

唐炫玥,胡 浩,陈 苏. 预期收入差距促进农民工在城创业了吗? [J]. 江苏农业科学,2019,47(9):333-337.  
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2019.09.077

# 预期收入差距促进农民工在城创业了吗?

唐炫玥<sup>1</sup>, 胡 浩<sup>1</sup>, 陈 苏<sup>2</sup>

(1. 南京农业大学经济管理学院, 江苏南京 210095; 2. 江西财经大学经济学院, 江西南昌 330013)

**摘要:**采用 CHIP2013 年全国外来务工人员调查数据,研究农民工的创业行为决策因素。用 Heckman 模型纠正样本自选择偏差,通过 Probit 模型实证分析创业与雇工 2 个就业部门的预期收入差距对农民工创业行为的影响,并基于创业农民工内部的异质性,即雇主和自营劳动者进行了分别探讨,发现预期收入差距对这 2 个就业部门的选择影响有所差异。劳动者选择从事雇主的概率随预期收入差距的增加而增加,但选择从事自营劳动者创业的概率随预期收入差距的增加反而降低。同时,农民工的个人资本、家庭层面、代际人力资本传递等因素均能显著影响农民工群体的创业选择行为。

**关键词:**农民工;创业行为;预期收入差距;决策因素

**中图分类号:** C976.1;F323.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2019)09-0333-05

为充分激发亿万群众智慧和创造力,实现国家强盛、人民富裕,国家提出了“大众创业,万众创新”,并指出要坚决消除创业创新的各种束缚和桎梏,汇聚起经济社会发展的强大新动能。多年来,农民工一直是国家政府关心的焦点,农民工创新创业也是政府所提倡和鼓励支持的。但是,农民工创新创业

的内容和形式较为宽泛,同时由于城乡二元户籍制度的限制、该群体本身受教育水平偏低等原因,也使得农民工在创新创业之路上遇到了较多困难。因此,为推进“大众创业,万众创新”,农民工的创新创业也不可忽视。已有学者对农民工的创业研究大多集中于农民工返乡创业<sup>[1-3]</sup>,而忽略了在城农民工这一创业群体。虽然大多数农民工选择的是成为雇工就业,但是从农民工群体中以往学者测算出有 25.06% 进行自主创业<sup>[4-5]</sup>看来,目前农民工群体中创业率达到四分之一左右,其数量不可小觑,创业在解决农民工就业中起到重要的作用。

目前已有相当多的研究使用预期收入差距来解释就业的选择问题,认为个体在决定成为一名雇工还是一名企业家,取决于在每一部门中依据风险调整而获得的收益<sup>[6]</sup>,进一步地,Harris 等提出了预期收入差距概念,并引入到城乡 2 个部

收稿日期:2019-01-09

基金项目:国家自然科学基金(编号:71333008);江苏省优势学科建设工程(编号:PAPD);江西省教育厅科技项目(编号:GJJ180281)。  
作者简介:唐炫玥(1993—),女,四川巴中人,硕士研究生,主要从事农业经济及劳动经济研究。E-mail:971464330@qq.com。

通信作者:胡 浩,博士,教授,博士生导师,主要从事农业经济及畜牧业经济研究。E-mail:huhao@njau.edu.cn。

林业经济,2001(1):40-45。

[11] 蒋敏元. 把握系列特点特征建立有中国特色比较发达的林业产业体系[J]. 中国林业经济,1996(4):4-8。

[12] Mater J. The role of the forest industry in the future of the world [J]. Forest Products Journal,2005,55(9):4-11。

[13] Wohlfahrt G. The Swedish forest industry in the eco-cycle[J]. Unasylva (FAO),1996(187):265-273。

[14] 徐有芳. 为建立比较完备的林业生态体系和比较发达的林业产业体系而努力奋斗[J]. 林业经济,1995(1):3-12。

[15] 雷加富. 关于相持阶段的林业产业发展问题[J]. 林业经济,2005(16):7-15。

[16] 谢 煜,张智光. 林业生态与林业产业协调发展研究综述[J]. 林业经济,2007(3):66-69。

[17] 宁 哲. 我国森林生态与林业产业耦合研究[D]. 哈尔滨:东北林业大学,2007。

[18] Dong P W, Zhuang S Y, Lin X H, et al. Economic evaluation of forestry industry based on ecosystem coupling[J]. Mathematical and Computer Model,2013,58(5/6):1010-1017。

