

# 非农经营收入与家庭农业劳动供给

## ——基于家庭农场调查数据的实证分析

吴清华<sup>1</sup>,周晓时<sup>2</sup>,李俊鹏<sup>2</sup>

(1.武汉大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430072;

2.华中农业大学 经济管理学院,湖北 武汉 430070)



**摘要** 基于集体决策模型构建理论模型,以家庭农场典型模式来源地湖北武汉、安徽郎溪的普查数据为例,排除家庭收入与劳动供给之间内生性,采用门限回归模型实证分析非农经营收入对家庭劳动供给的影响。研究表明:2.5~6.0 万元区间的非农经营收入对家庭农业劳动供给有显著负向作用;受在总收入中占比、兼业经营等因素影响,其他区间的非农经营收入影响不显著;在总收入中占比较小的其他收入影响不显著。因此,引导家庭农场适度规模经营,加强职业农民培训,有助于家庭农场的专业化经营和自有劳动力供给。

**关键词** 非农经营收入;农业劳动供给;家庭农场;集体决策模型;门限回归模型

**中图分类号:**F 325.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2019)03-0061-10

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.03.008

生产专业化有利于提高农业生产率,对新型农业经营主体发展和中国“人口红利”第二次开发具有重要意义。根据就业机会与市场信号,劳动力在产业间流动、进入生产率更高的就业领域,是中国实现“库兹涅茨过程”的重要方面<sup>[1]</sup>,对提高农村居民收入、缩小城乡收入差距有重要作用<sup>[2]</sup>。在农业领域,以家庭农场为主体的农业专业化经营可以提高经营者农业技术熟练程度、农业生产效率,降低雇工的交易成本和监督成本。同时,提高农业劳动率和经营规模,促进农业劳动力向非农产业转移,实现劳动力资源有效配置。对 15 个工业化国家(地区)的研究表明,农业 GDP 比重下降到 4% 以下、农业就业人口比例下降到 6%~8%,农业就业人口非农转移才会接近稳定状态<sup>[3]</sup>;根据 2017 年国际劳工组织的统计,高收入国家、东亚高收入国家的农业就业比例分别为 3.1%、4.1%。截至 2017 年底,中国农业 GDP 和就业份额分别为 7.9%、27.0%<sup>①</sup>。这说明通过发掘农业劳动供给的现有存量,促进中国经济发展依然存在潜力。突破超小农业经营规模制约是提高农业劳动生产率的关键<sup>[1]</sup>,而分析收入变化对劳动力供给的影响是政策评估的重要方面<sup>[4]</sup>。因此,研究家庭农场的农业劳动供给,对中国劳动力资源配置和发掘“改革红利”有重要意义。

2004 年中国农村劳动力转移进入“优化转移阶段”,劳动力转移对农业生产的影响引起国内学者的关注,但相关文献远少于非农劳动供给方面的。劳动力转移会减少农业劳动力供给,但不一定阻碍农业生产,因为劳动力转移对农业生产的影响与留守劳动力的性别、人力资本状况、家庭财产,以及农业机械化程度、农业经营规模与作物类型、非农劳动供给的地域与产业类别等因素有关。相关研究成果表明,非农就业收入主要增加普通农户中女性<sup>[5]</sup>、老年人<sup>[6]</sup>的劳动供给。其中的作用机制主要体现为两个方面:(1)替代效应。通过汇款形式流回农村的非农就业收入,会提高劳动力的保留工资、闲暇

收稿日期:2019-01-19

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“农业现代化进程中新型农业经营体系与家庭农场研究”(18JJD790012);国家自然科学基金青年项目“劳动力成本上升、要素替代与种植结构调整研究”(71703118);中国博士后科学基金面上资助项目“基于大数据的新型农业经营主体技术服务需求比较研究”(2017 M612425)。

作者简介:吴清华(1983-),男,讲师,博士;研究方向:劳动供给、农业发展。

① 有学者认为中国国家统计局公布的农业劳动力数据存在高估,但经过蔡昉调整后 2015 年的中国农业劳动力比例依然为 18.3%,比官方数字低 10 个百分点<sup>[1]</sup>。

的机会成本,降低农业劳动力投入,强化劳动力转移的负面影响<sup>[7-9]</sup>。(2)收入效应。非农劳动供给有利于农户流入土地,实现农业规模经营和规模效应<sup>[10-11]</sup>,缓解农业经营面临的资本约束<sup>[4]</sup>,促进生产要素与固定资产投入,增加经营者抵御自然风险和市场风险的能力。

在劳动力成本上升的背景下,农业经营规模扩大可能导致农业机械化、单位面积劳动投入减少;在雇工从事农业生产情况下,雇工的边际成本大于市场工资<sup>[5]</sup>。在发展新型农业经营主体、扩大农业经营规模的同时,如何通过家庭劳动力供给促进农业经营专业化、劳动生产率提高,是中国及全球农业发展必须面对的问题。家庭劳动力投入可以在一定程度上提高职业农民的收入,促进原有“小农”的非农转移<sup>[12]</sup>。“小农”转向“非农化”是经济发展的必然,因为前者难以实现农业的规模经济,不利于农业生产技术推广,降低生产效率<sup>[1]</sup>。劳动力转移对家庭农场<sup>①</sup>等新型农业经营主体发展,具有人力资本流失效应和资本积累效应两方面的作用<sup>[2]</sup>。作用机制方面,乔金杰等研究发现,家庭收入提高会增加农业机械投入,替代农业劳动力,促进农户非农劳动供给<sup>[13]</sup>。这一结论是基于 2011 年家庭平均经营规模为 12.85 亩的农户样本数据得出的,其是否符合 2013 年以来新型农业经营主体发展的新形势?

