.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2021)01-0153-16

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200716.401

一、引言

回顾改革开放四十年,在特定经济体制和社会结构变迁下应运而生的农民工群体为我国经济的长期快速增长做出了重大贡献(黄祖辉和胡伟斌,2019),不仅推进了工业化和城镇化进程,同时也拓宽了农村家庭收入来源,成为贫困地区脱贫致富的重要途径。2019年,农民工总量已达29077万人,占全国就业人员总数的37.5%,其中外出农民工17425万人,占比近六成。^①与此同时,农民工与城镇户籍劳动力之间明显的收入差距问题受到了政府和学界的广泛关注。不少研究发现,由于缺少基础教育^②和非农职业培训(下文简称职业培训),农民工被锁定在低技能行业(李红阳和邵敏,2017),而由于户籍歧视,农民工的教育回报率也普遍偏低(王春超和叶琴,

收稿日期:2019-11-15

基金项目:国家自然科学基金项目(71803031,72003170);中央高校基本科研业务费专项资金(2020QNA142);浙江省新型智库建设项目(20ZK11YB)

作者简介:史新杰(1990—),男,浙江湖州人,浙江大学中国农村发展研究院、公共管理学院研究员,博士生导师;
方师乐(1989—)(通讯作者),男,安徽宣城人,浙江工商大学经济学院副研究员;
高叙文(1992—),女,浙江杭州人,北京大学汇丰商学院助理研究员。

① 数据来源:国家统计局《2019年国民经济和社会发展统计公报》。年度农民工数量包括年内在本乡镇以外从业6个月及以上的外出农民工和在本乡镇内从事非农产业6个月及以上的本地农民工。

② 本文的基础教育是指高中前教育,其他研究中也经常使用“义务教育”一词。

2014),导致农民工不仅初始相对工资低,而且增长速度慢,致使其在城镇劳动力市场处于长期劣势地位(陈珣和徐舒,2014)。

随着中国经济由高速增长步入中高速增长的新常态,同时伴随着国际政治环境和经济形势的日趋复杂,中国传统粗放型的发展模式必然难以为继,进一步深化改革、走高质量发展之路成为我国在国际竞争中的必然选择。而中国经济能否成功转型很大程度上依赖于农民工转型是否顺利,因此提升农民工的人力资本以适应现代生产技术和国际竞争不仅是个人发展诉求,同时也应作为政府推进经济转型升级的重点工作。

基础教育质量的提升对于转型期全社会人力资本的塑造至关重要(World Bank, 2018)。Yue等(2018)的研究回顾了我国改革开放40年农村教育的发展历程,他们发现农村完成小学教育进入中学学习的儿童数量大幅提升,其中的一个重要原因就在于农村教育资源可获得性的提升和教育条件的改善。比如Glewwe等(2016)的一项针对中国西部地区农村小学的研究发现,为视力较差的学生提供眼镜能够大幅提高他们的成绩,其作用相当于增加半年左右的学校教育。据国家统计局《2018年农民工监测报告》显示,完成基础教育的比重已达83.3%,大幅度领先于其他发展中国家农村地区水平,且办学条件和教育质量也日渐改善。但是我国优质教育资源在城乡间的分布极不平衡,造成了非常严重的教育机会不平等现象,造成了社会不公和阶层固化(史新杰等,2018)。由于基础教育前期投入成本大、见效慢,是一项长期的民生工程,为了在短期内帮助农民工掌握工作技能,更加顺利地实现非农化转移,不少当地政府将有限资源投入到各种形式的职业培训。《2017年农民工监测报告》显示受过职业技能培训的农民工占比达到30.6%,增速明显。与此同时,农民工收入也逐年上升,2019年月均收入已达3962元,比2018年增加了6.5%。

近些年,由于机会不平等而造成的收入不平等受到社会和学界的广泛关注,并且相较于城市而言,农村处于明显的弱势地位,那么农村居民是否可以通过个人努力来改变自身命运?要解决这个问题,首先要界定“努力”,即哪些选择是在其自身掌控之中的。从农村情境来说,农村劳动力外流进而实现非农就业是其中一个重要的自身可以控制的要素。除此之外,基础教育和职业培训也是农村劳动力可以在一定程度上予以控制来改变命运的重要手段(史新杰等,2018)。那么,对于已经通过努力实现非农就业的农民工而言,基础教育和职业培训是否可以进一步降低其收入差距也是具有现实价值的理论问题。

关于基础教育和职业培训对于收入的影响一直以来是劳动经济学关注的焦点。大量的文献都已经证实了二者对于增加收入和就业率的作用,但是现阶段有关二者的比较研究不足。基于此,本文提出如下研究问题:(1)在中国农村的基础教育和非农职业培训分别对农村居民的非农收入有什么差异性的影响?(2)这种影响在不同的就业类型和不同的就业地点有什么异质性?(3)教育的投入以及职业培训的开展能否缩小农村居民之间的非农收入差距?

本研究的核心假说是:培训对收入具有“即时效应”,而教育没有;培训和教育对收入都具有基于生命周期的“长期效应”,随着年龄的增加,这种效应呈缓慢上升趋势。值得注意的是,本文对该问题的研究建立在基于出生群组的生命周期视角上,原因主要有两点:其一,培训和教育的投入(尤其是教育),对个人收入的影响是具有长期性的,如果像目前的主流文献一样,将其放在某一个时点进行的研究,往往不能得到精确的估计结果;其二,从政策视角来看,以生命周期的视角来进行分析对政策制定者来说更具有现实意义,对政策制定过程而言也更具操作性。

基于如上研究思路,本文利用全国农村固定观测点2011—2014年数据,采用PSM-DID等多种实证研究方法,对上述研究内容展开分析,所得基本结论为:(1)相较于基础教育,职业培训对农民工外出收入产生了更大的正向影响,这不仅体现在短期的“即时效应”,也表现为基于生命周期的“长期效应”。(2)这些影响在不同外出就业类型、从事行业以及从业地点均具有异质性。

(3)基础教育和职业培训不仅能够提高农民工的收入,还能降低农村地区的收入不平等,并且职业培训的效用更大。

本文的行文顺序如下:第二部分综述国内外关于这一主题的文献基础并以此提出本文的研究假说,第三部分介绍本文的实证策略,重点探讨了关于内生性问题的解决思路和有关收入不平等的识别方法,第四部分为数据来源和样本统计性描述,第五部分则呈现了本文的实证结果,第六部分总结全文并对结论展开进一步讨论。

