农村产业融合、人力资本与农户收入差距

杨 晶[1]，丁士军[2]

（1. 武汉大学 社会保障研究中心，湖北 武汉 430072；2. 中南财经政法大学
公共管理学院，湖北 武汉 430073）

摘 要： 根据农村产业融合典型样态的考察和入户调查数据，使用分位数回归模型分析了农村产业融合、人力资本对柑橘种植农户收入差距的影响。研究发现：融合组的户均总收入和经营性收入明显高于非融合组，且样本农户收入既存在组内不同收入来源之间明显的收入差距，也存在融合分组之间的农户收入差距；农村产业融合变量对各分位点农户收入的影响均显著，且随着分位数提高缩小了处于低端和上端农户的收入差距；农业技能培训变量在 10% 和 25% 分位上对农户收入有显著的正向效应，且系数差均为负，表明参加农业技能培训会显著缩小农户收入差距；家庭经济人口规模的影响力不仅普遍，而且都很显著，这也证实了农户人力资本积累对缩小收入差距的重要性。

关键词： 农村产业融合；人力资本；收入差距；农业产业化

中图分类号： F323.8 **文献标识码：** A **文章编号：** 1672－0202(2017)06－0001－10

一、引言

农村产业融合是农业供给侧结构性改革的重要内容[1]，对解决农村现存的城乡发展失衡所引致的农村产业结构转型问题意义重大。当前，各级政府在推动农村产业融合方面付出了持续而有效的努力，但是，实践中仍存在融合水平不高、外部支撑环境不健全、自我升级发展较为困难、辐射带动作用弱等问题[2]。如何在既存约束条件下，通过农村政策安排达到利益合理分配，促进产业结构转型，带动农民就业增收，降低农村内部的收入分配不均等程度，是我国“三农”发展的重大问题和农村改革面临的现实难题。

农村产业融合发展是农业产业化的升级版和拓展版，农业产业化则是农村产业融合发展的源头和主要内容[3]。早期研究农业产业化的学者，总结了西方国家以及发展中国家的农业产业化历史、现实以及具体的产业实践及其经济社会影响[4－7]。随着农村产业融合的相关政策在全国逐渐展开，农村一二三产业融合日益成为社会各界关注的焦点。有学者注意到农村产业融合的增收效应，例如，李云新等[8]的实证研究发现，农村一二三产业融合能显著提高农户收入，相较于传统农业单一发展模式，农户增收效应在 50% 以上；唐超和胡宜挺[9]则从技术效率角度分析认为，农村产业融合可以显著地促进农民增收。还有一些学者回顾和梳理了我国改革开放以来农村产业融合发展的政策、理论及模式的演进轨迹[10－11]。但是，国内对于农村产业融合问题的研究多采用定性分析，从理论上阐述农村产业融合对于农民就业增收、农业资源优化配置，以及农村产业结构调整

收稿日期： 2017－07－15 **DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2017.06.001

基金项目： 农业部软科学研究项目（201601－2）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（16JJD840007）；国家自然科学基金项目（71673303）

作者简介： 杨 晶（1991—），男，湖南永州人，武汉大学社会保障研究中心博士研究生，主要研究方向为社会保障理论与政策。E－mail：wuhan_yangjing@163.com

等方面的影响机理,而缺乏微观层面的农户数据的支撑;就研究方法来看,现有研究仍以基于最小二乘法(OLS)的传统回归模型为主,该模型实质上是均值回归,得到的仅仅是平均影响,难以刻画收入差距影响的全貌[12]。

总的来说,目前从收入差距角度考察农村产业融合微观经济效应的研究还比较缺乏,因此,迫切需要通过大规模调研系统性归纳总结实践经验,从微观层面考察农户参与产业融合的效果,了解农村产业融合发展中的关键难题,探讨产业融合发展政策如何在农村具体场域中落地,从而为推进农村收入分配制度改革提供指引。本文选取湖北省宜昌市387个柑橘种植户作为产业融合样态的考察对象,在对产业融合与农户收入现状进行统计性描述的基础上,利用分位数回归模型,实证检验农村产业融合、人力资本对农户收入差距的影响;尝试进一步地拓展针对农村产业融合收入效应研究的方法和实证模型。

