

农业技术经济  
*Journal of Agrotechnical Economics*  
ISSN 1000-6370, CN 11-1883/S

## 《农业技术经济》网络首发论文

题目：要素市场改革下农户非农就业的增收逻辑  
作者：胡祎，杨鑫，高鸣  
DOI：10.13246/j.cnki.jae.20220318.001  
网络首发日期：2022-03-22  
引用格式：胡祎，杨鑫，高鸣. 要素市场改革下农户非农就业的增收逻辑[J/OL]. 农业技术经济. <https://doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20220318.001>



**网络首发：**在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

**出版确认：**纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

# 要素市场改革下农户非农就业的增收逻辑\*

胡 祎 杨 鑫 (中国社会科学院农村发展研究所 北京 100732)

高 鸣 (农业农村部农村经济研究中心 北京 100810)

**摘 要:** 非农就业能否继续促进农民增收关系到中国新型工业化、城镇化和农业现代化能否顺利实现。本文从要素差异化配置的角度分析了非农就业对农户家庭收入总量和结构的影响,并基于2012年、2014年和2016年CFPS数据,利用联立方程模型实证分析了非农就业对不同类型农户的收入边际效应及群体异质性特征。研究发现,非农就业会通过改变农户的生产要素配置行为提高其家庭收入,要素市场改革促进农户增收的效果明显。参加非农就业会促使农户租出更多土地,同时在农业中以资本代替劳动,进而实现家庭农业收入和非农收入的双重增长。农户家庭劳动力向非农部门转移的过程中,会经历一个从数量型转移到人力资本型转移的转换过程,这使得非农就业促进农户增收的边际效应存在“倒U型”趋势,当家庭非农化程度很低或很高时,非农就业的增收效应更加明显。具体来说,随着农户家庭非农化程度不断提高,非农就业对非农收入的提升效应先升后降,对农业收入的提升效应持续下降,对总收入的提升效应亦是先上升后下降。要通过非农就业进一步提高农民收入,需要针对不同类型农户制定差异化支持政策,努力实现非农收入和农业收入同时增加的“双引擎、双保险”模式。

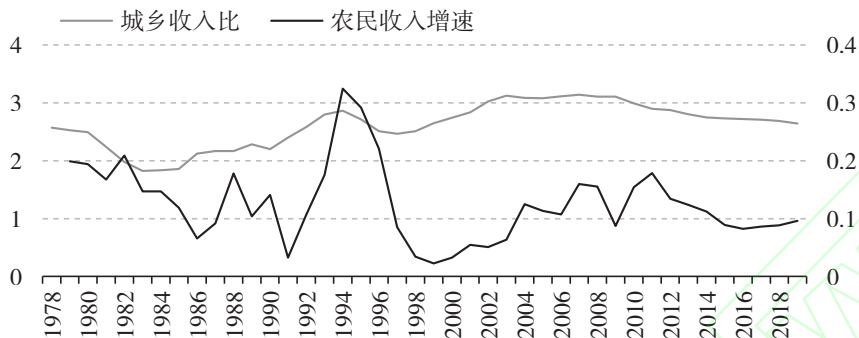
**关键词:** 非农就业;要素配置;农民增收;市场化改革

## 一、引 言

不断提高农民收入,是解决中国“三农”问题、实现乡村振兴的前提和关键。党的十九届五中全会提出到2035年基本实现社会主义现代化的远景目标,要求“城乡居民人均收入迈上新的大台阶”,“城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小”,还要求“把握扩大内需这个战略基点”,形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。这些目标的实现都有赖于农村居民收入的不断增长。

改革开放以来,中国农民收入持续增长,人均可支配收入从1978年的133.57元提高到2019年的16021元,年均增长率12.4%。然而,这一趋势在2011年之后发生了变化:农民人均收入虽然仍在增长,但增速明显放缓,2011年增长率为17.9%,2019年下降到9.6%;城乡收入差距在2003年之后虽然有所下降,但城乡收入比达到2.7左右之后,也缺乏进一步缩小的动力;农民收入结构上,工资性收入和经营性收入增收潜力下降,财产性收入仍处于辅助地位(姜长云等,2017)。中国农民的收入增长遭遇了瓶颈。

\* 项目来源:国家自然科学基金青年项目“收入性补贴对粮食生产率的影响:作用机理、实证分析与政策优化”(编号:71803094),中央农办农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题“发展壮大村级集体经济研究”(编号:201937),第13批中国博士后科学基金特别资助项目(编号:245661)。高鸣为本文通讯作者

图1 1989—2019年农村居民收入与城乡收入差距变化<sup>①</sup>

有学者指出,中国农民增收的瓶颈源于农村经济和制度基础发生的深刻变化:第一,家庭联产承包责任制带来的制度红利已经释放完毕,农民缺少新的内生发展动力(石磊等,2007);第二,乡镇企业也在市场经济的冲击下日益衰落,农民可获得的工作岗位和工资都出现了明显下降(魏后凯等,2020),农民就近务工愈发困难;第三,大量优质农村劳动力已经完成了向城市非农部门的转移,有学者认为中国当前已经越过刘易斯第一拐点(宁光杰,2012),留在农村的都是“老、弱、病、残”,他们缺乏进一步提升收入的潜力。在这样的情况下,长期作为农民增收动力的“非农就业”能否继续推动农民收入的持续增长、进一步缩小城乡收入差距,成为中国能否实现城乡统筹发展、实现共同富裕的关键。

实际上,中国农村持续推进的要素市场化改革对农户的生产要素配置行为和家庭收入产生了重要影响。在劳动力方面,从1986年中央“一号文件”允许农民自理口粮进城务工,到出台一系列政策清理就业歧视,让农民工享有平等就业机会和福利待遇。中国农村劳动力到城市就业的门槛不断降低,农村劳动力在城乡部门间配置的制度障碍不断减少,交易成本显著下降,农户得以在家庭收益最大化的目标下更灵活地在农业和非农部门间配置劳动力。大量研究表明,提高劳动力市场化水平、减少户籍歧视,能有效提高农民工的工资水平,进而提升农民参与非农就业的积极性(田丰,2010;周世军等,2012;齐良书等,2019)。在土地方面,虽然中国长期以来就有“非正式”流转土地的传统,但2013年开始的土地确权和2014年提出的“三权分置”改革依然大幅推动了农村土地的流转。农村土地“正式”流转有了制度基础,流转土地的交易成本也大幅降低,农村流入和流出土地的行为明显增多(程令国等,2016;何欣等,2016;洪银兴等,2019),农户得以更好地从土地上解放出来,根据家庭人力资本情况合理选择工作类型:一部分愿意务农的农户流入土地成为专业大户,一部分愿意务工的农户流出土地,彻底投入到非农部门,不同类型农户的比较优势都得以发挥,家庭收入都有提升(李明艳,2010;江淑斌等,2012)。在资本方面,中国政府不仅没有因为贷款给小农户利润低、风险大、无抵押而设置金融障碍,反而建立起普惠型农村金融体系,赋予农民平等获得金融服务的权利。在当前中国农村金融环境下,小农户也有机会获得贷款,有效避免了过去农户想投资农业但缺乏资本的问题,部分农户的农业生产积极性得以提高。有研究表明,信贷约束会抑制农户的农业生产积极性(王晶等,2018),而缓解信贷约束能有效促进农户流入土地扩大生产规模(侯建昀等,2016),增加农业生产投入(陈飞等,2017),进而提高家庭农业收入(李长生等,2015)。

可见,在农村要素市场不断完善的背景下,农户非农就业的决策逻辑和外部环境都发生了根本变

<sup>①</sup> 数据来源:《中国统计年鉴》(2009—2019)与《新中国60年统计资料汇编》计算所得

化,农户在配置资源时有了更强的自主性和更高的灵活度,如何配置生产要素更多取决于家庭效用最大化的目标,阻碍要素自由配置的制度性因素越来越少。从长远来看,城镇化依然是中国发展的长期趋势,那么继续鼓励农户投入更多劳动力参加非农工作,是否能继续促进其家庭增收?如果能,增收的逻辑是什么?对不同类型的农户,这个问题的答案是否一致?这些问题值得我们重新思考。

对于非农就业能否促进农民增收的问题,国内外学者展开了不少研究。普遍认为,非农就业是提高农民收入的重要途径。钟甫宁等(2007)分析了农民务农收入变化规律,指出在公共政策层面上,提高农民收入的关键是扩大和统一劳动力市场,以实现大规模的农业劳动力转移;朱红恒(2008)采用协整分析和 Granger 因果检验证明,扩大农业规模很难有效提高农民收入,加速农民的非农就业才是促进农民增收的可行途径;Kijima 等(2010)对乌干达农民的研究发现,非农就业具有明显的减贫作用,能在短期内让农户收入实现快速增长;Ashok 等(2010)对美国北卡罗来和堪萨斯州农户的研究发现,农户会通过参与非农就业来应对农业风险的冲击,稳定和提高家庭收入。冉璐等(2013)采用分位数回归和分解方法考察了农民务农收入差距产生的原因,发现具有非农工作经历的农民务农收入也更高;刘魏(2016)通过研究城郊农民的收入结构发现,参与非农就业农民收入比未参与非农就业的高出 59%。

