

“授人以渔”有效吗？ ——农民工职业培训的工资效应检验

赵德昭, 耿之斌

(河南财经政法大学 财政税务学院, 河南 郑州 450046)

摘要: 职业培训不仅是解决农民工自身就业的需要,也是稳就业、保增长和全面完成精准扶贫任务的重要途径。文章基于中西部地区 13 个省份的 4 138 份农民工调查数据,采用倾向得分匹配(PSM)模型,实证检验了职业培训对农民工工资收入的影响效应。实证结果表明:(1)参加职业培训对农民工工资收入具有显著的正向影响,其小时工资因接受职业培训而增加 1.88 元,“授人以渔”的正向效应较为明显。(2)农民工通过职业培训获得的“工资收入溢价”具有异质性,参加引导性培训使农民工小时工资提升 4.07 元,参加技能性培训和偶尔参加技能性培训使农民工小时工资分别提升 1.61 元和 1.50 元,而其他类型培训对农民工工资获得的影响并不显著,“授人以何渔”的工资效应具有明显差异。文章的研究表明,农民工职业培训可以通过提升工资水平而改变农民工未来就业和发展的基础。因此,政府部门在制定职业培训的相关政策时,不仅应重视“授人以渔”,还应充分重视“授人以何渔”,从而实现精准扶贫由“输血”向“造血”的根本转变。

关键词: 职业培训;农民工;工资收入;倾向得分匹配

中图分类号:F244.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2020)08-0034-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.08.003

一、引言和文献综述

改革开放 42 年来,农民工向城镇非农产业的转移就业极大地推进了人口城镇化和社会经济的高速发展(赵德昭,2017),使得中国在充分享受“人口红利”的基础上实现了经济增长奇迹。但是,庞大的人口基数和长期以来城乡二元户籍制度使得中国仍然拥有较大规模的农民工存量。同时,一个不容乐观的问题是,初中及以下学历的新生代农民工占比高达 66.7%,而接受过职业技能培训的农民工仅占 24.1%(国家统计局,2017),其中大多数农民工都面临就业技能提升难和稳定就业难等问题。2016 年政府工作报告提出,实施农民工技能提升计划,每年培训农民工 2 000 万人次。2020 年 3 月,李克强总理在统筹推进疫情防控和稳就业工作会议上指出,要着力促进农民工就业和加大职业技能培训力度。2020 年是全面完成精准扶贫任务的关键节点,而“就业扶贫”是精准扶贫的重要方式。相较于救济等“输血式”扶贫,就业扶贫通过职业培训“授农民工以渔”来提高其就业能力,是更积极和精准的“造血式”扶贫。因此,职业技能培训不仅是解决农民工就业的需要,更是稳就业、保增长和全面完成精准扶贫任务的重要途径。

收稿日期:2019-04-30

基金项目:国家社科基金青年项目(16CJL023)

作者简介:赵德昭(1986—),男,河南平顶山人,河南财经政法大学财政税务学院副教授,硕士生导师;
耿之斌(1994—),男,河南驻马店人,河南财经政法大学财政税务学院本科生。

在较为完善的市场机制下,高人力资本存量的劳动者获得更高收入是劳动力资源市场配置的必然结果(Yang, 2004; 许和连和赵德昭, 2013)。以内生经济增长理论为代表的经典文献论证了基础教育是人力资本积累的主要途径(Schultz, 1961; Romer, 1986; Lucas, 1988),并验证了人力资本对收入增长的影响机理(Blinder, 1973; Oaxaca 和 Ransom, 1994; Zhang 等, 2002; Schoellman, 2016)。然而,由于微观数据的限制,关于培训对农民工收入影响效应的研究起步较晚。近年来,职业技能培训对农民工收入效应的研究取得了较多进展,如赵延东和王奋宇(2002)认为,职业技能培训对农民工的影响效应不亚于正规教育。高梦滔和姚洋(2006)及王海港等(2009)认为,以职业教育为核心的技能培训对农户收入的报酬率高于基础教育。王德文等(2008)及杨玉梅和曾湘泉(2011)则具体估计了农民工培训的收入效应。随着研究的逐步深入,学者们对职业技能培训内容、培训时间和培训类型等的关注日益增多。代表性的研究文献如 Lechner 等(2011)认为,培训内容和培训时间的异质性对培训项目的收入效应具有重要影响。Flores 等(2012)认为,培训时间对受训者的收入具有积极的正向影响,Kluve 等(2012)和张世伟等(2015)的研究也均支持该结论。Haelermans 和 Borghans(2012)认为,每小时在职培训投资带来的平均工资增长大于学校教育回报。屈小博(2013)认为,接受技能培训的农民工比未接受技能培训的农民工月工资高 136.8 元。Konings 和 Vanormelingen(2015)认为,在职培训对产出的增长贡献大于对工资增长的贡献。程名望等(2016)认为,技能培训体现出人力资本对农户收入增长有显著作用,这与张晓恒等(2017)和熊雪等(2017)的研究结论一致。阳玉香和莫旋(2017)认为,参加政府培训可显著增加流动人口收入,但这种“收入溢价”具有异质性。

本文基于农民工职业培训所获得的工资效应视角,采用 2015 年河南省三化协调中心组织的全国性农民工问卷调查数据,实证检验了就业扶贫过程中“授人以渔”的有效性,并进一步论证了“授人以何种渔”在“精准扶贫”中的作用。研究发现,参加职业培训对农民工工资收入具有显著的正向影响,“授人以渔”的正向效应较为明显。但农民工通过职业培训获得的“工资收入溢价”具有异质性,“授人以何种渔”的工资效应具有明显差异。

本文的主要创新和贡献在于:第一,采用涵盖中西部地区 13 个省、直辖市和自治区的第一手农民工微观调查数据,在经过严格的样本筛选与剔除后,剩余有效样本数量仍达到 4 138 个,属于较大样本的微观调查数据。第二,构建了更完备的计量模型进行实证检验。本文的核心解释变量不仅考虑职业培训,也考虑教育和工作年限等其他重要的人力资本变量,同时将婚姻状况、健康和城市等级(流入地类型)、职业类型、性别等对农民工工资收入有重要影响的控制变量引入计量模型。第三,按照参加不同内容和频率培训的维度将职业培训分成六种类型,采用倾向得分匹配(PSM)方法实证检验了不同类型职业培训对农民工工资收入的影响效应。

二、理论机制与研究假设

本文中的农民工群体特指那些具有农村户口,在当地非农产业部门工作或外出就业 6 个月及以上的劳动人口,具有以下典型特征:(1)职业变换频率较高。农民工的主要就业信息来源于亲朋好友的介绍等,且多在临时性和保障性低的岗位工作,流动性较高。(2)缺乏较高的专业技能。大部分农民工缺乏较高的专业技能,在劳动力市场上的讨价还价能力较弱,较高的人力资本可替代性使其往往难以获得更高工资。(3)缺乏职业规划和相关职业技能培训。由于大部分农民工没有受过高等教育,往往缺乏相关职业规划和继续获得职业技能的能力。因此,职业技能培训成为其提高自身人力资本积累水平和获取较高收入的重要途径。同时,本文根据农民工职业培训的内容将培训分为引导性培训和技能性培训两种类型。其中,引导性培训的核心是提供基本常识,包含基本文化理论、就业常识和权益保护等方面,而技能性培训的核心是提供针对具体

