

欢迎按以下格式引用:刘玉成,田新娜.长江经济带人才共享收入效应研究[J].长江大学学报(社会科学版),2022,45(5): 89-96.

长江经济带人才共享收入效应研究

刘玉成^{1,2} 田新娜²

(1.长江大学 长江经济带发展研究院,湖北 荆州 434023;2.长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

摘要:基于 CFPS 个人调查数据中的长江经济带样本,运用倾向得分匹配方法(PSM)构建反事实框架,再利用 Logit 模型估计倾向概率、利用多种匹配法估计平均处理效应,实证研究长江经济带人才共享对人才收入的影响效应,并检验了收入效应的区域异质性和收入水平异质性。结果表明:长江经济带人才共享对人才收入具有显著的增收效应;长江经济带人才共享的收入效应具有区域异质性,其中上游、中游地区增收效应比全样本更显著,而下游地区并不显著;长江经济带人才共享的增收效应具有收入水平异质性,高收入人群增收效应更显著,而中低收入人群并不显著。因此,在全民共建共享背景下,应进一步推动人才共享以促进人才增收,由此提升长江经济带的人才福利效应。

关键词:人才共享;收入效应;长江经济带;倾向得分匹配

分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2022)05-0089-08

长江经济带高质量发展历来受到党中央的高度重视,而人才是高质量发展的核心。2017 年以来,由大城市争抢人才引发的“抢人大战”逐渐向中小城市蔓延,给长江经济带各地区人才引进带来较大的压力和紧迫感,也引发了社会各界对人才共享理念的思考。习近平总书记在《在深入推动长江经济带发展座谈会上的讲话》中强调,长江经济带各地区应“正确把握自身发展和协同发展的关系”。但“抢人大战”的持续发展,势必会演变成比条件、比待遇、比福利的非理性竞争,这非常不利于长江经济带区域协同发展的战略需要。为此,长江经济带的可持续发展应当转变人才思路,由人才“为我所有、为我所用”的传统理念向“不为所有、但为所用”的共享理念转变,大力促进人才资源的合理流动和高效配置,从

而实现高质量发展。

2014 年以来,共享单车、共享公寓、共享雨伞等陆续出现,为人们的出行带来了极大的便利,共享经济由此真正进入大众视野。共享经济创新的商业模式减少了供求双方的信息不对称,降低了搜寻、接洽和缔约的交易成本,增进了消费者的福利^[1]。随着区域经济一体化水平不断提高以及互联网大数据等新兴技术的发展,共享经济飞速发展带来的红利不断发生“蝶变”效应,成为我国社会经济发展的新主流。在共享经济越来越火热的今天,可共享物也不断升级,从车辆、房屋再到人才,从有形物到无形智慧,资源属性越来越丰富、价值越来越高,人才共享应运而生。

人才在个人层面上通过知识技能变现实现共享。国家信息中心发布的《中国共享经济发展报告

收稿日期:2022-06-29

基金项目:湖北省教育厅哲学社会科学研究一般项目“区域协同视角下长江经济带人才共享的福利效应与协调机制研究”(20Y033);长江大学社会科学基金重点项目“科技资源共享促进长江经济带高质量发展的路径与政策研究”(2021csz01)

第一作者简介:刘玉成(1970-),男,湖北荆门人,副教授,博士,主要从事劳动经济与产业经济研究。

通信作者:田新娜(1997-),女,河南安阳人,主要从事产业经济研究,E-mail:fei2785239@qq.com。

(2022)》显示,2021 年我国共享经济交易规模 36881 亿,其中知识技能领域交易规模达 4540 亿,同比增长 13.2%,在共享经济的七个领域中排名第三。人才共享参与率不断提高,为我国经济发展作出了重要贡献。人才共享可以提高人才资源使用效率,在创造就业、搞活微观经济、降低企业成本、增加劳动者收入、助力区域经济协调发展等方面具有重要作用。人才共享强调对人才的共同享有,通过人才在不同单位之间合理有序流动,使人才资源得到充分利用和配置,突破了传统用人观念导致的人才资源浪费,也有助于提升人才的福利效应。基于此,本文将以长江经济带为例探讨人才共享的收入效应,从而为提升长江经济带区域福利效应提出政策建议。

一、文献综述

人才共享起源于西方国家的人才租赁制度,国内学者将其称为“人才共享”。20 世纪 70 年代上海“星期日工程师”的出现使我国人才共享初具雏形,20 世纪 90 年代随着下海经商的人越来越多,企业间项目合作、业务外包以及人才中介市场均促进了人才共享的发展,21 世纪以来互联网的快速发展进一步加速了我国的人才共享。与本文研究主题相关的文献综述如下:

