华南农业大学学报(社会科学版)
2025年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第24卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

新型城镇化建设与农户生计可持续研究

焦 娜

(湖南农业大学 经济学院,湖南 长沙 410128)

摘 要: 通过匹配国家三批新型城镇化试点地区和中国健康与养老追踪数据(CHARLS),在生计可持续分析框架下考察了新型城镇化建设对农户生计可持续发展的影响。非参数回归显示,新型城镇化试点地区的农户生计资产-收入存在多重均衡,且均衡水平显著高于非试点地区农户;基于新型城镇化试点的准自然实验,使用多期DID方法识别了新型城镇化政策对试点地区农户生计可持续发展的影响,研究结果发现,新型城镇化试点显著提高了农户的生计资产-收入,通过整合协同、匹配协同与融通协同效应强化了生产要素流动的资源优化机制,不仅提高了农业的全要素生产率和产值,也实现了农户的非农生计转型,有利于农户生计可持续发展,为协调推进新型城镇化和乡村全面振兴的政策实践提供了参考。

关键词: 新型城镇化;农户生计;要素流动;可持续发展

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2025)02-0063-18

一、引言

伴随着工业化转型和农业现代化进程的加快,农业剩余劳动力从传统的农业生产转移至城市的工业企业以及服务业从事生产活动,推动了我国城镇化水平的不断提高。2024年7月,中共二十届三中全会指出,城乡融合发展是中国式现代化的必然要求。必须统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴,全面提高城乡规划、建设、治理融合水平,促进城乡要素平等交换、双向流动,缩小城乡差别,促进城乡共同繁荣发展。进一步建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系,对扎实推进全体人民共同富裕和社会主义公平正义具有重要意义。

中国传统的农户被解释为"小农",是农民与社会、国家与市场联系的基本组织单元[1]。生计转型是指在外部的自然因素、经济因素、市场因素、技术因素、社会因素、文化因素等共同影响时,农户赖以生存的职业或者产业发生根本性转变。英国国际发展署(DFID)将生计转型定义为生计多样化,即不同农户或个人在面对外界环境变化时采取的不同生计应对策略,有助于提高农户收入、降低生计风险、保障农户生计安全,具有普遍性、差异性、多元性的特点[2]。国内学者将生计转型定义为农户分化,并指出农户分化是中国社会经济发展进程中出现的普遍现象,也是社会经济发展的必然规律[3]。中国农民由同质性的纯农户分化为不同兼业程度的农户[4]。作为理性经济人,部分农民率先进入城市,成为市民或农民工,这一过程也产生了农业剩余劳动力和农业转移人口;留村农民通过生计资产最优配置,实现农业适度规模经营和净收益最大化[5]。2024年我国常住人口城镇化率已达到67%,全国政协经济委员会的专项调研显示,常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率相差19个百分点,城乡之间仍然存在一定比例的流动人口,即"候鸟式"或"钟摆式"农民工群体,分化后的农户有意愿、有能力彻底放弃农村土地,实现生计可持续发展并有序实现市民

收稿日期: 2024-09-24 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2025.02.006

基金项目: 国家社会科学基金项目(20BGL179)

作者简介: 焦 娜(1981—),女,湖南长沙人,湖南农业大学经济学院教授,主要研究方向为应用经济学。E-mail:salianda@163.com

化是现阶段新型城镇化的首要任务。新型城镇化不仅是人口从农村向城镇的迁移,更强调了人口与经济社会活动在农村、城镇和城市之间地理空间的均衡分布,即城乡协调发展的过程。农村的发展和兴旺是新型城镇化的根基,而以县域为载体的城镇是农村和城市之间的过渡带,两者对于扎实平稳有序推进新型城镇化是不可或缺的必要条件。农业转移人口是城乡之间要素空间流动的表现形式,也是实现新型城镇化和乡村全面振兴双向战略目标的纽带,城乡地理空间的融合必然要以人的融合为前提条件。

农户作为本文的研究对象,存在不同程度的分化,农户家庭成员不仅包括留村农民,也存在一定比例的农业转移人口。本文的边际贡献主要体现在:第一,在可持续生计分析框架下,构建农户生计资产-收入的合成指标度量农户生计可持续发展能力,该指标量化了生计资产对农户不同类型收入的边际贡献率(或者边际收益率)。因此,农户生计可持续发展的根本在于生计资产收益率的稳定性;第二,区别于传统城镇化侧重于提高城市居民的福利水平,本文关注了与农户资产和收入相关联的生计可持续性问题,符合新型城镇化缩小城乡差距实现城乡共同繁荣发展的政策目标,研究结论将从农户福利的视角为实现城乡融合提供经验借鉴;第三,丰富了新型城镇化试点政策效应评价的相关研究成果。以微观农户为研究对象,从要素流动的角度验证了新型城镇化建设促进农业生产适度规模化经营和农业转移人口非农转型过程中发挥的作用,阐释了新型城镇化建设与生产要素流动对农户福利水平的交互协调效应,对于扎实推进农业转移人口市民化具有政策借鉴意义。

二、制度背景和研究假设

(一)新型城镇化实施的制度背景

传统的城镇化是从城市利益出发、由城市单方面制定的,提高城市居民福利水平的同时也导致了城乡分割[6]。2014年3月,中共中央、国务院印发《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》(下文简称《规划》),明确提出要走中国特色新型城镇化道路。2014年12月,国家发改委等11个部门联合印发《关于开展国家新型城镇化综合试点工作的通知》,公布了首批包含江苏、安徽两省和宁波等62个城市(区、县、镇)的新型城镇化试点名单,2015年11月和2016年11月又分别确定了第2批73个城市(区、县、镇)和第三批111个城市(区、县、镇)。试点城市的确定兼顾了不同区域、不同类型和不同层级城市(镇),坚持中央统筹、地方为主,中央政府统筹试点内容,试点地区按照要求,充分发挥主动性和创造性,制定体制改革和机制创新的具体方案,以城乡融合为目标,将农业转移人口市民化作为首要任务,建立农业转移人口市民化的成本分担机制。

2022年10月,中国共产党第二十次全国代表大会报告提出了“以人为核心”的新型城镇化发展战略,有序推进农业转移人口市民化,为推动经济高质量发展和中国式现代化提供有力支撑保障。迄今为止,我国新型城镇化建设取得一系列重大历史性成就,值得指出的是,我国仍有4亿左右的人口生活在农村。建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系,应以国家新型城镇化试点区域为突破口,坚持以工补农、以城带乡,以县域为基本单元、促进城乡要素自由流动和公共资源合理配置,多渠道增加农民收入、吸纳农村劳动力转移就业和就地就近就业创业,促进农民收入持续稳定增长,逐步缩小城乡居民收入差距和居民生活水平差距,实现农民农村共同富裕。

(二)可持续生计分析与资产贫困理论

无论是继续从事农业生产的农民还是农业转移人口,农户分化的关键在于生计资产基础及其可持续发展能力。农民农村共同富裕的前提是尊重农民分化的客观现实,外部政策干预在一定程度上能够有效应对农民分化问题,即能够加速不同阶层农民向富裕阶层的流动[5]。

可持续生计分析(SLA)作为一种寻找农户生计脆弱性的诸多原因并给予多种解决方案的集成分析框架和建设性工具,在世界各地的扶贫开发和生计建设项目中得到了运用和实践。农户根据

生计资产选择不同的生计策略或者组合,将生计资产转换以实现预期生计产出[2]。早期新古典经济增长理论指出,初始贫困状态下,人们通过积累生产性资产或者应用更具收益性的交换和生产技术提高产出和收入,摆脱贫困,实现生计可持续发展,并收敛于唯一的稳态均衡点[7]。但是资产贫困理论认为,如果贫困的初始状态是以资产贫困为特征,则意味着农户缺乏生计资产基础支撑其生计可持续发展,因而生产和交换并不足以实现产出和收入的提高,一部分均衡可能收敛于贫困线以下,另一部分均衡可能收敛于贫困线以上,资产积累路径可能存在多重均衡点,即使存在稳态均衡也并不代表农户福利水平的改善,从低水平均衡跨越至高水平均衡取决于农户生计资产而不仅仅是收入[8]。因此,生计扶持政策的干预程度决定了政策效果,较低程度的干预只能将短期状态改变为相同的长期状态,仅保持当前的福利水平,只有足够程度的干预才能改变资产累积动态,从低水平均衡跳跃到高水平均衡,脱离低水平均衡。新型城镇化政策坚持巩固和完善农村基本经营制度,完善强农惠农富农支持制度,进一步深化了土地制度和户籍制度改革,鼓励生产要素的双向流动,有利于提升生计资产的要素价值及其产出水平。据此提出假设 1:新型城镇化试点提高了农户的生计资产 - 收入,对农户生计可持续发展存在显著的积极作用。

