

家庭核心成员健康状况对农户 农业生产性资产投资的影响*

黄毅祥 廖 芮 赵敏娟

摘要：本文基于黄河流域5个省份实地调研的1397份受访者数据，采用倾向得分匹配法估计了家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资的影响，比较了这一影响在不同组群间的差异，并进一步探讨了家庭核心成员健康状况影响农户农业生产性资产投资的作用路径。研究发现：家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资有显著正向影响，其影响净效应的平均值为0.443，且这种影响存在显著的群组异质性；在作用路径方面，家庭核心成员健康状况通过耕地种植面积影响农户农业生产性资产投资，家庭核心成员健康状况与农户农业生产性资产投资存在显著的协同作用。

关键词：健康状况 农业生产性资产 投资决策 倾向得分匹配法

中图分类号：F304.7 **文献标识码：**A

一、引言

健康中国战略是新时代中国特色社会主义建设的重要制度安排，在农村空心化、老龄化和非农化等现象日益严重的背景下，引导农民关注健康、优化农业生产要素配置，对提高农业生产效率至关重要。健康状况作为典型的背景风险，在理论上会影响个人和家庭的资产配置（Palumbo, 1999；周晋和兰珺, 2012）。良好的健康状况是个体参与劳动和获得收入的基础，家庭核心成员健康状况直接影响农户农业生产性资产投资（刘承芳等, 2002）。一方面，家庭核心成员身体健康能保障农业生产所需的劳动力投入，提升农户种植意愿，增加农业生产性资产购置需求，即家庭核心成员健康状况与农业生产性资产同时增加，呈现协同效应（丁继红和徐永仲, 2018）；另一方面，农业机械与劳动力存在替代关系，在家庭核心成员健康状况变差的情况下，为保障农业生产农户可以增加生产性资产投资来替代劳动力投入，家庭核心成员健康状况与农业生产性资产呈现替代效应（雷晓燕和周月刚, 2010；张晖等, 2020）。那么，家庭核心成员健康状况与农户生产性资产投资存在怎样的影响关系，是协同

*本文是国家现代农业产业技术体系资助项目“燕麦荞麦产业技术体系”（编号：CARS-07-F-1）、陕西省自然科学基金基础研究计划“陕西省小宗农产品产业链博弈机理与价格稳定机制研究”（编号：2020JQ-282）和中国博士后科学基金面上项目“小宗农产品供应链博弈机理与价格稳定策略研究”（编号：2021M692654）的阶段性研究成果。

效应还是替代效应，以哪种效应为主？回答这些问题，厘清家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响及作用路径，对实现农业现代化远景目标、保障国家粮食安全具有重要意义。

关于健康状况对资产配置的影响，国内外学者从理论和实证两方面进行了深入分析。在理论方面，Edwards（2009）扩展了包含背景风险和防御性储蓄的资产组合决策模型，建立了一个包括健康因素的理论模型，认为个体健康状况和消费对其资产决策起着重要作用。Dybvig and Liu（2010）将反映健康状况的示性函数纳入资产配置模型，探讨了个体健康受损对其家庭资产组合的冲击。Hochguertel（2003）将健康状况作为内生变量，分析了个人在消费、资产和健康投资上的最优决策。在实证方面，Rosen and Wu（2004）使用美国健康与退休数据，发现个体健康状况与其风险资产持有概率及持有量存在负相关关系。雷晓燕和周月刚（2010）在分析中国居民家庭资产组合的决定因素时，强调要考虑家庭成员健康状况的影响。周慧珺等（2020）发现，中老年人的健康状况显著正向影响家庭流动性资产的配置。沈悦和余若涵（2021）实证研究发现，健康风险导致的医疗负担会降低家庭金融投资参与。王宇（2009）指出，健康是影响农户家庭生产性资产投资的关键因素，需要将健康纳入农户家庭生产性资产投资决策模型。现有研究从理论和实证层面深入探讨了个体健康状况对其资产配置决策的影响，为个体投资决策及政府部门监管提供了有益指导，也为本研究的开展奠定了基础。

现有相关研究还存在以下三个方面的不足：一是在研究方法上，现在有文献多采用 Logit 模型、Probit 模型、Tobit 模型和分位数回归模型等传统线性回归方法，以个体是否健康的虚拟变量衡量家庭核心成员健康状况，比较健康状态下和不健康状态下的个体行为差异（例如周慧珺等，2020）。但这些方法不能有效规避样本“自选择”导致的估计偏误，估计结果的有效性难以保证。二是在研究内容上，现有文献多将家庭核心成员自评健康作为控制变量，证明家庭核心成员健康状况对家庭资产配置存在不可忽视的影响，但没有测算出自评健康影响的具体效应值。例如，丁继洪和徐永仲（2018）在研究新型农村合作医疗对农村家庭资产配置的影响时，引入自评健康水平作为控制变量，发现降低健康风险可促进家庭生产性资产投资。三是在样本数据上，现有文献多使用单个省或市的数据（例如刘承芳等，2001；刘荣茂和马林靖，2006），难以体现各省或市存在的地域差异。而且，在健康状况相关研究中，以中老年人作为样本的研究居多（例如周慧珺等，2020），忽视了青年户主在家庭决策中的作用。老年人对自己未来可能存在健康问题有一定预期，在出现健康问题前就已降低农业生产性资产投资，导致样本有偏，进而使结论不具有一般性。使用 CGSS、CFPS、CHARLS 等二手数据的研究又存在问卷设计缺乏针对性等问题。

鉴于此，为估计家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资的影响效应值和影响的作用路径，本文研究基于黄河中上游 5 个省份实地调研的 1397 位受访者数据，采用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM) 估计家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响，比较这一影响在不同户主年龄、户主受教育程度、家庭收入水平群组间的差异，并利用中介效应模型检验耕地种植面积在其中的中介作用。

二、经济学解释与研究假说

（一）家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响分析

为了厘清家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资的影响,本文研究参考 Dybvig and Liu (2010) 的研究,将反映家庭核心成员健康状况的示性函数纳入 Merton 资产配置模型。设定农户的效用函数为 $\mu(C, C_h) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} I(C_h > h)$, 其中: $I(C_h > h)$ 为示性函数, h 为维持健康的必要花费, C_h 为实际健康消费, C 为投资和其他消费, γ 为相对风险规避系数。当 $C_h > h$ 时, $I(C_h > h)$ 取值为 1, 其他情况取值为 0, 表示只有在保障健康的前提下其他消费才有意义。设定农户家庭财富 W 的优化函数为 $V(W, h, t) = \int_t^T \mu(C, C_h) e^{-\rho(s-t)} ds$, 其中: s 为生存时间, t 为家庭核心成员当前年龄, T 为家庭核心成员预期寿命, ρ 为效用的折现率。根据吴卫星等 (2020) 的研究, 家庭财富 W 满足投资收益 $dW = [W\omega(q-r) + Wr - C - C_h]dt + \sigma W\omega dB_t$, 其中: q 为农业生产性资产投资的期望收益, r 为无风险利率, σ 为投资的风险系数, ω 为农业生产性资产投资占家庭财富的比例 (以下简称农业生产性资产投资比例)。当 $C_h \leq h$ 时, $I(C_h > h)$ 取值为 0, $\mu(C, C_h) = 0$, 即农户在保证维持健康必要消费 h 的基础上, 将财富用于投资和其他方面的消费。由优化函数 $V(W, h, t)$ 和投资收益函数 dW 两式, 可解得农户农业生产性资产投资比例如 (1) 式所示:

$$\omega = \frac{(q-r)}{\sigma^2\gamma} \left[1 - \left(\frac{1-e^{-r(T-t)}}{r} \right) \left(\frac{h}{W} \right) \right] \quad (1)$$

