



“城市人”身份认同对农民工劳动供给的影响

——基于身份经济学视角

卢海阳¹, 梁海兵²

(1. 福建农林大学 公共管理学院, 福建 福州 350002; 2. 兰州大学 经济学院, 甘肃 兰州 730000)

摘要:在人口红利逐渐消失的背景下, 农民工劳动供给能否稳定是影响未来中国经济持续增长的重要因素。虽然推进农民工市民化已被提升到国家战略高度, 但是学术界尚未深入探讨身份的转变对农民工劳动供给的影响。文章基于身份经济学理论框架, 实证检验了“城市人”身份认同对农民工劳动供给的影响。结果表明: 由于不同身份的背后隐含着最优行为准则的差异, “城市人”身份认同的形成有助于提高农民工的劳动供给。相对于老一代、女性或外来农民工, 身份认同对新生代、男性或本地农民工劳动供给的影响更大。文章的重要政策启示在于, 加快社会建设步伐对于稳定农民工的劳动供给具有举足轻重的作用, 应通过提高农民工群体的福利水平促进其融入城市, 进而挖掘农民工劳动供给的“融入”身份效应。同时, 也应重视相应政策对不同群体的效果差异性。

关键词:身份认同; 选择性偏差; 倾向值匹配; 劳动供给; 农民工

中图分类号:F323.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2016)03-0066-11

一、现实背景与问题的提出

改革开放以来, 工业化、城镇化稳步推进, 不仅促进大量农村剩余劳动力流入城市, 而且为中国经济的持续高速增长提供了重要动力。当前, 我国已经越过了刘易斯拐点, 意味着劳动力将逐渐成为稀缺的生产要素, 人口红利逐渐消失, 伴随而来的是经济增长速度的减缓。劳动力短缺和老龄化很可能成为未来长期存在的问题, 这必然为今后中国经济的发展带来空前的挑战。在未富先老的国情背景下, 蔡昉提出, 将1.6亿进城农民工转变为市民对稳定农民工预期, 降低其城镇就业波动性, 从而提高城镇劳动参与率至关重要。^[1]以农民工市民化为内涵的深度城镇化是未来提高劳动参与率的最大潜力, 将成为未来经济增长的新引擎^[2]。如何有效增加农民工劳动供给进而提高潜在经济增长率, 已成为当前城镇化过程中亟需解决的重要民生课题。

劳动供给是劳动经济学、发展经济学研究的主题之一。根据劳动经济理论, 劳动供给主要分为劳动参与(广度)和劳动时间(深度)两个层面, 因而劳动供给行为通常分为劳动参与行为和劳动时间选择行为^[3]。针对农民工劳动供给问题, 已有文献主要是从农民工就业稳定的角度展开讨论。学者普遍认为, 在缺乏城镇户籍的情况下, 多数进城农民工难以享受完全的社会保障和公共服务, 所以他们的就业并不稳定, 当经济不景气的时候, 他们就会选择返乡。^[4]封进和张涛的研究表明, 影响农民工就业最主要的因素是收入。工资水平的提高增加农民工非农就业的可能性, 但对就业持续时间并未产生显著影响^[5]。文化程度较低, 缺乏必要的职业技能亦是

收稿日期: 2015-08-23

作者简介: 卢海阳, 男, 福建农林大学公共管理学院讲师, 博士, E-mail: charlie_lu@zju.edu.cn; 梁海兵, 男, 兰州大学经济学院讲师, 博士。

农民工就业流动性大的重要原因。在职培训有利于促进农民工的工作满意度,进而降低其工作流动意愿,但不同类别的教育和培训对农民工就业的影响存在较大差异^[6]。此外,由于正规就业渠道的缺失以及农民工在劳动力市场上所处地位的弱势性,社会资本也是农民工获得就业或流动的不可或缺的途径。作为非正式制度的社会资本,具有正式制度中“工会”的作用,能够增强农民工的“集体用脚投票权”,进而提升其劳动力市场的博弈能力^[7]。

上述从收入、人力资本、社会资本等视角剖析农民工劳动供给的研究为本文研究奠定了厚实的理论基础,但这些研究忽视了一些社会心理学因素对农民工劳动供给的作用。农民工市民化是农民工个人及其家庭从农村人向城市人转变的过程,这个过程理应蕴含着个人经济行为的变化。农民工的劳动供给是否会随着城市融入而趋于稳定?这种稳定的效果在不同类型的农民工中是否存在差异?这些都是值得深入分析且有待进一步验证的问题。鉴于此,本文拟将身份经济学理论引入劳动供给的分析框架,采用倾向值匹配(Propensity Score Matching,以下简称PSM)法,实证检验身份认同对农民工劳动供给的影响及其群体差异。