二、农户收入差距的影响因素及其假设

(一)理论基础

本文借鉴Bardhan和Udry[13]的思路,结合我国农村产业融合典型样态,采用农户模型(Agricultural Household Model,AHM)的函数形式,来分析农村产业融合对农户收入差距的影响。在总结已有研究[14-15]的基础上,本文将"农村产业融合"内涵界定为农民及相关生产经营主体通过农村一二三产业在农业生产、加工、销售及服务等多个环节形成利益联结链条,实现农作物种植(第一产业)、农产品加工(第二产业)和农产品销售或服务(第三产业)产业间的融合互动和交叉重组的过程。一般认为,农户在面临生产、时间和预算等约束下会极大化其效用。农户效用最大化由其生产决策决定,而生产决策取决于家庭的偏好及资源禀赋[16]。在技术水平不变的情况下,农户的产出由其资本投入、土地和劳动力等决定。为了简化分析,农户的收益可以用$U(I^a, I^b, Lc; \alpha)$描述,它是一个由生产、时间和预算特征变量等组成的函数;假定农户收益函数是I^a和I^b的增函数,α为其他外生变量。农户收益受农业性收入、非农业性收入和闲暇等的影响,可以得到第i个农户t时期利润最大化的方程为:

$$\max U_{i,t}(I^a_{i,t}, I^b_{i,t}, Lc_{i,t}; \alpha) \tag{1}$$

约束条件为

$$La_{i,t} + Lb_{i,t} + Lc_{i,t} = 1 \tag{2}$$

式(1)中,$I^a_{i,t}$表示t时期第i个农户的农业性收入,它与从事的农业活动的产出价格、补贴,以及土地、资本和劳动力等农业生产成本相关;$I^b_{i,t}$表示t时期第i个农户的非农业性收入,它由外生的工资水平和非农生产时间共同决定;$Lc_{i,t}$表示闲暇;α表示区域以及制度等其他外部因素。式(2)表示农户单位劳动时间下的时间分割,$I^a_{i,t}$、$I^b_{i,t}$、$Lc_{i,t}$分别表示t时期农户的农业劳动时间、非农业劳动时间和闲暇。

基于已有的研究可知,通过农村三次产业间的纵向合作和利益融合,生产者、加工者、服务及消费者等各类利益主体,形成了产业整合型、产业链延伸型、产业交叉型及技术渗透型等融合形态。例如,在一些地方实践中,农户采用自办、联合、参股农民专业合作社等形式参与农村产业融合。基于产业链条,龙头企业与农户合作,通过订单生产和规范种植,以统一价格对订单农户的优质产品进行收购,从耕作、经营和服务等方面为农民提供专业化、标准化制度保障,拓宽了农业产业链,有利于促进农业、农副产品加工等特色产业的形成,从而提高农业边际收益,也增加了农户的家庭经营性收入。

农户家庭资源禀赋,尤其是人力资本方面因素的差距,则是造成农户收入分配差距拉大的重

要原因。鉴于家庭禀赋的异质性对农村产业融合的收入效应影响的作用路径存在差异，由此可能会导致农村产业融合促进农民收入增加的路径的差别，从而对农村内部的收入分配不均等程度造成冲击。

不同的影响因素对农户收入差距的影响路径也存在差异[12]。相对于较低收入农户，参与了农村产业融合、人力资本水平高的较高收入农户从事特色种养业以及农产品加工及其衍生的职业，往往具有更多的收入获取的机会和较高的农业活动产出收益。与未参与农村产业融合的农户相比，参与了农村产业融合的高收入农户，会有更高的经营性收入和工资性收入，且这种高收入可以近似看作参与产业融合的收益。而那些没有参与农村产业融合的农户，其收入来源结构往往比较单一，比较依赖传统种养业收入，无法与各类农业经营主体在农业生产、加工、销售及服务等多个环节形成稳定的利益联结链条，从而无法有效分享农村产业融合带来的收益。一般而言，由于不同农户家庭资源禀赋的差异，部分农户通过土地入股、转让和托管等形式参与到农村产业融合互动中来，获得了较高的农业以及由农业拓展出的关联产业收入。而样本农户均为产业融合典型样态的考察对象，因此，样本差异可近似看作政策效应。

（二）研究假设

对于发展中国家来说，农户及相关生产经营组织是农村产业融合的重要参与者①，土地、资本、劳动供给的增加，在一定程度上提高其总收入水平。农村产业融合通过产业链融合、多功能性发挥以及农业服务业深度融合，全面影响着农民的收入结构[18]，从而影响农户收益。从农户收入结构来看，参与了农村产业融合的农户，其生产经营性收入和工资性收入会发生变化；农村产业融合相关的政策支持也会给农村居民，尤其是给种粮大户和家庭农场等新型农业经营主体带来粮食补贴等转移性收入的增加。与没有参与农村产业融合的农户相比，参与了农村产业融合的农户，其增收路径可能存在差异，农村产业融合变量从而成为影响农户收入差距的重要因素。因此，本文提出假设 1：

