

农地财产权益与农民消费： 来自就近城乡融合式发展家庭的实证研究

吕 丹¹, 白 凡², 张军涛³

(1. 东北财经大学投资工程管理学院, 辽宁 大连 116025;

2. 东北财经大学经济与社会发展研究院, 辽宁 大连 116025;

3. 东北财经大学 公共管理学院, 辽宁 大连 116025)

摘 要:农民消费的合理激发对于整体经济活力的释放具有战略意义,特别是在城乡融合背景下,以农地财产权益为代表的消费动能问题研究,具有十分重要的意义。基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据,以就近城乡融合式发展家庭为研究样本,采用工具变量(IV)等实证策略,就农地对家庭消费的影响进行评估。研究结果表明:总体上农地的财产权益显著增加了就近城乡融合式发展家庭的消费水平,并优化了家庭的消费结构;异质性分析发现,农地财产权益对年轻、中高收入、无房贷家庭的消费有显著的正向作用;进一步机制检验结果表明,不确定性带来的风险会影响农地的消费效用,有农地家庭参与农地转出可以促进家庭就业结构改善,提高家庭消费。以农地财产权益为视角研究就近城乡融合式发展家庭的消费问题有助于推进以县域为载体的新型城镇化,促进县域范围内要素双向流动和城乡融合发展,提高农民消费在整体经济发展中的作用。

关键词:农地财产权益;城乡融合式发展;农民家庭消费;农业转移人口

中图分类号:F328 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2023)06-0167-13

Agricultural land property rights and interests and farmers' consumption: An empirical analysis on the consumption of urban-rural integration development households

LÜ Dan¹, BAI Fan², ZHANG Juntao³

(1. School of Investment & Construction Management, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. Institute for Economic and Social Development, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

3. School of Public Administration, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: In facilitating farmers' consumption demand has strategic significance to the overall economic vitality, it is of great significance to examine the potential for consumption represented by property rights and interests on agricultural land especially under the background of urban-rural integration. This paper takes urban-rural integration development households as the research samples and examines the impact of agricultural land on agricultural transfer families through

收稿日期:2023-03-29 修回日期:2023-05-30

基金项目:国家自然科学基金“新型城镇化的空间效应与区域政策工具组合创新”(41571121);辽宁省教育厅项目“新形势下生物农业助力辽宁粮食安全内涵式着陆的路径研究——从技术到农田”(LJKFR20220271)。

作者简介:吕丹(1978—),女,辽宁沈阳人,东北财经大学投资工程管理学院教授,经济学博士,研究方向为生态治理创新、区域经济、环境政策等。

instrumental variable method(IV) using data from CFPS. The results are shown as follows: Overall, property rights and interests on agricultural land significantly increase the consumption of the agricultural transfer families and promote the optimization and upgrading of household consumption structure. By heterogeneous analysis, agricultural land has a significant promoting effect on the consumption of young, high-income, and households without home mortgage loans. Further mechanism test shows that the risk brought about by the uncertainty will affect the consumption utility of agricultural land, participation of households with agricultural land in the transfer of agricultural land can improve the employment structure, and increase household consumption. To investigate the consumption of urban-rural integration development households from the perspective of property rights and interests on agricultural land helps to promote new-type urbanization with counties as the carrier, to promote two-way flow of factors in county area and urban-rural integration development, and improves the role of farmer households' consumption in economic development.

Key words: property rights and interests of agricultural land; urban-rural integration development; farmers' household consumption; agricultural transfer population

国内消费已成为中国经济可持续增长的关键驱动力。党的二十大报告中指出,“着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键作用”;“坚持农业农村优先发展,坚持城乡融合发展,畅通城乡要素流动”;“深化农村土地制度改革,赋予农民更加充分的财产权益。保障进城落户农民合法土地权益,鼓励依法自愿有偿转让”。扩大内需是保持我国经济平稳健康发展的依靠^[1],其最大潜力在城镇化,托达罗预期收入差异理论认为,城镇较高的收入待遇、丰富的就业机会对农村劳动力具有强大的吸引力,然而农民在进城后融入城镇过程中面临着政策、制度和结构性障碍等问题已经超出了托达罗模型的解释范畴。与大城市的高房价、高生活成本相比,家乡附近低融入成本的中小城镇对农业转移人口更具吸引力^[2],进入家乡城镇不仅可以享有城镇化带来的收入增长和生活品质改善,还可以保持原有的社会关系和风俗习惯,更容易在进城后解决社会融入问题,实现高质量市民化。而且城乡交通条件的改善和私家车的普及为农民城乡往来提供了便利。因此,家庭选择将城乡视为互为支撑的统一有机体的发展模式是一种充满延展性的、就近城乡融合式的家庭发展方式,在这种发展方式下,家庭处于进城与返乡的“中间地带”,可以在进城生活的同时兼顾农村事务、在从事非农产业的同时兼顾农业生产,有利于弥合城乡“裂隙”推进三产融合。

就近城乡融合式发展的家庭“脱胎”于乡村、

“融入”于城镇,不同于传统城镇化中以城镇性替代乡土性,此类家庭是家庭在城镇化过程中,生产生活方式积极向现代化转变的同时保留或部分保留其乡土性。具体表现为,农业转移人口家庭在户籍所在县域的城镇定居生活,同时保留与农村的有机联系。城镇是连接城市、服务乡村的天然“关节”。2021年的“中央一号”文件指出“发挥小城镇连接城市、服务乡村作用”“把县城作为城乡融合发展的重要切入点”。2022年印发的《关于推进以县城为重要载体的城镇化建设的意见》也明确提出,“到2025年,以县城为重要载体的城镇化建设取得重要进展,县城短板弱项进一步补齐补强”。因此,就近城乡融合式发展是与国家城乡融合、新型城镇化的发展理念相契合的发展路径。

就近城乡融合式发展的群体是活跃在城乡“关节”处,是将城乡紧密的连接起来最具“黏性”的群体,关系到我国乡村振兴、新型城镇化高质量发展成果。近年来,就近城乡融合式发展成为大多数农业转移人口家庭的选择,已经出现大量外出务工人员向家乡县城回流并倾向于在家乡附近的城镇购房定居的现象^[3]。统计数据表明,2020年中国常住人口城镇化率已经达到63.89%,但户籍人口城镇化率仅为45.40%,意味着有2亿多农业转移人口处在进城定居但没有落户的“不充分”城镇化状态。

家庭就近城乡融合式发展是家庭或个人在权衡城、乡得失后福利最大化的结果,是农业转移人

口家庭基于现实生活选择的“中间道路”。一方面,就近融合可以极大程度降低家庭成员离散造成人口市民化成本增加,避免因家庭结构分化导致的农村空巢老人、留守儿童现象,对亲情延续、人际关系拓展及城市融入等具有重要作用^[4];另一方面,农地对家庭经济有着举足轻重的作用,具体而言,由于中小城镇难以为农业转移人口家庭提供充足和稳定的就业机会,使其比较依赖建筑在农地基础之上的农村“自给经济”所提供的基本生活保障^[5],而落户城镇就意味着失去农地,失去最后一道生存保障,可以看出,农地对农业转移人口家庭在城镇的生存与消费起着重要作用。因此,有必要以农地为视角探讨如何通过就近城乡融合式发展激发农业转移人口家庭消费动能,使农民进入城镇的同时消费向城镇化转型,这有助于更好地落实以人为核心的新型城镇化战略、扩大内需潜力推动形成以国内大循环为主体的新发展格局。

