

# 非农就业与农户收入差距研究

## ——基于“离土”和“离乡”的异质性分析

刘 魏<sup>1,2</sup>,张应良<sup>1</sup>

(1.西南大学 经济管理学院/农村经济与管理研究中心,重庆 400715;

2.三峡大学 经济与管理学院,湖北 宜昌 443002)



**摘要** 基于“离土”和“离乡”非农就业的异质性差异,构建非农就业影响农户收入差距的理论分析框架,并运用 2014 年中国家庭追踪调查数据(CFPS)验证“离土”和“离乡”型非农就业对农户收入差距的影响。结果表明:家庭经济结构的重新配置使贫困农户能够参与非农就业,从而使“离乡”型非农就业对农户收入差距有显著的缓解作用;而本地非农经营活动的高度选择性则使“离土”型非农就业对农户收入差距有显著的刺激作用。因此,畅通社会交往的渠道以降低农户社会交往成本,继续鼓励农户外出务工以积累物质资本,保证本地非农就业机会的通达性,以此抑制农户收入差距的扩大。

**关键词** 农户;收入差距;“离土”型非农就业;“离乡”型非农就业;RIF 回归

**中图分类号**:F 274; F 224.32 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2018)03-0056-09

**DOI 编码**:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.03.007

收入差距问题一直是学术界的研究热点,诸多学者探讨了城乡收入差距拉大的根源<sup>[1-2]</sup>。相比于城乡收入差距,城乡内部收入差距对我国居民收入总体差距的贡献更大<sup>[3]</sup>。据统计,2005—2012 年间,我国居民收入基尼系数总体上呈下降态势,其中城镇居民基尼系数由 0.338 9 下降到 0.315 4<sup>①</sup>,而农村居民基尼系数则由 0.372 1 上升到 0.381 0。我国农户收入差距不仅大于城镇居民内部收入差距,而且还在不断上升。

在新古典经济学的分析框架下,已有研究从人力资本、物质资本、金融资本、社会资本等层面较系统地分析了农户收入差距的微观因素。然而,在我国农户受教育水平普遍较低、金融贷款融资较困难、社会资本相对匮乏的前提下,人力资本、物质资本、金融资本等对农户收入差距的贡献较小<sup>[4]</sup>,社会资本中的地域型资本也对农户收入差距的影响不显著<sup>[5]</sup>,而行业的垄断和市场进入壁垒则对居民收入差距产生了重要影响<sup>[6]</sup>。对于农户来说,这种行业垄断和市场进入问题其实是一种非农就业机会的获取问题。

伴随着工业化和城镇化进程的加快,城市为农村转移劳动力创造了大量非农就业岗位,与此同时,随着限制农户在城乡自由流动的政策藩篱逐步被解除,以及城乡户籍制度的松动,在城乡巨大的工资水平差异诱致下,大量剩余劳动力从“过密化”的农业状态中释放出来,进入到非农产业领域,获得比农业利润更高的工资性收入回报。城市非农产业对劳动力的需求以及农村大量的剩余劳动力供应,共同创造了农户的非农就业机会。非农就业机会的改善日益成为农民致富和农村资源优化配置的替代机制,对于信息相对闭塞、生产要素匮乏的贫困地区,通过非农就业机会的获取实现其福利增加显得尤为重要。大量研究也证实了非农就业在增加农民收入、降低贫困发生率、家庭经济结构优化

收稿日期:2017-05-25

基金项目:国家社会科学基金重大项目“三权分置、农地流转与农民承包权益保护研究”(15ZDA023)。

作者简介:刘 魏(1986-),男,博士;研究方向:农村经济组织与制度、农民收入。

通讯作者:张应良(1970-),男,教授,博士;研究方向:农村经济组织与制度、农民收入。

① 从 1978—2012 年整个阶段来说,城市基尼系数越来越高,但 2005 年后城市基尼系数呈现下降趋势。

配置等方面的重要作用<sup>[7]</sup>。

然而,非农就业对农户收入差距的影响,学术界尚存较大争议。一部分研究认为非农就业导致了农户收入不平等,如张兆曙等的研究表明,农户收入差距突出表现为区域间的农户收入不平等,现阶段我国区域间农民收入差距正在拉大,而区域间的非农产业发展不平衡是重要原因<sup>[8]</sup>。万广华等的研究发现我国农户收入差距在不断拉大,而非农就业机会不同所带来的工资性收入差距解释了农户收入差距的40%~55%<sup>[9]</sup>。其他研究也表明非农就业机会的改善在增加农户收入的同时,也拉大了农户收入差距<sup>[10]</sup>。而另外一些研究则认为农户进城非农务工并未导致农户收入不平等<sup>[11]</sup>,主要原因在于城镇化所创造的非农就业机会吸引了大量对于传统农业并无边际贡献的贫困劳动力,使这部分人能够分享城镇化所带来的经济增长“蛋糕”,从而使普通农户收入得以增长,缩小了农户收入差距。