假设 1：农村产业融合对农户收入存在正向的作用，并且，由于农村产业融合政策是“渐进式”的，农村产业融合对农户收入的影响在不同区域条件、不同分位点上都是存在的。

对农户的家庭特征而言，由于存在农户资源禀赋的异质性，尤其是不同人力资本水平的农户获取由农业拓展出的关联产业收入的能力高低有别，农户群体间就业能力的差距会使得不同利益主体增加收入的难度也有所差别，不同类型资源禀赋的收入效应会存在强弱之分，从而导致农户收入差距的产生。有人认为，高收入农户可能存在资源禀赋的“马太效应”，在人力资本积累和相关成本等方面的优势，使其参与农村产业融合后的收入获取能力更强，具有较高的劳动生产率，从而获取较高收入。同时，与低人力资本水平的农户相比，较高人力资本的农户在市场上的就业份额和工资水平较高，从而造成农户间的收入差距。另外，在传统劳动力市场状态下，家庭人口规模也是人力资本积累的一个重要的方面。由此，本文提出假设 2：

假设 2：对于两组人力资本不同的农户而言，人力资本方面的差距，会引致农户收入分配差距扩大的问题。

---

① 国内学者对于农村产业融合的研究相对较晚，对农村产业融合参与主体的研究并没有形成一致的意见。例如，姜长云[17]认为，农村产业融合的参与主体众多，如龙头企业、农民合作社、专业大户、家庭农场、投资农业的工商资本等新型农业经营主体和普通农户等。实际上，在许多地方，参与农村产业融合的经营主体还包括一些农业企业和行业协会。

三、产业融合与农户收入现状

(一)数据来源

本文数据来源于农业部软科学研究项目"农村产业融合促进农民经营性收入增加的作用机理与关键路径"(201601-2)课题组在2016年7—8月组织的农户调查。调查问卷的内容包括2015年家庭经济人口情况和各大块收支调查,以及参与产业融合情况等相关的信息。湖北省宜昌是全国柑橘种植典型地区,该地区柑橘产业链发展相对较成熟,农户参与产业融合程度相对较高,比较适合开展农村产业融合对农户增收影响的研究。因此,本文选取湖北省宜昌市387个样本柑橘种植户作为产业融合样态的考察对象。与国家统计口径一致,文中的农户总收入是指农业以及由农业拓展出的关联产业收入,收入统计结构包括经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入等①。

本文在前人研究成果[8]的基础上,根据农户与其他生产经营组织利益联结的紧密程度,将"产业融合"农户分为两类②,在此基础上,从微观层面研究农户参与农村产业融合的效果。第一类:融合组农户(以下简称"融合组"),赋值为"1"。这类农户在调查中的职业类型为"合作社社员""产业融合衍生职业(例如出售农资及农业技术员等)""农产品经纪人"和"农业企业老板或股东",他们与合作社或龙头企业等其他农村产业融合重要参与者,已经形成了较为紧密的利益联结关系。第二类:非融合组农户(以下简称"非融合组"),赋值为"0"。这类农户是调查中职业类型为"散户"的种植农户,他们大多数是个人种植并销售,而且销售收入并不与合作社或龙头企业收益挂钩,换句话说,他们没有参与到当地的产业融合过程中。从被调查农户的基本特征来看,农村人口以中老年人为主,家庭经济人口规模为2人以上的比重达90%以上,64.50%的农户参加了政府部门组织的农业技能培训,94.06%的农户为小学及以上文化水平,36.08%的户主有外出务工经历,已婚农户的比例超过90%,69.25%的样本农户单纯从事传统农业种植,职业类型为散户,农户参与产业融合的比例达到30.75%。以上说明被调查样本既具备了中国农村居民的基本特征,也适合开展农村产业融合相关的微观研究。

(二)产业融合与农户收入现状分析

1.采用融合分组的农户收入来源及结构

表1给出了采用融合分组的农户收入情况。从收入水平来看,融合组农户的总收入比非融合组多55997.98元,是非融合组农户总收入的2.33倍。这说明,参与了农村产业融合的农户,其家庭收入水平明显高于非融合组。从农户收入结构来看,融合组农户的经营性收入明显高于非融合组,超出53463.4元。表1数据显示,融合组农户的经营性收入占总收入的份额较大,比重高达

