

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20220720

· 三农问题 ·

非农就业对农户农地价值预期的影响研究*

——来自 CHFS 的实证分析

严中成, 漆雁斌*, 韦锋, 邓鑫

(四川农业大学经济学院, 成都 611130)

摘要 [目的] 在我国农村人口非农就业转移进程不断加深背景下, 非农就业活动改变了农户家庭与农地之间的依附关系, 研究非农就业活动对农户农地价值预期的影响, 既有助于理解农地价值形成机理, 又对推进我国农业农村现代化具有重要意义。[方法] 文章基于2015年中国家庭金融调查(CHFS)农户层面的微观数据, 以耕地作为农地的代表, 采用OLS回归模型和中介效应模型实证分析非农就业对农户农地价值预期的影响。[结果] 非农就业并未降低农户对农地的依赖、减少耕地要素投入, 相反非农就业增强了土地替代要素的投入、激发了农户农转非的资本积累需求, 从而导致农户提高了农地的价值预期。[结论] (1) 我国农户的非农就业转移并未完成, 亟需创新和完善农村土地流转机制; (2) 农地依旧是农户生存的重要保证, 需积极支撑或培育专业化农业生产性服务业和智能化农业机械制造业的发展, 弥补农业劳动力非农转移带来的负面效应, 加快推进我国农业农村现代化。

关键词 非农就业 农户 农地 农地价值预期 CHFS

中图分类号:F301 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-9121[2022]07-0193-12

0 引言

农地对于小农经济社会特征尤为明显的发展中国家而言, 既是农户家庭生存和发展的重要保障(福利功能), 也是维护社会稳定的有效工具(政治功能)^[1,2]。因此, 世界上许多发展中国家都对农地流通和农业劳动力的流动采取了一定的限制措施, 以保证小农生计和国家粮食安全^[3]。随着科学革命(即工业革命)的发生, 大量的农业工作者逐步向工商业转移, 逐渐摆脱了原有的农业经营活动^[4]。显然, 非农就业是人类社会经济演变历程中最重要的现象之一, 而我国农民的非农就业转移在20世纪90年代初期伴随城镇化的进程开始进入了一个快速发展的阶段。有研究指出1990—2017年农业劳动力的数量减少了1.8亿, 占全社会劳动力比重由60%缩减至27%^[5]。这一行为既打破了计划经济时期城乡劳动力就业市场的二元割裂的局面, 也打破了传统农村户户营农的农地经营格局^[6], 提高了农民非农收入^[7], 降低了农民家庭对农地的依赖^[8], 优化了广大农村家庭的收入结构^[9], 彻底改变了我国的国民经济结构。然而, 与发达国家相比, 我国农业劳动力比重依旧偏高, 农业劳动力向非农就业转移的趋势依旧明显, 即中国的“库兹涅茨过程”尚未完成^[10]。未来, 我国将有更多农业人口向非农领域转移。

近二三十年, 我国农村居民收入的增长最重要的部分来源于非农收入的增长^[11], 且伴随大量农村剩余劳动力向非农部门转移, 非农就业收入已然成为农户家庭总收入的主要来源^[12]。现有探究在探索非农就业

收稿日期: 2021-03-09

作者简介: 严中成(1992—), 男, 四川广安人, 博士生。研究方向: 环境资源管理、农业经济理论和政策

*通讯作者: 漆雁斌(1969—), 男, 四川广安人, 教授、博士生导师。研究方向: 区域经济学、农业农村发展经济学。Email: 513521415@qq.com

*资助项目: 国家社会科学基金项目“农产品食品安全视阈下的农业生产模式转型问题”(14XGL003); “大熊猫国家公园原住民生计转型及实现路径研究”(20BSH107)

与农地间的关系问题上主要集中在两个方面：一是非农就业对农地投资行为的影响。有研究指出非农就业对农户家庭的农地的生产投资有显著的正向促进作用，即非农就业会提高农户对农地雇佣、基础设施、机械(机械设备和机械服务的统称)等要素的投入^[13-18]。相反，也有研究指出非农就业并未增加农户家庭对农地的生产要素(尤其是替代要素)的投资，反而降低了替代要素的投入^[19-21]，甚至存在大量“零租金”转营现象^[22,23]；二是非农就业对农地流转的影响。研究表明农户家庭的非农就业将显著地提升农户土地流转或退出农业经营的意愿和行为^[24,25]，且降低了农户对农地经营的依赖性^[26]，从而使得农地依赖程度较低的农户倾向于退出土地承包权^[27]。不过，有部分学者通过考察农地的退出意愿发现农户家庭的非农就业虽能增强农户宅基地的退出意愿，但由于土地财富效应的存在在一定程度上抑制了农户承包权的退出意愿^[6]。在宅基地退出意愿行为的考察上也得到了类似的结论^[28,29]。

显然，在我国城镇化持续推进，农业人口继续向非农部门转移的大背景下，农户的非农就业与农地经营关系上出现了相互矛盾的现象，一方面非农就业极大地促进了农地资产要素的投资和一定程度上抑制了农户农地产权退出，但另一方面非农就业降低了农户家庭对农地的依赖，增强了农户家庭农地流转(出租和产权退出)意愿，甚至无偿转与他人经营。那么，基于非农就业对农户与农地关系“一增”(促进替代要素投资)和“一减”(降低对农地的依赖)的双重效应以及非农就业的不完全性，在宏观面上，非农就业活动会降低农户对农地价值的心理预期吗？若会，影响的机制是什么，有哪些差异化影响？若不会，非农就业又会如何影响农户对农地的价值预期？为此，在前人研究的基础上，文章基于2015年中国家庭金融调查(CHFS)对农村居民调查的截面数据，以耕地作为农地的代表，采用OLS线性概率模型和中介效应模型来评估农户非农就业活动对其农地价值预期的影响。该文的边际贡献可能在于：(1)既扩展了非农就业活动的影响范围的分析，也扩展了农地价格形成的因素内容；(2)实证层面回到了非农就业活动对农户农地价值预期的影响并验证了其中的影响机制。