二、理论框架与研究假设

农民工的市民化不仅仅指的是标签意义上的身份转变,即农民工户籍身份的变化,更重要的是农民工心理层面的身份认同,即“城市人”身份认同的形成。身份认同是重要的社会心理学概念,在英文中译为“identity”,界定为个体对自己归属于哪个群体的认知,偏重于群体间的归属和关系问题,即主要包含两个问题:“我是谁?”“我属于哪一类群体或组织?”^[8]在社会融入理论视角下,身份认同常被用来表征流动人口的身份融入,与之相对应的还有经济、社会、文化等维度的融入。

近十年来,经济学界开始关注身份和社会规范对个体经济行为的影响。诺贝尔经济学奖得主 George A. Akerlof 最早将社会身份和与身份密切相关的行为规范引入个人效用函数,从而扩展了传统的微观决策模型。该理论假设,一个社会由不同的群体 C 构成,每个人的特征 ε_i 及行为 a_i 决定其属于某一个群体 c_i ,并形成相应的身份认同 I_i 。每个群体都存在最优行为准则 P ,如果一个人的实际行为与其所属群体的最优行为准则相违背,这个人就会产生焦虑和不愉快的感觉,效用相应降低。同时,在身份外部性的作用下,群体内其他个体的效用也会随之降低,于是其他个体可能做出相应的负反馈,从而可能引起一系列的行为博弈。所以,一个人的效用则不仅取决于自己的行为 a_i ,还受到群体内其他人的行为 a_{-i} 以及个人的身份认同 I_i 的影响,可以表示为下式:

$$U_i = U_i(a_i, a_{-i}, I_i) \quad (1)$$

而 I_i 则受到自己的行为 a_i 、他人的行为 a_{-i} 、所属群体类型 c_i 、个人的特征 ε_i 以及最优行为准则 P 的影响,由下式表示:

$$I_i = I_i(a_i, a_{-i}, c_i, \varepsilon_i, P) \quad (2)$$

其中 I_i 对 U_i 的影响被称作身份认同损益。当给定 c_i 、 ε_i 、 P 时,个人可以通过调整自己的行为 a_i 达到效用最大化。Akerlof 和 Kranton 进一步构建博弈模型分析身份认同对个体行为的作用机制指出,由于身份外部性、负反馈机制等因素的存在,群体内的博弈行为可能会促使个人采取与最优行为准则 P 相匹配的行为,但是否采取匹配行为取决于模型内博弈各方的策略集、博弈规则、损益等参数的设置。^[9]

在身份经济学理论提出以后,国外一些研究开始关注移民身份认同对劳动供给的影响。Blackaby 等对比不同种族的就业前景时发现,不同的种族在孤立偏好上有明显差异,相对于非穆斯林群体,穆斯林群体表现出更强的孤立偏好,这往往限制他们的就业选择集,从而表现为较

高的失业率^[10]。Nekby 和 Rödin 基于瑞士调查数据的研究表明,维持对流出地身份的认同不会对移民的就业产生不利影响,但加强对流入地身份的认同却能有效促进移民的就业。^[11]根据身份经济学理论,身份认同对劳动供给影响的可能路径包括:与身份相联系的规则对个人行为动机的作用、身份对个人就业选择集的扩展以及身份外部性的影响。就农民工而言,建立“城市人”身份认同会激励其采取与这一身份相一致的稳定的劳动力市场行为,如进行相应的人力资本和社会资本投资,从而获得有利于他们就业的职业技能、关系网络等等。其次,“城市人”身份认同的形成在一定程度上可能扩展农民工的就业选择集,使得一些在刚进城的农民工眼里看似遥不可及的工作变得可能,使其勇于尝试新的就业岗位,逐步实现从“农业人”到“工业人”,甚至“管理人”的转变。此外,由于身份外部性的存在,身份认同不仅会影响农民工个人的劳动供给,也会对其周围农民工群体的工作态度及行为产生一定影响,形成生产率的群内传递效应。基于以上分析,本文提出第一个假设:

假设1:“城市人”身份认同对农民工劳动供给的稳定具有积极影响作用,体现为提高劳动参与率、劳动时间,并降低就业流动性。

有学者认为,农民工群体的异质性是一个不容忽视的人口特征,应该将其纳入农民工劳动供给的分析框架中。^[12]从国际经验来看,移民的身份认同对劳动供给的影响的确存在群体差异。基于德国的长面板统计数据,Casey 和 Dustmann 研究发现,对德国国民身份的认同有利于男性就业,而对迁出国身份的认同则具有明显的消极作用。对于女性,两种身份认同的影响都不显著。^[13]此外,身份认同还具有一定的代际传递效应,父母的身份认同也可能同时会影响到子女未来的就业。Bisin 等对欧洲移民种族身份认同的实证研究发现,虽然第二代移民的种族认同远低于第一代移民,但种族认同对第二代移民就业的负面影响却远大于对其父辈的影响。^[14]