上述非农就业对农户收入差距完全相异的影响效应,主要在于既有研究大多将农户视为单个的个体,或者完全未区分农户非农就业的异质性特征。与其他农业组织形式相比,农户的本质特征在于其以农村血缘、亲缘、地缘为纽带,农户从事农业生产或非农活动是以家庭为单位的<sup>[12]</sup>,因此在分析农户非农就业对农户收入差距的影响时,一方面,应当以家庭为研究对象,通过家庭内部的劳动力资源配置分析,准确地把握非农就业机会与农户收入差距之间关系;另一方面,农户非农就业行为也发生了很大变化,经济区位与非农就业的关系问题其实也至关重要<sup>[13]</sup>。在非农就业率快速升高的过程中,其实也伴随着“离土”与“离乡”的就业差异。因此,在研究非农就业机会对农户收入差距的作用机理时不能忽视非农就业的异质性差异,应当重视对非农就业概念的细致分解,将非农就业的不同类型和层次纳入模型进行综合分析。

基于此,本文将从非农就业的异质性视角,研究非农就业机会对农户收入差距的影响机理,并运用覆盖面广、调查内容丰富的CFPS数据(中国家庭追踪调查数据)进行验证。

## 一、理论分析与研究假设

本文将农户非农就业划分为“离乡”和“离土”两类,其中“离乡”型非农就业是指农户外出务工,而“离土”型非农就业是指本地非农就业。

### 1.“离乡”型非农就业与农户收入差距

(1)非农就业可以通过减缓农业生产经营的风险,进而增加农业投资。农业是弱质性产业,面临着自然风险和市场风险。从自然风险来说,农业生产中地形、土壤的不同,天气、气候等的不确定性,尤其是病虫害、自然灾害等的不可抗拒性等因素,会导致农业生产面临较高的经营风险;从市场风险来说,农业生产分工环节众多,农产品交易的不确定性、农产品较高的资产专用性、农户间较高的交易频率等导致交易费用较高,很难实现纵向协调,降低生产成本,规避市场风险,同时农产品的市场价格波动较大,农户面临较大市场交易风险。发达国家的经验证据表明完善的农业保险能够减缓农户经营中所面临的各种风险,提高农户对农业生产性投资的积极性<sup>[14]</sup>。但在中国这样的发展中国家,政策性农业保险和商业性农业保险均不发达,农业保险市场并未有效帮助农户规避风险。一旦发生气象或地质灾害,政府只能通过专项补贴缓冲风险,而农业生产损失绝大多数则由农户自己承担,这会严重打击农户投资农业的信心。对于农产品交易中所遇到的市场风险,也没有农业保险给予扶持,农户只能通过加入合作社缓解交易风险。从这个意义上来说,在农业保险市场不够发达的农村,非农就业收入则是对保险功能的一种替代<sup>[15]</sup>,可以缓解自然风险和市场风险对农户家庭经营的消极影响。非农就业可以看作是一种风险抵抗能力提升的反映,而风险能力的提升则会驱使农户采用高风险、高技术的种业技术,从而促进农业投资水平的提高<sup>[16]</sup>。

(2)非农就业可以通过缓解信贷约束,进而影响生产性投资的增加。中国是典型的小农经营国家,这就决定了农业生产是一种自给自足的生产方式,农业所需要的资本基本来自于家庭经营收入或非农就业收入。但随着现代适度规模经营的要求,一大批新型农业经营主体应运而生,越来越多的农

户依靠金融机构贷款或非正式组织借款发展现代农业。可以说,贷款在农业经营中占据着重要地位<sup>[17]</sup>。然而,对于中国这样农业经营水平较低的国家来说,农业信贷存在着交易费用较高、风险与收益不匹配等问题,导致信贷市场存在选择性信贷配给现象<sup>[18]</sup>,农户往往不能获得正规金融机构的贷款,在正规信贷无法满足农户农业投资需求的前提下,大部分农户选择非正规金融机构来缓解信贷约束<sup>[19]</sup>。非农就业却能够缓解农户面临的正规信贷和非正规信贷的约束。一方面,非农就业能够提高农户的工资性收入,同时也能够缓解农业生产中自然风险和交易风险对农业经营收入的冲击。工资性收入的增加和农业经营风险的降低会增加正规金融机构的放贷意愿,从而有利于增加农户获得正规金融机构贷款的概率和额度<sup>[20]</sup>。另一方面,非农就业有助于农户突破传统的农村地缘、血缘和亲缘等社会关系,进入城市,构建更为复杂的社会关系,从而有助于扩大农户非正规信贷来源<sup>[21]</sup>。因此,无论是正规金融信贷还是非正规金融信贷,非农就业率较高的家庭更易从中获得贷款,这将有助于农户家庭将贷款用于农业生产性投资,从而增加农业经营收入。