Merton (1971) 在未考虑健康冲击影响的情况下, 分析得到家庭生产性资产投资比例为

$$\omega_M = \frac{(q-r)}{\sigma^2\gamma} - \left(\frac{1-e^{-r(T-t)}}{r} \right) < 0, \quad \frac{h}{W} > 0, \quad 1 - \left(\frac{1-e^{-r(T-t)}}{r} \right) \left(\frac{h}{W} \right) < 1, \quad \text{所以, } \omega < \omega_M, \quad \text{即考}$$

虑健康状况的农户农业生产性资产投资比例要低于没有考虑健康冲击影响的农户农业生产性资产投资比例。基于此, 本文提出研究假说 H1。

H1: 家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资具有正向影响。

（二）家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资影响的协同效应与替代效应分析

根据新古典经济理论, 劳动投入、资本投入和技术进步共同推动经济增长, 劳动和资本是重要的生产要素。在农户农业生产中, 家庭成员身体越健康, 农业劳动力供给越充足, 耕地利用率就越高 (杨志海等, 2015)。家庭核心成员身体健康能提升农户种植意愿, 规避耕地撂荒行为的发生, 增加了农业生产性资产购置需求, 劳动力投入和资本投入呈现同步增长的趋势 (李文辉和戴中亮, 2014; 丁继红和徐永仲, 2018)。农户经营的耕地面积越大, 越有利于农户增加农业生产性资产投资 (刘荣茂和马林靖, 2006; 孙琳琳等, 2020)。因此, 家庭核心成员健康状况越好 (越差), 农户会增加 (缩减)

耕种面积，增加（减少）农业生产性资产投资，家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资表现出协同效应。

有学者提出不同观点，认为农业生产活动对农户身体素质要求偏低，使得健康状况差的农户倾向于继续从事农业生产，在农业机械应用率逐步提高和农业生产社会化服务不断发展的情况下，他们甚至可能增加耕种面积（张影等，2016）。根据柯布一道格拉斯生产函数，在经营耕地面积不变的情况下，要达到相同的农业产量 Y ，劳动力投入 L 下降必然要增加农业生产性资产投资 K ，而劳动力质量与家庭核心成员健康状况息息相关。即在经营耕地面积和产量不变的情况下，当家庭核心成员的身体健康受损导致劳动力供给不足时，农户可以投入农业机械替代劳动力，来弥补劳动力供给不足，家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资存在替代效应。基于此，本文提出研究假说 H2 和研究假说 H3。

H2：在家庭核心成员身体健康受损后，农户会缩减经营耕地面积，减少农业生产性资产投资，家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资存在协同效应。

H3：在家庭核心成员身体健康受损后，农户可以投入农业机械来弥补劳动力供给不足，家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资存在替代效应。

三、研究设计

（一）数据来源及样本基本情况

本文使用数据源自 2020 年 7 月至 2020 年 8 月课题组在宁夏回族自治区、内蒙古自治区、陕西省、山西省和河南省开展的入户调研。调研区域为黄河上游和中游流域（孟津县以上流域）的 19 个市（州）。调研采用分层抽样与随机抽样相结合的方法，课题组根据各市（州）人口占调研区域总人口的比例分配预设样本量，对分配样本量小于 50 的市（州）按地域相近的原则进行“合并”，“合并”后按每 50 样本量抽 1 个乡镇的原则随机抽取区县（市、区）和乡镇，抽样得到 11 个县（市、区）和 36 个乡镇。每个样本乡镇随机抽取 3~5 个自然村，每个自然村随机访问 10~15 户农户。本次调研累计发放和回收农户问卷 1939 份，剔除数据残缺问卷，并对所有连续型变量进行 1%截尾处理（剔除奇异值）后，本文得到有效问卷 1668 份。因部分农户不种地，不进行农业生产性资产投资，本文进一步剔除耕地种植面积为 0 的问卷，最终得到问卷 1397 份。从区域分布来看，宁夏回族自治区、内蒙古自治区、陕西省、山西省和河南省的农户问卷分别为 477 份、253 份、386 份、134 份和 147 份^①；从个体特征来看，家庭核心成员健康（户主及其配偶身体都健康）的样本量为 945 户，家庭核心成员身体健康受损的样本量为 452 户；从家庭特征来看，2019 年农户农业生产性资产规模的均值为 0.95 万元，农户农业生产性资产占总资产的比重均值为 23.20%。

^①样本的区域分布状况为：宁夏回族自治区的沙坡头区、中宁县、青铜峡市的农户问卷分别为 164 份、159 份和 154 份；内蒙古自治区的托克托县、赛罕区的农户问卷分别为 139 份和 114 份；陕西省的佳县、吴堡县、延川县和韩城市的农户问卷分别为 85 份、133 份、87 份和 81 份；山西省临猗县的农户问卷为 134 份；河南省灵宝市的农户问卷为 147 份。

（二）变量选取与描述性统计

1.因变量：农业生产性资产投资额。本文用农户拥有的农业生产性资产总额来衡量农业生产性资产投资额。农业生产性资产指农户在农业生产经营过程中可长期使用、在使用过程中保持特有的实物形态的主要劳动资料（孙琳琳等，2020），主要包括拖拉机、施肥开沟机、三轮车、打药机、农用卡车、割草机、滴灌设施、播种机、收割机等。为了检验模型的稳健性，本文选用农业生产性资产占比（农户农业生产性资产占家庭总资产的比重）作为替代变量。家庭总资产包含流动资产和固定资产：流动资产主要指存款；固定资产除包含上述农业生产性资产外，还包括小汽车、摩托车、电动车、电脑、手机、电视机、洗衣机、空调、电冰箱、太阳能、煤气灶、微波炉、电饼铛、电暖器、卫浴设施、沙发、床柜等消费性资产。由于农户宅基地及自建房屋难以估价，本文未将其纳入总资产核算。

2.核心自变量：家庭核心成员健康状况。基于雷晓燕和周月刚（2010）、杨志海等（2015）、周慧珺等（2020）的做法，并考虑数据可获得性，本文研究采用自评健康来衡量个体的健康状况。项目组访问并记录了家庭所有成员的健康状况。考虑户主及其配偶在农户农业生产中的核心作用，参考周慧珺等（2020）的研究，本文将家庭核心成员健康状况定义为：若户主及其配偶身体都健康，家庭核心成员健康状况变量赋值为1；否则，家庭核心成员健康状况变量赋值为0。

3.控制变量。为了厘清家庭核心成员健康状况的影响因素，分析其对农业生产性资产投资的影响，本文借鉴已有相关研究（例如 Grossman and Laroque, 1990；雷晓燕和周月刚，2010；曹跃群等，2022），从个体、家庭和村庄等层面选取了一系列控制变量。

在个体层面，参考雷晓燕和周月刚（2010）、周慧珺等（2020）的研究，考虑户主在家庭决策中的核心作用，本文将户主的个体特征纳入控制变量，选用户主年龄、户主性别和户主受教育年限3个变量来表征户主特征。

