

陈 晨,胡雅旭,周月书. 农村劳动力转移与家庭资产配置结构[J]. 江苏农业科学,2025,53(7):278-284.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2025.07.034

农村劳动力转移与家庭资产配置结构

陈 晨¹,胡雅旭²,周月书²

(1.扬州工业职业技术学院商学院,江苏扬州 225127; 2.南京农业大学金融学院,江苏南京 210095)

摘要:厘清农村家庭增值性资产配置的逻辑,对于政府制定相关政策提高农村家庭财产性收入、分享资本市场红利,进而缩小城市家庭和农村家庭收入差距至关重要。利用三阶段分层(PPS)抽样技术,抽取四川省 547 个农村家庭有效样本,获取一手调查数据。在合理测度农村家庭劳动力转移深度和广度的基础上,设计多元回归计量模型以控制混杂因素干扰,并引入工具变量方法削弱因果识别的内生性,实证检验农村家庭劳动力转移对家庭增值性资产配置占比的影响及其机理。结果表明,随着家庭劳动力转移程度的上升,农村家庭资产中房产配置占比显著提高,尤其是商品房占比提高;同样金融资产配置占比也显著提高,尤其是理财型金融资产占比提高;相反生产性资产配置占比显著下降;农村家庭资产配置结构呈现出向增值性优化的特征。在农村劳动力转移的情境下,可以证实农村家庭的工资或经营性收入提升,以及对投资信息的获取,进而改变家庭资产配置决策的风险偏好,是优化农村家庭资产配置结构的关键。

关键词:农村劳动力转移;家庭资产;增收效应;信息冲击;风险偏好;配置结构;机理;商品房;金融资产;生产性资产

中图分类号:F323.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2025)07-0278-07

党的二十大报告指出,要多渠道增加城乡居民财产性收入。提升家庭的增值性资产投资参与、优化资产配置结构,是提高财产性收入的重要途径。与城镇家庭相比,农村家庭资产配置长期缺乏效

率。国家统计局发布,2023 年农村家庭人均可支配收入达到 21 691 元,是 2000 年的近 10 倍,但是用于储蓄或投资的比重却从 2000 年的 24.9% 下降至 2023 年的 16.2%,同时期的城镇居民家庭的该比重从 19.6% 上升至 36.3%。农村家庭不仅用于储蓄或投资的资金有限,且资产配置形式单一,表现为自建房(增值较低)为主、金融资产为辅,侧重储蓄资产而理财(风险)型投资参与度较低^[1]。低效的资产配置不利于农村家庭分享资本等市场发展的红利。厘清农村家庭资产配置逻辑,破解资产配置

收稿日期:2024-06-04

基金项目:国家自然科学基金面上项目(编号:72173064);江苏省教育厅高校哲学社会科学研究一般项目(编号:2023SJYB2105)。

作者简介:陈 晨(1988—),女,辽宁新民人,硕士,讲师,主要从事农村金融研究。E-mail:261665080@qq.com。

通信作者:周月书,博士,教授,博士生导师,主要从事农村金融研究。E-mail:yszhou@njau.edu.cn。

[2]蒲艳萍,成 肖. 农业资本配置效率与地区差异分析[J]. 农业技术经济,2014(5):50-59.

[3]王萍萍,韩一军. 我国粮食作物化肥施用技术效率的时空效应研究:基于小麦、水稻的实证分析[J]. 中国农业资源与区划,2020,41(6):34-45.

[4]Bekkerman A, Taylor M. The role of spatial density and technological investment on optimal pricing strategies in the grain handling industry [J]. Review of Industrial Organization,2020,57(1):27-58.

[5]邓灿辉,马巧云,魏莉丽. 我国农业科技创新效率的区域差异及其影响因素研究[J]. 中国农业资源与区划,2020,41(5):231-237.

[6]王善高,许 昭,刘吉双. 粮食收入性补贴对粮食生产技术效率的影响分析:以不同规模稻各种植为例[J]. 农林经济管理学报,2020,19(3):297-306.

[7]黎新伍,徐书彬. 基于新发展理念农业高质量发展水平测度及其空间分布特征研究[J]. 江西财经大学学报,2020(6):78-

94.

[8]王 冬,边志强. 农业供给侧结构性改革能力评估及其增收效应分析:基于新结构经济学的视角[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2020,41(12):122-132.

[9]马春艳,龚 政,李谷成. 政府支持、FDI 与农业技术创新:基于产出与效率的双重视角[J]. 农林经济管理学报,2020,19(1):24-33.