随着中国经济形势和农民业态的变化,近年基于最新数据的研究,在结论上开始出现分化。部分学者认为,非农就业对农民的增收效应出现了下降。张红宇(2015)指出,农民务工数量增长速度减缓和工资增长幅度下调,是当前农民收入增速放缓的主要原因;蓝海涛等(2017)也提出了相似观点,认为农民增收减缓是由于经营净收入与工资性收入增速“双降”,经营性收入“压仓石”作用弱化所致。另一部分学者认为,即使农民就业环境发生了变化,非农就业依然是促进农民增收的重要动力。王卫东等(2020)分析 2000—2016 年多期农村调查数据发现,随着农民参加非农就业时间不断增加,转移就业对收入的提升作用仍有一定的空间;黄文彬等(2020)指出,不熟悉农活的年轻人参与非农就业不必然抑制农地转入,即认为额外的非农收入可以通过增加农业资本投入来维持家庭农业生产规模,促使家庭总收入提高。

现有研究的观点存在分歧,笔者认为主要有两方面原因。一是缺少对非农就业影响农户收入路径和机制的考察。收入是家庭要素配置的结果,现有研究在一定程度上弱化或定性化了要素配置在非农就业和农户收入之间的桥梁作用,使得差异化的结论难以从机制上进行对比。二是对农户异质性的关注比较少。农户不同的外部条件和内在禀赋,使非农就业对农户收入的影响存在明显的阶段性和条件性,这将导致不同类型农户参与非农就业出现完全不同的结果。

鉴于此,本文将从要素配置角度分析非农就业影响农户收入的逻辑和机制,利用大样本微观数据进行实证检验,并分析非农就业影响不同类型农户收入的边际效应,以期对当前中国农户收入增速放缓做出理论解释,并探寻未来促进农户增收的有效途径。本文的边际贡献体现在两个方面:一是详细剖析了非农就业程度变化对农户家庭要素配置的影响,刻画了农户进行要素再配置以实现新的家庭均衡的过程,明晰了非农就业影响农户收入的机制和路径;二是从异质性角度出发,揭示了不同类型农户参与非农就业带来收入效应的边际差异,并分析其内在逻辑,对现有研究的差异化结论做出了理论解释,并为国家有针对性地制定政策促进农民增收提供了现实依据。

## 二、理论分析框架

### (一) 基本分析框架

根据舒尔茨(1987)的理性小农假设,农户会有效地配置生产要素,以实现家庭收入最大化。2014 年以来,农村耕地流转市场和农业社会服务市场不断完善,兼业农户有了更大的要素配置空间。

当向城镇转移的外界条件发生变化后,农户必然会对土地和资本要素配置进行调整,以实现新形势下家庭收入的最大化。本文假设:(1)不考虑闲暇下,农户会把有限时间在农业生产和非农工作间分配(吴清华等,2019),分别对应农业劳动时间( $T_1$ )和非农就业时间( $T_2$ ),二者之和等于家庭劳动时间禀赋( $T$ )。存在土地流转市场下,农户土地禀赋( $L$ )包括自耕土地( $L_1$ )和流转土地( $L_2$ ),其中 $L_2 > 0$ 表示转出土地,反之为转入土地。(2)在农业生产中,生产函数中包括 $T_1$ 、 $K$ (农业生产资本)和 $L_1$ ,农产品价格( $P$ )保持不变。(3)在其他收益方面,存在固定的非农就业净工资( $\bar{\omega}$ )和土地流转单位面积价格( $\mu$ ),可计算得到非农就业收入和土地租金收入。(4)在成本构成方面, $T_1$ 和 $L_1$ 不存在市场成本,农业资本价格为 $m$ 。基于上述假设,农户收入最大化方程表示如下:

$$MAX Y = Q(T_1, L_1, K) \cdot P + T_2 \cdot \bar{\omega} + L_2 \cdot \mu - K \cdot m \quad (1)$$

$$s. t \quad Q(T_1, L_1, K) \leq T_1^\alpha L_1^\beta K^\gamma, \alpha + \beta + \gamma = r < 1$$

其中, $Y$ 表示农户家庭总收入; $Q$ 表示农户自耕土地的产出,即自产量,以区别于流转出土地的产量,生产函数满足规模报酬递减规律。根据拉格朗日条件求解(1)式,可得到劳动力、自耕土地和资本的要素需求函数:

$$T_1 = \left(\frac{\omega}{\alpha}\right)^{\frac{1-\beta-\gamma}{r-1}} \left(\frac{\mu}{\beta}\right)^{\frac{\beta}{r-1}} \left(\frac{m}{\gamma}\right)^{\frac{\gamma}{r-1}} P^{\frac{1}{1-r}} \quad (2)$$

$$L_1 = \left(\frac{\omega}{\alpha}\right)^{\frac{\alpha}{r-1}} \left(\frac{\mu}{\beta}\right)^{\frac{1-\alpha-\gamma}{r-1}} \left(\frac{m}{\gamma}\right)^{\frac{\gamma}{r-1}} P^{\frac{1}{1-r}} \quad (3)$$

$$K = \left(\frac{\omega}{\alpha}\right)^{\frac{\alpha}{r-1}} \left(\frac{\mu}{\beta}\right)^{\frac{\beta}{r-1}} \left(\frac{m}{\gamma}\right)^{\frac{1-\alpha-\beta}{r-1}} P^{\frac{1}{1-r}} \quad (4)$$

由(2)式、(3)式、(4)式可知,非农就业时间由所有要素价格和产品价格决定,与农业资本和土地配置的影响因素相同,三者之间存在明显的关联性,故理论分析的起点是明确一个引发非农就业时间增加的外生变量,确定保证非农就业时间增加的约束,在此条件下分析资本和土地要素配置及其对收入的影响。

结合理论与中国实际情况,本文认为非农转移成本( $n$ )不断下降,即农民进入非农工作难度降低是推动农民参加非农就业的核心因素,而促使非农转移成本( $n$ )下降的动力主要来源于农村基础设施和交通条件的持续改善。本文假设:

$$\frac{\partial \mu}{\partial n} \leq 0, \quad \frac{\partial m}{\partial n} \geq 0 \quad (5)$$

其中,非农转移成本 $n$ 下降将伴随地租价格 $\mu$ 提高。农村基础设施和交通条件改善,将扩大土地市场的辐射范围,提高土地利用价值,间接增加土地市场需求,进而提高地租价格(张成玉,2013)。此外,非农转移成本 $n$ 下降将伴随农业资本价格 $m$ 下降。劳动力转移过程会令农村资本稀缺度越来越高,吸引大量资本进入农业生产,涌现社会化服务、农村商业银行等组织,较完善的信息网络也令银行识别信息不对称的成本降低,从而推动农业资本平均价格下降。举例来说,若某村庄修通一条硬化公路时,农业劳动力转移成本明显降低,非农就业比例必然提高。同时,当地产业发展潜力会被激活,继而农产品运输成本降低、乡村旅游得以开发。此外,农业生产服务组织的出现有利于生产成本下降,最终表现是生产性资本投入的平均价格下降,以及土地边际收益增加、土地流转价格上涨。

## (二) 非农就业下农户土地与资本的再配置

根据(5)式,土地租金对非农转移成本的弹性为 $\varepsilon_\mu^n = \frac{\partial \mu / \mu}{\partial n / n} \leq 0$ ,农业资本价格对非农转移成本的

弹性为  $\varepsilon_m^n = \frac{\partial m/m}{\partial n/n} \geq 0$ 。因此, 非农就业下分析土地与资本再配置的问题, 可转换为以下弹性化表述:

在非农就业时间对非农转移成本的弹性小于 0 的情况下, 分析土地和资本对非农转移成本弹性 ( $\varepsilon_{nL_2}$  和  $\varepsilon_K^n$ ) 的变化方向, 即在  $\varepsilon_{T_2}^n < 0$  下, 分析  $\varepsilon_{L_2}^{T_2}$  和  $\varepsilon_K^{T_2}$  的变化方向。

对(2)式取自然对数再对 n 求导数, 可得农业劳动时间对非农转移成本的弹性:

$$\varepsilon_{T_2}^n = -\varepsilon_{r_1}^n = \frac{\beta\varepsilon_\mu^n + \gamma\varepsilon_m^n}{1-r} \tag{6}$$

令  $\varepsilon_{T_2}^n < 0$ , 可得到非农就业时间增加的约束条件:

$$\beta\varepsilon_\mu^n + \gamma\varepsilon_m^n < 0 \rightarrow \emptyset = \frac{-\varepsilon_\mu^n}{\varepsilon_m^n} > \frac{\gamma}{\beta} \tag{7}$$