在家庭层面，参考雷晓燕和周月刚（2010）、潘东阳和刘晓昀（2020）、洪灏琪等（2021）的研究，本文选用家庭人口数、家庭非劳动人口占比、家庭人均收入、家庭食品消费支出占比、家里是否有担心的事、家庭成员是否有宗教信仰、家庭成员是否参加保障项目、社会资本（弱关系）、社会资本（强关系）、厕所改造状况、是否拥有取暖设备、是否使用农机社会化服务12个控制变量。家庭人口数和家庭非劳动人口占比，决定着户主及其配偶承担的赡养压力，进而影响户主及其配偶的身体健康（马红梅和代亭亭，2022）。家庭人均收入和家庭食品消费支出占比（恩格尔系数）反映家庭的收入状况和贫富程度，家庭经济状况对核心成员的身体健康具有显著影响（曹跃群等，2022）。家里有家人生病、收入不稳定和农产品滞销等担心的事会给农户带来心理压力，长期心理压力过大将影响农户的身体健康（徐淑一和王宁宁，2015）。家庭成员参与宗教活动可以调节其认知障碍，进而影响个体的身心健康（朱荟和陆杰华，2012）。参加农村合作医疗保险、养老保险等保障项目对家庭核心成员健康状况的影响具有两面性：一方面，当农户参加保障项目后，他们负担医疗服务支出的能力将随之提升，进而提高农户的健康水平；另一方面，参加保障项目降低了个人使用医疗服务的边际成本，部分农户参保后可能会不注意维护自身身体健康（彭晓博和秦雪征，2015；曹跃群等，2022）。社会资本若能起到提供健康信息、鼓励健康行为以及提供社会心理支持的作用，则会对家庭核心成员健康

状况产生积极作用，但农户若与生活习性不良的群体接触较多，则社会资本可能存在负面影响（熊艾伦等，2016）。家庭进行厕所改造，拥有空调、地暖等取暖设备，可以有效提升家庭核心成员健康状况（赵连阁等，2018；邓睿，2022）。使用农机社会化服务能减少农民劳动工作量，降低劳动对其身体的损耗，有益于家庭核心成员身体健康（马红梅和代亭亭，2022）。

在村庄层面，本文选用村庄垃圾无害化处理状况来衡量农户所在村庄的人居环境。生活垃圾和农业生产垃圾的及时、妥善处理，不仅关乎村容村貌，更是维护农户身体健康的有效保障（赵连阁等，2018；邓睿，2022）。

4. 中介变量：耕地种植面积。正如前文所述，当身体健康受损后，农户会缩减种植面积，进而减少农业生产性资产投资（丁继红和徐永仲，2018），即耕地种植面积在其中起到中介效应。因此，本文选择耕地种植面积作为中介变量。在检验中介效应时，本文在选取上述控制变量基础上，进一步增加土地确权状况、拥有耕地面积、拥有耕地块数、地方绿色生产支持政策、主要作物类型 5 个变量作为控制变量（畅倩等，2021）。土地是否确权、家庭拥有耕地面积和拥有耕地块数，会直接影响农户的种植意愿与种植行为；政府的绿色生产支持政策在一定程度上能鼓励农户进行农业生产，扩大农户生产性资产投资；家庭主要种植作物类型在一定程度上决定着农业生产的可机械化程度，影响农户生产性资产投资。

上述变量的含义、赋值及描述性统计见表 1。

表 1 变量的含义、赋值与描述性统计

| 变量名称 | 变量含义及赋值 | 均值 | 方差 |
|--------------|---|--------|--------|
| 农业生产性资产投资额 | 家庭拥有的用于农业生产的劳动资料的总价值（万元） | 0.950 | 1.951 |
| 农业生产性资产占比 | 农户农业生产性资产占家庭总资产的比重 | 0.232 | 0.244 |
| 家庭核心成员健康状况 | 户主及其配偶的健康状况：户主及其配偶都健康=1，户主及其配偶至少一人不健康=0 | 0.676 | 0.468 |
| 户主年龄 | 户主实际年龄（岁） | 56.986 | 10.994 |
| 户主性别 | 户主性别：男性=1，女性=0 | 0.951 | 0.217 |
| 户主受教育年限 | 户主从小学开始接受教育的年份数（年） | 7.088 | 3.567 |
| 家庭人口数 | 家庭总人口数量（人） | 3.709 | 1.568 |
| 家庭非劳动人口占比 | 家庭非劳动人口占家庭总人口的比例 | 0.297 | 0.306 |
| 家庭人均收入 | 调研前一年农户家庭人均可支配收入（万元） | 1.086 | 1.405 |
| 家庭食品消费支出占比 | 调研前一年家庭食品消费支出占家庭总支出的比例 | 0.277 | 0.182 |
| 家里是否有担心的事 | 家里是否有担心的事情，如家人生病、收入不稳定、农产品滞销等：是=1，否=0 | 0.589 | 0.492 |
| 家庭成员是否有宗教信仰 | 家庭成员是否有人有宗教信仰：是=1，否=0 | 0.077 | 0.266 |
| 家庭成员是否参加保障项目 | 家庭成员是否有人参与保障项目，如农村合作医疗保险、养老保险、商业保险等：是=1，否=0 | 0.788 | 0.409 |
| 社会资本（弱关系） | 家庭调研当年春节期间来访的朋友数量（人） | 6.373 | 8.206 |
| 社会资本（强关系） | 家庭调研当年春节期间来访的亲戚数量（人） | 10.676 | 10.272 |

表1 (续)

| | | | |
|-------------|--|--------|--------|
| 厕所改造状况 | 家庭是否进行了厕所改造: 是=1, 否=0 | 0.452 | 0.498 |
| 是否拥有取暖设备 | 家庭是否拥有取暖设备, 如空调、地暖等: 是=1, 否=0 | 0.329 | 0.470 |
| 是否使用农机社会化服务 | 作物种植是否使用农机社会化服务: 是=1, 否=0 | 0.376 | 0.485 |
| 村庄垃圾无害化处理状况 | 村里是否进行垃圾无害化处理: 是=1, 否=0 | 0.609 | 0.488 |
| 耕地种植面积 | 调研当年家庭的耕地种植面积 (亩) | 16.794 | 24.609 |
| 土地确权状况 | 家庭的耕地是否有确权证书: 是=1, 否=0 | 0.883 | 0.322 |
| 拥有耕地面积 | 家庭拥有耕地面积 (亩) | 20.425 | 32.553 |
| 拥有耕地块数 | 家庭拥有耕地块数 (块) | 5.996 | 6.561 |
| 地方绿色生产支持政策 | 当地政府是否有绿色生产支持政策, 如绿色生产培训、绿色生产农资补贴、绿色农产品价格补贴等: 是=1, 否=0 | 0.085 | 0.279 |
| 主要作物类型 | 家庭种植的主要作物类型: 粮食作物=1, 经济作物=0 | 0.525 | 0.500 |