尽管以上研究具有一定的启示意义,但以下方面有待深入研究:(1) 在非农劳动供给对农业生产的影响方面,现有研究主要关注对传统农户的影响,鲜有基于家庭农场调查数据,将非农经营收入与农业劳动供给纳入同一研究框架;(2) 已有关于劳动力转移和家庭收入对农业劳动供给影响的文献,以传统小农为研究对象;(3) 不同类型的新型农业主体在经营方式、经营规模等方面存在显著的异质性,不能简单认定劳动力转移的作用机制是相同的;(4) 尽管国内学者对家庭劳动力投入对家庭农场发展的重要性有深刻认识<sup>[12-13]</sup>,但如何促进其自有劳动力供给,这方面依然缺乏有效的答案。本文主要从以下方面进行探讨:(1) 聚焦家庭农场经营户的农业劳动供给,以促进家庭农场经营专业化;(2) 在潜在的作用机制分析基础上,基于以家庭劳动供给理论构建理论模型,实证分析非农经营收入对家庭农业劳动供给的影响;(3) 在研究方法方面,排除收入与家庭劳动供给之间内生性之后,采用门限回归模型。

## 一、作用机制分析与理论模型

农村转移劳动力通常在非正规部门就业,难以享受广义工资所包括的社会保险、住房公积金、住房补贴等工资以外的报酬和福利。2009 年国家统计局的相关数据表明,雇主为农村劳动缴纳养老保险、医疗保险、工伤保险、失业保险的比例分布为 5.9%、9.7%、20.7%、1.8%。因此,以下将以狭义的工资,即“非农经营收入”作为衡量指标。

### 1. 非农经营收入的作用机制分析

受制于性别、农业发展条件、农产品相对价格等因素,家庭劳动供给决策通常是一个动态调整的次优选择过程<sup>[3]</sup>。钱文荣等认为非农经营收入对家庭农业劳动供给的影响主要表现在农业生产、农业投资等方面,可以归结为收入效应和替代效应<sup>[8]</sup>。在闲暇时间一定、不考虑其他收入<sup>②</sup>对农业劳动供给产生“挤出效应”的情况下,可以采用图 1 说明非农经营收入( $I_N$ )与农业劳动( $L_{Ag}$ )供给之间的关系。

图 1 中横轴  $L_{Ag}$  表示家庭农业劳动供给量,纵轴  $I_N$  表示非农经营收入, $S$  为家庭农业劳动供给曲线。假定家庭农业劳

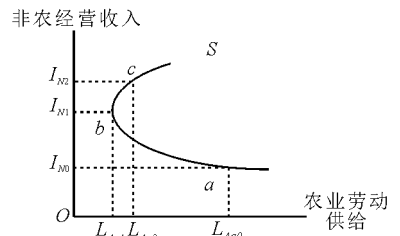


图 1 非农经营收入对家庭农业劳动供给的影响机制

① 李宾等采用“家庭农场”的标准界定“农业专业大户”<sup>[2]</sup>,这与 2013 年以来党和政府、绝大多数研究成果对这两个主体的界定及生产实际是不相符的。因此,在此直接用前者代替。

② 在闲暇为正常商品的情况下,其他收入  $R$  增加会提高保留工资水平,对工资性劳动时间  $L_N$  和农业劳动时间  $L_{Ag}$  产生抑制效应,但难以推定对两种劳动时间的收入效应或替代效应、增减情况。因此,此处的机制分析集中探讨工资性收入  $L_N$  的影响。

动供给的初始状态为点  $a$ , 非农经营收入、家庭农业劳动供给量分别为  $I_{N0}$ 、 $L_{Ag0}$ 。随着非农经营收入由  $I_{N0}$  增加到  $I_{N1}$ , 对应的农业劳动供给量减少到  $L_{Ag1}$ , 即非农经营收入增加的替代效应大于收入效应, 农业劳动力供给曲线  $S$  在此期间呈现向左上方倾斜。这一变化主要表现为家庭农业经营过程中劳动投入的机会成本上升, 相对要素丰裕度发生变化, 可能出现农业劳动投入减少, 进而导致物质要素、固定资本等方面的资本投入增加; 或者生产规模减少, 进而替代或减少劳动投入。在点  $b$  之后, 随着非农经营收入增加, 家庭非农劳动供给量减少。例如, 当由点  $b$  变动到点  $c$ , 随着  $I_{N1}$  增加  $I_{N2}$ , 家庭农业劳动供给量增加到  $L_{Ag2}$ , 即非农经营收入增加的收入效应大于替代效应, 表现为在缓解“信贷约束”或资本不足的情况下, 农业规模经营成为家庭行为决策的一种备选项, 可以将非农经营收入用于农业生产经营, 引致家庭农业劳动投入增加。

## 2. 理论模型

在家庭内部, 男性劳动供给决策对女性配偶具有群体效应<sup>[10]</sup>, 非农经营收入对留守劳动力就业决策存在收入效应和替代效应<sup>[8]</sup>。因此, 以家庭而不是个体作为劳动供给的决策单元, 具有三方面的优势: 参数估计结果更加稳健; 更符合个人或家庭的效应最大化原则; 实证结果更加符合男女工资差异与收入不平等的实际<sup>[14]</sup>。假定  $\alpha$  为家庭偏好, 其受人力资本  $H$ 、年龄  $A$ 、其他家庭异质性因素  $D$  影响, 即有:

$$\alpha = \alpha(H, A, D) \quad (1)$$

假定不考虑借款、跨期消费等因素, 家庭时间总量为外生的常量。非线性效用函数能够反映非劳动收入对劳动力保留工资<sup>①</sup>的影响、风险偏好类型, 而线性效用函数不具备此优点<sup>[14]</sup>。因此, 结合反映家庭异质性偏好的式(1), 采用 Cobb-Douglas 效用函数, 则家庭效用函数为:

$$u(X, Le, H, A, D) = \alpha(H, A, D) X^\beta Le^\gamma, \text{ 其中 } \beta, \gamma > 0 \quad (2)$$