二、文献综述与研究假说

作为提升人力资本的两大重要途径,基础教育和职业培训是否能够提高农民工的收入受到了学界的热议。有研究发现,由于农村基础教育水平差,与农民工所从事的具体职业相脱离,既无法提高农民工的认知水平,也无法增加他们的职业技能,因此并没有显著提升他们的收入(王春超和叶琴,2014)。另有研究认为教育对于提升中国农村劳动力的非农收入具有很大的作用,尽管这种作用相较于城市地区而言依旧有限(Rosenzweig和Zhang,2013)。不少研究发现虽然中国农村的基础教育对农民工收入有着正向的提升作用,但回报率显著低于其他国家(Parish等,1995;Luan等,2015)。de Brauw和Rozelle(2008)则系统回答了农村教育回报率如此之低的原因,并指出相对于高等教育(高中及以上),基础教育的教育回报率更低。然而,不仅仅是学界对农村教育回报率没有形成共识,就农民工本身而言,也并没有意识到教育的长期作用。de Brauw和Giles(2017)一项针对中国的最新研究发现,随着农村居民外出打工的限制逐渐减少,越来越多的农民工会选择中学毕业后结束学业,而不继续进入高中学习。这其中的原因在于外出打工确实能在短期内提升收入,增进农村居民的福祉(钟笑寒,2006;de Brauw和Giles,2018)。但另一方面也反映了两个问题:其一,他们对于真正的教育回报率没有清晰的认识;其二,可能也意味着从长期来看农村和城市居民之间收入不平等的趋势依旧会有所上升。

从短期来看,职业培训对于收入的提升则更为“即时”和明显,这一结论在不同发展阶段、不同宗教文化的地区均得到研究证实。Attanasio等(2017)通过自然实验研究了哥伦比亚一个职业培训项目对于农民非农就业和收入的影响,结果表明这种提升作用在短期和长期都非常显著。Hirshleifer等(2016)运用一个随机试验研究土耳其职业培训项目的影响,发现培训对于就业的平均影响不显著。但是具体来看,培训后第一年对于就业质量的影响显著为正,并且如果培训是由私人公司或者组织提供的,影响会更大,而这种影响在三年之后逐渐消失。研究职业培训对劳动力市场影响的其他文献还涉及多米尼加共和国(Ibarraran等,2012)、澳大利亚(Fersterer等,2008)、德国(Riphahn和Zibrowius,2016)和美国(Meer,2007)等。

但是,国内一部分农村职业培训项目流于形式,由于缺乏足够的资金和人力保障,抑或项目前期缺乏市场调研,培训内容不能适应农民和市场需求,从而不能有效提升农民工的非农职业技能,增加他们的市场竞争力。王海港等(2009)的研究发现职业培训没有在当地发挥应有的作用,因为对于已经参加了的人并没有多大帮助,而能从培训中获利最多的人参加的可能性却很低。

尽管有大量文献分别对教育和职业培训的作用做了深入的研究,但是能够将两者的作用放在同一个维度进行比较的并不多见,基于中国的研究还较少。早期的一些国际文献开始关注常规教育、职业培训和宏观经济发展之间的关系。比如Krueger和Kumar(2004)、Bertocchi和Spagat(2004)都提出了一个异质性理论模型,前者的研究发现,一个着重职业培训的经济体的经济增长速度往往低于着重正常教育的经济体,而且两者之间的差距随着技术的不断发展和创新会越来越大。后者的研究发现一个经济体中,接受职业教育的人口比例与经济增长之间存在着一个倒U型的关系,这其实从侧面印证了前者的研究结论。此外,部分文献利用特定国家的政策

环境变化,对比研究常规教育和职业教育的异质性影响,比如 Malamud 和 Pop-Eleches(2010)利用断点回归研究了罗马尼亚 1973 的教育政策变革(将大量的职业教育学生转向常规教育)的处理效应,结果发现在男性中,受政策影响的个体更不可能选择偏向手工领域的职业,但是从就业率和收入来看与未受政策影响的个体并无显著差异。

针对个体微观层面常规教育和职业培训的研究,Hanushek 等(2017)研究发现相对于正规教育而言,职业培训的作用在他们刚刚进入劳动力市场的时候更为显著,然而这种优越性在整个生命周期中随着年龄的增加逐渐减弱。这个结论从侧面反映了教育和培训影响的差异性:职业培训的影响往往具有“即时性”“见效快”的特点,而教育的作用需要在一个更为长期的时间才能体现出来。

基于以上的文献证据,本文提出假说 1:

假说 1a: 在长期情况下,基础教育和职业培训对农民工务工收入均具有显著的正向影响。

假说 1b: 在短期情况下,相比于基础教育,职业培训的正向影响更为显著。

除了关注基础教育对于收入回报率之外,近期的一些文献开始关注基础教育扩张对于收入差距和不平等的影响。比如,Abdullah 等(2015)针对非洲的一项研究发现,教育的投入减少了最高收入者和最低收入者的收入份额,能够显著减少收入不平等,并且中学教育比小学教育能够起到的作用更大。杨娟等(2015)的研究发现,不同收入水平家庭的子女初始能力并无显著性差异,但家庭的教育选择和公共教育政策使得其最终的人力资本和收入在代际内的差距加大,从而造成了收入不平等在代际间的传递。Yang 和 Qiu(2016)则研究了先天能力、基础教育和高等教育对于中国收入不平等和代际传递的作用。他们发现,增加对贫困父母的直接补贴,能够显著增加他们对孩子的教育投入,进而减缓整个社会的收入不平等现状。除了教育外,黄斌等(2014)的研究也发现职业培训有助于缩小收入不平等现象。基于此,本文提出假说 2:

假说 2: 基础教育和职业培训都能在一定程度上缓解低收入群体的收入劣势,有助于降低群体内的收入不平等。

三、识别策略

1. 基础教育或职业培训对于收入影响的估计

为了估计基础教育和职业培训对于农民工外出收入的影响,本文借鉴了 Hanushek 等(2017)的研究思路,使用如下基本形式的双重差分(DID)模型,使得不同年龄的农民工拥有不同的基础教育和职业培训的效应:^①

$$\ln y_i = \alpha_0 + \alpha_1 age_i + \alpha_2 age_i^2 + \beta_1 M + \beta_2 age \times M + X_i \gamma + \varepsilon_i \quad (1)$$

在方程(1)中,因变量为经过对数处理的农民工外出收入, age_i 和 age_i^2 分别是年龄和年龄的平方项, M 代表是否完成基础教育或职业培训的虚拟变量。如果个体 i 完成了基础教育(或者参加了职业培训)则取值为 1,否则取值为 0。 X 是有可能影响因变量的协变量,比如性别、健康状况和社会资本等。系数 β_1 估计了在初始进入劳动力市场的年龄(本文将标准化至 16 岁)基础教育(职业培训)对收入的提升,反映的是其“即时”效应,而系数 β_2 则估计了自变量在整个生命周期中的动态效应。