[10]冷智花,行永乐,钱 龙. 农业劳动力性别结构对粮食生产的影响:基于 CFPS 数据的实证分析[J]. 财贸研究,2020,31(12):36-48.

[11]汪 中,刘贵全,陈恩红. 一种优化初始中心点的 K-means 算法[J]. 模式识别与人工智能,2009,22(2):299-304.

[12]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,2021,38(7):26-42.

[13]谢伟伟,邓宏兵,王 楠. 地理邻近与技术邻近对区域创新的空间溢出效应研究[J]. 华东经济管理,2019,33(7):61-67.

效率低难题,成为重要的研究主题^[2-3]。随着收入增长和普惠金融发展,农村家庭投资参与率与水平均有所提升。但根据中国家庭金融调查与研究中心发布的中国家庭金融调查数据,2017 年农村家庭投资参与不及城镇家庭的 10%,与城镇家庭差距仍然巨大。基于人口、家庭等微观特征差异,如教育程度、成员结构、家庭网络等^[4-6],不足以解释农村家庭增值性资产配置的持续低效。置于宏观情境下,探究优化农村家庭资产配置结构的制度因素及其微观机理可能更加关键^[7]。在城镇化进程下,农村劳动力的产业转移和跨区域转移是农村家庭面临的最重要的宏观情境变化之一。以《2020 年国民经济和社会发展统计公报》数据为例,农村进城务工人员达到 16 959 万人,约占全国就业人数的 22.6%。但劳动力转移对农村家庭资产配置结构(尤其增值性资产)的影响未有一致的研究结论^[8]。一方面,基于区域层面数据的实证分析,存在识别的困境,难以检验深层机理^[9];另一方面,基于微观样本的实证分析[如基于中国家庭金融调查(CHFS)数据库等],以是否有转移劳动力区分家庭劳动力转移差异,缺少对劳动力转移程度的刻画以及是否合理削弱内生性问题,也可能是造成结论分歧的原因。本研究基于四川省农村家庭的一手调研数据,收集家庭(户主)特征、资产组成以及转移劳动力数目等微观信息,通过界定劳动力转移程度、各类资产占比,并引入是否有长期病患作为工具变量,实证检验劳动力转移对资产配置结构的影响及其机理。研究的边际贡献在于:(1)基于微观调研数据并合理控制内生性的实证研究,可以回应“劳动力转移对农村家庭资产配置”一支文献的研究分歧,验证其理论机理的成立;(2)拓展认识了二元结构下城镇化进程对农村家庭的影响,不仅影响家庭的劳动收入^[10-11],还可能通过优化家庭增值性资产占比提升财产性收入。

1 理论分析

1.1 劳动力转移的增收效应与资产配置结构

城乡二元结构下促进农村劳动力向城镇(市)转移,除了城镇化建设的政府推力外,更为关键的是城市部门收益远大于农村部门收益所产生的转移动力。在逐步降低转移限制的情形下,预期收入提升促使农村劳动力转移到边际生产率更高的城镇及相关产业领域。转移劳动力相较于农村务农,

有更加多元的收入渠道,包括成为农民工带来的工资收入和从事经营活动带来的经营收入等。多元收入渠道下转移劳动力将获得比务农更高的收入水平,称之为劳动力转移的直接增收效应。

此外,还存在间接增收效应的可能:其一,农村劳动力过度饱和情形下,转移劳动可以提升剩余劳动力的生产效率;其二,劳动转移引发土地流转,会产生额外的土地租赁收入。但间接增收在家庭层面未必能观测到^[12]。第 1 种间接增收主要是转移劳动力家庭相对未转移劳动力家庭收入的间接影响;第 2 种间接增收取决于土地流转市场的发育程度以及家庭的土地流转意愿。可见,劳动力转移至少会产生直接的增收效应。工资或经营收入带来的家庭收入上升是改变家庭资产配置结构的客观条件。随着收入的上升,个体不仅具备了配置价格高、增值性强资产的资金实力,还具备了承担相应风险的能力和偏好。