式(2)中,  $X$  为家庭消费的物质商品集, 其对应的价格集为  $P$ ;  $Le$  为闲暇;  $\beta, \gamma$  均为效用系数。根据“新古典农户经济学理论”, 农户是追求家庭效用最大化的经济组织, 其农业就业、非农劳动供给和消费之间存在相互影响的“不可分性”<sup>[15]</sup>。具体而言, 家庭收入与消费支出之间满足以下条件:

$$XP \leq I = I_{Ag} + I_N + R \quad (3)$$

式(3)中,  $I$  为家庭总收入,  $I_{Ag}$  为农业经营收入、 $I_N$  为非农经营收入、 $R$  为其他收入。男女的生物学性别、人力资本、经验等方面的差异, 决定按比较优势在家庭内部实行分工与专业化的必然性<sup>[16]</sup>。假定家庭成员之间不存在相互监督, 家庭财产性收入获取所花费的时间相对较少、可以忽略不计, 则家庭成员拥有的时间总量  $L$  由农业劳动时间  $L_{Ag}$ 、工资性劳动时间  $L_N$ 、闲暇  $Le$  三部分组成, 即:

$$L = L_{Ag} + L_N + Le \quad (4)$$

假定农业经营收入  $I_{Ag}$  主要由农业劳动时间  $L_{Ag}$ 、时间工资  $W_{Ag}$  决定; 非农经营收入  $I_N$  主要由非农劳动时间  $L_N$ 、单位时间工资  $W_N$  决定。不失一般性, 假设存在以下线性关系, 即:

$$\begin{aligned} I_{Ag} &= L_{Ag} \cdot w_{Ag}, \\ I_N &= L_N \cdot w_N \end{aligned} \quad (5)$$

在时间分配过程中, 为实现家庭收入最大化, 则农业劳动时间边际收入与非农劳动供给时间的相等, 即:

$$\frac{\partial I_{Ag}}{\partial L_{Ag}} = \frac{\partial I_N}{\partial L_N} \quad (6)$$

结合以上边际收入相等的原则式(6), 由函数式(2)~(5)可以得到非农经营收入与农业劳动投入之间的函数关系式:

$$L_{Ag} = L - \frac{I_N}{w_N} - \frac{\gamma}{\beta w_{Ag}} \cdot \alpha(H, A, D) \cdot (L_{Ag} \cdot w_{Ag} + I_N + R) \quad (7)$$

① 非就业收入的作用机制主要体现为求职的边际成本和预期工资水平两方面, 取决于婚姻状况、配偶就业状况、子女状况(包括子女数量、年龄等方面)、就业市场状况等因素的影响。

对式(7)中的非农经营收入  $I_N$  求导,可得:

$$\frac{\partial L_{Ag}}{\partial I_N} = -\frac{\beta w_{Ag} + \gamma w_N \cdot \alpha(H, A, D)}{w_{Ag} \cdot w_N [\beta + \gamma \alpha(H, A, D)]} \quad (8)$$

由式(8)可知非农经营收入对农业劳动供给的影响主要表现为替代效应,这种影响大小主要由农业劳动和非农劳动的工资水平决定,即现实中的农业经营与非农经营的年收入决定。具体而言,在当前农业劳动力非农转移、老龄化日趋严峻的现实背景下,非农经营收入对农业劳动投入的影响大小是多少?图1中两者之间拐点在什么范围出现?这些问题的回答,有待实证分析。

## 二、实证模型构建与样本数据

### 1. 变量选取

衡量短期劳动供给有劳动市场参与率、工作时间、工作努力程度三个衡量指标。农业劳动供给行为属于经济学中的短期行为,以及后两种指标数据收集难度较大;本文的研究目标为提高家庭的农业经营专业化和经营效益,同时考虑现实数据的可得性,采用“家庭农业劳动参与率”作为衡量“家庭农业劳动供给”的指标。由于6~15岁尚处于中国义务教育的年龄阶段,本文的劳动力人口为16~64岁、从事生产性劳动的家庭成员,不包括全职学生、残疾或重大疾病的家庭成员。具体而言,家庭农业劳动参与率由农业劳动力数除以劳动力总数得到。

解释变量包括:非农经营收入( $X_1$ ),具体包括打工和自营性商业收入、提供农业服务性收入;由财产性收入、政府补贴与奖励性收入等组成的其他收入( $R$ )。这是因为非农经营收入意味着相应的劳动供给,对家庭农业劳动供给可能产生挤出效应;当闲暇是一种正常商品时,其他收入增加会提高保留工资,导致劳动力就业时间减少。然而,微观劳动供给取决于收入的替代效应、收入效应,还受个体异质性因素的直接影响<sup>[17]</sup>。

鉴于劳动力数量、耕地经营规模、收入水平等家庭异质性因素对家庭劳动供给决策有显著影响<sup>[16]</sup>,以及好的控制变量取值应不随非农经营收入( $X_1$ )变化,本文选取以下控制变量:

(1)家庭劳动力的平均年龄( $Z_1$ )及平均受教育年限( $Z_2$ )。家庭内部分工部分取决于经验和人力资本投资的不同,按照比较优势或相对效率原则,配置劳动力资源<sup>[16]</sup>。在家庭层面,人力资本状况是影响劳动力供给的重要因素,而常用的衡量标准有家庭或户主的年龄结构、受教育水平<sup>[18-19]</sup>。其中,工资水平与受教育水平成正比例关系,而更高的工资水平通常引致劳动供给增加<sup>①</sup>。