上式含义为, 在非农转移成本降低下, 只有土地与资本价格弹性比值大小 ( $\emptyset$ ) 大于土地与资本产出弹性反比时, 农业劳动力转移过程才能持续进行。换言之, 当土地租金随着非农转移成本下降上涨的速度更快时, 或者资本价格随着非农转移成本下降而下降的速度更慢时, 农户的理性选择是进行非农就业。

1. 土地再配置。根据(3)式可得到流转土地对非农转移成本的弹性  $\varepsilon_{L_2}^n$ , 进一步基于链式法则, 得到流转土地对非农就业时间的弹性:

$$\varepsilon_{L_2}^{T_2} = \frac{-\varepsilon_{L_1}^n}{\varepsilon_{T_2}^n} = \frac{(1-r+\beta)\varepsilon_\mu^n + \gamma\varepsilon_m^n}{(1-r)\varepsilon_{T_2}^n} \tag{8}$$

由于(7)式成立, (8)式分子的符号方向一定为负 ( $-\varepsilon_{L_1}^n < 0$ ),  $\varepsilon_{L_2}^{T_2} > 0$  必然成立, 其含义为随着非农就业时间增加, 农户土地不断流出。

2. 农业资本再配置。基于(4)式可得流转土地对非农就业时间的弹性:

$$\varepsilon_K^{T_2} = \frac{\varepsilon_K^n}{\varepsilon_{T_2}^n} = \frac{\beta\varepsilon_\mu^n + (1-\alpha-\beta)\varepsilon_m^n}{(r-1)\varepsilon_{T_2}^n} \tag{9}$$

此时, 分子符号方向无法确定, 取决于  $\emptyset$  范围, 故需要分类讨论:

当  $\frac{\gamma}{\beta} \leq \emptyset \leq \frac{1-\alpha-\beta}{\beta}$  时,  $\varepsilon_K^{T_2} \leq 0$ , 非农就业将促使农户提高农业资本投入; 当  $\emptyset > \frac{1-\alpha-\beta}{\beta}$  时,  $\varepsilon_K^{T_2} > 0$ ,

非农就业促使农户减少农业资本投入。当前中国农村生产性服务快速发展, 政府农业补贴种类繁多, 这使得农业资本价格快速下降。加之中国大部分农户仍有种植口粮田的意愿, 因此本文认为在当前中国情境下, 参与非农就业将促使农户提高农业资本投入。

假说 1: 参与非农就业会促使农户租出土地, 提高农业资本投入。

### (三) 要素再配置对农户家庭收入的影响

1. 非农收入变化。非农收入  $YNA = T_2 \cdot \omega$ , 根据(5)式, 非农就业时间增加必然提高非农收入。在非农就业工资不变下, 非农收入的提高来源于非农工作时间的延长。

2. 农业收入变化。农业收入 (YA) 主要由土地租金\* 和农业生产净收入组成,  $YA = QP + \mu(L-L_1) - mK$ , 非农就业时间对农业收入的影响为:

\* 本文仅考虑农户的农业收入和非农收入, 不考虑资产性收入和转移收入。由于中国法律限制, 农地只能用于农业生产, 不能改作其他用途, 也不能出售, 因此可将农地看作是一种农户从集体处免费租来的、用途有限的农业生产资料。从这个角度来说, 农户将土地租出, 就可看作是一种将地租转移和减少的行为, 减少的地租就是节约的农业成本。因此本文将地租收入列入农业收入是相对合理的

$$\frac{\partial YA}{\partial r_2} = \frac{\frac{\partial YA}{\partial n}}{\frac{\partial r_2}{\partial n}} = \frac{\varepsilon_\mu^n \left( \frac{n}{\mu} L - \frac{(1-\beta-\gamma)QP\beta}{1-r} \frac{QP\beta}{n} \right) - \varepsilon_m^n \frac{(1-\beta-\gamma)QP\gamma}{1-r} \frac{QP\gamma}{n}}{\frac{\partial r_2}{\partial n}} \quad (10)$$

此时, (10) 式方向无法确定, 需要分类讨论:

令  $n^*$  使得  $\frac{n}{\mu} L - \frac{(1-\beta-\gamma)QP\beta}{1-r} \frac{QP\beta}{n} = 0$ , 当  $n \geq n^*$  时, 分子一定小于 0,  $\frac{\partial YA}{\partial r_2} > 0$  必然成立, 意味着非农就业时间增加使得农业收入增加。当  $n < n^*$  时, 分子符号取决于  $\emptyset$  的大小。令  $\emptyset^* = \frac{\gamma}{\beta - \frac{nL(1-r)}{\mu(1-\beta-\gamma)QP}}$ ,

当  $\emptyset \geq \emptyset^*$  时,  $\frac{\partial YA}{\partial r_2} > 0$ , 随着非农就业时间增加, 农业收入增加; 若  $\frac{\gamma}{\beta} < \emptyset < \emptyset^*$  时,  $\frac{\partial YA}{\partial r_2} < 0$ , 随着非农就业时间增加, 农业收入下降。当前中国农村土地流转市场快速发展, 土地租金大幅上涨, 很多地区的土地租金已经超过了农户经营土地的实际利润(高静等, 2019), 对大多数小规模农户来说, 租出土地获得的收入反而比种地更高, 因此本文认为参与非农就业将促使农户农业收入提高。

3. 家庭总收入变化。非农收入与农业收入相加得到家庭总收入, 类似于 (10) 式推导过程, 非农就业时间对总收入的影响为:

$$\frac{\partial Y}{\partial r_2} = \frac{\frac{\partial Y}{\partial n}}{\frac{\partial r_2}{\partial n}} = \frac{\varepsilon_\mu^n \left( \frac{n}{\mu} L - \frac{QP\beta}{n} \right) - \varepsilon_m^n \frac{QP\gamma}{n}}{\frac{\partial r_2}{\partial n}} \quad (11)$$

此时, (11) 式方向无法确定, 需要分类讨论:

令  $n'$  使得  $\frac{n}{\mu} L - \frac{QP\beta}{n} = 0$ , 当  $n \geq n'$  时, 分子小于 0, 即  $\frac{\partial Y}{\partial r_2} > 0$  必然成立, 意味着非农就业时间增加使得总收入增加。当  $n < n'$  时, 分子符号取决于  $\emptyset$  的大小。令  $\emptyset' = \frac{\gamma}{\beta - \frac{nL}{\mu QP}}$ , 当  $\emptyset \geq \emptyset'$  时,  $\frac{\partial Y}{\partial r_2} > 0$ , 随着非

农就业时间增加, 总收入增加; 若  $\frac{\gamma}{\beta} < \emptyset < \emptyset'$  时,  $\frac{\partial Y}{\partial r_2} < 0$ , 随着非农就业时间增加, 总收入下降。

由于  $\frac{(1-\beta-\gamma)}{r-1} > 1$ , 易得  $n^* > n'$ ,  $\emptyset^* > \emptyset'$ , 故得到非农就业对农业收入和总收入影响方向的判别矩阵(见表 1)。

表 1 非农就业对农业收入和总收入影响方向的判别矩阵

		转移成本条件		
		$n \geq n^*$	$n^* > n \geq n'$	$n < n'$
土地与资本价格弹性 比值条件	$\emptyset \geq \emptyset^*$	AB	AB	AB
	$\emptyset^* > \emptyset \geq \emptyset'$	AB	Ab	Ab
	$\emptyset < \emptyset'$	AB	Ab	ab

注: 总收入提高和下降分别用 A 和 a 表示, 农业收入提高和下降分别用 B 和 b 表示

在刘易斯模型和舒尔茨理性小农假设下, 非农就业时间增加必然会提高农户家庭收入, 因为只有

在劳动力转移能提高收入的驱动下,农户才会改变家庭生产要素配置,进而推动城镇化进程,即农业收入下降速度超过非农业收入(ab)不会出现。结合上文分析,非农就业促进农户增收的基础是农业收入和非农收入同时增加,或者非农增收幅度大于农业收入下降幅度。总体来看,当前中国尚没有进入高水平城镇化阶段,经济增长仍具有较大潜力,农民参与非农就业仍能有效提高家庭收入。

假说2:参与非农就业会提高农户的非农收入和农业收入。

#### (四) 农户分化下非农就业对农户收入的异质性影响

在城镇化和工业化的驱动下,中国农户分为了三类:主要从事农业生产的纯农户、兼顾农业生产和非农就业的兼业户、基本不再务农的非农户。纯农户的家庭收入以农业经营为主,家庭劳动力都参与农业生产,但考虑到中国农户在人多地少资源约束下产生的“小而全”生产模式(郭庆海,2018),仍然允许纯农户有较低比例的非农收入。兼业户的家庭收入包括农业收入和非农收入两部分,二者都是家庭收入的重要组成部分,劳动力配置上一般为部分务农、部分务工,常体现为“男工女耕”或“少工老耕”。非农户的家庭收入绝大多数来源于非农收入,家庭劳动力则全部参与非农工作,由于户籍制度限制下非农户很难彻底转化为市民,因此也允许非农户业余时间在家承包土地上进行少量的口粮生产。可见,不同类型农户有不同的家庭要素禀赋特征,非农就业对其家庭收入的影响体现出异质性。根据表1,在转移成本条件方面,纯农户的转移成本是最高的,对应 $n \geq n^*$ ;兼业农户的转移成本处于中间位置,对应 $n^* > n \geq n'$ ;非农户的转移成本最低,对应 $n < n'$ 。