(3) 非农就业所带来的收入增加效应可以直接用于农业投资。虽然农户可能因为非农就业而导致农业经营的劳动力短缺,但农户进入到非农产业,能够获得比农业经营更多的工资性收入,而这部分收入则使得留守成员能够购买更多的农业生产性资料,如化肥、农药、种子等<sup>[22]</sup>,引进新的生产技术或种业技术。可以说,农户外出非农务工可以促使资本和技术对劳动力的替代。但农户获得的非农工资性收入用于农业投资只是一个必要条件,如果非农就业所获得的收入未用于农业投资,而是用于住房、教育、医疗等方面,那么非农就业提升对农业生产性投资并无积极影响。因此,“离乡”型非农就业是否能够通过农业生产性投资缩小农户收入差距还需要实证检验。

假设 1:“离乡”型非农就业可以通过直接增加贫困农户收入、增加贫困农户家庭的农业投资(包括信贷效应、保险效应、替代效应)等途径影响农户收入差距。

## 2.“离土”型非农就业与农户收入差距

(1) 从社会资本角度来说,农村的“关系”资源更可能是富人的资本,农村中的“精英”家庭往往拥有更丰富的社会资本,通过“关系”优势可以扭曲农村本就不规范的市场准则,从而为自己争取更多的机会从事农村非农经营活动<sup>[23]</sup>。例如 Zhang 等的研究发现村干部家庭平均收入要比非村干部家庭多 9%,其原因主要在于村干部家庭获得本地非农就业机会和报酬的概率更大,村干部身份所带来的收入优势和政治租金非常明显<sup>[24]</sup>。

(2) 从物质资本角度来说,农村非农经营活动需要物质资本的投入,物质资本的匮乏是贫困农户不能从事本地非农经营活动最大的障碍。此外,农村“精英”的金融参与能力更强,其在分散投资风险、改变风险偏好、降低风险损失等方面拥有更强的能力。从这个意义上说,物质资本和金融参与机会的差异拉大了本地农村“精英”与贫困农民的收入差距。但也有研究表明,本地非农经营活动并不会加剧农户收入差距,如在宗族较发达的村落,宗族网络作为一种纽带驱使成员间互帮互助,并分散本地非农活动中所面临的风险<sup>[25]</sup>。同时,宗族网络还会增强低收入劳动力的流动性,并使低收入劳动力获益更多<sup>[26]</sup>。还有研究表明,“离乡”型非农就业的农民会逐步转换为“离土”型非农就业,这部分农民工可以利用其外出务工经历增加创业融资比例和人力资本积累,促进本地非农创业活动<sup>[27]</sup>,从而缩小小农户与本地“精英”的收入差距。

假设 2:“离土”型非农就业由于其就业机会的高度选择性拉大农户收入差距,但普通农户也可以通过宗族网络、物质资本和人力资本积累等途径缩小与本地“精英”的差距,从而打破本地非农经营活动的高门槛,缩小农户收入差距。

## 二、研究设计

### 1. 数据来源与处理

本文的数据主要来自于 2014 年中国家庭追踪调查(China family panel studies, CFPS),该数据由北京大学中国社会科学调查中心组织实施,采用访谈和电访两种调查形式。主要收集个体、家庭、社区三个层次的数据,该数据重点关注中国居民的经济与非经济福利,以及包括经济活动、教育成果、

家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题,是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。2014年,该中心发布了新一期的数据,鉴于研究需要,本文将综合使用CFPS2010、CFPS2012、CFPS2014数据。

本文对数据进行了处理,数据处理过程如下:(1)筛选农民样本,筛选变量来自于urban14,urban14为城乡二分变量,取值1代表城镇,取值0代表农村,选取urban14=0的样本,并将其定义为农户样本;(2)运用stata13.1将个体数据、家庭数据、村庄层面数据进行合并处理;(3)合并CFPS2010、CFPS2012的部分样本;(4)对关键变量农户家庭收入、非农就业等变量的缺失值进行剔除;(5)剔除年龄大于65岁及小于18岁的样本。经过上述的数据处理,最终获得有效样本7349份,覆盖24个省、自治区、直辖市。

本文主要研究非农就业(包括“离土”和“离乡”)和农户收入差距的关系,因此,非农就业与农户家庭收入是数据搜集的关键变量。同时,为了数据的稳健,实证分析过程中还搜集并控制了年龄、性别、健康、婚姻、教育、社会资本等变量。各变量的指标定义及赋值参见表1。