岗位的技能培训。职业培训对农民工工资收入的影响主要体现在以下两方面:

第一,职业培训的总体工资效应。基于 Becker(1962)的在职培训投资理论,是否参加职业培训是农民工对“当期—预期收益”比较后做出的理性选择,培训具有显著的正向收入效应。基于现实国情,较低人力资本水平的农民工往往只能在城市的非正规部门工作,工资水平低且工作环境差,为争取进入正规部门工作,农民工必须提高自身的人力资本和社会资本水平。

首先,职业培训能通过提高农民工的人力资本水平而影响其工资收入水平。在人力资本理论中,提升人力资本水平的重要方式便是参与职业培训(Schultz, 1961),而人力资本提升对农民收入具有正向影响(王海港等, 2009),培训绩效评估理论(Kirkpatrick, 1959)则可以探究上述逻辑的“内部机制”。在进入劳动力市场后,农民工主要通过职业技能培训和“干中学”等途径提高其人力资本积累水平(Schultz, 1961; Lucas, 1988),而短期培训和正规培训对农村劳动力的技能提高和工资水平有决定性作用(王德文等, 2008)。职业培训是中国农民工至关重要的人力资本投资方式,使其获得更高工资收入的可能性大幅增加。因此,“参加职业培训—人力资本积累—工资收入水平提高”这一基本逻辑具备了扎实的理论基础与经验支撑。

其次,参与培训通过提升农民工的社会资本水平影响其工资水平。Hawley等(2012)认为,参与培训可有效提高学员的社会资本积累水平。基于中国农民工社会资本积累的现实情况,其初始社会资本网络较为简单且基础薄弱,社会资本积累提升的渠道相对有限。在参加职业培训后,农民工接触了培训学员和具有丰富授课经验及人脉资源的教师,这会极大地拓展其社会网络,并且这种社会网络可能会产生倍数扩张效应。对于政府主导的职业培训,农民工还可以在政府信用的背书下强化学员间的信任基础和合作倾向,而社会网络、信任、互惠合作正是社会资本的内涵组成(Putnam, 1993)。因此,“参加职业培训—社会资本积累—工资收入水平提升”这一理论机制也得以明晰。综上所述,本文提出研究假设 1:职业培训通过“资本积累机制”提高了农民工的总体工资水平。

第二,不同类型职业培训的工资效应差异。基于 Mincer(1962)的工资决定模型,其将人力资本积累明确划分为正规教育和在职培训两部分,这为不同类型人力资本回报的度量提供了参考依据。虽然职业培训是农民工的理性选择,但不同基础教育水平的农民工接受同一种职业培训、相同基础教育水平的农民工接受不同类型的职业培训将带来明显的差异性工资水平。

首先,同一类型的职业培训通过农民工吸收“培训知识外溢”能力的差异影响工资水平的提升。这是因为,不同基础教育水平的农民工在职业规划和吸收能力等方面存在较大差异,因而即便其选择同一种职业培训类型,职业培训带来的工资效应也会不同。根据“干中学”理论,吸收“技术外溢”具有一定的门槛,只有当农民工的受教育水平和自我学习能力等迈过一定门槛值后,才能充分吸收职业培训所带来的“知识外溢”,进而通过技术水平提升和人力资本积累等对工资水平产生显著影响。因此,“同一职业培训类型—吸收技术外溢能力差异—工资收入效应差异”这一基本逻辑具备了完整的理论链条。

其次,不同类型的职业培训通过岗位匹配度差异影响农民工工资水平的提升。相同基础教育水平的农民工接受不同类型的职业培训涉及岗位匹配度的问题,如果其选择的职业培训类型与求职岗位匹配度较高,则将获得较高的“工资升水”,反之则获得较低或并不显著的“工资升水”。对农民工综合素质要求较高的岗位而言,引导性培训的工资收入效应要大于技能性培训。这可能是由于,引导性培训提供了较为全面的知识,这在很大程度上匹配了岗位需求,因而其对农民工工资的提升具有显著影响。而对于某一专业技能要求较高的岗位而言,技能性培训的工资收入效应要大于引导性培训。这可能是由于,相比引导性培训,技能性培训使农民工拥有了更加深入和更加专业的技能,岗位匹配度的提升降低了农民工人力资本的可替代性,因而可以得

到更高的工资收入。江金启等(2016)的研究发现,不同类型培训将会使农民工的职业技能分化,进而对其工资收入产生差异性影响。因此,“不同职业培训类型—岗位匹配度差异—工资收入效应差异”这一基本逻辑也较为清晰。综上所述,本文提出研究假设2:农民工通过不同类型职业培训获得的“工资收入溢价”具有异质性。

三、数据来源说明、模型设定及估计方法

(一)数据来源说明及调查方法。为评估农民工职业培训的政策效应,河南省三化协调中心于2015年组织了全国性的农民工问卷调查。本文基于此次问卷调查结果,研究农民工参加培训对其小时工资的影响效应。本次调查主要针对中西部地区的13个省、直辖市和自治区,具体包括:安徽、江西、湖北、湖南、山西、陕西、甘肃、青海、四川、重庆、云南、广西和贵州。

在具体调查方法方面,本次调查主要采取随机访问路人的方式,这种调查方式既可以获得较好的随机性,也是非官方机构常用和具有操作性的方式。调查主要采取三种形式:(1)在受访者同意接受问卷调查后,调查同学和受访者各持一份问卷,由调查同学宣读(受访的少部分农民工中有文盲),受访者回答,调查同学填写。这种调查方式的数据质量较高,但效率较低。(2)在受访者同意接受问卷调查后,调查同学给受访者发放问卷由其自行填写。虽然这种方式效率较高,但会出现受访者不认真填写问卷的情况,也会出现拒绝填写收入等敏感信息的问题。(3)走访农户,这种方式质量较高,但受方言、天气和交通等因素影响,效率较低。在具体调查地点的选择方面,主要选择一些人流量大或者人员比较聚集的场所,比如火车站和人力资源市场等。

在样本筛选方面,如果发现受访者填写问卷不认真,则该问卷作废。未填写收入的问卷也一律作废。在问卷输入后,再对问卷质量进行检查,凡填写不认真、未填写收入的样本一律剔除。在筛选样本之后,剩余的有效样本数量为4138个。使用STATA软件对问卷的数据进行效度检验,其KMO值为0.605,这表明数据能够进行因子分析。Bartlett球度检验的显著性小于0.01,表明各因素之间存在相关联系,适合做因子分析。

(二)变量的描述性统计。如表1所示,从样本的总体分布来看,参加培训的农民工样本有709个,占总体样本的比例仅为17.13%,这说明农民工参与职业技能培训的比例仍然较低。从受教育年限来看,总体农民工样本的平均受教育年限为8.66年,未参加培训农民工的平均受教育年限为8.57年,参加培训农民工的平均受教育年限为9.44年,基本符合大多数研究文献中对于农民工受教育年限在初中水平及以下的假定,这也符合中国的现实国情。同时,这也一定程度上说明,受正规教育时限越长的农民工,有更大的倾向选择接受职业技能培训。