本文以就近城乡融合式发展家庭为样本,运用2014年、2016年、2018年3期中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)的个人和家庭数据,利用同一县域内除样本家庭外拥有农地的家庭数量构造因果识别策略,考察农地^①对就近城乡融合式发展家庭消费的微观影响。本文的边际贡献在于:①将城镇化发展和扩大内需两大现实问题列入同一研究框架,将“城乡融合”这一宏观概念引入微观研究,探究农地对城乡融合式发展家庭消费行为的作用机理,从城乡融合的视角丰富了关于家庭消费影响因素的研究。②借助微观数据客观全面的考察农地财产权益对家庭消费的影响。借助中国家庭追踪调查(CFPS)翔实的微观数据,采用多种计量模型结合构建合理的因果识别策略,对就近城镇化家庭这一特殊群体的消费水平进行客观评估,避免或削弱了可能存在的反向因果、遗漏变量等内生性问题,使研究结论更加可靠。③选择非生存性消费和发展享受性消费为被解释变量,排除由于是否保有农地导致食品

自给率变动,从而带来的食品性消费“虚假”变动。本文的研究通过分析就近城乡融合式发展家庭的消费行为,为落实《2022年新型城镇化和城乡融合发展重点任务》、增强国内大循环内生动力和可靠性、推动经济实现质的有效提升和量的合理增长提供研究基础。

一、文献综述

当前学界提出了多个与家庭就近城乡融合式发展相类似的概念,这些概念主要分为两类。一类概念多以“城镇化”概念为基础,更加倾向于强调城镇性,对农村居民就近在县城就业、置业、子女在县城接受教育等社会现象进行抽象化概括,如“就近城镇化”“县域城镇化”“县城城镇化”“就地城镇化”等^[6-9]。李强等^[6]认为就近城镇化是相对于人口长距离流动的异地城镇化而言的城镇化模式,是原农村人口近距离地向家乡附近城镇迁移的过程。潘泽瀚等^[10]还基于时间距离和行政区划两个维度对人口就近和远距离的城镇化进行重新定义。金三林等^[11]强调了县域城镇化是优化城镇化空间格局的突破口。

另一类概念侧重于社会学视角,关注农民家庭再生产模式,如“半城半乡”“接力式进城”“一家两制”“一家三制”等,“半城半乡”^[12]、“接力式进城”^[13]和“一家两制”^[14]均描述了家庭内部存在以代际分工为基础的两套制度化了的的生活方式,形成了“半耕半工”的生计模式,通常父代生活在农村(或在外务工一段时间后返回农村)并从事农业生产,父代家庭通过持续的资源积累以支持子代城镇化的稳定有序展开。“一家三制”则将孙代纳入分析框架,形成了“子代在城市务工—孙代在县城接受教育—父代在农村自养”的家庭发展策略^[15]。此外,还有学者使用“城乡两栖”来形容为保持农民身份长期往返于城乡两地的农民^[16]。

农地对家庭消费影响的研究中,学者主要对以下两种情形进行讨论:一是在保持土地承包关系不变前提下的土地流转家庭,其中有农地转出家庭,此类家庭不仅可以通过提高非农就业率增

① 此处农地是指家庭拥有耕地、林地、草地以及其他依法用于农业的土地的承包经营权。

加收入,还可以通过参与土地流转获得相对稳定的租金收入,使得家庭收入增加、风险降低,促进了家庭消费^[17],学界基本明确了租出农地对消费的正向影响。还有农地转入家庭,此类家庭由于将资金多用于农地流转,导致家庭剩余的可支配资金减少,但伴随农业集约化经营,生产成本降低,农户实现收入上升,消费增加^[18],但徐忠等^[19]认为小规模农地转入不足以增加农户收益;二是由于土地征收永久失去农地的家庭。有学者研究发现,未被征收农地家庭的粮食安全、经济安全和其他生计安全指数均高于征地家庭^[20],且与普通城镇家庭相比,农地被征收的城镇家庭的消费和福利水平更低,尤其在土地征用补偿不足背景下,通过观察身边被征地家庭的经历,哪怕家庭未被征用土地,家庭对财产权不安全感的感知将会造成家庭采取防风险策略,减少投资、创业和土地流转等行为^[21],可见农地使用权保障对家庭消费产生重要影响,农地使用权保障水平的提升可以促进家庭对灌溉、水土保持等农业可持续投资^[22]。有学者认为,土地征收能够显著提高家庭的生存性消费^[23],但不会改善家庭的消费结构,而且农地征收的补偿金对家庭消费的促进作用仅可以维持 5 年时间^[24],失去土地使农户的风险意识增强。也有学者提出了不同的观点,认为土地征收有效提高了农户的生活消费和人力资本投资^[25],尤其是工资性收入较高、农地依赖度较低、征地数量较少的家庭,征地可以促进家庭消费^[26]。

综上所述,以“城镇化”概念为基础的研究和基于社会学视角对农民家庭再生产模式的研究均意识到,农民进城购房生活以后并未切断与原生活(农村)的联系,但并没有量化地探讨原生活要素尤其是农地在家庭进城以后发挥了怎样的效用;在探讨农地与家庭消费关系的实证研究中多以居住地为农村的“农户”为研究对象,仅有少量研究探讨了进城的失地农民家庭与普通城镇家庭的消费差异,但缺乏对居住在城镇的农民家庭这一群体内部进行的研究。家庭就近城乡融合式发展不仅是实现新型城镇化的重要路径,而且是激发国内市场潜力的重要手段。农地作为农民家庭

的重要资产,是农民生存的依靠,应当把家庭是否拥有农地作为影响家庭消费的关键因素,来研究农地对就近城乡融合家庭消费的作用机制,在城镇化中寻求消费增长路径。

二、理论机制

当前学界缺乏在就近城乡融合的发展模式下,农地影响家庭消费的理论研究,因此本文借鉴现有文献对农村家庭消费的相关研究,尝试推演农地影响就近城乡融合式发展家庭消费的内在逻辑。

对于就近城乡融合式发展的家庭,拥有农地可能对家庭消费产生影响。相比无农地家庭,有农地家庭可以额外享有农地财产性收益。如农民可以通过农地经营权抵押获取融资贷款、参与农地流转获取租金收入、为了公共利益让渡部分或全部产权得到征地补偿。且伴随农地所有权、经营权、承包权“三权分置”的格局形成和农村集体土地确权工作的完成,农地财产性收益更易实现^[27]。近距离城乡融合使得农地的生产性功能得以发挥。当前,就近城乡融合家庭中有农地的家庭多采用“半耕半工”的生计模式,失去了土地承包经营权的无农地家庭在城镇从事非农生产经营活动。有农地的农民家庭通常在进城后保留部分农业“自给经济”,农地以低成本为家庭提供蔬菜、水果等农副产品可以减少食品消费,有农地家庭可以将更多的资源用于提高城镇化水平和生活品质^[5]。相应地,无农地家庭相对较高的食品支出会对家庭其他消费造成挤出。但农地所提供的基本生活所需的价值难以准确换算为货币支出并反映到相关统计数据中,且家庭对农作物的口味偏好强烈影响了农地种植作物的选择,这对家庭内部资源错配和农业生产力具有至关重要的影响,家庭消费总额难以真正反映家庭消费水平和生活品质。