1 理论分析和假设提出

农户家庭的非农就业活动直接改变了家庭的劳动力的配置、收入水平或收入结构(一般情况下非农就业收入水平高于农业经营收入时才会发生转移，故非农就业行为会增加农户家庭的总收入)和农地投资或经营决策。一方面，由于非农收入增加降低了农户家庭对农地的生计依赖，从而从心理感知上降低了家庭成员对农地价值的期望。相反，非农就业增加了家庭收入总量，但农户家庭并未实现完全的非农转，且通过非农就业活动拓展了信息流或成员的资产意识，甚至通过城乡生活和工作方式对比后激发了家庭成员的商业意愿，唤醒其资本积累的需求，并将耕地作为家庭多元化财富积累的仓库之一，将非农收入的一部分通过替代要素(雇工、机械、基础设施等)投入到农地，从而形成了财富的累积效应，最终提高了农户对农地的价值预期。当然，农户的非农就业决策与对农地的投资或经营决策可能会受到农户对农地价值预期的影响，即可能存在反向因果的内生性问题，但该文所使用的实证数据中，农户的非农就业和农地经营或投资决策调查的是2014的数据信息，而农地价值预期则询问的是2015年(调查当期)的数据信息。因此，由于其时间差的存在，农户对农地价值预期的心理决策是依据前期家庭非农就业与投资或经营决策的局限所作出的判断，即前期的非农就业和投资或经营决策影响了农户后期农地价值预期心理判断的决策。基于此，该文构建农户家庭的非农就业活动通过农地经营或投资决策的改变来影响农户对农地价值预期的理论分析框架，具体见图1。

图1表明了非农就业可能对农户农地价值预期的影响效应及作用渠道。具体分类分析如下。

负向效应：降低生计依赖。农户家庭的劳动力只有在单位劳动力非农活动所获取的单位收入高于农业经营活动时，该劳动力才会选择从农业部门进入非农部门。因此，非农收入活动会增加家庭的总收入水平，同时，非农收入的增加，农地经营收入在整个家庭收入结构中比例下降，农地生存依赖就降低，最终导致农户对农地价值的估计就更低。基于此，该文提出假设1。

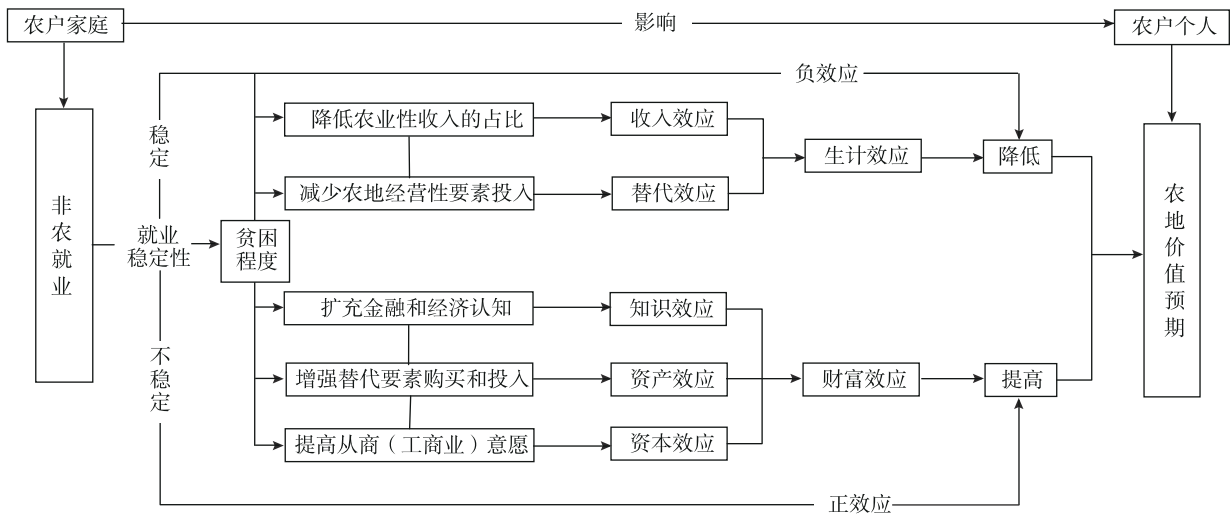


图1 理论分析框架

H1: 在其他条件保持不变情况下, 非农就业会通过降低农户家庭对农地的依赖和农业经营要素的投入来降低农户对农地的价值预期。

正向效应: 提高财富积累。农户家庭的非农就业活动降低了其对农地的依赖或要素的投入, 但这种情形可能仅会发生在劳动力全部向非农转移或没有其他要经营渠道进行替代的情景。农地也并不仅仅是生存的保障, 还可以是资产多元化配置或资本原始积累的一种方式。当农户自身无法进行经营时, 会通过购买生产性服务(雇佣他人)或购买机械(包括机械服务)来维持经营。因此, 当农户家庭的非农收入越高, 就代表农户对土地的再投入能力和对土地资产认识会得到提高, 由于决策能力和要素投入的增加, 使得原有的农地成为了财富积累的仓库, 当农地的财富积累效应越大, 农户对农地的价值期望也就更大。基于此, 该文提出假设2。

H2: 在其他条件保持不变的情况下, 非农就业会通过提高农地性质的认知、替代要素的再投入水平和资本积累需求来提升农户对农地的价值预期。

2 数据来源和研究方法

2.1 数据来源

数据来源于西南财经大学的中国家庭金融调查(CHFS)公开数据库。在数据清洗过程中采取了1%的缩尾处理。2015年的调查覆盖全国29个省(自治区、直辖市, 除西藏、新疆、港澳台外), 351个县(区、县级市), 1396个村(居)委会, 样本规模为3.7289万户。在删除了城市和核心变量严重缺失的样本后, 最终保留了5245个样本(东部28.67%; 中部: 37.98%; 西部: 33.35%), 占总样本的14.07%。