表1 变量的描述性统计

变量	变量赋值	总体样本(4138个)		未参加培训(3429个)		参加培训(709个)	
		频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比
男性	男性=1;女性=0	3681	0.89	3039	0.89	642	0.91
已婚	已婚=1;未婚=0	3324	0.81	2800	0.82	524	0.75
中部打工 ^①	中部=1;其他=0	1649	0.43	1350	0.43	299	0.46
第二产业	第二产业=1;其他=0	2778	0.67	2308	0.67	470	0.66
城市等级 ^②	地级市及以上=1,其他=0	3793	0.92	3166	0.92	627	0.90

① 由于本文使用的数据集是中西部地区的13个省、直辖市和自治区,在变量赋值时,本文设置中部=1;其他=0,其他地区指的是西部地区。

② 本文的调查样本中,城市等级分为3个等级,分别为“县及以下”“地级市”“省会城市及直辖市”。

续表1 变量的描述性统计

变量	变量赋值	总体样本(4138个)		未参加培训(3429个)		参加培训(709个)	
		频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比
受教育年限	实际值(年)	8.66	2.94	8.57	2.95	9.44	2.76
技能指数	很低=1; 较低=2; 一般=3; 较高=4; 很高=5	2.75	0.80	2.73	0.79	2.92	0.80
工作层次	操作层=1; 中层管理=2; 高层管理=3	1.13	0.38	1.12	0.37	1.21	0.46
工作年限平方	实际值	237.73	316.50	235.21	314.45	258.81	332.87
工作年限	实际值(年)	12.53	8.99	12.45	8.96	13.19	9.22
年龄	实际值(岁)	39.42	11.02	39.52	11.08	38.62	10.43
健康指数	很差=1; 比较差=2; 一般=3; 较健康=4; 很健康=5	4.05	0.90	4.02	0.90	4.31	0.83
小时工资	实际值(元)	15.67	10.96	15.38	11.12	18.02	9.31

从工作层次和技能指数上看,农民工工作层次的均值仅为 1.13,技能指数的均值仅为 2.75,其整体上仍然处于较低工作层次或较低技能水平,这与农民工自身较低的受教育水平和人力资本积累水平密切相关。但在参加职业培训后,农民工的工作层次从 1.12 提升至 1.21,技能指数从 2.73 提升至 2.92,职业培训的正向促进作用较为明显。从城市等级来看,总体农民工样本的频数为 3793,占比为 92%,这说明农民工转移就业或定居的流入地已突破地级市,而倾向于向省会及直辖市等大城市转移,这一方面说明农民工追求大城市更多更好就业机会和较高福利水平,另一方面也可能与中国长期以来实施的大城市发展战略有关,使得大城市在产业集聚、就业岗位提供和公共服务供给等方面比中小城市更具吸引力。从年龄结构上来看,总体农民工样本的平均年龄为 39.42 岁,未参加培训农民工的平均年龄为 39.52 岁,参加培训农民工的平均年龄为 38.62 岁,这说明青壮年农民工占有较大比重。而且,参加培训农民工的平均年龄比未参加培训农民工的平均年龄低 0.9 岁,这也说明更年轻的农民工倾向于接受职业技能培训,这可能受他们接受新生事物的能力、较高的薪资期望和更长的职业生涯规划等因素的影响。从小时工资来看,接受培训农民工的平均工资为 18.02 元,未接受培训农民工的小时工资收入为 15.38 元。在接受培训后,农民工的小时工资增加 2.64 元,工资增加比例为 17.16%,工资收入提升明显,这说明职业培训对农民工工资收入提升具有重要作用。

(三)计量模型设定。本文实证分析的理论基础是人力资本理论,农民工的人力资本主要通过正规教育和职业培训来完成。农民工在进入城镇劳动力市场就业时,其受到的初始正规教育水平已经确定,职业培训和“干中学”成为其提高自身人力资本水平的主要途径。基于经典的 Mincer 工资方程,除考虑教育和工作年限外,同时考虑了性别、婚姻状况、城市等级(流入地类型)、职业类型、年龄和健康等因素,预期上述这些因素均会对农民工的工资收入产生重要影响。参考张世伟和武娜(2015)的相关研究思路,本文建立的农民工工资收入决定方程为:^①

$$Y = \alpha + \beta S + \gamma Z + \mu \tag{1}$$

其中, Y 代表农民工的小时工资; S 代表是否参加培训; Z 代表影响工资收入的其他控制变量,包括受教育年限、婚姻状况、性别、技能水平、打工区域、城市等级、职业类型、健康水平和岗位层次等。同时,虽然培训发生的时间和培训持续时长也是影响农民工工资收入的重要因素,但由于农民工调查问卷数据并未包含上述信息,因而控制变量中没有涵盖培训发生时间和持续时长变

^① 本文在后文中运用 PSM 模型计算的是农民工小时工资提高的绝对值,为了便于与 PSM 模型计算的结果进行比较和保持一致,本文在计量模型中并未对工资取对数。

量； β 和 γ 为待估计参数(或向量)； μ 是残差项。进一步地，依照不同内容和频率将农民工培训分为六种类型，以探讨不同的职业培训类型对农民工工资收入的影响效应。

$$Y = \alpha + \beta_j^i S_j^i + \gamma Z + \mu \quad (2)$$

其中， S_j^i 表示 j 维度下的 i 类培训。按内容和频率将农民工参加的职业培训分为六种类型：^①参加引导性培训、偶尔参加引导性培训、参加技能性培训、偶尔参加技能培训、参加两种培训和偶尔参加两种培训。

(四)估计偏误处理及估计方法选取。在选取具体估计方法时，有以下三个方面的问题需要考虑：第一，内生性问题。比如，希望获得高工资收入的农民工会更愿意寻找和参加相关培训，同时这种培训偏好也会对工资回报有直接影响，但这种偏好很难进行直接观察和量化，传统线性回归可能会忽视这种偏好的影响，这种错误的估计程度即为内生性偏误。第二，选择性偏误。对培训收入效应的研究是对研究对象的事后评估(Heckman等, 1998)，所使用的调查样本也不是随机分布的。第三，农民工参加培训的决策是一种典型的自我选择行为，但同时还会受到家庭社会关系和个人发展动机等一些无法观测因素的影响。解决上述问题的常用方法是工具变量法和Heckman两步法，但工具变量法在实证研究中存在着挑选合适工具变量难度较大的问题(Angrist和Krueger, 2001)，而Heckman两步法也要求样本的异质性和回归方程必须是线性的，这种严苛的前提条件实现难度较大。

Rosenbaum和Rubin(1983)基于构造准自然实验的思路提出了倾向得分匹配模型(PSM模型)。与工具变量法和Heckman两步法相比，PSM模型解决了样本选择性偏误的问题，同时也较好地处理了方程的内生性问题。根据Rosenbaum和Rubin(1983)定义的倾向性得分是在给定影响因素特征向量的条件下接受干预的条件概率，其具体表达式为：

$$p(X) \equiv \Pr(T = 1|X) = E(T|X) \quad (3)$$

其中， T 代表接受职业培训与否，取值为0和1， X 为其他控制变量构成的矩阵。如果每个接受职业培训的农民工可以通过代表个体特征的控制变量 X 进行定义，那么同样可以通过由控制变量 X 计算而得的倾向得分 $p(X)$ 进行识别。因此，农民工接受职业培训的工资收入效应可以表示为：

$$\begin{aligned} \tau &\equiv E\{Y_{1i} - Y_{0i}|T_i = 1\} = E[E\{Y_{1i} - Y_{0i}|T_i = 1, p(X_i)\}] \\ &= E[E\{Y_{1i}|T_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i}|T_i = 0, p(X_i)\}|T_i = 1] \end{aligned} \quad (4)$$