[19] 宋彩平,朱超平. 基于投影寻踪模型的林业产业生态系统和谐性研究[J]. 林业经济问题,2015,25(3):262-267。

[20] 张智光. 林业生态安全的共生耦合测度模型与判据[J]. 中国人口·资源与环境,2014,24(8):90-100。

[21] 陈 岩,张智光,廖 冰. 中国东北国有林区林业生态安全动态变化研究——生态与产业共生视角[J]. 资源开发与市场,2017,33(4):411-416。

[22] 陈 岩,张智光,谢 煜,等. 中国省域林业生态安全格局的预警性测度——生态与产业共生的视角[J]. 农林经济管理学报,2015,14(5):480-489。

[23] 赵树丛. 中国林业发展与生态文明建设[J]. 国土绿化,2013a(3):5-8。

[24] 赵树丛. 中国林业发展与生态文明建设[J]. 行政管理改革,2013b(3):16-21。

[25] 罗贤宇,郑珠仙,曾丽萍. 论现代林业发展与生态文明建设[J]. 山西农业大学学报(社会科学版),2014,13(1):89-94。

[26] 张 昶,王 成. 论林业生态文化建设对生态文明社会构建的作用[J]. 林业经济,2014(1):22-25。

[27] Hynynen J, Salminen H, Ahtikoski A, et al. Long-term impacts of forest management on biomass supply and forest resource development: a scenario analysis for Finland[J]. European Journal of Forest Research,2015,134(3):415-431。

[28] 李向阳. 马克思主义生态观视野下的林业与生态文明关系[J]. 林业经济,2012(1):16-18。

[29] 董荭英,严进录. 浅谈林业产业发展和林业生态文明建设[J]. 中国林业产业,2016(9):2013。

门劳动力流动模型中,指出个体由农村部门向城市部门流动是其对 2 个部门预期收入差距的理性反应<sup>[7]</sup>。这一点也得到了我国调查数据的验证,范晓非用 CHNS 数据,用托达罗模型分析了预期城乡收入差距对我国劳动力转移的影响,结果表明,预期城乡收入差距越大,城乡劳动力转移的可能性越高<sup>[8]</sup>。在探讨就业选择的基础上,有学者研究了预期收入差距与创业的关系,认为创业与雇工 2 个部门预期收入差距的增加显著提高了一般住户创业的可能性,并且实证分析结果显示创业部门较高的预期收入是自主创业的主要原因<sup>[9-12]</sup>。进一步地,有学者考虑到可能影响个体创业的其他外生因素,诸如性别<sup>[13]</sup>、教育与年龄<sup>[9]</sup>、独立性或自主性<sup>[14]</sup>、风险偏好<sup>[15-16]</sup>、继承和馈赠<sup>[17-18]</sup>、医疗保险<sup>[19]</sup>和失业风险<sup>[20]</sup>等,通过实证分析发现,这些外生因素同样也对个体创业选择起到重要作用,但预期收入差距仍然是个体选择创业或雇工就业的选择中的主导因素。此外,我国农民工这一特殊群体的创业问题同样也得到了一些学者的关注,黄志岭用 CHIP2007 对农民工创业进行了研究,得到预期收入差距越大,农民工选择创业的概率越大的结论<sup>[21]</sup>。但同时也有学者认为预期收入差距并不是决定农民工创业的唯一因素,户籍制度<sup>[22-23]</sup>、社会网络和人力资本<sup>[24-25]</sup>、区域经济和家庭规模<sup>[26]</sup>也对农民工创业有重要影响。

而对农民工群体的创业类型的划分,学术界存在着 2 种观点:一是“被迫选择”论:认为创业农民工更多的是受教育程度不高或缺乏职业技能的农民工,出于维持生计而被迫选择的一种生存型的就业方式<sup>[27-28]</sup>;二是“自主选择”论:认为农民工的创业属于创业活动的一种,创业能带来更高的收入,是劳动者的理性选择<sup>[29-30]</sup>。而部分学者则是根据是否付薪雇雇佣工来区分创业类型,将其划分为有付薪雇工和无雇工 2 种创业类型<sup>[20-25]</sup>。鉴于创业的农民工群体内部仍存在着异质性,他们之间有把握创业机会的理性选择,也有迫于生计的低水平就业,本研究参照前人的做法并结合本研究的数据结构,将农民工的创业细分为雇主(主要指付薪雇雇佣工)和自营劳动者(主要指不付薪雇雇佣工)<sup>[31]</sup>。