因此,本文提出假说 1:在排除食品支出的前提下,相对于无农地家庭,有农地家庭的消费更高。

预防性储蓄理论认为消费者会为了预防未来不确定性导致的消费水平下降而进行储蓄,未来

风险越大,消费者越倾向于减少消费,增加预防性储蓄。家庭面临的直接的不确定性冲击来源是收入的不确定性和非预期的医疗支出^[28]。相比于大城市,中小城镇可以提供的就业机会相对短缺,且农村家庭的人力资本水平较城镇家庭低,因此面临更大的收入波动和失业风险。尽管农地所提供的基础性生活来源可以使农民家庭不必过分焦虑由于经济受损引致的家庭危机,其风险感知能力相对弱于无农地家庭,但农地提供的资源不足以维持家庭在城镇长期生活,仍需要非农就业为家庭提供稳定且相对较高的收入。

劳动供给理论认为健康风险较高的情况下,会促使个体减少劳动参与时间增加闲暇,家庭可支配收入将会降低,面临更高的风险。人们对未来医疗支出的不确定性,会使得家庭增加对医疗风险的预防性储蓄^[29]。当家庭成员健康状态较差时(如老年人口占比过高、成员健康水平下降),不仅可能面临更多非预期的医疗支出,而且可能导致家庭长期的收入减少^[30],尤其在经历医疗冲击后,除了需要应对上述的收入减少、非预期医疗支出增加等问题外,其遭受的痛苦、社会隔离等情绪问题可能对家庭经济产生负面影响^[31]。就近城乡融合家庭基本上仅实现了居住于城镇,这种不完全市民化导致农业转移人口不能享受与城镇居民相同的公共服务与社会保障,家庭的医疗、就业等不确定性带来的风险进一步加剧,使得家庭即使拥有农地,但农地对消费的效用会受到不确定性风险的影响。

因此,本文提出假说2:不确定性造成的风险是农地影响家庭消费水平的重要机制,会影响农地对家庭消费的作用。

农地转出可以显著增加家庭收入,理论上分析,农地对就近城乡融合式发展家庭的影响还存在一种传导机制:有农地家庭可以通过参与农地转出从而提高家庭消费。具体而言:①农地转出家庭获得了农地租赁的财产性收入;②农地作为农民家庭重要的生计资源,农地转出必然带来家庭生计资本变动^[32],农地转出后家庭失去了从事

农业生产的收入,家庭生计策略就会相应调整,劳动力从农业部门向非农业部门转移,提高了家庭非农就业率,从而获取经营性或工资性收入增加家庭收入^[33];③由于在高度配给的农村信贷市场中,农民几乎完全用自己的钱来满足农业生产的要求^[34],农业生产具有的高风险性会抑制家庭消费行为,农地转出将家庭高风险的农业经营收入转化为稳定的工资性收入和农地租赁收入,有助于减小家庭收入波动,降低农户对未来不确定性的预期,从而促进消费。

因此,本文提出假说3:对于有农地家庭,参与农地流转可以提高家庭非农就业率和消费。

三、数据来源、变量选取与研究设计

(一)数据来源

本文使用2014年、2016年和2018年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据^②非平衡面板数据进行研究与分析。2014年和2016年的调查数据涵盖了25个省,2018年涵盖了中国31个省(自治区、直辖市),具有较强的代表性,调查对象包含样本户中的全部家庭成员,调查内容涉及家庭收入、就业、消费、土地、社会保障、家庭成员基本特征等较为详细的家庭信息,能够提供良好的数据支撑。本文以城乡融合发展的含义为基础结合赵美风和汪德根^[35]对就近城镇化中“就近”的核心内涵与的界定,以居住地是城镇的非流动人口家庭为前提,选取满足以下任一条件的家庭作为研究样本:①保有集体土地,其中包含耕地、林地、牧场、水塘,但不包含租用的土地;②家庭成员中有至少一位成员为农村户籍;③经历过土地征收。此外,依据官方建议采用财务管理者作为户主。剔除社区类型无法确定的样本后CFPS数据在居住地是城镇的样本中约有一半的家庭满足样本选取条件属于城乡融合式发展家庭,进一步剔除数据信息不全、户主正在上学等无效样本后,共取得9189个家庭样本。

(二)变量选择与说明

1. 被解释变量

考虑到家庭就近城乡融合过程中农地对家庭

② 由于CFPS 2020年数据尚未全部公开公布,故本文使用2018年中国家庭追踪调查数据。

食品消费支出造成直接影响,食品消费支出造成的消费总额变动难以反映家庭真实的消费水平,因此采用不包含食品消费的家庭非生存性消费的对数衡量农地对家庭消费水平的影响^[36]。文化娱乐、教育培训、交通通讯、医疗保健等家庭发展享受型消费需求可以反映居民的生活水平和生活质量^[37],以发展享受型消费的对数表示家庭消费结构,以考察农地对就近城乡融合式发展家庭生活水平的影响。

2. 核心解释变量

核心解释变量为家庭是否拥有农地。根据 CFPS 问卷中“您家分得哪些集体土地”这一问题进行判断,集体土地包括耕地、林地、牧场、水塘,若受访者回答拥有其中任意一类土地,则取 1;否则取 0。在有效样本中,有农地的家庭 6 230 户,无农地的家庭 2 959 户。

3. 控制变量

参考已有研究^[38],将家庭特征和户主个体特征变量作为控制变量。其中,家庭特征包括家庭人均纯收入、家庭中未成年人数量、现金和存款总额、家庭中是否有身体不健康的成员、家庭老年人口比例、是否有银行借款、家庭商业保险额;户主个体特征包括户主的性别、年龄、年龄的平方/100、婚姻状况、受教育程度、是否为党员;家庭中身体不健康成员根据受访者在 CFPS 问卷中“健康状况”这一问题的回答进行判断。为缓解极端值导致的异方差问题,对家庭人均纯收入变量取对数进行分析。主要变量的说明和描述性统计见表 1,为剔除通货膨胀因素,本文将 2016 年和 2018 年与消费和收入相关的变量调整为 2014 年的价格基准^[39]。

表 2 进一步展示了按是否为拥有农地家庭分组的均值差异检验结果。比较保有农地组和未保有农地组的均值差异可知,保有农地组的非生存性消费和发展享受性消费均高于未保有农地组,其均值差在 1% 的水平上显著。均值差异检验的结果可以说明,农地与家庭消费之间存在显著的正相关关系。