(三) 家庭核心成员健康状况的反事实研究框架

1. 家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资方程。根据随机效用模型, 本文设定变量 U_{1i} 和变量 U_{0i} , 分别代表家庭 i 的核心成员身体健康和不健康时的效用。 $M_i^* = U_{1i} - U_{0i}$ 为二者的差值, 家庭核心成员身体健康则 $M_i^* = 1$, 不健康则 $M_i^* = 0$ 。因此, 家庭核心成员健康状况方程设定如下:

$$M_i^* = \psi(X) + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中: X 是影响家庭核心成员健康状况的外生解释变量, 包括户主年龄、户主性别、户主受教育年限、家庭人口数、家庭非劳动人口占比、家庭人均收入、家庭食品消费支出占比、家里是否有担心的事、家庭成员是否有宗教信仰、家庭成员是否参加保障项目、社会资本、厕所改造状况、是否拥有取暖设备、是否使用农机社会化服务和村庄垃圾无害化处理状况等变量; ε 为随机误差项。为测度家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响, 本文设定农业生产性资产投资方程如下:

$$Y_i^* = \phi(Z) + \lambda M_i + \delta \quad (3)$$

(3) 式中: Y_i^* 表示农户农业生产性资产投资; Z 表示影响农业生产性资产投资的外生解释变量的向量; M_i 为家庭 i 核心成员的健康状况; δ 为随机误差项。现实中存在某些不可观测因素同时影响家庭核心成员健康状况 M_i 和农业生产性资产投资 Y_i^* , 导致 M_i 与 δ 存在相关性。为缓解样本自选择问题导致的估计偏差, 本文选用倾向得分匹配法进行参数估计 (Rosenbaum and Rubin, 1985)。倾向得分匹配法不存在设定函数形式、参数及误差项分布等条件限制, 可以缓解内生性问题。

2. 基于 PSM 的家庭核心成员健康状况的反事实分析框架。本文研究设置虚拟变量 D_i , 来表示家庭 i 的核心成员是否健康: $i=1$ 表示核心成员身体健康, $i=0$ 表示核心成员身体不健康; y_i 表示家庭 i 的农业生产性资产投资。首先, 本文将影响家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资的因素纳入模型, 运用 Logit 模型估计家庭 i 的核心成员健康状况的倾向得分值; 其次, 为保证匹配结果的稳健性, 本文选取卡尺半径匹配 (设定卡尺半径为 0.02)、核匹配 (使用默认的核函数和带宽)、 k 近邻

匹配（设定 $k=4$ ）、卡尺内近邻匹配（设定卡尺半径为 0.02, $k=4$ ）、Bootstrap 匹配（采用默认的 1 比 1 临近匹配法，进行 500 次抽样后取均值）5 种主流匹配方法进行匹配，并对匹配后的实验组和对照组的协变量进行平衡性检验；最后，本文根据匹配结果计算平均处理效应。由于本文关注的是家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的处理效应，适合用实验组的平均效应（ATT）进行分析：

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_{i:D_i=1} (y_i - \hat{y}_{0i}) \quad (4)$$

(4) 式中： N_1 表示实验组样本的数量，即核心成员身体健康的农户家庭数量； $\sum_{i:D_i=1}$ 表示对实验组的处理效应进行加总； y_i 表示家庭 i 的农业生产性资产投资额； \hat{y}_{0i} 表示对照组中与实验组样本相匹配的农户的农业生产性资产投资额。

四、家庭核心成员健康状况的影响因素分析

根据 PSM 的反事实分析步骤，为匹配实验组与对照组的样本，本文选取影响家庭核心成员健康状况的协变量，并计算倾向得分值。所构建的 Logit 模型的估计结果如表 2 所示。

表 2 家庭核心成员健康状况影响因素模型的 Logit 回归结果

| 变量名称 | 家庭核心成员健康状况 | | | |
|-----------------------|------------|-------|-----------|-------|
| | 回归系数 | | 弹性 dy/dx | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 户主年龄 | -0.074*** | 0.007 | -0.013*** | 0.001 |
| 户主性别 | 0.451 | 0.289 | 0.079 | 0.050 |
| 户主受教育年限 | 0.064*** | 0.019 | 0.011*** | 0.003 |
| 家庭人口数 | 0.128*** | 0.046 | 0.022*** | 0.008 |
| 家庭非劳动力人口占比 | -0.395* | 0.214 | -0.069* | 0.037 |
| 家庭人均收入 | -0.034 | 0.049 | -0.006 | 0.009 |
| 家庭食品消费支出占比 | 0.598* | 0.361 | 0.105* | 0.063 |
| 家里是否有担心的事 | -0.324** | 0.133 | -0.057** | 0.023 |
| 家庭成员是否有宗教信仰 | 0.239 | 0.257 | 0.042 | 0.045 |
| 家庭成员是否参加保障项目 | -0.150 | 0.161 | -0.026 | 0.028 |
| 社会资本（弱关系） | 0.000 | 0.010 | 0.000 | 0.002 |
| 社会资本（强关系） | 0.009 | 0.008 | 0.002 | 0.001 |
| 厕所改造状况 | 0.229* | 0.133 | 0.040* | 0.023 |
| 是否拥有取暖设备 | 0.520*** | 0.153 | 0.091*** | 0.026 |
| 是否使用农机社会化服务 | 0.424*** | 0.139 | 0.074*** | 0.024 |
| 村庄垃圾无害化处理状况 | 0.188 | 0.137 | 0.033 | 0.024 |
| 常数项 | 3.401*** | 0.625 | 0.026*** | 0.007 |
| Pseudo R ² | 0.165 | | | |
| 卡方统计量 LR chi2 | 290.800 | | | |

表2 (续)

| | |
|-----|------|
| 样本量 | 1397 |
|-----|------|

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

从表2可以看出，户主年龄、户主受教育年限、家庭人口数、家庭非劳动力人口占比、家庭食品消费支出占比、家里是否有担心的事、厕所改造状况、是否拥有取暖设备、是否使用农机社会化服务对家庭核心成员健康状况存在显著影响。在个体层面，户主年龄越大，家庭核心成员健康状况越差，户主受教育年限长的家庭的核心成员身体更健康。在家庭层面，人口多的农户的家庭核心成员的健康状况显著优于人口少的家庭；老人和幼儿等非劳动人口较多的农户的家庭核心成员的健康状况普遍更差。一方面，家庭人口数多有助于扩展家庭收入来源、提升幸福感，从而提高农户的身体健康水平；另一方面，赡养人口多的农户家庭面临的负担更重，心理压力也更大，导致农户身体健康受损的概率更大。家庭食品消费支出占比对家庭核心成员健康状况存在显著正向影响；家里有担心的事会导致家庭核心成员身体不健康；家庭成员是否有宗教信仰和是否参与保障项目对家庭核心成员健康状况的影响不显著。进行厕所改造、拥有取暖设备和使用农机社会化服务的农户的家庭核心成员的健康状况更好。在村庄层面，垃圾无害化处理对家庭核心成员健康状况的影响不显著。

五、家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资影响效应的测算

(一) 共同支撑域检验与PSM匹配结果分析

在获得倾向得分值后，本文绘制倾向得分值的密度函数图，以检验匹配后的共同支撑域，具体如图1所示。根据图1，匹配后的家庭核心成员健康样本与家庭核心成员不健康样本的倾向得分值具有较大范围的重叠，多数样本处于共同取值范围内。同时，在5种匹配方法下，未匹配样本的最大样本量为18，说明匹配效果良好。