1.关于人才共享的基础理论研究

国内研究主要集中在人才共享的内涵、运行模式、制约因素等方面。回顾我国人才共享的发展历史,何琪(2006)认为我国人才共享经历了自发形成的萌芽期、企业推动的过渡期、政府市场推动的多样化发展期^[2]。关于人才共享的内涵,宋成一等(2019)认为人才共享是宏观区域层面的人才共用体制、中观组织层面的人才“不求所有但求所用”、微观个体层面的智力资源多方共享^[3]。关于人才共享的运行模式,学者们从多种角度作了探索,现有模式主要包括:组织层面的委托外包、借用租赁、项目合作^[4],以及非股权战略联盟和股权战略联盟^[5],个体层面的兼职兼业、灵活就业、零工经济、人才流动^{[4][6]}。但是,由于知识技能型人才共享在国内刚刚兴起,因此人才共享仍处在机会成本较高的磨合期^[7],知识技能型人才共享的匹配效率仍然不高^[8]。另外,人才共享中的道德风险、信息披露等问题也会对人才共享形成制约^[9]。

2.关于人才共享对收入的影响研究

从宏观角度看,人才共享改变传统的用工模

式^[10],为企业和劳动者带来了一系列新的就业考虑^[11],对创造就业、搞活微观经济、降低企业成本、增加劳动者收入有重要作用^[12]。从微观角度看,人才共享为传统的无法进入劳动力市场的人力提供就业机会,实现收入增加、自由务工^[13],为高技能劳动者和兼职劳动者提供了更灵活的工作机会和较高的总收入^[14];但人才共享使劳动力市场更加灵活化,也导致劳动关系非标准化,可能使劳动者在就业、收入、工作福利、社会保障等方面的权益受到侵害^[15~17],甚至会使收入两极分化、带来工作收入隐形减少^{[18][19]}。

3.关于人才收入的影响因素研究方面

国内学者对个人收入的影响因素研究大多集中于教育、工作经验、性别等方面。在教育方面,叶杰等(2019)认为教育水平是影响个人收入的重要因素^[20],刘润芳等(2021)^[21]认为地区教育不平等对收入产生显著影响,父母教育水平以及健康对子代收入也存在显著影响。在工作经验方面,王云多(2010)认为工作经验对个人收入分配的影响呈现倒 U 型关系^[22]。在性别方面,董良(2016)认为男性普遍比女性更容易获得高收入^[23],董延芳等(2021)认为女性在个人收入上处于劣势地位^[24],且大多数女性实际收入低于其潜在收入(方颖等,2021)^[25]。另外,年龄、行业差别、个人能力等也是影响收入的重要因素。

综上所述,现有文献对人才共享的理论框架作了系统研究,为本文的研究提供了理论基础。但现有文献在人才共享与收入的关系方面研究并不多,人才共享对人才收入具有正向影响还是负面影响尚未有定论。另外,现有文献在研究人才共享对收入的影响时大多从定性角度进行分析,定量研究人才共享的收入效应的并不多。本文将以中国家庭追踪调查数据(CFPS)为基础数据,从中筛选出长江经济带样本,在对人才样本进行倾向得分匹配的基础上研究人才共享的收入效应,并分析影响效应的异质性。与已有研究相比,本文的边际贡献在于:(1)基于微观调查数据,从实证角度检验了人才共享的增收效应,从而认为人才共享有助于提升人才的福利效应;(2)采用倾向得分匹配法对样本数据进行匹配,并构建反事实分析框架,避免了样本选择偏误;(3)从区域和收入水平两个视角检验了人才共享收入效应的异质性。

二、理论分析与研究假设

人才共享使劳动力市场供需双方都拓展了可选

择范围,不再拘泥于某一特定服务机构或被服务对象。如果人才共享供需双方达成供需匹配,可以使闲置人才资源实现资源共享和知识技能变现,从而降低交易成本、提高人才资源利用效率,达到资源最优配置的目的。从人才共享对人才收入的影响来看,一方面,人才资源通过共享拓宽了就业路径和价值实现渠道,从而有机会利用柔性工作时间将自己的知识技能变现,最终达到实现自身效用最大化的目的,这会带来额外收入的增加;另一方面,人才共享将会引起人才供给总量的隐性增加,短期内在人才总需求不变的情况下,人才供需不平衡会带来就业冲击,必然会引起人才工资水平、闲暇成本的变化,导致部分人才的收入水平下降。另外,知识技能型人才参与共享,将对低技能劳动者产生替代效应,导致边际生产力较低的劳动者可能被挤出就业市场,从而对知识技能型人才的需求上升,这也会带来人才收入水平的提高、低技能劳动者的收入下降。综上,人才共享必然会对人才的收入产生影响,但影响方向无法确定,因此本文提出如下假设:

- 假设 1a:长江经济带人才共享对人才个人收入有正向作用。
- 假设 1b:长江经济带人才共享对人才个人收入有反向作用。

人才是实现民族振兴、赢得国际竞争主动的战略资源,共享是中国特色社会主义的本质要求,人才共享对于提高区域甚至国家全面竞争力具有重要作用。从区域发展不平衡角度看人才共享的收入效应:一方面,我国人才在空间分布上表现为东部地区聚集度高、中西部地区聚集度低的格局^[26],导致人才共享基础不均衡。人才聚集度高的地区凭借人才数量与质量优势而促使人才共享效率提高,进而影响人才共享的收入效应;另一方面,根据区域增长极理论,人才共享会首先出现在占据绝对优势地位的地区,并促使其发展为增长极,通过极化和扩散机制产生辐射效应,从而带动周边地区的人才共享,最终导致人才共享区域发展不平衡,由此影响人才共享的收入效应。综上,人才共享的收入效应因区域发展不平衡可能存在区域异质性,因此本文提出如下假设:

- 假设 2:长江经济带人才共享收入效应存在区域异质性。
- 人才是否参与共享具有内生性,受个体自身主观能动性影响较大,而人才收入客观反映其自身属性。因此,人才收入的高低可能通过影响人才的共享选择来影响人才共享的收入效应。从居民收入差

距视角看人才共享的收入效应:一方面,人才的高收入反映了人才较高的劳动力价值,其选择参与人才共享会进一步扩大人才共享的收入效应,但也可能对低收入者产生挤出效应而带来低收入者的失业风险。当然,高收入人才也可能因为其收入已经足以满足自身生活和价值实现的需要,因此不愿意参与人才共享,从而抑制人才共享的收入效应。另一方面,人才的低收入反映了人才劳动力价值相对较低,其参与人才共享对人才共享收入效应影响较小,或可能在低收入的情况下更倾向于参与人才共享以提高个人收入,从而促进人才共享正收入效应;或在挤出效应下被清出高端人才市场,因而扩大人才共享的负收入效应。因此本文提出如下假设:

- 假设 3:长江经济带人才共享收入效应存在收入水平异质性。

三、实证研究

(一)模型构建

样本是否参与人才共享是样本个体自我选择的结果,而并非随机分组的结果,而且样本个体的自我选择是一个受样本自身影响较大的衡量指标,因此在效应估计中可能存在某些内生变量对人才共享和人才收入产生中介效应。另外,样本是否选择参与人才共享也与自身个体特征有关,这会使样本筛选存在一定的选择偏误。因此本文拟采用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching,PSM)来匹配样本数据,通过构建反事实分析框架,解决数据缺失和样本选择问题,从而减少选择偏误,使估计结果更具有稳健性和准确性,由此得到人才共享对个人收入影响的净效应。倾向得分匹配法(PSM)的主要步骤是:

- 1.利用二元离散 logit 模型对样本参与人才共享的倾向得分值进行估计

由于因变量只有两个可供选择方案,即参与人才共享或不参与,故本文采用二元 logit 模型,该模型函数的表达式为:

$$\text{logit}(p_i) = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \cdots + \beta_k x_{ki} + \mu_i \tag{1}$$

$$p_i = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \cdots + \beta_k x_{ki}}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \cdots + \beta_k x_{ki}}} \tag{2}$$

式中: P 为样本参与人才共享的概率; β_0 是截距,用来调整缺省因素对决策者行为的效用值; $x_k(k=1,2,\cdots,n)$ 表示方案选择属性的值; $\beta_k(k=1,2,\cdots,$

n) 表示对应选择属性带来的效用估计,数值大小反映该因素的影响作用大小,正负值表示该因素起到积极作用还是消极作用。 $P/(1-P)$ 是几率比,反映样本参与和不参与人才共享概率的比值,在给定参照条件的情况下,如果几率比大于 1,则表明该分类变量的样本参与人才共享概率较大,由此得出样本参与人才共享的倾向得分。