表1 变量定义及描述性统计

变量	符号	变量定义	均值	标准差
农户家庭收入	<i>Income</i>	农户家庭收入的对数	3.312	4.392
“离乡”型非农就业	<i>LX_Nonfarm</i>	家庭外出务工比例	0.283	0.337
“离土”型非农就业	<i>LT_Nonfarm</i>	家里是否有人从事个体私营活动	0.095	0.294
年龄	<i>Age</i>	具体数值	46.229	12.072
年龄平方	<i>Agesq</i>	$Agesq = Age^2$	2282.842	1068.843
性别	<i>Gender</i>	女=0;男=1	0.478	0.500
健康状况	<i>Health</i>	非常健康=1;很健康=2;比较健康=3;健康状况一般=4;不健康=5	3.014	1.294
婚否	<i>Marriage</i>	在婚、同居、离婚、丧偶=1;未婚=0	0.933	0.250
民族	<i>Minority</i>	汉族=0;少数民族=1	0.121	0.326
政治面貌	<i>Party</i>	中共党员=1;非中共党员=0	0.171	0.377
受教育年限	<i>Edu</i>	具体数值,介于0~18之间	5.101	4.395
土地征用	<i>TDZY</i>	经历土地征用=1;未经历土地征用=0	0.064	0.245
亲戚关系	<i>Realtive</i>	经常交往=1;偶尔交往=2;不常交往=3;没有交往=4	1.610	0.878
邻里关系	<i>Neighbor</i>	很和睦=1;比较和睦=2;关系一般=3;关系有些紧张=4;关系很紧张=5	1.858	0.856

## 2. 研究方法

本文运用到的研究方法是再中心化影响函数回归(recentered influence function regression, RIF)。既有文献大多仅仅考察解释变量对被解释变量均值差异的影响,而缺乏对被解释变量边际分布的研究。Firpo等提出的RIF回归便是通过研究解释变量对被解释变量分布统计量(均值、分位数、方差、基尼系数)<sup>①</sup>的边际影响,从而达到分析收入差距影响因素之目的<sup>[28]</sup>。与OLS回归相比,RIF回归的估计结果更加稳健,可以弱化因解释变量遗漏所产生的内生性问题。本文分布统计量类型多样,而基尼系数是常用的刻画收入不平等的指标,因此,本文基于基尼系数构建RIF回归函数。

基尼系数的计算公式如下:

$$v^{GC}(F_Y) = 1 - 2\mu^{-1}R(F_Y) \quad (1)$$

式(1)满足:

$$R(F_Y) = \int_0^1 GL(p; F_Y) dp; p(y) = F_Y(y); GL(p; F_Y) = \int_{-\infty}^{F_Y^{-1}(p)} z dF_Y(z)$$

式(1)中, $v^{GC}(F_Y)$ 是收入分布函数 $F_Y$ 的泛函,本文中 $v^{GC}(F_Y)$ 特指刻画收入分布 $F_Y$ 的基尼系数。

定义基尼系数的影响函数:

① 以分位数为统计量的RIF回归也称为无条件分位数回归(UQR)。

$$IF(y;v^{GC})=A_2(F_Y)+B_2(F_Y)y+C_2(y;F_Y) \quad (2)$$

式(2)满足:

$$\begin{aligned} A_2(F_Y) &= 2\mu^{-1}R(F_Y); \\ B_2(F_Y) &= 2\mu^{-2}R(F_Y); \\ C_2(y;F_Y) &= -2\mu^{-1}[y[1-p(y)]+GL(p(y);F_Y)] \end{aligned}$$

根据式(1)和式(2),可以得到基于基尼系数的再中心化影响函数:

$$RIF(y;v^{GC})=1+B_2(F_Y)y+C_2(y;F_Y) \quad (3)$$

Firpo 等给出了式(3)的详细估计方法,此处不再赘述。结合式(3),以农户家庭收入的基尼系数为被解释变量,以非农就业(包括“离土”和“离乡”)、农户个体或家庭的个体特征为解释变量,可以得到农户收入差距的主要影响因素。构建如下基于基尼系数的收入差距回归模型:

$$RIF(Income;v^{GC})=\alpha+\beta_1LX\_Nnonfarm+\beta_2LT\_Nonfarm+\beta_iX_i+\epsilon \quad (4)$$

式(4)中, $RIF(Income;v^{GC})$ 表示基于基尼系数的农户家庭收入影响函数, $\alpha$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_i$ 分别表示常数项、“离乡”型非农就业( $LX\_Nnonfarm_i$ )、“离土”型非农就业( $LT\_Nonfarm$ )、控制变量( $X_i$ )的系数, $\epsilon$ 表示随机误差项。

### 三、结果分析

#### 1. 总体回归结果

本文运用再中心化影响函数回归,验证“离土”型非农就业和“离乡”型非农就业对农户收入差距的影响。表 2 报告了基于 RIF 方法的农户收入差距模型回归结果,从结果来看,“离乡”型非农就业( $LX\_Nonfarm$ )的回归系数均显著为负,并且通过 1% 的置信水平检验,表明“离乡”型非农就业缩小了农户收入差距,且对农户收入差距的减缓效应超过拉大效应,从而在整体上缩小了农户收入差距。“离土”型非农就业( $LT\_Nonfarm$ )的回归系数均显著为正,通过 1% 的显著水平检验,表明“离土”型非农就业刺激了农户收入差距的扩大,且对农户收入差距的拉大效应超过减缓效应,从而在整体上扩大了农户收入差距。非农就业机会的高度选择性导致了“离土”型非农就业扩大收入差距的结果,能够参与本地非农就业活动往往是社会资本、物质资本丰富的群体,表 2 中的模型三、模型四控制了社会资本、人力资本等农户社会属性特征,结果发现,相比于模型一,加入农户社会属性等控制变量后,“离土”型非农就业的回归系数符号相同、但估计值偏低。可见,控制其他变量后,“离土”型非农就业依然拉大了农户收入差距。