① 本文农户收入是指2015年样本农户的户均总收入。各项收入来源的统计口径为:经营性收入包括农业经营、个体小买卖、加工和运输等;工资性收入包括本地打工、外地长期固定打工、政府和事业单位工作工资;转移性收入为救济、补贴、馈赠和离退休养老金等合计;财产性收入为股息、租金和股息、红利收入合计。其中,为了方便区分,我们在数据统计过程中,将经营性收入进行区分,既包括种植业和养殖业等农业性经营收入,也包括农业及其关联产业的非农经营性收入。

② 对于农村产业融合的衡量指标问题尚存在一些争议。一些研究以职业类型衡量参与产业融合程度,可能无法区分到底是职业还是产业融合促进了收入提高,显然相对于散户,农企老板和股东会有更高的收入,这种高收入往往是由于其资本收益而非参与产业融合的收益。也有学者根据与农户是否具有利益联结关系,将其区分为参与了产业融合的农户和未参与产业融合农户两类。本文在参考以上研究的基础上,将样本农户进一步区分为"融合组"和"非融合组"两个类别。

74.06%，且均值是非融合组农户的 3.79 倍。考察非融合组农户的收入来源发现，尽管非融合组工资性收入的比重较大(44.65%)，且高于融合组农户同类型收入的比重(19.12%)，但非融合组的工资性收入水平与融合组相比差别微弱。总体来看，不管是融合组还是非融合组，农户的转移性和财产性收入比重均较低，且非融合组的财产性收入比重仅为 0.07%；融合组农户的收入增长更加依赖经营性收入的增加。因此，以农业经营、个体小买卖、加工和运输相关活动获得的经营性收入是融合组农户收入的主要来源，也是农户收入增加的关键路径。这验证了前面的理论分析中得出的农村产业融合促进农民经营性收入增加的结论。

表 1　采用融合分组的农户收入情况

项目类型	各项收入占总收入的比重/%				户均年总收入
	经营性收入	工资性收入	转移性收入	财产性收入	/千元
所有样本(N=387)	60.06	32.42	7.14	0.38	59.25
融合组(N=119)	74.06	19.12	4.64	2.18	98.03
非融合组(N=268)	45.54	44.65	9.74	0.07	42.03
比值(融合组/非融合组)	3.79	0.99	1.11	72.09	2.33

2. 农户收入差距测度与分析

通过基尼系数对分样本农户收入不平等进行测算，可以考察农村产业融合与农户收入差距的关联。本文采用 Stata12.0 计算的结果表明：样本农户的基尼系数高达 0.4789，这意味着该群体的收入差距较明显。并且，样本地区产业融合分组后的农户收入差距更加明显，经测算，融合组的基尼系数为 0.5266，非融合组的基尼系数为 0.3979，这说明融合组农户收入差距大于非融合组农户收入差距，也高于总样本农户收入差距。因此，农村产业融合变量对农户收入差距的影响，既存在于组内不同收入来源之间的农户，也存在于融合分组之间的农户。为了进一步探究农村产业融合与农民收入差距之间的内在关联，本文接下来利用计量经济学模型，实证分析农村产业融合和人力资本变量对农户收入差距产生的影响。

四、计量模型构建与变量选择

(一)计量经济模型设定

本文研究目的在于估计和比较不同因素对各收入组收入的边际贡献的差异，如果某一因素对于低收入人群的边际贡献大于中等收入人群和高收入人群，则这种要素具有的作用就是缓解收入差距，反之则是扩大收入差距[12, 19]。一般的线性回归模型实际上是均值回归，且易受极端值影响，若采用可能会得到有偏的回归估计结果。鉴于本文主要探讨农村产业融合、人力资本和农户收入差距之间的内在关联，故采用分位数回归模型进行估计能更精确、全面描述解释变量对被解释变量的变化范围及条件分布形状的影响，并得到较为稳健的估计结果。基于 Koenker 和 Bassett[20] 提出的分位数回归方法①(Quantile Regression)，参考 Mishra 和 Moss[21] 的研究程序，本文对 OLS 估计进行拓展，采用半对数形式建立分位数计量模型：

$$Q_\tau[\mathrm{In}y \mid X] = \alpha_\tau + X\beta'_\tau \tag{3}$$

其中，Iny 为农户总收入(取对数)，$Q_\tau[\mathrm{In}y \mid X]$ 是 Iny 在第 τ 分位上的条件分布。协变量矩阵 X 是解释变量的集合，更具体地，解释变量将围绕反映经营主体融合共生的因素，对反映产业环节融合