(三)新型城镇化建设、要素流动与农户生计可持续发展

新型城镇化是中国最大的内需潜力所在,是拉动经济增长的新动力。土地流转本质上是土地要素的优化配置,是优化人地关系的重要机制。土地流转能通过土地资源和劳动力资源双重优化配置,充分发挥农户的比较优势,实现帕累托改进和社会福利的提升[9]。新型城镇化的实施增加了非农就业机会,也加速了土地制度改革,提高了农地经营效率,促进农地流转的供给与需求;构建城乡统一的建设用地市场是土地制度改革的重要任务,通过加强各种流转市场信息平台建设,降低了农地流转的交易成本,有利于提高土地流转效率,而高效的土地流转实施是农业现代化实现的基础保证。

一方面,产业化、规模化以及机械化是未来农业发展的必然趋势,是实现现代化农业的重要特征。新型城镇化将农业转移劳动力分流至工业和服务业,农民可以将其承包的土地经营权进行流转,从而增加农村劳均土地面积,这有利于土地资源整合成片,使规模化、机械化生产成为可能,能进一步提高农业现代化的程度和效率,进而将增加劳均农业收入。另一方面,农地转出促进了农村劳动力非农就业,增加了农民的非农收入,进而有利于农户减贫[10]。新型城镇化战略盘活了城乡闲置资源,尤其是土地的资产功能,提高城乡土地利用效率。土地流转赋予了土地交易属性,农户可以投资土地增加财产性收入。例如,土地股份合作社是中国农业生产合作社的典型,且合作社成员的收入很少来自农业生产,他们以土地入股加入合作社,赚取地租收入,土地价值的提高有利于提高其收入。对于农户来说,土地流转可以鼓励非农劳动、推动家庭职业分层等,进而增加农民财产租赁性和工资性收入[11]。不仅避免了农业耕地的抛荒,也可以通过要素流动为农业生产者扩大生产规模,实现规模效益。据此提出假设 2:土地流转有利于农户生计资产 - 收入增长,新型城镇化战略提高了土地流转效率,实现了农业生产的规模效益,产生“整合协同”效应,不仅提高了农户的农业全要素生产率及产值,也拓宽了农户的非农收入来源,对农户生计资产 - 收入具有显著的积极效应。

最新研究证明,新型城镇化试点显著提升了农业转移人口就业质量[12]。根据托达罗模型,农户从事非农生产的前提条件是工资收益大于等于从事农业生产的人均产出。但是长期以来,户籍作为制度因素下城乡身份的差异是导致我国城乡工资收入差别的重要原因[13],放开户籍制度能稳定就业预期并缓解就业歧视,降低农业转移人口进入国有部门的障碍,增加他们在非农部门就业的可能性[14]。“以人为核心”的新型城镇化发展战略有利于破解传统城镇化模式的制度约束和结构排斥,建立城乡劳动者平等就业、同工同酬制度,依法保护进城农民工劳动权益,实质上降低了户籍制度对农业人口向非农就业转型的制度和融合成本,有利于农户的非农生计转型,也有利于农业转移人口从就

业质量低的次级劳动力市场进入就业质量高的主要劳动力市场,实现生计可持续发展。

效率工资理论认为,工资率决定了发展中国家劳动者的生产率,因为收入可以满足劳动者更高的消费需求,提高人力资本存量。人力资本水平对劳动者获得稳定的工作和充分的社会保障具有重要影响,人力资本水平制约了农业转移人口就业质量的提升[15]。根据效率工资理论,高工资可以带来生产率的提高。提高最低工资标准有助于保障劳动者的权益,企业提供有保障的工资,从而确保劳动者获得稳定的收入来源,降低了劳动者承担的风险。当劳动者获得创业或就业机会时,可以获得更高的生计产出和收入,提高生活水平和福利水平。据此提出假设3:新型城镇化战略打破了城乡之间的职业隔离,降低了农户非农生计转型的制度和融合成本,有利于劳动力要素的自由流动。最低工资制度保障了劳动力要素报酬,产生"匹配协同"效应,鼓励农户创业和非农就业,提高了农户的非农生计收入。

数字经济是继农业经济和工业经济后的主要经济形态,是现代经济的重要源动力和增长点,以数据为载体的信息网络已成为关键的生产要素。过去数年,中国数字金融取得了长足发展,在全球产生了广泛的影响力[16]。一方面,城乡分割导致了城乡数字鸿沟的扩大,严重阻碍数字经济的发展进程,由于信息不对称和准入门槛问题,农村地区落后的数字基础设施和短缺的数字技能人才制约了产业数字化转型,城乡间的金融可得性差异和寄递差距阻碍了农村电子商务创业[17],从生计机会上阻碍了农业剩余劳动力的非农生计转型;另一方面,数字经济发展使得信息与要素的跨时空链接和匹配成为可能,有利于区域融合,促进城乡一体化发展,为新型城镇化发展创造条件[18]。促进数字经济和实体经济深度融合是实现中国式现代化的重要途径,金融是实体经济发展的重要支撑。数字金融的产品创新降低了客户准入门槛,使得金融服务平民化趋势更加显现。与传统金融机构的排他性对比,数字金融服务范围能够覆盖难以获得传统金融服务的中小微企业及低收入人群,充分体现了普惠金融的应有之义。数字技术的短、平、快特征更加有利于规模庞大的"尾部群体",通过经济增长效应、机会平等效应、信息传递效应、资源获取效应及成本消减效应改善创业的内外部环境及条件,有效降低农户创业门槛,帮助农户突破创业资源约束,提升创业预期收入[19]。相关研究也指出数字金融特有的社会信任强化机制可以提升农户的社会信任感、提高农村家庭幸福感、激发创新创业精神、强化农户风险偏好及其金融素养,最终促进农户创业,提高创业绩效[20]。鼓励农户创新创业是农业转移人口提高收入水平及其生计可持续发展的重要路径,也是实现新型城镇化战略目标的微观机制。

中国数字经济与新型城镇化发展的时间维度是交叠的,而且发展目标也具有一致性。越来越多的研究开始关注数字经济与新型城镇化的耦合协调关系,无论是针对数字经济或者新型城镇化的内涵界定、特征描述还是指标测度等方面,虽然研究侧重点各有不同,但都是构建指标体系的关键要素。已有研究对特定区域以及全国范围的耦合协调度测算发现,虽然存在地区差异,但是两大系统发展指数与耦合协调度总体上均呈逐年上升态势[21],意味着新型城镇化与数字经济发展是相互促进,协同共进的。据此提出假设4:数字经济突破了地理空间限制,有助于破除城乡壁垒,新型城镇化以持续推动城乡融合为目标,与数字经济发展相互促进和交互协调,产生"融通协同"效应,有利于实现农户生计可持续发展。

三、可持续生计分析与生计资产-收入指数

根据可持续生计分析框架,生计可持续能力由自然、人力、金融、物质、社会五种生计资产决定[22]。家户作为理性经济人,其目标是在给定生计资产禀赋约束下,最大化生计产出,这一结果不仅决定于自有的生计资产(例如土地、生产投入以及人力资本等),同时也受到其生产生活环境(包括自然风险以及土地因素等)的影响,而上一期生计策略的产出又影响下一期生计资产禀赋。根据可持续生计理论,生计资产呈现多维度特征,需要合成单一的资产指标避免"维度诅咒"问

题[23]。常用于衡量可持续生计的指标构建方法包括收入法、资产法、生计资产 - 收入加权指数法、生计行为选择以及选择实验法[24],对比之下,收入存在随机性,会因季节或者外生冲击无法稳定反映生计策略及生计产出,消费则掩盖了生计资产以及生计策略选择,资产克服了收入和消费的缺陷,但是弱化了生计资产和生计策略之间的关联性,而且生计资产指标存在不同的衡量单位,不具备可比性,直接使用将损失原始数据信息。基于此,本文选择使用生计资产 - 收入加权指数法。

(一)生计资产 - 收入指数的构建

研究主要使用了 CHARLS 2013、2015 和 2018 年 3 期的追踪数据,根据统计一致性和可得性,将收入定义为工资性收入、种植业及林业收入、畜牧及水产收入、非农经营收入、财产性租赁收入、转移性收入以及其他收入;生计资产划分为自然资本、人力资本、物质资本、金融资本和社会资本五大类,选择相关统计量作为具体度量指标,具体取值说明如表 1、表 2 所示。

