

村集体经营性资产价值实现的农户增收 和追赶效应：外生推动与内生发展*

张 衡 穆月英

摘要：通过村集体产权制度改革提高村集体经营性收入，进而拓宽农户致富渠道、推动农户持续增收，成为各界关注的焦点。本文在分析村集体经营性资产价值实现的增收效应和追赶效应作用机理的基础上，运用双向固定效应模型与面板分位数回归模型，实证分析了村集体经营性资产价值实现对农户增收的影响与作用机制、从“外生推动”到“内生发展”的转化机制，以及经营性资产价值实现“提低扩中”的追赶效应。研究发现：第一，村集体经营性资产价值实现对农户增收有显著正向影响。第二，村集体经营性资产价值实现通过提高工资性收入助力农户增收，并促进农户本地就业；村集体经营性资产价值实现还能通过提供社会化服务、推动企业创造，助力农户增收。第三，在村集体经济组织经营者管理能力的调节下，村集体经营性资产价值实现通过提高农户的经营能力与公共参与的积极性，实现农户收入增长“内生发展”。第四，村集体经营性资产价值实现对低收入农户群体的增收作用更强，能有效降低乡村基尼系数与个体收入剥夺系数，助力低收入农户群体追赶中高收入农户群体，缩小农户内部收入差距，推动乡村共同富裕。

关键词：村集体经营性资产 农户增收 追赶效应 非农就业 企业创造

中图分类号：F321.3 **文献标识码：**A

一、引言

近年来，中国农村居民可支配收入增长实现“十连快”，但城乡收入差距问题仍未根本解决，农户增收长效机制尚未建立。党的二十大报告指出，全面推进乡村振兴，要拓宽农户增收致富渠道^①。

*本研究得到国家社会科学基金重大项目“我国粮食生产的水资源时空匹配及优化路径研究”（编号：18ZDA074）、国家自然科学基金项目“空间均衡视角下蔬菜跨区域供给、地区结构及供给效应研究”（编号：71773121）和现代农业产业技术体系“北京市产业经济与政策创新团队项目”（编号：BAIC11-2023）的资助。本文通讯作者：穆月英。

^①习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

相较于增长空间逐渐收窄的农村居民经营性收入、工资性收入与转移性收入而言，财产性收入增长潜力巨大（张红宇等，2020）。党的二十大报告进一步提出，要发展新型农村集体经济，赋予农户更加充分的财产权益。依托村集体经营性资产股份合作制改革助推村集体经营性资产价值实现，是提高村集体经营性收入，为农户提供稳定的财产性收入，为农村劳动力提供本地非农就业和创业机会，最终推动农户持续增收，缩小收入差距实现共同富裕的重要举措（杨慧莲等，2017）。

村集体经营性资产价值实现，即村集体经济组织将资源、资金、资产等生产要素转化为集体经营性收入，是村集体经济组织经营能力与可持续发展能力的直接体现。从既有文献看，学术界关于村集体经营性资产价值实现增收效应的研究主要集中于集体产权制度改革成效与集体经济发展带动两方面（孙雪峰和张凡，2022）。理论上，村集体经营性资产股份合作制改革能够保障农户的“剩余索取权”，有利于借助市场机制促进村集体经营性资产的价值实现，继而壮大农村集体经济实力，最终实现农户持续增收（张浩等，2021）。梳理村集体经营性资产价值实现对农户增收、共同富裕影响的相关研究可以看出，学术界存在支持和否定两类截然不同的观点。持支持观点的学者认为，若能充分发现村集体经济组织所持有经营性资产的市场价值，并通过村集体经营性资产股份合作制改革将股份量化至村集体成员，则村集体经营性资产价值实现将成为农户获得财产性收入的重要渠道，从而在构建农户长效增收机制过程中发挥关键作用（黄季焜等，2019）。此外，依托清晰的产权结构，通过经营性资产价值实现推动集体经济发展，有助于组织集体行动，改善公共服务供给，提升乡村治理水平，增强乡村自我建设和发展能力，推动农户增收，实现共同富裕（张立和王亚华，2021）。持否定观点的学者则从村庄“内生发展”“制度错配”等视角出发，认为部分地区农村集体经营性收入增长主要源于政府扶持，和农村集体产权制度改革没有直接关系（温铁军等，2018）。从集体产权制度改革，到集体经济发展，再到农户增收的因果链条是地方政府迫于政绩考核压力，采用项目制短期扶持村集体经济的结果，村集体经营性收入增长仅体现在账面上，经营性资产价值实现的只是财政资金转化的利润、租金与利息，而非盘活“沉睡资源”，对农户的增收效应依赖于对应项目的持续时间（夏柱智，2021a）。而且入村项目易为代理人捕获，村集体经营性收益存在被“内部人”控制的风险，反而会导致农户收入分化（陆雷和赵黎，2021）。此外，村集体自有的经营性资产平均价值并不高，有价值的资产多数也已处于市场租约履行状态，对农户未来收入增长的影响相当有限（闵师等，2019）。

综上所述，村集体经营性资产价值实现的相关研究未得到一致性的结论。其分歧表现在：村集体经营性资产价值实现，是源于产权变革引动村庄资源配置效率提高的“内生发展”，还是源于政府项目扶持带来的“外生推动”，以及这种经营性资产价值实现能否实现农户增收、缩小农户内部收入差距。当前，一些地方农村集体股、个人股仍设置不清，股权的继承、抵押与转让仍处于保守探索阶段，因此，推断集体产权改革已在普遍意义上实现乡村的“内生发展”缺乏现实性。而各级政府“外生推动”的经营性帮扶项目在价值实现途径上分为几类，各类经营性资产价值实现能否推动农户增收，能否助力低收入农户对中高收入农户的追赶，其作用机制为何，尚缺乏这一角度的相关研究。在研究方法上，已有研究主要运用理论分析和案例分析对村集体经营性资产价值实现及其农户增收和追赶效应机制进行研究，少部分研究使用小型调查样本对上述作用机制进行了探索，但在分析时易因调研地区

不同而产生分歧，因此有必要基于大样本进行实证检验。

基于上述考虑，本文研究拟回答的问题包括以下三个：第一，政府各类经营性资产项目对村集体经营性资产价值实现有“外生推动”作用吗，“外生推动”能助力农户增收吗，其机制为何？第二，由政府的“外生推动”到村集体“内生发展”的转化路径是什么？第三，村集体经济发展能帮助低收入农户实现对中高收入农户的追赶，进而缩小农户内部收入差距，实现农户共同富裕吗？为此，本文综合利用中山大学中国劳动力动态调查数据库（CLDS）、中国农村经营管理统计年报、“天眼查”企业库等数据，实证检验村集体经营性资产价值实现对农户增收的影响与作用机制，采取异质性检验的方式对从“外生推动”到“内生发展”的转化机制进行验证，并采用面板分位数回归对村集体经营性资产价值实现的追赶效应进行解析。

本文可能的创新之处有以下三点：第一，已有研究多从公共管理或产权理论视角，采用案例分析方法从地区经验或典型模式考察集体经济发展的增收效应，本文则进一步从实证分析角度提供了微观证据，丰富了村集体经营性资产价值实现对农户收入影响的机制研究。第二，探究了“外生推动”的村集体经营性资产价值实现向“内生发展”的转化机制，弥补了已有研究“重制度制定、轻制度实施”的缺憾，为深化经营性资产股份合作制改革、推动村集体经济健康发展、构建农户长效增收机制提供有效补充。第三，通过检验村集体经营性资产价值实现对村庄基尼系数、个体收入剥夺系数和对不同收入农户群体的异质性影响，验证了村集体经营性资产价值实现在助力农户增收过程中的追赶效应。

二、理论分析框架与研究假说

村集体经营性资产价值实现对农户收入的影响可分为两方面：一是推动农户收入增长的增收效应；二是助力低收入农户追赶中高收入农户群体，缩小农户内部收入差距的追赶效应。村集体经营性资产价值实现在推动农户整体收入增长的同时也能缩小农户内部收入差距，兼具发展性与普惠性。政府外生推动的经营性资产价值实现可通过相关项目支撑，直接增加农户财产性收入、促进农户非农就业、改善社会化服务、刺激企业创造，进而推动农户收入增长。但是，要构建农户增收长效机制，实现农户持续增收，需搭建“农户+企业+村集体经济组织”的利益联结体，通过村集体经营性资产价值实现建立利益共享、合作监督的长效机制，激发“农户+企业+村集体经济组织”这一利益联结体持续发展的内生力量，推动村集体经济组织、乡村企业与农户高质量耦合发展，实现“外生推动”到“内生发展”的转化。最后，村集体经营性资产价值实现提供的本地就业机会、对低收入农户的偏向以及农业社会化服务有力地促进了低收入农户对中高收入农户群体的收入追赶。