1.2 劳动力转移的信息冲击、风险偏好与资产配置结构

劳动力转移面临工作地点和工作环境的变化,业缘情境下的社交网络带来的信息冲击会改变劳动者的认知。这种信息冲击既包括主动搜寻的信息,也包括被动接受的信息。张玉昆等认为,业缘社交网络中的信息远比血缘、地缘带来的要广泛^[13],信息中包括对于增值性和风险性投资的信息^[14]。另外,转移劳动力相较于务农情境,会有更多的需要(如转账等)和机会接触金融机构(主要是银行)。随着与金融机构接触的频率上升,也会增加对金融投资信息的获取。投资信息冲击自然会引起决策者(户主或转移劳动者传递给户主)风险偏好的改变,进而促进农村家庭对房产、金融资产的配置^[15]。综上,提出实证分析待检验的核心研究假说:假说 1,劳动力转移使得农村家庭增加具有增值性和风险性的房产和金融资产比重;假说 2,劳动力转移通过增加家庭收入,提升房产和金融资产配置比重;假说 3,劳动力转移的投资信息冲击,通过影响风险偏好提升房产和金融资产配置比重。

2 计量模型的设计

2.1 计量模型与识别

基于有效样本数据,构造多元回归模型检验研究假说,具体计量模型设定如下

$$R_{in} = \beta_{0i} + \beta_{1i} + LFT_n + X_n' \delta_i + \varepsilon_{in} \quad (1)$$

式中: n 表示任意一个样本家庭,总样本量 $N = 547$

个;使用房产、金融资产和生产性资产等 3 类资产占家庭总资产比值刻画家庭资产配置结构,以 i (取值为 1、2、3) 区分,分别定义 3 个被解释变量 R_1 (房产占比)、 R_2 (金融资产占比) 和 R_3 (生产性资产占比);核心解释变量 (LFT) 为样本家庭的劳动力转移程度; X 为一组用于控制家庭特征差异的解释变量 (变量选取与测度见下文); ε 为扰动项。由于被解释变量有 3 个,需要利用样本数据对式 (1) 做 3 次回归,得到 3 组参数估计值 (β_0 、 β_1 和 δ),以下标 i 区分;3 个回归方程中,扰动项有对应的 3 组拟合残差值,也以下标 i 区分。核心解释变量的回归参数 (β_1) 是识别劳动转移对家庭资产配置结构影响的关键,如果 β_1 显著大于 0,则劳动力转移对相应的资产占比有提升作用;反之,有抑制作用。

基于回归识别劳动力转移对资产配置结构的因果效应面临 2 个挑战:其一,混杂因素的干扰,即存在一类既影响劳动力转移决策,又影响资产配置决策的家庭特征变量;其二,截面数据下资产结构特征可能对劳动力转移决策有影响,即反向因果问题。对于第 1 个挑战,本研究在公式 (1) 中加入家庭层面控制变量 (选取依据详见后文) 和乡 (镇) 哑变量。但还可能存在的缺失变量与反向因果一起构成公式 (1) 识别的内生性问题。

考虑工具变量方法削弱内生性。问卷调查了样本家庭是否有长期病患 (0 ~ 1 变量)。健康冲击相对偶然,具备一定的内生性,有长期病患会降低家庭劳动力转移的程度,满足工具变量的相关性要求。尽管长期病患因素可能会通过影响收入、支出、劳动力数等渠道,间接影响家庭的资产配置规模,但将这些渠道纳入到控制变量中可以满足工具变量的排他性要求。此外,被解释变量为 3 类资产的占比,而不是资产规模,可以进一步提高工具变量选取的合理性。

2.2 调查数据介绍

实证结果的可信度依赖于微观样本的代表性。依托笔者所在课题组承担的国家基金项目,选取我国典型的农业大省——四川省展开抽样调查,调查实施年份为 2018 年。2000 年以来四川省人口一直维持在 8 000 万 ~ 8 400 万人规模,但是城乡人口结构变化巨大,2005 年农村和城镇人口分别为 5 502 万、3 488 万人,至 2022 年该结构已经变为 2 710 万、4 886 万人。一定程度上体现了四川省城镇化进程中农村人口向城镇人口转移的速度和程度。不

仅省内的农村人口转移发展迅速,据四川省政府公开数据显示,近年来向省外转移的外出务工农民的规模长期维持在 2 500 万人。上述数据佐证了以四川省农村家庭作为抽样调查对象具有代表性。