表 1　收入类别说明

家户收入类别	收入来源与统计说明(万元)
工资性收入	户主及其配偶以及家庭成员的工资收入
种植业及林业收入	从事种植、管理果树、采集农林产品等生产总收入
畜牧及水产收入	从事牲畜与水产及其副产品生产与消费的总收入
非农经营收入	非农生产经营或私营的净收入(含成本)
财产性租赁收入	土地、房屋以及固定资产的租赁性收入
转移性收入	政府补助、社会捐助以及补偿
其他收入	工作补贴、补助以及赡养补偿性收入

表 2　生计资产指标说明

生计资产指标		指标与构成变量说明
自然资本	土地面积	集体分配的土地(亩)
人力资本	家户规模	同家户的成员人数
	户主自评健康水平	4 = 很好;3 = 好;2 = 一般;1 = 差;0 = 非常差
	户主受教育水平	户主实际受教育年限
	户主年龄	户主年龄
物质资本	农用固定资产价值	农用机械的资产价值(万元)
	耐用消费品价值	汽车、交通工具、电器以及奢侈品等物品价值(万元)
	家畜新增价值	当期与上一期家畜价值的差值(万元)
	总房产面积	全部家庭成员的产权物业面积(m^2)
金融资本	资产(非房产)	户主与配偶现金、存款、基金、债券总价值(万元)
	债务	户主与配偶未偿还的债务以及房屋贷款(万元)
社会资本	亲朋好友的赠予	亲戚朋友的日常经济赠予与支持(万元)
	对亲朋好友的赠予	对亲戚朋友的日常经济赠予与支持(万元)

表 1、表 2 显示,收入和生计资产的统计单位是不一致的,为了更好地度量家庭收入及其与资产之间的关联,考虑到已有构建生计策略分类指标方法的单一性或者随机性等缺陷,研究使用收入和资产合成构造的生计策略指标[23]。首先建立家户的资产回归模型,使用所有资产类型对家庭不同的收入类型分别进行回归,并得到由相应生计资产的衍生收入。具体构建模型如式(1)所示:

$$Y_{ist} = \sum_{j=1} \alpha_j (A_{ijt}) + \beta_l L + \varepsilon_{ist} \tag{1}$$

其中,被解释变量 Y_{ist} 统计了家户 i 在调查期 t 不同来源 s 的收入,用以衡量家户生计和物质福利。回归系数 α_j 反映了第 j 种资产对生计收入的边际贡献率,也是权数。A_{ijt} 是家户 i 在时间 t 的第 j 类资产数量,L 是所在城市的虚拟变量,ε_{ist} 是误差项。给定估计量 $\hat{\alpha}_j$,可以计算出各期家户生

计资产-收入指数:

$$\hat{Y}_{ist} = \sum_{j=1} \hat{\alpha}_j (A_{ijt}) + \hat{\beta}_l L \tag{2}$$

式(2)的估计值 $\hat{Y}_{ist}$ 就是生计资产-收入指数,是对家户不同生计资产按照边际贡献率加权的指数,该指数将不同水平的资产及其产生的收益相结合,允许系数随着不同的宏观环境影响而变化。反映了不同生计行为选择(生计策略)及其衍生的生计收入,通过边际贡献率 $\hat{\alpha}_j$ 估计得到的收入指数,能够识别不同资产对生计策略及其收入的贡献性,比使用统计权重法更具客观科学性。

需要强调的是,在模型(1)的估计中,一些家庭存在入不敷出(例如创业和自营生产)或者没有参与某一类生计活动的问题,导致了非正数值(负值或者0)的存在,可以使用两部分模型(two-part model)最小化非正数值[25]。具体而言,先使用 Probit 模型(3)估计收入 Y_{ist} 是否大于0,再使用广义 OLS 估计模型(4)获得的预测值作为家户的生计资产-收入指数:

$$\varphi(Y_{ist} > 0) = \Pr(Y_{ist} > 0 | X) = F(X\delta) \tag{3}$$

$$E(Y_{ist} | X) = \Pr(Y_{ist} > 0 | X) \times E(Y_{ist} | Y_{ist} > 0, X) \tag{4}$$

基于式(2)的生计资产-收入指数 $\hat{Y}_{ist}$,将不同来源 s 的生计资产-收入指数合成为单一指标 Y_{it},可以模拟出动态的资产积累路径。给定 Y_{it} 是 t 期的生计资产-收入,那么 Y_{it-1} 是 $t-1$ 期的生计资产-收入,v_{it} 是服从零均值,同方差的随机扰动项,假设非参数回归模型为:

$$Y_{it} = f(Y_{it-1}) + v_{it} \tag{5}$$

考虑到生计资产-收入的动态分布未知,因此使用局部多项式平滑回归估计模型(5),可以得到家户生计资产-收入的动态变化趋势。

(二)生计资产-收入指数分析

基于两部分模型估计模型(2),得到生计资产-收入指数 $\hat{Y}_{ist}$。表3对 $\hat{Y}_{ist}$ 进行描述性统计,结果显示,2013、2015、2018年3期数据中,除其他收入以外,样本家庭的各类收入指数呈现增长与生计多样化趋势。

表3 生计资产-收入指数的统计性描述

生计资产-收入指数	2013	2015	2018
种植业及林业	0.268	0.232	0.411
畜牧及水产业	0.222	0.233	0.336
非农经营	0.262	0.281	0.485
非农受雇	1.737	1.332	1.878
财产性租赁	0.057	0.092	0.140
转移性支付	0.227	0.264	0.870
其他来源	0.097	0.083	0.088
主成分合成分	3.246	3.218	3.792

其次,应用主成分分析合成生计资产-收入指数计算综合得分,形成具有高度解释力的新变量。分析结果显示,KMO 等于0.582,结合 Bartlett 球形检验,值为26904.704,自由度为21,在1%的水平上显著,表明标准化原始变量数值的相关系数矩阵有共同因素存在,可以使用主成分分析。主成分 F1 和 F2 的方差贡献率为50%且特征值大于1,其中 F1 在非农自雇收入(0.7628)、受雇工资收入(0.6287)和租赁性收入(0.8316)的因子载荷值最大,反映了家户的非农收入水平,该因子得分越高,家户的非农生产的比重就越高;F2 在种植业与林业收入(0.6600)和畜牧与水产业收入(0.6760)的因子载荷值最大,反映了家户的农业生产收入水平,该因子得分越高,家户的农业生产比重就越高。

最后,计算出主成分合成分数,并将合成分数转化为 0 ~ 100 之间的数值后,作为家户生计资产 - 收入及其可持续能力的测度指标 z_{it},所有观测期的样本平均得分约 3. 429,综合得分值越高的地区,家户生计资产 - 收入相对较高且生计可持续性发展潜力越大。

四、新型城镇化综合试点的准自然实验设计与分析

(一)研究变量与数据说明

本文应用了 CHARLS 2013、2015 和 2018 年 3 期追踪数据①。该调查覆盖除香港、澳门特别行政区和台湾地区外的 31 个省、自治区、直辖市以及新疆生产建设兵团,调查对象主要包括 45 岁以上中老年人家庭和个人。鉴于该数据库可以具体统计到各省下辖市级单位,研究将 2015 年—2016 年 3 批国家新型城镇化综合试点城市与样本家户相匹配,识别新型城镇化试点与农户可持续生计发展的因果关系。

针对本文研究对象,主要选择了农村户籍的家庭,总样本量共 3 期 20578 个。使用主成分法合成的生计资产 - 收入 z_{it} 作为被解释变量,反映了农户的生计能力及其可持续发展水平。图 1 应用非参数回归 epanechnikov-kernel 加权的局部平滑法估计了式(5),对比了新型城镇化试点地区和非试点地区样本农户的生计资产 - 收入的累积动态趋势,纵轴代表期末(当期)综合得分值,横轴代表期初(上一期)综合得分值,结果显示,两者存在显著差异,其中试点地区农户生计资产 - 收入呈现多重均衡(与 45°线存在多个交点),而非试点地区仅存在单一均衡点 A。相比而言,前者的不同均衡水平均高于后者,且存在逐年持续增长的趋势(从均衡点 B 至均衡点 D),但是非试点地区农户的生计资产 - 收入收敛于唯一的低水平均衡点,且长期低于试点地区。可以认为,新型城镇化有利于农户生计资产 - 收入的提高,进而提升农户可持续生计发展水平,证明了研究假设 1。