其中，(4)式中 τ 为职业培训的工资收入效应， Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别表示接受培训和未接受培训的农民工的潜在工资。本文采用核匹配法进行匹配，核匹配法是将倾向得分值作为权重，重新调整干预效应，更适合本文样本数据。

四、职业培训对农民工工资收入的影响效应检验

(一)总体样本的估计结果及中介效应检验。

1.总体样本的估计结果及解释。表2报告的是参加职业培训对农民工工资收入的影响效应。参加职业培训使得农民工工资获得显著提升，这与程名望等(2016)和张晓恒等(2017)的研究结论相一致。参加职业培训的农民工小时工资将增加1.566—1.896元，这说明职业培训对农民工工资收入具有正向的影响效应。在产业结构不断优化升级的背景下，越来越多的企业正在努

^①按照内容分为引导性和技能性培训两种类别，培训频率则用经常和偶尔来区分。由于目前尚未有统一的标准对培训频率进行界定，根据农民工参加培训的现实情况，调研团队在细分参加培训的样本类型时，将“每月至少参加1次培训”定义为“经常”参加培训，而低于这个频率的则定义为“偶尔”参加培训。

力走出“微笑曲线”的底端,摆脱对简单劳动的依赖和大力更新产品链,因而对产业工人技术“含金量”的要求越来越高。在农民工正规教育水平在短时期内难以大幅提升的情况下,职业技能培训可以有效调整农民工的技能组成结构,促使劳动力的供需匹配更加合理,从而实现农民工就业质量和工资收入的增加。

表 2 农民工工资收入影响因素的估计结果(不区分培训类型)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
职业培训	1.584*** (-0.456)	1.620*** (-0.455)	1.699*** (-0.450)	1.896*** (-0.458)	1.566*** (-0.457)	1.668*** (-0.455)	1.801*** (-0.454)	1.757*** (-0.457)
男性	3.127*** (-0.449)	3.069*** (-0.448)	3.089*** (-0.448)	2.928*** (-0.450)	2.512*** (0.397)	2.968*** (-0.445)	3.174*** (-0.448)	3.212*** (-0.451)
已婚	1.063*** (-0.409)	1.120*** (-0.408)	1.074*** (-0.407)	0.942** (-0.411)	1.033** (-0.409)	1.182*** (0.420)	0.951** (-0.410)	1.148*** (-0.408)
受教育水平	0.271*** (-0.051)	0.282*** (-0.051)	0.284*** (-0.051)	0.331*** (-0.051)	0.293*** (-0.051)	0.282*** (-0.051)	0.285*** (0.045)	0.395*** (-0.050)
技能指数	1.898*** (-0.182)	1.865*** (-0.182)	1.891*** (-0.181)	2.193*** (-0.180)	1.882*** (-0.182)	1.820*** (-0.181)	2.102*** (-0.178)	2.140*** (0.181)
中部地区		-0.861*** (-0.275)	-1.350*** (-0.331)	-1.209*** (-0.336)	-1.276*** (-0.333)	-1.325*** (-0.332)	-1.259*** (-0.333)	-1.512*** (-0.333)
健康指数			0.357** (-0.156)	0.509*** (-0.157)	0.391** (-0.156)	0.308** (-0.156)	0.372** (-0.157)	0.492*** (-0.157)
层次等级				3.975*** (-0.386)	3.977*** (-0.388)	3.907*** (-0.388)	4.213*** (-0.386)	4.506*** (-0.383)
城市等级					1.281*** (0.241)	1.146*** (0.245)	1.163*** (0.246)	1.235*** (0.242)
从事第二产业						0.827** (0.333)	0.879*** (0.332)	0.638* (0.326)
工作年限							0.149*** (-0.048)	0.142*** (-0.048)
工作年限 ²							-0.005*** (-0.001)	-0.004*** (-0.001)
年龄								-0.087*** (-0.016)
常数项	0.596 (-1.183)	1.051 (-1.188)	2.889*** (-1.029)	4.301*** (-1.176)	1.181 (-1.203)	2.120* (-1.198)	3.594*** (-1.144)	4.173*** (-1.184)
样本量	3168	3168	3186	3233	3168	3192	3185	3221
R-squared	0.153	0.156	0.157	0.131	0.154	0.154	0.152	0.129

注:***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,括号内为稳健性标准误。下表统同。

其他控制变量方面,男性农民工的工资收入要高于女性,这证明了劳动力市场上“性别歧视”仍然存在。受传统文化影响,男性在获得教育或培训的机会方面要远高于女性,特别是在较低层次的劳动力市场上,男性相比女性的优势更加明显,这也直接决定了二者在工资收入方面的差异。已婚农民工可以获得更高的工资收入,一个可能的解释是,对于大多数男性农民工而言,婚后家庭内部的专业化分工、经济压力的增大和婚后责任感的增强等,促使其更加努力工作并获得更高的工资收入。同时,婚姻也为其带来了更多的社会资源和人脉关系,使其社会资本

积累速度加快,为获得更高工资收入提供了可能。大量的经验与事实证据证明,单身女性往往难以获得较好的工作(Hughes 和 Maurer-Fazio, 2002),而已婚女性获得工作的概率将大大提高,这是女性劳动力市场上的“婚姻升水”现象。在技能指数方面,具有更高技能的农民工可获得更高的工资收入,这符合基本经济逻辑,也与中国向“世界制造中心”迈进的现实国情相吻合。在地区变量方面,在中部地区接受培训的农民工比西部地区农民工拥有更低的工资收入。这可能是由于,相比中部地区,西部地区农民工的人力资本积累水平较弱,人力资本要素相对稀缺,其边际报酬相对较高,因而培训通过人力资本积累机制为西部地区农民工带来了更高的工资收入。

在健康指数方面,健康的农民工往往可以创造更高的劳动生产率,因而可以获得更高的劳动报酬和更多的就业机会。工作层次指数方面,更高的工作层次或处于更高的管理层级对农民工工资提升具有显著的正向影响,这符合劳动力市场的正常逻辑与基本规律。城市等级方面,农民工流向地级以上城市工作将获得更高的工资收入。这可能是由于中国长期以来实施的大中城市发展战略,使得大中城市成为劳动密集型产业和资金技术等集聚中心。近年来,随着地级以上城市劳动力和土地等成本的逐渐上升,产业集聚和梯度转移有向县域“沉降”的趋势,但在短期内仍然难以撼动地级以上城市在产业集聚和就业机会提供等方面的竞争优势。在产业方面,在第二产业就业的农民工获得了更高的工资收入。这可能是由于,改革开放 40 多年来,中国积极承接国际产业转移并大力发展“体外循环”和“飞地效应”特征突出的加工贸易,从而决定外资在第二产业的集聚具有典型的劳动密集型特征(赵德昭, 2018)。劳动密集型产业对工人技能水平要求普遍较低,这与中国农民工的人力资本水平相契合,从而为其提供了更多就业机会和“工资升水”的可能。工作年限方面,农民工的工作年限对其工资收入的影响存在典型的“倒 U 形”特征。这主要是由于,中国现阶段的大多数农民工仍处于低端劳动力市场(赵德昭, 2016),大多只能从事建筑和采掘等技术含量低、工作强度大的重体力劳动。在其职业生涯的中前期(青壮年时期),工作年限(“干中学”效应)使其工作技能得到了较大幅度的提升,劳动生产率的提升使得其工资收入明显增加。但在其职业生涯后期(中老年时期),随着年龄的增大,体能和学习能力等下降明显,使其在就业市场上的竞争力和劳动生产率均会受到不利影响,这也与年龄对工资收入的负向影响效应相一致。