在模型(1)中, β_2 是本文重点关注的系数。在这个 DID 模型中(将年龄看作时间), β_2 反映了在

^① 最为理想的数据是基于个人的生命周期数据,但是这样的数据难以获得。而且很多研究指出使用不同年龄组个体数据可以在一定程度上起到替代效果。为了结果稳健性,本文进一步使用 PSM-DID 方法进行了分析。

不同的年龄阶段,接受基础教育或者参加职业培训的不同影响。当然,如果要将其解释为因果效应,必须建立在一个很强的假设基础之上:除了 X 之外,影响个体接受基础教育和参加培训选择的那些因素应该不随时间而改变。尽管通过简单的描述性统计,本文发现不同年龄组之间的各项差异基本上无显著性差异,^①但是依然无法保证所有的影响因素都是不随时间而变化的。因此本文在对方程(1)进行回归之前先采用倾向得分匹配(PSM)的方法对样本进行匹配,选出具有相同背景的个体以减小自我选择偏误。本文使用如下Logit模型来获得倾向得分的估计:

$$P_i(M_i = 1|U_i) = \frac{\exp(U_i\delta)}{1 - \exp(U_i\delta)} \quad (2)$$

其中, M 表示处理变量,即完成基础教育或者接受培训, U 表示年龄,年龄的平方项以及式(1)中的其他控制变量 X 。接着使用匹配后的样本结合上述的DID方法进行估计,以此来分析基础教育和职业培训对于农村居民外出收入的影响。

$$PSM - DID = E[Y_{it}^T - Y_{it}^C | P(X_{it}), T = 1] - E[Y_{it}^C - Y_{it}^C | P(X_{it}), T = 0] \quad (3)$$

其中, Y_{it}^T 是处理组(完成基础教育或者接受职业培训)的个体 i 在时期 t (本文为年龄)的收入状况, Y_{it}^C 是对应的处理组的个体 i 在时期 t 的收入状况。 Y_{it}^C 和 Y_{it}^C 分别是控制组(未完成基础教育或者未接受职业培训)的个体 i 在时期 t 和时期 t 的收入状况。 T 是一个虚拟变量,1代表接受处理,0代表为控制组。

2. 基础教育或职业培训对于收入不平等影响的估计

为了研究基础教育和职业培训分别对农民工收入不平等的影响,本文借鉴龚锋等(2017)的思路,再次借助PSM策略构建一个反事实收入分布,来看原分布与反事实分布(如果样本中所有人完成基础教育或者接受培训)之间不平等指数的差异性。基于这个框架,本文首先将样本分为两个组,一组为完成基础教育或者接受职业培训,将其视为控制组,另一组为未完成基础教育或者未接受职业培训,将其视为处理组,以此生成“处理”虚拟变量。

其次,以该处理变量为被解释变量,构建劳动力外流决定方程(Logit模型),利用上述相同的原理,得到的选择概率的拟合值作为倾向得分,个体收入 Y 作为结果变量,选择有放回的“近邻匹配方法”(近邻数 $k=3$),进行倾向得分匹配,从控制组(完成基础教育或者接受职业培训)选择与处理组(未完成基础教育或者未接受职业培训)匹配的收入样本,构成匹配群组收入,即当处理组的未完成基础教育或者未接受职业培训的样本如果完成基础教育或者接受职业培训的“反事实”收入。

最后,将匹配组样本收入(反事实收入)与控制组的样本收入合并为一个完整的收入分布 Y^* 。这个分布表示当原分布中的所有个体完成基础教育或者接受职业培训的“反事实”收入分布。由此可以比较两个分布不平等系数的变化。

四、数据来源和样本描述性统计

本文所使用的数据库来自全国农村固定观察点,^②表1列出了本文所使用的关键变量的描

① 由于篇幅所限,没有列出,有需要的读者请向作者索取。

② 该数据库于1984年由中央书记处批准设立,1986年正式建立并运营至今。本文根据研究的需要,选取了其中2011—2014年的数据。目前该数据库有调查农户约23000户,调查村360个行政村,样本分布在全国除港澳台外的31个省(区、市),问卷分为三级(家庭成员、农户和村),该数据库涵盖了本文所需的全部核心变量:第一,其能够识别农村居民是否外出打工以及外出打工的具体情况,比如工作类型、外出时间以及外出打工收入;第二,它包含农村居民受教育年限的数据,可以依此判别是否完成基础教育;其三,该数据包含个体是否参加职业培训的信息。全国农村固定观测点数据库是目前全国范围内覆盖面最广、指标最为丰富的农村住户数据库(程名望等,2016),为本文同时研究教育和培训对农民工外出收入的影响并作对比分析提供了可能性。

述性统计。由表 1 可以看出,在样本期内农民工平均外出收入为 19321 元。此外,样本中劳动力平均受教育年限为 8.5 年,本文的一个核心解释变量为是否完成基础教育,编码方法为如果劳动力受教育年限超过 9 年,则判定为完成(赋值为 1),否则判定为未完成(赋值为 0)。由表 1 可得,样本中基础教育的完成率约为 53%。职业培训也为二元变量,0 表示未接受职业培训,1 表示接受职业培训,表 1 显示仅有 9% 左右的样本个体接收过职业培训,反映出现阶段我国农村劳动力在非农就业过程中接受职业培训的机会仍然有限。此外,本文的控制变量包括劳动力的健康水平(采用问卷中的健康自评测量),^①表示资产持有水平的人均耕地面积以及社会资本和家庭背景的是否为乡村干部。^②

表 1 描述性统计——整体样本

变量	均值	标准误	最小值	最大值
外出收入	19321	13541	968	100000
教育年限	8.46	2.73	0	25
基础教育(1=完成)	0.53	0.50	0	1
职业培训(1=接受)	0.09	0.28	0	1
年龄	36	11.91	16	70
性别	0.66	0.47	0	1
健康状况	4.67	0.58	1	5
人均土地	1.72	3.10	0	153
家庭背景(是否干部,1=是)	0.04	0.19	0	1

为了初步探究基础教育和职业培训对农民工外出收入的影响,本文进一步做了分样本统计性描述。由表 2 可以看出,完成基础教育的劳动力平均收入(20655 元)明显高于未完成基础教育的劳动力平均收入(17821 元)。另外,完成和未完成基础教育的劳动力参与职业培训的比例分别为 13% 和 4%,说明完成基础教育的劳动力更倾向于参与职业培训。

表 2 描述性统计——分样本

变量	基础教育		职业培训	
	完成	未完成	接受	未接受
外出收入	20655	17821	24283	18852
教育年限	10.29	6.39	10.74	8.24
基础教育(1=完成)	1	0	0.79	0.50
职业培训(1=接受)	0.13	0.04	1	0
年龄	33	41	32	36
性别	0.67	0.66	0.74	0.66
健康状况	4.73	4.60	4.81	4.65
人均土地	1.57	1.90	1.64	1.73
家庭背景(是否干部,1=是)	0.05	0.03	0.08	0.03