表 2 基于 RIF 方法的农户收入差距模型回归结果

N=7 349

	模型一	模型二	模型三	模型四
$LX\_Nonfarm$	-0.539 5*** (0.014 1)	-0.518 4*** (0.013 6)		-0.513 3*** (0.013 7)
$LT\_Nonfarm$	0.043 0*** (0.016 2)		0.119 7*** (0.016 9)	0.073 0*** (0.015 6)
$Age$		-0.008 4*** (0.003 1)	-0.014 6*** (0.003 3)	-0.008 8*** (0.003 1)
$Agesq$		0.000 1*** (0.000 0)	0.000 2*** (0.000 0)	0.000 1*** (0.000 0)
$Gender$		-0.192 8*** (0.009 4)	-0.179 8*** (0.010 3)	-0.192 3*** (0.009 4)
$Health$		0.010 8*** (0.003 7)	0.008 0** (0.004 1)	0.010 4*** (0.003 7)
$Marriage$		0.007 8(0.022 4)	0.016 3(0.024 4)	0.006 0(0.022 3)
$Minority$		0.062 0*** (0.014 1)	0.119 4*** (0.015 3)	0.063 6*** (0.014 1)
$Party$		-0.028 7** (0.013 0)	-0.042 0*** (0.014 1)	-0.030 9** (0.013 0)
$Edu$		-0.006 3*** (0.001 2)	-0.010 1*** (0.001 3)	-0.006 8*** (0.001 2)
$TDZY$		-0.006 3(0.018 5)	-0.029 1(0.020 1)	-0.010 1(0.018 4)
$Relative$		-0.006 0(0.005 3)	-0.000 1(0.005 8)	-0.005 4(0.005 3)
$Neighbor$		-0.012 7** (0.005 4)	-0.016 1*** (0.005 9)	-0.012 2** (0.005 4)
常数项	0.808 1*** (0.006 5)	0.992 9*** (0.061 5)	0.945 5*** (0.067 0)	0.993 5*** (0.061 4)
F 统计量	740.21(0.000 0)	201.13(0.000 0)	72.01(0.000 0)	187.88(0.000 0)

注:括号中的数值代表变量的标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

控制变量中,年龄对收入差距的影响呈 U 型特征,即年龄拐点之前,年龄的增加会缩小收入差

距;年龄拐点之后,年龄的增加会拉大收入差距。性别(*Gender*)、政治面貌(*Party*)、受教育程度(*Edu*)、邻里关系(*Neighbor*)是缓解农户收入差距的重要因素,而健康状况(*Health*)、是否少数民族(*Minority*)则拉大了农户收入差距。此外,婚姻状况(*Marriage*)、土地征用(*TDZY*)、亲戚交往频率(*Relative*)等变量则对农户收入差距的影响不显著。

## 2. 分区域估计结果

由于我国农户收入的区域差异较大,在分析农户收入差距的影响因素时,区域异质性也是必须加以考虑的因素,将全国(大陆地区)划分为东部地区和中西部地区两大区域类型<sup>①</sup>,并进行RIF回归,农户收入差距模型的分区域估计结果见表3。从表3可以看出,无论是东部地区还是中西部地区,“离乡”型非农就业均缓解了农村内部收入差距,且均在1%水平上高度显著。但“离乡”型非农就业对东部地区和中西部地区的缓解效应却不相同,其在东部地区的缓解效应为-0.4787,在中西部地区的缓解效应为-0.5275,表明“离乡”型非农就业对农户收入差距的缓解效应在中西部地区更大。

表3 农户收入差距模型分区域回归结果

变量	东部地区	中西部地区
<i>LX_Nonfarm</i>	-0.4787*** (0.0241)	-0.5275*** (0.0166)
<i>LT_Nonfarm</i>	0.1330*** (0.0257)	0.0385** (0.0196)
<i>Age</i>	-0.0159*** (0.0059)	-0.0070** (0.0036)
<i>Agesq</i>	0.0002*** (0.0001)	0.0001*** (0.0000)
<i>Gender</i>	-0.1762*** (0.0171)	-0.2029*** (0.0112)
<i>Health</i>	0.0168** (0.0068)	0.0068 (0.0044)
<i>Marriage</i>	0.0505 (0.0454)	-0.0106 (0.0254)
<i>Minority</i>	0.0459 (0.0311)	0.0539*** (0.0159)
<i>Party</i>	-0.0532** (0.0237)	-0.0252 (0.0154)
<i>Edu</i>	0.0016 (0.0023)	-0.0094*** (0.0014)
<i>TDZY</i>	-0.0256 (0.0348)	-0.0056 (0.0216)
<i>Relative</i>	-0.0158 (0.0098)	-0.0009 (0.0062)
<i>Neighbor</i>	-0.0192* (0.0100)	-0.0100 (0.0064)
常数项	1.0363*** (0.1184)	0.9895*** (0.0715)
F统计量	49.49 (0.0000)	145.78 (0.0000)
N	2419	4930