2. 总体样本估计结果的稳健性检验。^①考虑到数据样本选择不同对估计结果的影响,本文采用 2014 年全国流动人口动态监测调查的“社会融合专题调查”数据对总体样本的估计结果进行稳健性检验。在调查样本的区域选择上,2014 年的融合调查兼顾了东、中、西部地区的北京、郑州和成都等 8 个城市(城区),均采用严格的 PPS 抽样,是覆盖面较广的大样本数据。由于融合专题调查数据同时包含农民工样本和流动城市居民样本,所以本文通过筛选得到调查时点处于就业状态的农民工样本,并对核心变量缺失的样本进行剔除,最终得到有效样本 12 352 个。在变量选取方面,农民工的工资收入用月收入来表征。从估计结果来看,职业培训对农民工工资收入具有显著的正向影响,且主要控制变量的回归结果也较为稳定,这说明本文采用“河南省三化协调中心于 2015 年组织的全国性农民工问卷调查”得出的估计结果是稳健可靠的。

3. 理论传导机制的中介效应检验。在职业培训对农民工工资提升的传导机制中,为验证研究假设 1,本文将受教育水平作为中介变量,验证农民工职业培训工资效应中的人力资本积累机制是否存在。表 3 中模型 1、模型 2 和模型 3 的估计结果显示,人力资本积累的中介效应显著存在,这验证了研究假设 1 中的“参加职业培训—人力资本积累—工资收入水平提高”的传导机制。

^① 由于篇幅限制,稳健性检验结果并未在文中列出,如有需要可向作者索要。

同样,为验证研究假设2,本文将技能指数作为中介变量,验证农民工职业培训工资效应中的吸收技术外溢机制是否存在。表3中模型4、模型5和模型6的估计结果显示,吸收技术外溢的中介效应显著存在,这验证了研究假设2中的“参加职业培训—吸收技术外溢—工资收入水平提高”的传导机制。有鉴于此,在职业培训对农民工工资影响的传导机制中,人力资本积累的中介效应和吸收技术外溢的中介效应均是显著存在的。

表3 理论传导机制的中介效应检验

变量	人力资本积累的中介效应			吸收技术外溢的中介效应		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	农民工工资	受教育水平	农民工工资	农民工工资	技能指数	农民工工资
受教育水平			0.889*** (-0.053)			
技能指数						2.810*** (0.261)
职业培训	1.983*** (0.522)	0.574*** (-0.146)	1.785*** (-0.422)	1.983*** (0.522)	0.355*** (-0.045)	1.732*** (-0.423)
男性	2.736*** (0.406)	0.033*** (-0.006)	3.251*** (-0.436)	2.736*** (0.406)	0.012 -0.043	3.631*** (-0.435)
已婚	1.161*** (0.392)	0.210 (-0.162)	1.137*** (-0.409)	1.161*** (0.392)	0.019 -0.040	1.169*** (-0.352)
中部地区	-1.193*** (0.215)	0.764*** (-0.069)	-1.536*** (-0.325)	-1.193*** (0.215)	-0.072** (-0.031)	-1.926*** (-0.235)
健康指数	0.492*** (0.142)	0.315*** (-0.112)	0.483*** (-0.126)	0.492*** (0.142)	-0.007 (-0.035)	0.552*** (-0.127)
层次等级	4.783*** (0.465)	-0.115 (-0.129)	4.528*** (-0.345)	4.783*** (0.465)	0.066*** (-0.016)	3.556*** (-0.393)
城市等级	1.562*** (0.215)	0.049 (-0.058)	1.254*** (0.212)	1.562*** (0.215)	0.266*** (-0.038)	1.635*** (0.272)
从事第二产业	0.895*** (0.302)	0.774*** (-0.134)	0.605* (0.322)	0.895*** (0.302)	0.562*** (-0.101)	0.836* (0.216)
工作年限	0.189*** (0.035)	-0.011 (-0.019)	0.127*** (-0.040)	0.189*** (0.035)	-0.003 (-0.003)	0.405*** (-0.098)
工作年限 ²	-0.012*** (0.003)	0.001 (-0.001)	-0.014*** (-0.003)	-0.012*** (0.003)	0.001 (-0.001)	-0.008*** (-0.002)
年龄	-0.087*** (0.012)	-0.064*** (-0.001)	-0.095*** (-0.011)	-0.087*** (0.012)	-0.093*** (-0.005)	-0.113*** (-0.032)
常数项	4.596** (-1.169)	6.422*** (-0.694)	5.152*** (-1.180)	4.596** (-1.169)	4.320*** (-0.537)	4.168*** (-1.183)
R-squared	0.194	0.191	0.195	0.194	0.193	0.182

为验证职业培训对工资收入影响的“异质性”,本文按内容和频率将农民工参加的职业培训分为六种类型,分别进行详细考察,表4报告了不同类型职业培训对农民工工资收入的影响效应。研究结果表明,参加引导培训显著提高了农民工的工资收入。农民工在参加引导培训后,小时工资收入增加3.465元,而偶尔参加引导性培训、参加技能性培训、偶尔参加技能培训、参加两种培训以及偶尔参加两种培训对农民工工资收入的影响都不显著。