2.2 变量设置

因变量为受访农户对家庭现拥有的产权的耕地(不含租赁或他人借种的耕地, 且指主要用于粮油、果蔬菜生产的土地, 不包括园地、草地和林地)单位面积在当前价格水平下完全转让的价格总值。以耕地作为农地代表的理由是因为对于农地资源相对稀缺的小农户而言, 耕地是最重要的生计保障。核心解释变量为农户家庭非农就业人数/家庭就业总人数*100, 其中非农就业主要是指劳动力6个月以上不从事农业生产经营活动, 而家庭就业总人数主要排除不具备劳动力的老人(60以上)和小孩(16岁以下)后统计为有工作(非失业)的群体。具体的变量含义、赋值或计算方法见表1。

2.3 模型设定

基于被解散变量与解释变量之间的线性函数关系特征, 该文采用OLS多元线性回归模型来估计非农

表1 变量含义与赋值规则

变量类型	变量名称	含义或计算方式	单位
被解释变量	耕地价值预期值的对数	667m ² (亩)均耕地价值预期值取对数	
核心解释变量	家庭非农就业率	非农就业总人口/家庭就业总人口*100	%
核心解释变量的替代变量	家庭人均非农收入水平	非农收入总值/家庭总人口	元/(人·年)
	家庭非农收入占比	非农收入总值/家庭总收入*100	%
	家庭非农总收入水平	家庭非农总收入实际值	元
受访者个体特征	是否为男性的哑变量	1=男,女=0	
	年龄	实际年龄为准	年
	教育水平	1=文盲,2=小学,3=初中,4=高中,5=中专,6=大专,7=本科,8=硕士,9=博士	
产权制度	是否打算从商	1=是,0=否	
	是否确权颁证	1=是,0=否	
家庭特征	家庭年人均收入水平	总收入/总人口	元(年·人)
	家庭社保覆盖率	购买社保人数/家庭总人口	%
	农地食品依赖	自产食品价值/家庭伙食消费总值	%
	农地收入依赖	农地收入来源(农业补贴)/家庭总收入	%
	家庭是否有村干部或党员	1=是,0=否	
	家庭整体健康水平	身体健康状况为好/比较好和一般占家庭人口的占比	%
	家庭人均耕地面积	总耕地面积/总人口	667m ² (亩)
耕地质量	耕地质量等级	1=很好,2=较好,3=一般,4=较差,5=非常差	
	社区变量	社区是否提供政策服务	1=是,0=否
组织类型	组织水平	1=企业,2=合作社,3=家庭农场,4=大户,5=普通农户	
区位类型	所处区位	1=西部,2=中部,3=东部	

1 亩=0.067hm²=667m²

就业以及其他因素对农户农地价值预期的影响,其中利用用中介效应模型来估计非农就业影响农户对农地价值预期的作用机制。

其中基本回归模型设计为:

$$Y_i = \alpha + \beta * NonFarm_i + \sum_{k=1}^n \delta_k * Control_i^k + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 表示*i*农户对农地价值期望值的对数, α 表示截距项, β 表示核心解释变量非农就业($Nonfarm_i$)对农地价值期望的边际效应, δ 表示其他控制变量对农户农地价值期望的边际影响, ε 表示其他不可观测的随机扰动项。 $Control_i$ 包括了受访者个体特征、产权制度特征、家庭特征、社区特征和组织特征5个层面的变量。另外,该文还控制了土地质量等级与城市的哑变量,以控制二者差异导致的估计偏差。

3 结果与分析

3.1 统计结果与分析

表2汇报了主要变量的统计结果。结果显示,农户对农地的价值预期平均值为1.031 53万元/667m²,最小值为100元,最大值为4万元(2014年价格水平)。通过引入利率和通胀率进行同等价格计算,以2020年上半年的价格水平看,在当前的均价值预期的均值为1.371 934 9万元^①。另外,农户家庭非农就业率均值约为36.1%,其中纯农户占比为44%(非农就业率为0),完全非农户(非农就业率为1)占18.3%,

①实际值可能略高于该统计值,主要是我国国家统计局公布的通胀率争议较大,学界普遍认为实际通胀率要远远高于公布数据

50%以上的为42.4%，而农户家庭非农收入占比在2014年底已达到58.3%。其他变量统计见表2。

表2 主要变量统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
耕地价值预期	5 245	10 315.3	14 100.46	100	40 000
非农就业率	4 838	0.361 01	0.379 92	0	1
家庭人均年非农收入水平	5 245	4 429.78	6 596.121	0	97 194.99
非农收入占比	5 245	0.583	0.430	0	1
非农收入总值	5 245	18 566.520	28 783.140	-5	319 000
是否确权颁证	5 245	0.464	0.499	0	1
家庭社保覆盖率	5 245	76.755	31.733	0	100
农地食品依赖	5 245	0.326	0.516	0	2.083
农地收入依赖	5 245	0.242	0.365	0	1
人均耕地面积	5 245	2.904	10.155	.001	500
家里是否有村干部或党员	5 245	0.057	0.232	0	1
家庭人均收入水平	5 245	7 931.303	20 736.080	0	1 000 000
家庭债务水平	5 245	5.140	28.583	0	1
是否经历征地	5 245	0.080	0.271	0	1
性别	5 136	0.660	0.474	0	1
年龄	5 136	58.767	12.656	9	97
教育水平	5 114	2.474	1.023	1	7
是否打算从商	5 244	0.103	0.304	0	1
社区是否提供政策宣传	5 245	0.133	0.340	0	1
耕地质量等级	5 242	2.659	0.993	1	5
家庭经营组织类型	5 245	4.984	0.185	1	5
所处区位	5 245	1.950	0.780	1	3