然而,由于制度环境的不同,已有的国外相关研究并不足以帮助我们判断农民工身份认同对劳动供给影响的群体差异。正如上文所述,个体是否采取与身份相匹配的行为取决于博弈模型的参数设置。现实中,虽然我们既无法观察到农民工群体间博弈过程的差异,也不能打开博弈的黑箱去获得不同群体的模型参数,但是,仍然有两个参考维度可以判断农民工是否采取与身份认同相匹配的行为,即农民工行为动机的强弱和行为能力的高低。前者表征农民工采取特定行为的意愿,后者反映农民工采取特定行为的能力。在农民工市民化过程中,这两个方面分别体现在农民工市民化的意愿和能力上。市民化意愿是农民工留城发展或定居的意愿,农民工的市民化意愿越强,则其采取与“城市人”身份相匹配的劳动力市场行为的动机也越强。市民化能力则是农民工在城市稳定就业和维持城市生活开支的能力,取决于农民工个人与身份转化相关的发展能力、与就业相关的学习能力、信息获取能力等方面^[15],市民化能力越强,意味着农民工采取积极劳动力市场行为的能力越强。

因此,从代际差异来看,新生代农民工对农村的认同远不如对城市的认同^[16],他们拥有较高的文化水平,消费观念和行为习惯都更接近于市民,他们比其父辈更渴望融入城市社会并最终成为市民。所以,新生代农具有更强的动力和能力去实现角色转换。从性别差异来看,男性农民工和女性农民工在性格、生理、心理等方面的差异必然导致其行为动机的差异。由于社会角色的分工,在非农就业决策上,具有显著的“男性主导,女性依附”的特征,男性农民工依然是家庭“养家糊口”的主要承担者,而农村女性的城乡流动存在明显的家庭“跟随”效应,这在一定程度上也说明男性可能具有更强的行为动机^[17]。此外,社会角色在性别间的不平等分配也使得女性所拥有的社会资源与权力少于男性,并更可能遭遇各种社会紧张,由此也导致其相对较低的行为能力^[18]。从户籍地差异来看,很难直观判断本地农民工和外来农民工在行为动机上的差异。但是,本地农民工对当地的方言、文化更加了解,他们可能更容易利用当地的社会

关系帮助其获得较好的就业。不仅如此,他们也可能更熟悉当地劳动力市场,所接受的教育和所积累的工作经验更适用于本地劳动力市场,因而意味着本地农民工可能具有更高的行为能力^[19]。基于以上分析,特提出以下假设:

假设2:相对于老一代农民工群体,身份认同对新生代农民工劳动供给的作用更大。

假设3:相对于女性农民工群体,身份认同对男性农民工劳动供给的作用更大。

假设4:相对于外来农民工群体,身份认同对本地农民工劳动供给的作用更大。

三、数据与计量方法

(一)数据来源及样本特征

本文数据来源于2013年寒假和暑假期间实行的两次以进城农民工为对象的实地调查。在正式调查之前,课题组选取了50个农民工样本进行访谈式预调查,就问卷中不合理问题进行修正。此后,调查采取农民工口述、调查员填写问卷的形式,以分层抽样的方式对东、中、西部21个省市及自治区行政区划内的城镇地区分别随机选择60~100位年龄在16周岁及以上的农民工进行问卷调查,调查样本涵盖浙江、江苏、天津、河南、河北、湖南、湖北、江西、安徽、广东、广西、陕西、福建、新疆、山西、吉林、黑龙江、辽宁、贵州、四川以及重庆。两次调查分别发放问卷1500份和468份,剔除关键变量缺失以及前后有明显不一致的样本,共获得有效样本1632个。从样本特征来看,男性占有有效样本数的62.53%,女性占37.47%。在年龄分布上,年龄最小的16岁,最大的63岁,平均年龄31.42岁,其中20岁以下的占9.05%,21岁~50岁的占88.00%,51岁以上的占2.95%,样本年龄总体上呈现正态分布。在教育分布上,初中及以下学历的占57.49%,高中或中专学历的占31.28%,大专及以上学历的占11.23%。从行业分布来看,建筑业和制造业的从业比例最高,占41.54%,其次是以餐饮住宿为主的服务业,占32.73%,其它行业的从业比例为25.73%。从户籍地来看,拥有务工所在地级市户口的本地农民工占47.31%,跨市或跨省务工的外来农民工占52.69%。

(二)计量方法

在其他条件相同的情况下,身份认同对农民工劳动供给到底有何影响?以往的研究是直接比较“融入”的个体和“未融入”的个体在劳动供给水平上的差异。这些研究的缺陷在于忽略一些可观测到的混淆变量对自变量与因变量之间关系的干扰,使得难以直接探索二者间的“净效应”,这些混淆变量的影响常被称作选择性偏差^[20]。具体来说,农民工的身份认同本身可能受到农民工的收入、迁移状况、家庭规模等特征的影响,而这些特征同时也会影响农民工的劳动供给,这就会导致农民工的身份认同不仅与这些特征相关,而且与其劳动供给相关。劳动供给稳定的农民工因为具有某种特征而实现稳定,而该特征及劳动供给结果同时也会改变该农民工实现“城市人”身份认同的概率,在这样的情况下,农民工的身份认同就有可能不是稳定的劳动供给的“因”,而是稳定的劳动供给的“果”,亦可能与稳定的劳动供给同样是由某些特征决定的结果,这就使得在计量模型的选取上应考虑到因果推断问题,如果用一般的线性回归模型来估计身份认同对劳动供给的影响会导致估计结果的有偏和不一致。