(2)经营土地面积( $Z_3$ )。其决定农业生产要素投入的单位成本与机械化水平<sup>[20]</sup>,与农业生产率、经营收入状况直接相关,影响非农劳动供给的机会成本与决策。特别是,随着经营面积的增加,家庭成员非农劳动供给的概率和劳动供给量显著减少<sup>[13]</sup>。同时,经营土地面积间接反映农业经营范围,因为粮食作物、经济作物、畜禽等农产品,在土地、劳动、资本方面所需的要素投入比率不同。

(3)当地人均GDP( $Z_4$ )。地区经济发展水平直接影响就业率、工资水平及消费,这是因为:当地人均GDP反映了非就业性收入与劳动供给之间的交互效应,即宏观层面的工资水平直接决定农业劳动的机会成本,影响家庭劳动力投入决策;家庭财富是决定劳动供给时间长短的重要因素,忽视其影响会导致实证结果存在偏差<sup>[4]</sup>。当地人均GDP提高对本地居民收入增长具有正外部性,可以反映整体家庭财富状况。此外,当地经济发展水平是决定政府财政收入的重要指标,会影响政府对农业发展的扶持力度。

(4)土地流转年限( $Z_5$ )。对于投资大、回收期长的大中型机械和生产性基础设施而言,土地流转年限直接影响经营者的投资回收期、经营稳定性和收益。在当前保持承包权稳定的背景下,虽然土地流转合同的法律约束力有限,但小规模农业经营收益较低,违约农户比例相对较少。因此,土地流转

① 劳动供给的关系涉及非线性工资水平问题,对于工资水平对劳动力供给的收入效应,大多数学者取得了一致共识:个体是否与处于半失业状态,取决于其单位工资是否下降15%~23%;当每小时工资水平降低20%~25%,其每周工作时间将由40小时减少到20小时。除了工作时间方面的影响外,工资水平的变动还影响到劳动者的劳动参与率、工作类型和就业行业<sup>[20]</sup>。

年限会直接影响经营的要素投入、种植结构等。

(5)农业机械投资( $Z_6$ )。根据诱致性变迁理论,在农业耕地经营规模扩大的情况下,机械替代劳动力投入是弥补单位面积劳动投入不足、降低单位生产成本的一种理性经营策略。从国际经验来看,在农业生产过程中机械和农业劳动供给之间存在替代效应<sup>[10]</sup>。因此,将家庭农场近5年(2012—2016年)农业机械投资纳入控制变量中。

(6)儿童数量( $Z_7$ )和老年人数量( $Z_8$ )。对儿童和老人的照料会减少家庭主要劳动力,特别是女性的非农劳动供给<sup>[21]</sup>。在经济发达地区及其邻近地区,非农劳动供给机会较多,就业市场信息发布机制更完善,劳动机会成本增加,农业劳动供给降低的可能性较大<sup>[18]</sup>。鉴于样本来源地武汉、安徽郎溪分别属于中部特大城市、临近长三角城市群地区,非农劳动供给机会较多;家庭抚养因素的影响存在不确定性,将12岁以下儿童、65岁以上老年人的数量作为控制变量。

## 2. 实证模型

由劳动供给理论可知,收入对劳动供给的影响通常表现为非线性,即劳动供给函数形式随收入而变化。由图1中的分析可知,非农经营收入的影响可以分为收入效应和替代效应两部分,当其取值达到某一“门限值”之后,表现为收入效应为主。同时,在“家庭劳动力参与率”与“非农经营收入”存在非线性关系的情况下,门限变量可以是“非农经营收入”或外生变量,得出的实证结果比普通回归更准确。因此,采用门限回归模型实证分析。

为规避人为确定“非农经营收入”取值风险,结合理论模型式(8),分别设定不同门限值情况下的门限回归模型。其中,单一门限值模型具体形式为:

$$L_{Agi} = \alpha + \beta_1 X_i I(d_i \leq \rho) + \beta_2 X_i I(d_i > \rho) + \theta Z_i + \epsilon_i \quad (9)$$

式(9)中, $L_{Agi}$ 表示家庭农业劳动参与率; $X$ 为外生的非农经营收入; $I(\cdot)$ 为示性指标函数, $d$ 为门限变量非农经营收入, $\rho$ 为门限值; $Z$ 是控制变量,包括劳动力年龄、劳动力受教育年限、农业经营规模、土地流转年限、当地人均GDP;下标*i*表示第*i*个家庭; $\alpha$ 为反映家庭异质性的系数, $\beta$ 、 $\theta$ 为估计系数; $\epsilon_i$ 是随机扰动项,表示条件期望函数中不可观测部分。

在双门限值的情况下(多门限值的情况类似),模型设定为:

$$L_{Agi} = \alpha + \beta_1 X_i I(d_i \leq \rho_1) + \beta_2 X_i I(\rho_1 < d_i \leq \rho_2) + \beta_3 X_i I(d_i > \rho_2) + \theta Z_i + \epsilon_i \quad (10)$$

通过栅格化搜索,当模型残差 $\epsilon$ 平方和最小时,可以确定式(9)、(10)中的 $\rho$ 值即为门限值。

## 3. 样本数据来源与说明

湖北武汉、安徽郎溪均是中国家庭农场发展五大模式的发源地之一,以两地作为样本来源地具有典型的代表性。2017年7月中下旬,课题组组织40名师生在安徽郎溪的9个乡镇,湖北武汉的江夏、东西湖、蔡甸、汉南、黄陂、新洲6个区56个乡镇,对2016年登记注册家庭农场发展状况进行普查,通过一对一访谈形式进行家庭农场问卷调查,获得有效样本621份,其中武汉298份、郎溪323份。