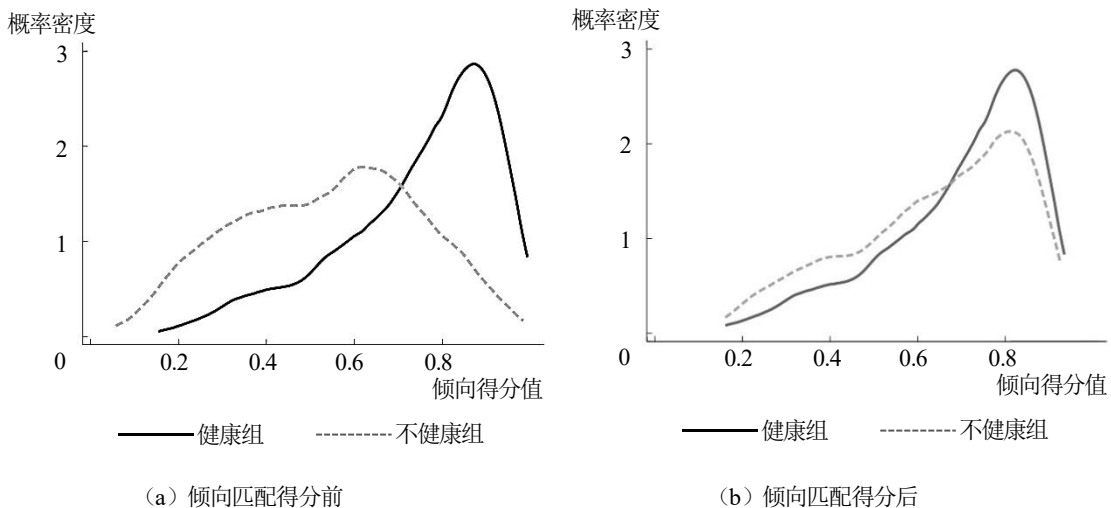


图1 倾向得分值匹配前后的密度函数图

（二）平衡性检验

为了保证匹配结果的可靠性，笔者对协变量进行平衡性检验，结果如表3和表4所示。通过样本匹配，家庭核心成员健康状况的标准化偏差从23.5%减少到4.3%~5.3%，总体偏差显著降低，均在平衡性检验10%的标准线内；准R²从匹配前的0.170下降到匹配后的0.008~0.012，LR统计量从匹配前的298.86下降到匹配后的20.43~30.60。从实验组和对照组各变量的偏差来看，除户主受教育年限、家庭人口数和厕所改造状况外，其他变量均不存在显著差异^①。综合上述检验结果可知，倾向得分匹配法有效地减少了实验组和对照组自变量分布的差异，基本消除了样本自选择所导致的估计偏误。

表3 家庭核心成员健康状况倾向得分值匹配前后平衡性检验结果

| 匹配方法 | 准R ² | LR统计量 | 标准化偏差(%) |
|-------------|-----------------|---------|----------|
| 匹配前 | 0.170 | 298.860 | 23.500 |
| k近邻匹配 | 0.011 | 28.910 | 5.000 |
| 卡尺匹配 | 0.008 | 20.430 | 4.300 |
| 卡尺内k近邻匹配 | 0.011 | 27.860 | 4.500 |
| 核匹配 | 0.012 | 30.600 | 4.700 |
| Bootstrap匹配 | 0.011 | 28.780 | 5.300 |

表4 家庭核心成员健康状况倾向得分值匹配后实验组与对照组各变量的偏差及显著性

| 变量名称 | 偏差(%) | t值 |
|--------------|------------|--------|
| 户主年龄 | -1.300 | -0.280 |
| 户主性别 | 4.800 | 1.080 |
| 户主受教育年限 | 11.500*** | 2.710 |
| 家庭人口数 | 7.600* | 1.680 |
| 家庭非劳动力人口占比 | 4.600 | 1.130 |
| 家庭人均收入 | 2.000 | 0.450 |
| 家庭食品消费支出占比 | -7.400 | -1.610 |
| 家里是否有担心的事 | 6.000 | 1.270 |
| 家庭成员是否有宗教信仰 | -3.700 | -0.740 |
| 家庭成员是否参加保障项目 | 1.100 | 0.220 |
| 社会资本(弱关系) | 4.800 | 1.010 |
| 社会资本(强关系) | 3.900 | 0.810 |
| 厕所改造状况 | -13.600*** | -2.890 |
| 是否拥有取暖设备 | -2.600 | -0.530 |
| 是否使用农机社会化服务 | -2.900 | -0.620 |

^①若实验组和对照组各变量的偏差均不显著，则样本自选择所导致的偏误完全消除；若个别变量有显著偏差，但偏差控制在20%以内，则匹配效果较好（潘东阳和刘晓均，2020）。本文删除户主受教育年限、家庭人口数和厕所改造状况变量后，重新利用5种匹配方法进行估计，所得结果没有显著差异。

表4 (续)

| | | |
|-------------|--------|--------|
| 村庄垃圾无害化处理状况 | -6.600 | -1.450 |
|-------------|--------|--------|

注：①本表为利用 Bootstrap 匹配法得到的匹配结果，其他匹配方法得到的匹配结果基本一致，因篇幅限制，不再一一汇报；②***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

(三) 家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响效应测算及组群差异分析

1. 影响效应测算。笔者估计家庭核心成员健康状况影响农业生产性资产投资的平均处理效应 (ATT)，得到估计结果如表 5 所示。从不同因变量的估计结果看，家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额和农业生产性资产占比影响的估计结果基本一致，所有平均处理效应均在 1%统计水平上显著。从同一因变量的估计结果看，不同匹配方法得到的估计结果基本一致。替换因变量和更换匹配方法得到的估计结果一致，说明估计结果具有稳健性。为了便于后文实证分析，本文选取 5 种匹配方法得到的估计结果的平均值来反映家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响。

根据表 5，家庭核心成员健康状况影响农业生产性资产投资额的平均处理效应的平均值为 0.443，表明家庭核心成员身体健康的农户农业生产性资产投资额比健康受损的农户显著高出 0.443 万元。家庭核心成员健康状况影响农业生产性资产占比的平均处理效应的平均值为 0.058，表示在其他条件不变的情况下，核心成员身体健康的农户家庭的农业生产性资产占总资产的比重比核心成员健康受损的农户家庭显著高出 5.8%。综合表 5 的估计结果可得，家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资具有显著正向影响。研究假说 H1 得以验证。

表 5 家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的平均处理效应

| 匹配方法 | 农业生产性资产投资额 | | | 农业生产性资产占比 | | |
|---------------|------------|-------|-------|-----------|-------|-------|
| | 平均处理效应 | 标准差 | t 统计量 | 平均处理效应 | 标准差 | t 统计量 |
| 卡尺半径匹配法 | 0.462*** | 0.132 | 3.510 | 0.057*** | 0.021 | 2.720 |
| 核匹配法 | 0.436*** | 0.126 | 3.450 | 0.053*** | 0.020 | 2.680 |
| k 近邻匹配法 | 0.440*** | 0.137 | 3.190 | 0.056*** | 0.022 | 2.590 |
| 卡尺内 k 近邻匹配法 | 0.445*** | 0.137 | 3.240 | 0.058*** | 0.021 | 2.700 |
| Bootstrap 匹配法 | 0.434*** | 0.134 | 3.150 | 0.066*** | 0.021 | 3.140 |
| 平均值 | 0.443 | | | 0.058 | | |

注：①***表示 1%的显著性水平。

2. 敏感性分析。为检验上述估计的敏感性，本研究分别对以户主与配偶都健康样本为实验组、以户主与配偶一方健康受损样本为对照组，以及以户主与配偶一方健康受损样本为实验组、以户主与配偶两方均健康受损样本为对照组情况下的平均处理效应进行估计，得到结果如表 6 和表 7 所示。从农业生产性资产投资额的估计结果来看，根据表 6，实验组平均处理效应的平均值为 0.567，即户主与配偶都健康的农户的农业生产性资产投资额比一方健康受损的农户显著高出 0.567 万元。根据表 7，户主与配偶一方健康受损的农户的农业生产性资产投资额比两方均健康受损的农户显著高出 0.309 万元。这说明，户主与配偶双方健康受损程度越严重，农户农业生产性资产投资越低。从农业生产性资产占