通过以上综述,已有研究对劳动者创业和雇工两部门的就业选择问题及影响因素方面进行了广泛讨论,得出了富有价值的结论,但仍有进一步完善的空间。一是探讨城乡居民创业行为的研究较少,关于农民工的更为少见。二是农民工群体是一个庞大的社会群体,内部分化严重,已有研究缺乏对其创业群体内部异质性的考虑。因此,笔者参考吴要武等对雇主雇佣人数大于 7 人的划分为私营企业<sup>[32]</sup>,本研究将 CHIP2013 数据库中自营劳动者和雇主雇佣 7 人及以下的个体定义为农民工的创业群体,从预期收入差距等方面阐述农民工创业的选择行为,并进一步探讨影响雇主和自营劳动者分别与雇工群体就业选择差异的因素,以期为相关部门的政策制定提供理论参考和经验依据。

## 1 模型构建与变量选择

### 1.1 模型构建

假定农民工个体在就业市场上仅有 2 种选择,要么从事创业,要么选择成为雇工,而个体决策的依据是从哪个部门获得更高的效用。创业和雇工的效用受个体特征、家庭特征以

及选择 2 个部门所带来的预期收入差距等因素。如果个体选择创业,那么在 2 个部门所带来的效用差异表述为:

$$U_i^{SE} - U_i^E = \alpha \ln(Y_i^{SE} - Y_i^E) + \beta X_i + \varepsilon_i > 0, i = 1, 2, 3, \dots, n, \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2)。(1)$$

式中:  $U_i^j$  ( $j = SE, E$ ) 代表农民工个体 2 种就业选择所获得的预期效用,其中  $SE$  表示创业部门,  $E$  表示雇工部门;  $Y_i^j$  ( $j = SE, E$ ) 代表 2 个部门就业所获得的收入;  $X_i$  代表年龄、受教育年限、家庭结构、父辈就业情况及父辈受教育情况等其他影响农民工个体创业选择的变量;  $\alpha, \beta$  为待估系数;  $\varepsilon_i$  为服从正态分布的误差项。

为了解决劳动力转移行为的自选择问题,即识别转移决策的内生性,本研究采用如下的估计方程:

首先,通过 Probit 模型来估计式(1),如果农民工个体选择创业,则:

$$Pr(U_i^{SE} - U_i^E > 0) = Pr[\alpha \ln(Y_i^{SE} - Y_i^E) + \beta X_i + \varepsilon_i] > 0, i = 1, 2, 3, \dots, n。(2)$$

为了估计该模型,需要 2 个部门收入变量的数据。显然,个体在任何给定的时间只能从事 1 个部门,所以其他部门的收入无法观测。因此,需要分别估计 2 个部门的收入方程,以此预测每个个体在每个部门的收入。为了克服由个体在给定的时间仅在 1 个部门中工作的事实所引起的选择性问题,本研究采用 Heckman 两阶段模型<sup>[33]</sup>,其中样本选择项( $\lambda_i^{SE}, \lambda_i^E$ )是从简化形式获得的,并放入到收入方程中,其中:

$$\lambda_i^{SE} = \frac{\varphi(K)}{\Phi(K)}; \\ \lambda_i^E = \frac{\varphi(K)}{1 - \Phi(K)}。$$

$\varphi(K)$  和  $\Phi(K)$  是单位正态随机变量的密度函数和累积分布函数。因此,式(2)的预测值是概率,  $K$  是从省略盈余项(2)获得的概率函数的指数。样本选择项( $\lambda_i^{SE}, \lambda_i^E$ )能够一致地估计收入方程,也可以洞察收入方程中的误差项与简化形式概率之间的关系。

其次,这些  $\lambda_i^j$  值被用来获得 2 个就业状态的工资方程的无偏估计,用于预测 2 个就业状态的收入,从而计算出 2 个就业状态的预期收入差距( $\ln_i^{SE} - \ln_i^E$ ):

$$\ln Y_i^j = \nu_x X_j^j + \lambda_i^j + \mu_i^j, i = 1, 2, 3, \dots, n; j = SE, E。(3)$$