（一）村集体经营性资产价值实现对农户的增收效应：外生推动

当前学术界的主流观点认为，村集体经营性资产价值实现根源于以清产核资与经营性资产股份化为基础的集体产权制度改革（张浩等，2021）。但实际上，村集体的经营性收入大体是稳定的，高价值经营性资产大多已经处于市场租用状态，且租期较长（闵师等，2019）。集体产权制度改革在短期内就推动经营性资产大幅增值缺乏现实性，村集体经营性收入的增长主要依赖于地方政府应对政绩考核要求的经营性资产项目帮扶（夏柱智，2021a）。根据经营性资产项目的价值实现途径，项目帮扶主

要分为四类：①帮助村集体在本地或异地获得出租型经营性资产。地方政府通过财政支持帮助村集体建设大棚、厂房、仓储用房等，形成经营性资产，通过出租产生可持续的租金收入。②支持村集体投入有稳定财政补贴收益的经营性项目，盘活村庄自然资源。地方政府对村集体经营性资产项目的闲置风险有所警惕，倾向于在乡村建设收益稳定的公共基础设施项目（如光伏发电项目），并将该资产及其收益归于当地村集体。③支持村集体入股当地龙头企业，激活闲置资金获取市场分红收益。村集体项目资金入股当地龙头企业是最直接的村集体经营性资产价值实现方式，在避免形成固定资产的同时获得相对稳定的经营性收入。④鼓励村集体承接政府小型项目，发挥人力资源组织优势赚取财政资金。地方政府把部分对资金、技术要求不高的公益类项目委托给村集体实施，以便村集体获得经营性收入。基于不同的帮扶项目，村集体通过调整、组合经营性资产价值实现方式，在保证风险可控的前提下实现村集体经营性收入增长，并通过以下四条路径对农户收入产生影响（如图1所示）。

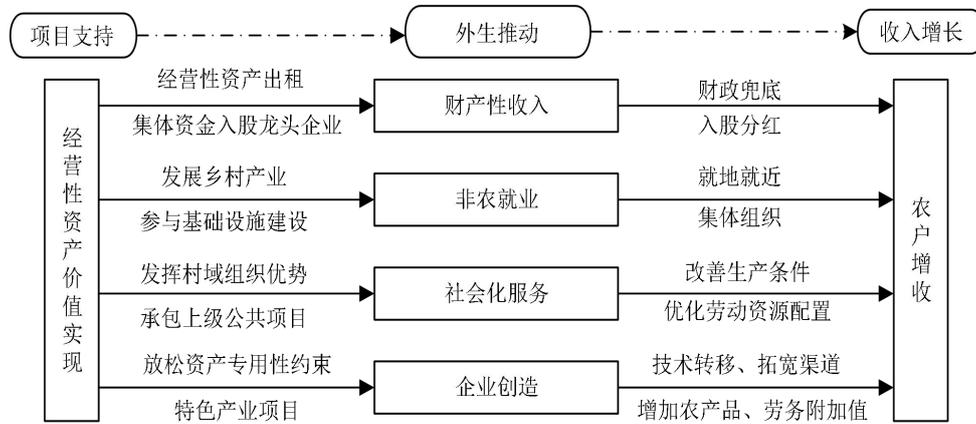


图1 村集体经营性资产价值实现对农户的增收效应

1.村集体经营性资产价值实现对财产性收入的影响。做大村集体经营性资产，是增加农户财产性收入的有效途径（田代贵和马云辉，2015）。无论地方政府采取何种项目形式推动村集体经营性资产价值实现，农户都可凭借对经营性资产的股权获得财产性收入，实现长期稳定的收入增长。具体来说可细分为两类，即“财政兜底型”财产性收入增长与“入股分红型”财产性收入增长。“财政兜底型”财产性收入增长是指依靠政府帮扶的经营性资产的租金收入与经营性项目的经营收入实现村集体经营性收入的增长，进而使农户获得财产性收入。这类收入风险小、稳定性强，但某些特殊项目依赖于国家补贴，可持续性不强。“入股分红型”财产性收入增长是将村集体资金入股当地龙头企业，实现村集体闲置资金的投资价值，将企业利润分红作为农户财产性收入的来源。这类收入政策依附性弱且市场风险也小，在条件允许下将成为农户财产性收入的长期源泉。

2.村集体经营性资产价值实现对非农就业的影响。村集体经营性资产价值实现的增收效应并不局限于财产性收入渠道。村集体经济组织从经营性资产要素集聚发力再造双层经营“统”的功能，以利益联结深化推动乡村特色产业业态融合发展，化零为整营造农户参与非农就业的环境体系。具体地，一方面，村集体将温室大棚、养猪场、厂房、商住楼、仓储用房等集体经营性资产整合，以出租的形式实现其市场价值，不仅能带来租金收入，也能吸引社会资本下乡，在当地创造非农就业机会；另一

方面，村集体经济组织发挥在农业经营和农村建设中“统”的功能（夏柱智，2021a），组织村集体成员承接各级政府市政工程项目与公共基础设施建设项目，在提升村集体经营性收入的同时吸纳乡村非农劳动力，为农户创造本地化的非农就业机会。

3. 村集体经营性资产价值实现对社会化服务的影响。与其他市场主体相比，村集体经济组织在组织农民、对接企业与乡村社会方面具有天然优势（周娟，2020）。基于在农村空间场域内组织农村土地、劳动力以及其他资源的天然组织优势，村集体经济组织能以更低的组织成本承接各级政府的农业社会化服务等公共服务项目（孙新华，2017）。农业社会化服务是将小农户卷入社会分工体系、推动农户增收的重要方式。伴随着相关经营性资产价值实现，村集体经济组织成为提供产前、产中、产后的农业社会化服务的重要主体，这一方面改善农户的农业生产条件，将现代农业技术嵌入农户的农业生产过程，助力农户与现代农业有机衔接，增加农业收入（杨子等，2019）；另一方面农业社会化服务项目能有效降低农民劳动强度，提高劳动效率与土地经营效率，为优化农户家庭劳动力资源配置、释放青壮年劳动力从事非农就业提供时间和机会，从而推动农户增收（张哲晰等，2023）。

4. 村集体经营性资产价值实现对企业创造的影响。乡村企业活动是农村与城市平等交换要素的引擎，是促进乡村产业振兴、增加农民收入的主要抓手。村集体经营性资产价值实现对推动乡村地区新企业与个体工商户创立（企业创造）有重要影响（Bu and Liao，2022）。土地用途限制与地理距离隔离使得企业无论是对农村地区的第一产业还是对第二、第三产业投资，其资产都很难另做他用，资产专用性极高。例如，为农业生产购置的机械和修建的温室大棚、养殖场等设施难以用于其他产业，农产品加工厂房与乡村旅游建设投资也难以转作其他用途。但是，出租型经营性资产价值实现放松了企业的资产专用性约束，村集体通过出租集体经营性资产获得租金收入的同时，企业也能得以避免形成固定资产。村集体经营性资产聚合社会工商业资本，使农村要素禀赋得以与现代产业链条相衔接，有效带动乡村企业创造（郝文强等，2022），推动产业间要素流动、配置和组合。这为当地农民创造更多非农就业机会的同时，也为农民提供技术转移与培训机会，拓宽农产品销售渠道，推动农户收入来源多元化，实现农户增收（周娟，2020）。在此基础上，政府外生推动的公共基础建设项目与特色产业项目诱使农村特色资源与现代生产要素的高效互动，增加当地农产品与劳务附加值，使得农户尤其是返乡农户通过创业实现收入增长成为可能（王轶和刘蕾，2022）。

因此，本文提出如下研究假说。

H1：村集体经营性资产价值实现对农户增收有正向影响。

H1a：村集体经营性资产价值实现通过增加财产性收入实现农户增收。

H1b：村集体经营性资产价值实现通过非农就业机会实现农户增收。

H1c：村集体经营性资产价值实现通过供给农业社会化服务实现农户增收。

H1d：村集体经营性资产价值实现通过鼓励企业创造实现农户增收。

（二）村集体经营性资产价值实现对农户的增收效应：内生发展

内生发展是指乡村内部通过多元化的社会组织达成长期合作，以最大化利用乡土资源价值并在地区内重新分配，最终有效利用外部支持与内部禀赋实现自主发展的一种“自我导向”的发展过程

(Bosworth et al., 2016)。有学者指出，当前尽管地方政府的项目帮扶推动了村集体经营性资产价值实现，并对农户增收产生了积极的影响，但这种影响是“外生型”的，政府扶持短期内实现了村集体增资赋能，增加了村集体经营性收入，但其本质是财政资金转化来的利润、租金和利息，缺乏可持续性，在长期中存在闲置风险，甚至反而会成为发展的累赘（夏柱智，2021b）。综合内生发展的定义与前人案例研究发现，要凭借政府的“外生推动”激活村庄自主发展能力，需因地制宜地整合外部支持与内部资源，搭建“农户+企业+村集体经济组织”利益联结体，以村集体经营性资产价值实现为契机，破除“等、靠、要”的被动参与困境，推动村集体经济组织、乡村企业与农户高质量耦合发展（赵黎，2022）。理论框架如图2所示。