比的估计结果来看,根据表 6,实验组平均处理效应的平均值为 0.045,表 7 的实验组平均处理效应均不显著,表明户主与配偶一方健康受损的农户家庭的农业生产性资产占比和两方均健康受损的农户家庭的农业生产性资产占比不存在显著差异,而户主与配偶两方均健康的农户家庭的农业生产性资产占比比一方健康受损的农户家庭显著高 4.5%。出现这一现象的原因可能是:家庭核心成员健康受损在造成农户农业生产性资产投资下降的同时,也减少了农户消费性资产和流动资产。敏感性分析的结果进一步佐证了上述研究结论的稳健性。

表 6 以户主与配偶都健康样本为实验组、以一方健康受损样本为对照组情况下的平均处理效应

| 匹配方法 | 农业生产性资产投资额 | | 农业生产性资产占比 | |
|---------------|------------|-------|-----------|-------|
| | 平均处理效应 | 标准差 | 平均处理效应 | 标准差 |
| 卡尺半径匹配法 | 0.565*** | 0.118 | 0.044* | 0.025 |
| 核匹配法 | 0.549*** | 0.112 | 0.044* | 0.024 |
| k 近邻匹配法 | 0.574*** | 0.123 | 0.049* | 0.027 |
| 卡尺内 k 近邻匹配法 | 0.567*** | 0.122 | 0.045* | 0.027 |
| Bootstrap 匹配法 | 0.578*** | 0.107 | 0.042* | 0.025 |
| 平均值 | 0.567 | | 0.045 | |

注:①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

表 7 以户主与配偶一方健康受损样本为实验组、以两方均健康受损样本为对照组情况下的平均处理效应

| 匹配方法 | 农业生产性资产投资额 | | 农业生产性资产占比 | |
|---------------|------------|-------|-----------|-------|
| | 平均处理效应 | 标准差 | 平均处理效应 | 标准差 |
| 卡尺半径匹配法 | 0.327** | 0.149 | -0.014 | 0.025 |
| 核匹配法 | 0.374*** | 0.141 | -0.014 | 0.024 |
| k 近邻匹配法 | 0.275* | 0.156 | -0.001 | 0.025 |
| 卡尺内 k 近邻匹配法 | 0.261* | 0.158 | -0.001 | 0.026 |
| Bootstrap 匹配法 | 0.241 | 0.260 | -0.007 | 0.036 |
| 平均值 | 0.309 | — | — | — |

注:①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

3.组群差异分析。ATT 仅能反映家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资影响的平均值,无法体现影响净效应的结构性差异,即组群差异。因此,本研究从户主年龄、户主受教育年限以及家庭人均收入 3 个方面进一步探讨不同类型农户的组群差异。本文基于 Bootstrap 匹配法进行 500 次抽样估计,得到家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资影响的组群差异估计结果,如表 8 所示^①。

从户主年龄角度来看,本文基于联合国世界卫生组织提出的年龄分段^②,根据户主年龄对样本进行分组,估计结果如表 8 所示。根据表 8,随着户主年龄的增长,家庭核心成员健康状况对农业生产

^①采用几种匹配方法得到的估计结果基本一致,因篇幅限制,仅汇报基于 Bootstrap 匹配法得到的估计结果。

^②联合国世界卫生组织对年龄的划分标准规定:44 岁以下为青年,45~59 岁为中年人,60~74 岁为年轻的老年人,75~89 岁为老年人,90 岁以上为长寿老年人(范雪松等,2022)。

性资产投资额的影响净效应逐渐降低。户主年龄为 44 岁及以下的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响净效应最大, 实验组的农业生产性资产投资额比对照组显著高出 2.578 万元; 户主年龄为 45~59 岁(含)的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响净效应为 2.441; 户主年龄为 60~74 岁(含)的样本的家庭核心成员健康状况的影响净效应为 1.946; 而户主年龄为 75 岁及以上的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额不存在显著影响。户主年龄不同的农户的种地目标存在差异, 户主较年轻的农户希望通过种地获得一定的收益和报酬, 而户主年长的农户则更多希望通过种地来满足日常饮食需要(谢花林和黄莹乾, 2021)。因此, 相较于户主年长的家庭, 户主年轻的家庭的的核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响更大。

从户主受教育年限角度来看, 为使得各组样本量相对均衡, 本文根据户主受教育年限, 将样本划分小学及以下(6年及以下)、初中(7~9年)、高中及以上(10年及以上)3个组。户主受教育程度为高中及以上的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响在 1%统计水平上显著, 其影响净效应为 3.745; 户主受教育程度为初中的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响在 10%统计水平上显著, 其影响净效应为 1.662; 户主受教育程度为小学及以下的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响不显著。这反映出教育在农业生产和投资决策中的重要性, 户主受教育程度较低会导致农户难以掌握先进生产技术和生产模式, 当家庭核心成员健康受损后, 农户难以实现劳动力与生产资料的优化匹配, 进而导致农业生产效率低下。相反, 户主受教育程度高的农户能够根据家庭核心成员健康状况优化家庭劳动力与生产资料配置, 获取更高的收益。

从家庭人均收入角度来看, 在考虑相对均衡各组样本量以及国家乡村振兴局设置的重点监测人群收入标准^①的基础上, 本文根据样本家庭人均收入将样本划分为 0.5 万元以下、0.5 万(含)~1 万元、1 万(含)~3 万元、3 万元及以上 4 个组。家庭人均收入小于 1 万元的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响不显著, 说明收入极低家庭的核心成员身体健康状况对其家庭的农业生产性资产投资没有显著影响。这是因为: 收入极低家庭的首要任务是通过农业生产解决吃饭问题, 农业生产性资产投资是刚需, 且收入极低家庭面临明显的资金约束, 其资金通常只能满足基本农业生产需求, 难以改善或扩大生产。家庭人均收入 1 万(含)~3 万元的样本的家庭核心成员健康状况在 1%统计水平上对农业生产性资产投资具有显著正向影响, 影响净效应为 3.665。其原因可能在于: 从需求层次角度看, 农户只有解决吃饭问题后才会关注健康, 健康对农业生产性资产投资的影响才会开始显现。家庭人均收入为 3 万元及以上的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响不显著, 其原因可能是, 这类农户农业生产所需要的劳动力供给已经不仅仅局限于家庭成员, 农户可通过雇用劳动来弥补劳动力供给不足。

^①家庭人均收入 1 万元是 2022 年国家乡村振兴局划分重点监测人群的收入标准, 0.5 万元和 3 万元是本文为均衡各组样本量确定的进一步细分的临界值。资料来源:《驻村帮扶 助村振兴》, http://nrta.gov.cn/art/2022/10/27/art_38_197292.html。