最后是结构概率方程的估计,其中预期收入差距被用作独立变量得到相应的结论。如果农民工个体选择创业,则:

$$Pr(U SE_i - U_i^E > 0) = Pr[\alpha \ln(Y_i^{SE} - Y) + \beta X_i + \varepsilon_i] > 0, i = 1, 2, 3, \dots, n。(4)$$

### 1.2 变量的选择与定义

个人特征变量。主要包括受教育程度、年龄、健康、婚姻状况等。

受教育程度。对创业和雇工的选择影响存在 2 种不同方式:一是 Rees&Shah 等认为教育作为过滤器,受教育水平越高,个体之间的差异呈同质化趋向<sup>[34]</sup>,他们往往也是掌握信息比较丰富,在对创业机会的评价时显得更为有效,选择成为创业的可能性也就越高。Wit 和 Lee 认为,受教育水平越高,他们面临的就业选择越多,选择创业部门的机会成本越高,这将阻碍劳动者选择创业<sup>[35-36]</sup>。

年龄。随着个人年龄的增加,财富和收入不断累积,这对

于创业的初始投资是重要的,那么选择创业的可能性增加,尤其是在资本约束的环境下。另一方面,年龄越大者越不愿意承担风险选择创业,而是更倾向于雇工工作。

**健康状态。**健康主要通过工作的性质影响创业的选择,创业往往需要长时间工作并承担较强责任。通过询问被调查者目前的健康状况(与同龄人比较)而得。

**婚姻状况。**Borjast 和 Blumberg 等的研究表明,已婚人士比未婚人士更倾向于选择创业,已婚移民有着更大的生存压力,获得家庭财富或情感支持的机会也更多,因此显示出更强的创业可能性<sup>[37-38]</sup>。

**代际人力资本传递变量。**Hundley 等和 Dunn 等认为创业行为具有很强的代际传递效应,一般认为这是因为企业家资本可以实现家庭中代际之间的转移。企业家资本可以为 2 类,一类是父辈积累的物质资本,它可缓解资金约束,或将产业直接传递给子辈;另一类是父辈所拥有的非物质资本,包括工作经验、商誉、商业网络及企业管理能力等<sup>[14,18]</sup>。因此,本研究用父亲教育程度、父亲工作性质(非农为 1)等作为人力资本代际传递的代理变量。

**家庭中兄弟姐妹个数。**与西方家庭财产长子继承制不同,中国在传统社会里家庭财产一般遵循着分家析产的原则。《中国人民共和国继承法》也赋予了男女同等的继承权。因此,家庭中兄弟姐妹数量越多,单个子辈从父辈获得的资本也就越少,选择创业的可能性就会下降。

为了识别目的,理想情况下,出现在 Probit 结构概率方程但不在收入模型中的变量,应该是影响选择成为创业的变量。从技术上讲,这样的变量应该与收入方程的误差项无关,但对选择性有强烈的影响,找到这样符合条件的变量比较困难。因此,本研究参考 Johansson 和黄志岭的做法<sup>[10,21]</sup>,选择在收入方程中省略家庭变量即家庭规模、兄弟姐妹个数,因为家庭成员的多少并不直接影响个体的收入多少。

与此相类似,出现在收入回归中的变量而不出现在 Probit 结构方程中的变量,应该是只影响收入而不影响就业选择。若要直接度量由于受教育程度而引起一个人转换工作部门的效用非常困难,然而教育水平的差异却可以影响工资水平,这是劳动经济学中的一个众所周知的事实。因此,笔者借鉴 Perloff 的做法,假设受教育程度仅影响工资水平从而间接影响部门选择决策<sup>[34]</sup>,体现在文中即在 Probit 结构概率方程中省略受教育水平的变量。

## 2 数据来源

本研究使用的数据来自中国家庭收入调查数据(CHIP2013)中外来务工人员住户的调查样本,共计 726 个家庭、2 210 个个体,覆盖了全国 31 个省(市、自治区),涵盖了个体收入、受教育程度、年龄、性别、婚姻状况、就业性质及家庭特征等信息。本研究需要了解农民工家庭的个人特征、就业情况和收入状况,CHIP 的详细数据基本满足对收入数据和个人信息数据的要求。值得一提的是,在中国对流动人口的调查并不多,其他数据库中也没有关于创业群体细分的雇主和自营劳动者。因此,本研究选择 CHIP2013 进行研究分析,待更新的数据库公开,可以进行进一步的验证。