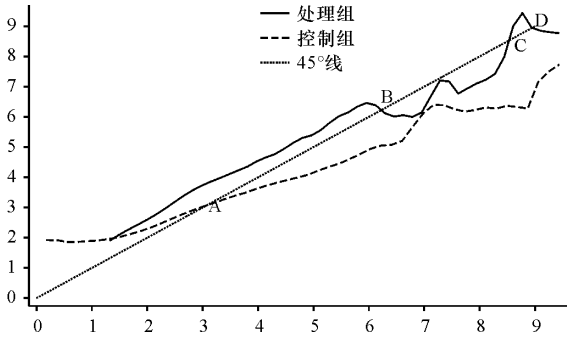


图 1　生计资产 - 收入累积动态的非参数估计

表 4 为被解释变量、主要解释变量和控制变量的描述性统计。被解释变量是样本农户家庭生计资产 - 收入 z_{it},是否属于各批次新型城镇化试点的城市是主要解释变量,农户层面的控制变量主要包括户主及其配偶的平均工作经验、平均受教育水平、双方最低健康水平,是否独居(婚姻状态)以及 60 岁以上家庭成员占比(赡养比),考虑到内生性问题,"家户人均消费水平"和"是否拥有土地"两项使用了滞后 1 期的家户数据;城市(包括县级市)层面控制变量选取了样本城市财政支出与财政收入比值、城市人口(万人);另外也使用所在省份人均 GDP(万元)控制了地区经济发展水平。

(二)多期 DID 的基准双向固定效应回归

根据新型城镇化不同时期在中国多个城市试点的政策背景,探究了新型城镇化对农户生计资产 - 收入的影响。主要抽取了 CHARLS 数据库 2011、2013、2015 和 2018 年 4 期追踪数据的农村户籍家庭(其中,2011 年家户数据作为控制变量),共计 34693 个样本。2014 年 12 月,国家发展和改革委员会(下文简称发改委)等 11 个部门联合印发了《国家新型城镇化综合试点方案》,在江苏、安

① 分析使用了滞后 1 期的家庭经济变量,因此 2011 年的数据作为控制变量使用。

表4 相关变量的统计性描述

	2013	2015	2018
生计资产-收入 z_{it}	2.958(1.289)	2.924(1.072)	3.371(1.843)
政策变量			
新型城镇化综合试点	0	0.186(0.390)	0.540(0.498)
家户控制变量			
平均工作经验	50.717(12.413)	50.461(12.777)	52.772(12.362)
平均受教育水平	3.559(3.511)	3.691(3.408)	3.737(3.449)
最低自评健康水平	1.652(0.888)	1.710(0.913)	1.659(0.964)
婚姻状况	0.775(0.418)	0.773(0.419)	0.745(0.436)
赡养比	0.274(0.351)	0.284(0.354)	0.352(0.397)
上一期户均消费水平	0.542(0.720)	0.797(1.134)	1.077(2.082)
上一期是否有土地	0.911(0.285)	0.852(0.355)	0.767(0.423)
城市(县级市)控制变量			
财政支出/财政收入	2.994(2.095)	3.057(1.856)	3.521(2.316)
城市人口数量(万人)	570.3(487.2)	571.9(491.9)	576.3(488.5)
省级人均GDP(万元)	4.278(1.440)	4.799(1.631)	5.884(1.956)
总样本量	6419	7240	6919

徽两省和宁波等62个城市(镇)进行第一批国家新型城镇化综合试点,2015年11月和2016年11月又分别确定了第2批和第3批试点名单。因此,2013年属于政策实施前期,2015年和2018年属于政策逐期试点推进期。基准回归主要采用双向固定效应的多期双重差分模型:

$$z_{it} = \beta_0 + \beta_1 urban_{it} + \sum_{k=1}^{K} \gamma_k x_{kit} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \quad (6)$$

z_{it}是样本家庭 i 在观测期 t 的生计资产-收入,解释变量 $urban_{it}$ 表示样本农户 i 在观测期 t 是否属于新型城镇化试点的地区——即样本所在村/县域是否属于试点城市,系数 β_1 反映了新型城镇化战略对农户生计资产-收入的平均处理效应。α_i 是家户固定效应,λ_t 是时间固定效应。

表5 基准双向固定效应回归结果

	(1)	(2)
新型城镇化试点	0.249***(0.037)	0.295***(0.039)
平均工作经验		0.138***(0.041)
工作经验平方		-0.002***(0.000)
平均受教育水平		0.003(0.027)
最低自评健康水平		0.121***(0.021)
婚姻状况		0.102(0.064)
赡养比		-0.042(0.046)
滞后Ⅰ期的家庭经济变量		
户均消费水平		0.021*(0.012)
是否有土地		0.042(0.036)
城市/地区控制变量		
财政支出/财政收入		0.025(0.023)
城市人口数量(万人)		-0.000(0.000)
省级人均GDP(万元)		0.079*(0.040)
常数项	3.022***(0.012)	-0.299(1.489)
家户固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
R^2	0.695	0.698
样本量	13963	11413

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误。

表5第(1)列和第(2)列分别给出了无控制变量和有控制变量的TWFE回归结果,新型城镇化综合试点对农户生计资产-收入存在正向效应,有利于农户生计可持续发展,且在1%的水平上显著,加入控制变量并没有改变这一结果,证明了研究假设1。其中,工作经验对农户生计收入的影响与经典明瑟模型的结论一致,收入会随着从业经验的增加而提高,但是增速是递减的,平均受教育水平对农户资产-收入的正向影响并不显著;自评健康水平越高,显著增加了农户生计资产-收入;考虑到内生性问题,使用滞后一期变量控制农户的经济状况,户均消费水平越高的家庭,生计资产-收入越高;省级人均GDP越高,农户所在地区经济发展水平越高,生计资产-收入越高。由于新型城

镇化试点是渐进实施的,基准双向固定效应模型估计系数可能存在异质性偏误,因此,有必要继续对研究结论进行稳健性检验。

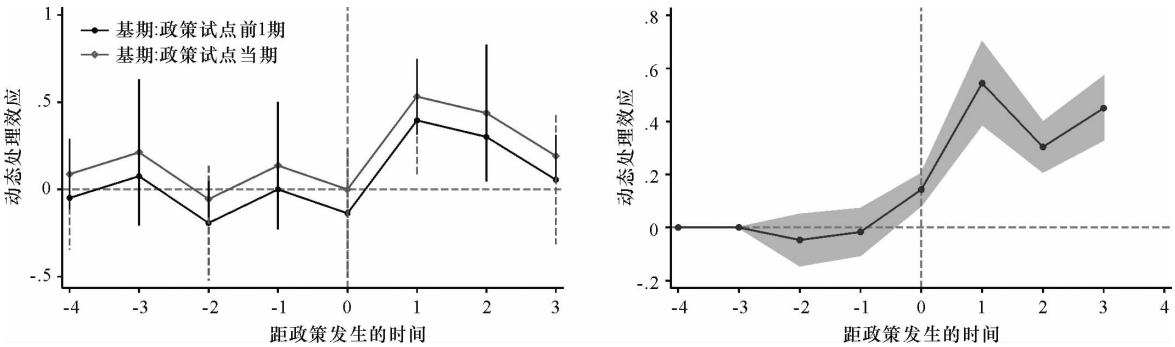
(三)多期 DID 的稳健性检验

1. 平行趋势检验

多期双重差分模型对政策效应的识别需要满足平行趋势假设,即政策实施前期,处理组和对照组应具有一致的发展趋势,没有其他显著的差异,保证国家新型城镇化试点确实影响了农户生计资产 - 收入的变化,而不是其他政策或者不可观测的个体特征差异所导致,控制组和处理组样本应具有可比性,本文采用事件分析法(ESA)估计新型城镇化试点的动态效应并检验了平行趋势,首先,将 TWFE 的多期双重差分模型(6)修改为:

$$z_{it} = \beta_0 + \sum_{j\neq -1}^{J} \vartheta_j I_j + \sum_{k=1}^{K} \gamma_k x_{kit} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \tag{7}$$

考虑到多重共线问题,使用政策实施的前 1 期作为基准期,控制家户和时间固定效应以及系列控制变量,估计式(7),并绘制动态时间系数的趋势图 2(a)。



(a)事件分析法(ESA)　　(b)插补 DID 估计

图 2

图 2(a)应用事件分析法(ESA)对比了使用不同基期估计了新型城镇化推进对农户生计资产 - 收入影响的动态变化趋势,表 6 为对应的动态回归系数,当使用政策实施前 1 期作为基期,$j < -1$ 时,虚变量 I_j 的估计系数相对平稳,且置信区间均包含 0 值,说明新型城镇化试点之前,处理组和控制组的生计资产—收入没有显著差异,平行趋势假设成立。从政策实施后 1 期 $j = 1$ 开始,处理组农户的生计资产 - 收入显著提高,将基期更换为政策实施当期,结论基本一致。