表 1 变量的定义及描述性统计

变量	变量说明	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>non-survival</i>	家庭非生存性消费	9. 602 8	1. 120 4	0	14. 059 8
<i>dev_enjoy</i>	家庭发展享受性消费	9. 701 5	1. 118 5	0	14. 0636
<i>income</i>	家庭人均纯收入	9. 632 6	1. 069 0	0	15. 4796
<i>edu</i>	文盲/半文盲 = 1, 小学 = 2, 初中 = 3, 高中 = 4, 大专及本科 = 5, 研究生及以上 = 6	2. 907 2	1. 300 5	1	6
<i>age</i>	年龄(岁)	45. 808 6	14. 441 6	16	95
<i>age2</i>	年龄平方/100	23. 069 6	13. 969 2	2. 56	90. 25
<i>gender</i>	男性 = 1, 女性 = 0	0. 515 7	0. 499 8	0	1
<i>marriage</i>	已婚 = 1, 未婚 = 0	0. 849 7	0. 357 4	0	1
<i>party</i>	户主为党员 = 1, 否则为 0	0. 056 2	0. 230 2	0	1
<i>young</i>	18 岁以下(人)	0. 134 0	0. 386 2	0	4
<i>savings</i>	现金和存款总额	6. 796 2	4. 892 6	0	15. 692 0
<i>unhealthy</i>	家庭中有无身体不健康人员	0. 330 0	0. 588 8	0	5
<i>old_ratio</i>	家庭老年人口比例	0. 152 4	0. 272 6	0	1
<i>loan</i>	是否有银行借款	0. 201 0	0. 400 8	0	1
<i>insurance</i>	家庭商业保险额(万元)	0. 200 6	0. 541 3	0	15. 270 3

表 2 农地财产权益与消费:均值差异检验

变量	保有农地	未保有农地组	均值差异
<i>non-survival</i>	9. 654 2	9. 494 4	0. 159 9***
<i>dev_enjoy</i>	9. 753 3	9. 592 4	0. 160 9***

(三) 研究设计

1. 基准回归模型

采用普通最小二乘法(OLS)构建模型,考察农地对就近城乡融合式发展家庭消费的影响,具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Land_{it} + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, Y_{it} 代表第 i 个家庭 t 年消费的对数; $Land_{it}$ 为二元变量,表示家庭 i 的在 t 年的农地拥有情况,若家庭拥有农地,则 $Land_{it}$ 取 1,否则取 0; X_{it} 为影响家庭消费的其他控制变量; λ_i 为家庭固定效应; μ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项; β 为待估计的回归系数。

2. 内生性讨论

虽然基准回归模型已经控制了可能影响家庭消费的户主个体特征和家庭特征,但是模型中可能存在以下两种类型的内生性问题,从而影响估计的准确性。

一是农地和家庭消费之间存在反向因果和遗漏变量问题。家庭消费水平越低,表明家庭成员的消费习惯可能更为保守,消费保守的家庭更倾向于选择保有农地来降低风险;且模型中存在不

可观测的遗漏变量(风险偏好、消费习惯等)影响家庭消费和是否保有农地的选择,导致模型出现内生性问题。二是基准回归模型存在自选择问题。除了客观因素(如出生于1997年后错过二轮土地承包、土地被征收或占用等外生的客观原因),还存在某些其他因素(如工作、教育等),使得农民根据自身的生活和发展需求主动选择是否保有农地。可能存在部分家庭样本有能力流动到更高等级的城镇,但为了耕种农地或享受农地带来的其他收益而选择就近城乡融合的发展模式,这些样本的平均家庭收入和消费要高于其他没有能力向更高等级城镇流动的家庭。

为克服基准模型存在的反向因果和遗漏变量造成的内生性问题,选用同一县域拥有农地的家庭数量(不包括样本家庭)作为样本家庭是否有农地的工具变量。除样本家庭外,县域内有农地的家庭数量多,则样本家庭拥有农地的可能性相对较高。通常其他家庭是否拥有农地对本家庭的消费而言是外生的,不会对本家庭的消费产生直接影响。因此,理论上选取同一县域内除样本家庭外拥有农地的家庭数量作为工具变量是可行的。

为缓解模型中自选择问题造成的估计偏误,准确估计农地对就近城乡融合式发展家庭消费的影响,分别采用倾向得分匹配(PSM)和处理效应模型进行估计,这两种方法均适用于内生解释变量为虚拟变量的模型。PSM方法可以最大程度降低不同样本之间存在的系统性差异,计算农地平均处理效应(ATT)的具体步骤是:①选择影响家庭消费和家庭是否进入保有农地组的相关变量引入匹配变量;②在给定控制变量的条件下,运用logit模型估计家庭进入保有农地组的条件概率,即倾向得分;③以邻近匹配法确定权重进行倾向得分匹配,并检验匹配结果是否通过平衡性检验、组间拟合程度是否更优。处理效应模型可以有效缓解由于不可测因素造成的样本自选择问题,具体步骤是:①以家庭是否有农地为被解释变量,使用Probit模型估计样本进入有农地家庭组的概率,并计算逆米尔斯比率(Inverse Mill's Ratio,IMR);②将IMR作为额外的控制变量引入原回归方程,得到农地对家庭消费影响的系数估计值。

四、实证结果分析
(一)基准回归结果分析

表3汇报了农地对就近城乡融合式发展家庭消费影响的基准回归结果。为验证农地是否能够提高家庭真实的消费水平,第(1)列展示了剔除与农地相关的食品性消费支出后的估计结果,在控制家庭和个体层面的特征变量后,农地的回归系数为0.1676,并且在1%的水平上显著。为进一步考察家庭消费结构的变化,第(2)列汇报了农地对家庭发展享受性消费的影响,结果显示,保有农地显著增加了家庭的发展享受性消费。初步证实了假说1的合理性,说明农地增加或节省的收益提高了家庭消费水平,在一定程度上激发了就近城乡融合家庭的消费潜能,改善了生活品质。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>non-survival</i>	<i>dev_enjoy</i>
<i>land</i>	0.167 6 *** (3.47)	0.175 8 *** (3.62)
<i>income</i>	0.060 7 *** (3.54)	0.077 8 *** (4.51)
<i>edu</i>	0.032 4 * (1.71)	0.032 2 * (1.69)
<i>age</i>	-0.008 4 *** (-3.83)	-0.008 4 *** (-3.78)
<i>age2</i>	0.003 (1.53)	0.003 7 * (1.87)
<i>gender</i>	0.011 7 (0.33)	0.009 1 (0.26)
<i>marriage</i>	0.187 1 *** (2.76)	0.204 8 *** (3.01)
<i>party</i>	0.046 (0.68)	0.043 6 (0.64)
<i>young</i>	0.051 5 (1.55)	0.049 8 (1.49)
<i>savings</i>	-0.000 3 (-0.11)	0.001 7 (0.52)
<i>unhealthy</i>	0.132 5 *** (4.98)	0.130 7 *** (4.88)
<i>old_ratio</i>	-0.417 0 *** (-3.76)	-0.405 5 *** (-3.64)
<i>loan</i>	0.196 9 *** (4.37)	0.216 6 *** (4.78)
<i>insurance</i>	0.400 5 *** (13.62)	0.395 1 *** (13.34)
<i>_cons</i>	8.986 4 *** (19.04)	8.956 3 *** (18.85)
<i>R²</i>	0.121	0.115
<i>N</i>	9 189	9 189

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。下同。

在控制变量对就近城乡融合式发展家庭消费的影响中,人均纯收入对家庭消费有正向影响,户主受教育程度高表明个体具有较强的工作能力和

经济能力,家庭生活具有较强的稳定性和抗风险能力,因而有更高的消费水平和消费意愿,这与闵维方等^[40]的研究结果相一致。户主年龄和老年人口占比对家庭消费呈负向影响,户主已婚的家庭消费水平更高。可能的原因是,已婚家庭因为养育子女等原因增加了消费。家庭中身体不健康成员数量、银行借款、商业保险均对消费产生了正面影响。未成年人数量、户主性别、党员身份、现金和存款总额对家庭消费的影响未能显现。