由于本研究关注的是农民工个体在创业和雇工 2 种就业

部门的选择问题,因此在样本筛选方面做了如下处理:首先,据《中华人民共和国劳动法》规定,公民最低工作年龄为 16 岁,因此删除不符合年龄规定的样本;因为农民工群体并没有严格按照劳动者的退休制度即达到 60 岁时不参加工作,所以本研究未对年龄上限作出限制。其次,由于本研究是针对农民工个体进行分析,所以保留了“与户主的关系”回答为“户主”和“配偶”的样本。此外,根据本研究对农民工的定义,保留样本中“户口性质”为“农业户口”或改为“居民户口”时“户口性质”为“农业户口”的个体,并剔除从事农业产业的个体,最后剔除 2013 年工作时长小于 6 个月的个体。再者,基于本研究是探讨创业和雇工 2 个部门的就业选择问题,故删掉就业类型为创业但是还有其他兼职工作的个体。此外,剔除缺失信息的样本,最终共计获得样本 883 个,其中创业有 273 个,雇工有 610 个。创业群体约占总样本的 30%,这一比例与欧阳博强、Gagnon 等测算结果<sup>[4-5]</sup>相差不大,说明本研究选择的样本相对具有代表性。

## 3 实证分析结果及解释

表 1 报告了创业行为的 Probit 模型除户籍地、流入地以及行业类型以外的稳健回归估计结果。Probit 模型虽然克服了二元线性概率模型预测值小于 0 或大于 1 以及异方差等缺点,但其不足之处在于结果不易解释,表 2 中报告了估计系数和平均边际效应。如果 Probit 模型估计的平均边际效应大于 0,表明该变量对创业的概率有正向影响,否则表明其影响为负。

### 3.1 预期收入差距

表 1 所有样本回归结果显示,预期收入差距每提高 1 个单位,将降低创业概率 81.4 个百分点,这与常理不符。鉴于创业群体的异质性,笔者对创业群体进行分类,并将其分别与雇工群体进行对比分析,结果表现出了很大的差异性。首先,雇主与雇工 2 个部门,预期收入差距每增加 1 个单位,其创业概率增加 18.4 个百分点,且在统计上显著;而自营劳动者与雇工 2 个部门,预期收入差距每增加 1 个单位,其创业概率降低 54.3 个百分点,且在统计上显著。造成这样的结果可能的原因有两点,一是如描述性统计所呈现出的结果,自营劳动者的人力资本比雇工群体低,从而导致了个体的学习能力及劳动专业技能比雇工低,即自营劳动者是由于劳动专业技能不足而在工资性部门找不到合适的工作然后被迫选择创业以维持生计;二是雇主所在部门拥有相对固定的工作地点、有稳定且相对较高的收入,而自营劳动者所在部门没有稳定的工作地点和收入保障、流动性高,此时即使农民工个体预期收入增加但也并不愿意被迫创业成为自营劳动者。

### 3.2 农民工个人特征

表 1 中的回归结果显示,相比于女性来说,农民工男性创业概率更高,从事雇主概率男性比女性高 8.4 个百分点,从事自营劳动者概率高 9.3 个百分点,这体现了家庭分工的不同。年龄对农民工创业的概率是呈现倒“U”形的,随着年龄的增长,创业的概率也随之增加,但到达一定年龄后,年龄再增加其创业概率就将逐步降低。在健康方面,雇主与雇工群体并无显著性差异,而自营劳动者与雇工群体样本中,农民工的身体健康程度每提高 1 个单位,其创业概率增加 12 个百分点,且在统