3.2 实证结果与解释

3.2.1 基本线性回归结果

表3汇报了基本线性模型的实证结果，从回归模型的估计结果来看，拟合优度 R^2 为0.296（显著性为0.000），且通过逐渐添加变量的方式来保证结果的稳健性，从表3的模型（5）至模型（7）的结果表明其解释力是稳健的。这表明，该模型包含的变量对农地价值期望有29.6%的解释力。

非农就业的影响。由于非农就业采取的是百分比，0.002的系数意味着一旦相同特征的拟合家庭非农就业水平提高1%，就会带来农地价值预期0.2%的变动，以一个4口之家为利，若家庭劳动力有3个，增加一个劳动力的非农就业，其就业变动约33%，此时农地价值预期的变动将提高6.6%左右，增幅比较明显。上述边际效应结果从模型（5）至模型（7）呈现出基本完全一致的结果，这表明，该文估计结果是稳健的。因此，非农就业会显著的提高农户对农地的价值预期。

其他变量的影响。农地确权颁证、家庭人均收入水平、经历过征地、教育程度和从商意愿对农地价值的期望具有显著的正向影响，即农地确权、家庭收入水平越高、经历过征地、教育水平越高和从商意愿更足的农户对于农户对农地价值期望越高。产权明晰代表了权利的“专有”权，从而增强了农户的权利意识、教育程度代表了人力资本和谈判能力，而从商意愿可能是缘于期望通过土地进行资本积累的需求，例如仇童伟等人的研究指出营利性动机会显著提高农地租金^[26]，而经历征地改变了家庭土地禀赋（土地变得更加稀少），由于“稀缺”效应的存在，农户对剩余土地的期望变得更高。另外，年龄、家庭人均耕地面积（农地稀缺性）对农户农地价值期望的影响呈现负显著的影响，即人均耕地面积越少的农户对农地价值期望越高，而年龄越大的对农地价值期望越低。在性别上，男性农户表现出对农地价值的期望

愈高。对于像家庭债务、社会保障、农地依赖、社会资本、社区和组织特征对农地价值预期在此并未表现出显著的影响。具体实证结果见表3。

表3 基本线性回归

变量名称	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
家庭非农就业率	0.008*** (10.73)	0.004*** (5.42)	0.004*** (5.46)	0.003*** (4.81)	0.002*** (2.82)	0.002*** (2.80)	0.002*** (2.80)
是否确权颁证			0.116** (2.26)	0.094* (1.84)	0.088* (1.71)	0.088* (1.71)	0.088* (1.72)
家庭社保覆盖率				0.001 (1.56)	0.001 (1.11)	0.001 (1.08)	0.001 (1.08)
农地食品依赖				0.031 (0.67)	0.042 (0.90)	0.041 (0.87)	0.041 (0.87)
农地收入依赖				0.006 (0.08)	-0.084 (-1.24)	-0.083 (-1.22)	-0.085 (-1.24)
家庭人均耕地面积				-0.013*** (-4.54)	-0.012*** (-4.10)	-0.012*** (-4.09)	-0.012*** (-4.08)
家里是否有村干部或党员				0.101 (1.03)	0.069 (0.69)	0.059 (0.59)	0.057 (0.57)
家庭人均收入水平				0.000*** (3.17)	0.000*** (3.63)	0.000*** (3.64)	0.000*** (3.64)
家庭债务水平				-0.000 (-0.32)	-0.001 (-0.83)	-0.001 (-0.84)	-0.001 (-0.86)
是否经历征地				0.405*** (4.50)	0.365*** (4.04)	0.365*** (4.03)	0.365*** (4.04)
性别					0.217*** (4.22)	0.213*** (4.15)	0.213*** (4.14)
年龄					-0.009*** (-4.40)	-0.010*** (-4.43)	-0.010*** (-4.42)
教育水平					0.101*** (3.92)	0.100*** (3.86)	0.100*** (3.86)
是否打算从商					0.140* (1.74)	0.142* (1.76)	0.142* (1.76)
社区是否提供政策宣传						0.105 (1.51)	0.104 (1.50)
家庭组织类型							-0.041 (-0.38)
常数项	8.01***	7.97***	8.01***	8.38***	8.38***	8.59***	8.59***
耕地质量哑变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
城市哑变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	4 838	4 838	4 838	4 838	4 726	4 726	4 726
拟合优度	0.026	0.270	0.271	0.286	0.296	0.296	0.296
方差齐性检验值	127.990						

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。另外，括号中的值是标准误。“No”表示在回归时没有添加与之对应（横向）的变量，“Yes”表示在回归时添加了与之对应（横向）的变量。其中，模型1表示不添加任何控制变量时自变量非农就业与因变量农户对农地价值期望（后同）的回归结果，模型（2）表示仅控制城市哑变量时自变量与因变量的回归结果，模型（3）表示仅控制城市哑变量和土地确权特征时自变量与因变量的回归结果，模型（4）表示在模型（3）的基础上加入家庭特征的回归结果，模型（5）是在模型（4）的基础上加入受访者个体特征时的归结果，模型（6）是在模型（5）的基础上加入政策宣传的回归结果，而模型（7）则是在模型（6）的基础上加入家庭组织类型时自变量与因变量的回归结果

为进一步检验估计非农就业对农户农地价值预期影响的稳健性, 该文采取变量替代法来估计结果的稳健性。分别使用家庭人均非农收入水平、家庭非农收入总值和家庭非农收入的占比对非农就业率进行替代。表 4 汇报了 3 个替代变量的显著性情况, 结果显示 3 个替代变量对农户农地价值预期均有显著的正向影响, 这一结果表明, 结果是稳健的, 即非农就业能显著提高农户对农地的价值预期。