注:括号中的数值代表变量的标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

同样,“离土”型非农就业均刺激了农户收入差距的扩大,但显著性水平有所差异,东部地区在1%水平上高度显著,中西部地区在5%水平上显著,同时“离土”型非农就业的估计系数值在两类地区也有很大差异,东部地区为0.1330,中西部地区为0.0385,表明“离土”型非农就业对农户收入差距的拉大效应在东部地区更大。导致这种差异的原因可能在于:中西部地区属于劳动力输出地,其外出务工比例高于东部地区,而留在本地从事非农经营活动的比例较小,从而导致“离土”型非农就业对收入差距的拉大效应不及东部地区。阮荣平等认为,在市场化相对成熟时期,宗族网络的短半径效应(地域型社会资本)更为突出<sup>[29]</sup>。相对于中西部地区来说,东部地区市场化更成熟,但其短半径效应也会更显著,而这种效应将会导致本地非农经营活动的高度选择性,将社会资本、物质资本等较弱的群体排除在外,从而使“离土”型非农就业对农户收入差距的拉大效应在东部地区更大。

## 3. 稳健性检验

为了使研究结果更信服、结论更可靠,本文还采用了以下方法进行稳健性检验:①本文的“离乡”型非农就业采用的指标是“家庭中劳动力外出务工的比例”,但衡量外出非农就业的指标类型多样,为

① 根据国家统计局关于东中西部三大地带的划分,将北京、天津、辽宁、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南等省份划为东部地区,将黑龙江、吉林、内蒙古、山西、河南、湖北、安徽、江西、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、陕西、新疆等省份划为中西部地区。

了结论的稳健,采用“家庭中是否有人外出非农就业( $LX\_Nonfarm_1$ )”来定义“离乡”型非农就业<sup>[30]</sup>;②收入不平等的度量指标除了基尼系数外,方差也是一个重要的度量指标,采用基于方差指数的再中心化影响函数回归,以验证结果的稳健性。

稳健性检验的回归结果见表4。表4的结果与前文基本一致,即“离乡”型非农就业( $LX\_Nonfarm$ 、 $LX\_Nonfarm_1$ )缓解了农户收入差距,“离土”型非农就业( $LT\_Nonfarm$ )刺激了农户收入差距扩大。无论是以基尼系数衡量收入差距,还是以方差衡量收入差距,相比于农户家庭外出务工比例衡量的“离乡”型非农就业,以家庭中是否有人外出务工衡量的“离乡”型非农就业对农户收入差距的缓解效应更大。因此,可以认为基于指标替换和度量方法替换,均保证了结果的一致性,进一步验证了本文提出的研究假设。

表4 稳健性检验

变量	以基尼系数衡量收入差距		以方差衡量收入差距	
	模型一	模型二	模型二	模型三
$LX\_Nonfarm$				-14.855 2*** (0.407 6)
$LX\_Nonfarm_1$	-0.764 3*** (0.009 4)	-25.861 5*** (0.266 8)		
$LT\_Nonfarm$	0.045 8*** (0.012 6)	0.694 0* (0.357 0)		1.670 5*** (0.464 6)
其他变量	已控制	已控制		已控制
常数项	1.149 8*** (0.056 3)	12.732 8*** (1.598 9)		14.451 6*** (1.831 9)
F 统计量	620.91(0.000 0)	944.72(0.000 0)		217.13(0.000 0)
N	6 324	6 324		7 349

注:括号中的数值代表变量的标准误,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。由于以“家庭中是否有人外出非农就业( $LX\_Nonfarm_1$ )”衡量“离乡”型非农就业时,样本产生了缺失值,导致样本量缩减为6 324。

#### 4. 影响机理分析

Lin 基于社会资本的视角,认为资本对收入差距的影响主要表现在两个方面:一是资本欠缺;二是回报欠缺<sup>[31]</sup>。资本欠缺主要是指投资或非农就业机会的不同导致非农就业的高度选择性,从而使不同的农户群体拥有不同的资本,进而造成收入差距;回报欠缺主要是指由于农户群体内成员的行动策略、努力程度或制度性反应的不同,导致投资或就业机会对不同群体产生的不同回报。因此,基于资本欠缺和回报欠缺视角,考察“离土”和“离乡”非农就业在不同收入群体的分布及其回报是有必要的。一方面,针对“离土”和“离乡”非农就业在不同农户收入群体的分布,将农户家庭收入划分为10个分位数区间,然后计算出每个区间“离土”和“离乡”非农就业的人群比例,并以分位点为横坐标、人群比例为纵坐标,画出两者的二次拟合曲线,从而得到图1(a)和图2(a)的结果;另一方面,针对“离土”和“离乡”非农就业的回报率问题,借鉴周晔馨的做法<sup>[32]</sup>,以农户家庭收入的对数值为被解释变量,以“离土”型非农就业、“离乡”型非农就业及相关控制变量为解释变量,通过在0.01到0.99分位点进行99次无条件分位数回归,得到不同分位点上“离土”和“离乡”非农就业对农户收入的回报率,并以99个分位点为横坐标、回归系数值(回报率)为纵坐标,画出两者的二次拟合曲线,从而得到图1(b)和图2(b)的结果。