表 1 创业行为的 Probit 稳健回归估计结果

变量名	总体样本		雇主和雇工群体样本		自营劳动者和雇工群体样本	
	估计系数 及标准误	平均边际效应 及标准误	估计系数 及标准误	平均边际效应 及标准误	估计系数 及标准误	平均边际效应 及标准误
预期收入差距	-2.596 *** (0.451)	-0.814 *** (0.139)	1.371 ** (0.612)	0.184 ** (0.082 5)	-1.980 *** (0.364)	-0.543 *** (0.099 0)
性别(男=1)	0.371 *** (0.111)	0.113 *** (0.032 4)	0.666 *** (0.218)	0.084 3 *** (0.025 5)	0.350 *** (0.120)	0.093 1 *** (0.030 4)
年龄	0.347 *** (0.058 8)	0.109 *** (0.018 1)	0.191 * (0.110)	0.025 6 * (0.014 4)	0.306 *** (0.059 4)	0.084 0 *** (0.016 2)
年龄平方/100	-0.382 *** (0.068 6)	-0.120 *** (0.021 1)	-0.168 (0.144)	-0.022 5 (0.019 0)	-0.321 *** (0.067 5)	-0.088 0 *** (0.018 4)
健康(健康=1)	0.855 *** (0.197)	0.207 *** (0.033 9)	0.437 (0.377)	0.046 0 (0.029 9)	0.522 *** (0.177)	0.120 *** (0.033 3)
婚姻(已婚=1)	1.176 *** (0.313)	0.240 *** (0.033 0)	—	—	0.497 * (0.295)	0.112 ** (0.052 3)
父亲受教育年限	0.0271 * (0.0139)	0.008 51 ** (0.004 33)	0.109 *** (0.033 5)	0.014 7 *** (0.004 62)	0.001 57 (0.014 8)	0.000 430 (0.004 05)
父亲非农工作(非农=1)	0.515 *** (0.152)	0.169 *** (0.0516)	-0.353 (0.249)	-0.043 5 (0.028 3)	0.474 *** (0.159)	0.138 *** (0.049 0)
家庭规模	0.103 * (0.052 5)	0.032 2 ** (0.016 4)	0.145 * (0.081 1)	0.019 4 * (0.010 9)	0.123 ** (0.056 1)	0.033 7 ** (0.015 2)
兄弟姐妹个数	-0.045 6 (0.034 4)	-0.014 3 (0.010 8)	-0.242 *** (0.079 0)	-0.032 5 *** (0.010 1)	-0.041 3 (0.036 1)	-0.011 3 (0.009 88)
户籍地	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
流入地	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-10.15 *** (1.315)	—	-8.704 *** (2.143)	—	-8.950 *** (1.308)	—

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著；限于篇幅限制，省略行业类型哑变量；括号内为标准误。

计上显著,这反映出自营劳动者部门从事的工作强度大,需要更好身体素质的劳动者。在婚姻方面,已婚农民工比未婚农民工的创业概率高 11.2 个百分点,且在统计上显著,这可能是因为已婚农民工更易得到来自家庭的劳动力支持和精神支持,且需要承担更多的家庭责任支撑家庭支出。

3.3 农民工家庭特征

表 1 中的回归结果显示,农民工父亲受教育年限每增加 1 年,其选择雇主概率增加 1.47 百分点;父亲就业为非农性质比农业性质的自营劳动者概率高 13.8 百分点,且在统计上显著。这可能是因为对于雇主部门来说,父亲的教育水平的增加可能带来家庭资本的积累,从而为创业提供资金支持;而父亲的非农工作经验可能传递给劳动者掌握职业技能水平,从而为创业提供技能支持。

同时,我们也可以发现,农民工家庭规模越大,创业概率越高;在雇主和雇工样本中,家庭规模增加 1 个单位,其创业概率增加 1.94 百分点,且在统计上显著;在自营劳动者和雇工样本中,家庭规模增加 1 个单位,其创业概率增加 3.37 百分点,且在统计上显著;在雇主和雇工样本中,兄弟姐妹数量每增加 1 个,创业概率降低 3.25 百分点,且在统计上显著,这说明家中兄弟姐妹增加时,赡养父母的负担责任相对减少,照顾老人的压力减小,且父母可资助子女的资本有限,便降低了选择创业的概率;在自营劳动者和雇工样本中,兄弟姐妹数量在统计学上无明显差异,这说明自营劳动者选择创业主要是为了谋求自家生计,尽自己本身最大能力支撑家庭开支和赡养父母。家庭方面所呈现出的差异,能够影响农民工群体在就业部门的选择,充分说明了选择创业就业方式的优越性,能得到更好的收入水平来支撑家庭开支。

3.4 农民工户籍特征

从农民工流入地和流出地看来,流出地以东部为基准,中部在统计学上无明显差异,而来自西部与东北部的农民工创业率明显降低,说明户籍在经济更为发达的东部地区,其劳动者更加具有创业精神;而 2013 年流入地以东部为基准的,中部、西部、东北部的农民工创业概率均显著高于东部,说明在