2.估计平均处理效应

基于已知的倾向得分值,用不同的匹配方法对处理组(参与人才共享的样本)和控制组(未参与人才共享的样本)估计匹配的平均处理效应(ATT)。定义样本参与人才共享的平均处理效应为:

$$ATT = E(Y_{i1} - Y_{i0}) \tag{3}$$

$$Y_{i1} = \alpha_0 + \alpha_1 share_i + \alpha_2 control_i + \mu_i \tag{4}$$

$$Y_{i0} = \alpha_0 + \alpha_1 noshare_i + \alpha_2 control_i + \mu_i \tag{5}$$

其中 $i=0,1,2,\cdots,n$, Y_{i1} 、 Y_{i0} 分别表示 i 样本在其参与人才共享与未参与情况下的个人收入,ATT 表示二者之差。 $share$ 表示参与人才共享, $noshare$ 表示未参与人才共享, $control$ 表示被控制的其他因素。 Y_{i1} 可以直接观测,而 Y_{i0} 无法直接获得,因此需要通过倾向得分匹配,在控制其他因素的前提下,在未参与人才共享的样本数据中匹配出与参与人才共享的样本各变量最为相似的样本,再进行对比分析,由此得出人才共享的净效应。

3.共同支撑域与平行假设检验

在匹配完成后,需要对共同支撑域假设和平行假设进行检验,以验证两组样本控制变量之间的差

异是否被消除。若通过检验,则表明匹配的控制组符合反事实。

(二)变量介绍与描述性统计

本文采用 CFPS2018 数据库中的个人自答问卷数据,从中筛选出长江经济带 11 省(市)个人工作相关数据为微观调查样本,综合相关文献研究以及前期研究经验和调研实际情况,考虑到数据资料的搜集难度与单位差异,主要遵循指标变量一致性、完整性、科学性、可获得性等原则构建被解释变量、核心解释变量、控制变量等三类变量。

被解释变量为人才收入,用人才的个人年收入(万元)来衡量。核心解释变量是人才共享,由于人才资源是人力资源的最高层次^[4],大专及以上学历可被定义为人才^[27],因此本文采用大专及以上学历样本,如果除主要工作以外有其他工作或收入,则定义为参与了人才共享。本文还控制了人才的个体特征,主要包括性别、年龄、教育程度、所处地区、居住地类型、其他教育经历、婚姻、智力水平、是否入党、是否加入工会、从业年限等变量。

经过筛选、剔除有严重缺失值和异常值的无效样本,得到 782 个有效样本,其中参与人才共享的样本数量为 173,不参与人才共享的样本数量为 609,样本中人才共享参与率为 22.1%,而全国人才共享率为 19.25%,长江经济带样本中人才共享参与率略高于全国平均水平。表 1 为各变量含义和描述统计结果。

表 1 变量含义及描述统计

变量类别	变量名称	变量解释	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	人才收入	年总收入(单位:万元)	6.985	5.302	0.3	50
核心解释变量	人才共享	有主要工作以外的其他工作或额外收入=1	0.221	0.415	0	1
		无主要工作以外的其他工作或额外收入=0				
控制变量	性别	男=1,女=0	0.494	0.500	0	1
	年龄	单位:岁	30.361	5.869	18	55
	教育程度	大专=1,本科=2,硕士及以上=3	1.545	0.563	1	3
	其他教育经历	有=1,无=0	0.185	0.389	0	1
	所处地区	长江经济带上游=1,中游=2,下游=3	2.299	0.808	1	3
	居住地类型	城镇=1,乡村=0	0.767	0.423	0	1
	婚姻状况	有伴侣=1,无伴侣=0	0.633	0.482	0	1
	智力水平	均值以上=1,均值以下=0	0.662	0.473	0	1
	是否入党	是=1,否=0	0.179	0.384	0	1
	是否加入工会	是=1,否=0	0.308	0.462	0	1
	从业年限	单位:年	7.240	5.695	0	36

注:数据来源于 CFPS2018 个人问卷资料的整理。

(三)模型回归

本文利用二元 Logit 模型对样本是否选择人才共享的倾向进行概率估计,估计结果见表 2。

表 2 人才共享倾向得分 Logit 回归结果

人才共享	系数	标准误	P 值	边际效应
性别	0.191	0.183	0.297	0.029
年龄	−0.012	0.029	0.680	−0.003
教育程度	−0.240 *	0.177	0.076	−0.045
所处地区	0.361 ***	0.120	0.003	0.050
居住地类型	−0.393 *	0.208	0.058	−0.064
其他教育经历	0.255	0.245	0.297	0.037
婚姻状况	−0.353	0.235	0.133	−0.048
智力水平	0.421 **	0.201	0.037	0.064
是否入党	−0.364	0.291	0.210	−0.045
是否加入工会	−0.659 ***	0.238	0.006	−0.102
从业年限	−0.031	0.029	0.297	−0.006
常数项	−1.346	0.834	0.106	—