在农业收入方面,考虑到很多地区的土地租金已较高(高静等,2019),可认为 $\emptyset \geq \emptyset^*$ 。对于纯农户,非农就业时间增加必然提高农业收入,可以通过流转出土地增加农业收入(见表1),利用价格降低的资本最小程度避免农业收入下降,非农就业对其农业收入的提高作用最大。对于兼业户和非农户,在 $\emptyset \geq \emptyset^*$ 下,非农就业时间增加促进农业收入提高。相对而言,非农就业对非农户农业收入的边际影响更小,原因是土地租金收入增长空间不大,农业生产收入也趋近于零。

在非农收入方面,非农户由于之前基本未参与过非农工作,率先转移的应是家庭中人力资本较高的劳动力,其非农就业时间也具有较大的增长空间,即 $\varepsilon_{n_2}^n$ 数值均较大,非农收入提升明显。对于兼业户,人力资本较高的劳动力之前已经转移,非农转移成本下降只能促进人力资本相对较低的劳动力进入城镇工作,例如老人、妇女等,该群体为了兼顾农业,更多选择临时、短期的非农工作,对非农收入的边际贡献相对较小。对于非农户,家庭成员已将大部分时间用于非农工作,此阶段非农收入提高依赖于教育水平、技能熟练度等因素变化,与非农就业时间逐渐脱钩,边际作用下降到最低,即 $\varepsilon_{n_2}^n$ 数值较小。在现行法律和规范框架下,非农户面对是否要完全放弃农业收入而转变为城镇居民的选择,存在一个要跨越的“门槛”,非农就业时间的增加过程已不再是主要推动力。

假说3:随着家庭非农化程度提高,非农就业对非农收入和农业收入影响的边际效应持续下降。

### 三、模型设定与数据来源

#### (一) 模型设定

收入是农户基于利润最大化目标对家庭要素进行配置的结果。也就是说,农户要素配置的变化是内生的:一方面,家庭劳动力在农业和非农部门间配置的变化会影响农户的土地和资本配置决策;另一方面,土地和农业资本的投入也会反过来影响农户的非农就业行为。鉴于此,本文拟采用联立方程模型检验非农就业对农户家庭要素配置和收入的影响,这既能有效处理要素间相互影响产生的内生性,又能更细致地刻画非农就业影响农户家庭收入的机制和路径。

联立方程模型中的内生变量共有6个,分别是农户的非农人口比重、农业资本投入、土地租赁面积、家庭农业收入、家庭非农收入和家庭总收入。由于农户的要素配置是基于家庭外部环境和内在禀



赋做出的理性决策,因此本文根据现有研究(黄枫等,2015;王庶等,2017),从家庭、村庄和区域三个层面选择了可能影响农户要素配置行为和家庭收入的因素作为控制变量,并将中国分为东部、中部、西部和东北地区以控制不可观测的地区差异。具体变量名称和定义如表2所示,联立方程模型具体设定形式如下:

$$Total\_income = Agr\_income + Off\_income \quad (12)$$

$$Agr\_income = a_0 + a_1 \cdot Offratio + a_2 \cdot Rent\_area + a_3 \cdot Agrin + a_4 \cdot Labor + a_5 \cdot Famland + a_6 \cdot Age + a_7 \cdot Age2 + a_8 \cdot Edu + a_9 \cdot Macin + a_{10} \cdot Subsidy + a_{11} \cdot Region1 + a_{12} \cdot Region2 + a_{13} \cdot Region3 + u_1 \quad (13)$$

$$Off\_income = b_0 + b_1 \cdot Offratio + b_2 \cdot Labor + b_3 \cdot Age + b_4 \cdot Age2 + b_5 \cdot Edu + b_6 \cdot Tra + b_7 \cdot In\_per + b_8 \cdot Region1 + b_9 \cdot Region2 + b_{10} \cdot Region3 + u_2 \quad (14)$$

$$Rent\_area = c_0 + c_1 \cdot Offratio + c_2 \cdot Age + c_3 \cdot Age2 + c_4 \cdot Edu + c_5 \cdot Labor + c_6 \cdot Saving + c_7 \cdot Subsidy + c_8 \cdot Macin + c_9 \cdot Tra + c_{10} \cdot In\_per + c_{11} \cdot Land + c_{12} \cdot Region1 + c_{13} \cdot Region2 + c_{14} \cdot Region3 + u_3 \quad (15)$$

$$Agrin = d_0 + d_1 \cdot Offratio + d_2 \cdot Rent\_area + d_3 \cdot Age + d_4 \cdot Age2 + d_5 \cdot Edu + d_6 \cdot Labor + d_7 \cdot Famland + d_8 \cdot Saving + d_9 \cdot Subsidy + d_{10} \cdot Agrincome + d_{11} \cdot In\_per + d_{12} \cdot Region1 + d_{13} \cdot Region3 + d_{14} \cdot Region3 + u_4 \quad (16)$$

$$Offratio = e_0 + e_1 \cdot Rent\_area + e_2 \cdot Agrin + e_3 \cdot Famland + e_4 \cdot Age + e_5 \cdot Age2 + e_6 \cdot Edu + e_7 \cdot Labor + e_8 \cdot Depratio + e_9 \cdot Off\_village + e_{10} \cdot Land + e_{11} \cdot Tra + e_{12} \cdot Region1 + Region2 + Region3 + u_5 \quad (17)$$

上式中, $u_1$ 、 $u_2$ 、 $u_3$ 、 $u_4$  和  $u_5$  为扰动项,均服从独立正态分布。

## (二)数据来源

本文实证分析的微观数据来源于北京大学“中国家庭追踪调查”数据库(China Family Panel Studies,CFPS),该数据库样本涵盖中国25个省份,对研究农户收入问题具有较好的代表性。本文主要使用2014年和2016年两次调查数据\*,由于部分关键指标只存在于2012年的调查中\*\*,因此还用到部分2012年数据。数据处理过程分为三步:第一,筛选出2012年、2014年和2016年连续三次参与调查的农户样本;第二,基于筛选出的2014年和2016年样本,构建混合截面数据库,将2012年特有的变量匹配到对应的农户样本中;第三,删除关键变量缺失或存在极端异常值样本,最终得到有效样本10134份。

由表2可知,中国农户平均家庭总收入为25347.38元,其中农业收入7271.25元,非农收入17146.55元,非农收入占比达67.65%,说明非农收入当前已是中国农村居民家庭重要的经济支柱;家庭平均非农劳动力比重为19%,波动幅度较大,标准差达到0.27,说明中国农户虽然大多数都参与了非农就业,但完全脱离农业的并不多,大多数家庭仍保留了一定的劳动力维持农业生产;家庭平均农业资本投入为6474.45元;平均农地租赁面积为0.62亩。

本文重点使用2014年和2016年数据分析要素市场改革背景下农户非农就业对家庭要素配置和收入的影响。CFPS数据显示,2014年和2016年中国农村中纯农户的比重为7.95%,兼业户为