因果推断的核心问题在于如何有效解决模型的选择性偏差。就本文研究而言,准确估计农民工劳动供给的身份效应的方法是比较同一个农民工在建立“城市人”身份认同前后的劳动供给状况,而不是将已经建立“城市人”身份认同的农民工与仍然维持“农村人”身份认同的农民工进行比较。但是问题在于,对于已经建立“城市人”身份认同的农民工,只能观察到建立以后的劳动供给状况(即事实),而不能观测到建立之前的劳动供给状况(即反事实)。Rosenbaum和Rubin提出的倾向值匹配法(PSM)为解决这一问题提供了有效的思路:通过引入反事实框架,

构造无法被观察的反事实结果,来计算同一个农民工劳动供给的事实与反事实的净差异,这种净差异则是身份认同变化导致劳动供给变化的因果效应。^[21]具体步骤有以下几步:首先,根据一些可以观测到的混淆变量,运用 logit 模型预测农民工建立“城市人”身份认同的概率,即样本的倾向得分,由下式表示:

$$p(X_i) = \Pr(D_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i)}{1 + \exp(\beta X_i)} \quad (3)$$

式中的二元虚拟变量 D 表示农民工的身份认同, X_i 表示农民工身份认同的影响因素, β 为模型系数。然后,通过使用最近邻匹配、半径匹配、核匹配等匹配方法,根据倾向得分对干预组(“城市人”身份认同的农民工)和控制组(“农村人”身份认同的农民工)进行匹配。这样就能有效消除样本的选择性偏差,起到近似于随机试验的作用。最后,基于匹配样本,比较干预组和控制组农民工劳动供给的平均差异,得到农民工身份认同对劳动供给的因果关系系数,该系数在模型中通常被称作平均处理效应(Average Treatment Effect on Treated,简称 ATT),由下式表示:

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

上式中的 Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别表示干预组和控制组的结果。

四、变量选择与描述性分析

(一) 核心自变量

本研究以农民工的身份认同,即个人主观身份定位来测量身份认同,在问卷中表述为“你认为自己属于哪一类人群”,选项包括“城市人=1,农村人=0”。总体来看,目前已经建立“城市人”身份认同的农民工比例仍然较低(见表1),只有18%的农民工认同自己是城市人。从群体差异来看,农民工的身份认同并不存在显著的性别差异和户籍地差异,但是存在显著的代际差异,认同自己是城市人的新生代农民工及老一代农民工的比例分别为20%和13%,两者差异在1%的水平上显著。

表 1 农民工身份认同的描述性统计分析

群体	身份认同		
	平均值	标准差	Pr > t
男性农民工	0.18	0.28	0.98
女性农民工	0.18	0.25	
老一代农民工	0.13	0.37	0.01
新生代农民工	0.20	0.31	
本地农民工	0.18	0.29	0.48
外来农民工	0.16	0.32	
总体	0.18	0.34	

(二) 被解释变量

劳动供给是本文的被解释变量,本文选取劳动参与率、劳动时间和就业流动性来测量农民工的劳动供给。从表2的描述性分析看出,农民工的劳动参与率为96%,其中男性的劳动参与率显著高于女性。从代际差异看,新生代农民工就业流动性显著高于老一代农民工。从户籍地差异来看,本地农民工的劳动时间显著高于外来农民工。

表2 农民工劳动供给的描述性统计分析

被解释变量	定义	全部	男性	女性	老一代	新生代	本地	外来
劳动参与率	有工作或在寻找工作=1,其他=0	0.96	0.98*	0.96	0.97	0.96	0.97	0.97
劳动时间	每年工作小时数的对数值	7.49	7.66	7.71	7.72	7.68	7.72*	7.66
就业流动性	工作转换次数	1.03	1.03	1.04	0.91**	1.10	1.03	1.04

注:表内数据表示被解释变量的均值,由于篇幅限制,表内并未列出标准差。*、**、***分别表示各群组的差异在10%、5%、1%的水平上显著。

(三) 匹配变量

根据前文的分析,实现匹配的前提是获得样本的倾向得分,即引入影响农民工身份认同的混淆变量,通过Logit模型预测农民工建立“城市人”身份认同的概率。本文选取的混淆变量分为个人特征变量、人力资本变量、社会资本变量以及其他控制变量。其中,个人特征变量包括年龄、性别、婚姻状况;人力资本变量包括受教育年限、培训经历、工作年限、自评健康状况;社会资本变量以个人社会身份、朋友社会身份、城市社交、交往程度、受歧视经历、信任感来表征;其他控制变量包括城镇医疗保险、户籍地、迁移模式、工资对数值、行业等。混淆变量的具体定义及描述性统计结果详见表3。