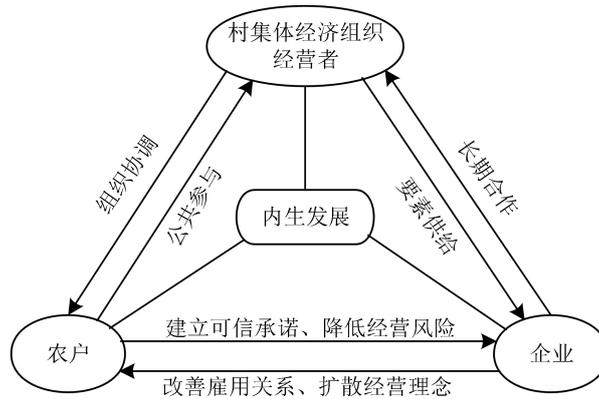


图2 村集体经营性资产价值实现对农户的增收效应

首先，企业是乡村产业自主发展的引擎，要实现内生发展，不仅要推动乡村企业数量的增长（企业创造），更要追求企业发展与村庄发展的耦合。企业接受村集体入股资金，租赁村集体经营性资产，既缓解了金融约束与资产专用性约束，更塑造了两者收益共享的经济利益联动机制（秦国庆等，2023），引导企业深度嵌入当地社会结构，形成村集体发展与企业良性经营的利益联结，实现协同发展（王镜淳和穆月英，2023）。同时，企业良性经营环境和声誉形象的建立有助于企业减少与村民的矛盾纠纷，帮助企业与农户建立可信承诺，从而降低农户违约风险与企业经营风险，并以更低的交易成本获取当地的优质生产要素（杨高升等，2023）。这些会激励企业与农户建立更稳定的劳动雇佣关系，深化企业与农户的生产协作，为当地创造就业机会的同时保障农户非农收入的稳定性（周娟，2020）。村集体经营性资产价值实现通过搭建企业良性经营与村集体收益共享机制，激励企业建立更稳定的劳动雇佣关系，将企业深度卷入村庄发展进程，推动企业、村集体经济组织与农户的协同发展，最终实现农户收入长期增长。

其次，作为内生发展的动力源，农民丧失主体地位，参与层次低、生产经营能力弱，发展利益被外部资本分割，致使农户失去参与发展的经济激励，是乡村内生发展动力不足的主要原因。因此，能否调动农户公共参与积极性、提升其经营能力，是经营性资产价值实现能否推动内生发展的前提。一方面，通过有效利用出租型经营性资产、合理配置闲置集体资金、妥善经营政府帮扶项目，经营性资产持续性实现盈利，并由此衍生大量经济利益互动，农户将改变对村集体事务事不关己的旁观者立场，

在理性驱动下积极参与集体经营性资产的运营与公共治理过程（秦国庆等，2023）；另一方面，经营性资产价值实现带动的企业创造、企业营收改善、社会化服务不仅通过收入多元化直接影响农户增收，更带来了现代生产要素与经营理念，降低了生产经营成本，为农户提升生产经营能力、改善生产经营状况创造条件（杨希双和罗建文，2023）。随着农户通过公共参与同村集体建立合作与参与机制，通过生产经营与多元主体实现利益共享，其在内生发展过程中的主体地位被彻底激活，最终实现多元主体相协调的可持续收入增长。

最后，村集体经济组织经营者是对内整合村庄社会关系、人力资源和自然资源，对外联结政府项目库与外部资本的桥梁（杨慧莲等，2017）。一方面，强化村集体经营性资产的持续盈利能力，需要村集体经济组织经营者在经营性项目引进过程中实现村庄资源禀赋与外部支持的优势互补（林雪霏和孙华，2021），降低经营性资产价值实现的试错成本（秦国庆等，2023），减少经营性资产的闲置风险；另一方面，村集体经济组织经营者虽然不能通过硬约束确保农户守约，也不能通过组织农户与企业谈判实现农户收益分配提升，但他们可以将村域经营性资源整合后与企业开展合作，既能将庞大的农户组织成本简化为正规的行政成本，也形成了优质生产要素供给的规模效应，增加了企业违约的机会成本（杨高升等，2023）。因此，在村集体经济经营者的调节作用下，“农户+企业+村集体经济组织”实现激励相容，长期合作以获得长远利益成为三者的共同追求，促使经营性资产价值实现对农户的增收效应转变为长期效益，实现内生发展。

综上，本文提出如下研究假说。

H2：村集体经营性资产价值实现能推动农户增收“内生性”。

H2a：村集体经营性资产价值实现通过搭建企业经营利益共享机制、激励企业提供稳定劳动关系推动农户增收“内生性”。

H2b：村集体经营性资产价值实现通过调动农户公共参与、提升农户经营能力推动农户增收“内生性”。

H2c：村集体经营性资产价值实现通过村集体经营者的调节作用推动农户增收“内生性”。

（三）村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应

缩小城乡收入差距以及农村内部收入差距，是实现共同富裕的关键（王轶和刘蕾，2022）。2013—2018年城乡收入差距略有缩小，但农户内部收入差距在持续扩大（罗楚亮等，2021），非农就业机会不平等与农业经营收入增长停滞使得农户收入分配状况趋于复杂化，农户内部出现收入分化（Benjamin et al., 2017）。村集体经营性资产价值实现可通过三个路径实现低收入农户对中高收入农户群体的追赶，缩小农户收入差距：第一，村集体经营性资产价值实现使非农就业机会增加，难以承担进城务工流动成本的农户得到了本地非农就业机会。进城务工客观上存在一定的流动成本，能承受高流动成本的高收入农户群体进城务工获得了更高的工资性收入，而低收入农户难以承担外出务工的流动成本。村集体经营性资产价值实现带来的本地就业机会为乡村留存劳动力提供了工资性收入，助力留存劳动力追赶进城务工劳动力群体，缩小了其与进城务工的高收入农户群体的收入差距。第二，许多集体经济发展项目与集体经营性资产形成于精准扶贫战略背景下，对低收入农户群体存在明显倾斜，低收入村集体成员在村集体

体经济组织的帮扶下实现非农就业、步入中等收入群体，缩小与中高收入群体的收入差距，实现农户内部的收入追赶。第三，村集体经营性资产价值实现为乡村公共服务和农业社会化服务提供经济支撑，在提高农业生产效率的同时促进了农业适度规模经营、农业生产要素和农产品的商品化（李周，2019），缩小了以农业经营收入为主的农户与兼业农户之间的收入差距。为此，本文提出如下研究假说。

H3：村集体经营性资产价值实现能助力低收入农户追赶中高收入农户，减少农户内部收入差距。

三、数据、变量选取和模型设定

（一）数据来源

本文研究所用数据包括三个部分。一是农户个体信息、家庭信息以及村集体经济、村庄基础设施与治理情况数据。这部分数据来源于中山大学社会科学调查中心中国劳动力动态调查（China Labor-force Dynamics Survey, CLDS）数据库。CLDS 采用分层抽样的方法，在 2012—2018 年的偶数年开展了四轮追踪调查，除去基线年份 2012 年，2014 年、2016 年和 2018 年调查农村地区受访者样本量分别为 6439、12774 和 10261，覆盖 29 个省份 350 余县（市、区）。在剔除村集体经营性收入为缺失值的样本后，依据 CLDS 数据库的村庄编码、家庭编码与个体编码，本文研究构建了村庄—家庭—个体三个层次的实证数据集。二是农村集体经济组织产权制度改革政策实施方面的数据。考虑到 2013 年后，国家逐步加大推动农村集体经济组织产权制度改革的力度，为反映村集体产权制度改革对村集体经营性资产价值实现的影响，本文基于 2014 年、2016 年、2018 年度的《中国农村经营管理统计年报》和《中国农村政策与改革统计年报》获取了各省份完成经营性资产改革村数等政策改革信息，并将省份改革信息按省份编码与 CLDS 数据库进行匹配。三是各类企业及个体工商户注册数据。这部分数据来自“天眼查”和“爱企查”^①，用以探索村集体经营性资产价值实现对当地经济活动的外溢效应，包含 2014—2020 年全国 2000 多个县的企业及个体工商户信息，数据内容涵盖了行业代码、行业名称、注册地址、企业所在地区和地区当年企业注册数量。由于 CLDS 数据库对县（区）编码进行了随机化处理，因此本文将县域数据核算为地级市层面的数据，并使用城市编码与 CLDS 数据库进行匹配。

（二）变量选取

1.被解释变量。首先，选取受访者的家庭年收入作为被解释变量，以反映村集体经营性资产价值实现对农户收入的影响。CLDS 数据的家庭年收入由家庭全年的农业收入、工资性收入、非农经营性收入（店铺、代销店、家庭作坊等经营收入）与财产性收入组成，自给自足的农业生产也按市场价值折算成农业收入计入家庭总收入，可较好地反映农户的收入水平。此外，本文还使用受访者个体年收入作为替代变量进行稳健性检验。最后，家庭年收入取反双曲正弦值（IHS）。进行反双曲正弦变换是为反映农户收入与村集体经营性资产价值实现之间的弹性关系，便于在分组回归时进行组间比较。由于部分样本村庄集体经营性收入为零，直接取对数会导致零丢失，而常见的 $\ln(x+1)$ 变换法会给村集体经营性收入较少的村庄掺杂干扰信息（Bellégo et al., 2022），因此，本文对家庭年收入、个体年