① 问卷中的编码为 1=优、2=良、3=中、4=差、5=丧失劳动能力,为了研究的便利性,本文将其重新编码,其中 1 代表丧失劳动能力,5 代表优,分数越高表示身体状况越好。

② 对于家庭背景最为理想的是使用父母的受教育程度和就业状况,但由于农村固定观察点数据库中并没有直接的父母信息变量,而如果从家庭代码中进行识别,会损失掉大部分观察值,本文使用了该家庭是否为乡村干部户作为相应的代理变量,因为父母受教育程度高的农户往往更有可能成为乡村干部,这在相关研究中也已经被证实(Hu, 2005; Kung 等, 2009)。

五、实证结果

1. 基础教育和职业培训对农民工外出收入的提升

按照第三部分的实证策略,本文使用了 *PSM-DID* 的方法对基础教育和职业培训对农民工外出收入的提升效应进行了估计。首先,表 3 第(1)、(2)列报告了基于基础教育和职业培训的 *Logit* 选择模型,模型结果显示所有结果基本符合预期。比如说男性个体以及健康状况更好的个体越有可能完成基础教育并参加培训,家庭背景(是否为干部户)越好的个体也越有可能完成基础教育和接受职业培训,年龄与是否接受过基础教育呈现倒 *U* 型分布,但与是否接受过职业培训的一次项系数不显著,家庭人均耕地面积与是否接受基础教育和职业培训均呈现出负向显著关系,体现出一定的“资源诅咒”效应。

表 3 选择模型和 *PSM-DID* 的回归结果

变量	因变量: 是否完成基础教育	因变量: 是否完成职业培训	因变量: 外出收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	-0.104*** (0.01)	-0.003 (0.01)	0.086*** (0.00)	0.077*** (0.00)	0.069*** (0.00)	0.064*** (0.00)
年龄平方	0.001*** (0.00)	-0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)
年龄×培训			0.003*** (0.00)	0.003* (0.00)		
职业培训			0.163*** (0.02)	0.183*** (0.02)		
年龄×教育					0.001* (0.00)	0.001 (0.00)
教育					0.139*** (0.02)	0.131*** (0.02)
性别	0.236*** (0.02)	0.536*** (0.04)		0.238*** (0.01)		0.310*** (0.01)
健康状况	0.113*** (0.02)	0.438*** (0.04)		0.102*** (0.01)		0.109*** (0.01)
人均耕地对数	-0.159*** (0.01)	-0.059*** (0.02)		-0.059*** (0.01)		-0.062*** (0.00)
是否干部户	0.618*** (0.05)	0.827*** (0.06)		0.014 (0.02)		-0.022 (0.02)
常数项	2.316*** (0.13)	-4.192*** (0.25)	8.224*** (0.06)	7.718*** (0.09)	8.422*** (0.04)	7.795*** (0.05)
<i>Observations</i>	51 608	51 608	18 405	18 405	41 960	41 960
<i>Adj. R</i> ²			0.043	0.066	0.041	0.083
<i>F</i>			206.076	164.263	447.735	475.388

注: 括号内是以个体聚类的稳健性标准误,***、**和*分别表示变量在 1%、5% 和 10% 的统计显著性水平下显著,下同。

在使用匹配后的结果进行回归之前,本文首先对匹配的有效性进行了检验。从职业培训匹配前后的密度图^①可以看到匹配前处理组与控制组的密度曲线差异较大,而匹配之后两者之间

① 由于篇幅所限,密度图未能在正文部分呈现,有需要的读者请向作者索取。

基本重合。同时大多数变量的标准化偏差在匹配后缩小了,并且均在共同取值范围内,故而在进行倾向得分匹配时仅仅会损失少量样本。因此,职业培训具有很好的匹配效果。而基础教育匹配前后处理组与控制组的密度曲线变化较小,匹配效果没有职业培训显著,但是匹配前后大多数变量的标准化偏差也大大缩小了,并且绝大多数观察值也在共同取值范围内。因此,本文认为该倾向得分匹配能够在很大程度上解决样本个体自我选择的问题。

当然使用 PSM 的主要目的并不仅仅在于解决自选择问题,更重要的是通过匹配后得到新的处理组的农民工,控制组为 $treated=1$, 对照组为 $treated=0$, 通过处理变量的设置和时间(年龄)变量的设置可以进一步保证 DID 模型的可靠性。^① 本文使用匹配后的新样本对(1)式进行了估计,其结果如表 4 所示。从各回归系数可以得出以下基本结论:(1)年龄和收入之间存在倒 U 型关系,在 43 岁时达到收入极大值。^②(2)教育和培训系数都正向显著,但是前者显著性小于后者,这说明培训相对于基础教育而言,“即时”效应更明显。(3)教育和培训同年龄的交叉项均显著为正,表明教育和培训均对外出收入的提升具有“长期效应”,其中教育为 0.001, 培训为 0.003。由表 3 的回归结果可知,参加过职业培训的农民工不仅在进入劳动力市场初期即可获得 18.3%(表 3 第 4 列)的收入提升,还能在未来比没有参加职业培训的农民工获得每年 0.3% 的相对收入增加。

这种基于生命周期的回归结果表明,教育和培训对农民工外出收入的影响是异质性的。短期中,培训对收入具有“即时效应”,而教育的短期效应相对较小。长期条件下,培训和教育对收入都具有基于生命周期的“长期效应”,随着年龄的增加,这种效应呈缓慢上升趋势。因此,就提升农民工的收入而言,职业培训可能比基础教育发挥了更大的作用。但这并不意味着基础教育不重要,完成基础教育的劳动力更有可能参加职业培训,且增加了职业培训对于外出收入的提升效应。并且,完成基础教育是接受高等教育的前提,而高等教育有着更高的工资回报率(de Brauw 和 Rozelle, 2008)。

造成培训比教育对农民工收入产生更大促进效应的原因可能是农民工长期被锁定在低技能行业,这些行业并不需要很高的准入门槛,只需要经过短期技术培训即可,而基础教育更注重的是培养普适性思维能力,是为更高阶段的技术学习提供铺垫,对农民工所从事的职业来说意义不大。因此在现阶段,基础教育对农民工的收入回报率较低,而技能培训无论在短期还是长期均产生了更明显的效果。由此也可以推测,随着整个经济体的转型升级,低技能行业不断被高技能工作替代,在未来基础教育对农民工的收入回报率会越来越高,其和职业培训的相对重要性可能会发生改变。