3.2.2 异质性分析

表 5 列示了非农就业对农户农地预期价值的分位数分组回归结果。其中, 按照农户家庭收入水平分位分布情况分为在 10% 分位内, 在 20% 分位内, 在 25% 分位内, 在 75% 分位内, 在 80% 分位内, 在 90% 分位内, 收入水平由低到高。结果表明, 较农地价值预期较低的农户, 农地价值预期处于较高百分位的农户在非农就业水平提升后对农地价值估价的涨幅更为明显。农地预期价值处在第 90 百分位数的农户其农地预期价值显著高出 0.082 1%, 处在第 75 和 80 百分位数的农户其农地价值预期显著的高出 0.444% 和 0.337%, 而处在第 10 百分位数、第 20 百分位数、第 25 百分位数的农户土地预期价值未能表现出显著提升。针对上述现象, 一个可能的解释是: 农地预期价值较高的农户本身信息面相对较广、人力资本较强、投资或财富积累意识更强, 这导致此类农户对农地的财富认知以及土地质量提升的意识更强。在家庭非农就业水平提高过程中, 较本身对农地估价较低的农户, 由于在较广的城市工作的经历和更强的收入能力使得家庭农地要素再投资能力增强、多元化财富意识更为明显, 且财富或资产意识觉醒更快。另外, 非农就业水平越高, 农户家庭进行农转非或者从商意愿可能更加明显, 为增强在农转非过程的竞争力或财富支撑能力, 对农地的改良或认知会更强。因此, 他们土地的财富意识在边际上提高得更为明显, 相应的其后期对土地价值估价的涨幅更为明显。

为进一步了解非农就业的稳定性是否会影响到农户对农地的价值差异。该文以受访者非农就业稳定性作为家庭非农就业稳定性的代表 (使得访者对非农就业稳定性的感知更准确, 从而更能反映其对价值预期的影响)。其中, 对于有正式务工合同或正规企事业单位就业以及长久型职业设定为稳定 (赋值为 1),

表 4 稳健性检验

汇报内容	人均非农收入水平(1)	非农收入总值(2)	非农收入占比(3)
显著性	0.033** (2.11)	0.035** (2.33)	0.129** (2.29)
常数项	8.43***	8.65***	8.70***
样本量	4 629	4 629	5 113
耕地等级哑变量	Yes	Yes	Yes
城市哑变量	Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.297	0.298	0.297

注: **、*和°分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。另外, 括号中的值是标准误。“Yes”表示在回归时添加了与之对应(横向)的变量

表 5 分位数回归

变量名称	基准回归 (OLS)	农户家庭收入水平是否在 10% 分位范围内	农户家庭收入水平是否在 20% 分位范围内	农户家庭收入水平是否在 25% 分位范围内	农户家庭收入水平是否在 75% 分位范围内	农户家庭收入水平是否在 80% 分位范围内	农户家庭收入水平是否在 90% 分位范围内
非农就业率	0.002 39** (0.000 826)	0.000 264 (0.001 37)	0.001 31 (0.001 08)	0.001 71 (0.000 950)	0.004 44*** (0.001 28)	0.003 37*** (0.000 959)	0.000 821° (0.000 366)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
农业经营组织哑变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区哑变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	4 726	4 726	4 726	4 726	4 726	4 726	4 726
拟合优度	0.296						

注: 括号内为稳健标准误, 其中分位数回归中标准误 500 次自助法 (Bootstrapped) 计算的标准误; 地区哑变量中, OLS 回归中控制了城市层面的哑变量, 分位数回归中控制了东、中、西部地区层面的哑变量; 其他控制变量与前面基准回归模型一致 (包括确权特征、家庭特征、受访者个体特征、社区特征、组织特征类); **、*和°分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著; “Yes”表示在回归时添加了与之对应(横向)的变量

而零时性、无正规劳务合同以及自营性工作为不稳定（赋值为0）。在样本中工作稳定的仅占从事非农就业活动样本的15.2%（从事非农就业样本为2 867个，工作稳定的有样本436个）。由于就业稳定性的设定为哑变量，为此采取分组回归的方式来估计非农就业稳定性的差异。具体估计模型为：

$$Y_i = \alpha + \beta * Nofarm_i + \lambda * Stable_i + \sum_{k=1}^n \beta_k * Control_i^k + \varepsilon_i \quad (2)$$

表6汇报了非农就业稳定性的影响情况。结果现实，就业稳定性对价值期望呈现正向影响，但不显著。

表6 异质性分析：非农就业稳定和不确定

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
非农就业率	0.006*** (8.37)	0.003*** (3.74)	0.003*** (3.78)	0.002*** (3.32)	0.002** (2.00)	0.002** (2.00)	0.002** (2.00)
非农就业稳定性	0.183*** (3.40)	0.151*** (3.02)	0.152*** (3.04)	0.140*** (2.85)	0.077 (1.53)	0.076 (1.50)	0.075 (1.49)
常数项	7.57***	8.02***	7.99***	8.03***	8.37***	8.37***	8.54***
样本量	2 867	2 867	2 867	2 867	2 867	2 867	2 867
耕地质量哑变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
城市哑变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.024	0.274	0.275	0.290	0.298	0.298	0.298
方差齐性检验值	63.144						

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。另外，括号中的值是标准误。“No”表示在回归时没有添加与之对应（横向）的变量，“Yes”表示在回归时添加了与之对应（横向）的变量。其中，模型1表示不添加任何控制变量时自变量非农就业、非农就业稳定性与因变量农户对农地价值期望（后同）的回归结果，模型（2）表示仅控制城市哑变量时自变量与因变量的回归结果，模型（3）表示仅控制城市哑变量和土地确权特征时自变量与因变量的回归结果，模型（4）表示在模型（3）的基础上加入家庭特征的回归结果，模型（5）是在模型（4）的基础上加入受访者个体特征时的归结果，模型（6）是在模型（5）的基础上加入政策宣传的回归结果，而模型（7）则是在模型（6）的基础上加入家庭组织类型时自变量与因变量的回归结果