^①爱企查网址：aiqicha.baidu.com；天眼查网址：www.tianyancha.com。

收入和村集体经营性收入等收入变量统一进行反双曲正弦变换，即 $\ln(x + \sqrt{1 + x^2})$ 。

2.核心解释变量。如前文分析，本文选取村集体经营性收入的反双曲正弦值来表示村集体经营性资产的价值实现状况。村集体经营性收入是村集体经济组织从事生产、加工、销售、租赁、服务和劳务等经营活动所取得的收入，涵盖物质销售收入、资产租赁收入、服务收入和组织劳务输出收入等各方面的收入状况，与理论分析部分经营性项目的价值实现途径十分契合，可较好地反映村集体经营性资产价值实现情况。

3.控制变量。Cinelli et al. (2020) 将控制变量划分为好、中、差三类，并认为回归分析应尽可能地引入好控制（good control）变量以保证核心解释变量的条件独立假设成立，可适当地引入中性控制（neutral control）变量以减小误差，避免引入会破坏无偏性的坏控制（bad control）变量。好控制变量是既影响被解释变量又影响核心解释变量的控制变量，参照前人研究并结合研究主题，参考宁静等（2018），本文选取县城距离、乡镇政府距离、财务信息公开频率、政务信息公开频率、村主任年龄、村主任居住地、村集体产权制度改革等对家庭年收入和村集体经营性资产价值实现同时存在影响的变量作为好控制变量。此外，本文选取受访者年龄、性别、受教育程度、党员、婚姻状况以及受访者家庭规模和互联网接入等个体特征与家庭特征作为仅影响家庭年收入与个体年收入水平的中性控制变量，特别地，对家庭年收入等家庭层次的收入进行回归时，受访者个体特征选取户主的个体特征。

4.工具变量。村集体经营性资产价值实现与当地的经济、政治、社会环境息息相关，而这些外部环境因素也可能会对农户家庭年收入产生影响，因此，村集体经营性资产价值实现与家庭年收入之间易存在遗漏变量导致的内生性问题。为解决内生性问题，本文选取“一肩挑”改革作为工具变量。“一肩挑”政策旨在节约村集体行政管理成本和组织摩擦成本，增强村集体经济组织的执行力与机遇把握能力，推动村集体经济发展，与村集体经营性资产价值实现存在相关性（崔宝玉和王孝璜，2022）。而这一政策的全面推动来源于中央颁布的一系列文件，与农户家庭年收入水平无直接关系，满足外生性假设。此外，本文还选取村主任受教育程度作为工具变量。村主任受教育程度反映了村主任作为村集体经济组织经营者的人力资本水平，与村集体经营性资产价值实现存在相关性（刘宏和毛明海，2015），而在控制相关村庄特征后，村主任受教育程度与农户家庭年收入无直接关系，满足外生性假设，因此可作为本文研究的工具变量。

5.机制变量。首先，检验村集体经营性资产价值实现对农户增收效应的外生推动机制。①选取家庭财产性收入的反双曲正弦值验证村集体经营性资产价值实现的财产性收益。②选取家庭工资性收入验证盘活村集体经营性资产所创造的非农就业收益，并选取非农劳动时间、外出务工等变量考察农户非农劳动的时空配置变化。③选取机耕服务、统一灌溉排水服务、防虫服务、统一购置生产资料服务、种植规划服务、生产技术培训服务的因子得分值代表农业社会化服务（如表1所示），并进一步选取家庭农业收入探究村集体经营性资产价值实现对农业社会化服务改善的效益。④参照 Bu and Liao（2022）的研究，选取各地级市当年制造业、批发和零售业、餐饮和服务业、农业的新注册企业数量和个体工商户新注册数量探究村集体经营性资产价值实现对乡村企业创造的作用。

表 1 农业社会化服务因子得分

类型	指标	旋转后因子矩阵系数	KMO 值	Bartlett 球型检验
农业社会化服务	村集体是否提供机耕服务	0.400	0.716	301.790***
	村集体是否提供统一灌溉排水服务	0.410		
	村集体是否提供防虫服务	0.423		
	村集体是否提供统一购置生产资料服务	0.255		
	村集体是否提供种植规划服务	0.211		
	村集体是否提供生产技术培训服务	0.179		

其次，检验村集体经营性资产价值实现对农户增收效应的内生发展机制。①本文选取村集体企业以外的各种企业（经济实体）上缴给村集体的收入，即非村集体企业缴纳收入，来反映该村企业同村集体在企业经营方面的利益联结程度；选取受访者在本村从事非农就业活动时是否签订劳动合同来反映企业与村民之间劳动雇用关系的稳定性。②选取家庭非农经营性收入（店铺、代销店、家庭作坊等经营收入）、受访者在村委会选举时投票方式来反映农户的经营能力与公共参与状况。③选取村主任管理经验来反映村集体经济组织经营者在经营性资产价值实现过程中的协调能力。

最后，检验村集体经营性资产价值实现对农户收入增长的追赶效应。①基于各村庄的受访者家庭年收入构建村级基尼系数。②构建个体收入剥夺系数。个体收入剥夺系数（Kakwani 系数）的测度公式为： $RD(X, x_i) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{j=i+1}^n (x_j - x_i) = \frac{1}{\mu_x} \gamma_{xi}^+ (\mu_{xi}^+ - x_i)$ 。其中： X 代表总样本， x_i 代表样本中的个体， n 是样本个体数， μ_x 是总样本 X 的收入均值， γ_{xi}^+ 是 X 中收入超过 x_i 的样本占总样本 X 的百分比， μ_{xi}^+ 是 X 中收入超过 x_i 的样本的收入均值。

相关变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 相关变量的描述性统计

变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
个体年收入	受访者年收入（元），取反双曲正弦值	9.87	2.73
家庭年收入	受访者家庭年收入（元），取反双曲正弦值	10.84	2.12
村集体经营性资产价值实现	村集体经营性收入（万元），取反双曲正弦值	0.93	2.04
年龄	受访者年龄（岁）	45.70	14.23
性别	受访者性别：男性=1，女性=0	0.48	0.50
受教育程度	受访者受教育年限（年）	8.56	4.39
党员	受访者是否党员：是=1，否=0	0.08	0.26
婚姻状况	受访者婚姻状态：已婚=1，未婚=0	0.87	0.33
家庭规模	受访者家庭人口数（人）	4.59	2.02
互联网接入	受访者家中是否有互联网：有互联网=1，无互联网=0	0.67	0.47
县城距离	本村到最近县城的距离（公里）	23.07	30.25
乡镇政府距离	本村到最近乡镇政府的距离（公里）	5.88	8.90
财务信息公布频率	村每季度财务信息公布情况：两次及以上=1，一次及以下=0	0.44	0.50

表2 (续)

政务信息公布频率	村每季度政务信息公布情况：两次及以上=1，一次及以下=0	0.54	0.50
村主任年龄	年龄（岁）	48.01	8.61
村主任受教育程度	村主任受教育年限（年）	12.34	3.30
村主任居住地	村主任居住地：本村=1，非本村=0	0.84	0.37
村集体产权制度改革	各省开展村集体经营性资产股份制改革的村庄占比（%）	0.16	0.26
“一肩挑”改革	是否实施村主任与村支部书记“一肩挑”改革：是=1，否=0	0.34	0.47
家庭财产性收入	受访者家庭年财产性收入（元），取反双曲正弦值	0.54	2.30
家庭工资性收入	受访者家庭年工资性收入（元），取反双曲正弦值	5.64	5.54
非农劳动时间	受访者每个月的非农劳动时长（天/月）	23.88	7.23
外出务工	受访者是否常年外出务工：是=1，否=0	0.22	0.41
农业社会化服务	村集体提供农业社会化服务项目的因子得分值	0	0.59
家庭农业收入	受访者家庭年农业收入，取反双曲正弦值	5.75	4.85
制造业企业注册数量	所在地级市当年制造业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值	8.34	1.01
批发和零售业企业注册数量	所在地级市当年批发和零售业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值	10.88	0.86
餐饮和服务业企业注册数量	所在地级市当年餐饮和服务业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值	9.24	0.85
农业企业注册数量	所在地级市当年农、林、牧、渔业企业新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值	8.31	0.83
个体工商户注册数量	所在地级市当年个体工商户新注册数量（从地级市下属各县汇总），取反双曲正弦值	11.04	0.72
非村集体企业交纳收入	村集体企业以外的各种企业（经济实体）上交给村集体的收入（万元），取反双曲正弦值	0.52	1.57
劳动合同签订	受访者在本村从事非农就业活动时是否签订劳动合同：是=1，否=0	0.39	0.48
家庭非农经营性收入	受访者家庭年非农经营性收入（元），取反双曲正弦值	1.35	3.62
投票方式	受访者在村委会选举时投票方式：自己投票=1，他人代投=0	0.72	0.45
村主任管理经验	村主任是否有企业（工厂）管理经验：是=1，否=0	0.28	0.45
基尼系数	基于受访者家庭年收入测算的村级基尼系数	0.40	0.11
个体收入剥夺系数	基于受访者总收入测算的个体收入剥夺系数（Kakwani 系数）	0.16	0.57