(二) 内生性检验

1. 工具变量回归

外出务工、进城求学、互联网普及等因素对农业转移人口家庭的消费观念产生影响,提高了家庭的消费水平,使得家庭成员更有动机放弃农地进入城镇选择收入较高且稳定的工作。可能存在不可观测的因素对家庭是否保有农地和家庭消费产生影响,从而引起内生性偏差,为克服这种反向因果和遗漏变量造成的偏误,准确估计农地的影响,采用工具变量法构造识别策略。利用外生的县域农地拥有情况作为工具变量,进行两阶段最小二乘估计(2SLS),表4第(1)列~第(2)列汇报了工具变量的估计结果。无论以非生存性消费还是发展享受性消费为被解释变量,DWH 检验均拒绝了农地不存在内生性问题的假设。第一阶段估计中,工具变量在 1% 的水平显著,且 F 值均大于 50,因此不存在弱工具变量问题,表明县域内除样本家庭外拥有农地的家庭数量对样本家庭是否保有农地有显著影响。工具变量的估计结果显示,农地的影响系数分别为 0.536 0 和 0.629 3,且均显

著为正,表明农地是改善就近城乡融合式发展家庭消费的重要因素。

2. 处理效应模型回归

由于婚姻、教育、工作等因素造成的户籍转变是农民失去土地承包经营权的主要原因,通常情况下,选择转变户籍放弃农地的家庭拥有更强的经济能力和更稳定的家庭生活来源,进而有更高的消费水平。因此,户籍转变带来的自选择行为会造成估计结果的内生性偏误。

由于核心被解释变量为虚拟变量,故使用处理效应模型缓解自选择造成的估计偏误。表4第(3)列~第(4)列汇报了处理效应模型的估计结果,第一阶段 Probit 模型回归中以农地为被解释变量,县域除样本家庭外拥有农地的家庭数量为解释变量,构建选择方程,其估计系数在 1% 水平上显著,表明工具变量与内生解释变量有显著的正向关系。第(3)列和第(4)列的估计系数均在 1% 水平上显著为正,系数值分别为 0.325 4 和 0.397 9。

3. 倾向得分匹配

倾向得分匹配法(PSM)能够修正由于可观测因素导致的选择偏误,本文使用近邻匹配、半径匹配、核匹配等多种方法测算农地对就近城镇化家庭消费的平均处理效应,减少自选择问题造成的估计偏差。选择家庭人均收入、户主受教育程度、户主年龄、婚姻状况、户主性别、家庭不健康人数、户主健康状况等变量进行 Logit 回归,估计得出倾向得分,之后进行倾向得分匹配。

总体上,近邻匹配检验协变量平衡性的结果通过了平衡性检验,匹配后所有变量的组间偏差均小于 10%, T 检验结果均显示保有农地组和未保有农地组无显著性差异。图 1 和图 2 展示了一对二邻近匹配前后保有农地组和未保有农地组倾向得分值的概率分布对比情况。由此可以看出,匹配后两组的拟合程度得到很大改善,概率分布重合度显著提升,表明经过匹配有农地家庭和无农地家庭在个体特征和家庭特征方面基本相似,满足倾向匹配得分要求的共同支撑假设。上述结果表明,处理组和控制组在可观测协变量间偏差

表 4 工具变量与处理效应模型估计结果

变量	2SLS		TEM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>non-survival</i>	<i>dev_enjoy</i>	<i>non-survival</i>	<i>dev_enjoy</i>
<i>land</i>	0.536 0 *** (2.64)	0.659 3 *** (3.22)	0.325 4 *** (240)	0.397 9 *** (3.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.253	0.243	—	—
N	9 189	9 189	9 189	9 189
<i>Pseudo R</i> ²	—	—	0.042 8	0.0428
工具变量	0.002 4 *** (10.47)	0.002 4 *** (10.47)	0.011 8 *** (21.77)	0.011 8 *** (21.75)
第一阶段 F 值	52.56	52.56	—	—
DWH 检验 Chi^2	3.004 7 (0.083 0)	5.156 0 (0.024 6)	—	—

较小,具有较强的可比性,满足倾向得分匹配条件。从表5 一对二的邻近匹配估计结果可以看出,若考虑家庭人均收入、户主受教育程度、户主年龄、婚姻状况等方面的差异,有农地的家庭非生存性消费可以扩大 21.73%,家庭发展享受性消费可以扩大 23.07%。结果表明,平均而言,在实现农业转移人口就近城乡融合之后,有农地家庭的消费要高于无农地家庭。内生性检验的结果进一步验证了本文的假说 1。

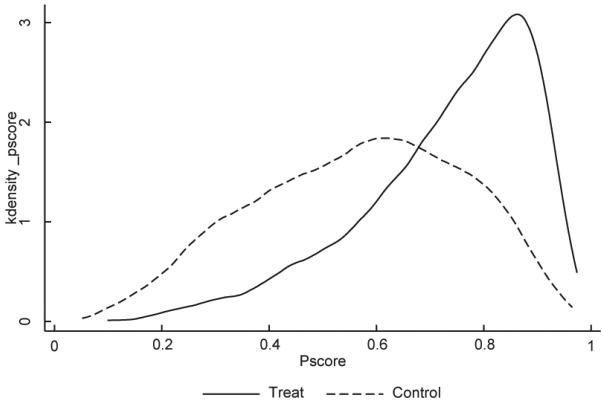


图1 匹配前倾向得分概率分布对比

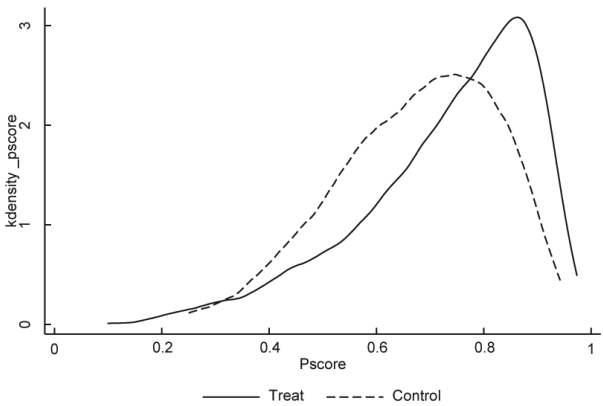


图2 匹配后倾向得分概率分布对比

表5 倾向得分匹配法估计结果

匹配方法	结果变量	保有农地组	未保有农地组	ATT	标准误	T 值
邻近匹配 (n=2)	non-survival	9.673 3	9.456 1	0.217 3	0.039 6	5.48
	dev_enjoy	9.771 0	9.540 3	0.230 7	0.040 1	5.75
邻近匹配 (n=3)	non-survival	9.673 3	9.457 6	0.215 7	0.039 4	5.47
	dev_enjoy	9.771 0	9.541 5	0.229 6	0.040 0	5.75
核匹配	non-survival	9.654 2	9.413 6	0.240 6	0.331 0	7.27
	dev_enjoy	9.753 2	9.494 6	0.258 7	0.033 5	7.72
半径匹配	non-survival	9.654 2	9.494 2	0.160 0	0.015 6	10.29
	dev_enjoy	9.753 3	9.592 2	0.161 0	0.015 5	10.41