表3 匹配变量的定义及描述性统计分析

变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
年龄	岁	31.42	8.68
性别	虚拟变量:男=1,女=0	0.63	0.47
婚姻状况	虚拟变量:已婚=1,其他=0	0.61	0.36
受教育年限	年	10.70	1.47
培训经历	虚拟变量:接受过企业培训=1,其他=0	0.64	0.21
工作年限	年	7.82	6.21
自评健康状况	虚拟变量:很健康或健康=1,其他=0	0.78	0.42
个人社会身份	虚拟变量:党员=1,其他=0	0.21	0.22
朋友社会身份	虚拟变量:有村干部的朋友=1,其他=0	0.43	0.30
城市社交	虚拟变量:有当地市民朋友=1,其他=0	0.72	0.41
交往程度	虚拟变量:与市民关系很好=1,其他=0	0.68	0.23
受歧视经历	虚拟变量:曾经受到市民歧视=1,其他=0	0.43	0.50
信任感	虚拟变量:信任周围的人=1,其他=0	0.72	0.32
城镇医疗保险	虚拟变量:有=1,其他=0	0.38	0.48
户籍地	虚拟变量:拥有务工所在地地级市户口=1,其他=0	0.47	0.54
迁移模式	虚拟变量:家庭式迁移=1,其他	0.39	0.32
工资对数值	月工资的对数	10.02	1.12
行业	分类变量:建筑业=1,制造业=2,服务业=3,其他=4	2.62	1.08

五、实证结果及稳健性检验

(一) 倾向得分估计及匹配检验

在对农民工样本进行匹配前,需要通过logit模型对农民工建立“城市人”身份认同的概率进行估计,从而获得倾向得分。表4是Logit模型的估计结果。其中模型1是简化模型,只包括个人特征变量;模型2和模型3分别逐步加入人力资本变量和社会资本变量;模型4在模型3的基础上又引入其他控制变量;模型5是通过逐步回归法得到的估计结果,仅包括显著变量。

表 4 Logit 模型回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
年龄	-0.016	-0.006	-0.008	-0.003	
性别	0.097	0.048	0.179	0.044	
婚姻状况	-0.012	-0.072	0.153	-0.211	
受教育年限		0.030	-0.016	-0.027	
培训经历		0.643 **	0.508 *	0.593 *	0.638 **
工作年限		0.008	-0.006	-0.012	
自评健康状况		0.305 **	0.325 **	0.275 *	0.292 *
个人社会身份			0.512 **	0.526 **	0.593 ***
朋友社会身份			-0.006	-0.017	
城市社交			0.652 *	0.444	
交往程度			0.618 *	0.433	
受歧视经历			-0.586 ***	-0.622 ***	-0.684 ***
信任感			0.230	0.170	
城镇医疗保险				0.533 **	0.592 ***
户籍地				0.016	
迁移模式				0.261	
工资对数				0.313 **	0.361 ***
行业	No	No	No	Yes	Yes
常数项	-1.403 ***	-3.724 ***	-4.455 ***	-7.039 ***	-7.310 ***
拟 R ² (Pseudo R ²)	0.007	0.082	0.104	0.189	0.169

注: *、**、*** 分别在 10%、5%、1% 的水平上显著。

从表 4 可以看出,培训经历、自评健康状况、个人社会身份、城镇医疗保险以及工资对数等变量显著地正向影响农民工身份认同,而受歧视经历对其身份认同的影响则显著为负。由于 Logit 模型中的变量选择直接会影响回归结果的拟合值,即农民工建立“城市人”身份认同的概率,而这一概率将被作为倾向得分,又影响着样本匹配的效果。因此,在估计倾向得分之前,需要对模型选择的变量进行平衡性检验,如果匹配后的干预组和控制组农民工的各个匹配变量(混淆变量)没有显著差异,则表示匹配结果满足平衡性能条件,即通过匹配消除了样本的选择性偏差。

表 5 平衡性检验

匹配变量		干预组	控制组	P 值
培训经历	匹配前	0.8855	0.7840	0.01
	匹配后	0.8855	0.8779	0.85
自评健康状况	匹配前	4.1832	3.9943	0.01
	匹配后	4.1832	4.1908	0.93
个人社会身份	匹配前	0.3282	0.2173	0.01
	匹配后	0.3282	0.3053	0.69
受歧视经历	匹配前	0.2824	0.4602	0.00
	匹配后	0.2824	0.2816	0.97
城镇医疗保险	匹配前	0.5191	0.3509	0.00
	匹配后	0.5191	0.4580	0.33
工资对数	匹配前	10.4420	10.1161	0.01
	匹配后	10.4420	10.5792	0.16