（三）模型设定

1. 基准回归模型设定。考虑到数据集为2014年、2016年、2018年间断短面板数据，本文采用双向固定效应模型进行分析，模型的具体形式为：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Collective_{it} + \beta_2 Control_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： Y_{it} 表示第*i*个个体在第*t*年的家庭年收入、个体年收入、家庭工资性收入等被解释变量； $Collective_{it}$ 表示农户所在村集体经营性资产价值实现，以村集体经营性收入水平反映， β_1 为核

心解释变量系数； $Control_i$ 为控制变量，包括个体特征、家庭特征、村庄特征、农村集体产权制度改革等， β_2 为控制变量系数； μ_i 和 λ_t 分别为对省、市、县级固定效应和每期年份的控制，以尽量减少由区域差异与时间趋势导致的遗漏变量； ε_{it} 为扰动项， α 为常数项。

2.面板分位数回归模型设定。为更全面地描述村集体经营性资产价值实现的追赶效应，本文采取面板分位数回归，以测度村集体经营性收入对不同分位数水平上农户群体的增收效应（Graham et al., 2015）。面板分位数回归模型设定如下：

$$Q_{y_{it}}^{(\tau)}(y_{it} | x_{it}) = \eta_t + x_{it}^T \beta_\tau + u_{ij} \quad (2)$$

(2)式中： $i, j=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T$ 。 y_{it} 表示第*i*个体在第*t*年的家庭年收入， x_{it} 表示第*i*个体在第*t*年所在村集体的经营性收入水平和相关控制变量， $Q_{y_{it}}^{(\tau)}(y_{it} | x_{it})$ 表示年收入的第 τ 个10分位数， β_τ 表示村集体的经营性收入水平和相关控制变量在第 τ 个10分位数的回归系数， η_t 表示时间固定效应， u_{ij} 为误差项。

四、回归结果与分析

(一) 基准回归结果

本文使用双向固定效应模型控制区域特征对村集体经营性资产价值实现的影响，基于研究需要分别控制了省级、市级与县级固定效应，并以县级固定效应为基准。因为一方面村集体产权制度改革试点以县为单位开展，控制县级固定效应保留了县域内的异质性（deHaan, 2021）；另一方面本文已控制了相关个体、家庭与村庄特征，控制县级固定效应能控制更高层级的遗漏变量。具体回归结果如表3所示，将村集体经营性资产价值实现（村集体经营性收入的反双曲正弦值）、控制变量与年份固定效应对家庭年收入进行回归得到（1）列；在此基础上控制省级固定效应得到（2）列；再将省级固定效应更换为市级固定效应得到（3）列；最后将市级固定效应更换为县级固定效应得到（4）列。

表3 村集体经营性资产价值实现影响家庭年收入的基准回归结果

	家庭年收入							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
村集体经营性资产价值实现	0.062***	0.008	0.072***	0.012	0.065***	0.014	0.060***	0.015
年龄	-0.019***	0.002	-0.020***	0.002	-0.020***	0.002	-0.018	0.002
性别	0.001	0.002	-0.014	0.043	-0.032	0.043	-0.051	0.043
受教育程度	0.042***	0.006	0.045***	0.006	0.042***	0.006	0.042***	0.006
党员	0.268***	0.063	0.240***	0.064	0.244***	0.065	0.251***	0.065
婚姻状况	0.823***	0.099	0.865***	0.099	0.819***	0.100	0.793***	0.101
家庭规模	0.087***	0.011	0.071***	0.011	0.076***	0.012	0.079***	0.012
互联网接入	0.662***	0.040	0.632***	0.042	0.585***	0.043	0.579***	0.043
县城距离	-0.003***	0.001	-0.002***	0.001	-0.003***	0.001	-0.002	0.001

表3 (续)

乡镇政府距离	-0.0003	0.003	-0.001	0.003	0.002	0.004	-0.004	0.004
财务信息公布频率	-0.090*	0.049	-0.088	0.054	-0.069	0.070	-0.038	0.074
政务信息公布频率	0.106**	0.047	0.151***	0.046	0.125**	0.056	0.135**	0.055
村主任年龄	-0.001	0.002	-0.001	0.002	-0.002	0.003	-0.004	0.003
村主任居住地	-0.015	0.082	-0.104	0.087	-0.035	0.096	-0.024	0.100
村集体产权制度改革	0.634***	0.089	-0.716**	0.241	-0.597**	0.267	-0.667**	0.275
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
省级固定效应	未控制		已控制		未控制		未控制	
市级固定效应	未控制		未控制		已控制		未控制	
县级固定效应	未控制		未控制		未控制		已控制	
观测值数	11543		11543		11543		11543	
调整后 R ²	0.087		0.103		0.124		0.132	

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误。

表 3 (1) ~ (4) 列结果显示，村集体经营性资产价值实现对家庭年收入存在显著正向影响。具体地，在不考虑区域固定效应时，村集体经营性资产价值实现变量在 1%水平上显著，系数为 0.062。随着省级、市级和县级固定效应的引入，村集体经营性资产价值实现仍在 1%水平上显著，回归系数由 0.072 逐渐下降为 0.065，最终下降至 0.060。这一系列回归结果表明，村集体经营性资产价值实现对家庭年收入存在显著的正向影响，并且其对农户的增收作用非常稳健，假说 H1 得到初步验证。上述结果具有重要的理论和现实意义：在现实层面，通过盘活村庄经营性资产，唤醒村庄内部庞大的“沉睡资源”，促进村集体经营性收入增长，是有效推动农户增收、奔向共同富裕的重要渠道；在理论层面，村集体经营性资产价值实现是调动村庄自然资源与社会资源的可行方案，能发挥村集体经济组织在降低农民组织成本、形成乡村优质生产要素供给规模效应方面的独特优势，成为联结农户和企业的桥梁，带动农户收入增长。

(二) 村集体经营性资产价值实现对农户增收效应的内生性处理与稳健性检验

1. 内生性。尽管基准回归方程已尽可能地对个体、家庭和村庄层面的好控制变量、中性控制变量以及区域固定效应进行了控制，在一程度上解决了遗漏变量导致的内生性问题，但仍可能存在由村集体经营性资产价值实现与农户收入之间的双向因果关系而导致的内生性问题。因此，本文使用“一肩挑”改革与村主任受教育程度作为工具变量，采用面板工具变量回归进行内生性检验。表 4 回归结果显示，工具变量通过了不可识别检验，并且一阶段 F 值为 18.12，弱工具变量检验的 F 值为 43.767，表明本文选取的工具变量不是弱工具变量。过度识别检验的结果接受了“所有工具变量均外生”的原假设，内生性检验结果在 5%的显著性水平上拒绝了“所有解释变量均为外生变量”的原假设，保证了工具变量回归结果的有效性。表 4 (2) 列显示，在解决内生性问题后，村集体经营性资产价值实现在 5%水平上显著，回归系数为 0.230，对农户的增收作用显著为正。

表 4 稳健性检验：内生性

变量	(1)		(2)	
	村集体经营性资产价值实现		家庭年收入	
	系数	标准误	系数	标准误
村集体经营性资产价值实现			0.230**	(0.101)
“一肩挑”改革	0.732***	(0.107)		
村主任受教育程度	0.048***	(0.010)		
控制变量	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
个体固定效应	已控制		已控制	
不可识别检验 (Kleibergen-Paap rk LM statistic)	79.693***			
一阶段F值	18.12			
弱工具变量检验 (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic)	43.767			
过度识别检验 (Hansen J statistic)	1.369			
内生性检验 (Endogeneity test of endogenous regressors χ^2)	5.128**			
观测值数	11543			

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误。

2. 更换回归模型。鉴于收入是下限为零的归并被解释变量，忽视零值归并现象可能导致回归偏误。因此，本文采取面板 Tobit 模型进行稳健性检验。(1) 列是面板 Tobit 模型的估计结果，村集体经营性资产价值实现在 5%水平上显著且系数为正，说明村集体经营性资产对农户的增收作用稳健性良好。

表 5 稳健性检验：其他稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	更换回归模型： 家庭年收入	更换被解释变量： 个体年收入	改变样本量： 家庭年收入
村集体经营性资产价值实现	0.044** (0.020)	0.047*** (0.014)	0.062*** (0.017)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数	11556	15039	9237

注：①**、***分别表示 5%和 1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误。

3. 更换被解释变量。受访者的个体年收入也是反映农户收入水平的重要参考指标，因此，本文采用个体年收入水平替换家庭年收入水平，检验村集体经营性资产价值实现对农户增收作用的稳健性。