\* CFPS2018年统计指标发生了一定变化,使得2018年样本中土地方面数据与前三期数据口径有一定差异,导致不可比,故本文未使用2018年样本

\*\* 例如实证分析中需要用到家庭承包土地面积数据,该数据长期不变,因此只在2012年基线调查数据库中存在

49.72%,非农户为42.33%\*。其中,兼业户中以农业为主的一兼农户比重为26.38%,以非农为主的

表2 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称(简称)	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
核心变量	家庭总收入(Total_income)	一年中家庭总收入(元)	25347.38	21797.52	500	100000
	家庭农业收入(Agr_income)	一年中的家庭农业经营利润(元)	7271.25	10482.88	0	96000
	家庭非农收入(Off_income)	一年中家庭从事非农产业收入(元)	17146.55	22137.87	0	100000
	非农人口比重(Ofratio)	家庭非农劳动力人数占劳动力总数比重	0.19	0.27	0	1
	农业资本投入(Agrin)	一年中家庭农业资本投入总额(元) <sup>①</sup>	6474.45	10460.06	0	95300
	土地租赁面积(Rent_area)	租赁土地面积(亩),租入为正值,租出为负值	0.62	4.66	-48	50
	年龄(Age)	家庭劳动力平均年龄(岁)	43.26	8.65	20	75
	受教育水平(Edu)	家庭劳动力平均受教育程度(年)	6.74	2.54	2	15.67
	劳动力数量(Labor)	家庭劳动力数量(人)	2.82	1.20	1	9
	农地面积(Famland)	家庭从集体承包的土地面积(亩)	8.30	10.02	0.5	100
家庭特征变量	抚养比(Depratio)	家庭非劳动力人数占总人口比重 <sup>②</sup>	0.29	0.24	0	1
	储蓄金额(Saving)	家庭储蓄金额(元)	15477.86	40272.81	0	1000000
	农业机械(Macin)	农户家庭农业机械原值(元)	1153.12	4870.81	0	120000
	农业补贴(Subsidy)	二元变量,有农业补贴=1,没有补贴=0	0.69	0.45	0	1
	上年农业利润(Agrincome)	上年度家庭农业经营利润(元)	4896.19	7805.44	0	95000
村庄特征变量	村通勤时间(Tra)	采用常规交通工具从村庄到县城通勤时间(小时)	3.55	8.10	0.1	40
	村人均收入(In_per)	村人均可支配收入(元)	5388.06	4521.21	150	45000
	村非农就业比(Off_village)	村非农就业人口占总劳动力比重	0.38	0.22	0	0.9
	村人均农地(Land)	村人均农地面积(亩)	1.69	1.67	0.01	18.56
区域特征变量	东部(Region1)	二元变量,东部地区=1,否则=0	0.26	0.44	0	1
	中部(Region2)	二元变量,中部地区=1,否则=0	0.27	0.44	0	1
	西部(Region3)	二元变量,西部地区=1,否则=0	0.35	0.48	0	1

注:①仅指可变成本,包括种子、农药、化肥成本及服务费用等,不包括农业固定资产的投入;②具体计算式为:家庭抚养比=家庭中非劳动力数量/家庭总人口数,非劳动力指16岁以下及65岁以上的人口

\* 参照农业部固定观察点办公室对农户的分类办法,家庭总收入中非农收入占比低于20%的家庭定义为纯农户,高于80%的定义为非农户,在20%~80%之间的定义为兼业户

二兼农户比重为 76.32%。而据 2020 年 9 月中国社会科学院农村发展研究所在 10 省开展的乡村振兴调查数据,2020 年底中国的纯农户、兼业户和非农户的比重分别为 9.04%、45.87% 和 45.09%,其中兼业户中的一兼农户占比为 34.87%,二兼农户占比为 65.13%。在土地市场方面,CFPS 数据中租出土地的农户比例为 12.32%,租入土地的农户比例为 16.59%,而在中国社会科学院农村发展研究所的调查数据中,租出和租入土地的农户比例分别为 14.27% 和 26.46%。在资本获得方面,CFPS 数据中,缺钱时首选向银行贷款的农户比例为 21.87%,而在中国社会科学院农村发展研究所的调查数据中这一比例为 25.98%。通过对比可以发现,近 5 年来中国的农村要素市场环境和农民的就就业状态以及收入结构并未发生根本变化,本文基于 CFPS 中 2014 年和 2016 年数据的分析依然能为当前中国农村要素市场改革和促进农民增收相关政策的制定提供理论依据。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 非农就业对农户收入影响的整体分析

在估计联立方程模型之前,首先应解决模型识别问题。联立方程模型的识别方法主要有秩条件和阶条件识别、非样本信息识别与协方差约束识别等,其中秩条件和阶条件识别最为常用,本文采用秩条件和阶条件对联立方程进行识别。通过判断联立方程组中各方程的识别条件,可以发现(12)式为平衡方程,不存在识别问题;(13)式、(14)式、(15)式、(16)式、(17)式都可识别,且都为过度识别。虽然单方程过度识别可能使参数估计值不唯一,但并不影响对模型结果的分析(Greene,2015)。因此可以判断,本文构建的联立方程组总体可识别\*。为得到更有效的估计参数,采用 3SLS 法对联立方程模型进行估计,回归结果如表 3 所示。

1. 非农就业既提高了非农收入也提高了农业收入,要素市场改革增加农户收入的效果显著。非农就业人口比重对家庭农业收入和非农收入的影响都在 1% 的水平上显著且符号为正,说明随着农户家庭非农程度提高,家庭农业收入和非农收入都会相应提高。这一结论与当前大多数研究一致,蔡昉等(2005)及张贵先等(2006)的研究都表明,非农就业在中国农民增收的过程中发挥着重要作用。从边际上看,农户家庭非农人口比重每提高一个百分点,农业收入将提高 529.53 元,非农收入将提高 760.86 元,总收入将提高 1290.39 元。虽然农村劳动力向城市非农部门转移的过程是不均匀的(罗淳,2013),不同类型农户非农就业的边际效应存在差异,但从总体上看,非农就业依然能够促进中国农户家庭收入的增长。在经济意义方面,非农人口比重仅提高 20 个百分点,样本农户收入均值几乎翻一番,可见非农就业的增收效果明显。不过,从发展经济学视角看,非农就业依然能明显增收表示二元经济结构没有完全消失,要素市场扭曲程度依然较大,城镇化进程需要持续推进,缩小城乡居民收入差距的任务依然艰巨。

2. 家庭农业收入的提高主要源于地租收入\*\*的增长。非农就业提高农业收入与一般经验认识有所偏差,但前文理论框架已分析了具体机制。联立方程模型回归结果显示了非农就业提高农业收入的路径:非农人口比重对农业资本投入的影响不显著,说明从总体上看,农户参与非农就业获得非农收入后,不一定会将其用作农业生产投资,这与前文的理论预期有所不符。然而,考虑到这只是在总体均值上的回归结果,不同类型农户的行为可能存在很大差异,因此还有待于进一步分析和检验。非农人口比重对土地租赁面积的影响在 1% 水平显著,系数为负,说明农户参与非农就业会减少实际管

\* 篇幅所限,联立方程组的识别过程未列出

\*\* 本文仅关注农户的农业收入和非农收入,由于农地功能单一,只能作为农业生产资料,因此将出租农地的收入划归农业经营收入比较合理

理的土地,租出更多承包地,这与大多数现有研究的结论一致(李明艳等,2010)。从边际上看,家庭非农人口比重每提高一个百分点,农户租出土地面积将提高0.39亩,在农村租地价格逐渐上升的环境下(高静等,2019),地租对农户家庭收入是一个有效的补充。

表3 联立方程模型回归结果

变量	因变量				
	家庭农业收入	家庭非农收入	土地租赁面积	农业资本投入	非农人口比重
非农人口比重 <sup>①</sup>	529.53*** (89.14)	760.86*** (96.81)	-0.39*** (0.05)	32.53 (180.86)	—
农业资本投入	1.13*** (0.14)	—	—	—	0.00*** (0.00)
土地租赁面积	2582.64*** (516.32)	—	—	1506.65*** (489.29)	-6.35*** (1.33)
年龄	154.04*** (49.77)	-133.11** (61.67)	-0.13*** (0.03)	20.58 (59.03)	-0.36*** (0.09)
受教育水平	-589.73*** (166.73)	-204.79 (220.05)	0.42*** (0.09)	139.65 (203.64)	0.70** (0.33)
劳动力数量	-698.66** (310.26)	2138.80*** (402.03)	0.48*** (0.16)	164.15 (282.03)	1.05* (0.64)
农地面积	45.33 (29.36)	—	—	47.50** (29.76)	-0.08 (0.06)
抚养比	—	—	—	—	-0.29 (1.13)
储蓄金额	—	—	0.00*** (0.00)	0.02 (0.01)	—
农业机械	0.00 (0.04)	—	-0.00 (0.00)	—	—
农业补贴	-1093.40* (553.51)	—	0.70*** (0.20)	1327.43*** (289.47)	—
上年农业利润	—	—	—	0.13*** (0.04)	—
村通勤时间	—	-66.13 (50.08)	0.02 (0.01)	—	-0.00 (0.05)
村人均收入	—	-0.19 (0.17)	0.00*** (0.00)	0.13* (0.07)	—
村非农就业比	—	—	—	—	-0.62 (3.36)
村人均农地	—	—	-0.01 (0.07)	—	0.05 (0.28)
地区差异	控制	控制	控制	控制	控制
$\chi^2$	420.27	317.26	135.78	467.26	533.89
P	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注:①为了让数据更具有可读性,本文将非农就业比重乘以100,现在的指标是X%。如果一个家庭中有4个劳动力,其中2人从事非农工作,则其非农就业比指标50%。括号内为稳健标准误;\* , \*\* , \*\*\* 分别表示在10%、5%、1%水平上显著。下同

值得注意的是,地租在有效保障农户收入的同时,可能不利于农业的稳定发展。当家庭非农人口比重提高超过2个百分点时,样本中将出现农户平均租出土地大于租入的现象,按照市场供需规律,土地租金将逐渐下降,进而降低农业收入。然而,地租可能在政策干预下出现不断的上涨,原因是劳动力二元市场导致的土地社会保障功能固定化。换言之,由于户籍制度和二元社会保障制度的限制,农户非农转移的风险部分被地租收入消除,但是会造成两个严重的后果:第一,地租与农户利用人力资本的再生产过程逐渐分离,相当于土地流转的投机性将增强,导致农业生产波动性扩大;第二,具有社会保障功能的地租收入将被农村劳动力转移、粮食安全政策、农业补贴等裹挟着不断提高,使得农业竞争力持续下降。因此,推动劳动力市场持续改革、消除户籍制度和建立统一的社会保障救济制度至关重要,不仅有利于城镇化、民生保障等,还能避免耕地金融化、地租快速上涨等问题。