① 不同于根据收入分组的 OLS 回归，分位回归估计的系数估计量是通过绝对离差之和的最小化，同时赋予不同的观测以不同的权重。

互动、反映资源要素融合渗透和反映农户家庭禀赋特征的因素进行选择,包括农村产业融合变量、人力资本变量和其他控制变量。β 是待估计的回归参数,是半弹性系数(Semi-elastic Coefficient),表示解释变量变化一个单位所引致的农户收入水平变化的百分比。

根据 Bardhan 和 Udry[13] 的家庭生产函数,拓展的具体模型可以表示为:

$$Q_\tau[\mathrm{In}y|X] = \alpha_\tau + \beta_1 \mathrm{RII} + \beta_2 \mathrm{If_training} + \beta_3 \mathrm{Labor} + \beta_4 \mathrm{If_migrate} + \beta_5 \mathrm{Farmland} + \mu_\tau \quad (4)$$

在该模型中,被解释变量 Iny 为农户总收入,解释变量 RII 为农村产业融合变量,是否参加农业技能培训变量(If_training)和家庭经济人口规模变量(Labor)为农户人力资本的替代变量。控制变量用是否有外出务工经历(If_migrate)和家庭耕地面积(Farmland)来表示。α_τ 为常数项,μ_τ 是随机误差项。$\beta_1 \sim \beta_5$ 是各解释变量的回归系数。进一步地,为了得到以上诸因素对各收入组的影响差异,本文参考程名望等[12]的研究方法,采用 Interquantile Regression 回归和 Bootstrap 方法,对回归系数差异进行检验。通过使用"系数差"检验影响差异的显著程度①,反映各解释变量对不同收入组农户收入的边际贡献差异,从而估计得出其对农户收入差距的影响。

(二)变量选择及说明

核心解释变量"农村产业融合"(Rural Industrial Integration,RII),它表示研究区域农户参与农村某产业融合的状况。根据农户与其他农业生产经营主体的利益联结程度,参与了农村产业融合的农户(即融合组)赋值为"1",未参与农村产业融合的农户(即未融合组)赋值为"0"。人力资本变量选取"是否参加农业技能培训"(If_training)和"家庭经济人口规模"表示。一般而言,人力资本主要是通过劳动性收入对农户收入产生影响,参加过农业技能培训的农户,其带来了专业化人力资本积累,农业生产效率会有所提高,进而增加收入。"家庭经济人口规模"也能够较好地代表农户人力资本。劳动力人数越多家庭人力资本状况越好,从而农户的获取收入能力可能更强。

此外,为了控制影响农户收入差距的其他相关因素,除上述农村产业融合和人力资本变量外,本文还选取了"是否有外出务工经历"(If_migrate)和"家庭耕地面积"(Farmland)两个家庭禀赋类控制变量,以此考察农户家庭禀赋对农户收入差距影响的异质性。家庭成员有外出务工经历,赋值为"1",家庭成员没有外出务工经历,赋值为"0"。在农业产业化经营中,农户收入增加与家庭耕地面积相关,尤其对于种植户而言,耕地面积越大,农户种植主导产业作物越多,则农户通过农业生产、加工和销售经营等获得的收入越高[22]。

表2 变量说明及其描述性统计

变量名称	定义	均值	标准差
是否参与农村产业融合(RII)	未融合组=0;融合组=1	0.307	0.462
是否参加农业技能培训(If_training)	是否参加过农业技能培训,是=1;否=0	0.645	0.478
家庭经济人口规模(Labor)	指实际参与到农户家庭生产和消费的人口总和,不包括常年在外打工,与家庭没有经济往来的家庭成员,单位:人。	3.105	1.318
家庭耕地面积(Farmland)	取对数,家庭耕地面积是指家庭实际经营的耕地、林地、果园等总面积。	8.452	14.862
是否有外出务工经历(If_migrate)	家庭成员是否有外出务工经历,是=1;否=0	0.356	0.479

① 分位差异检验结果中"系数差"显著即表示该变量对农户收入差距有显著影响。若其系数为正,表示该变量拉大了农户收入差距;若其系数为负,表示该变量缩小了农户收入差距。由此可以进一步判断各收入组之间的影响效应的差异。