注:表中*、**、***分别表示在 10%、5%、1%概率水平上显著。下同。

由表 2 的估计结果可知,在 5%置信水平下,人才共享对所处地区、智力水平、是否加入工会等变量

显著;在 10%置信水平下,人才共享对教育程度、居住地类型变量显著;而对其他变量则不显著。因此,影响样本选择参与人才共享的因素主要有教育程度、所处区域、居住地类型、智力水平以及是否加入工会。从边际效应来看,在其他因素不变的情况下,本科比大专参与人才共享的倾向小 4.5%,其可能原因是学历教育层次越高则收入也越高,主观上人才参与共享的意愿会更小一些;下游地区比中游地区参与人才共享倾向多 5%,比上游地区多 10%,这可能是下游的江浙沪地区物价与工资都处于较高水平,导致人才更愿意参与共享以提高收入;城镇比农村样本参与人才共享的倾向小 6.4%;智力水平每增加 1 个单位,人才参与共享的倾向将提高 6.4%;加入工会的人才参与共享的意愿比不加入工会的人才小 10.2%,可能是由于人才加入工会后对所在单位的文化、工作氛围和环境等认同感进一步提高,从而参与共享的意愿会下降。

(四)平均处理效应(ATT)

本文选用最近邻匹配法估计参与人才共享对人才收入的平均处理效应,结果见表 3。

表 3 人才共享对人才收入的平均处理效应(ATT)

匹配方法	实验组	对照组	实验组/对照组	ATT	标准差	T 值
最近邻匹配	7.439	5.919	1.2568	1.520	0.744	2.04 **
半径匹配	7.581	6.392	1.1846	1.189	0.575	2.07 **
核匹配	7.473	6.393	1.1691	1.081	0.561	1.93 *

由表 3 可知,在最近邻匹配法估计下,平均处理效应为 1.520,在 5%的概率水平上显著。使用倾向匹配方法对其他相关因素进行剥离分析后,发现参与人才共享的样本,其个人年收入比未参与人才共享的样本分别提高了 25.68%、18.46%、16.91%。在上述研究基础上,再次选用了半径匹配法、核匹配法进行两次匹配,结果表明两种匹配方法的平均处理效应分别是 1.189、1.081,分别在 5%、10%的显著水平上显著,与最近邻匹配法相比,无论选用哪种匹配方法,平均处理效应均不存在较大差异,表明匹配结果具有一定的稳健性。因此,人才共享可以提高个人收入,即人才共享对个人收入具有正向作用,由此推断“假设 1a”成立。

(五)假设检验

为了保证匹配结果的可靠性,需要对其进行共同支撑域与平行假设检验,以验证匹配后样本间的控制变量是否还存在显著差异。

1.共同支撑域检验

较大共同支撑域是倾向匹配的重要前提,保证“处理组”和“对照组”的倾向得分取值有大范围重合部分,即“共同支撑域”。为保障匹配效果,本文仅截取倾向值得分在“共同支撑域”的数据,如图 1 所示。由图中结果可知,匹配前后样本的拟合程度无显著性差异,三种匹配方法绝大多数样本数据都有较大范围的重合,只有少部分样本在共同选择范围之外,因此,有理由相信匹配产生的样本损失对估计偏误的影响较小,满足共同支撑域假设。

2.平行假设检验

对人才共享的平均处理效应要尽量减少选择偏误,即要求被解释变量在匹配后可以保持平衡,这是平均处理效应具有可信度的前提。从表 4 中的系统性偏差来看,在样本匹配后 Pseudo R² 降低,无论是控制变量还是模型整体,P 值均不存在统计学上的显著性,匹配后所有变量的标准化差异均小于 5%,