2. 异质性分析

本文对这种作用的异质性进行了进一步分析。首先,本文着眼于外出就业类型的差异性。农村固定观察点数据提供了农村劳动力外出就业类型的信息,包括四种类型:自主经营、受雇稳定工作、打零工和其他。本文着重关注前三种类型,并分别对其按照方程(1)进行了回归,其结果如表 4 所示。从职业培训的结果来看,在受雇稳定工作和打零工两种工作类型中,职业培训都具有“即时效应”,这说明了短期的培训能够对农民工资性收入的影响产生正面的影响,这对于政府的相关政策而言也具有一定的启示意义。但是在分样本中可以看到,其长期效应并不显著,这可能是由于样本量的减少造成的,后续的研究在数据方面的补充可以深化这一结果。

^① 针对年份而言,本文是使用年龄来代替的,这一点参照了 Hanushek(2017)的文章,并且本文的情境属于逐年匹配的 DID,因为对于不同个体而言,接受教育或者培训的年份可能是不一样的。

^② 表 4 第(4)列显示,教育系数的 p 值为 0.109, 略微超过了 10% 的显著性水平。

表 4 外出就业类型

变量	因变量: 外出收入			因变量: 外出收入		
	自主经营	受雇稳定工作	打零工	自主经营	受雇稳定工作	打零工
年龄	0.083*** (0.01)	0.056*** (0.00)	0.051*** (0.00)	0.084*** (0.01)	0.058*** (0.00)	0.052*** (0.00)
年龄平方	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)
年龄×培训	-0.000 (0.00)	0.001 (0.00)	-0.002 (0.00)			
职业培训	0.172 (0.11)	0.171*** (0.02)	0.218*** (0.06)			
年龄×教育				0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.001 (0.00)
教育				0.105 (0.07)	0.109*** (0.02)	0.113*** (0.03)
性别	0.308*** (0.03)	0.259*** (0.01)	0.453*** (0.02)	0.308*** (0.03)	0.262*** (0.01)	0.448*** (0.02)
健康状况	0.152*** (0.03)	0.048*** (0.01)	0.123*** (0.01)	0.154*** (0.03)	0.051*** (0.01)	0.123*** (0.01)
人均耕地对数	-0.084*** (0.01)	-0.035*** (0.00)	-0.085*** (0.01)	-0.088*** (0.01)	-0.032*** (0.00)	-0.078*** (0.01)
是否干部户	-0.006 (0.07)	0.043** (0.02)	-0.123*** (0.04)	0.004 (0.07)	0.046** (0.02)	-0.137*** (0.04)
Constant	7.489*** (0.20)	8.388*** (0.05)	7.681*** (0.09)	7.413*** (0.23)	8.275*** (0.06)	7.610*** (0.10)
Observations	3937	27102	12677	3937	27102	12677
Adj.R ²	0.077	0.070	0.108	0.078	0.069	0.110
F	42.306	254.972	192.916	42.875	251.295	197.628

另外,从基础教育的分析结果来看,在受雇稳定工作和打零工两种工作类型中,基础教育也只有即时效应,其长期效应不显著。同时与前面全样本的结果一样,基础教育的即时效应相对于职业培训而言要小很多,这也从侧面说明了要提高农民工的工资性收入,从短期来看职业培训的可操作性更强。而对于自主经营的个体来说,基础教育也没有产生显著的影响,这可能是由于大部分农民工群体从事的自主经营项目可能对受教育程度要求不高。随着农民工的就业环境已经有所改善,自雇佣(自主经营)不再是农民工的一种被迫选择(叶静怡和王琼,2013),由此可见,对于政府而言,如何通过教育和培训项目帮助从事自主经营的个体并提升他们的收入也是需要思考的一个重要议题。

其次,本文对职业培训和基础教育在不同行业的异质性作用做了分析。根据原始数据,将农村居民外出打工的行业划分为两大类:第二产业,主要包括采矿业、制造业、电气燃气及水的生产和供应业、建筑业和交通运输、仓储、邮政业;第三产业主要包括批发和零售业、住宿和餐饮业、租赁和商业服务业以及居民服务和其他服务行业。在这个基础上对两种行业分别进行了模型估计,其结果如表5所示。职业培训在第二产业有着长期短期的即时效应和长期的正向效应,与之不同的是,针对第三产业,非农产业对外出收入只有即时效应,但是没有显著的长期效应。这主要与第三产业的特征有关,在服务行业,有效的职业培训必不可少,发挥很大作用;但是随

着年龄的增长,个人职位的上升,可能又需要不同类型的培训,因此前期的培训不会产生累积效应。而基础教育的情况有所不同,接受基础教育对服务行业初期可能影响不大,但是对于外出农民工之后的职业上升则有着非常重要的作用,因此其作用是逐渐显现的。这也从侧面进一步验证了职业培训和基础教育的不同特点。

表 5 从事行业

变量	因变量: 外出收入		因变量: 外出收入	
	第二产业	第三产业	第二产业	第三产业
年龄	0.062*** (0.00)	0.065*** (0.00)	0.067*** (0.00)	0.063*** (0.00)
年龄平方	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)
年龄×培训	0.004*** (0.00)	0.002 (0.00)	-0.001 (0.00)	0.004*** (0.00)
职业培训	0.158*** (0.03)	0.180*** (0.03)	0.163*** (0.02)	0.082*** (0.02)
年龄×教育			-0.003 (0.00)	0.015*** (0.00)
教育			0.122* (0.06)	-0.184*** (0.06)
性别	0.391*** (0.01)	0.253*** (0.01)	0.395*** (0.01)	0.248*** (0.01)
健康状况	0.122*** (0.01)	0.096*** (0.01)	0.124*** (0.01)	0.099*** (0.01)
人均耕地对数	-0.106*** (0.00)	-0.005 (0.01)	-0.100*** (0.00)	-0.005 (0.01)
是否干部户	-0.055** (0.03)	0.061** (0.02)	-0.060** (0.03)	0.071*** (0.02)
Constant	7.784*** (0.06)	7.925*** (0.07)	7.593*** (0.07)	7.901*** (0.07)
Observations	31 751	19 857	31 751	19 857
Adj. R ²	0.112	0.071	0.112	0.074
F	500.542	191.334	501.238	200.700