表 4 农民工工资收入影响因素的估计结果（区分六种培训类型）

变量	参加引导培训	偶尔参加引导培训	参加技能培训	偶尔参加技能培训	参加两种培训	偶尔参加两种职业培训
参加培训	3.465*** (-0.789)	-0.157 (-1.082)	0.955 (-0.618)	1.149 (-0.779)	0.018 (-1.221)	0.267 (-1.056)
男性	3.114*** (-0.449)	3.077*** (-0.448)	3.094*** (-0.448)	2.979*** (-0.445)	3.173*** (-0.449)	3.130*** (-0.449)
已婚	1.038** (-0.409)	1.061*** (-0.408)	1.055*** (-0.408)	1.130*** (-0.408)	0.963** (-0.410)	1.073*** (-0.409)
受教育水平	0.285*** (-0.051)	0.278*** (-0.051)	0.285*** (-0.051)	0.281*** (-0.051)	0.282*** (-0.051)	0.270*** (-0.050)
技能指数	1.867*** (-0.183)	1.863*** (-0.182)	1.873*** (-0.182)	1.828*** (-0.182)	2.106*** (-0.178)	1.903*** (-0.183)
中部地区	-1.290*** (-0.333)	-1.323*** (-0.332)	-1.309*** (-0.332)	-1.321*** (-0.332)	-1.255*** (-0.333)	-1.350*** (-0.331)
健康指数	0.380** (-0.157)	0.337** (-0.156)	0.346** (-0.157)	0.298* (-0.157)	0.365** (-0.157)	0.359** (-0.157)
层次指数	3.945*** (-0.389)	3.895*** (-0.388)	3.926*** (-0.388)	3.900*** (-0.388)	4.202*** (-0.386)	3.897*** (-0.389)
城市等级	1.176*** (0.245)	1.178*** (0.251)	1.172*** (0.241)	1.179*** (0.243)	1.168*** (0.242)	1.174*** (0.243)
从事第二产业	0.878*** (0.332)	0.879*** (0.330)	0.876*** (0.331)	0.868*** (0.329)	0.883*** (0.331)	0.875*** (0.330)
工作年限	0.150*** (-0.047)	0.147*** (-0.047)	0.148*** (-0.047)	0.164*** (-0.047)	0.149*** (-0.047)	0.154*** (-0.047)
工作年限 ²	-0.004*** (-0.001)	-0.004*** (-0.001)	-0.004*** (-0.001)	-0.005*** (-0.001)	-0.004*** (-0.001)	-0.004*** (-0.001)
年龄	-0.078*** (-0.015)	-0.078*** (-0.015)	-0.079*** (-0.016)	-0.064*** (-0.014)	-0.097*** (-0.016)	-0.079*** (-0.015)
常数项	1.297 (-1.209)	1.512 (-1.206)	1.384 (-1.204)	2.070* (-1.199)	3.514*** (-1.146)	0.539 (-1.185)
R-squared	0.155	0.160	0.159	0.156	0.154	0.156

(二)倾向得分匹配(PSM)估计。在检验职业培训对农民工工资收入的影响效应时,简单的OLS估计可能会产生估计性偏误。为准确验证职业培训和不同类型职业培训对农民工工资收入的影响效应,本文将未参加职业培训的农民工作为基准组,对参加职业培训、参加六种不同类型的培训进行七次倾向得分匹配。

在分析倾向得分匹配估计结果之前,应先对其匹配质量进行评估。从表5中可以看出,匹配后处理组和控制组间的标准偏误都有大幅度消减,t检验结果也证实处理组与控制组的样本均值更加接近。同时,图1展示了匹配前后的倾向得分密度,同样证明该匹配较为可靠。

表 5 变量误差消减状况

变量	样本	均值		标准偏误(%)	误差消减(%)	t 检验	
		处理组	控制组			t 值	p 值
男性	匹配前	0.938	0.890	17.1	92.7	2.66	0.008
	匹配后	0.938	0.934	1.2		0.18	0.857
已婚	匹配前	0.792	0.829	-9.4	79.2	-1.65	0.098
	匹配后	0.792	0.800	-2		-0.24	0.809
教育水平	匹配前	9.522	8.491	36.7	84.1	6.02	0
	匹配后	9.522	9.358	5.8		0.81	0.42

续表 5 变量误差消减状况

变量	样本	均值		标准偏误(%)	误差消减(%)	t 检验	
		处理组	控制组			t 值	p 值
技能指数	匹配前	2.929	2.720	26.2	80.7	4.49	0
	匹配后	2.929	2.888	5		0.65	0.515
中部地区	匹配前	0.475	0.435	8.1	81.2	1.39	0.165
	匹配后	0.475	0.468	1.5		0.19	0.847
健康指数	匹配前	4.308	4.025	33	84.2	5.43	0
	匹配后	4.308	4.263	5.2		0.7	0.484
层次指数	匹配前	1.211	1.110	25.1	65.2	4.76	0
	匹配后	1.211	1.176	8.7		1.01	0.315
城市等级	匹配前	2.761	2.769	-1.6	54.7	-0.27	0.785
	匹配后	2.761	2.765	-0.7		-0.09	0.928
从事第二产业	匹配前	0.677	0.695	-3.9	57.2	-0.66	0.507
	匹配后	0.677	0.685	-1.7		-0.21	0.834
工作年限	匹配前	12.715	12.390	3.6	58.4	0.61	0.54
	匹配后	12.715	12.580	1.5		0.19	0.848
工作年限平方	匹配前	241.960	234.940	2.2	38.9	0.38	0.707
	匹配后	241.960	237.670	1.4		0.18	0.861
年龄	匹配前	38.742	39.914	-11	89.6	-1.82	0.069
	匹配后	38.742	38.864	-1.1		-0.15	0.885

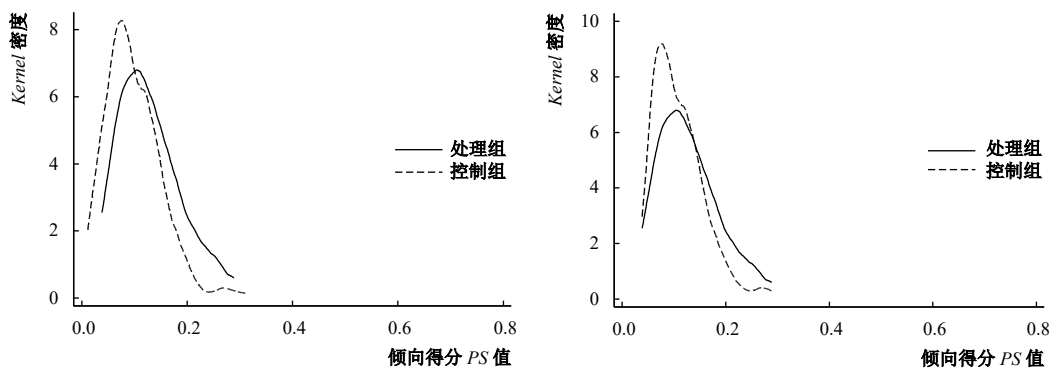


图 1 参加职业培训的匹配结果

将参加职业培训与未参加过培训的农民工进行匹配,可得到控制内生性后的培训工资效应(见表 6)。参加培训后,农民工小时工资增加 1.88 元,这与 OLS 估计结果基本一致(见表 1)，“授人以渔”的正向工资效应较明显。

表 6 参加职业培训对农民工工资收入的影响效应 (ATT)

项目	样本	效应	标准误差	t 值
参加职业培训	匹配前	2.98	0.48	6.15
	匹配后	1.88	0.54	3.50

为精确评估不同培训类型对农民工工资收入的影响,本文同样采用核匹配方法将接受六种不同培训类型的农民工分别进行匹配。图 2a 和图 2b 展示了匹配前后的倾向得分密度,^①同样证明该匹配较为可靠。