3. 土地租赁与农业资本投入会反向影响非农就业行为,共同构成了劳动力非农转移的自我增强机制。回归结果显示,土地租赁面积对非农人口比重的影响在1%水平上显著,系数为负,说明农户保有较大的土地面积会阻碍其外出务工。从边际上看,农地租赁面积每增加1亩,家庭非农人口比重将下降6.35个百分点。农业资本投入对非农人口比重的影响在1%水平上显著,系数为正,说明投入农业资本越多,农户外出务工的积极性越高。值得注意的是,这一结果并不意味着农业资本投入会促进农民的非农就业行为。结合中国农村实际可以看到,近年来农业生产性服务在农村的快速发展,农业托管等新型服务模式的出现,客观上为农民外出务工创造了条件。农户可以通过增加资本的方式弥补农业劳动力的不足,从而在保持农业基本产量的情况下增加非农收入。因此,这一结果更合适的理解应该是,在农户要保证家庭承包地产出基本口粮的前提下,增加资本投入、购买农业服务,能更好地将农民从土地和农业上解放出来,从事收入更高的非农产业。此外,农地租赁对资本投入的影响也在1%水平上显著,系数为正,说明租入土地较多的农户也投入了更多农业资本。从边际上看,农户租入土地面积每增加1亩,资本投入将提高1506.65元。这部分增加的资本投入不仅是新增土地上的种植成本,更反映出农户对土地的重视,即租赁土地越多的农户越重视土地,越愿意在单位面积土地上增加资本投入,追求高效益的农业。由于非农就业促进农户土地流转,农户向外租赁土地又反过来促进非农就业,使得非农就业呈现出一种自我增强的正反馈过程。根据该结果,可得到两个重要的推论:第一,要素市场改革有利于城镇化不断推进;第二,农村要素市场改革需要循序渐进,无论是土地市场还是资本市场,需要与城市经济发展相协调,主要是通过温和的城镇化进程促进经济高质量稳定发展。

在控制变量方面,平均年龄越大的农户农业收入越高,非农收入越低,租地面积更小,家庭非农就业比重也越低;受教育程度越高的农户,租地面积越大,非农人口比重越高,但农业收入越低,可能是由于高学历农户更多投入到非农产业所致。家庭劳动力数量越多,农业收入越低,非农收入越高,租地面积更大,家庭非农人口比重越高;农户家庭农地面积越大,农业资本投入就越多;家庭储蓄越高,租地面积越大;拥有农业补贴的农户,租地面积更大,农业资本投入越多。这些结果与现有研究的结论基本一致。

## (二) 非农就业对农户收入非线性影响的探讨

根据前文的分析,农户参与非农就业对其家庭生产要素配置及收入的影响可能不是线性的,而是存在一个非线性的趋势,推测非农就业的增收效应存在最优边际作用,相当于农户经历一个劳动力数量型转移到人力资本型转移的转换过程。为了对非农就业影响的边际变化进行检验,本文将农户家庭非农人口比重的平方项加入了联立方程模型进行回归,结果如表4所示。

表4 加入平方项模型的回归结果

变量	因变量				
	家庭农业收入	家庭非农收入	土地租赁面积	农业资本投入	非农人口比重
非农人口比重	655.65* (351.25)	1889.88*** (488.04)	-1.13*** (0.27)	5309.46*** (792.10)	—
非农人口比重平方项	-7.38* (4.17)	-20.60*** (5.81)	0.01*** (0.00)	-63.88*** (9.38)	—
农业资本投入	1.48*** (0.13)	—	—	—	0.01*** (0.00)
土地租赁面积	1383.14*** (384.39)	—	—	2719.03*** (570.76)	-15.35*** (3.35)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
X <sup>2</sup>	856.39	308.12	100.53	746.25	73.20
P	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

非农人口比重及其平方项对家庭农业收入的影响均为正值且在10%水平显著,说明参与非农就业对农户家庭的农业收入提升作用呈现“倒U型”变化。换句话说,随着农户家庭非农程度的提高,非农就业对家庭农业收入的提升效应会越来越弱,最优边际作用处的比例为88.8%。非农人口比重对家庭非农收入的影响在1%水平显著,系数为1889.88;非农人口平方项对家庭非农收入的影响也在1%水平显著,系数为-20.60。与对农业收入的影响相似,非农就业对非农收入的影响同样是“倒U型”,说明参加非农就业提高农户家庭收入的影响会随着家庭非农程度提高而递减,非农人口比重在最优边际作用处的比例为91.7%。

总体上,非农就业对农户收入的边际影响先上升后下降,该结果与本文的理论预期一致,农村劳动力向城市的转移必然不均匀的(罗淳,2013),开始是数量转移阶段,即使不进行任何人力资本投资,农户收入依然能持续增长,但是对收入增长的边际作用存在一个最优值;当越过该顶点后,非农劳动力转移应着重提高人力资本水平,政府、社会组织等应积极向农村劳动力进行投资。从经济学意义出发,上述结果表示非农就业对农业收入的边际影响先下降,之后对非农收入的边际影响再下降,但均是在非农就业比例为90%左右,由此引申出两个结果:一是非农就业对农户的增收路径以非农收入为主;二是非农就业对农户收入的边际影响存在递减趋势,但处在劳动力转移后期。因此,当前应大力推进第三产业发展,促进更多农村劳动力进入非农产业,将其与提高农村劳动力人力资本作为促进农民增收的两个最主要抓手。

非农人口比重及其平方项对土地租赁面积的影响都在1%水平显著,系数分别为-1.13和0.01,说明非农就业会促使农户不断减少租地面积,甚至租出土地。由于农户的家庭承包地是有限的,因此这种效应也会随着家庭非农程度提高和租出土地面积增大而递减。

非农人口比重及其平方项对农业资本投入的影响都在1%水平显著,系数分别为5309.46和-63.88。这说明参与非农就业会使农户增加农业资本投入,但随着农户家庭非农程度的提高,这种影响会越来越弱。将这一结果与表3对比,能得到更深入的结论。表3结果显示,非农人口比重对农业资本投入的影响不显著,这是假设非农就业对农业投资只有线性影响而得出的以均值为基础的结果,而表4显示的是在假设非农就业对农业投资有非线性影响下的结果,即非农就业对农业投资有一个“倒U型”的影响。这就说明,对于不同类型的农户,非农就业对农业投资的影响存在差异,非农程度低的农户会将非农收入用于农业投资,缓解家庭信贷约束,而非农程度高的农户则会因为忽视农业而降低投资意愿。这与本文的理论预期是一致的。

农业投资与土地租赁对农户非农就业的反向影响,同样在 1% 的水平显著,系数分别为 0.01 和 -15.35。这进一步说明农户在农业上的要素投入确实会对其非农就业行为造成影响。这可以理解成为一种“羁绊”,在租入了较多土地的情况下,农户必然会由于不愿意放弃这部分沉没成本,而留出部分家庭劳动力从事农业生产,这为中国留住部分农村优秀青年从事农业、实现乡村振兴提供了另一种政策启示。同时,农业生产性服务的发展,又能支持农户的兼业行为,让农户在小幅增加农业投资的基础上,腾出更多的劳动力从事非农就业。

根据上述非农就业与要素投入相互影响的研究结果,非农就业依靠要素改革的正反馈过程最终会逐渐停止,这意味着当非农就业程度达到较高水平时,非农就业对农户收入提高作用会消失,要素市场改革红利释放殆尽。此时,不断提高的人力资本将成为农民增收的“新引擎”,从简单的增加非农工作时间向提高非农工作价值转变,劳动力的要素产出占比快速扩大。因此,如果中国 2035 年城镇化率超过 70%,或接近发达国家水平,则仍需要农村劳动力人力资本达到较高水平,才能进入“库兹涅茨增长阶段”,这就需要在 15 年时间内加大对农村居民的人力资本投资,包括教育、健康、文化、社会保障等方面,顺利完成农户增收机制的历史转型。

### (三) 非农就业对农户收入影响的群体异质性分析

为进一步探究非农就业对农户生产要素配置行为及家庭收入影响的边际效应,并针对特定群体给出更为具体的政策建议,本文进一步分析了非农就业对农户收入影响的群体异质性特征。本文采用分样本 3SLS 对纯农户、兼业户和非农户分样本进行回归,以对比不同类型农户非农就业增收效应的边际差异。参照农业部固定观察点办公室对农户的分类办法和前人的研究(廖洪乐,2012),本文将家庭总收入中非农收入占比低于 20% 的家庭定义为纯农户,高于 80% 的定义为非农户,在 20%~80% 之间的定义为兼业户。纯农户样本比重为 7.95%,兼业户为 49.72%,非农户为 42.33%。分样本分析结果如表 5 所示。