最后,本文对职业培训和基础教育针对不同从业地点的农民工外出收入的异质性影响进行了分析。针对农村固定观察点数据,着重对乡镇外县内、县外省内以及外省三种从业地点分别进行了模型估计。表 6 的结果显示,职业培训和基础教育对在不同地点从业的农民工都具有一定的“即时效应”,但是职业培训的“即时效应”相对更大一些,这也与前面的结果一致。由前三列的结果可以看到,在县外省内的农民工,职业培训不仅对其具有“即时效应”,而且具有显著的长期正向效应,对于收入的影响随着时间推移逐渐增加,而迁移到乡镇外县内和外省的农民工其长期效应并不显著。一个很重要的原因可能是,迁移到县外省内工作的农民工接受培训能够找到和技能更相匹配的工作,相较于小县城的工作而言收入可能更高一些;而相对于外省的农民工而言,对于本地社区的融入度会更高一些,并且更有可能在从事非农工作的同时兼顾农村家庭的农业生产(Shi, 2018)。相对来说,基础教育对农民工非农收入的作用要弱一些,表 6 的结果

显示,对于在县外省内工作的个体,基础教育对他们有着很大的即时效应,但是这种效应会随着年龄的增长慢慢消退。

表 6 从业地点

变量	因变量: 外出收入			因变量: 外出收入		
	乡镇外县内	县外省内	外省	乡镇外县内	县外省内	外省
年龄	0.055*** (0.00)	0.047*** (0.00)	0.066*** (0.00)	0.059*** (0.00)	0.058*** (0.00)	0.068*** (0.00)
年龄平方	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)
年龄×培训	0.001 (0.00)	0.004* (0.00)	0.002 (0.00)			
职业培训	0.262*** (0.04)	0.173*** (0.04)	0.159*** (0.04)			
年龄×教育				0.001 (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.000 (0.00)
教育				0.190*** (0.03)	0.283*** (0.03)	0.056** (0.02)
性别	0.415*** (0.01)	0.248*** (0.01)	0.214*** (0.01)	0.417*** (0.01)	0.257*** (0.01)	0.217*** (0.01)
健康状况	0.118*** (0.01)	0.132*** (0.01)	0.093*** (0.01)	0.119*** (0.01)	0.138*** (0.01)	0.093*** (0.01)
人均耕地对数	-0.096*** (0.01)	-0.056*** (0.01)	-0.052*** (0.01)	-0.090*** (0.01)	-0.049*** (0.01)	-0.051*** (0.01)
是否干部户	0.040 (0.03)	-0.049* (0.03)	0.030 (0.03)	0.051 (0.03)	-0.056* (0.03)	0.036 (0.03)
Constant	7.811*** (0.08)	8.080*** (0.08)	7.976*** (0.07)	7.634*** (0.09)	7.683*** (0.09)	7.913*** (0.08)
Observations	16623	14346	17045	16623	14346	17045
Adj.R ²	0.121	0.063	0.064	0.126	0.066	0.060
F	287.737	121.814	145.638	301.811	127.176	136.953

3. 机制解释

上述异质性分析佐证了基础教育、职业培训和农民工收入之间的联系,为了更深入探讨以上三种异质性结果是否也起到了机制性的作用,本文同时分析了接受基础教育和职业培训是否会对外出就业类型、从事行业和就业地点产生影响。在模型的具体操作中,对从事行业重新进行编码,纳入了第一产业(农业)的数据,从事农业编码为1,非农业(第二、三产业)编码为0;针对从业地点,县内编码为1,县外编码为0;针对就业类型,受雇稳定工作编码为1,其他为0。

表7的结果显示,接受基础教育和职业培训都能促使农民工在非农行业(1、2列)找到更加稳定的工作(5、6列),结合上述的异质性分析可以看到,这是农民工外出收入提升的重要机制。同时第(3)、(4)列的结果显示,教育对农民工的从业地点没有产生显著影响,但是职业培训在一定程度上会促使农民工更多地就近实现非农就业,这一方面与上述的异质性分析结果呼应,就近从事非农工作可能能够实现对农业的兼顾,另一方面也进一步证实了相较于基础教育而言,职业培训在某些方面起着不可替代的作用。

表 7 机制性分析

变量	行业(农业=1)		地点(县内=1)		类型(稳定工作=1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	0.008*** (0.00)	0.008*** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.004*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.010*** (0.00)
年龄平方	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000 (0.00)	0.000* (0.00)
交叉项	-0.001*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.001** (0.00)	0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)	0.001 (0.00)
教育	-0.044*** (0.01)		0.013 (0.01)		0.080*** (0.01)	
培训		-0.040*** (0.01)		0.024* (0.01)		0.060*** (0.02)
性别	-0.013*** (0.00)	-0.015*** (0.00)	-0.038*** (0.00)	-0.041*** (0.00)	-0.031*** (0.00)	-0.031*** (0.00)
健康	-0.004 (0.00)	-0.004 (0.00)	-0.011*** (0.00)	-0.012*** (0.00)	0.028*** (0.00)	0.028*** (0.00)
人均耕地对数	0.068*** (0.00)	0.069*** (0.00)	0.004* (0.00)	0.005** (0.00)	-0.034*** (0.00)	-0.037*** (0.00)
是否干部户	0.002 (0.01)	-0.001 (0.01)	0.027** (0.01)	0.023** (0.01)	-0.030*** (0.01)	-0.028** (0.01)
Constant	-0.063*** (0.02)	-0.096*** (0.02)	0.151*** (0.03)	0.179*** (0.03)	0.696*** (0.03)	0.789*** (0.03)
Observations	51 608	51 608	48 520	48 520	45 921	45 921
Adj. R ²	0.122	0.117	0.059	0.060	0.052	0.050
F	899.867	852.895	382.462	385.436	318.715	303.739

4. 基础教育和职业培训对收入不平等的影响

一个值得进一步探讨的问题是基础教育和职业培训是否具有“益贫性”和“包容性”?事实上,有关农村内部收入不平等的问题日渐得到学术界关注的广泛关注,有研究发现,农村内部不平等甚至超过了城乡间收入不平等,成为我国不平衡、不充分发展的主要原因(史新杰等,2018)。此前学界关于农村收入不平等的探讨多集中在以农地为代表的资源禀赋(许庆等,2008)、家庭和文化背景(万广华等,2008)、农业生产技术(方师乐等,2017)和区域(程名望等,2016)等方面的差异,少有文献从劳动力流动的视角来分析基础教育和职业培训对于农民工收入差距的影响。

由表 8 的结果可以看到,无论是使用基尼系数还是广义熵指数 $GE(0)$ 作为收入不平等的指标,基础教育和职业培训都会使得整个样本的收入不平等大大下降。如果样本中的所有个体都能完成基础教育的话,从 $GE(0)$ 系数来看,收入不平等能下降 59.6%,即使从基尼系数来看,基尼系数也由最初的 0.82 下降到 0.56,下降了 23.2%。值得注意的是,如果样本中的所有个体都能参加职业培训的话,收入不平等下降幅度相对更大,基尼系数将为 0.36,幅度为 56.1%, $GE(0)$ 的下降幅度大道理 84.0%。因此,这个结果显示职业培训对于降低收入不平等,缩小农村居民之间的收入差距作用更大,这事实上也与之前的分析相吻合。至此,本文的第二个假说也得到验证。