注: 仅针对共同取值范围内的个体进行匹配。

(三)异质性分析

家庭之间存在显著的特征差异,农地对就近城乡融合式发展家庭消费的影响在不同特征的家庭中存在差异。因此,根据家庭户主年龄、家庭收入水平、房贷状况等开展异质性讨论,具体估计结果见表6。

表6 异质性分析结果

变量	户主年龄		收入水平				是否有房贷	
	青年组	中老年组	最低25%	中下25%	中上25%	最高25%	有房贷组	无房贷组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
land	0.594 0 ** (2.55)	0.739 7 (1.49)	3.107 6 (1.25)	0.261 8 (0.65)	1.045 4 ** (2.54)	0.259 8 (2.54)	0.907 9 (1.53)	0.630 3 *** (2.88)
R ²	0.292	0.198	-0.453	0.214	0.091	0.323	0.175	0.228
N	4 312	4 877	1 523	2 225	2 658	2 783	1 176	8 013

1. 户主年龄的异质性

根据生命周期消费理论,处于不同生命周期的个体其家庭消费总额和消费意愿存在差异。已有研究表明,在整个生命周期中,中国城镇家庭的消费是不平滑的^[41]。因此,根据联合国世界卫生组织划分标准,按户主年龄将样本分为青年组(小于45岁)和中老年组(大于等于45岁),分析户主处于不同年龄段时农地对就近城乡融合式发展家庭消费的差异化影响。表6第(1)列~第(2)列的结果表明,青年组中农地对家庭消费具有显著的正向作用,中老年组中农地对家庭消费的影响不显著。可能的原因与中老年人口的消费行为、消费心理和消费观念有关。一方面,中老年组的家庭普遍面临养老和子辈结婚问题,且随着户主年龄增加家庭收入可能减少的同时医疗风险在上升,由此会更加倾向于减少消费;另一方面,中老年人口消费行为相对固化,不易受城镇居民的影响。

2. 家庭收入的异质性

凯恩斯的消费理论认为收入是决定消费的重要因素,研究发现不同收入阶层的消费倾向存在差异,袁志刚等^[42]认为低收入者有更高的预防性储蓄。因此,家庭收入水平不同,农地对就近城乡融合式发展家庭消费的影响可能存在差异。为了验证这一推测,本文根据家庭人均纯收入分位数高低将样本分为4类:低收入组(低于25%)、中低收入组(25%~50%)、中高收入组(50%~75%)、高收入组(高于75%)。表6第(3)列~第(6)列

显示,在中高收入组中农地使得家庭消费显著增长,而在其他组中农地对家庭消费的影响在统计上不显著。合理的解释是,收入越低家庭面临的风险越大,低收入家庭更倾向将农地节约或增加的收入用于增加预防性储蓄,而不是消费,农地可提供的收益有限,难以对高收入家庭的消费产生影响。

3. 是否有房贷的异质性

中国家庭负债以住房贷款为主,对于有房贷的家庭,偿债压力和实际的债务偿还可能导致家庭削减消费^[43]。因此,根据样本家庭是否有待偿还的房屋贷款将样本分为两组,分别考察农地对有房贷家庭和无房贷家庭消费的影响。由表 6 第(7)列和第(8)列的估计结果可知,农地对无房贷家庭的消费有显著的正向影响,农地对有房贷家庭消费的影响不显著。发展享受性消费排除了租房支出的影响,在此条件下农地效应仍然只对无房贷家庭有正向影响。这是因为,尽管住房兼具消费品和投资品的属性,但其低流动性导致财富效应难以发挥,有房贷家庭长期相对高额的偿债压力产生了消费挤出效应,因而农地对消费的正向作用难以显现。

(四)机制检验

在验证拥有农地会促进就近城乡融合式发展家庭消费的基础上,本部分将进一步探讨农地影响就近城乡融合式发展家庭消费的内在机制。

1. 不确定性风险

本文认为农地对家庭消费的影响应考虑到家庭为应对不确定性风险而进行预防性储蓄的意愿。家庭的消费行为在很大程度上受到不确定性因素的影响,中小城镇的经济空间小,工业基础薄弱,但生活成本较农村高,家庭面临着更大的不确定性,这种不确定性带来的收入波动、医疗、养老、教育等风险可能造成农地效应削弱,从而影响家庭消费的选择。表 7 第(1)列~第(3)列检验了就近城乡融合式发展家庭面临的不确定性是否会影响农地对消费的促进作用。

表 7 第(1)列引入农地与收入风险交互项(*land_e*)参照 Dynan 等^[44]的做法以家庭人均收入

为因变量,以劳动力数量、老年人占比、未成年人数、户主年龄、性别、婚姻状况、政治面貌等影响家庭人均收入的因素作为自变量,并控制省固定效应和年份固定效应进行回归得到残差值(*e*),以残差值表征收入不确定性,残差值越大,家庭收入不确定性越大。结果显示,家庭面临的收入波动会抑制家庭消费需求,削弱农地对家庭消费的正向作用。

表 7 第(2)列引入农地与健康风险的交互项(*land_healthy*),以户主的健康状况变化为代理变量衡量家庭健康风险^[45]。根据问卷中“您觉得自己的健康状况和一年前比较起来如何”对健康风险进行赋值,较前一年更好,赋值为 0,没有变化为 1,更差为 2。第(3)列引入农地与医疗风险的交互项,Chou 等^[46]的研究认为医疗支出方面的不确定性,导致家庭增加预防性储蓄,减少消费,家庭中的老年人是不确定性风险的来源,随着家庭中老年人口占比增加,为预防老年人可能产生的医疗支出,家庭会选择增加预防性储蓄降低消费。对此以家庭老年人口占比为医疗风险的代理变量,构建老年人口占比与农地的交互项(*land_old*),结果显示,随着老年人口占比的上升家庭当期医疗支出压力和未来可能发生的医疗费用会抑制家庭消费。上述结果表明,农地带来的收益未能转化为消费的一个重要原因是,家庭为应对不确定性风险而进行的消费缩减,假说 2 得以验证。

表 7 机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	收入风险	健康风险	医疗风险	消费	非农 从业比例
<i>land</i>	0.682 5 *** (3.22)	1.815 7 ** (2.47)	0.703 8 *** (3.12)	—	—
<i>land_e</i>	-0.099 6 *** (-2.59)	—	—	—	—
<i>e</i>	-2.325 4 *** (-4.44)	—	—	—	—
<i>land_healthy</i>	—	-1.048 9 ** (-2.21)	—	—	—
<i>healthy risk</i>	—	0.757 1 ** (2.27)	—	—	—
<i>land_old</i>	—	—	-0.655 8 ** (-1.99)	—	—
<i>old_ratio</i>	—	—	-0.022 7 (-0.09)	—	—
<i>land_transfer</i>	—	—	—	0.095 4 ** (2.05)	0.077 9 *** (5.11)
<i>R</i> ²	0.240	0.191	0.243	0.090	0.041
<i>N</i>	9 189	9 189	9 189	6 163	6 163

2. 农地转出的影响

为了验证假说3,本文分别考察了有农地家庭中,农地转出对家庭非农就业率和家庭消费的影响。表7第(4)列和第(5)列的结果表明,农地转出显著提高了就近城乡融合式发展家庭的非农就业率,且促进了家庭消费。