经济发达的东部地区,就业机会多,农民工更加倾向选择从事收入波动较小的工资性就业部门。而流入地在中部、西部、东北部的,其城市相对东部来说,有更多的创业机会而达到更高收入的目的,作为一个理性经济人,选择创业的概率则增加了。

4 研究结论及启示

本研究采用 CHIP2013 年的全国外来务工人员调查数据,研究农民工的创业行为决策因素,重点关注创业与雇工 2 个部门的预期收入差距对农民工创业行为的影响;此外,本研究还基于创业异质性对创业的 2 种类型即雇主和自营劳动者分别与雇工进行研究探讨,得到的主要结论有:

(1)对于农民工劳动者,其预期收入差距的增加因为创业部门的不同而呈现差异化:劳动者选择从事雇主的概率随预期收入差距的增加而增加,但选择从事自营劳动者的概率随预期收入差距的增加反而降低。造成这样的结果可能的原因有 2 点:一是自营劳动者的人力资本比雇工群体低,从而导致了个体的学习能力及劳动专业技能比雇工低,即自营劳动者是由于劳动专业技能不足而在工资性部门找不到合适的工作,然后被迫选择创业以维持生计;二是雇主所在部门拥有相对固定的工作地点、有稳定且相对较高的收入,而自营劳动者所在部门没有稳定的工作地点和收入保障、流动性高,此时即使农民工个体预期收入增加也并不意味着愿意选择自营劳动创业。

(2)代际人力资本传递在进入创业部门中发挥了重要作用:对于雇主部门而言,劳动者个体父亲的受教育程度增加会增加劳动者选择创业的概率;对于自营劳动者而言,劳动者个体父亲的非农工作会增加劳动者选择创业的概率,这可能是因为,父亲受教育水平的提高可能带来家庭资本的积累,从而为创业提供资金支持;父亲的非农工作经验可能传递给劳动者掌握职业技能水平,从而为创业提供技能支持。

本研究结论提供了一定的政策启示,部分农民工劳动力如果转移到雇主部门,不仅增加了自我收入,而且提供了更多的就业机会,从而增加了农民工群体整体的收入水平,那么为

农民工劳动力的转移提供更好的制度条件和社会环境显得格外重要。

(1) 自营劳动者群体受人力资本低、劳动专业技能低等原因不能在雇工部门找到合适的工作,从而选择从事创业,这说明我国职业技能培训制度仍不完善,需要更多的对劳动力进行职业技能培训,减少被迫从事自营劳动创业的群体,增加雇主群体。又由于自营劳动者工作不稳定、收入不稳定等,相关部门应注意这部分群体就业的规范性,以保障此部分人群有固定的工作地点且便于执法部门监督管理。

(2) 此外,在人口红利逐渐向人才红利转变、经济增速放缓的大背景下,应该尝试给农民工创造一个良好的创业条件,给农民工提供更多合适的政策支持,降低农民工被迫创业和创业的风险,在有条件有机会获得更高收入时,不会因为制度限制等各类原因而放弃创业选择从事雇工就业。