表 8 基础教育和职业培训对收入不平等的影响

		<i>Gini</i>	<i>GE(0)</i>
原情境 ^①		0.82	1.56
情境一: 所有人参加职业培训	绝对值	0.36	0.25
	变化率	-56.1%	-84.0%
情境二: 所有人接受基础教育	绝对值	0.56	0.63
	变化率	-23.2%	-59.6%

六、总结和讨论

随着改革开放的不断深入,高质量发展战略要求传统的粗放型发展模式进行转型升级,在这一历史大背景下,农民工的教育回报率和技术回报率将会大幅提升。已有文献只关注教育或者培训对于外出收入的提升效应,而未能系统地对两者进行比较分析。本文采用出生群组的生命周期视角以及 *DID-PSM* 的识别策略,研究教育和培训影响农民工外出收入的差异性,并从就业方式、从事行业和从业地点等多重视角对这种影响机制进行异质性分析和机制性解释,最后本文进一步对教育和培训如何影响收入不平等进行了研究和讨论。所得结论如下:(1)基础教育和职业培训对农民工收入具有显著影响。首先,两者对于从长期内提升农民工外出收入都具有正向的提升作用;而在短期中,培训对收入具有“即时效应”,而教育的短期效应相对较小。主要原因可能在于相对于基础教育而言,非农培训的进入壁垒更小,并且对于提升农民工的职业技能更具有针对性和有效果。(2)上述影响针对外出就业类型、从事行业以及从业地点具有异质性,这些异质性反映了基础教育和职业培训对农民工收入产生影响的机制性解释:接受基础教育和职业培训都能促使农民工在非农行业找到更加稳定的工作,因而能够提高他们的外出收入水平。(3)基础教育和职业培训不仅能够提升农民工的外出收入,更重要的意义在于也会降低农村地区的收入不平等。这也就意味着基础教育和职业培训往往能够使原本收入较低的那些农民受益更多,不仅促进了农村地区整体福祉的上升,而且有利于促进整个农村地区朝更加公平的形态发展。如果细究两者的效应可以发现,职业培训相对于基础教育而言,对于降低收入不平等作用更大。

基于目前的研究结论,本文对于如何通过基础教育和职业培训提升农民工收入具有一定的政策价值。本文认为在中国继续深化改革、加快经济社会转型的下一阶段,应该着重从以下着力点出发,牢牢把握一个抓手、两种手段以及三个导向。首先,要将农民工收入问题作为深化经济改革的一个抓手。已有研究已经证明了中国的教育领域存在很大的机会不平等(梁晨和李中清,2012;吴愈晓,2013;李春玲,2015),而农村地区和农民工群体往往处于弱势地位。政府部门应该深刻意识到农民工群体在过去四十年中国经济发展中的已经发挥的重要作用以及在未来几十年依旧会扮演的重要角色,将提升农民工收入作为重中之重。其次,将基础教育和职业培训视作互为补充的两种手段。本文的研究揭示了职业培训的重要作用,尤其是相对于基础教育而言,培训的进入门槛低,前期投入少,并且能够发挥有效的“即时效应”。政府部门应该加大培训的力度,着力于提升农民工的就业技能。加强培训并不意味着要放弃常规教育,基础教育虽然没有明显的“即时效应”,但是在农民工职业生涯的后期,会发挥越来越重要的作用,因此政府应该要继续深化农村教育改革,尤其是目前农村和城市之间的教育水平存在很大差距,如何缩小这种差距也应该成为政府工作的重点工作。再者,将外出就业类型、从事行业和从业地点作为政策细化

^① 原情境的不平等指标基于收入的原始数据计算所得。

的三个导向。在政策制定过程中要避免一刀切,而是应该针对不同类型的群体制定具有不同适应性的政策。另外,针对到不同地方打工的农民工群体,政策也应该给予不同的支持。当然在政策细化的过程中,如何定位这些目标群体,如何更有针对性地予以培训也是开展工作的一大难点,也需要后续的研究来进一步审视。

主要参考文献:

- [1]陈珣,徐舒. 农民工与城镇职工的工资差距及动态同化[J]. 经济研究, 2014, (10): 74-88.
- [2]程名望, Jin Y H, 盖庆恩, 等. 中国农户收入不平等及其决定因素——基于微观农户数据的回归分解[J]. 经济学(季刊), 2016, (2): 1253-1274.
- [3]方师乐, 卫龙宝, 伍骏骞. 农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角[J]. 管理世界, 2017, (11): 65-78.
- [4]龚锋, 李智, 雷欣. 努力对机会不平等的影响: 测度与比较[J]. 经济研究, 2017, (3): 76-90.
- [5]黄斌, 高蒙蒙, 查晨婷. 中国农村地区教育收益与收入差异[J]. 中国农村经济, 2014, (11): 28-38.
- [6]黄祖辉, 胡伟斌. 中国农民工的演变轨迹与发展前瞻[J]. 学术月刊, 2019, (3): 48-55.
- [7]李春玲. “80后”教育经历与机会不平等——兼评《无声的革命》[J]. 中国社会科学, 2015, (1): 66-77.
- [8]李红阳, 邵敏. 城市规模、技能差异与劳动者工资收入[J]. 管理世界, 2017, (8): 36-51.
- [9]梁晨, 李中清, 等. 无声的革命: 北京大学与苏州大学学生社会来源研究(1952—2002)[J]. 中国社会科学, 2012, (1): 98-118.
- [10]史新杰, 卫龙宝, 方师乐, 等. 中国收入分配中的机会不平等[J]. 管理世界, 2018, (3): 27-37.
- [11]万广华, 张藕香, 伏润民. 1985-2002年中国农村地区收入不平等: 趋势、起因和政策含义[J]. 中国农村经济, 2008, (3): 4-15.
- [12]王春超, 叶琴. 中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察[J]. 经济研究, 2014, (12): 159-174.
- [13]王海港, 黄少安, 李琴, 等. 职业技能培训对农村居民非农收入的影响[J]. 经济研究, 2009, (9): 128-139.
- [14]吴愈晓. 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)[J]. 中国社会科学, 2013, (3): 4-21.
- [15]许庆, 田士超, 徐志刚, 等. 农地制度、土地细碎化与农民收入不平等[J]. 经济研究, 2008, (2): 83-92.
- [16]杨娟, 赖德胜, 邱牧远. 如何通过教育缓解收入不平等?[J]. 经济研究, 2015, (9): 86-99.
- [17]叶静怡, 王琼. 农民工的自雇佣选择及其收入[J]. 财经研究, 2013, (1): 93-102.
- [18]钟笑寒. 劳动力流动与工资差异[J]. 中国社会科学, 2006, (1): 34-46.
- [19]Abdullah A, Doucouliagos H, Manning E. Does education reduce income inequality? A meta-regression analysis[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2015, 29(2): 301-316.
- [20]Attanasio O, Guarín A, Medina C, et al. Vocational training for disadvantaged youth in Colombia: A long-term follow-up[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2017, 9(2): 131-143.
- [21]Bertocchi G, Spagat M. The evolution of modern educational systems: Technical vs. general education, distributional conflict, and growth[J]. *Journal of Development Economics*, 2004, 73(2): 559-582.
- [22]de Brauw A, Giles J. Migrant opportunity and the educational attainment of youth in rural China[J]. *Journal of Human Resources*, 2017, 52(1): 272-311.
- [23]de Brauw A, Giles J. Migrant labor markets and the welfare of rural households in the developing world: Evidence from China[J]. *The World Bank Economic Review*, 2018, 32(1): 1-18.
- [24]de Brauw A, Rozelle S. Reconciling the returns to education in off-farm wage employment in rural China[J]. *Review of*