且所有 t 检验结果均接受原假设。这表明匹配后的处理组与对照组之间不存在显著差异,即匹配结果具有稳健性,由此通过平行假设检验。

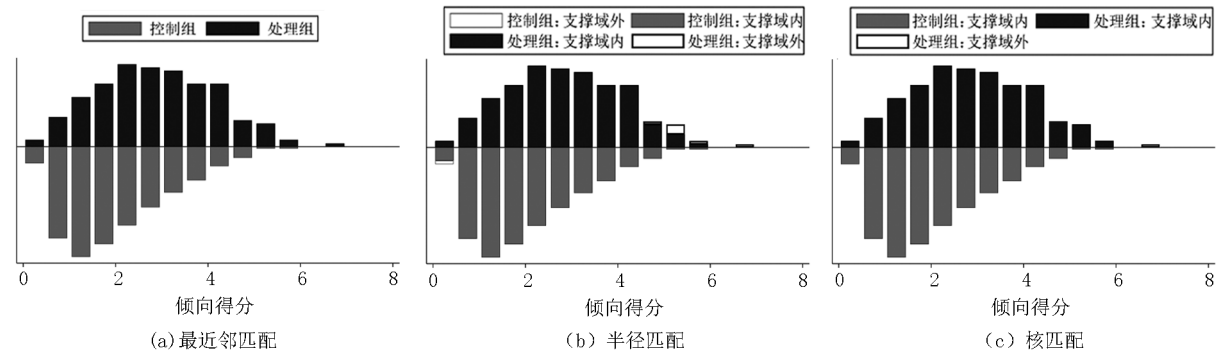


图 1 人才共享倾向得分的共同支撑域

表 4 人才共享匹配结果的平衡性检验

匹配方法	Pseudo R^2	LR χ^2	P 值	均值偏差(%)	中位数偏差(%)
匹配前	0.077	63.61	0.000	25.8	24.3
最近邻匹配	0.011	5.05	0.956	4.1	2.7
半径匹配	0.002	1.03	0.999	2.5	2.0
核匹配	0.001	0.60	0.999	1.9	1.6

(六)稳健性检验

在本文的全部样本中上海市样本占比达到 29%,且上海市人才收入普遍高于其他省份,由此推断可能存在样本选择偏差而造成结果偏误。为了检验结果的稳健性,本文将上海市样本剔除后再次进行上述匹配过程,结果见表 5。从表 5 中结果可知,上、中游地区存在增收效应,且比总样本显著性更高,三种匹配方法得到参与人才共享的样本比未参与人才共享时收入分别提高了 25.40%、22.10%、18.70%,即对于剔除掉上海地区后的样本来说,参与人才共

享对个人收入具有更显著的促进作用,人才共享的增收效应对低收入地区效果更显著。

为保证匹配结果的可靠性,同样需要进行共同支撑域与平行假设检验,以验证匹配后样本间控制变量是否还存在显著差异。由图 2 可知,匹配前后绝大多数样本数据均有较大范围的重合,只有半径匹配时少数样本在共同选择范围之外,匹配产生的样本损失对估计偏误的影响较小,由此满足共同支撑域假设。

表 5 样本处理后人才共享对个人收入的平均处理效应

匹配方法	实验组	对照组	实验组/对照组	ATT	标准差	T 值
最近邻匹配	6.358	5.071	1.254	1.287	0.546	2.36**
半径匹配	6.416	5.303	1.221	1.113	0.487	2.28**
核匹配	6.358	5.357	1.187	1.002	0.467	2.14**

平行假设检验结果见表 6。通过比较表 6 中结果,发现在样本匹配后 Pseudo R^2 虽然下降,但 P 值不存在统计学上的显著性,这表明在剔除下游样本后,匹配结果的处理组和对照组依旧不存在显著性差异,匹配结果仍然稳健,由此通过平行假设检验。

(七)异质性检验

由于长江经济带下游无论是经济总量还是人均

GDP 均为上、中游两倍以上,因此长江经济带各地区经济发展水平存在显著差异。为进一步分析人才共享的收入效应,本文根据人才收入的区域差异将样本分为上、中游组与下游组,以检验长江经济带人才共享收入效应是否存在区域异质性;根据人才的收入水平差异以年收入 6 万为界限将样本分为高收入组(收入>6 万)与中低收入组(收入≤6 万),以检