(五) 稳健性检验

1. 排除与父母无经济联系的样本

本文在基准回归时以家庭为单位选择考察样本,根据CFPS对家庭成员的定义,家户中经济上联系在一起的直系亲属成为家庭成员。可能存在无农地家庭虽然在经济上与父母无依存关系,但户主的父母有农地,很大程度上户主在父母离世后可以继承父母的农地经营权,即使家庭当前无农地,但可能拥有农地的预期仍起到了部分社会保障作用。由此导致这部分无农地家庭消费提高,使观测到的无农地家庭消费偏高,从而造成估计偏误。因此,本文仅保留了户主的父母均离世和户主与父母共同居住(即“同灶吃饭”)的样本。表8给出的OLS和2SLS估计结果显示,与基准回归结果没有显著差异。

表8 稳健性检验:排除与父母无经济联系的样本

变量	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>non-survival</i>	<i>dev_enjoy</i>	<i>non-survival</i>	<i>dev_enjoy</i>
<i>land</i>	0.147 0 ** (2.12)	0.177 0 ** (2.53)	0.469 8 ** (2.11)	0.590 6 *** (2.65)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.127	0.122	0.280	0.273
<i>N</i>	5 998	5 998	5 998	5 998

2. 排除有农地征收经历的样本

经历农地征收的家庭和未经历农地征收的家庭之间存在异质性^[31],并且农地征收对家庭消费的影响学界尚未达成一致意见^[32-35,37-38],农地征收带来的征地补偿(包括货币补偿和非货币补偿)与非农就业将对家庭消费产生正向影响,但农业

生产经营收入直接下降,征地可能加剧非农就业的不稳定性,从而对家庭消费产生负向冲击^[36],为进一步确保上述模型回归所得结论的可靠性,表9中剔除了经历农地征收的样本,OLS和2SLS的估计结果表明系数的显著性与之前基准回归的结果相一致。

表9 稳健性检验:排除经历农地征收样本

变量	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>non-survival</i>	<i>dev_enjoy</i>	<i>non-survival</i>	<i>dev_enjoy</i>
<i>land</i>	0.156 1 *** (3.10)	0.164 8 *** (3.25)	0.529 0 *** (2.65)	0.656 4 *** (3.25)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.131	0.128	0.264	0.255
<i>N</i>	8 543	8 543	8 543	8 543

3. 替换家庭消费变量

参考已有研究,以家庭人均交通通讯、医疗保健、文教娱乐、家庭设备及日用品、其他消费性支出总和占家庭人均消费支出的比重作为家庭消费结构的定义方式^[47],考察农地对就近城乡融合式发展家庭消费的影响。考虑到农地除了可以直接影响家庭的食品消费支出,在其进城生活后由于生活环境改变,农地可能对家庭日常消费支出产生影响。因此,分别以食品消费支出和家庭各项消费支出为被解释变量^[48],对农地进行2SLS回归,考察居民消费结构变化。表10汇报的估计结果显示,农地显著促进了就近城乡融合式发展家庭消费结构升级,降低了家庭的食品消费支出,提高了医疗保健、教育和居住支出,降低了文化娱乐支出,但对衣物、日常、交通的消费支出没有显著影响。从整体上看,农地在节约了食品消费支出的同时优化了家庭消费结构,尤其是提高了教育支出。文化娱乐支出降低的原因:一是耕种农地会消耗大量的家庭闲暇时间,二是部分有农地的家庭会选择回到乡村生活这种低成本的休闲方式。

表10 稳健性检验:替换家庭消费变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	消费结构	食物	衣物	日常	医疗	交通	教育	居住	文娱
<i>land</i>	0.221 2 *** (5.33)	-1.365 3 *** (-5.64)	0.527 1 (1.52)	0.078 8 (0.26)	2.163 2 *** (3.83)	0.288 1 (1.11)	3.458 5 *** (3.92)	0.700 3 ** (2.05)	-4.436 9 *** (-6.47)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.004	0.005	0.203	0.204	0.018	0.286	0.081	0.076	-0.087
<i>N</i>	9 188	9 155	9 139	8 972	9 164	9 182	9 171	8 978	9 178

五、结论与政策建议

实证结果表明,农地显著提升了就近城乡融合式发展家庭的消费水平。为克服基准模型中可能存在反向因果和遗漏变量问题,使用同一县域内除样本家庭外拥有农地的家庭数量作为工具变量进行两阶段最小二乘估计,使用处理效应模型和倾向得分匹配法控制模型自选择造成的内生性问题。在处理后模型的内生性问题后,结果依然稳健。异质性分析发现,农地对户主年龄小于 45 岁、中高收入、无房贷的样本家庭消费有显著的正向影响。进一步的机制分析发现,家庭收入波动、养老、医疗带来的不确定性风险会削弱农地对家庭消费的促进作用,参与农地转出有利于改善家庭就业结构,促进家庭消费增长。

第一,重视农地对就近城乡融合式发展家庭消费的稳定保障作用,依法保障进城农民在农村的土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权等各项权益。维护农业转移人口以较低的成本享受城镇生活的权益,以减缓农村人才外流的负面影响,为农业现代化注入活力。

第二,将扩大内需刺激就近城乡融合式发展家庭消费的政策落脚点放在降低家庭不确定性风险上。教育是降低收入风险和失业风险的根本途径,城镇教育部门应制定并完善保障农业转移人口及其子女教育公平的规章制度,在保证义务教育覆盖率的基础上,加大对进城农业转移人口高中及以上的学历教育和职业教育的扶持力度,增强家庭抗风险能力。通过高质量的产业发展为农业转移人口提供更多稳定的就业机会和工资性收入,以就近城乡融合式发展家庭为主体,利用“就近”优势构建城乡连接纽带,通过劳动力流动畅通城乡要素循环,乘势延伸产业链、拓展产业范围、促进产业功能转型,推动三产融合和乡村振兴。深化户籍制度改革和基本公共服务供给机制,为未落户的城镇常住人口提供均等化的基本公共服务,逐步消除城乡医疗、养老、住房等方面差别待遇。通过教育、就业与生活的三重保障强化农业转移人口的消费预期,引导农业转移人口家庭消费水平提升。

第三,鼓励有农地家庭参与农地流转,拓宽就近城乡融合式发展家庭收入渠道、改善收入结构。

政府应制定政策促进就近城乡融合式发展家庭参与农地流转盘活农地资源,同时引导从农业生产中析出的劳动力向城镇非农产业转移,优化家庭就业结构,降低家庭收入波动,缩小与城镇家庭的收入差距。

第四,制定差异化消费政策,充分激发就近城乡融合式发展家庭的消费潜力。适当降低家庭的房屋贷款利率,减轻家庭的消费负担,合理放松年轻家庭的信贷约束,满足家庭的消费需求。

参考文献:

- [1] 杨再贵,曹园. 农村养老保险、养老金待遇与最优政策组合[J]. 科学决策,2015(6):49-64.
- [2] 刘金凤,魏后凯. 城市高房价如何影响农民工的定居意愿[J]. 财贸经济,2021,42(2):134-148.
- [3] 刘丽娟. 新生代农民工就近城镇化形成机制、实践基础及发展路径[J]. 重庆社会科学,2020(10):18-31.
- [4] 李爱民,年猛,戴明锋. 我国农业转移人口深度市民化研究[J]. 中国软科学,2022(8):67-78.
- [5] 王黎. 城镇化背景下农民家庭消费策略[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(4):54-62.
- [6] 李强,陈振华,张莹. 就近城镇化模式研究[J]. 广东社会科学,2017(4):179-190,256.
- [7] 袁梦,杨华. 农民县域城镇化的实践逻辑与社会风险[J]. 城市问题,2022(7):24-32.
- [8] 钱振明. 县城城镇化趋势与县城公共服务供给强化之路径[J]. 中国行政管理,2022(7):23-28.
- [9] 赵德昭. 地方政府财政治理对就地城镇化影响的实证研究[J]. 中国软科学,2022(1):87-97.
- [10] 潘泽瀚,王桂新. 中国人口就近与远程城镇化的区域发展及其影响因素[J]. 中国人口科学,2020(5):41-52,127.
- [11] 金三林,张海阳,孙昊,等. 大力推动县域城镇化进程助力大中小城市和小城镇协调发展[J]. 农业经济问题,2022(10):53-59.
- [12] 黄鹏进. “半城半乡”与农民的就近城镇化模式[J]. 治理研究,2019,35(5):105-113.
- [13] 张建雷. 接力式进城:代际支持与农民城镇化的成本分担机制研究:基于皖东溪水镇的调查[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(5):10-20,150.
- [14] 吕德文. “一家两制”:城乡社会背景下美好生活的实践逻辑[J]. 探索,2021(5):115-124,2.
- [15] 刘超. 城镇化进程中的农民家庭策略与发展型家庭秩序:基于“一家三制”的讨论[J]. 宁夏社会科学,2022(1):161-167.
- [16] 施本植,施庚宏. 城乡农民工“两栖人”难题破解研

- 究:基于有效推进乡村振兴战略的视角[J]. 山东社会科学,2020(5):111-116.
- [17]史磊,朱孔将. 土地转出能否提升农户消费?[J]. 消费经济,2021,37(3):47-56.
- [18]崔海洋,胥桂凤,虞虎. 农地流转对农村居民消费结构的影响研究:基于CFPS数据的实证分析[J]. 贵州社会科学,2022(8):160-168.
- [19]徐忠,晋洪涛. 土地流转促进农户资本投入增加了吗?:基于资本收益视角的研究[J]. 经济经纬,2018,35(5):58-65.
- [20]MUMUNI E, MABE F N, SULEMANA N, et al. The nexus between land acquisition and household livelihoods in the northern region of Ghana[J]. Land use policy, 2019(85):357-367.
- [21]CHENG M, DU J, YE C, et al. Your misfortune is also mine: land expropriation, property rights insecurity, and household behaviors in rural China[J]. Journal of comparative economics, 2022,50(4):1068-1086.
- [22]VU H T, GOTO D. Does awareness about land tenure security (LTS) increase investments in agriculture? evidence from rural households in Vietnam[J]. Land use policy, 2020(97):104721.
- [23]汪险生,郭忠兴,李宁,许恒周. 土地征收对农户就业及福利的影响:基于CHIP数据的实证分析[J]. 公共管理学报,2019,16(1):153-168,176.
- [24]王大哲,钱文荣. 农地征收对农户消费的影响研究:基于总量和结构的视角[J]. 消费经济,2021,37(6):71-80.
- [25]朱月季,许海平,刘玲. 土地征收对农户生活消费与人力资本投资的影响研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2018(5):151-159,168.
- [26]葛传路,岳虹. 征地冲击对农户消费的影响[J]. 经济与管理研究,2018,39(1):46-56.
- [27]邹宝玲,罗必良. 农地功能的再认识:保障、福利及其转化[J]. 天津社会科学,2019(6):90-97.
- [28]岳崑,王雄,张强. 健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性[J]. 中国工业经济,2021(10):175-192.
- [29]ATELLA V, ROSATI C, ROSSI M. Precautionary saving and health risk: evidence from Italian households using a time series of cross sections[J]. Social science electronic publishing, 2005,96(3):113-132.
- [30]高梦滔,姚洋. 健康风险冲击对农户收入的影响[J]. 经济研究,2005(12):15-25.
- [31]涂冰倩,李后建,唐欢. 健康冲击、社会资本与农户经济脆弱性:基于“CHIP2013”数据的实证分析[J]. 南方经济,2018(12):17-39.
- [32]赵宁,张健. 土地流转背景下农村居民养老诉求与行为选择研究[J]. 社会保障研究,2017(2):56-61.
- [33]李庆海,李锐,王兆华. 农户土地租赁行为及其福利效果[J]. 经济学(季刊),2012,11(1):269-288.
- [34]LI C, JIAO Y, SUN T, LIU A. Alleviating multi-dimensional poverty through land transfer: evidence from poverty-stricken villages in China[J]. China economic review, 2021,69(5):101670.
- [35]赵美凤,汪德根. 中国中西部地区就近城镇化空间分异格局及机理[J]. 地理学报,2021,76(12):2993-3011.
- [36]聂荣,杨丹,沈大娟. 中国农村收入阶层对家庭消费结构影响的实证研究:基于CFPS数据的微观证据[J]. 东北大学学报(社会科学版),2020,22(4):29-37.
- [37]范宪伟. 退休与家庭消费行为:兼论“退休消费之谜”[J]. 宏观经济研究,2020(10):126-136.
- [38]LUO S, SUN Y, ZHOU R. Can fintech innovation promote household consumption? evidence from China family panel studies[J]. International review of financial analysis, 2022(82):102137.
- [39]詹鹏,宋蒙蒙,尹航. 家庭规模小型化对家庭消费结构的影响:基于CFPS2014-2016年面板数据的研究[J]. 消费经济,2020,36(5):17-28.
- [40]闵维方,余继,吴嘉琦. 教育在扩大内需拉动经济增长中的作用[J]. 教育研究,2021,42(5):12-22.
- [41]汪伟,吴坤. 中国城镇家庭储蓄率之谜:基于年龄—时期—组群分解的再考察[J]. 中国工业经济,2019(7):81-100.
- [42]袁志刚,朱国林. 消费理论中的收入分配与总消费:及对中国消费不振的分析[J]. 中国社会科学,2002(2):69-76.
- [43]李江一. “房奴效应”导致居民消费低迷了吗?[J]. 经济学(季刊),2018,17(1):405-430.
- [44]DYNAN K E, J SKINNER, S P ZELDES. Do the rich save more[J]. Journal of political economy, 2004,112(2):397-444.
- [45]尹志超,刘泰星,张诚. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. 中国工业经济,2020(1):24-42.
- [46]CHOU S Y, LIU J T, HAMMITT J K. National health insurance and precautionary saving: evidence from Taiwan[J]. Journal of public economics, 2003, 87(9/10):1873-1894.
- [47]秦海林,高轶玮. 社会资本、消费行为选择与消费升级:基于CFPS(2016)的实证检验[J]. 消费经济,2019,35(6):70-82.
- [48]唐升,孙皓. 城乡居民消费结构转型升级:趋同特征与演化路径[J]. 中国软科学,2022(3):141-153.

(本文责编:海洋)