表 8 家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资额影响的组群异质性估计结果

| 变量名称 | 分类标准 | 农业生产性资产投资额 | |
|---------|-----------------|------------|-------|
| | | 平均处理效应 | 标准差 |
| 户主年龄 | 44 岁及以下 | 2.578*** | 0.346 |
| | 45~59 岁 (含) | 2.441** | 0.213 |
| | 60~74 岁 (含) | 1.946* | 0.250 |
| | 75 岁及以上 | 0.287 | 0.563 |
| 户主受教育程度 | 小学及以下 (6 年及以下) | -0.075 | 0.251 |
| | 初中 (7 年至 9 年) | 1.662* | 0.272 |
| | 高中及以上 (10 年及以上) | 3.745*** | 0.313 |
| 家庭人均收入 | 0.5 万元以下 | 0.197 | 0.200 |
| | 0.5 万 (含) ~1 万元 | 0.242 | 0.301 |
| | 1 万 (含) ~3 万元 | 3.665*** | 0.255 |
| | 3 万元及以上 | -0.832 | 0.939 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②表 8 为利用 Bootstrap 匹配法得到的估计结果。

(四) 家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资：协同效应和替代效应

1. 协同效应分析。协同效应是指当家庭核心成员健康受损后，农户会缩减种植面积，减少农业生产性资产投资。本研究借鉴钱雪松（2015）等的研究，以农业生产性资产投资额为因变量、种植耕地面积为中介变量，用中介效应模型来估计协同效应，得到估计结果如表 9 所示。根据方程 1 和方程 2，家庭核心成员健康状况在 10%统计水平上对农业生产性资产投资额和种植耕地面积存在显著影响。根据方程 3，同时在方程中纳入核心自变量和中介变量后，核心自变量不显著，但中介变量种植耕地面积在 1%统计水平上显著，而且 Sobel 检验 Z 值为 1.767，在 1%统计水平上显著。这表明种植耕地面积在家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资额的影响中发挥了中介作用，且属于完全中介效应。相类似的，根据方程 4、方程 5 和方程 6，种植耕地面积在家庭核心成员健康状况影响农业生产性资产占比中发挥了中介效应，说明该中介效应模型估计结果具有稳健性。综合表 9 估计结果可得，家庭核心成员健康受损会导致农户缩减种植耕地面积，降低农业生产性资产投资，即家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资存在协同效应，验证了研究假说 H2。

表 9 家庭核心成员健康状况与农户农业生产性资产投资协同效应的估计结果

| 变量名称 | 农业生产性资产投资额 | | | 农业生产性资产占比 | | |
|------------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|
| | 农业生产性资产 | 种植耕地面积 | 农业生产性资产 | 农业生产性资产占比 | 种植耕地面积 | 农业生产性资产占比 |
| | 方程 1 | 方程 2 | 方程 3 | 方程 4 | 方程 5 | 方程 6 |
| 家庭核心成员健康状况 | 0.213* (0.119) | 2.541* (1.425) | 0.142 (0.112) | 0.017* (0.010) | 2.541* (1.425) | 0.013 (0.015) |
| 种植耕地面积 | | | 0.028*** (0.002) | | | 0.002*** (0.000) |

表9 (续)

| | | | | | | |
|----------------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 0.060 | 0.148 | 0.165 | 0.020 | 0.148 | 0.045 |
| Sobel 检验 Z 值 | | 1.767 | | | 1.709 | |
| 中介效应占总效应的比重 | | 33.26% | | | 24.93% | |

注：①括号内数字为稳健标准误；②***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

2. 替代效应分析。替代效应是指当家庭核心成员健康受损后，农户为维持农业生产而增加农业机械投入、减少农业劳动力投入。本文选取“单位种植面积的农业生产性资产投资额”作为因变量，应用 PSM 模型测度替代效应，具体估计结果如表 10 所示。如果存在替代效应，那么，家庭核心成员健康受损的农户单位种植面积的农业生产性资产投资额要显著高于家庭核心成员健康的农户。从表 10 可以看出，除核匹配法得到的平均处理效应在 10%统计水平上显著外，其他 4 种匹配方法下的实验组的平均处理效应均不显著，实验组和对照组不存在显著差异。这说明，家庭核心成员健康状况与农户农业生产性资产投资额的替代效应不显著，研究假说 H3 不成立。出现这一结果的原因可能有两个：一方面，家庭核心成员健康受损后，农户可以雇用他人进行农业生产，以弥补自身劳动力供给不足；另一方面，家庭核心成员健康受损导致家庭获得收入的能力下降，自有资金无法支持农户进行更多的农业生产性资产投资。

表 10 家庭核心成员健康状况与农户农业生产性资产投资额替代效应的估计结果

| 匹配方法 | 平均处理效应 | 标准差 | T 统计量 |
|---------------|--------|-------|-------|
| 卡尺半径匹配法 | 0.035 | 0.022 | 1.590 |
| 核匹配法 | 0.033* | 0.019 | 1.710 |
| k 近邻匹配法 | 0.033 | 0.021 | 1.600 |
| 卡尺内 k 近邻匹配法 | 0.033 | 0.021 | 1.600 |
| Bootstrap 匹配法 | 0.027 | 0.019 | 1.250 |
| 平均值 | 0.032 | — | — |

注：①*表示 10%的显著性水平。

六、研究结论与启示

本文基于宁夏、内蒙古、陕西、山西、河南 5 个省（区）实地调研的 1397 份受访者数据，运用倾向得分匹配法测算了家庭核心成员健康状况对农户农业生产性资产投资的影响，比较了这一影响在户主不同年龄、户主不同受教育程度和不同家庭人均收入水平分组下的组群差异，并进一步探讨了家庭核心成员健康状况影响农户农业生产性资产投资的作用路径。研究发现：第一，户主年龄、户主受教育年限、家庭人口数、家庭非劳动力人口占比、家庭食品消费支出占比、家里是否有担心的事、厕所改造状况、是否拥有取暖设备、是否使用农机社会化服务等因素显著影响家庭核心成员健康状况；第二，家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资影响净效应的平均值为 0.443，家庭核心成员身体健康的农户的农业生产性资产占比较家庭核心成员健康受损农户要显著高出 5.8%；第三，组群差异分

析结果表明, 户主不同年龄、户主不同受教育程度和不同家庭人均收入水平分组下的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响净效应存在显著差异, 户主为 44 岁及以下、户主受教育程度为高中及以上、家庭人均收入水平为 1 万(含)~3 万元的样本的家庭核心成员健康状况对农业生产性资产投资的影响净效应最大; 第四, 家庭核心成员健康受损会导致农户缩减种植耕地面积, 降低农业生产性资产投资, 即家庭核心成员健康状况与农业生产性资产投资之间呈现出显著的协同效应, 而用农业机械投入弥补劳动力供给不足的替代效应不显著。

基于上述研究结论, 本文提出如下政策启示: 第一, 大力推进“健康中国”建设, 多管齐下、多措并举, 提升农民健康水平。要加强健康教育宣传, 引导农民健康饮食; 加大对农村公共卫生的投入, 完善公共卫生体系建设; 有序实施厕所改造、取暖设备升级等工程, 改善农民居住环境, 提升家庭核心成员健康水平。第二, 引导农户更好地进行农业生产性资产投资, 提高农业生产效率。应在加强土地撂荒监管、推动土地适度流转、坚守耕地红线的同时, 做好农业产业技术培训和农业科学技术推广工作, 有效引导农户进行农业生产性资产投资, 大力发展农业机械化。第三, 关注特殊群体的农业生产需求。对家庭赡养负担重、收入水平极低的家庭, 要做好点对点帮扶。可通过“农户+合作社”“农户+农业企业”等合作模式弥补特殊家庭的农业生产性资产短缺。