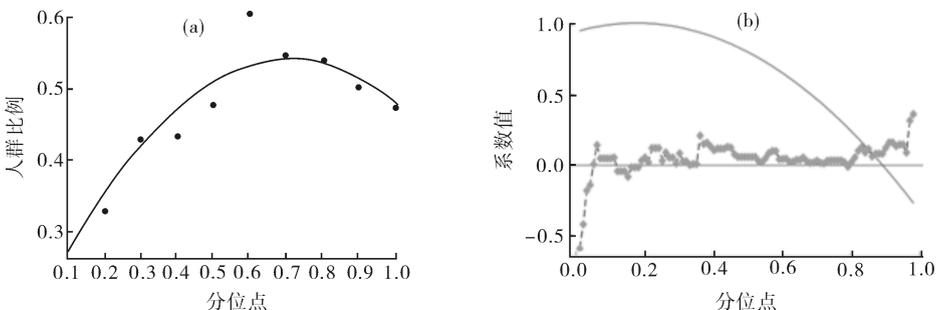


图1 不同分位点上“离乡”型非农就业的分布及其收入回报率

图1(a)和图2(a)的结果显示,“离乡”型非农就业在不同农户收入群体间呈倒U型曲线,“离土”型非农就业在不同收入群体间呈线性曲线,表明“离乡”型非农就业在中低收入群体所占比例最大,即中低收入群体参与“离乡”非农就业的比率更高,而“离土”型非农就业在高收入群体所占比例最大,即富人参与“离土”非农就业的比率更高;图1(b)和图2(b)的结果显示,随着农户收入分位点的上升,“离乡”型非农就业的估计系数呈逐渐下降趋势,表明穷人从“离乡”型非农就业中获得了更高的收入回报率,而随着收入分位点的上升,“离土”型非农就业的估计系数呈渐近上升的趋势,表明富人从“离土”型非农就业中获得了更高的收入回报。综上所述,中低收入农户参与“离乡”非农就业的比率更高,所获得的“离乡”非农就业收入回报也更高,高收入群体参与“离土”型非农就业的比率更高,所获得的“离土”非农就业收入回报也更高,从而表现出“离乡”型非农就业对农户收入差距的缓解效应,“离土”型非农就业对农户收入差距的拉大效应。可见,从影响机理的角度也证实了研究结论的稳健性。

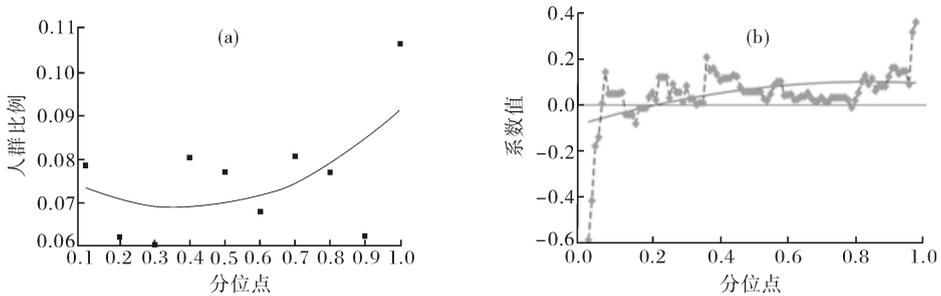


图2 不同分位点上“离土”型非农就业的分布及其收入回报率

#### 四、结论与政策含义

本文着重关注非农就业的异质性差异,将非农就业划分为“离土”型和“离乡”型,并运用再中心化影响函数回归,验证“离土”型非农就业和“离乡”型非农就业对农户收入差距的影响。结果发现,“离土”型非农就业拉大了农户收入差距,其主要原因在于本地非农就业机会对中低收入群体的限制,使非农就业机会产生了高度的选择性。那些社会资本、人力资本和物质资本丰富的富裕农民挤占了本地的非农就业资源,而穷人则不能享有这些非农就业资源。

因此,在当前精准扶贫政策的指引下,对农户收入差距的调控,应该保证本地非农就业机会的可进入性,降低本地非农经营活动的进入成本:一方面,要营造风清气正的农村政治生态,使农村非农经营活动不受社会关系网络的影响,畅通农户社会交往的渠道,降低农户社会交往成本;另一方面,继续鼓励农村劳动力外出务工,积累物质资本,提高农民受教育水平,积累人力资本,从而使农村外出劳动力回流时,农户拥有本地非农经营活动所必需的各种资源。