验长江经济带人才共享的收入效应是否存在收入水平异质性。区域异质性和收入水平异质性检验结果见表 7。

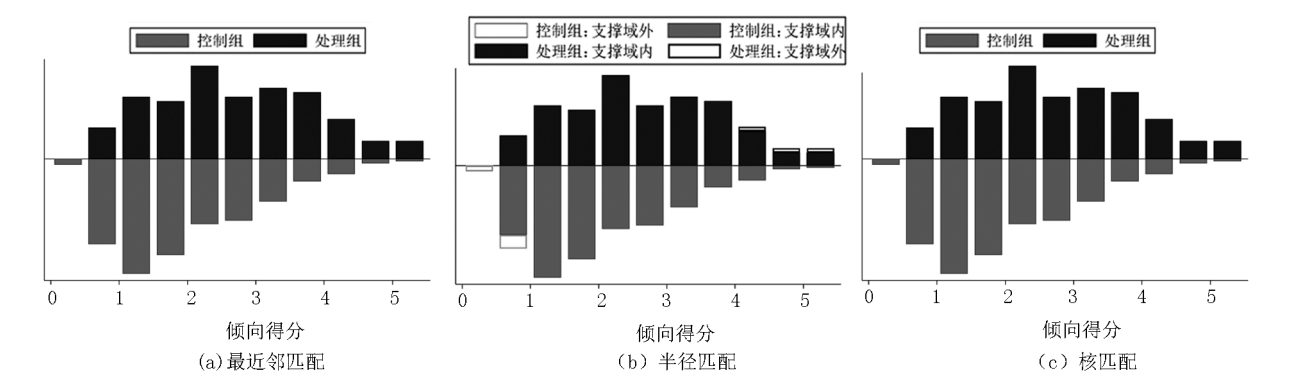


图 2 人才共享倾向得分的共同支撑域

表 6 人才共享匹配结果平行假设检验

匹配方法	Pseudo R^2	LR χ^2	P 值	均值偏差(%)	中位数偏差(%)
匹配前	0.069	39.18	0.000	23.9	26.5
最近邻匹配	0.024	7.79	0.802	6.1	5.6
半径匹配	0.002	0.52	0.999	2.6	2.2
核匹配	0.001	0.27	0.999	1.9	2.1

表 7 人才共享对不同区域个人收入的平均处理效应

样本组别	匹配方法	实验组	对照组	实验组/对照组	ATT	标准差	T 值
上、中游组	最近邻匹配	6.580	4.173	1.577	2.406	0.740	3.25***
	半径匹配	6.580	4.924	1.336	1.656	0.697	2.38**
	核匹配	6.580	4.913	1.339	1.667	0.676	2.47**
下游组	最近邻匹配	7.943	7.599	1.045	0.344	1.115	0.31
	半径匹配	8.056	7.448	1.082	0.608	0.868	0.70
	核匹配	7.943	7.503	1.059	0.440	0.828	0.53
高收入组	最近邻匹配	11.872	9.267	1.281	2.605	0.915	2.85**
	半径匹配	12.432	9.373	1.326	3.060	1.424	2.15**
	核匹配	11.872	10.091	1.177	1.781	0.922	1.93*
中低收入组	最近邻匹配	3.363	3.324	1.012	0.039	0.299	0.13
	半径匹配	3.442	3.290	1.046	0.152	0.232	0.66
	核匹配	3.409	3.301	0.936	0.107	0.214	0.50

从表 7 结果可知,区域异质性方面,上、中游地区存在增收效应,且比总样本显著性更高。三种匹配方法中,参与人才共享的样本,其收入比未参与共享时分别提高了 57.70%、33.60%、33.90%,但下游地区样本组的增收效应不显著,即人才共享的增收效应存在区域异质性。收入水平异质性方面,高收入样本组存在增收效应。三种匹配方法中,参与人才共享的样本,其收入比未参与共享时分别提高了 28.10%、32.60%、17.70%,而中低收入样本组的增收效应不显著,表明人才共享可以显著提高高收入者的个人收入。综上,分样本回归后样本存在区域异质性与收入异质性。由此,前文提出的假设 2 和假设 3 得以验证。

四、研究结论及政策建议

本文基于 CFPS 个人调查数据中的长江经济带样本,运用倾向得分匹配方法(PSM)构建反事实框架,再利用 logit 模型估计倾向概率、利用多种匹配

法估计平均处理效应,实证研究了长江经济带人才共享对人才收入的影响效应,并检验了收入效应的区域异质性和收入水平异质性,从而验证了论文的三个假设。本文得到如下研究结论:(1)长江经济带人才共享对人才收入具有显著的增收效应,在低收入地区人才收入水平提高更为明显。(2)长江经济带人才共享对人才收入的增收效应存在区域异质性,上、中游地区增收效应比全样本增收效应更显著,而下游地区增收效应并不显著,甚至呈现反向关系。从长江经济带全域来看,下游地区的样本在一定程度上抵消了上中游地区样本的增收效应。(3)长江经济带人才共享对人才收入的增收效应存在收入水平异质性,高收入组人才共享的增收效应更为显著,但中低收入组增收效应并不明显。