表 5 显示,通过对模型 5 中的显著变量进行双样本 T 检验发现:在匹配前,干预组和控制组的 6 个变量均存在显著差异,而在匹配后,各个变量的双样本 T 检验 P 值均不能拒绝原假设,

即干预组和控制组的各个匹配变量之间不再存在显著差异,说明以模型 5 中的变量对农民工样本进行匹配能有效的满足倾向值匹配法的平衡性能条件。

图 1 给出了基于最近邻匹配法得到的匹配前后干预组和控制组农民工倾向值得分的核密度函数分布。可以看出,在匹配之前,两者的倾向得分分布存在明显差异;在匹配之后,两者的倾向得分分布已几乎重合,表明匹配效果十分理想。

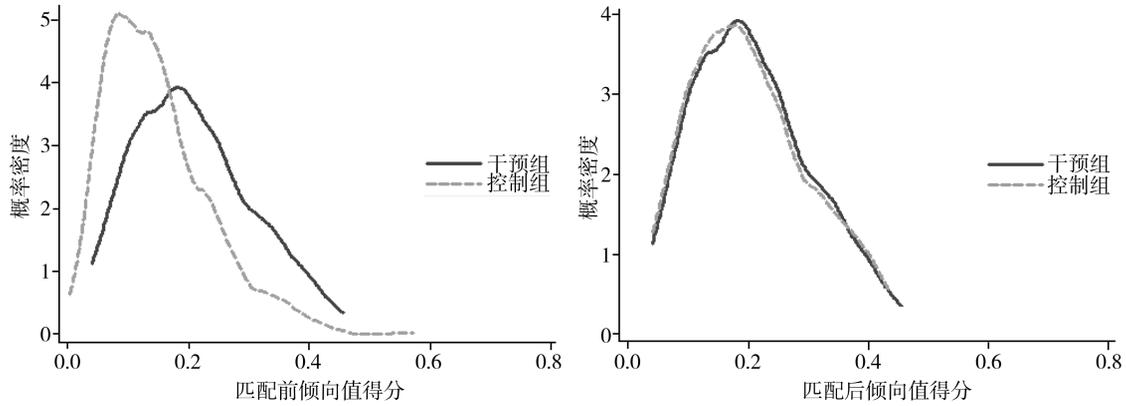


图 1 干预组和控制组匹配前后倾向得分的核密度函数分布图

(二) 农民工劳动供给的身份效应

1. 对假设 1 的验证:基于全样本的身份效应

表 6 给出三种匹配方法下农民工劳动供给的身份效应的估计结果。总的来看,使用三种匹配法得到的 ATT(平均处理效应)比较接近,说明分析结果的稳健性较强。其中,劳动参与率的 ATT 约为 0.02,在 10% 的水平显著;就业流动性的 ATT 约为 0.32,在 1% 的水平显著;劳动时间对数值的 ATT 不显著。值得注意的是,虽然匹配前后身份认同对农民工劳动供给影响的显著性并未发生明显变化,但匹配后的身份效应低于匹配前。这说明,以往一些研究基于线性回归得到的结果在一定程度上会高估身份认同对农民工劳动供给的影响。

表 6 基于倾向性得分匹配法的 ATT 估计结果

劳动供给变量	样本	匹配方法				核匹配
		最近邻匹配	半径匹配			
			r= 0.04	r= 0.02	r= 0.01	
劳动参与率	匹配前	0.024 *	0.024 *	0.024 *	0.024 *	0.023 *
	匹配后	0.018 *	0.020 *	0.020 *	0.021 *	0.019 *
劳动时间对数值	匹配前	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
	匹配后	0.004	-0.007	0.002	0.002	-0.004
就业流动性	匹配前	-0.390 **	-0.390 ***	-0.391 ***	-0.390 ***	-0.390 ***
	匹配后	-0.320 ***	-0.322 ***	-0.314 ***	-0.339 ***	-0.329 ***

注: *、**、*** 分别在 10%、5%、1% 的水平上显著。通过 bootstrap 方法迭代 500 次得到。

表 6 的结果表明:在消除由于干扰组和控制组农民工的可观察混淆变量所引起的选择性偏差后,身份认同能显著提高农民工劳动参与率,并显著降低了农民工的就业流动性。虽然身份认同对农民工劳动时间的影响并不显著,但根据国际经验,劳动供给的变化主要源于劳动参与弹性的变化而非劳动时间弹性的变化^[22]。因此我们仍然可以认为,身份认同有助于稳定农民工的劳动供给,该实证结果部分支持了研究假设 1。

2. 对假设 2 的验证:基于代际差异的身份效应

新老两代农民工在生活阅历、发展取向、个人偏好等方面有着明显的差异,因此,在分析农民工劳动供给时,不能忽视其代际差异。由表 7 可知,新老两代农民工的劳动参与率和就业流