本研究也存在不足之处, 例如样本数据为截面数据, 限制了研究方法的选择。PSM 虽然解决了样本选择偏差问题, 在一定程度上缓解了内生性问题, 但无法完全规避测量误差等导致的内生性问题。同时, 调研区域为黄河上游和中游省份, 存在一定的地域局限。此外, 问卷缺少家庭核心成员健康受损后农户雇用劳动力进行农业生产的相关问题, 导致本文难以更好地检验替代效应。因此, 优化调研问卷设计、扩大调研区域, 在获取更丰富的数据基础上探讨农户资产配置与农业生产行为, 将是进一步的研究课题。

参考文献

- 1.曹跃群、马原、付小鹏, 2022: 《医疗保险、社会资本与健康水平》, 《统计与决策》第 3 期, 第 146-151 页。
- 2.畅倩、张聪颖、王林蔚金、博宇、赵敏娟, 2021: 《非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 89-106 页。
- 3.邓睿, 2022: 《卫生服务可及性如何影响农民工主观生活质量?——基于流动人口健康重点领域专题调查的证据》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 165-184 页。
- 4.丁继红、徐永仲, 2018: 《新农合对农村家庭资产配置的影响》, 《农业技术经济》第 12 期, 第 18-29 页。
- 5.范雪松、贺建勋、莘琳琳、胡荣、陈柯、孙奇、王晴、桂媛、袁慧, 2022: 《健康成年人小而密低密度脂蛋白胆固醇水平及其相关比值分析》, 《中华检验医学杂志》第 7 期, 第 745-751 页。
- 6.洪灏琪、宁满秀、罗叶, 2021: 《城乡居民医保整合是否抑制了农村中老年人健康损耗?》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 128-144 页。
- 7.雷晓燕、周月刚, 2010: 《中国家庭的资产组合选择: 健康状况与风险偏好》, 《金融研究》第 1 期, 第 31-45 页。
- 8.李文辉、戴中亮, 2014: 《一个基于农户家庭特征的耕地抛荒假说》, 《中国人口·资源与环境》第 10 期, 第

143-149 页。

9.刘承芳、张林秀、樊胜根, 2002:《农户农业生产性投资影响因素研究——对江苏省六个县市的实证分析》,《中国农村观察》第4期,第34-42页、第80页。

10.刘荣茂、马林靖, 2006:《农户农业生产性投资行为的影响因素分析——以南京市五县区为例的实证研究》,《农业经济问题》第12期,第22-26页。

11.马红梅、代亭亭, 2022:《工作时间长度对劳动者健康的影响——基于CFPS(2020)数据的实证研究》,《西北人口》第6期,第99-112页。

12.潘东阳、刘晓昀, 2020:《社会交往对农村居民健康的影响及其性别差异——基于PSM模型的计量分析》,《农业技术经济》第11期,第71-82页。

13.彭晓博、秦雪征, 2015:《医疗保险会引发事前道德风险吗?理论分析与经验证据》,《经济学(季刊)》第1期,第159-184页。

14.钱雪松、杜立、马文涛, 2015:《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第11期,第11-28页、第187页。

15.沈悦、余若涵, 2021:《健康状况影响家庭风险金融投资参与了吗?——传导机制检验及异质性探索》,《中央财经大学学报》第8期,第26-39页。

16.孙琳琳、杨浩、郑海涛, 2020:《土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析》,《经济研究》第11期,第156-173页。

17.王宇, 2009:《收入、健康与资本回报对农户投资的影响因素研究》,《农业技术经济》第1期,第81-87页。

18.吴卫星、沈涛、李鲲鹏、刘语, 2020:《健康、异质性家庭投资者与资产配置》,《管理科学学报》第1期,第1-14页。

19.谢花林、黄莹乾, 2021:《不同代际视角下农户耕地撂荒行为研究——基于江西省兴国县293份农户问卷调查》,《中国土地科学》第2期,第20-30页。

20.熊艾伦、黄毅祥、蒲勇健, 2016:《社会资本对个人健康影响的差异性研究》,《经济科学》第5期,第71-82页。

21.徐淑一、王宁宁, 2015:《经济地位、主观社会地位与居民自感健康》,《统计研究》第3期,第62-68页。

22.杨志海、李鹏、王雅鹏, 2015:《农村劳动力老龄化对农户耕地利用效率的影响》,《地域研究与开发》第5期,第167-171页。

23.张晖、吴霜、张燕媛、虞祎, 2020:《加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析》,《中国农村观察》第2期,第68-80页。

24.张影、蒲春玲、刘志有、闫志明、汪霖、黄晓东、胡赛, 2016:《基于农户家庭特征的耕地抛荒影响因素分析》,《中南林业科技大学学报(社会科学版)》第3期,第61-65页、第76页。

25.赵连阁、邓新杰、王学渊, 2018:《社会经济地位、环境卫生设施与农村居民健康》,《农业经济问题》第7期,第96-107页。

26.周慧珺、沈吉、龚六堂, 2020:《中老年人健康状况与家庭资产配置——基于资产流动性的视角》,《经济研究》第10期,第193-208页。

- 27.周晋、劳兰珺, 2012: 《医疗健康问题对居民资产配置的影响》, 《金融研究》第2期, 第61-72页。
- 28.朱荟、陆杰华, 2012: 《宗教参与对我国高龄老人死亡风险的影响分析》, 《人口研究》第1期, 第83-92页。
- 29.Dybvig, P. H., and H. Liu, 2010, “Lifetime Consumption and Investment: Retirement and Constrained Borrowing”, *Journal of Economic Theory*, 145(3): 885-907.
- 30.Edwards, R. D., 2010, “Optimal Portfolio Choice When Utility Depends on Health”, *International Journal of Economic Theory*, 6(2): 205-225.
- 31.Grossman, S. J., and G. Laroque, 1990, “Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods”, *Econometrica*, 58(1): 25-51.
- 32.Hochguertel, S., 2003, “Precautionary Motives and Portfolio Decisions”, *Journal of Applied Economics*, 18(1): 61-77.
- 33.Merton, R. C., 1971, “Optimum Consumption and Portfolio Rules”, *Journal of Economic Theory*, 3(4): 373-413.
- 34.Palumbo, M. G., 1999, “Uncertain Medical Expenses and Precautionary Saving Near the End of the Life Cycle”, *The Review of Economic Studies*, 66(2): 395-421.
- 35.Rosen, H. S., and S. Wu, 2004, “Portfolio Choice and Health Status”, *Journal of Financial Economics*, 72(3): 457-484.
- 36.Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1985, “The Bias Due to Incomplete Matching”, *Biometrics*, 41(1): 103-116.

(作者单位: 西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 光明)

The Impact of Health Status of Core Household Members on Farmers' Investment in Agricultural Productive Assets

HUANG Yixiang LIAO Rui ZHAO Minjuan

Abstract: Utilizing data of 1397 respondents from a field survey in five provinces in the Yellow River Basin, this paper adopts Propensity Score Matching (PSM) to estimate the effect of health status of core household members on agricultural productive asset investment, investigates the heterogeneity of this effect across different groups, and further explores the mechanism of health status affecting investment in agricultural productive assets. The study finds that the health status of core household members has a significant and positive effect on the investment in agricultural productive assets with the mean net effect being 0.443, and there is significant heterogeneity across groups. In terms of the mechanism, the health status of core household members affects investment in agricultural productive assets through the cultivated areas, and there was a significant synergistic effect between the health status of core household members and investment in agricultural productive assets.

Key Words: Health Status; Agricultural Productive Assets; Investment Decisions; Propensity Score Matching