^① 由于篇幅限制,偶尔参加引导性培训、偶尔参加技能培训、参加两种培训、偶尔参加两种培训与未参加培训的匹配结果并未列出,请感兴趣的读者向作者索取。

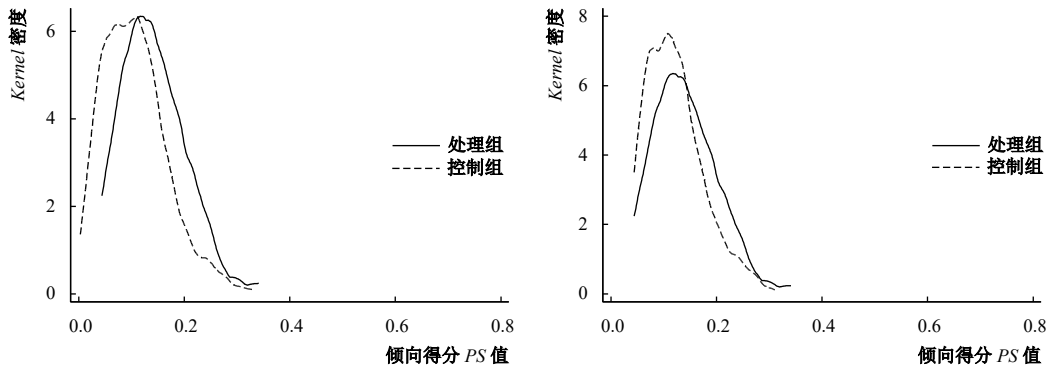


图 2a 参加引导性培训

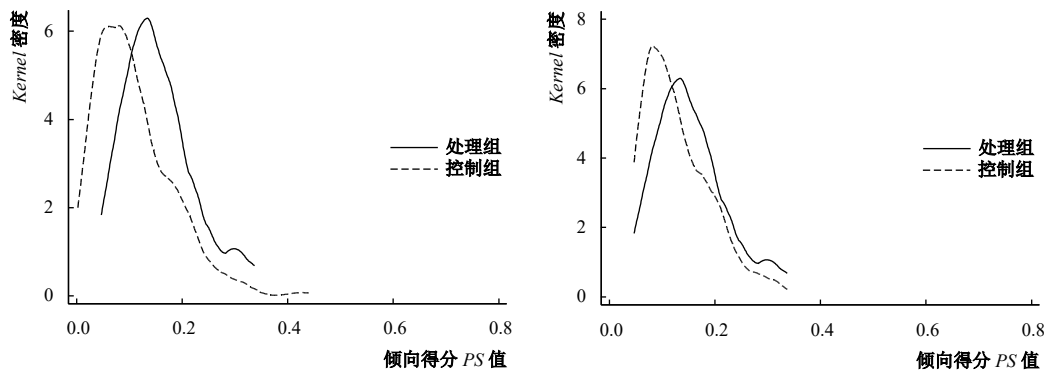


图 2b 参加技能培训

表 7 报告了不同类型的职业培训对农民工工资收入的影响效应, PSM 估计结果与 OLS 估计结果基本吻合。参加引导性培训对农民工工资收入的影响最大, 小时工资提升的幅度达到 4.07 元。参加技能性培训和偶尔参加技能性培训对农民工工资收入的影响次之, 小时工资提升的幅度分别达到 1.61 元和 1.50 元。与之相对应, 偶尔参加引导性培训、参加两种培训和偶尔参加两种培训对农民工工资获得的影响并不显著, 且对其小时工资提高的幅度十分有限。有鉴于此, 在政策的具体实施过程中, 不仅应重视“授人以渔”, 还应重视“授人以何渔”。具体而言, 参加引导性培训和参加技能性培训均对农民工的工资收入有着显著的正向影响, 但参加引导性培训的工资提升效应更为明显, 政府的相关政策更应向引导性培训倾斜。

表 7 不同培训类型对农民工工资收入的影响效应 (ATT)

项目	样本	效应	标准误差	t 值
参加引导性培训	匹配前	4.25	0.85	5.01***
	匹配后	4.07	1.05	3.87***
偶尔参加引导性培训	匹配前	0.35	1.17	0.30
	匹配后	0.13	1.05	0.01
参加技能性培训	匹配前	2.34	0.66	3.55***
	匹配后	1.61	0.68	2.22**
偶尔参加技能性培训	匹配前	2.67	0.84	3.18***
	匹配后	1.50	1.04	1.55**
参加两种培训	匹配前	0.77	1.32	0.58
	匹配后	0.25	1.21	0.21
偶尔参加两种培训	匹配前	0.74	1.14	0.65
	匹配后	0.10	1.28	0.08

(三) 平均处理效应 (ATT) 的稳健性检验。^①在对不同职业培训选择行为个体的倾向得分进

① 由于篇幅限制, 平均处理效应的稳健性检验结果未列出, 如有需要可向作者索要。

行匹配时,不同匹配方法有不同标准且各有优缺点。鉴于此,本文将采用最邻近匹配法进行稳健性检验。稳健性检验结果表明,无论是采用核匹配法进行匹配,还是采用最邻近匹配法进行匹配,参加职业培训对农民工工资收入的影响效应(ATT)和不同培训类型对农民工工资收入的影响效应(ATT)均呈现出较强的稳定性,这说明本文的估计结果是稳健的和具有解释力的。

五、结论与政策性涵义

作为世界上最大的转型经济体,中国在跨越中等收入发展阶段时面临着诸多挑战和不确定性,单纯凭借劳动力成本优势维系经济增长变得越发艰难。因此,如何用劳动力质量替代劳动力数量优势进而提升普通劳动者(尤其是数量巨大的低素质农民工)的人力资本水平,成为供给侧结构性改革和转变经济发展方式的关键,而职业培训正是提高农民工人力资本水平的重要途径。本文基于中西部地区13个省份的4138份农民工调查数据,采用倾向得分匹配(PSM)模型,实证检验了职业培训对农民工工资收入的影响。实证分析结果表明,参加职业培训对农民工工资收入具有显著的正向影响,其小时工资因接受职业培训而增加1.88元,“授人以渔”的正向工资效应较为明显。但农民工通过职业培训获得的“工资收入溢价”具有异质性,参加引导性培训使农民工小时工资提升4.07元,参加技能性培训和偶尔参加技能性培训使农民工小时工资分别提升1.61元和1.50元,而其他类型培训的工资效应并不显著。同时,工作年限对农民工工资收入的影响具有典型的“倒U形”曲线特征,而城市等级和工作层次对农民工工资收入具有显著的正向影响。

本文结论具有重要的政策涵义:第一,政府应积极调控和合理配置市场培训资源,不断扩大农民工职业培训的供给总量。从长远来看,职业培训是农民工稳定就业、收入增长和市民化的基础,也有助于中国从人口大国向人力资本大国的转变。因此,政府应根据市场对农民工岗位需求的紧缺程度,积极开展有针对性、多样化的农民工培训,并在财税政策上予以重点扶持。第二,在实施农民工职业培训政策时,应充分重视职业培训对“农民工工资收入溢价”的异质性。区别于以往主要注重农民工的职业技能培训,从切实提高农民工工资收入的角度出发,未来的职业培训应以引导性培训和技能性培训并重,并在引导性培训上增加更多投入。有鉴于此,政府在提供职业培训时,应格外注重基本文化理论、就业常识和权益保护等方面的引导性培训,对技能性培训的投入应注重培训频率和持续性,因为偶尔参加技能性培训对农民工工资收入的提升效应相对有限。而且,在加大引导性培训和技能性培训的同时,应加强对不同类型职业培训效果的科学评估和甄别,从而不断提升农民工职业培训的效果和质量。第三,不断创新农民工职业培训机制,将目前由政府主导的农民工培训机制转换为由政府、企业、职业培训机构和农民工等四方参与并形成有效制约的职业培训机制。鉴于中国社会经济发展的现实情况,在农民工的引导性培训上,政府应作为主导力量和主要资金投入方。对于技能性培训,由于对技能的针对性较强,应在劳动力市场供需机制的作用下,由企业和职业培训机构发挥主体作用。

* 本文还受到河南财经政法大学青年拔尖人才资助(hncjzfdxqnbjrc201710)。

主要参考文献:

- [1]程名望,盖庆恩, Jin Y H,等. 人力资本积累与农户收入增长[J]. 经济研究, 2016, (1): 168-181.
- [2]高梦滔,姚洋. 农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本?[J]. 经济研究, 2006, (12): 3-12.
- [3]国家统计局. 2016年农民工监测调查报告[EB/OL]. http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201704/t20170428_1489334.html, 2017-04-28.
- [4]江金启,张广胜,杨肖丽. 异质性培训、技能分化与农民工的工资收入决定[J]. 农业技术经济, 2016, (10): 20-28.