动具有显著的身份效应。但是,从系数估计值和显著程度来看,身份认同对新生代农民工劳动供给的影响更大,由此,假设2得到验证。

表7 基于代际差异的身份效应估计结果

劳动供给变量	新生代			老一代		
	最近邻匹配	半径匹配(r=0.01)	核匹配	最近邻匹配	半径匹配(r=0.01)	核匹配
劳动参与	0.015*	0.021*	0.022*	0.014	0.016	0.016*
劳动时间对数值	0.011	-0.031	0.006	-0.029	0.038	-0.031
就业流动性	-0.368**	-0.298**	-0.376***	-0.308*	-0.283**	-0.310**

注:同上表。

3. 对假设3的验证:基于性别差异的身份效应

家庭分工的不同使得男性和女性农民工在劳动供给的影响因素上存在较大的差异。已有研究表明,相对于男性,婚姻状况、务工经历、子女或老人的随迁状况、家庭规模等因素对女性的劳动供给影响更大,这种差异在家庭式迁移的女性农民工身上体现得尤为突出^[23]。表8的估计结果表明,农民工劳动供给的身份效应也具有显著的性别差异。其中,男性农民工的劳动参与率受到身份认同的正向影响,且在5%的水平显著,就业流动则受到身份认同的负向影响,在1%的水平显著。而对于女性,身份认同的影响都不显著。由此,假设3得到验证。

表8 基于性别差异的身份效应估计结果

劳动供给变量	男性			女性		
	最近邻匹配	半径匹配(r=0.01)	核匹配	最近邻匹配	半径匹配(r=0.01)	核匹配
劳动参与	0.022**	0.021**	0.019**	-0.013	-0.008	-0.005
劳动时间对数值	0.049	-0.023	-0.019	0.026	-0.037	-0.002
就业流动性	-0.611***	-0.478***	-0.427***	0.102	-0.037	-0.089

注:同上表。

4. 对假设4的验证:基于户籍地差异的身份效应

从已有文献来看,农民工户籍地差异的研究是一个容易被忽视的问题。杨菊华指出,农村转移劳动力处于农村人和外来人的双重弱势,在以农民工作为研究对象时,不仅要考虑城乡之分,也要重视内外之别,本地和外来农民工在个人、家庭及制度等方面的禀赋异同也会导致其经济行为的差异。^[16]从表9来看,相对于外来农民工,身份认同对本地农民工劳动供给的影响更大。其中,身份认同显著地正向影响本地农民工的劳动参与率,而对外来农民工的影响并不显著。此外,身份认同在不同显著水平上负向影响本地和外来农民工的就业流动性,但对本地农民工的影响更大。由此,假设4得以验证。

表9 基于户籍地差异的身份效应估计结果

劳动供给变量	本地			外来		
	最近邻匹配	半径匹配(r=0.01)	核匹配	最近邻匹配	半径匹配(r=0.01)	核匹配
劳动参与	0.045*	0.028**	0.032**	0.008	0.001	0.001
劳动时间对数值	0.064	0.034	0.043	-0.020	-0.040	-0.052
就业流动性	-0.364**	-0.447***	-0.410***	-0.312*	-0.278**	-0.294**

注:同上表。

六、结论及讨论

中国正逐渐失去经济增长的人口红利优势,人口老龄化为劳动人口带来了提高生产力的压力,他们需要赡养新增加的退休人口。同时,农村剩余劳动力数量的缩减也促使企业不断提高工资,在企业高成本的压力下,通过工资上涨稳定农民工劳动供给的政策将逐渐难以为继。本文基于身份经济学理论框架,利用农民工问卷调查数据,使用倾向值匹配分析方法,实证分析身份认同对农民工劳动供给的影响及其群体差异,为稳定农民工劳动供给提供了一种新的思路。结果显示,在处理样本的选择性偏差后,“城市人”身份认同仍然显著地正向影响农民工的劳动参与,并显著性降低其就业流动,而对农民工的劳动时间影响并不显著。从群体差异看,身份认同对新生代农民工劳动供给的影响大于老一代农民工,对男性的影响大于女性,对本地农民工的影响大于外来农民工。

农民工因其高度流动性而难以成为稳定的产业工人,这将阻碍我国城镇化进程和“本世纪末成为中等水平发达国家”目标的实现^[24]。本文研究的一个重要政策启示是:稳定农民工的劳动供给,不仅要考虑经济层面的政策措施,如提高农民工的最低工资水平,而且要加快推进社会改革进程,提高农民工群体的整体福利水平,帮助其融入城市社会。例如,加大对农民工的在职培训力度、提供更加公平的社会环境以及降低对农民工群体的社会歧视,使其能够尽快建立对城市社会和市民身份的认同感,从而改变其内在的就业行为动机并产生积极的“融入”身份效应。