五、产业融合、人力资本对农户收入差距影响的实证结果分析

在控制其他变量条件下，根据（4）式的模型估计产业融合等各变量对农户收入差距的影响。通过多重共线性的检验，在分位数回归时，剔除了可能存在严重多重共线性的变量。通过似然比检验拒绝了农户之间不存在不可观测异质性的原假设。从方程显著性看，5 个方程的 Pseudo R^2 值均在 0.15 以上，表明所设立的模型具有一定的解释力。参考程名望等[12]的研究，表 3 报告了 10%、25%、50%、75% 和 90% 分位回归结果，各模型选定的系列变量总体上均显著。

从系数显著性来看（见表 3），农村产业融合变量对各分位农户收入的影响均显著。通过分位回归，我们发现，除中等收入农户（Q50）外，农村产业融合变量对融合组农户收入影响的回归系数均超过 0.622。尤其是在农户收入从低收入组上升到高等收入时，收入分配状况先趋于恶化，继而随着收入分位的提高，其收入效应逐步提高。这说明处于不同条件分布水平的农户，农村产业融合对其收入都有显著性的影响，并呈现出了一定的差异。同时，由表 4“系数差”可知，除了部分分位数区间（Q90 ~ Q10）外，选定的农村产业融合变量对各分位数之间的“系数差”均显著为负，这说明农村产业融合有利于缩小农户收入差距。具体而言，我们发现，产业融合显著缓解了高和低收入组（Q75 ~ Q25）、低和中等收入组（Q50 ~ Q25）之间的收入差距。此外，相对于低收入农户来说，高收入农户往往具有更多的收入获取的机会，因此，农村产业融合对其收入带动作用的效应更强。部分分位数之间（Q90 ~ Q10）收入差距没有显著缩小，也间接说明了农村产业融合变量对高收入农户的增收效应更强。农村产业融合变量对各分位点农户收入的影响均为显著，且随着分位数提高缩小了处于低端和上端农户的收入差距，证实了参与农村产业融合有利于缓解农户收入差距。这与研究假设 1 基本相符，即从微观层面验证了农村产业融合变量对农户收入差距的影响。

就人力资本来看，在选定的两个细分变量中（见表 3），“是否参加农业技能培训”在 Q10 和 Q25 分位数上显著且为正，而在其他分位数上回归系数并不显著。这说明与其他收入组次相比，参加了农业技能培训的较低收入农户，其收入增加更明显。从表 4 分位差异检验结果来看，参加农业技能培训缩小了高和低收入组（Q75 ~ Q50）、低和中等收入组（Q50 ~ Q25）、最低和最高收入组（Q90 ~ Q10）农户之间的收入差距。农业技能培训变量在 10% 和 25% 分位上对农户收入有显著的正向效应，且“系数差”均为负，表明参加了农业技能培训显著缩小了农户之间的收入差距，人力资本已经成为样本农户收入差距缩小的重要原因。由表 3 可知，另一人力资本的代理变量“家庭经济人口规模”在各分位数上的回归结果均显著为正，且对低分位上收入的影响效应明显大于其他收入组的影响效应。这说明，家庭经济人口规模越大，劳动力越多，农户收入状况越好。从分位差异检验的变量系数来看，家庭经济人口规模增加，显著缩小了各个分位数之间，尤其是最高和最低收入分位（Q90 ~ Q10）的农户收入差距。这也证实了假设 2 农户人力资本变量对缩小农户收入差距影响的重要性。

此外，通过分位回归分析其他家庭因素表明，“家庭耕地面积”对在 Q25 和 Q50 分位（低和中等收入组）农户收入具有显著的正向影响，而对其他分位上农户收入的影响并不显著。对处于条件分布下端（25% 和 50% 的位次）的农户而言，家庭耕地面积越大，收入越高，这说明家庭耕地面积对较低收入组农户的增收效应较为明显，显著缩小了低收入分位和较高收入分位农户之间的收入差距。该结果印证了程名望等[12]的研究发现。同时，其他家庭特征变量对不同分位点农户收入的影响存在差异，也反映了家庭禀赋异质性诱导下农户内部的收入分化问题，其对农户收入差距的