基于问卷调查的实际情况,对如下情况予以说明:(1)有关农业劳动力类型的问题为“(某位家庭成员)参与家庭农场生产经营状况”,对应答案为“1.全职;2.兼职;3.未参加”。针对选择“2.兼职”参加农业生产的家庭成员,将其算作半个农业劳动力。当有奇数家庭成员兼职参与农业生产的情况,采取“四舍五入”的办法计算家庭农业劳动力<sup>①</sup>。(2)根据家庭劳动力在各学历段的人数比例,采用IF-PRY公式<sup>②</sup>,计算家庭劳动力平均受教育年限。(3)根据《土地法》的有关规定,不同类型土地的承包期限是不同的,而问卷调查涉及耕地、水面、林地等土地类型。针对这种情况,结合家庭农场的主营范

① 例如,当某个家庭中,全职和兼职参与农业生产的劳动力分别为2人、3人,则其农业劳动力总数为2人+3×0.5人=3.5人,采取四舍五入办法,记为4人。本文采取这种办法主要是基于下考虑:(1)家庭内部的分工与专业化,减少家庭成员之间的利益冲突,并实现劳动力资源的高效配置<sup>[18]</sup>。其中,成年女性通常承担着照料家庭和取得收入的双重角色<sup>[22]</sup>。就家庭农场经营而言,通常情况下女性家庭成员将更多的劳动时间投入到家务活动,有利于促进男性成员专业从事农业生产经营。 (2)628份问卷中兼职参与农业生产的劳动力为426人,户均为0.68人,基本符合每个家庭有一个女性以家庭劳动为主的事实。

② 平均受教育年限=小学学历比例×6+初中学历比例×9+高中或中专学历比例×12+高等学历比例×14。

围,确定土地类型及其流转年限。对于将耕地改造为鱼塘的情况,并不能改变耕地的土地类型及其承包年限,依然按耕地计算。(4)当地人均 GDP 分别采用的是 2016 年郎溪的县级人均 GDP、武汉市级的人均 GDP。这主要是基于以下考虑:公共财政决策主要由县级及以上人民代表大会表决,且乡镇层面通常是没有统计或不公布辖区人均 GDP。(5)部分农户采取口头形式流转土地,没有确定具体的土地流转年限,部分样本中的“土地流转年限”数据缺失。鉴于该变量为控制变量,且邻近地区的土地流转年限、土地流转价格基本相同。对于该项数据缺失情况,采用同村或邻村的数据补齐。样本的统计性描述如表 1。

表 1 变量的基本统计性描述

N = 621

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值
农业劳动参与率( $L$ )	—	0.70	0.22	0.13	1.00
非农经营收入( $X_1$ )	万元	3.40	13.89	0	200.20
道路设施投资( $IV$ )	万元	8.19	21.14	0	300
其他收入( $R$ )	万元	3.62	11.44	0	142.00 <sup>①</sup>
平均受教育年限( $Z_1$ )	年	11.36	2.49	0	16
平均年龄( $Z_2$ )	年	39.14	6.90	24.00	68.00
经营土地面积( $Z_3$ )	亩	307.80	391.50	0	4 750.00
当地人均 GDP( $Z_4$ )	万元/人	7.24	3.79	3.65	11.23
土地流转年限( $Z_5$ )	年	12.24	6.16	1.00	50.00
农业机械总投资( $Z_6$ )	万元	22.37	41.30	0	339.14
儿童数量( $Z_7$ )	人	0.30	0.55	0	2
老年人数量( $Z_8$ )	人	0.29	0.60	0	2

注:道路设施投资( $IV$ )为后期内生性检验的工具变量。

### 三、内生性检验与实证结果

#### 1. 内生性检验

家庭收入和劳动供给存在显著的相互影响,若不解决该内生性问题可能导致实证结果存在选择偏误。结合选择工具变量( $IV$ )的相关性、外生性这两个基本条件,选取“道路设施投资”作为“非农经营收入”( $X_1$ )的  $IV$ 。在农村地区,广义的“道路设施”包括农村公路、田间机耕道两部分,将与其相关投资作为潜在的有效  $IV$  是因为:(1)农户投资与生产密切相关机耕道的可能性非常小,这是因为:土地流转合同并不能保证经营稳定性,建设机耕道的交易成本较高、收益期限不确定;建设机耕道涉及耕地占用及相关的行政审批,容易与原有土地承包者产生纠纷;(2)农村公路建设已经完善,个人投资可能性较小。根据《农村基础设施建设发展报告—2013 年》,到 2012 年底,农村公路总里程达到 363.4 万公里,乡镇和建制村公路通达率接近 100%,通沥青(水泥)路率分别达到 97.4% 和 86.3%。问卷调查过程中发现,在受访农户道路设施投资主要是用于与经营相关的道路平整与维护,与农业劳动供给的相关性较低,而在家庭农场经营普遍面临“信贷约束”的情况下该项投资与家庭资产状况直接相关。因此,本文采用道路设施投资作为非农经营收入的  $IV$  进行两阶段最小二乘回归(2SLS),实证结果见表 2。

表 2 中第一列为 2SLS 估计结果,通过与 OLS 回归(第二列)结果对比发现,两种方法估计的大部分变量系数并不存在显著的统计差异。使用工具变量法的前提是存在内生性变量,根据在异方差稳健下的 Durbin-Wu-Hausman 内生性检验结果( $\text{Chi}^2(1) = 0.48, P = 0.49$ ),在本文样本中并不能拒

① 有学者对变量“工资性收入”“其他收入”的最大值存在疑问,对此需要说明的是目前少数家庭农场存在私营企业主以工商资本经营的情况,来自非农领域的收入较高,使得家庭农场经营“副业化”。