根据以上结论,本文提出以下几点政策建议:第一,长江经济带上、中游地区应加大人才共享推进力度,积极推动人才供需信息共享和人才供需匹配联动平台构建,以更好地发挥人才共享的增收效应,从而提升人才的福利效应。第二,长江经济带全域应建立健全区域人才共享政策,实现各区域政策衔接联动,逐步建立区域内、区域间一统的人才共享政策,在人才流动、人才评价、劳动报酬等政策上实现互通互融与合作共享,消除区域间人才共享壁垒与差异性,实现人才跨区共享。第三,加快构建长江经济带人才共享的利益协调机制,科学界定人才共享中人才供需主体的利益分配和利益共享问题,进一步消除人才共享中的不确定因素。第四,政府应更加注重人才再教育,实施就业技能培训工程,让较低收入者获得更多提升自我竞争力的机会,在人才共享中拥有更多主动权,从而缩小人才间的收入差距,实现全民共享发展成果。

参考文献:

[1]王家宝,满赛赛,敦帅,等.基于分享经济与零工经济双重视角的企业创新用工模式构建研究[J].管理现代化,2020(5).
[2]何琪.长三角人才共享透析[J].中国人才,2006(23).
[3]宋成一,刘盈盈.国内人才共享研究述评[J].西北民族大学学报(哲学社会科学版),2019(3).
[4]张薇薇,赵静杰.协同创新中人才资源共享模式与创新绩效研究[J].科学管理研究,2019(5).
[5]高兆刚.基于组织间合作的科技人才共享模式选择研究[J].中国人力资源开发,2010(5).
[6]何琪.区域人才共享:问题与对策[J].现代管理科学,2012(3).
[7]李梅芳,齐阳阳,王梦婷,等.知识技能型共享经济平台活跃度的影响因素及其作用机理研究[J].研究与发展管理,2019(3).

[8]洪志娟,王筱纶.技能型共享经济买方个人信息披露、服务商信号释义及响应行为研究[J].南开管理评论,2021(3).
[9]刘肇民,池重.人才共享中的科技企业合作研发风险规避研究[J].科学管理研究,2018(4).
[10]Tan Z M, Aggarwal N, Cowls J, et al. The ethical debate about the gig economy: A review and critical analysis[J]. Technology in Society, 2021(3).
[11]Hu Kevin, Fu Feng. Evolutionary dynamics of gig economy labor strategies under technology, policy and market influence[J]. Games, 2021(2).
[12]胡放之,邵继红.推动零工经济发展 促进多渠道灵活就业[J].理论月刊,2020(10).
[13]任洲鸿,王月霞.共享经济下劳动关系的政治经济学分析——以滴滴司机与共享平台的劳动关系为例[J].当代经济研究,2019(3).
[14]谢富胜,吴越.零工经济是一种劳资双赢的新型用工关系吗[J].经济学家,2019(6).
[15]胡荣华,李晓燕,谢嫚.广东城镇女性灵活就业状况的调查与思考[J].妇女研究论丛,2003(S1).
[16]黎淑秀,许昌秀.全职型平台经济灵活就业青年的就业状况研究[J].青年探索,2020(6).
[17]Shevchuk Andrey, Strebkov Denis, Tyulyupo Alexey. Always on across time zones: Invisible schedules in the online gig economy [J]. New Technology, Work and Employment, 2021(1).
[18]郑祁,杨伟国.零工经济前沿研究述评[J].中国人力资源开发,2019(5).
[19]蔡宁伟,张丽华.新零工经济的优势与劣势——基于用工时间、内容、流程、收入、体验和发展等多维度思考[J].中国劳动,2021(2).
[20]叶杰,徐越倩.教育水平对个人收入影响机制的再考察——基于教育的传递社会规范功能的研究路径[J].复旦教育论坛,2019(4).
[21]刘润芳,施金桥.教育不平等、健康不平等的测度及其对居民家庭收入的影响[J].统计与决策,2021(21).
[22]王云多.教育水平差别对个人收入分配的影响——基于部分省市问卷调查的实证分析[J].现代教育管理,2010(2).
[23]董良.教育、工作经验与家庭背景对居民收入的影响——对明瑟方程和“布劳-邓肯”模型的综合[J].中国社会科学院研究生院学报,2016(4).
[24]董延芳,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).
[25]方颖,蓝嘉俊,杨阳.性别身份认同对女性劳动供给和家庭收入结构的影响——教育与城乡差异的视角[J].经济学(季刊),2021(5).
[26]赵晨,薛晖,牛冲槐,等.我国科技人才空间聚集及时空异质性研究[J].统计与决策,2020(14).
[27]李琴,谢治.青年流动人口空间分布及居留意愿影响因素——基于2017年全国流动人口动态监测数据[J].经济地理,2020(9).

特约编辑 吴爱军

责任编辑 刘春丽 E-mail:157476703@qq.com