为进一步了解贫困程度的不同是否会影响农户对农地的价值差异。该文用是否为贫困户（2013年全国国面对贫困人口进行了建档立卡）来代表贫困程度差异，来估计收入差距对农户农地价值预期的影响。在样本中，贫困户的有857户（16.33%），而非贫困户有4 347户（占82.88%）。具体估计模型为线性模型为：

$$Y_i = \alpha + \beta * Nonfarm_i + \lambda * Poverty_i + \sum_{k=1}^n \beta_k * Control_i^k + \varepsilon_i \quad (3)$$

结果显示，家庭是否为贫困户对农地价值预期虽是正影响，但并不显著，即收入水平越低或贫困程度越深，可能对农地依赖更强的那部分群体并未表现出对农地的更加珍贵。

为进一步了解农户对农地价值预期的区域差异。该文依据我国中、东、西3个经济地理区域的划分来甄别农户对农地价值预期的区域异质性。在样本中，来自东部样本有1 504个（占28.67%）、中部样本1 992个（占37.98%）、西部样本1 504个（占33.35%）。东、中、西3个区域在耕地价值预期、农地补贴标准、征地补偿水平和家庭资产规模上的差异拘役见表8。另外，估计区域差异对农地价值预期的影响的线性模型为：

$$Y_i = \alpha + \beta * erea_i + \sum_{k=1}^n \beta_k * Control_i^k + \varepsilon_i \quad (4)$$

表9汇报了区域差异对农户农地价值预期的影响。其结论表明，在没有加入其他控制变量时，区域差异对农地价值预期的影响并不显著，这一结果表明农户对农地的价值预期并不严格受东中西区位差异的影响。在加入其他控制变量后，区域差异对农地价值预期则表现为正显著。这一结论表明，在控制其他

表7 异质性分析: 贫困户与非贫困户

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
家庭非农就业率	0.007*** (10.34)	0.003*** (5.09)	0.003*** (5.14)	0.003*** (4.50)	0.002*** (2.65)	0.002*** (2.64)	0.002*** (2.64)
是否为贫困户	-0.101 (-1.46)	-0.082 (-1.26)	-0.081 (-1.25)	-0.051 (-0.78)	-0.002 (-0.03)	-0.005 (-0.07)	-0.005 (-0.07)
常数项	7.58***	8.03***	8***	8.04***	8.37***	8.37***	8.49***
样本量	5 204	5 204	5 204	5 204	5 073	5 073	5 073
耕地质量哑变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
城市哑变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
拟合优度	0.021	0.273	0.273	0.289	0.298	0.298	0.298
方差齐性检验值	56.144

注: **、*和^{*}分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。另外, 括号中的值是标准误。“No”表示在回归时没有添加与之对应(横向)的变量, “Yes”表示在回归时添加了与之对应(横向)的变量。其中, 模型1表示不添加任何控制变量时自变量非农就业率、是否为贫困户与因变量农户对农地价值期望(后同)的回归结果, 模型(2)表示仅控制城市哑变量时自变量与因变量的回归结果, 模型(3)表示仅控制城市哑变量和土地确权特征时自变量与因变量的回归结果, 模型(4)表示在模型(3)的基础上加入家庭特征的回归结果, 模型(5)是在模型(4)的基础上加入受访者个体特征时的归结果, 模型(6)是在模型(5)的基础上加入政策宣传的回归结果, 而模型(7)则是在模型(6)的基础上加入家庭组织类型时自变量与因变量的回归结果

表8 区域核心指标统计

区域	耕地价值预期(元/亩)	农地补贴水平(元/亩)	征地补贴水平(元/亩)	家庭资产(元/户)
西部	10 409	111.15	20 327	258 816
中部	8 240	100.34	28 066	261 914
东部	12 952	93.87	28 203	331 821

注: 2014年的价格水平, 1亩=0.067hm²=667m²

表9 异质性分析: 东、中和西

变量名称	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
区域类型	0.026 (0.78)	0.779*** (3.13)	0.779*** (3.13)	0.685*** (2.78)	0.685*** (2.78)	0.685*** (2.78)	0.685*** (2.78)
常数项	7.77***	6.61***	6.61***	6.99***	6.99***	6.99***	6.99***
样本量	5 245	5 245	5 245	5 245	5 245	5 245	5 245
耕地质量哑变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
城市哑变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
拟合优度	-0.000	0.269	0.269	0.277	0.277	0.277	0.277
方差齐性检验值	0.610

注: **、*和^{*}分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。另外, 括号中的值是标准误。“No”表示在回归时没有添加与之对应(横向)的变量, “Yes”表示在回归时添加了与之对应(横向)的变量。其中, 模型1表示不添加任何控制变量时自变量区域类型与因变量农户对农地价值期望(后同)的回归结果, 模型(2)表示仅控制非农就业、城市哑变量时自变量与因变量的回归结果, 模型(3)表示仅非农就业、控制城市哑变量和土地确权特征时自变量与因变量的回归结果, 模型(4)表示在模型(3)的基础上加入家庭特征的回归结果, 模型(5)是在模型(4)的基础上加入受访者个体特征时的归结果, 模型(6)是在模型(5)的基础上加入政策宣传的回归结果, 而模型(7)则是在模型(6)的基础上加入家庭组织类型时自变量与因变量的回归结果

影响因素或同等条件下, 经济发达区域的农户对农地价值预期越高, 这也表明农户对农地价值的预期受所处区域经济区位的影响。

3.2.3 作用机制分析

理论分析给出了非农就业可能提高农户对农地价值预期的3个作用渠道, 分别是丰富了金融和经济认知(知识效应)、增加了替代要素的投入(资产效应)和激发了个体或家庭从商意愿(资本效应)。该文