(2) 列显示，村集体经营性资产价值实现在 1%水平上显著且系数为正，说明村集体经营性资产对农户增收作用的稳健性良好。

4. 改变样本量。样本量的选取对核心解释变量的回归结果有着难以忽视的影响，通过操纵样本选

取范围与选取量而“精修”显著性的 P-hacking 行为近年来成为学界关注的重点 (Brodeur et al., 2020)。为排除 P-hacking 行为对基准回归的干扰, 本文随机抽取 80% 的样本再次进行回归。表 5 (3) 列显示, 村集体经营性资产价值实现变量在 1% 水平上显著, 且系数为 0.062, 稳健性良好。

(三) 村集体经营性资产价值实现对农户增收的外生推动机制检验

1. 财产性收入。表 6 (1) 列、(2) 列回归结果显示, 仅控制年份固定效应时, 村集体经营性资产价值实现对农户的家庭财产性收入有显著的正向影响, 且在 1% 水平上显著, 但在进一步控制县级固定效应后该影响不再显著。这表明, 在控制县域间的差异后, 村集体经营性资产价值实现对县内农户的财产性收入不存在显著影响。可能的原因是: 农村集体经济组织的收入是提供乡村民生福祉、公共服务, 维护农村社会稳定的“第二财源”, 公益支出通常占据了其支出的主要部分。此外, 当前各村庄集体经济仍处于发展初期阶段, 经营性收入还要用于扩大再生产, 真正落实经营性收入分红的村庄较少, 即便落实, 分红收入也较低。因此, 村集体经营性资产价值实现并未对农户的家庭财产性收入产生显著正向作用, 假说 H1a 未得到验证。

表 6 机制检验: 财产性收入、非农就业与农业社会化服务

变量	(1) 家庭财产性 收入	(2) 家庭财产性 收入	(3) 家庭工资性 收入	(4) 非农劳动 时间	(5) 外出务工	(6) 农业社会化 服务	(7) 家庭农业 收入
村集体经营性 资产价值实现	0.090*** (0.012)	-0.001 (0.017)	0.066** (0.029)	0.078* (0.040)	-0.152*** (0.021)	0.029* (0.014)	-0.046* (0.025)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制
县级固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制	未控制	已控制	已控制
观测值数	11775	11775	12016	15055	15011	571	11687

注: ①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平; ②括号内为稳健标准误; ③外出务工采用面板 Logit 模型回归, 并将省份看作一个劳动力市场, 控制省份固定效应。

2. 非农就业。在非农就业方面, 表 6 (3) 列回归结果表明, 村集体经营性资产价值实现对家庭工资性收入存在显著的正向影响 (在 5% 水平上显著且系数为正)。尽管有学者认为未来农户工资性收入增长潜力有限 (田代贵和马云辉, 2015), 但村集体经营性资产价值实现盘活了乡村“沉睡资源”, 推动乡村产业从单一分散向多产融合的结构化转型 (张新文和杜永康, 2022), 为工资性收入逆势增长创造了新活力。(4) 列、(5) 列结果表明, 村集体经营性资产价值实现对受访者每月非农工作时间内有正向影响 (在 10% 水平上显著且系数为正), 对受访者外出务工选择有负向影响 (在 1% 水平上显著且系数为负)。村集体经营性资产价值实现可以创造本地非农就业机会, 增加农户工资性收入, 并且能减少村庄劳动力外流, 保存乡村青壮年劳力, 为乡村振兴挖潜蓄能。因此, 假说 H1b 成立。

3. 农业社会化服务。村集体经济作为村集体的“第二财政”, 承担着供给村庄公共服务的重任。在农村集体产权制度改革全面开展背景下, 地方政府鼓励以村集体为单位承接农业社会化服务项目,

使之成为经营性资产价值实现的“外生型”来源之一。表6结果表明，村集体经营性资产价值实现对农业社会化服务供给存在正向影响（在10%水平上显著且系数为正），但对农户的家庭农业收入有负向影响（在10%水平上显著且系数为负）。这一系列结果表明，尽管村集体经营性资产价值实现增强了村集体对农业社会化服务项目的承接能力与运营能力，优化了乡村农业公共品供给，但没有对农户的家庭农业收入产生正向影响。这可能是因为相比农业收入，非农收入才是农户增收的主要渠道。农业社会化服务有效节约了农户的农业劳动投入，继而在理性驱使下，农户将节省下来的农业劳动时间配置到非农务工渠道，通过增加非农收入实现了收入增长，假说H1c成立。

4.企业创造。表7回归结果显示，在企业创造方面，村集体经营性资产价值实现对制造业、批发和零售业、餐饮和服务业当年企业注册数量均存在显著正向影响，对制造业企业注册数量影响系数最大，为0.094，对批发和零售业、餐饮服务业企业注册数量的影响系数分别为0.078和0.051。村集体经营性资产价值实现过程，也是村集体已有经营性资产（标准厂房、物业等）再整合、闲置货币资金再运作与乡村劳动力潜能再释放的过程，这一过程有效地降低了乡村企业创造的资产专用性限制，降低了企业的经营成本，吸引了企业的迁移与创造（Bu and Liao, 2022）。此外，村集体经营性资产价值实现变量对个体工商户注册数量的影响在5%水平上显著，且变量系数为正，表明随着村集体经营性资产价值的实现，农户的创业行为明显增加。村集体经营性资产价值实现推动的新企业创造既为当地带来了旺盛的劳动力需求，也拓宽了农产品销售渠道，增加了农村各项产品与劳务的附加值，极大丰富了农户的收入来源，推动了农户增收。因此，假说H1d成立。

在回归结果中，村集体经营性资产价值实现对农业企业创造存在负向影响（在5%水平上显著且系数为负）。村集体经济以“弱者联合”的方式实现了以村庄为单位的农产品统一供给，供给集中度的提高增强了农户对农产品的议价能力（叶敬忠等，2018），也对中小微农业企业的产品收购造成冲击，而大型农业企业却更能发挥自己的体量优势，因此，随着村集体经营性资产价值的实现，农业社会化服务水平与农业供给集中度不断提高，农业企业也随之呈现集中化趋势。

表7 机制检验：企业创造

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	个体工商户注册数量	制造业企业注册数量	批发和零售业企业注册数量	餐饮和服务业企业注册数量	农业企业注册数量
村集体经营性资产价值实现	0.050** (0.025)	0.094** (0.037)	0.078*** (0.028)	0.051* (0.026)	-0.075** (0.032)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	351	351	351	351	351

注：①表中为地级市层面的回归结果，控制了省级固定效应，以便在控制区域差异的同时保留适度的变异性；②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误。

（四）村集体经营性资产价值实现对农户增收的内生发展机制检验

如表 8（1）列、（2）列所示，村集体经营性资产价值实现对当地非村集体企业交纳收入的影响系数为-0.015，对受访者劳动合同签订的影响系数为-0.075，但皆不显著。这一结果表明，村集体经营性资产价值实现并未加深乡村企业与村集体的利益联结，对企业与村民劳动雇用关系的稳定性也未产生显著影响，H2a 未得到验证。原因可能在于：第一，以集体资金入股当地企业的方式推动村集体经营性资产价值实现，实际是通过捆绑企业的方式获得集体收入，因而存在较大的合作难度。并且乡村企业大多处于低成本、薄利润的产业链下游，在市场中竞争力不强，难以承担集体分红责任。第二，农民从事非农就业活动仍以兼业的形式为主，属于季节性剩余劳动力供给，难以与企业建立稳定的合同雇用劳动关系。因此，村集体经营性资产价值实现对搭建企业利益共享机制，激励企业提供稳定雇用劳动关系的影响并不显著。

在农户公共参与与经营能力方面，表 8（3）、（4）列结果显示，村集体经营性资产价值实现变量对家庭非农经营性收入的影响显著，变量系数为 0.043，说明村集体经营性收入每增长 1%，受访者家庭非农经营性收入增长 4.3%。村集体经营性资产价值实现对受访者投票方式的影响显著，变量系数为正，表明村集体经营性资产价值实现显著改变了村集体成员的公共治理参与意愿，随着村集体经营性收入的提高，农民更愿意在村委会选举换届时亲自参与投票。随着村集体经营性收入的增加，农户在乡村振兴中的主体地位被逐渐激活，不仅创业行为（个体工商户数量）增加，农户经营质量也不断改善，公共治理意愿不断增强，以农户为主的利益共享机制与合作监督机制逐渐建立，保障了乡村内生发展的动力来源。因此，假说 H2b 成立。

表 8 内生发展机制检验：企业的利益联结与农户的高质量参与

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非村集体企业交纳收入	劳动合同签订	家庭非农经营性收入	投票方式
村集体经营性资产价值实现	-0.015 (0.073)	-0.075 (0.046)	0.043* (0.024)	0.069*** (0.016)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	440	3039	12074	18567

注：①劳动合同签订使用面板 Logit 模型回归；②*、***分别表示 10%和 1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误。