#### 参考文献:

- [1] 陈文超,陈雯,江立华. 农民工返乡创业的影响因素分析[J]. 中国人口科学,2014(2):96-105.
- [2] 朱红根,康兰媛. 农民工创业动机及对创业绩效影响的实证分析——基于江西省15个县市的438个返乡创业农民工样本[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2013(5):59-66.
- [3] 刘冬玲,徐雷. 中西部地区农民工返乡创业问题研究——基于河南、山西、重庆的调查问卷[J]. 人口与经济,2012(6):33-38.
- [4] 欧阳博强,张广胜. 农民工就业分化及其影响因素[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2018,67(3):52-65.
- [5] Gagnon J, Xenogiani T, Xing C. Are all migrants really worse off in urban labour markets: new empirical evidence from China[J]. MPRA Paper, 2009, 55(1):161-167.
- [6] Knight F H. Risk, uncertainty and profit[J]. Social Science Electronic Publishing, 1921(4):682-690.
- [7] John R. Harris, Michael P. Todaro, migration, unemployment and development: a Two-Sector analysis[J]. The American Economic Review, 1970, 60(1):126-142.
- [8] 范晓非,王千,高铁梅. 预期城乡收入差距及其对我国农村劳动力转移的影响[J]. 数量经济技术经济研究,2013(7):20-35.
- [9] Shah R A. An empirical analysis of self-employment in the U. K. [J]. Journal of Applied Econometrics, 1986, 1(1):95-108.
- [10] Johansson E. Self-employment and the predicted earnings differential - evidence from Finland [J]. Finnish Economic Papers, 2000, 13(1):45-55.
- [11] Hammarstedt, Mats. The predicted earnings differential and immigrant self-employment in Sweden [J]. Applied Economics, 2006, 38(6):619-630.
- [12] Taylor M P. Earnings, independence or unemployment: why become self-employed? [J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 1996, 58(2):253-266.
- [13] Bernhardt I. Comparative advantage in self-employment and paid work[J]. Canadian Journal of Economics, 1994, 27(2):273-89.
- [14] Hundley G. Family background and the propensity for self-employment [J]. Industrial Relations A Journal of Economy & Society, 2010, 45(3):377-392.
- [15] Cramer J S, Praag M C V. The roots of entrepreneurship and labour demand: individual ability and low risk aversion [J]. Economica, 2001, 68(269):45-62.
- [16] Ahn T. Attitudes toward risk and self-employment of young workers[J]. Labour Economics, 2010, 17(2):0-442.
- [17] Evans D S, Jovanovic B. An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints [J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(4):808-827.
- [18] Holtz-Eakin D D. Financial capital, human capital, and the transition to self-employment: evidence from intergenerational Links [J]. Journal of Labor Economics, 2000, 18(2):282-305.
- [19] Zissimopoulos J M, Karoly L A. Transitions to self-employment at older ages: The role of wealth, health, health insurance and other factors [J]. Labour Economics, 2007, 14(2):0-295.
- [20] Moore C, Phillips A. The transition from paid to self-employment in Canada: the importance of push factors [J]. Applied Economics, 2002, 34(6):791-801.
- [21] 黄志岭. 人力资本、收入差距与农民工自我雇佣行为[J]. 农业经济问题, 2014, 35(6):39-45, 111.
- [22] 杨云彦, 陈金永, 刘塔. 外来劳动力对城市本地劳动力市场的影响——“武汉调查”的基本框架与主要发现[J]. 中国人口科学, 2001(2):52-58.
- [23] 曲兆鹏, 郭四维. 户籍与创业: 城乡居民自我雇佣的差异研究——来自 CGSS2008 的证据 [J]. 中国经济问题, 2017(6):74-88.
- [24] 宁光杰. 自我雇佣还是成为雇工? ——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异 [J]. 管理世界, 2012(7):54-66.
- [25] 解垠. 中国非农自雇活动的转换进入分析 [J]. 经济研究, 2012(2):54-66.
- [26] 朱明芬. 农民创业行为影响因素分析——以浙江杭州为例 [J]. 中国农村经济, 2010(3):25-34.
- [27] 王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究 [J]. 中国社会科学, 2005(5):36-46.
- [28] 曹永福, 杨梦婕, 宋月萍. 农民工自我雇佣与收入: 基于倾向得分的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2013(10):30-41.
- [29] 万向东. 农民工非正式就业的进入条件与效果 [J]. 管理世界, 2008(1):63-74.
- [30] 叶静怡, 王琼. 农民工的自雇佣选择及其收入 [J]. 财经研究, 2013, 39(1):93-102.
- [31] 朱志胜. 中国农民工进城自雇佣行为研究 [D]. 北京: 首都经济贸易大学, 2017.
- [32] 吴要武, 蔡昉. 中国城镇非正规就业: 规模与特征 [J]. 中国劳动经济学, 2006, 3(2):67-84.
- [33] Heckman J J. Sample selection bias as a specification error [J]. Econometrica, 1979, 47(1):153-161.
- [34] Perloff J M. The impact of wage differentials on choosing to work in agriculture [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1991, 73(3):671-680.
- [35] Wit G D. Models of self-employment in a competitive market [J]. Journal of Economic Surveys, 1993, 7(4):367-397.
- [36] Lee N M. Duration of self-employment in developing countries: evidence from small enterprises in Zimbabwe [J]. Small Business Economics, 2001, 17(4):239-253.
- [37] Borjas G J. The self-employment experience of immigrants [J]. Journal of Human Resources, 1986, 21(4):485-506.
- [38] Blumberg B F, Pfann G A. Social capital and the uncertainty reduction of self-employment [J]. Working Papers, 2001, 13(3):442-453.