考虑四川省内农村人口分布差异,采用三阶段分层 (PPS) 抽样技术选取样本:第 1 步,基于县 (市、区) 抽样框,以农村人口占比为权重,不等概率抽取德阳市什邡市、雅安市荣经县、德阳市罗江区、德阳市绵竹市、雅安市雨城区、资阳市安岳县、德阳市广汉市、德阳市中江县、绵阳市三台县、自贡市等 10 个县 (市、区);第 2 步,以“乡 (镇) 抽样框→村抽样框”等概率抽取 3 个乡 (镇) 样本和每个乡 (镇) 下的 1 个村样本;第 3 步,村样本内随机选取 24 个农村家庭样本。围绕本研究主题的调查问卷主要包括 2 个部分内容:一方面是农村家庭的基本收支、资产持有等客观信息调查问项;另一方面是户主风险偏好、存贷款期望利率等主观特征测试和问项。调研问卷共计发放 720 份,剔除数据缺失严重、数据差误明显的问卷,获得有效样本问卷 547 份,有效回收率为 76%。

2.3 主要变量测度与描述

2.3.1 主要变量界定与测算方法

2.3.1.1 被解释变量 本研究实证的因变量包括 3 类资产占比,即房产占比、金融资产占比和生产性资产占比。(1) 房产占比 (R_1)。房产主要包括两部分,一是自住 (建) 型房产,用户主估计的房屋现值测度,个别缺失值用当地房屋重置成本表示;二是商品房,用户主估计的商品房现值表示。2 类房产价值之和,除以家庭总资产的比值,测度房产占比。(2) 金融资产占比 (R_2)。农村家庭金融资产包括现金储蓄和购买理财产品 2 类,以二者之和除以家庭总资产测度金融资产占比。(3) 生产性资产占比 (R_3)。生产性资产主要包括生产性固定资产 (如耕地用具)、生产性房产 (如猪圈、牛棚等)。生产性资产占比以 2 类资产价值之和除以家庭总资产进行测度。

2.3.1.2 核心解释变量 用劳动力转移 (LFT),即转移劳动力人数占家庭总劳动力人数的比重来衡量家庭劳动力转移程度 (即劳动力转移深度)。由于不同家庭之间存在人数差异,采用劳动力转移数量占总劳动力数的比重可以剔除家庭规模的影响,提高家庭之间的可比性。稳健性检验中进一步使用转移劳动力人数 (即劳动力转移广度, LFT_n) 测度家庭劳动力转移。

2.3.1.3 控制变量 参考既有文献,实证分析控制变量[即式(1)中的一组变量 X]选取包括 2 个方面:其一,基于吴卫星等的研究成果^[4-6],控制户主与家庭的人口学特征,包括婚姻(X_1 ,以是否结婚构造 0~1 变量)、受教育年限(X_2 ,以学历信息推算受教育年限)、家庭总人口(X_3 ,即家庭成员数)、家庭劳动力数量(X_4 ,具备劳动能力的成年人数)。其二,基于尹志超等的研究成果^[7,16-17],控制家庭收入、资产、支出和抗风险等特征,包括家庭总收入(X_5 ,取对数)、经营开销(X_6 ,取对数)、总开销(X_7 ,取对数)、参与新农保(X_8 ,构造 0~1 变量)、参与新农合(X_9 ,构造 0~1 变量)、家庭总资产(X_{10} ,取对数)。

2.3.1.4 工具变量与机制变量 以样本家庭汇报的家中是否有长期病患构造 0~1 变量(LTS),作为劳动力转移的工具变量。根据理论分析,劳动力转移影响资产配置结构变化的机制包含客观的收入机制和主观的风险偏好机制。收入机制变量(M_1)以家庭工资和经营性收入取对数测度;风险偏好机制变量(M_2)以问卷测试得分测度,测试问项是“如果您进行一项投资,您会怎样选择? 1-倾向于选择风险大、收益大、亏损也大的项目;2-倾向于选择风险中等、收益中等、亏损也中等的项

2.3.2 主要变量的描述性统计 由表 1 可知,从 3 类资产占比看,房产是农村家庭资产配置的主要内容(尤其是自建房产),平均占总资产的近七成;金融资产占比平均值尽管达到了 16.2%,但其中主要由储蓄组成,且家庭间的差异较大(标准差超过均值水平);生产性资产占比平均只有 4.5%,可能与耕作工具、牲畜圈舍等相对便宜有关。样本中农村家庭劳动转移深度(以概率测算)水平较高,平均值达到了 0.328,这与四川省政府发布的外出务工人员规模巨大的特征相吻合,也提供了较高的变异帮助识别劳动力转移产生的资产配置结构的影响。控制变量中需要引起重视的特征包括已婚户主占比为 0.668,还存在较多的未婚、丧偶或离异等农村社会问题;约有 32% 的样本家庭存在长期病患的情况;但新型农村社会养老保险(简称新农保)和新型农村合作医疗(简称新农合)等政府推广的农村家庭保险政策覆盖面较广。此外,农村家庭户主对待风险的态度普遍保守,倾向于规避风险。