考虑到基准双向固定效应回归的异质性偏误问题,研究使用插补估计量,该估计量在满足基本假设的前提下,是有效且稳健的[26]。该方法假设,对于所有最终受到处理的样本,在 j 期之前处理已经发生,然后估计这一处理发生以后的平均处理效应,检验了模型的平行趋势假设,图 2(b)和表 6 第(5)列分别给出了估计结果,证明该数据满足平行趋势假设且处理效应是异质的,下文将继续进行异质性稳健 DID 估计。

2. 安慰剂检验

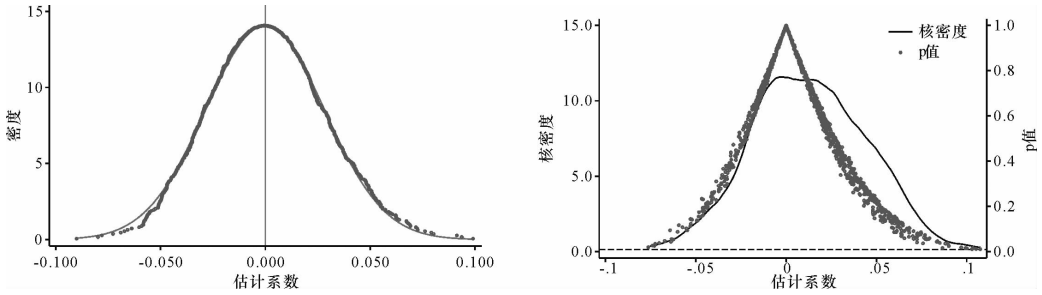
安慰剂检验旨在证明农户生计资产 - 收入的变化是国家新型城镇化试点政策的影响,而不是其他政策或者事件发生的时间趋势影响,虚构处理组或者虚构政策时间进行估计,如果不同虚构方式下的估计量的回归结果依然显著,那么就说明原来的估计结果很有可能出现了偏误。本文分别利用随机化试点时间 - 地区和随机提前试点时间的方式进行安慰剂检验,图 3(a)和图 3(b)给出重复 1000 次平均处理效应估计系数分布,从中可见,虚假政策估计系数近似地以 0 为中心呈正态分布,“伪处理效应”系数取值范围均在[-0.1,0.1],与表 5 中真实政策估计系数 0.295 存在明

显差异,属于异常值。从反事实角度证实了政策对实施主体的影响显著,新型城镇化对农户生计资产-收入的政策效应并不是随机偶然的。

表6 平行趋势检验

	基期:政策实施前一期		基期:政策实施当期		插补DID[26]
	无控制变量	有控制变量	无控制变量	有控制变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
I_{-4}	-0.042(0.138)	-0.059(0.160)	0.070(0.088)	0.090(0.089)	——
I_{-3}	0.066(0.043)	0.014(0.046)	0.179(0.189)	0.163(0.214)	——
I_{-2}	-0.170(0.152)	-0.218(0.174)	-0.058(0.044)	-0.070(0.045)	-0.038(0.041)
I_{-1}	——	——	0.112(0.167)	0.149(0.191)	-0.010(0.040)
I_0	-0.112(0.167)	-0.149(0.191)	——	——	0.125***(0.026)
I_1	0.334**(0.148)	0.391**(0.179)	0.447***(0.099)	0.540***(0.107)	0.469***(0.070)
I_2	0.248***(0.049)	0.260***(0.052)	0.360**(0.178)	0.409**(0.201)	0.247***(0.042)
I_3	0.050(0.170)	0.019(0.196)	0.162***(0.054)	0.168***(0.056)	0.395***(0.052)
家户固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R^2	0.696	0.699	0.696	0.699	——
样本量	13963	11413	13963	11413	12588

注:$^{***}p<0.01$, $^{**}p<0.05$, $^{*}p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误。

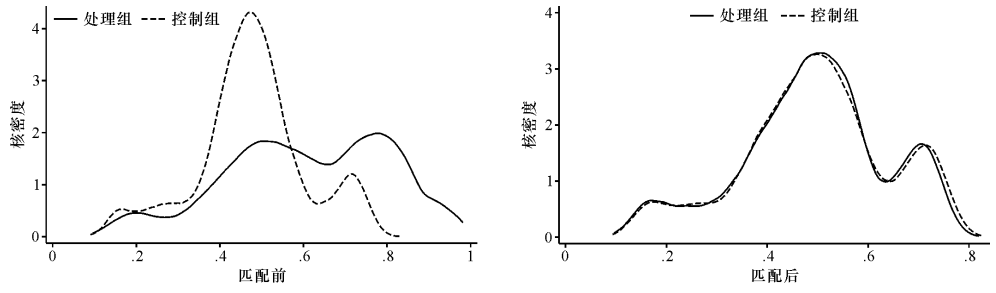


(a)随机试点-时间置换检验 (b)随机提前新型城镇化试点时间

图3

3. 匹配法-DID

根据传统的Rubin因果模型,必须证明试点地区和非试点地区可观测特征差异并不是导致农户生计资产-收入变化的根本原因,才能确定新型城镇化影响农户生计可持续发展的有效性。研究基于双向固定效应的DID回归结果,将控制变量作为匹配变量,分别使用倾向分匹配(卡尺0.01,无放回1比1)和熵匹配将样本农户合并成一个新的数据集后重新进行估计。



(a)核密度曲线(匹配前) (b)核密度曲线(匹配后)

图4

具体而言,首先使用 PSM 进行逐年匹配,图 4(a)和图 4(b)画出了 PSM 匹配前后倾向分的核密度分布,对比评测了匹配的有效性,与匹配前相比,匹配后的处理组和控制组核密度分布基本一致,更为直观地说明了匹配效果较好,在 PSM 的匹配样本基础上,应用多期 DID 重新估计了新型城镇化与农户生计资产 - 收入的因果关系。与 PSM 方法相比,熵平衡法估计效率更高且损失样本更少,基于协变量的 3 阶矩匹配获得熵权值,对匹配样本进行熵值加权的多期 DID 估计[27]。表 7 为 PSM-DID 和熵平衡匹配样本 DID 的估计结果,处理效应 DID 的系数均显著为正,与基准回归的估计结果一致,结论是稳健的。

表 7　匹配法 - DID 回归

	PSM 匹配	熵匹配
新型城镇化试点	0.160**(0.076)	0.211***(0.038)
控制变量	是	是
家户固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	6007	11413

注: ***$p<0.01$, **$p<0.05$, *$p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误;中括号内给出相应权重。

4. 不同农户生计可持续发展指标的对比

农户生计资产 - 收入属于综合性指标,合成指标的权重设置主要包括主观赋权和客观赋权,熵权法属于客观赋权法,指标的变异性越大,所反映的信息量越少,对应的权重越低,一定程度上避免指标测度的主观性,根据估计得到的收入 - 资产合成指数,该指数越大,意味着农户生计收入水平越高,均属于正向指标,进行标准化后测算相应的指标权重后,使用多重线性函数加总获得农户的生计资产 - 收入,与主成分分析获得的合成分数类似,该指标越大,则表示农户的生计可持续发展水平提高,反之,该指标越小,农户的生计可持续发展水平越低,但是该权重依赖于数据的稳定性,无法反映收入来源的信息;资产法不仅包括自然资本、人力资本、物质资本、金融资本和社会资本,也包括生计收入和消费支出[28]。相比于收入法,资产法更为稳定地测度了家户的生计与福利水平,但是资产法仅反映了农户资产总量,无法反映资产在不同生计策略的分配,削弱了生计行为与生计资产投入之间的联系。

为了对比检验该指标的合理性和研究结论的稳健性,本文分别应用熵权法[29]和生计资产法[28]合成的农户生计资产 - 收入作为对比。表 8 的结果显示,虽然指标构造的差异性使得核心解释变量的估计系数大小有所变化,但新型城镇化试点的政策效应方向及其显著性并没有发生根本改变,说明研究结论的稳健性。

表 8　其他农户生计可持续发展指标

	熵值法	生计资产法
新型城镇化试点	0.657***(0.233)	0.086**(0.035)
控制变量	是	是
家户固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	15082	10972

注: ***$p<0.01$, **$p<0.05$, *$p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误;中括号内给出相应权重。