- [5]屈小博. 培训对农民工人力资本收益贡献的净效应——基于平均处理效应的估计[J]. 中国农村经济, 2013, (8): 55–64.
- [6]王德文, 蔡昉, 张国庆. 农村迁移劳动力就业与工资决定: 教育与培训的重要性[J]. 经济学(季刊), 2008, (4): 1131–1148.
- [7]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.
- [8]熊雪, 聂凤英, 毕洁颖. 贫困地区农户培训的收入效应——以云南、贵州和陕西为例的实证研究[J]. 农业技术经济, 2017, (6): 97–107.
- [9]许和连, 赵德昭. 外商直接投资、劳动力异质性与农村剩余劳动力转移——基于新古典一般均衡拓展模型的分析[J]. 财贸经济, 2013, (1): 82–92.
- [10]杨玉梅, 曾湘泉. 农民工培训与就业能力提升——基于河南省阳光工程培训效果的实证研究[J]. 中国劳动经济学, 2011, (1): 83–110.
- [11]阳玉香, 莫旋. 政府培训能增加流动人口的收入吗?——基于 Blinder-Oaxaca 分解的实证研究[J]. 人口与经济, 2017, (4): 119–126.
- [12]张世伟, 武娜. 培训时间对农民工收入的影响[J]. 人口学刊, 2015, (4): 104–111.
- [13]张晓恒, 朱战国, 刘余, 等. 职业技能培训与新生代农民工收入增长——基于倾向得分匹配模型的分析[J]. 统计与信息论坛, 2017, (3): 114–120.
- [14]赵德昭. 农民工返乡创业绩效的影响因素研究[J]. 经济学家, 2016, (7): 84–91.
- [15]赵德昭. 地方财政配置能力对农村剩余劳动力转移的门槛效应研究[J]. 财政研究, 2017, (6): 72–83.
- [16]赵德昭. FDI 对农村剩余劳动力转移的影响: 集聚抑或是扩散[J]. 财贸经济, 2018, (1): 118–131.
- [17]赵延东, 王奋宇. 城乡流动人口的经济地位获得及决定因素[J]. 中国人口科学, 2002, (4): 8–15.
- [18]Angrist J D, Krueger A B. Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2001, 15(4): 69–85.
- [19]Becker G S. Investment in human capital: A theoretical analysis[J]. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(5): 9–49.
- [20]Blinder A S. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates[J]. *The Journal of Human Resources*, 1973, 8(4): 436–455.
- [21]Flores C A, Flores-Lagunes A, Gonzalez A, et al. Estimating the effects of length of exposure to instruction in a training program: The case of job corps[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(1): 153–171.
- [22]Haelermans C, Borghans L. Wage effects of on-the-job training: A meta-analysis[J]. *British Journal of Industrial Relations*, 2012, 50(3): 502–528.
- [23]Hawley S R, St. Romain T, Rempel S L, et al. Generating social capital through public health leadership training: A six-year assessment[J]. *Health Education Research*, 2012, 27(4): 671–679.
- [24]Heckman J, Ichimura H, Smith J, et al. Characterizing selection bias using experimental data[J]. *Econometrica*, 1998, 66(5): 1017–1098.
- [25]Hughes J, Maurer-Fazio M. Effects of marriage, education and occupation on the female/male wage gap in China[J]. *Pacific Economic Review*, 2002, 7(1): 137–156.
- [26]Kirkpatrick D L. Techniques for evaluation training programs[J]. *Journal of the American Society of Training Directors*, 1959, 13: 21–26.
- [27]Kluve J, Schneider H, Uhlendorff A, et al. Evaluating continuous training programmes by using the generalized propensity score[J]. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 2012, 175(2): 587–617.
- [28]Konings J, Vanormelingen S. The impact of training on productivity and wages: Firm-level evidence[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(2): 485–497.
- [29]Lechner M, Miquel R, Wunsch C. Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2011, 9(4): 742–784.

- [30]Lucas Jr R E. On the mechanics of economic development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3–42.
- [31]Mincer J. On-the-job training: Costs, returns, and some implications[J]. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(5): 50–79.
- [32]Oaxaca R L, Ransom M R. On discrimination and the decomposition of wage differentials[J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 61(1): 5–21.
- [33]Romer P M. Increasing returns and long-run growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002–1037.
- [34]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41–55.
- [35]Schoellman T. Early childhood human capital and development[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2016, 8(3): 145–174.
- [36]Schultz T W. Investment in human capital[J]. *The American Economic Review*, 1961, 51(1): 1–17.
- [37]Yang D T. Education and allocative efficiency: Household income growth during rural reforms in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2004, 74(1): 137–162.
- [38]Zhang LX, Huang J K, Rozelle S. Employment, emerging labor markets, and the role of education in rural China[J]. *China Economic Review*, 2002, 13(2-3): 313–328.

Is “Teaching People to Fish” Effective? The Wage Effect Test of Vocational Training for Migrant Workers

Zhao Dezhao, Geng Zhibin

(Finance & Taxation College, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China)

Summary: Vocational training not only solves the needs of migrant workers for their own employment, but also is an important way to stabilize employment growth and complete the task of precision poverty alleviation. Based on the survey data of 4 138 migrant workers from 13 provinces in central and western China, this paper uses the propensity score matching (PSM) model to empirically test the effect of vocational training on the wage income of migrant workers. The empirical analysis shows that: (1) Participation in vocational training has a significant positive impact on the wage income of migrant workers, whose hourly wages have increased by 1.88 yuan due to vocational training, so “Teaching People to Fish” has an obvious positive effect. (2) The “salary premium” obtained by migrant workers through vocational training has a heterogeneous nature. Participation in introductory training increases the hourly wage of migrant workers by 4.07 yuan, participation in skill training and occasional participation in skill training increase the hourly wage of migrant workers by 1.61 yuan and 1.50 yuan, while the impact of other types of training on migrant workers’ wages is not significant. The wage effect of “How to Teach People to Fish” is obvious different. The policy implication is that, the vocational training of migrant workers can change the basis of their future employment and development by raising their wage levels. Therefore, when government departments formulate policies related to vocational training, they should not only pay attention to “Teaching People to Fish”, but also pay full attention to “How to Teach People to Fish”, so as to achieve a fundamental shift from “transfusion” to “hematopoietic”.

Key words: vocational training; migrant workers; wage income; propensity score matching

(责任编辑 石头)