与以往的研究相比,本文的学术贡献有:第一,首次尝试将社会心理学概念“身份认同”引入农民工的劳动供给模型,从一个新角度探讨劳动供给的影响因素,以期为促进农民工劳动供给稳定的政策制定提供一条新的思路。第二,深度剖析农民工群体的异质性。不同类型的农民工可能具有不同程度的身份效应,有效的政策应该明晰不同群体的政策效果差异性。本文对农民工按代际、性别、户籍地进行分组,深入考察农民工身份认同对劳动供给影响的群体差异性。第三,采用倾向值匹配法,校正样本的选择性偏差。已有的相关文献大多采用截面数据进行实证研究,往往因为找不到合适的工具变量而忽略内生性问题,导致结果存在选择性偏差,影响研究结论的可靠性。就本文而言,农民工的身份认同本身可能就与其劳动供给相关,劳动参与率高、就业流动性低的农民工可能更易于形成“城市人”身份认同。因此,如果不能有效控制由于内生性、双向因果等原因带来的选择性偏差,那么关于身份认同对农民工劳动供给影响的结论就可能存在偏误。本文的不足之处在于,由于数据的局限性,没有对身份认同对农民工劳动供给的影响路径逐一进行验证,这也将是我们未来进一步研究的重点。

参考文献:

- [1] 蔡昉. 城市化与农民工的贡献——后危机时期中国经济增长潜力的思考[J]. 中国人口科学, 2010(1): 2-10.
- [2] 国务院发展研究中心课题组. 农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响[J]. 经济研究, 2010(6): 4-16.
- [3] Heckman J J. What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years? [J]. *The American Economic Review*, 1993(2): 116-121.
- [4] 蔡昉. 通过改革避免“中等收入陷阱”[J]. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2013(5): 1-10.
- [5] 封进, 张涛. 农村转移劳动力的供给弹性——基于微观数据的估计[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(10): 69-82.
- [6] 刘万霞. 职业教育对农民工就业的影响——基于对全国农民工调查的实证分析[J]. 管理世界, 2013(5):

64-75.

- [7]张智勇. 社会资本与农民工就业[J]. 经济社会体制比较, 2007(6):123-126.
- [8]张淑华,李海莹,刘芳. 身份认同研究综述[J]. 心理研究, 2012(1):21-27.
- [9]Akerlof G A, Kranton R E. Economics and Identity[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2000(3):715-753.
- [10]Blackaby D, Leslie D, et al. Unemployment Among Britain's Ethnic Minorities[J]. *The Manchester School*, 1999(1):1-20.
- [11]Nekby L, Rodin M. Acculturation Identity and Employment Among Second and Middle Generation Immigrants[J]. *Journal of Economic Psychology*, 2010(1):35-50.
- [12]刘传江,徐建玲. “民工潮”与“民工荒”——农民工劳动供给行为视角的经济学分析.[J] 财经问题研究, 2006,(5):73-80.
- [13]Casey T, Dustmann C. Immigrants' Identity, Economic Outcomes and the Transmission of Identity Across Generations[J]. *The Economic Journal*, 2010(542):31-51.
- [14]Bisin A, Patacchini E, et al. Ethnic Identity and Labour Market Outcomes of Immigrants in Europe[J]. *Economic Policy*, 2011(65):57-92.
- [15]周蕾,谢勇,李放. 农民工城镇化的分层路径:基于意愿与能力匹配的研究.[J] 中国农村经济, 2012(9):50-60.
- [16]杨菊华,张莹,陈志光. 北京市流动人口身份认同研究——基于不同代际、户籍及地区的比较[J]. 人口与经济, 2013,(3):43-52.
- [17]韩洪云,梁海兵,郑洁. 农村已婚女性就业转移意愿与能力:一个经验检验[J]. 南京农业大学学报:社会科学版, 2013(5):9-16.
- [18]李卫东,李树茁, M W 费尔德曼. 性别失衡背景下农民工心理失范的性别差异研究[J]. 社会, 2013(3):65-88.
- [19]钱文荣,卢海阳. 农民工人力资本与工资关系的性别差异及户籍地差异[J]. 中国农村经济, 2012(8):16-27.
- [20]胡安宁. 倾向值匹配与因果推论:方法论述评[J]. 社会学研究, 2012(1):221-242.
- [21]Rosenbaum P R, Rubin D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 1983(1):41-55.
- [22]Blundell R, MaCurdy T. Labor Supply: A Review of Alternative Approaches[R]. *Handbook of Labor Economics*, 1999(3):1559-1695.
- [23]李强. “双重迁移”女性的就业决策和工资收入的影响因素分析——基于北京市农民工的调查[J]. 中国人口科学, 2012(5):104-110.
- [24]梁海兵,卢海阳. 生存或发展:农民工工作匹配机制识别[J]. 华南农业大学学报:社会科学版, 2014(2):59-68.

(责任编辑:李良木)