为检验村集体经济组织经营者推动农户增收内生发展的调节作用，将总样本按照村主任是否具有企业（工厂）管理经验分成两组进行分组回归。表 9（1）列、（2）列显示，邹检验的 F 值为 2.37，在 1%水平上拒绝了“两组回归方程不存在结构性差异”的原假设。在村主任有管理经验样本组，村集体经营性资产价值实现的系数为 0.111，高于村主任无企业管理经验样本组中的系数 0.078，表明具有更强管理能力的村集体经济组织经营者对村集体经营性资产价值实现的增收作用有更大的影响。具备企业管理经验的集体经济组织经营者能结合自身对市场的敏感认识降低经营性资产价值实现的试错

成本，并发挥技能优势以更低的行政成本完成对农户的组织，实现优质生产要素供给的规模效应，使“农户+企业+村集体经济组织”达成良性合作，将短期的项目支持转变为长期的合作收益，助力内生发展。此外，要充分发挥村集体经济组织经营者降低组织成本、整合集体资源的桥梁作用，需要对经营者恰当地赋权量责。在村集体治理过程中，承担村庄生产服务和协调工作、组织村民促进农村生产和经济发展的职责属于村主任，而协调利益关系、组织集体资源开发的职责属于村支书。因此，为进一步检验村集体经济组织经营者的桥梁作用，将村主任企业管理经验与村主任任职情况相结合，得到村主任有管理经验且兼任村支书的“权能匹配”组与村主任无管理经验或未兼任村支书的对照组。表9（3）列、（4）列显示，邹检验F值为2.34，表明两组回归存在结构性差异，并且当有管理经验的村主任兼任村支书时，村集体经营性资产价值实现的系数为0.130，高于控制组的0.072。这一结果表明，给予具备管理经验的村集体经济组织经营者适当的事权，实现村民组织与集体资源整合权责的统一，能有效降低村集体经济组织经营者在组织内部的摩擦成本，使其能以更低的行政成本整合乡村生产要素达到要素供给的规模效应，对企业的短期违约行为形成制约，促使农户、企业与村集体经济组织达成长期合作，助力农户收入增长内生，H2c成立。综合来看，村集体经营性资产价值实现能调动农户公共参与、提升农户经营能力，在村集体经济组织经营者的调节作用下实现农户增收内生，假设H2成立。

表9 内生发展机制检验：村集体经济组织经营者的调节作用

变量	家庭年收入			
	村主任有企业 (工厂)管理经验 (1)	村主任无企业 (工厂)管理经验 (2)	村主任有企业(工厂) 管理经验且兼任村支书 (3)	村主任无企业(工厂) 管理经验或未兼任村支书 (4)
村集体经营性 资产价值实现	0.111*** (0.020)	0.078*** (0.020)	0.130*** (0.029)	0.072*** (0.019)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
邹检验 F值	2.37***		2.34***	
观测值数	1505	3436	522	4419

注：①由于CLDS在部分年度未调查村主任是否具有企业管理经验，表中回归选取2018年数据；②***表示1%的显著性水平；③括号内为稳健标准误。

（五）村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应

探究村集体经营性资产价值实现的追赶效应，可转化为探究村集体经营性资产价值实现对不同收入水平农户群体是否具有差异化的增收效应。表10显示，对收入处于10%~30%分位数上的农户群体，村集体经营性资产价值实现的系数分别为0.148、0.102、0.076，即村集体经营性资产价值实现的增收效应在7%以上。对收入处于40%~60%分位数上的农户群体，村集体经营性资产价值实现的系数分别为0.058、0.043、0.029，村集体经营性资产价值实现的增收效应降低到2%~6%。而对收入处于70%分位数及以上的农户群体，村集体经营性资产价值实现的系数不再显著，即随着农户家庭年收入的上升，村集体经营性资产价值实现的增收效应逐渐降低。由此可见，村集体经营性资产价值对农户的增

收效应存在明显的差异化效果，对低收入农户群体（30%分位数及以下）的作用更大，对高收入农户群体（70%分位数及以上）作用不显著，村集体经营性资产价值实现有利于低收入农户群体追赶中高收入群体，缩小农户内部收入差距。

表 10 村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应：分位数回归结果

变量	家庭年收入								
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
村集体经营性资产价值实现	0.148*** (0.036)	0.102*** (0.024)	0.076*** (0.018)	0.058*** (0.014)	0.043*** (0.012)	0.029** (0.012)	0.016 (0.012)	0.001 (0.014)	-0.021 (0.018)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	11543	11543	11543	11543	11543	11543	11543	11543	11543

注：①表***示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误。

表 11 回归结果显示，村集体经营性资产价值实现对村庄基尼系数有负向影响（在 10%水平上显著且系数为负），对个体收入剥夺系数也存在负向影响（在 5%水平上显著且系数为负）。村集体经营性资产价值实现能有效缩小农户内部收入差距，弭平农户收入分化，增强村庄集体凝聚力，推动乡村共同富裕。因此，假说 H3 成立。

表 11 村集体经营性资产价值实现对农户收入的追赶效应：基尼系数与个体收入剥夺系数

变量	基尼系数	个体收入剥夺系数 (Kakwani系数)
村集体经营性资产价值实现	-0.005* (0.003)	-0.006** (0.002)
控制变量	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
省级固定效应	已控制	未控制
县级固定效应	未控制	已控制
观测值数	293	20541

注：①基尼系数为村级层面的回归，因此控制省级固定效应，以便在控制区域差异的同时保留适度的变异性；②个人收入剥夺系数为个体层面的回归，因此控制县级固定效应；③*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平；④括号内为稳健标准误。

五、结论与政策启示

本文从村集体经营性资产价值实现视角切入，综合利用 CLDS 数据、《中国农村经营管理统计年报》数据、“天眼查”和“爱企查”企业库等数据，系统分析了村集体经营性资产价值实现的农户增收效应与追赶效应。主要研究结论概括如下：

第一，各级政府“外生推动”的村集体经营性资产价值实现对农户家庭年收入与个体年收入都存

在显著正向影响，村集体经营性资产价值实现能推动农户增收。

第二，非农就业、农业社会化服务与企业创造是村集体经营性资产价值实现“外生推动”农户增收的三条路径：①村集体经营性资产价值实现有助于创造本地非农就业，减少乡村非农劳动力外流，增加农户家庭工资性收入；②村集体经营性资产价值实现能够改善当地的农业社会化服务，节约农户的农业劳动投入，为农户通过非农途径创收奠定基础；③村集体经营性资产价值实现与当地企业创造呈正相关，显著增加了当地制造业、批发和零售业、餐饮和服务业企业及个体工商户的注册数量。

第三，村集体经营性资产价值实现能调动农户公共参与的积极性，提升农户的经营能力，对农户高质量嵌入乡村发展过程，实现收入增长内生化的重要意义。此外，村集体经济组织经营者是联结乡村各发展主体的桥梁，提升村集体经济组织经营者的管理能力是充分发挥村集体经营性资产价值实现的增收效应、实现农户增收内生发展的重要因素。

第四，村集体经营性资产价值实现有利于缩小农户内部收入差距。相比70%分位数及以上的高收入农户群体，村集体经营性资产价值实现对30%分位及以下的低收入群体的增收作用更强，有利于低收入农户群体追赶中高收入群体，降低村庄基尼系数与个体收入剥夺系数，缩小农户收入差距，实现共同富裕。

基于上述结论，得出如下政策启示：

第一，发挥村集体经营性资产价值实现非农就业、社会化服务和企业创造方面的外溢效应，丰富农户增收渠道。为此，应当继续深化产权制度改革，加快整合农村资源要素，因地制宜设立“集体经济发展项目库”，盘活经营性资产、资源和资金，提升乡村公共服务水平，带动产业发展，增加非农就业机会，助力农户增收。

第二，应在村集体经营性资产价值实现过程中落实农户的主体地位，引导外生推动的经营性资产项目与物业租赁经济、配套服务经济、观光旅游休闲产业等新业态结合，促进乡村生产要素沿产业链条不断流动、配置和组合，为农户本地就业和创业营造施展环境，搭建多元化主体利益共享、合作监督的长效机制，推动乡村内生发展。

第三，村集体经济组织经营者是乡村内生发展的桥梁，应通过选拔晋升、财政支持、报酬兑现等手段吸引专业人才、经济精英回村引领村集体经济组织健康发展，通过赋权量责给予专业人才适当的自主权与决策权，从态度和行动上表达对基层专业人才的充分支持，助其发挥自身管理才能。

第四，充分发挥村集体经营性资产价值实现助力低收入农户的追赶效应，将项目资源有效嵌入乡村社会网络，强调村集体经营性资产价值实现不应简单地通过分红的方式增加农户的财产性收入，而是通过创造本地非农就业机会、改善乡村公共服务水平，缩小低收入农户群体与高收入农户群体的收入差距，推动乡村共同富裕。将村集体经营性资产价值实现与村庄本地非农就业增收结合，利用村集体经营性资产价值实现带动的农产品加工、社会化服务运营、市政劳务承包、新企业创造等新业态，吸纳低收入农户就地就近就业，以多元化收入渠道缩小农户间非农收入差距。