绝非农经营收入变量外生的假设,说明本文模型中的内生性问题并不严重,因此可以采用更具效率的OLS进行回归。考虑到非农经营收入对农户农业劳动力供给的非线性影响,进一步采用门限回归模型验证。

表2 内生性检验结果

变量	2SLS	OLS	差值	标准误
非农经营收入( $X_1$ )	0.003 9	-0.000 0	0.003 9	0.005 7
其他收入( $R$ )	0.000 7	0.001 1	-0.000 4	0.000 6
平均受教育年限( $Z_1$ )	-0.008 8	-0.008 1	-0.000 7	0.001 0
平均年龄( $Z_2$ )	0.005 4	0.005 2	0.000 2	0.000 3
经营土地面积( $\ln Z_3$ )	0.004 8	0.005 7	-0.000 9	0.001 3
当地人均GDP( $Z_4$ )	0.000 7	0.001 7	-0.001 0	0.001 4
土地流转年限( $Z_5$ )	0.001 2	0.001 7	-0.000 5	0.000 7
农业机械总投资( $\ln Z_6$ )	-0.001 2	-0.000 3	-0.000 9	0.001 3
儿童数量( $Z_7$ )	0.012 9	0.024 0	-0.011 0	0.016 0
老人数量( $Z_8$ )	0.009 4	0.015 6	-0.006 2	0.009 0
常数项	0.525 2	0.512 3	0.012 9	0.018 8

注:差值=2SLS列对应的系数值-OLS列对应的系数值。

## 2.基于门限回归模型的实证结果

(1)门限效应检验及门限值估计。通过门限效应检验确定门限变量个数及其取值,明确实证模型的具体形式。先后设定单门限、双门限、三重门限三种情况,得出的检验结果 $F$ 统计量、采用Bootstrap方法产生的 $P$ 值见表3。表3中的结果表明,单一门限回归模型和双门限回归模型在1%水平均显著,三重门限回归模型的 $F$ 值在10%及以下的水平不显著。因此,基于门限效益检验结果及现实意义,选择双门限回归模型进行实证分析。

表3 门限效应自抽样检验结果

模型	门限值	$F$ 值	$P$ 值	Bootstrap次数	临界值		
					1%	5%	10%
单门限	10.000	10.745***	0.003	300	7.931	4.248	3.284
双门限	2.500	6.794***	0.010	300	6.920	3.298	2.426
	6.000						
三门限	15.600	2.764	0.127	300	7.212	4.656	3.653

注:(1) $P$ 值、 $F$ 值均为采用Bootstrap方法抽样300次的结果;(2)\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同。

门限效应检验得出的双门限值分别为2.500和6.000,对应的置信区间分别为[1.000,25.000]、[3.000,15.600]。根据双门限值,可以将经营户分为非农经营收入 $X_1 \leq 2.500$ (万元,下同), $2.500 < X_1 \leq 6.000$ , $X_1 > 6.000$ 三种类型。

(2)实证分析结果及其稳健性检验。由于耕地面积( $Z_3$ )、农业机械总投资( $Z_6$ )数据值较大且较为离散,为控制异方差、使实证结果的系数更加显著,对这两个控制变量的样本数据取对数。基于实证模型式(10),采用Stata15.0得到实证结果表4中的双门限回归模型下的第(1)列。为进一步检验实证结果的稳健性,分别采用变换控制变量、OLS方法得出对应的实证结果。家庭抚养是影响劳动供给的重要因素,进一步控制反映抚养状况的控制变量“儿童数量( $Z_7$ )”“老年人数量( $Z_8$ )”,分别得到表4中门限回归模型下的第(2)、(3)两列实证结果;通过稳健性OLS(R-OLS)方法得出实证结果如表4第(4)列,其表明在非农经营收入影响是不显著且近似于零的,这间接印证了经济规律可能是非线性的,其函数形式可能随某个变量而改变的事实。通过对比表4中的结果表明,实证结果是稳健的,即:影响家庭农场经营农户的农业劳动参与率( $L$ )的主要因素为2.500万元至6.000万元的非农经营收入( $X_1$ )。由于在不同控制变量的情况下各变量的影响系数基本相同,采用控制儿童数量( $Z_7$ )和老人数量( $Z_8$ )的双门限回归结果分析作用机制:处于区间(2.500,6.000]的非农经营收入对农业劳