3 实证结果与分析

3.1 样本家庭劳动力转移特征:深度与广度

四川省是典型的农业大省,也是典型的劳动力转移现象普遍的大省。基于有效样本数据,可以进一步描绘四川省农村家庭劳动力转移的基本特征。

表 1 主要变量的描述性统计

变量类型	变量名称	符号	平均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	房产占比	R_1	0.683	0.236	1.000	0
	金融资产占比	R_2	0.162	0.178	0.969	0
	生产性资产占比	R_3	0.045	0.136	0.840	0
核心解释变量	劳动力转移深度	LFT	0.328	0.368	1.000	0
	劳动力转移广度	LFT_n	0.842	0.500	5.000	0
控制变量	婚姻	X_1	0.668	0.433	1.000	0
	教育水平	X_2	7.166	3.117	16.000	1.000
	家庭总人口数	X_3	4.245	1.553	10.000	1.000
	劳动力人数	X_4	2.590	1.158	7.000	0
	家庭总收入	X_5	11.823	6.398	15.552	5.037
	经营开销	X_6	10.396	6.239	15.520	0
	总开销	X_7	10.467	5.095	12.419	8.212
	新农保	X_8	0.762	0.426	1.000	0
	新农合	X_9	0.960	0.197	1.000	0
	家庭资产	X_{10}	12.875	6.624	15.607	9.048
工具变量	有长期患病	LTS	0.320	0.467	1.000	0
机制变量	工资-经营收入	M_1	5.223	2.368	8.586	0
	风险态度	M_2	2.659	0.564	3.000	1.000

注:数据根据有效样本数据测算所得。表 2、表 3 同。

本研究将转移劳动力数占家庭劳动力数的比重(替代考虑了占家庭总人数比重)界定为劳动转移的深度,将转移劳动力人数界定为劳动转移的广度,深度与广度反映劳动力转移的不同方面。如 2 个劳动力家庭有 1 个劳动力转移,与 4 个劳动力家庭有 2 个劳动力转移,其在转移深度上是一致的,但显然更多劳动力转移数所产生的影响可能不同。同时考察 2 种测度,有助于描绘样本家庭劳动力转移特征。基于样本数据进行计算和刻画(表 2),样本家庭中劳动力平均有 33% 转移至城镇,以中位数衡量也达到 25% 的转移深度水平;以占家庭人口数的比重看,劳动力转移深度的平均值也达到近 20%。

表 2 样本农村家庭劳动力转移深度特征

劳动力转移深度	均值	中位数	最小值	最大值
劳动力转移/总劳动力数	0.330	0.250	0.000	1.000
劳动力转移/家庭总人数	0.185	0.143	0.000	1.000

进一步以转移劳动力人数考察样本家庭劳动力转移广度(表 3)。无劳动力转移的家庭占样本家庭的 49.09%。相应地,半数以上的家庭均有劳动力转移,可以佐证四川省农村家庭存在劳动转移是较普遍的现象。有劳动力转移的样本家庭中,转移 1~2 个劳动力的家庭占到 87.43%,有 24.73% 的样本家庭存在多于 1 个的劳动力转移情形。

表 3 样本农村家庭劳动力转移广度特征

劳动力转移广度 (个)	家庭数量 (个)	占样本比例 (%)
0	268	49.09
1	143	26.19
2	100	18.32
>2	36	6.41

因此,既有文献以家庭是否有进城务工成员(或户主)构造 0~1 变量测度家庭劳动转移^[2,8,18],对于识别其所产生的影响可能存在变异不足的窘境,造成研究结论分歧^[19]。本研究基于一手调查数据,回归分析在控制住家庭劳动力人数后,劳动力转移的深度和广度 2 种测度可能是等价的,稳健性检验替换了劳动转移深度,以劳动力转移广度回归提供补充的证据,不仅可以深入考察农村家庭劳动转移的深度和广度特征,还有助于刻画样本家庭之间劳动力转移的差异,更好地识别劳动力转移对家庭资产配置结构的影响。