以访者对经济和金融的了解程度代表其知识效应（增强权益意识），以单位面积耕地机械、雇工和基础设施改良的投入水平（以年为单位）代表其资产效应（寻求资产增值），以是否打算从商（工商业）作为“农转非”意图的替代变量来体现其资本效应（寻求资本的积累）。由于“中介效应”模型能很好地识别两个变量之间的作用机制^[30]，因此该文采取中介效应模型的原理来估计非农就业影响农户对农地价值预期的作用机制。

结果显示，仅有资本积累的作用机制通过显著性检验，且是部分中介作用，而市场感知的中介作用并不明显。另外，非农就业与替代要素投入水平均对农地价值预期均有正显著影响，但非农就业对替代要素投入仅有正影响（不显著）。因此，该文采取进一步对要素替代投入的中介作用进行Sobel检验，其结果见表10（T），其结果在10%的显著性水平下显著，这表明替代要素投入的中介作用是存在的。综上，非农就业活动主要通过增强农户家庭对农地经营的替代要素投入水平和激发农户家庭农转非的原始资本积累需求来提高农户的农地价值预期，但二者均是部分中介作用。

表10 作用机制验证

	替代要素投资 水平(1)	农地价值预期 (2)	是否打算从商 (3)	农地价值预期 (4)	金融和经济信 息了解程度(5)	农地价值预期 (6)
家庭非农就业率	0.000 (0.12)	0.003** (2.23)	0.000** (2.57)	0.002*** (2.80)	-0.000 (-0.07)	0.002*** (2.86)
是否打算从商				0.142* (1.76)		
单位耕地人工、机械和基础 设施投入水平		0.058* (1.65)				
经济和金融信息了解程度						-0.012 (-0.55)
耕地质量哑变量	—	—	—	—	—	—
城市哑变量	—	—	—	—	—	—
样本量	2 078	2 078	5 113	5 113	5 104	5 104
拟合优度	0.103	0.296	0.046	0.296	0.123	0.297
替代要素投入的Sobel检验(T)	系数值	标准误	检验统计量(Z)	t检验值(P)		
	0.000 249	0.000 1423	1.753	0.079 5		

注：表10中“—”表示添加了相应哑变量作为控制变量，空白表示没有添加。Sobel检验法，即系数乘积检验法

4 结论与启示

该文将农地家庭的非农就业行为与农户对家庭农地价值预期相联系，分析了非农就业活动对农户农地价值预期这一心理决策的影响及其作用机制。结果表明，非农就业活动并不会降低农户对农地价值的预期，相反非农就业活动会通过替代要素的更多投入和激发农户农转非资本积累的需求来显著的提高农户对农地的价值预期（假设2被证实，但知识效应作用渠道并未得到证实）。此外，通过非农就业稳定性、贫富异质性和区域差异回归结果表明，非农就业稳定性、生计的依赖并未显著地提高农户对农地的价值预期，且非农就业活动对预期高分位的提升作用更为明显，而在同等禀赋条件下，经济越发达的地区农户对农地价值预期也越高。

该文研究结论对于理解非农就业行为对于农户家庭与农地之间的关系具有一定科学意义，也对土地流转和农转非的城镇化推进政策具有借鉴意义，但该文是从横向对比估计了非农就业对农户农地价值预期的影响，还缺乏纵向的验证，同时，随着非农就业的深化（基本完全的非农就业转移），非农就业对农户对农地价值预期的影响可能存在倒“U”关系。为此，后续研究需要采用更长的时间跨度，用面板数据

来估计该文所研究的问题。

该文的结论对于现实有积极的政策启示:(1)我国农户的非农就业转移并未完成,且农地是农户进行非农就业转移原始资本积累的形式之一,这需要管理当局加大政策宣传,构建有效的农地产权交易平台,既为从事农业经营的主体提供充足要素,也为有意农转非的农户家庭提供农转非的重要支撑条件,以促进我国城镇化的高质量质量;(2)对于未能实现完全农转非,且还保持经营的农户,要积极支撑或培育专业化农业生产性服务业和智能化农业机械制造业的发展,以弥补农业劳动力流失带来的农地粗放式经营、抛荒等负面效应,促进我给农业现代化高质量发展。