(四)异质性稳健 DID 分析

1. Goodman-bacon 分解

采用多期 DID 方法进行估计时,处理组接受处理的时间是交叠的,如果处理效应的大小是随

时间发生变化的,不同的处理时间加上处理效应随时间的变动可能会导致多期 DID 估计产生一定的偏误。平均处理效应是对不同个体固定效应和时间效应的加权平均,一定比例的负权重会导致估计结果发生偏误,可能存在传统估计系数与真实估计系数符号相反的情况[30]。

表 9 Goodman-bacon 分解权重表(N = 5598,T = 3)

	估计系数	权重
新型城镇化试点	0.268*** (0.036)	—
早处理_v_晚处理	0.098	0.072
晚处理_v_早处理	0.319	0.067
已处理_v_新处理	0.486	0.010
从未处理组_v_处理组	0.280	0.850

注:$^{***}p<0.01$, $^{**}p<0.05$, $^{*}p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误;中括号内给出相应权重。

本文应用 Goodman-Bacon 法进行了培根分解,计算各组的系数值和权重[31]。总的 DID 估计量分解为三组:(1)早试点地区接受处理的家户(处理组)和晚试点地区处理组家户(控制组);(2)晚试点地区接受处理的家户(处理组)和早试点地区处理组家户(控制组);(3)已接受处理组的家户(处理组)和新接受处理组的家户(控制组);(4)试点地区处理组家户(处理组)和从未接受处理的家户(控制组)。Goodman-bacon 分解要求平衡面板数据,故表 9 仅选取了 CHARLS 调查中每期均参与问卷调查的家户样本。第 1 行是平衡面板数据的 TWFE 回归结果,早处理组(处理组)和晚处理组(控制组)的平均处理效应差异仅占总效应的 7.2%;晚处理组(处理组)和早处理组(控制组)的平均处理效应差异仅占总效应的 6.7%;已处理组和新处理组的平均处理效应差异权重为 1%,处理组与从未接受处理过的对照组的平均处理效应差异权重为 85%,比例相对较高。ATT 与"好处理组"的处理效应几乎一致,而"坏处理组"产生的不合适的处理效应所占比例较低,说明采用双向固定效应得到的估计结果偏误很低。

2. 异质性稳健 DID 估计

多期 DID 本质上是不同时间经历和未经历政策影响的处理组和控制组的平均处理效应的加权平均,政策影响存在动态累积效应,导致 TWFE 的估计存在偏误[32]。为进一步论证本文结论的可靠性,研究采用了不同的"异质性-稳健"DID 估计方法,包括 CSDID[33]、插补估计量[26]、两阶段 DID[34]和以及堆叠回归估计量[35]进行分析,回归结果如表 10 所示,与基准回归结论一致。多期 DID 的稳健估计结果仍然证明了新型城镇化试点对农户生计资产-收入的显著影响。

表 10 异质性稳健 DID 估计量

	CSDID[33]	插补 DID[26]	两阶段 DID[34]	堆叠 DID[35]
新型城镇化试点	0.223** (0.061)	0.321*** (0.031)	0.312*** (0.031)	0.321*** (0.042)
控制变量	是	是	是	是
家户固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	3586	12588	12678	22001

注:$^{***}p<0.01$, $^{**}p<0.05$, $^{*}p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误。

五、新型城镇化和生产要素流动的交互效应分析

城乡融合的核心是要素市场融合,畅通生产要素的双向流动是实现城乡资源有效配置的重要途径,是加快建设全国统一大市场、缩小城乡收入和福利差距的内在要求和关键环节。土地作为农业农村第一生产要素,是本底要素,是实现城乡融合发展的基础;新型城镇化是"人的城镇化",

劳动力要素是实现城乡融合发展的纽带,现代数字与资本、技术等要素互为载体,成为赋能城乡融合发展的新动力。新型城镇化战略与土地、劳动力和数字化要素的“交互协同”效应能够进一步释放“土地红利”“人口红利”和“数字红利”,有利于夯实农户生计资产及其生计可持续发展。

(一)新型城镇化与土地流转的“整合协同”效应

土地是农业生产活动的基本要素,新型城镇化推进城乡统一要素市场建设,引导土地流转与人口流动方向相适应,整合土地要素发挥协同效应释放“土地红利”,提高了土地的生产和交易价值,保障农民公平分享土地增值收益。土地要素市场的完善有利于土地流转,发展产业促进就业,提升农业转移人口融入城镇的能力。一方面,土地流入有利于农业生产实现规模收益,提高农户从事农业生产经营的效率和产值;另一方面,土地流出有效释放了农业转移人口,削弱了土地对农业劳动力转移的绑定效应,土地流转产生的租赁性收入,不仅有利于农户生计多样化,也强化了农户生计的可持续性。

研究将样本划分为从事农业生产和不从事农业生产的农户,分别引入土地净租出面积和土地净租入面积作为解释变量,与新型城镇化试点变量构成交互项,检验了新型城镇化试点如何通过土地流转影响农户的生计可持续发展,表 11 列(1)的结果显示,土地净流入系数显著为正,对农业生产者的生计资产 - 收入存在显著的积极作用,交互项系数为正,土地净流入面积越高的农户,新型城镇化对生计资产 - 收入的正向影响越大,新型城镇化畅通了土地要素的流动,释放了闲置土地资源且降低了交易成本,进一步提高了农业生产的效率和净产值,增加了农户的生计资产 - 收入。表 11 列(2)的结果显示,土地净流出面积与新型城镇化的交互项系数显著为正,土地净流出面积越高的农户,新型城镇化对非农生产的农户生计资产 - 收入的正向影响越大,新型城镇化畅通了土地要素的流动,盘活了土地要素市场,不仅满足农业生产者对土地资源有效需求,而且提高了土地资产价值,有利于提高农户的非农收入 - 财产性收入,有助于农业转移人口生计可持续发展,证明了研究假设 2。

当前,我国农村地区主要以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制为主,土地属于集体所有,农户依法享有并流转土地承包经营权。CHARLS 数据库基于农户土地流转的租金计算了土地资产价值。为了进一步验证土地资产增值对农户生计资产 - 收入的影响,研究对比了新型城镇化政策实施与土地资产价值对不同农户生计资产 - 收入的影响。理论上,土地对从事农业生产的农户主要是生产价值,而对不从事农业生产的农户主要是资产溢价的收益。表11列(3)和列(4)

表 11　新型城镇化、土地要素流动与农户生计可持续发展

	土地流转		土地价值	
	农业生产农户	非农业生产农户	农业生产农户	非农业生产农户
	(1)	(2)	(3)	(4)
交互项	0.008*(0.005)	0.013**(0.005)	-0.013(0.010)	0.016*(0.009)
新型城镇化试点	0.087(0.174)	0.122(0.130)	0.338***(0.099)	0.207***(0.048)
土地净流入	0.003**(0.001)	—	—	—
土地净流出	—	-0.005(0.007)	—	—
土地价值	—	—	0.041***(0.005)	0.003(0.004)
控制变量	是	是	是	是
家户固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	386	1596	2464	5182

注: *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误。这里的非农业生产农户是指过去 1 年没有从事种植业以及水产畜牧业的农户。

回归结果显示，新型城镇化并不会显著改变土地的资产价值对从事农业生产的农户生计资产－收入的影响，但是对从事非农生产的农户而言，占有的土地资产价值越高，新型城镇化对农户生计资产－收入的正向影响越大。原因在于，新型城镇化有利于土地市场的完善及土地要素的流转，从事非农生产的农户属于农业转移人口，在自愿有偿放弃相关土地权属的过程中，不仅可以继续获得土地租出的财产性收入，也放松了土地资产闲置形成的沉没成本产生的捆绑效应，有利于生计多样化和农村剩余劳动力转移。因此，土地价值越高，新型城镇化对非农生产的农户生计可持续发展的正向效应更大，但是对从事农业生产的农户影响并不显著。因此，这一结果证明了新型城镇化有利于完善和发展农村要素市场，实现土地资源有效配置，不仅有利于农业生产者的规模化生产经营，同时也有利于农业剩余劳动力实现生计多样化和生计可持续发展，鼓励不同群体根据自身偏好需求特征，做出符合个人利益的选择，分类分层实现农业转移人口的市民化。