作用路径也不同。

对于处于不同条件分布水平的农户而言,“是否有外出务工经历”的影响力不仅普遍,而且都很显著,特别是在10%的分位回归中,其对收入的影响最大。家庭外出务工经历对于农户增收具有非常重要的作用,有外出务工的农户收入更加多元化。实证发现,该变量不仅对农户收入有显著的影响,更缓解了处于低端和上端农户之间的收入差距。因此,加强不同类型进城农民工生计保障,促进农村劳动力生计活动的顺利转型,将有利于缓解长期内农户收入差距扩大问题。

表3 分位数回归结果

解释变量	被解释变量:log(农户总收入)				
	模型1(Q10)	模型2(Q25)	模型3(Q50)	模型4(Q75)	模型5(Q90)
	回归系数	回归系数	回归系数	回归系数	回归系数
是否参与农村产业融合	0.609**	0.612***	0.410***	0.622**	0.828***
	(0.242)	(0.172)	(0.116)	(0.199)	(0.235)
是否参加农业技能培训	0.632***	0.399**	0.164	0.072	-0.083
	(0.229)	(0.184)	(0.127)	(0.091)	(0.170)
家庭经济人口规模	0.324***	0.323***	0.208**	0.207***	0.211**
	(0.067)	(0.037)	(0.030)	(0.041)	(0.075)
家庭耕地面积	0.006	0.013**	0.011***	0.009	0.013
	(0.004)	(0.005)	(0.003)	(0.006)	(0.009)
是否有外出务工经历	0.816***	0.493***	0.419***	0.349***	0.404**
	(0.198)	(0.138)	(0.059)	(0.078)	(0.146)
常数项	7.340***	8.188***	9.427***	9.989***	10.324***
	(0.244)	(0.248)	(0.190)	(0.163)	(0.275)

注:分类变量中“是否参与产业融合”“是否参加农业技能培训”“家庭成员外出务工经历”的对照组为“否”;***、**、*分别表示参数的估计值在1%、5%、10%的统计水平上显著;括号内为Bootstrap标准误。下同。

表4 分位差异检验结果

解释变量	Q75~Q25	Q75~Q50	Q50~Q25	Q90~Q10	Q75~Q25	Q75~Q50	Q50~Q25	Q90~Q10
	回归系数	回归系数	回归系数	回归系数	回归系数	回归系数	回归系数	回归系数
是否参与产业融合	-0.524***	-0.016	-0.507***	-0.220				
	(0.108)	(0.081)	(0.098)	(0.367)				
是否参加农业技能培训					-0.447**	-0.095	-0.352**	-0.654*
					(0.183)	(0.105)	(0.118)	(0.396)
家庭经济人口规模					-0.216***	-0.063*	-0.153***	-0.227**
					(0.056)	(0.038)	(0.041)	(0.092)
其他变量	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.552***	0.607***	0.945***	2.646	2.171***	0.748***	1.423***	3.560***
	(0.104)	(0.053)	(0.090)	(0.185)	(0.231)	(0.149)	(0.181)	(0.376)

注:表中第2~5列引入了产业融合变量,第6~9列引入了人力资本变量。

六、产业融合背景下缓解农户收入差距的政策建议

本文的研究为理解农村产业融合促进农户收入的可持续增加提供了经验证据,同时为经济新

常态下如何有效推动产业融合发展，促进农户增收和农村经济繁荣发展提供政策参考。当前，中国经济正步入结构调整和产业转型的重要关口，产业规模化和地方产业结构转型与融合发展是农村经济结构调整的重要内容，对区域经济发展也具有重要影响。在中国城市化进程加快、老龄化和人口双向流动等背景交织下，我国农村产业融合发展改革越来越涉及一些深层次的利益关系，这就加大了有关增加低收入者收入、解决收入差距问题等政策措施实施的“磨擦成本”。本研究发现，尽管在新型城镇化建设过程中，农村产业融合发展增强了规模化经济组织的经济层面的促进功能，但政策实施缺乏从微观层面关注农村产业融合发展对农户收入差距和家庭发展能力差异的影响，不同融合分组之间的农户存在明显差别。在农户资源禀赋差异等因素的中介作用下，可能出现了政策偏离和效果偏差问题，难以达到应有的政策效果，甚至可能恶化农户间收入差距和不平等问题。因此，将农民进行合理分类，例如本地务农、本地务工、外地务工等类型，多维度构建农民（尤其是低收入群体）的利益保护机制；进一步推进农村产业融合，通过制度优化促进土地资源的优化配置，实现农村劳动力资源、资金、技术等关键要素的高效融合；加强本地劳动力和进城农民工的技能培训，促进农村劳动力顺利转型，将有利于缓解收入差距扩大问题。

参考文献：

[1]葛新权，和龙. 促进我国农村产业融合发展的政策取向[J]. 经济纵横，2017(5)：189－192.