#### 参 考 文 献

- [1] 江春,司登奎,苏志伟.中国城乡收入差距的动态变化及影响因素研究[J].数量经济技术经济研究,2016,33(2):41-57.
- [2] 秦晓娟,孔祥利.农村劳动力转移的选择性、城乡收入差距与新型农业经营主体[J].华中农业大学学报(社会科学版),2015(2):73-78.
- [3] 胡志军,谭中.我国居民收入基尼系数的估计及城乡阶层效应——基于城镇、农村收入20分组数据的研究[J].南方经济,2016(6):38-50.
- [4] 程名望,史清华,YAN H,等.农户收入差距及其根源:模型与实证[J].管理世界,2015(7):17-28.
- [5] 谢家智,王文涛.社会结构变迁、社会资本转换与农户收入差距[J].中国软科学,2016(10):20-36.
- [6] 陈钊,万广华,陆铭.行业间不平等:日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解[J].中国社会科学,2010(3):65-76.
- [7] 肖龙铎,张兵.金融可得性、非农就业与农民收入——基于CHFS数据的实证研究[J].经济科学,2017(2):74-87.

- [8] 张兆曙,王建.城乡关系、空间差序与农户增收——基于中国综合社会调查的数据分析[J].社会学研究,2017,32(4):46-69.
- [9] 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.
- [10] DU Y,PARK A,WANG S. Migration and rural poverty in China[J]. Journal of comparative economics,2005,33(4):688-709.
- [11] 章元,许庆,邬璟璟.一个农业人口大国的工业化之路:中国降低农村贫困的经验[J].经济研究,2012(11):76-87.
- [12] 钱龙.非农就业、农地流转与农户农业生产变化[D].杭州:浙江大学,2017.
- [13] DEICHMANN U,SHILPI F,VAKIS R. Urban proximity,agricultural potential and rural non-farm employment:evidence from Bangladesh[J]. World development,2009,37(3):645-660.
- [14] WU J J,ADAMS R M. Production risks,acreage decisions,and implications for revenue insurance programs[M]//Risk Management and the Environment: Agriculture in Perspective. Springer Netherlands,2003:161-180.
- [15] GUBERT F. Do migrants insure those who stay behind? evidence from the Kayes area (Western Mali)[J]. Oxford development studies,2002,30(3):267-287.
- [16] 方鸿.非农就业对农户农业生产性投资的影响[J].云南财经大学学报,2013(1):77-83.
- [17] SAQIB S E,AHMAD M M,PANEZAI S,et al. Factors influencing farmers' adoption of agricultural credit as a risk management strategy:the case of Pakistan[J].International journal of disaster risk reduction,2016 (17):67-76.
- [18] 刘瑞明.金融压抑、所有制歧视与增长拖累—国有企业效率损失再考察[J].经济学(季刊),2011(2):603-618.
- [19] TURVEY C G,KONG R,HUO X. Borrowing amongst friends:the economics of informal credit in rural China[J]. China agricultural economic review,2010,2(2):133-147.
- [20] 黄祖辉,刘西川,程恩江.贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释[J].经济研究,2009(4):116-128.
- [21] 孙永苑,杜在超,张林,等.关系、正规与非正规信贷[J].经济学(季刊),2016(1):597-626.
- [22] WANG X,YAMAUCHI F,HUANG J. Rising wages,mechanization,and the substitution between capital and labor:evidence from small scale farm system in China[J]. Agricultural economics,2016,47(3):309-317.
- [23] 李树,陈刚.“关系”能否带来幸福?——来自中国农村的经验证据[J].中国农村经济,2012(8):66-78.
- [24] ZHANG J,GILES J,ROZELLE S. Does it pay to be a cadre? estimating the returns to being a local official in rural China[J]. Journal of comparative economics,2012,40(3):337-356.
- [25] CHEN J,HUHE N. Social networks,informal accountability,and public goods provision in rural China;a reassessment[J]. Working Paper,2010.
- [26] 郭云南,姚洋,FOLTZ J. 宗族网络与村庄收入分配[J].管理世界,2014(1):73-89.
- [27] 周广肃,谭华清,李力行.外出务工经历有益于返乡农民工创业吗? [J].经济学(季刊),2017(2):793-814.
- [28] FIRPO S,FORTIN N M,LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions[J]. Econometrica,2009,77(3):953-973.
- [29] 阮荣平,郑风田.市场化进程中的宗族网络与乡村企业[J].经济学(季刊),2013(1):331-356.
- [30] 程令国,张晔,刘志彪.农地确权促进了中国农村土地的流转吗? [J].管理世界,2016(1):88-98.
- [31] LIN N. Social capital;a theory of social structure and action[M]. Cambridge:Cambridge University Press,2002.
- [32] 周晔馨.社会资本是穷人的资本吗?——基于中国农户收入的经验证据[J].管理世界,2012(7):83-95.

(责任编辑:金会平)