参考文献

- 1.崔宝玉、王孝璜, 2022: 《村书记村主任“一肩挑”能改善中国村治吗?》, 《中国农村观察》第1期, 第71-90页。
- 2.郝文强、王佳璐、张道林, 2022: 《抱团发展: 共同富裕视阈下农村集体经济的模式创新——来自浙北桐乡市的经验》, 《农业经济问题》第8期, 第54-66页。
- 3.黄季焜、李康立、王晓兵、丁雅文, 2019: 《农村集体经营性资产产权改革: 现状、进程及影响》, 《农村经济》第12期, 第1-10页。
- 4.罗楚亮、李实、岳希明, 2021: 《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》, 《中国社会科学》第1期, 第33-54页、第204-205页。
- 5.林雪霏、孙华, 2021: 《集体产权制度改革中的赋权实践逻辑——基于晋江市华洲村与围头村的案例研究》, 《中国农村观察》第1期, 第2-21页。
- 6.李周, 2019: 《农民流动: 70年历史变迁与未来30年展望》, 《中国农村观察》第5期, 第2-16页。
- 7.刘宏、毛明海, 2015: 《村领导受教育程度对农村居民非农收入的影响——基于微观数据的实证分析》, 《中国农村经济》第9期, 第69-79页。
- 8.陆雷、赵黎, 2021: 《从特殊到一般: 中国农村集体经济现代化的省思与前瞻》, 《中国农村经济》第12期, 第2-21页。
- 9.闵师、王晓兵、项诚、黄季焜, 2019: 《农村集体资产产权制度改革: 进程、模式与挑战》, 《农业经济问题》第5期, 第19-29页。
- 10.宁静、殷浩栋、汪三贵, 2018: 《土地确权是否具有益贫性? ——基于贫困地区调查数据的实证分析》, 《农业经济问题》第9期, 第118-127页。
- 11.秦国庆、马九杰、史雨星、朱玉春, 2023: 《“财散人聚”还是“人财两散”: 股份合作制改革对村庄集体行动的影响——来自河南省381宗农村集体经营性资产的经验证据》, 《中国农村经济》第1期, 第160-183页。
- 12.孙新华, 2017: 《村社主导、农民组织化与农业服务规模化——基于土地托管和联耕联种实践的分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第131-140页、第166页。
- 13.孙雪峰、张凡, 2022: 《农村集体经济的富民效应研究——基于物质富裕和精神富裕的双重视角》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第183-194页。
- 14.田代贵、马云辉, 2015: 《农村经营性资产与农民财产性收入的波及面: 重庆例证》, 《改革》第9期, 第92-100页。
- 15.王镜淳、穆月英, 2023: 《新型农村集体经济的韧性建构及其治理逻辑——来自晋南蒲县的经验》, 《农业经济问题》, <https://doi.org/10.13246/j.cnki.iae.20230620.001>, 第1-14页。
- 16.王轶、刘蕾, 2022: 《农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕》, 《中国农村经济》第9期, 第44-62页。
- 17.温铁军、刘亚慧、唐溧、董筱丹, 2018: 《农村集体产权制度改革股权固化需谨慎——基于S市16年的案例分析》, 《国家行政学院学报》第5期, 第64-68页、第189页。
- 18.夏柱智, 2021a: 《农村集体经济发展与乡村振兴的重点》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第22-30页。
- 19.夏柱智, 2021b: 《集体经济发展和集体产权制度改革反思——对话“塘约经验”》, 《北京工业大学学报(社

会科学版》第4期，第24-32页。

20.杨高升、庄鸿、田贵良、缪岗辉，2023：《乡村经济内生式可持续发展的实现逻辑——基于江苏省Z镇的经验考察》，《农业经济问题》第6期，第121-134页。

21.杨慧莲、郑风田、韩旭东、孔玮，2017：《如何唤醒“沉睡资源”助力村庄发展——贵州省六盘水舍烹村“三变”案例观察》，《贵州社会科学》第12期，第140-148页。

22.杨希双、罗建文，2023：《基于乡村振兴内生发展动力的农民主体性问题研究》，《重庆大学学报（社会科学版）》第3期，第261-274页。

23.杨子、张建、诸培新，2019：《农业社会化服务能推动小农对接农业现代化吗——基于技术效率视角》，《农业技术经济》第9期，第16-26页。

24.叶敬忠、豆书龙、张明皓，2018：《小农户和现代农业发展：如何有机衔接？》，《中国农村经济》第11期，第64-79页。

25.赵黎，2022：《集体回归何以可能？村社合一型合作社发展集体经济的逻辑》，《中国农村经济》第12期，第90-105页。

26.张浩、冯淑怡、曲福田，2021：《“权释”农村集体产权制度改革：理论逻辑和案例证据》，《管理世界》第2期，第81-94页、第106页。

27.张红宇、胡振通、胡凌啸，2020：《农村集体产权制度改革的实践探索：基于4省份24个村（社区）的调查》，《改革》第8期，第5-17页。

28.张立、王亚华，2021：《集体经济如何影响村庄集体行动——以农户参与灌溉设施供给为例》，《中国农村经济》第7期，第44-64页。

29.张新文、杜永康，2022：《集体经济引领乡村共同富裕的实践样态、经验透视与创新路径——基于江苏“共同富裕百村实践”的乡村建设经验》，《经济学家》第6期，第88-97页。

30.张哲晰、潘彪、高鸣、穆月英、徐雪，2023：《农业社会化服务：衔接赋能抑或歧视挤出》，《农业技术经济》第5期，第129-144页。

31.周娟，2020：《农村集体经济组织在乡村产业振兴中的作用机制研究——以“企业+农村集体经济组织+农户”模式为例》，《农业经济问题》第11期，第16-24页。

32.Graham, B., J. Hahn, A. Poirier, and J. Powell, 2015, “Quantile Regression with Panel Data”, NBER Working Paper w21034, <https://www.nber.org/papers/w21034>.

33.Bellégo, C., D. Benatia, and L. Pape, 2022, “Dealing with Logs and Zeros in Regression Models”, arXiv Working Paper 2203.11820, <https://arxiv.org/abs/2203.11820>.

34.Benjamin, D., L. Brandt, and B. McCaig, 2017, “Growth with Equity: Income Inequality in Vietnam, 2002–14”, *The Journal of Economic Inequality*, 15(1): 25-46.

35.Bosworth, G., I. Annibal, T. Carroll, L. Price, J. Sellick, and J. Shepherd, 2016, “Empowering Local Action Through Neo-Endogenous Development; The Case of LEADER in England”, *Sociologia Ruralis*, 56(3): 427-449.

36.Brodeur, A., N. Cook, and A. Heyes, 2020, “Methods Matter: P-Hacking and Publication Bias in Causal Analysis in

Economics”, *American Economic Review*, 110(11): 3634-3660.

37. Bu, D., and Y. Liao, 2022, “Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China”, *Journal of Development Economics*, Vol.157: 1-16.

38. Cinelli, C., A. Forney, and J. Pearl, 2020, “A Crash Course in Good and Bad Controls”, *Sociological Methods and Research*, 0(0), <https://doi.org/10.1177/00491241221099552>.

39. deHaan, E., 2021, “Using and Interpreting Fixed Effects Models”, SSRN Working Paper 3699777, <https://ssrn.com/abstract=3699777>.

(作者单位：中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑：陈静怡)

Farmer Income Growth and Catch-Up Effect of the Realization of the Value of Rural Collective Operating Assets: Exogenous Promotion and Endogenous Development

ZHANG Heng MU Yueying

Abstract: The increase in rural collective operating income through the reform of collective property rights system has become a focal point of attention, as it aims to expand channels for rural households to achieve sustained income growth. Based on analyzing the mechanisms behind the income growth and catch-up effect resulting from the realization of the value of rural collective operating assets (RVRCOA), this study uses a two-way fixed effects model and a panel quantile regression model to empirically analyze the impact and mechanisms of the RVRCOA on rural household income growth, the transition from “exogenous promotion” to “endogenous development”, and the catch-up effect. Our findings are as follows: First, the RVRCOA has a significant and positive impact on rural household income growth. Second, the RVRCOA helps increase wage and promotes local employment for rural households. Additionally, it contributes to rural household income growth by providing agricultural services and promoting enterprise creation. Third, under the adjustment of the management ability of the village collective economic organization operators, the RVRCOA realizes the “endogenous development” of farmer income growth by improving farmers’ management ability and their public participation. Fourth, the income growth effect of the RVRCOA is more significant among low-income farmers, effectively reducing the Gini index and Kakwani index in rural areas. This process helps lower-income farmers catch up with the middle-income and high-income farmers, reducing income gap within farmers and promoting common prosperity in rural areas.

Keywords: Value of Rural Collective Operating Assets; Farmer Income Growth; Catch-up Effect; Non-agricultural Employment; Enterprise Creation