- Development Economics, 2008, 12(1): 57–71.
- [25] Fersterer J, Pischke J S, Winter-Ebmer R. Returns to apprenticeship training in Austria: Evidence from failed firms[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2018, 110(4): 733–753.
- [26] Glewwe P, Park A, Zhao M. A better vision for development: Eyeglasses and academic performance in rural primary schools in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 122: 170–182.
- [27] Hanushek E A, Schwerdt G, Woessmann L, et al. General education, vocational education, and labor-market outcomes over the lifecycle[J]. *Journal of Human Resources*, 2017, 52(1): 48–87.
- [28] Hirshleifer S, McKenzie D, Almeida R, et al. The impact of vocational training for the unemployed: Experimental evidence from Turkey[J]. *The Economic Journal*, 2016, 126(597): 2115–2146.
- [29] Hu R. Economic Development and the implementation of village elections in rural China[J]. *Journal of Contemporary China*, 2005, 14(44): 427–444.
- [30] Ibarra P, Ripani L, Taboada B, et al. Life skills, employability and training for disadvantaged youth: Evidence from a randomized evaluation design[J]. *IZA Journal of Labor & Development*, 2014, 3(1): 2193–9020.
- [31] Krueger D, Kumar K B. Skill-specific rather than general education: A reason for US-Europe growth differences[J]. *Journal of Economic Growth*, 2004, 9(2): 167–207.
- [32] Kung J, Cai Y S, Sun X L. Rural cadres and governance in China: Incentive, institution and accountability[J]. *The China Journal*, 2009, 62: 61–77.
- [33] Luan J, Chen J C, He Z W, et al. The education treatment effect on the non-farm income of Chinese western rural labors[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2015, 7(1): 122–142.
- [34] Malamud O, Pop-Eleches C. General education versus vocational training: Evidence from an economy in transition[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(1): 43–60.
- [35] Meer J. Evidence on the returns to secondary vocational education[J]. *Economics of Education Review*, 2007, 26(5): 559–573.
- [36] Parish W L, Zhe X Y, Li F. Nonfarm work and marketization of the Chinese countryside[J]. *The China Quarterly*, 1995, 143: 697–730.
- [37] Riphahn R T, Zibrowius M. Apprenticeship, vocational training, and early labor market outcomes – evidence from east and west Germany[J]. *Education Economics*, 2016, 24(1): 33–57.
- [38] Rosenzweig M R, Zhang J S. Economic growth, comparative advantage, and gender differences in schooling outcomes: Evidence from the birthweight differences of Chinese twins[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 104: 245–260.
- [39] Shi X J. Heterogeneous effects of rural-urban migration on agricultural productivity: Evidence from China[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2018, 10(3): 482–497.
- [40] World Bank. World development report 2018: Learning to realize education’s promise[M]. Washington, DC: World Bank, 2018.
- [41] Yang J, Qiu M Y. The impact of education on income inequality and intergenerational mobility[J]. *China Economic Review*, 2016, 37: 110–125.
- [42] Yue A, Tang B, Shi Y, et al. Rural education across China’s 40 years of reform: Past successes and future challenges[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2018, 10(1): 93–118.

Preliminary Education, Vocational Training and Migrant Workers' Income: Based on the Perspective of Life Cycle

Shi Xinjie¹, Fang Shile², Gao Xuwen³

(1. *China Academy for Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China;*

2. *School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;*

3. *HSBC Business School, Peking University, Shenzhen 518055, China)*

Summary: Since the reform and opening up, migrant workers have made significant contributions to China's economic growth, not only promoting the process of industrialization and urbanization, but also broadening the source of rural household income, which has become an important way to alleviate poverty. However, due to limited human capital and household registration discrimination, migrant workers are in a long-term disadvantaged position in the urban labor market, resulting in low income level. Therefore, it has theoretical significance and policy value to study how preliminary education and vocational training affect migrant workers' income and income inequality.

The existing literature on the comparative study of preliminary education and vocational training is insufficient, and only focuses on one aspect of short-term or long-term, which cannot reveal their heterogeneous effects in different periods. In addition, the research on the impact of preliminary education and vocational training on income inequality is also insufficient. With the transformation of China's main contradictions, income inequality is often more worthy of study than income itself. Based on the data of Rural Fixed Observation Points from 2011 to 2014, this paper studies the heterogeneous effects of basic education and vocational training on migrant workers' income from the perspective of life cycle. Then, this paper analyzes the heterogeneity effects from the dimensions of employment mode, industry and location, and discusses how they affect the income inequality. The conclusions are that: (1) Compared with preliminary education, vocational training has a greater positive impact on the income of migrant workers, which is not only reflected in the short-term "immediate effect", but also in the "long-term effect" based on the life cycle. Specifically speaking, migrant workers who have participated in vocational training can not only obtain 18.3% income increase in the early stage of entering the labor market, but also obtain 0.3% annual relative income increase compared with those without vocational training, while the corresponding values of basic education are 13.1% and 0.1%. (2) These effects are heterogeneous in different types of employment, industries and places of employment. (3) Basic education and vocational training can not only improve the income of migrant workers, but also reduce the income inequality in rural areas, and the effectiveness of vocational training is greater.

Based on the conclusion, this paper holds the points that we should take the issue of migrant workers' income as a starting point to deepen economic reform, regard basic education and vocational training as two complementary methods, and take the types of employment, industry and place of employment as the three directions of policy refinement, so as to improve the level of migrant workers' human capital and income, and promote high-quality economic and social development.

Key words: preliminary education; vocational training; migrant workers; income; income inequality

(责任编辑 顾 坚)