[2]芦千文，姜长云. 关于推进农村一二三产业融合发展的分析与思考——基于对湖北省宜昌市的调查[J]. 江淮论坛，2016(1)：12－16.

[3]“推进农村一二三产业融合发展问题研究”课题组，姜长云. 推进农村三次产业融合发展要有新思路[J]. 宏观经济管理，2015(7)：48－49.

[4]VANWEY L K, SPERAS, SARD. Socioeconomic development and agricultural intensification in Mato Grosso[J]. Philosophical Transactions of The Royal Society of London, 2013,368(1619)：1－7.

[5]万伦来，马娇娇，朱湖根. 中国农业产业化经营组织模式与龙头企业技术效率——来自安徽农业综合开发产业化经营龙头企业的经验证据[J]. 中国农村经济，2010(10)：27－35.

[6]颜廷武，李鹏，张俊飙. 循环农业产业链主体协同发展绩效与空间异质性[J]. 经济地理，2015(7)：120－127.

[7]孙新华. 农业规模经营主体的兴起与突破性农业转型——以皖南河镇为例. 开放时代[J]. 2015(5)：106－124.

[8]李云新，戴紫芸，丁士军. 农村一二三产业融合的农户增收效应研究——基于对 345 个农户调查的 PSM 分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版)，2017(4)：37－44.

[9]唐超，胡宜挺. 农村产业融合收入效应分析——来自北京市的经验数据[J]. 新疆农垦经济，2016(11)：12－19.

[10]孔祥智，周振. 发展第六产业的现实意义及其政策选择[J]. 经济与管理评论，2015(1)：98－103.

[11]韩晓莹. 演进式视角下农村产业融合发展的中国式探索[J]. 商业经济研究，2017，(2)：204－211.

[12]程名望，史清华，JIN YANHONG，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.

[13]BARDHAN P，UDRY C. 发展微观经济学[M]. 陶然，等，译. 北京：北京大学出版社，2002.

[14]赵霞，韩一军，姜楠. 农村三产融合：内涵界定、现实意义及驱动因素分析[J]. 农业经济问题，2017(4)：49－57.

[15]姜长云. 日本的“六次产业化”与我国推进农村一二三产业融合发展[J]. 农业经济与管理，2015(3)：5－10.

[16]丁士军，杨晶，吴海涛. 失地农户收入流动及其影响因素分析[J]. 中国人口科学，2016(2)：116－125.

[17]姜长云. 农业产业化龙头企业在促进农村产业融合中的作用[J]. 农业经济与管理，2017(2)：6.

[18]史清华，晋洪涛，卓建伟. 征地一定降低农民收入吗：上海 7 村调查——兼论现行征地制度的缺陷与改革[J]. 管理世界，2011(3)：17－28.

[19]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):71-80.
[20]KOENKER R, BASSETT G. Regression Quantiles[J]. Econometrica, 1978(46):33-50.
[21]ASHOK K MISHRA, CHARLES B MOSS. Socioeconomic modeling the effect of off-farm income on farmland values: A quantile regression approach[J]. Economic Modelling, 2013,(32):361-368.
[22]郭建宇.农业产业化的农户增收效应分析——以山西省为例[J].中国农村经济,2008(11):8-17.

Rural Industrial Convergence, Human Capital and Income Gap

YANG Jing[1], DING Shi-jun[2]
(1. *Center for Social Security Study, Wuhan University, Wuhan* 430072, *China*;
2. *School of Public Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan* 430072, *China*)

Abstract: Using quantile regression approach and census data from rural China, we study how industrial convergence and human capital affect income inequality. Empirical models are adopted to analyze factors influencing citrus farmers' income gap. The study finds that higher total income and non-farm income of farmers is associated with household activities of rural industrial convergence. Following entry, income gap presents obvious group differences and different sources of income. The impact of rural industrial convergence is significant, and the income effect is larger in high-income and low-income groups with enhance of quantile. The coefficient difference result of farmers whose income ranking at 10% and 25% presents negative, which further verifies that training in agricultural skills is important to narrowing income gap. In addition, effect of family labor force is general and significant which proves the income gap is narrow with larger human capital.

Key Words: rural industrial convergence; human capital; income gap; agriculture industrialization