参考文献

- [1] 罗必良. 农地保障和退出条件下的制度变革:福利功能让渡财产功能. 改革, 2013(1): 66-75.
- [2] 李尚蒲, 罗必良. 农地调整的内在机理及其影响因素分析. 中国农村经济, 2015(3): 18-33.
- [3] Maya Kant Awasthi. Socioeconomic determinants of farmland value in India. Land Use Policy, 2014, 39: 78-83.
- [4] 尤瓦尔·赫拉利. 人类简史. 北京: 中信出版社, 2018.
- [5] 方师乐, 史新杰, 高叙文. 非农就业、农机投资和农机服务利用. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(1): 139-149.
- [6] 王常伟, 顾海英. 城镇化住房、农地依赖与农户承包权退出. 管理世界, 2016(9): 55-69, 187-188.
- [7] 周力, 邵俊杰. 非农就业与缓解相对贫困——基于主客观标准的二维视角. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(4): 121-132.
- [8] 许庆, 陆钰凤. 非农就业、土地的社会保障功能与农地流转. 中国人口科学, 2018(5): 30-41, 126-127.
- [9] 檀竹平, 洪炜杰, 罗必良. 农业劳动力转移与种植结构“趋粮化”. 改革, 2019(7): 111-118.
- [10] 蔡昉. 农业劳动力转移潜力耗尽了吗? 中国农村经济, 2018(9): 2-13.
- [11] 贾朋, 都阳, 王美艳. 中国农村劳动力转移与减贫. 劳动经济研究, 2016, 4(6): 69-91.
- [12] Hyde W F, Yin R S. 40 Years of China's forest reforms: Summary and outlook. Forest Policy and Economics. 2019, 98: 90-95.
- [13] 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.
- [14] 纪月清, 钟甫宁. 非农就业与农户农机服务利用. 南京农业大学学报(社会科学版), 2013(5): 47-52.
- [15] 方师乐, 卫龙宝, 伍骏骞. 非农就业视角下城镇化对农业机械化的影响. 经济理论与经济管理, 2018(11): 81-93.
- [16] 陈奕山. 农时视角下乡村劳动力的劳动时间配置: 农业生产和非农就业的关系分析. 中国人口科学, 2019(2): 75-86, 127-128.
- [17] 孙永乐, 刘宇浩. 非农就业、土地流转对农户购买农机行为的影响——基于CFPS微观数据. 农村金融研究, 2020(4): 51-58.
- [18] 彭继权, 吴海涛, 汪为. 农业机械化水平对农户主粮生产的影响. 中国农业资源与区划, 2021, 42(1): 51-59.
- [19] 许庆, 章元. 土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励. 经济研究, 2005, 40(10): 59-69.
- [20] 盖庆恩, 朱喜, 史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响. 经济学(季刊), 2014, 13(3): 1147-1170.
- [21] 洪炜杰, 罗必良. 地权稳定能激励农户对农地的长期投资吗. 学术研究, 2018(9): 78-86, 177.
- [22] 陈奕山. 人情: 中国的一种农地租金形态. 华南农业大学学报(社会科学版), 2018, 17(5): 94-103.
- [23] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰. 山区土地流转过程中的零租金现象及其解释——基于交易费用的视角. 资源科学, 2019, 41(7): 1339-1349.
- [24] 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.
- [25] 张琛, 彭超, 孔祥智. 中国农户收入极化的趋势与分解——来自全国农村固定观察点的证据. 劳动经济研究, 2019, 7(2): 21-41.
- [26] 仇童伟, 罗必良. 农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗? 中国农村观察, 2017(4): 57-71.
- [27] 李荣耀, 叶兴庆. 农户分化、土地流转与承包权退出. 改革, 2019(2): 17-26.
- [28] 吴郁玲, 石汇, 王梅, 等. 农村异质性资源禀赋、宅基地使用权确权与农户宅基地流转: 理论与来自湖北省的经验. 中国农村经济, 2018(5): 52-67.
- [29] 王伊帆, Peter Ho. 农民对宅基地权利认知及影响因素研究——以河北省新乐市为例. 中国农业资源与区划, 2020, 41(12): 66-75.
- [30] Weele T V. Mediation analysis: A practitioner's guide. Annual Review Public Health, 2016, 37: 17-32.

**RESEARCH ON THE IMPACT OF NON-AGRICULTURAL EMPLOYMENT
ON FARMERS' EXPECTATIONS OF FARMLAND VALUE *
——EVIDENCE FROM THE CHINA HOUSEHOLD FINANCE SURVEY**

Yan Zhongcheng, Qi Yanbin^{*}, Wei Feng, Deng Xin

(College of Economics, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, Sichuan, China)

Abstract Since the great expansion of China's rural labor migration to non-agricultural sectors, non-farm employment in rural China have changed rapidly the dependency relationship between rural households and agricultural land. Investigating the impact of non-agricultural employment on the farmers' farmland value expectations, not only help to understand the formation mechanism of farmers' farmland value expectations, but also promote China's agricultural modernization. Using the household survey data from China Household Finance Survey (CHFS) in 2015, the paper investigated whether and how non-agricultural employment may affect the farmers' farmland value expectations based on OLS model and mediating effect model. The results showed that non-agricultural employment did not reduce farmers' farmland value expectations by reducing their dependence on farmland and reducing the effect channels of factor input, while it increased the agricultural inputs and stimulated farmers' demand for capital accumulation for *hukou* conversion from rural-origin *hukou* to urban *hukou*. The conclusions are listed as follows. (1) The non-agricultural transfer of rural households in China has not been completed, and there is an urgent need to innovate and improve the mechanism of rural land transfer. (2) Agricultural land is still an important asset for the farmers' livelihood, and we need to improve the agricultural productive services and agricultural machinery manufacturing in order to overcome the negative effect of the transfer of rural labor to nonfarm employment.

Keywords non-agricultural employment; farm households; agricultural land; farmers' farmland value expectations; CHFS

(上接第182页)

费者很难第一时间接触产品、品尝珍馐。线下体验的嵌入,可以让消费者直观感受农产品的品质,并强化顾客对产品的信任度和好感度。以陕西省富平市柿子互联网营销为例,一方面,生产商在淘宝、天猫开设网店,使富平柿子能被更多消费者知晓;另一方面,生产商也在全国各地开起了线下门店、体验店,为消费者提高更多关于产品的真切体验和质量保障。两相结合,实现了线上线下的无缝对接。三是意见领袖:草根网红+政府官员。湖北省江陵县有这样一位借网“出圈”的网络达人——“桃子姐”。她不仅拥有自己的楚果庄园,更是以实景直播分享的方式吸粉无数,让三湖黄桃销得更快、走得更远。草根网红的崛起,为农村地区诸多特色农产品的“出圈”提供了新的可能。此外,近年来,各地官员也纷纷加入到特色农产品直播带货的行列。这些新兴意见领袖为当地特色农产

品代言,使农产品天然自带“官方认可”“质量上乘”的放心标签,官员“亲民”“接地气”的网红标签也极大地提升了农产品的知名度和响应度。

随着我国乡村产业振兴由增量走向提质,农村地区特色农产品全面短缺时代宣告结束,市场格局由供给侧转向需求侧,农村地区特色农产品全面营销时代正悄然来临。而互联网逻辑的嵌入,为农产品营销搭上信息化快车提供了方向指引和技术支持。但如何缓解农村地区特色农产品传统营销“肿、梗、阻”等痛点、堵点,真正解决农产品“卖难”问题,需要立足新时代背景对互联网这一生产要素重新定义和阐释,积极发展农村地区特色农产品互联网营销经济,横向整合、纵向贯通,由此建立互惠互利、广泛统一的“互联网+”营销共同体。

文/谭丹(重庆电力高等专科学校,讲师)