（二）新型城镇化与劳动力要素的“匹配协同”效应

新型城镇化是“人的城镇化”，强调深化户籍制度改革、推进常住地基本公共服务均等化，进而激发劳动者创新创业活力，鼓励高新技术企业进入，提升劳动力的人力资本水平，实现不同人群的共同富裕。因此，新型城镇化试点特别注重在对标劳动力市场需求的基础上对农业转移人口进行教育培训，提升劳动力的人力资本水平[36]。农户的非农创业和就业是拓宽农户收入来源并提高收入的重要途径，以城乡融合为目标的新型城镇化政策的实施推动了户籍制度改革，逐步消除阻碍劳动力跨区域流动的制度壁垒和融合成本，完善城乡要素自由流动机制，使得劳动力要素实现合理报酬，发挥工资对劳动力供求的调节作用，改善要素市场扭曲导致的劳动力错配；另一方面，新型城镇化鼓励农村新型社区和产业园区同建，带动农村产业发展和农民增收，规范化培训机构和整合培训资金，加强农业转移人口就业创业培训。高新技术企业的进入存在外溢和辐射效应，不仅能够吸纳大量农村剩余劳动力的转移就业，也有利于提升劳动力的人力资本，间接鼓励了农户创业就业。因此，新型城镇化是产业升级引导劳动力流动的过程，为农业转移人口提供平等的就业创业机会和社会保障，进一步强化农业转移人口融入城镇的能力，优化配置劳动力协同产业发展释放“人口红利”。

为了检验新型城镇化建设与农村劳动力要素流动对农户生计可持续发展的影响，研究统计了农户家庭成员从事非农经营的项目数量及其参与非农经营的家庭成员人数，以衡量农户非农经营以及创业行为，使用样本家庭所在城市平均最低工资标准和省份平均最低工资标准作为劳动力要素平均价值，分别检验了新型城镇化试点通过农户非农生产活动对生计资产－收入的影响。新型城镇化通过政策扶持基础设施建设和公共服务补齐县域经济发展短板，有效提高城镇的综合承载能力，吸引资金从大城市流入向中小城市、区以及县城，进而夯实县域产业转移基础，促进了地方规模以上工业的扩张，为农户创新创业提供了良好的营商环境和盈利空间，也间接创造了更多就业岗位。表12的列（1）和列（2）的结果显示，农户非农经营项目和家庭成员人数与新型城镇化的交互项系数均显著为正，农户家庭非农创业项目越多，从事非农经营和就业的家庭成员越多，意味着农户非农生计转型的概率和程度越高，新型城镇化试点对农户生计资产－收入的正向效应显著越大，证明了研究假设3。

最低工资标准是我国劳动力市场的一项重要制度，各地区可以根据最低生活费用、消费价格指数等因素确定最低工资标准，不仅有利于改善资源错配，也具有就业增加效应，新型城镇化降低了农业转移人口进入正规劳动力市场的制度成本和门槛，有利于提高农户的非农收入，实现农户非农转型的生计可持续发展。表12列（3）和列（4）的结果显示，最低工资标准与新型城镇化的交互项显著为正，与非试点城市相比较，试点城市最低工资标准越高，新型城镇化试点有利于充分发

挥最低工资标准的收入保障功能,有效提升了农户非农就业的质量,增加了农业转移人口的生计资产 - 收入,实现生计可持续发展,为农业转移人口市民化奠定了生计基础。

表 12　新型城镇化、劳动力要素流动与农户生计可持续发展

	(1)	(2)	(3)	(4)
交互项	0.479***(0.153)	0.393***(0.109)	1.817*(1.068)	2.602**(1.187)
新型城镇化试点	0.260***(0.037)	0.258***(0.037)	0.034(0.158)	-0.076(0.176)
家庭非农经营项目	0.134(0.084)	—	—	—
家庭非农经营人数	—	0.104**(0.044)	—	—
城市平均最低工资	—	—	-2.954(2.524)	—
省平均最低工资	—	—	—	-0.310(3.617)
控制变量	是	是	是	是
家户固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	11413	11413	11413	11413

注:$^{***}p<0.01$, $^{**}p<0.05$, $^{*}p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误。

(三)新型城镇化与数字经济的“融通协同”效应

已有研究从理论和实证研究了数字经济发展对新型城镇化的积极作用[37]。数字经济通过减少城乡要素错配提高要素配置效率促进了城乡融合发展[38]。新型城镇化优化了人才、资金、技术等生产要素的自由流动,同时促进了数字化要素的流动。当数字化要素以生产为载体,将通过转变农业生产方式提高农业生产效率;当数字化要素以制度为载体,将有效提升乡村治理效能以及公共服务质量,推进了新型城镇化和乡村振兴进程,有利于农户增产增收,数字经济与新型城镇化建设之间存在相互促进的耦合协调发展关系。数字经济已经成为了普惠金融发展的重要源动力和增长点,县域数字普惠金融发展是我国实现乡村振兴战略和推动城乡融合发展的重要手段。

为了验证数字经济和新型城镇化之间相互融通产生的协同效应,研究使用城市层面的北大数字普惠金融指数,与样本城市数据匹配,从数字普惠金融支持农户生计的角度,识别了新型城镇化政策与金融数字化对农户生计的影响。根据数据的编制基础,主要选取了总指数、覆盖广度、使用深度、支付业务、保险业务、信贷业务以及数字化程度(考虑到共线性问题,原始数据统一使用归中处理)共 7 个指标,实证检验了新型城镇化、数字普惠金融发展与农户生计资产 - 收入的关系。表 13 结果显示,交互项均显著为正,意味着数字金融覆盖越广、应用程度越高的地区,新型城镇化试点对农户生计资产 - 收入的正向积极作用更大,因此数字普惠金融与新型城镇化融合发展存在着正向的空间溢出效应,通过“融通协同”效应释放“数字红利”,赋能农户生计可持续发展,证明了研究假设4。具体而言,数字金融的普惠性降低了金融准入门槛、弥补传统金融服务配置不足、降低

表 13　新型城镇化、数字普惠金融与农户生计可持续发展

	总指数	覆盖广度	使用深度	支付业务	保险业务	信贷业务	数字化程度
交互项	0.004***(0.001)	0.004***(0.001)	0.004***(0.001)	0.006***(0.001)	0.002***(0.000)	0.003*(0.002)	0.005***(0.001)
数字普惠金融	0.003(0.002)	-0.007**(0.003)	0.001(0.002)	-0.000(0.001)	-0.000(0.001)	-0.003***(0.001)	0.001(0.001)
新型城镇化试点	0.142***(0.038)	0.157***(0.041)	0.167***(0.033)	-0.005(0.039)	0.192***(0.032)	0.211***(0.042)	0.117*(0.068)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
家户固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	11413	11413	11413	11413	11413	11413	11413

注:$^{***}p<0.01$, $^{**}p<0.05$, $^{*}p<0.1$;括号内为聚类稳健标准误;中括号内给出相应权重。

了信息不对称，改善了农村地区金融体系循环，扩大“蓄水池”效应实现资金要素市场的供需匹配；基于互联网的数字金融模式天然不受地域限制，其支付、理财、转账的覆盖面越广，金融服务覆盖面就越广——即数字普惠金融的网络效应。随着新型城镇化的推进，数字普惠金融的应用场景和空间载体不断增加，数字普惠金融在乡村的新金融形态中的比重也越来越高，具有保障和夯实农户生计资产的重要功能，对农户生计资产－收入可持续增长的效果越显著；以数字金融为代表的消费互联网的发展促进了就业结构转型，提供了网络主播、在线客服、外卖骑手等数字化行业的就业岗位，为农村剩余劳动力转移至非农部门就业创造了机会，有利于农业转移人口生计收入增长及其可持续性。

六、结论与政策启示

本文基于可持续生计分析框架，利用中国健康与养老追踪数据（CHARLS），构建了农户生计资产－收入合成指标，反映农户生计可持续发展水平。研究发现，新型城镇化试点不仅提高了农户的生计资产－收入的均衡水平，而且将生计资产－收入从低水平的单一均衡改变为高水平的多重均衡。理论意义在于，新型城镇化畅通了生产要素的双向流动，夯实了农户的生计资产基础，提高了农户生计资产－收入，实现农户生计可持续发展；结合2015、2016和2018年3期新型城镇化试点城市信息，运用多期DID，评估了新型城镇化政策对农户生计可持续发展的影响，为城乡融合提供了新的视角。结果显示，新型城镇化试点政策显著提高了农户生计资产－收入，经过一系列稳健性检验后仍然成立。进一步分析证明，新型城镇化与土地流转的“整合协同”效应有利于实现要素的规模效应，提高农业生产的全要素生产率，盘活土地的资产价值，增加农户收入；新型城镇化降低了劳动力流动的制度和融合成本，缓解劳动力错配，通过“匹配协同”效应鼓励农户创业就业，累积并提升人力资本，实现非农生计转型及其可持续发展增长；新型城镇化与数字经济发展不仅在时间上交叠并行，而且实施目标也具有一致性，数字技术提升了农户生计资产价值，也成为了生计资产的重要维度，通过“融通协同”效应保障和夯实农户生计资产，实现农户生计资产－收入可持续增长。研究结论对我国新型城镇化推进实现农户收入持续增长以及农业转移人口市民化具有重要的政策指导价值和启示。