表 5 分样本 3SLS 回归结果

类型	变量	因变量				
		家庭农业收入	家庭非农收入	土地租赁面积	农业资本投入	非农人口比重
	非农人口比重	767.63*** (138.68)	465.09*** (90.42)	-0.40*** (0.07)	792.57*** (207.22)	—
纯农户	农业资本投入	1.46*** (0.17)	—	—	—	0.00 (0.00)
	土地租赁面积	1830.81*** (702.90)	—	—	2815.83*** (550.28)	-3.14*** (0.85)
兼业户	非农人口比重	767.30*** (186.80)	1453.18*** (215.76)	-0.70*** (0.13)	-729.64*** (237.49)	—
	农业资本投入	0.35 (0.30)	—	—	—	0.00 (0.00)
非农户	土地租赁面积	3343.10*** (385.75)	—	—	1576.78 (1101.52)	-1.44** (0.61)
	非农人口比重	-1.48 (31.96)	426.56*** (152.10)	-0.13*** (0.04)	1.08 (28.46)	—
非农户	农业资本投入	2.25*** (0.23)	—	—	—	0.02*** (0.01)
	土地租赁面积	-250.81 (312.44)	—	—	-479.07 (234.96)	-35.04*** (7.90)
控制变量		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

1. 随着家庭非农化程度提高,非农就业对非农收入的边际效应先升后降。三个分样本回归中,非农人口比重对家庭非农收入的影响都在1%水平显著,系数都为正,说明对于三类农户来说,参与非农就业都有助于提高家庭非农收入。从边际上看,非农人口比重每提高一个百分点,纯农户的非农收入将提高465.09元,兼业户将提高1453.18元,非农户将提高426.56元。这一结果与本文假说有一定出入,纯农户参与非农就业对家庭非农收入的提升并没有预期那么大。这可能是因为纯农户本身人力资本水平较低,难以进入稳定的行业,只能从事工资低、流动性大的工作,致使非农就业增收效应有限。换言之,当前仍然以农业为主的农户囿于较低的人力资本,基本已丧失劳动力转移的内生化过程,需要政府和社会组织进行干预\*。

2. 随着家庭非农化程度提高,非农就业对农业收入的边际效应持续下降。对于纯农户和兼业户,非农人口比重对家庭农业收入的影响都在1%的水平上显著,系数都为正。对于非农户,非农人口比重对家庭农业收入的影响不显著。从边际上看,非农人口比重每提高一个百分点,纯农户的农业收入将提高767.63元,兼业户将提高767.30元,而非农户没有明显提升。这说明在农户还保有一定量农业规模的阶段,参与非农就业是能提高农业收入的,这种收入的提高既可能来自于农业效率的提高,也可能来源于租出土地的收入。但对于农业比重极小的农户家庭,非农就业对农业收入就没有明显的提升效应了,这一方面是因为这类农户不再重视农业,另一方面也是因为这类农户大部分已经没有更多的土地出租了。对于非农化程度低、以农业为主的纯农户来说,非农收入是农业资本的重要来源,能有效缓解信贷约束。依靠非农收入,纯农户有能力在单位面积土地上投入更多资本,提高农业效益(王建,2019)。家庭非农人口比重每提高一个百分点,纯农户的农业资本投入将增加792.57元,兼业户将减少729.64元,非农户没有显著影响。这说明纯农户更重视农业生产,更乐于将工资性收入作为资本投入家庭农业,优化农业结构,提高农业收入\*\*。而对于兼业户,非农就业带来的农业收入增长几乎都来自地租,结果显示,兼业户非农人口比重提高一个百分点,租出的土地面积为0.7亩,远高于纯农户的0.4亩和0.13亩。

3. 随着家庭非农化程度提高,非农就业对家庭总收入的边际效应先上升后下降。综合来看,非农就业对家庭总收入的平均边际效应先上升后下降。家庭非农人口比重每提高一个百分点,纯农户的家庭总收入将提高1232.72元,兼业户提高2220.48元,非农户提高426.56元。不同类型农户,非农就业增收的机制不同。对于纯农户,非农收入的贡献度为37.73%,农业收入为62.27%,即纯农户的收入增长大部分来源于非农工资投入农业后带来的农业收益增长,小部分来源于直接的非农收入。对于兼业户,非农收入的贡献度为65.44%,农业收入的贡献度为34.56%,即非农工资收入是兼业家庭收入提升的主要动力,地租增长带来的农业收入增加仅占三分之一。对于非农户,由于家庭中青壮年劳动力已经转移,中老年劳动力人力资本相对较低,即使参加非农就业,对家庭收入的影响也不会太大。

4. 非农就业对家庭总收入的影响由线性递减转变为非线性变化,启示中国城镇化进程已进入中后期,缩小农村居民间、城乡居民间收入差距成为主要矛盾。在城镇化初期,剩余劳动力大量存在,率先转移的是人力资本较高的劳动力,随着家庭非农化程度提高,非农就业对家庭总收入的边际效应是严格递减的。那么,什么时期会出现本研究得到的“先上升后下降”现象呢?在进入城镇化中后期后,非农就业转移的人力资本门槛逐渐提高,低人力资本农户进入城市后也只能从事较为简单的工

\* 此外,由于统计方面的原因,本文实证中将既务工又务农的农民也定义为了非农劳动力,这类农民大量存在于纯农户家庭中,只分配有限的时间到非农行业,获得的非农收入有限,这也是回归结果显示非农就业对纯农户增收效应不足的重要原因

\*\* 纯农户相对缺乏资本,因此农业资本投入的边际收益很高,回归结果显示,纯农户的农业资本投入边际收益为1.46元,兼业户不显著,这也是纯农户农业资本投入多、农业收入增长快的重要原因



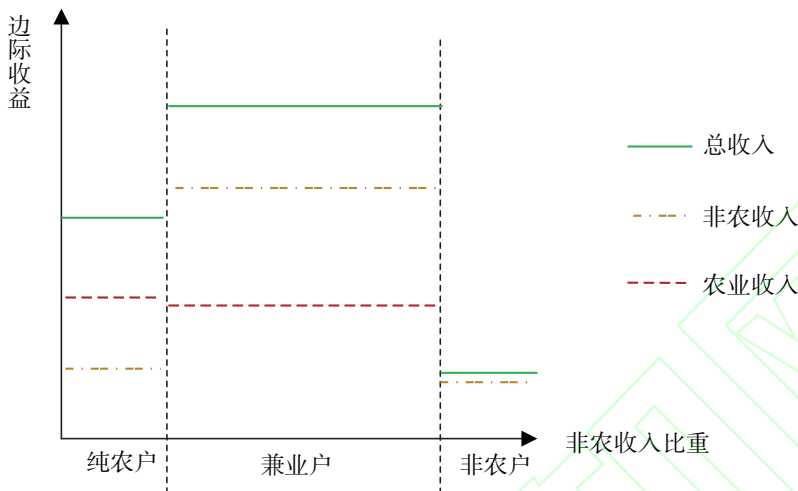


图2 非农就业的边际收入变化

作,若该门槛高于部分纯农户家庭劳动力的最高人力资本水平时,相当于非农就业转移已完全无可能,这也是实证结果与理论结果不一致的关键原因。要素市场改革会造成农户进一步分化,对于农业农村现代化是双刃剑。一方面,土地流转和农村金融服务水平提升将催生家庭农场、专业种植大户等新型经营主体,也会发挥部分社会保障功能,推动农村劳动力进一步向城镇转移;另一方面,又会使得部分农户收入更难提高,主要指土地禀赋少、人力资本低、社会资本欠缺的小农户,他们无法脱离过去的农业生产方式完成现代化转型,也不能进入城镇追求更高的非农收入,由此引发的社会矛盾可能阻碍农业农村现代化进程,这也正是中国千方百计保证小农户与现代农业有机衔接的根本原因所在。

## 五、结论与启示

厘清非农就业对农户增收的效应和机制,不仅是保证乡村振兴实现的前提,更是推动中国经济长期、健康、可持续发展的关键。本文从要素配置的角度分析了非农就业影响农户家庭收入的路径和机制,探析了异质性农户非农就业增收效应存在的差异及原因,并构建联立方程模型,利用 CPFS 大样本数据进行了实证检验。研究发现:非农就业会通过改变农户的生产要素配置行为提高其家庭收入,要素市场改革促进农户增收的效果明显。参加非农就业会促使农户租出更多土地,同时在农业中以资本代替劳动,进而实现家庭农业收入和非农收入的双重增长。农户家庭劳动力向非农部门转移的过程中,会经历一个从数量型转移到人力资本型转移的转换过程,这使得非农就业促进农户增收的边际效应存在“倒U型”趋势,当家庭非农化程度很低或很高时,非农就业的增收效应更加明显。具体来说,随着农户家庭非农化程度不断提高,非农就业对非农收入的提升效应先升后降,对农业收入的提升效应持续下降,对总收入的提升效应亦是先上升后下降。总体来看,非农程度低的家庭参与非农就业能更有效地提高家庭收入,而非农程度高的家庭依靠非农就业增收的潜力有限。