动参与率的影响系数为-0.025 8,即当非农经营收入处于该区间时,能显著降低家庭农业劳动参与率。

表 4 实证估计结果及其稳健性检验

变量	双门限回归模型			R-OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
非农经营收入( $X_1$ )				-0.000 0 (-0.023 2)
非农经营收入 (0,2.500]	0.008 0 (0.540 5)	0.008 8 (0.585 9)	0.008 8 (0.573 1)	
非农经营收入 (2.500,6.000]	-0.025 8*** (-3.975 1)	-0.026 0*** (-4.045 4)	-0.025 6*** (-3.940 7)	
非农经营收入 (6.000,200.200]	0.000 1 (0.075 5)	0.000 1 (0.135 4)	0.000 2 (0.318 7)	
其他收入( $R$ )	0.001 0 (1.619 2)	0.001 0 (1.596 8)	0.001 0 (1.515 5)	0.001 1* (1.717 2)
平均受教育年限( $Z_1$ )	-0.007 4** (-2.070 5)	-0.007 5** (-2.100 8)	-0.008 0** (-2.287 2)	-0.008 1** (-2.268 2)
平均年龄( $Z_2$ )	0.005 4*** (3.908 3)	0.005 7*** (4.201 1)	0.005 7*** (4.261 8)	0.005 2*** (3.747 0)
经营土地面积( $\ln Z_3$ )	0.005 2 (0.763 8)	0.005 3 (0.771 8)	0.005 4 (0.800 6)	0.005 7 (0.812 3)
当地人均 GDP( $Z_4$ )	0.001 5 (0.630 4)	0.001 2 (0.526 5)	0.001 1 (0.475 4)	0.001 7 (0.718 3)
土地流转年限( $Z_5$ )	0.001 6 (1.133 4)	0.001 6 (1.150 8)	0.001 6 (1.145 4)	0.001 7 (1.166 3)
农业机械总投资( $\ln Z_6$ )	0.000 2 (0.062 2)	0.000 2 (0.077 5)	-0.000 0 (-0.008 8)	-0.000 3 (-0.117 5)
儿童数量( $Z_7$ )	0.025 7 (1.518 0)	0.025 5 (1.503 2)		0.024 0 (1.416 0)
老人数量( $Z_8$ )	0.012 8 (0.857 6)			0.015 6 (1.028 2)
常数项	0.510 6*** (6.520 0)	0.506 1*** (6.486 9)	0.518 2*** (6.748 9)	0.512 3*** (6.453 5)
$R^2$	0.078 1	0.076 9	0.072 9	0.056 9
$F$ 值	5.204 7	5.522 2	5.736 6	3.840 8

注:括号内数值为各系数对应的  $t$  值;表 4 中的实证结果均采用 Robust-OLS 估计结果。

对于区间(0,2.500]或(6.000,200.200]的非农经营收入作用不显著,可以结合非农经营收入与总收入的相关数据(见表 5)分析:(1)当非农经营收入处于(0,2.500]时,此类家庭农场的总收入平均为相对较低的 57.50 万元,经营主要为粮食类作物种植(见图 2)。在这种情况下,经营者在农闲时节具有从事其他副业时间,对正常经营期间的家庭农业劳动投入没有挤出效应,以致来自务工、经商或提供农业服务的收入只有不显著的收入效应。(2)当非农经营收入处于(6.000,200.200]时,家庭农场总收入相对较高,平均达到 157.48 万元。由于此类家庭农场可能从事提升附加值的农产品加工业,或者经营风险较小的二三产业(见图 2)。这基本与美国小型家庭农场的经营情况类似,在机械化水平较高的情况下非农经营收入促进农业经营,但不会增加家庭成员的非农劳动供给<sup>[22]</sup>。特别是在目前中国农业比较收益率较低条件下,具有比较优势的非农劳动报酬,将激励家庭劳动力从事非农业<sup>[18]</sup>。此外,为实现家庭劳动力资源配置效用最大化,经营者雇佣专业技术水平较低、年龄较大的中老年劳动力,以弥补劳动力转移造成的家庭农业劳动投入不足。(3)其他收入的影响不显著,可能是因为与家庭农场的平均总收入相比,家庭农场经营户的财产性收入、政府补贴和奖励性收入、其他收入均较低(见表 5),难以有效缓解经营过程中的资金需求问题。从农业补贴的性质而言,其政策目标主要是引导种植结构调整、要素投入、技术应用等生产行为,间接影响经营者收入<sup>[22]</sup>;中国长期实行的是以“保增产”为核心目标的农业政策,对农民增收效果不显著;从冲击的角度而言,暂时影响因素

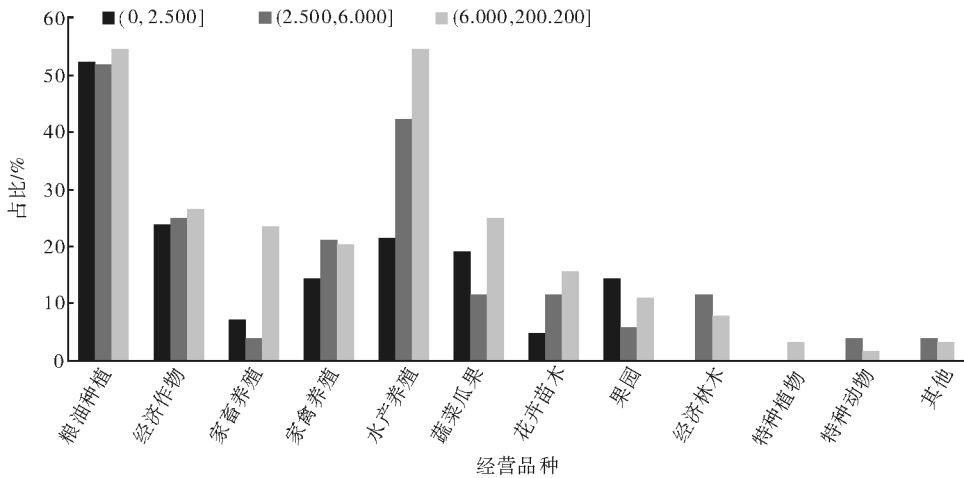


会通过相对收入变化,引起行为主体优化劳动力供给水平<sup>[17]</sup>。虽然其他收入属于暂时冲击,但在家庭农场总收入中的份额相对较小,不能改变家庭消费的预算约束线和保留工资。因此,没有得出 Imbens 等提出的非劳动收入会降低劳动供给的结论<sup>[23]</sup>。

表5 不同非农经营收入情况下家庭农场的平均收入状况

非农经营收入 $X_1$ 区间	单位	(0,2.500]	(2.500,6.000]	(6.000,200.200]
总收入	万元	57.50	85.79	157.48
财产性收入	万元	1.81	0.46	1.52
政府补贴与奖励性收入	万元	1.72	1.69	2.81
其他收入	万元	0.15	0.63	1.87