第一，全面深化土地制度改革，构建城乡统一的建设用地市场。推动农村土地经营权统一有序流转，加强各种流转市场信息平台建设，降低农地流转的交易成本，提高土地利用效率。具体而言，坚持家庭承包制度作为我国农村基本经济制度的基础，继续稳定保障土地承包关系；以土地要素的有序流转和供需匹配为目标，积极探索进城农民农村土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权自愿有偿退出机制，发挥“整合协同”效应，发展农业适度规模经营，促进农业现代化的同时实现农业转移人口市民化。

第二，深化户籍制度改革，消除劳动力流动的制度和融合成本，实现劳动力市场的“匹配协同”效应，为农户非农就业和创业提供平等的基本公共服务和财政支持。以新型工业化带动新型城镇化，依托地区产业优势并符合产业禀赋，因地制宜，加快培育特色产业集群，吸引优质企业“落得住”“留得下”，不仅创造就业岗位，也提供了技术技能培训，通过产业升级引导劳动力优化配置，促进农业转移人口的就近就地城镇化，也是发展县域经济重要的新质生产力源泉。

第三，发展县域数字经济，实施数字基础设施建设以及既有基础设施的数字化改造，实现城乡数字经济一体化。从空间上发挥“融通协同”效应，以新型城镇化引导数字经济，数字经济推动新型城镇化进程，相互促进融通。不仅有利于数字乡村建设，也为土地、劳动力、资本、知识、技术和

管理等其他生产要素的畅通流动打造信息化平台,实现高效的要素供需匹配和市场定价机制,推动社会分工和经济结构转型。

参考文献:

[1]徐勇,邓大才. 社会化小农:解释当今农户的一种视角[J]. 学术月刊, 2006(7):5 - 13.

[2]DFID. Sustainable livelihoods guidancesheets[M]. London: Department for International Development,2000: 68 - 125.

[3]李宪宝,高强. 行为逻辑、分化结果与发展前景——对 1978 年以来我国农户分化行为的考察[J]. 农业经济问题, 2013(1):56 - 65.

[4]赵晓峰,何慧. 农村社会阶层分化对农民专业合作社发展的影响机制分析[J]. 农业经济问题,2012(12):38 - 43.

[5]王亚星,罗建章,杜焱强. 由农民分化迈向共同富裕:现实困顿与实现路径——基于湖北兴村的纵向单案例分析[J]. 农业经济问题, 2024(1):118 - 131.

[6]陈钊,陆铭. 从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学[J]. 经济研究, 2008(1):21 - 32.

[7]BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Economic growth[M]. Cambridge: The MIT Press, 2004.

[8]BARRETT C B,GARG T, MCBRIDE L. Well-being dynamics and poverty traps[J]. Annual review of resource economics, 2016(8):303 - 327.

[9]刘宏,矫萌. 土地流转对农户多维相对贫困的影响及机制研究——基于生产资源优化配置视角[J]. 中国土地科学, 2024(4):31 - 42.

[10]钱忠好,王兴稳. 农地流转何以促进农户收入增加——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济,2016(10):39 - 50.

[11]周京奎,王文波,龚明远,等. 农地流转、职业分层与减贫效应[J]. 经济研究, 2020(6):155 - 171.

[12]周闯,郑旭刚,许文立. 县域新型城镇化建设与农业转移人口就业质量[J]. 世界经济, 2024(4):212 - 240.

[13]MENG X, ZHANG J. The two-tier labor market in urban China: occupational segregation and wage differentials between urban residents and rural migrants in Shanghai[J]. Journal of comparative economics, 2014(3):485 - 504.

[14]宁光杰,段乐乐. 流动人口的创业选择与收入——户籍的作用及改革启示[J]. 经济学(季刊), 2017(2): 771 - 792.

[15]周闯,沈笑笑. 政府培训对农民工就业质量的影响研究[J]. 数理统计与管理,2021(4):692 - 704.

[16]黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展:现在与未来[J]. 经济学(季刊),2018(4):1489 - 1502.

[17]王奇,李涵,赵国昌. 农村电子商务服务点、贸易成本与家庭网络消费[J]. 财贸经济,2022(6):128 - 143.

[18]李琳,郭东,乔璐. 数字经济如何影响新型城镇化:机制与检验[J]. 经济问题探索,2024(3):17 - 36.

[19]宋伟,张保珍,杨海芬. 数字普惠金融对农户创业的影响机理及实证分析[J]. 技术经济与管理研究,2022(2): 99 - 104.

[20]王刚贞,韩蓉. 数字普惠金融、金融素养与农户创业[J]. 重庆邮电大学学报(社会科学版),2022(3):1 - 14.

[21]杨佩卿,白媛媛. 黄河流域数字经济与新型城镇化耦合协调及驱动机制[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2024(4):114 - 126.

[22]ELLIS F. Rural livelihoods and diversity in development countries[M]. New York: Oxford University Press, 2000: 26 - 78.

[23]WALELIGN S Z, POULIOT, MARIÈVE, et al. Combining household income and asset data to identify livelihood strategies and their dynamics[J]. The Journal of development studies, 2016(6):1 - 19.

[24]NUNAN F, BARNES C, KRISHNAMURTHY S. The routledge handbook on livelihoods in the global south[M]. London: Routledge,2022:93 - 103.

[25]BELOTTI F, DEB P, MANNING W G, et al. Twopm: two-part models[J]. Stata journal, 2015(1):3 - 20.

[26]BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation[J]. Review of economic studies, 2024(3):1405 - 1454.

[27]HAINMUELLER J. Entropy balancing: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies[J]. Political analysis, 2012(1):25-46.
[28]ANSOMS A, MCKAY A. A quantitative analysis of poverty and livelihood profiles: The case of rural Rwanda[J]. Food policy, 2010(6):584-598.
[29]王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021(7):26-42.
[30]C DE CHAISEMARTIN, X D'HAULTFUILLE. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects [J]. American economic review, 2020(9):2964-2996.
[31]GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of econometrics, 2021(2):254-277.
[32]BAKER A C, LARCKER D F, WANG C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? [J]. Journal of financial economics, 2022(2):370-395.
[33]CALLAWAY B, SANT'ANNA PHC. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of econometrics, 2021(2):200-230.
[34]GARDNER J. Did2s: Two-stage difference-in-differences[J]. The R journal, 2022(3):162-173.
[35]CENGIZD, DUBE A, LINDNER A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs[J]. The quarterly journal of economics, 2019(3):1405.1454.
[36]尤济红,梁浚强.新型城镇化、城市规模与流动人口收入提升[J].南开经济研究,2023(9):179-198.
[37]李琳,郭东,乔璐.数字经济如何影响新型城镇化:机制与检验[J].经济问题探索,2024(3):17-36.
[38]黄永春,宫尚俊,邹晨,等.数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J].中国人口·资源与环境,2022(10):77-87.

New Urbanization and Sustainable Development of Rural Residents' Livelihoods

JIAO Na
(*Department of Economics*, *Hunan Agricultural University*, *Changsha* 410128, *China*)

Abstract: By matching the national three batches of new urbanization pilot areas with the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) data, this paper examines the impact of new urbanization construction on the sustainable development of rural residents' livelihoods within the framework of sustainable livelihood analysis. Non-parametric regression analysis reveals the existence of multiple equilibria in the livelihood assets-income of rural residents in pilot areas, which are significantly higher than those in non-pilot areas. Based on the quasi-natural experiment of new urbanization pilot projects, the assets-income. This enhancement is achieved through the synergy effects of integration, matching, and accommodation, which strengthen the resource optimization mechanism of production factor flow. As a result, not only has the total factor productivity and output value of agriculture increased, but there has also been a transformation in rural residents' non-agricultural livelihoods, fostering sustainable livelihood development. The research conclusions of this paper provide micro-level evidence supporting the coordinated promotion of new urbanization and comprehensive rural revitalization policies.

Key Words: new urbanization; rural residents' livelihoods; flows of production factors; sustainable development

【责任编辑:杜晓艺】