通过上述分析可知,在中国社会越过“刘易斯拐点”的情况下,虽然非农就业不再是所有农户增收的“万能药”,但依然具有“剩余价值”,要发挥这种“剩余价值”继续提高农民收入,需要针对不同类型农户制定差异化支持政策,努力实现非农收入和农业收入同时增加的“双引擎、双保险”模式。具体来说:

对于纯农户,由于其人力资本水平较低,简单的非农就业很难大幅提高其收入,还是应重点考虑将农业现代化作为其未来收入增长点。借助乡村振兴的政策红利,将零散的土地流转整合,发展生产

性服务支持规模主体,使农户同时成为农业生产者和资本受益者,激发农业现代化、高质量化、品牌化发展的内生动力。

对于兼业户,要想方设法提高其人力资本水平,促使其向专业化转变。一部分年轻的、文化水平高的兼业户可利用人力资本、社会资本的积累,逐渐转型为城镇居民;另一部分年纪大的兼业户可通过扩大种植规模、打造农业品牌、提升农产品质量等方式成为专业大户,在家乡发展产业。

对于非农户,非农就业已成为其主要工作方式,要进一步提高其家庭收入,需要政府大幅降低就业市场上的“户籍歧视”,同时健全城镇社会保障体系、完善基础设施、降低落户门槛、推行系统的社区融入教育等,在促使非农户向城镇居民转型的同时,不断提高其非农工资水平。

## 参 考 文 献

1. Ashok, K, Mishra, et al. Income risk and allocation of labor time: an empirical investigation. *Applied Economics*, 2010, 30(12): 1549~1555
2. Greene J C. Is Mixed Methods Social Inquiry a Distinctive Methodology?. *Journal of Mixed Methods Research*, 2015, 2(1): 7~22
3. Kijima Y, Matsumoto T, Yamano T. Nonfarm employment, agricultural shocks, and poverty dynamics: evidence from rural Uganda. *Agricultural Economics*, 2010, 35: 459~467
4. 蔡 昉,王德文. 经济增长成分变化与农民收入源泉. *管理世界*, 2005(5): 77~83
5. 陈 飞,田 佳. 农业生产投入视角下农户借贷的福利效应研究. *财经问题研究*, 2017(10): 110~118
6. 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. *管理世界*, 2016(1): 88~98
7. 高 静,王志章. 土地转出农户的权益保护研究: 满意度及策略应对. *中国软科学*, 2019(4): 79~87
8. 郭庆海. 小农户: 属性、类型、经营状态及其与现代农业衔接. *农业经济问题*, 2018(6): 25~37
9. 何 欣,蒋 涛,郭良燕,等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013—2015年29省的农户调查数据. *管理世界*, 2016(6): 79~89
10. 洪银兴,王 荣. 农地“三权分置”背景下的土地流转研究. *管理世界*, 2019(10): 113~119+220
11. 侯建均,霍学喜. 信贷可得性、融资规模与农户农地流转——以专业化生产农户为例. *中国农村观察*, 2016(6): 29~39
12. 黄 枫,孙世龙. 让市场配置农地资源: 劳动力转移与农地使用权市场发育. *管理世界*, 2015(7): 71~81
13. 黄文彬,陈风波. 非农就业是否必然抑制农地转入——基于农活熟悉程度的视角. *农业技术经济*, 2020(6): 44~58
14. 江淑斌,苏 群. 农村劳动力非农就业与土地流转——基于动力视角的研究. *经济经纬*, 2012(2): 110~114
15. 姜长云,芦千文. 当前农民增收的形势、难点及对策. *宏观经济管理*, 2017(10): 69~73
16. 蓝海涛,王为农,涂圣伟,等. 新常态下突破农民收入中低增长困境的新路径. *宏观经济研究*, 2017(11): 128~138
17. 李明艳,陈利根,石晓平. 非农就业与农户土地利用行为实证分析: 配置效应、兼业效应与投资效应——基于2005年江西省农户调研数据. *农业技术经济*, 2010(3): 41~51
18. 李长生,张文棋. 信贷约束对农户收入的影响——基于分位数回归的分析. *农业技术经济*, 2015(8): 43~52
19. 廖洪乐. 农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响. *管理世界*, 2012(5): 62~70+87+187~188
20. 刘 魏. 非农就业对城郊农民收入的影响研究. *西南大学学报(社会科学版)*, 2016, 42(5): 61~73+190
21. 罗 淳. 中国“城市化”的认识重构与实践再思. *人口研究*, 2013, 37(5): 3~15
22. 宁光杰. 自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来. *经济研究*, 2012, 47(S2): 42~55
23. 齐良书,刘 岚. 中国劳动力市场上的工作时间及其户籍差距. *经济学家*, 2019(11): 45~54
24. 冉 璐,谢家智,张 明. 非农工作经历与农民务农收入: 基于分位数回归与分解的实证研究. *农业技术经济*, 2013(6): 32~39
25. 石 磊,高 帆. 中国农业发展: 多重困境与突破路径. *经济学家*, 2007(3): 72~80
26. 田 丰. 城市工人与农民工的收入差距研究. *社会学研究*, 2010, 25(2): 87~105
27. 王 建. 村庄非农化、社会资本与农民家庭收入. *华南农业大学学报(社会科学版)*, 2019, 18(2): 71~83
28. 王 晶,毕 盛,李 芸,等. 正规信贷约束对农户粮食生产的影响分析. *农业技术经济*, 2018(5): 28~39
29. 王 庶,岳希明. 退耕还林、非农就业与农民增收——基于21省面板数据的双重差分分析. *经济研究*, 2017, 52(4): 106~119
30. 王卫东,张林秀. 非农就业充分性视角下的我国农村劳动力市场演进. *农业技术经济*, 2020(5): 70~81
31. 魏后凯,苑 鹏,芦千文. 中国农业农村发展研究的历史演变与理论创新. *改革*, 2020(10): 5~18

32. 吴清华,周晓时,李俊鹏. 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. 华中农业大学学报(社会科学版),2019(3):61~70+161
33. 西奥多·舒尔茨. 改造传统农业. 梁小民译. 商务印书馆,1987
34. 张成玉. 农村土地流转中意愿价格问题研究——以河南省为例. 农业技术经济,2013(12):64~72
35. 张贵先,胡宝娣. 城乡差距,农民非农就业与农民增收——基于中国的理论分析与实证检验. 财经问题研究,2006(1):80~85
36. 张红宇. 新常态下的农民收入问题. 农业经济问题,2015(5):4~11
37. 钟甫宁,何 军. 增加农民收入的关键:扩大非农就业机会. 农业经济问题,2007(1):62~70
38. 周世军,周 勤. 户籍制度、非农就业“双重门槛”与城乡户籍工资不平等——基于 CHNS 微观数据的实证研究. 金融研究,2012(9):101~114
39. 朱红恒. 农业生产、非农就业对农村居民收入影响的实证分析. 农业技术经济,2008(5):18~22

## Logic of Farmers' Off-farm Employment Increasing Income under Factor Market Reform

HU Yi, YANG Xin, GAO Ming

**Abstract:** Whether off-farm employment can continue to increase farmers' income is related to the realization of China's new industrialization, urbanization and agricultural modernization. This paper analyzed the impact of off-farm employment on the total household income and structure of farmers from the perspective of factor differential allocation. Based on CFPS data in 2012, 2014 and 2016, this paper empirically analyzed the marginal effect of off-farm employment on the income of different types of farmers and the characteristics of group heterogeneity by using the simultaneous equation model. The study found that off-farm employment can improve the household income by changing the behavior of the allocation of production factors, and the factor market reform has an obvious effect in promoting the increase of household income. Participating in off-farm employment will encourage farmers to rent more land and replace labor with capital in agriculture, thus realizing the growth of household agricultural income and off-farm income. Farmers will experience a transformation process from quantitative transfer to human capital transfer, which makes the marginal effect of off-farm employment on farmers' income increase present an "inverted U-shaped" trend. When the degree of household off-farm employment is very low or very high, the effect of off-farm employment on income increase is more obvious. Specifically, with the continuous improvement of household off-farm degree, the effect of off-farm employment on off-farm income increased first and then decreased, the effect of off-farm employment on agricultural income continued to decline, and the effect of off-farm employment on total income increased first and then decreased. In order to further increase farmers' income through off-farm employment, it is necessary to formulate differentiated support policies for different types of farmers, and strive to realize the "double engine, double insurance" model in which off-farm income and agricultural income increase simultaneously.

**Keywords:** Off-farm employment; Factors allocation; Increasing farmers' income; Market-oriented reform

责任编辑:李玉勤