注:数据系根据课题组问卷调查整理得出,图2同。



注:家庭农场通常经营多种农产品,使得家庭内部不同经营品种的比例之和大于100%。

图2 不同收入状况下家庭农村的经营品种及其比例

在回归分析过程中,引入控制变量是为了使被解释变量“家庭农业劳动参与率”满足条件独立性假设,或者满足条件均值假设,得到具有因果效应的回归系数。基于本文的研究重点,此处不对控制变量作过多的讨论与引申。

## 四、结论与启示

非农经营收入对农业劳动投入具有收入效应和替代效应,而后者关系到农业生产要素投入和经营模式,新型农业经营主体可持续发展和农业现代化战略实施。本文采用2017年安徽郎溪和湖北武汉的家庭农场调查数据,基于家庭集体劳动供给决策理论,在控制内生性的基础上采用双门限回归模型,实证分析非农经营收入对农户农业劳动参与率的影响,结果表明:影响当前家庭农业劳动参与率的因素,主要为处于区间2.5万元至6.0万元的非农经营收入,而财产性收入、政府补贴、奖励性收入等其他收入的影响不显著。

自有劳动力供给是提高农业规模经营的效益和稳定性,促进中国劳动力资源在产业间重新配置的重要途径。结合本文的研究结论,为降低非农经营收入对家庭农业劳动供给的替代效应,提高农业规模经营经济效益、专业化水平,可以采取从以下辅助性措施:(1)引导家庭农场的适度规模经营,促进家庭劳动力的农业投入,降低劳动力雇佣等方面的农业经营成本,实现经营目标由规模向效益转变;(2)为提高公共资源的使用效率,从农业技术、经营管理等方面,加大职业农民培训,提高家庭农场经营者的职业水平和经营效率。

除劳动参与率之外,收入变化对劳动供给的影响还可以从广义边际调整与狭义边际调整、时间与工资的调整等方面,分析其异质性控制效应和非线性效应<sup>[4]</sup>。囿于现有数据的限制,这也是未来潜在的研究方向。

## 参 考 文 献

- [1] 蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究, 2017(7): 4-17.
- [2] 李宾, 马九杰. 劳动力转移、农业生产经营组织创新与城乡收入变化影响研究[J]. 中国软科学, 2014(7): 60-76.
- [3] ANDERSON K, HAYAMI Y. The political economy of agricultural protection: east Asia in international perspective[M]. Sydney: Allen and Unwin; 1986.
- [4] CESARINI D, LINDQVIST E, NOTOWIDIGDO M J, et al. The effect of wealth on individual and household labor supply: evidence from Swedish lotteries[J]. American economic review, 2017, 107 (12): 3917-3946.
- [5] SCHIRLE T. Why have the labor force participation rates of older men increased since the mid-1990s? [J]. Journal of labor economics, 2008, 26(4): 549-594.
- [6] 白南生, 李靖, 陈晨. 子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给——基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究[J]. 中国农村经济, 2017(11): 46-52.
- [7] AMUEDO-DORANTES P S. Migration, remittances, male and female employment patterns[J]. American economic review, 2006, 96(2): 222-226.
- [8] 钱文荣, 郑黎义. 劳动力外出务工对农户农业生产的影响——研究现状与展望[J]. 中国农村观察, 2011(1): 31-38.
- [9] ANDREWS M J, GOLAN J, LAY J. Inefficiency of male and female labor supply in agricultural households: evidence from Uganda[J]. American journal of agricultural economics, 2015, 97(3): 998-1019.
- [10] OSTUKA K, LIU Y, YAMAUCHI F. Factor endowments, wage growth, and changing food self-sufficiency: evidence from country-level panel data[J]. American journal of agricultural economics, 2013, 95 (5): 1252-1258.
- [11] 刘魏, 张应良. 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[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018 (3): 56-64, 155.
- [12] 郭熙保, 冯玲玲. 家庭农场规模的决定因素分析: 理论与实证[J]. 中国农村经济, 2015(5): 82-95.
- [13] 乔金杰, 穆月英, 赵旭强. 保护性耕作补贴政策的非农劳动力供给效应——以山西和河北省为例[J]. 中国人口科学, 2014(5): 117-125, 128.
- [14] FLABBI L, MABLI J. Household search or individual search: does it matter? [J] Journal of labor economics, 2018, 36(1): 1-46.
- [15] BARNUM H N, SQUIRE L. An econometric application of the theory of the farm household[J]. Journal of development economics, 1979, 6(1): 72-102.
- [16] BECKER G S. A Treatise of the family [M]. Cambridge: Harvard University Press, 1991.
- [17] CAHUC P, ZYLBERGERG A. Labor economics (second edition)[M]. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology (MIT) Press, 2014.
- [18] 陆文聪, 吴莲翠. 兼业农民的非农就业行为及其性别差异[J]. 中国农村经济, 2011(6): 54-62, 81.
- [19] EROSA A, FUSTER L, KAMBOUROV G. Towards a micro-founded theory of aggregate supply labour [J]. Review of economic studies, 2016 (3): 1001-1039.
- [20] 黄玛兰, 李晓云, 游良志. 农业机械与农业劳动力投入对粮食产出的影响及其替代弹性[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(2): 37-45, 156.
- [21] 许庆, 刘进. “新农合”制度对农村妇女劳动供给的影响[J]. 中国人口科学, 2015(3): 99-107, 128.
- [22] HOPPE R. Structure and finances of U.S. farms: family farm report 2014 edition [R]. USDA-ERS Economic Information Bulletin, 2014, No. 132.
- [23] IMBENS G, RUBIN D, SACERDOTE B. Estimating the effect of unearned income on labor earnings, savings, and consumption: evidence from a survey of lottery players [J]. American economic review, 2001, 91 (4): 778-794.

(责任编辑: 陈万红)