3.2 基准回归与稳健性

3.2.1 基准回归分析 对公式(1)回归的主要变

量系数见表 4,控制家庭资产规模的条件下,劳动力转移程度越大,家庭在房产和金融资产上的配置比重越高(模型 1、2 中 *LFT* 的回归系数显著大于 0),在生产性资产上的配置比重越低(模型 3 中 *LFT* 的回归系数显著小于 0)。说明随着劳动转移程度的上升,家庭资产配置结构呈现由生产性资产(也包括其他资产)向具有增值属性的房产和金融资产转变。

表 4 基准回归结果

变量	回归系数		
	<i>R</i> ₁ :模型 1	<i>R</i> ₂ :模型 2	<i>R</i> ₃ :模型 3
<i>LFT</i>	0.071 *** (0.026)	0.045 ** (0.022)	-0.049 *** (0.015)
<i>X</i> ₁	0.033 ** (0.013)	0.025 * (0.014)	-0.018 (0.014)
<i>X</i> ₂	0.000 (0.003)	0.005 * (0.003)	-0.005 *** (0.002)
<i>X</i> ₃	0.028 (0.071)	0.002 ** (0.001)	0.033 (0.074)
<i>X</i> ₄	0.102 (0.121)	0.041 (0.017)	0.071 *** (0.012)
<i>X</i> ₅	0.182 ** (0.021)	0.080 *** (0.011)	0.031 * (0.016)
<i>X</i> ₆	0.003 (0.023)	0.016 (0.019)	-0.026 ** (0.013)
<i>X</i> ₇	-0.039 (0.051)	-0.017 (0.042)	0.016 (0.030)
<i>X</i> ₈	0.013 (0.010)	0.009 (0.010)	0.003 (0.007)
<i>X</i> ₉	0.014 (0.011)	0.022 ** (0.009)	0.000 (0.001)
<i>X</i> ₁₀	0.107 *** (0.025)	0.051 ** (0.021)	0.0316 ** (0.0147)
常数项	0.872 *** (0.159)	0.265 ** (0.129)	0.360 *** (0.092)
拟合优度	0.250	0.225	0.221
样本数(个)	547	547	547

注:回归控制了乡(镇)哑变量。括号内为稳健标准差;*、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平下差异显著。

此外,控制变量回归结果也反映了农村家庭资产配置决策的一些特征:(1)户主处于婚姻状态下,家庭的房产、金融资产配置比重相对较高;(2)户主学历越高,促进金融资产配置,抑制生产性资产配置;(3)劳动力数越多(剔除了转移劳动),生产性资产占比越高;(4)劳动力数对于房产、金融资产占比无显著影响,可能被家庭收入的正向影响吸收了;(5)新农保对于资产配置结构没有显著影响;(6)新

农合会降低生产性资产的配置比重;(7)资产规模越大,3 类资产的比重均显著上升(相对于生活方面的资产)。

3.2.2 稳健性分析 基于微观调研较丰富的变量信息,本研究进一步给出公式(1)估计结果稳健性的证据,包括 2 个方面:其一,检验变量测度变化对实证结果的影响;其二,引入工具变量回归,削弱内生性偏误。显然被解释变量(3 种资产占比)测度不存在争议。考虑到以转移劳动占比测度家庭劳动力转移程度,可能忽略了家庭间转移劳动绝对数的差异,进而影响实证结果,以转移劳动数(广度, LTF_n)作为解释变量,作回归分析。劳动力转移广度对 3 类资产占比的影响方向与显著性,保持与基准回归一致(表 5)。

表 5 替换解释变量测度

替换解释变量	回归系数		
	R_1	R_2	R_3
LFT_n	0.005 ** (0.002)	0.003 ** (0.001)	-0.002 ** (0.001)
拟合优度	0.244	0.221	0.222
样本数(个)	547	547	547

注:控制变量选取均与表 4 一致,括号内为稳健标准差。*、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平下影响显著。下表同。

以家庭是否有长期病患(LTS)作为劳动力转移程度的工具变量(表 6)。第一阶段回归结果显示,有长期病患会显著抑制家庭的劳动力转移;第二阶段回归结果显示,劳动力转移影响家庭资产配置结构的基本结论保持不变,且工具变量可以通过不可识别和弱识别检验。

表 6 工具变量回归(2SLS 估计)结果

变量	第一阶段的 回归系数: LFT	第二阶段的回归系数		
		R_1	R_2	R_3
LFT		0.066 *** (0.021)	0.050 *** (0.012)	-0.031 ** (0.014)
LTS	-0.337 *** (0.081)			
拟合优度	0.349	0.225	0.201	0.214
样本数(个)	547	547	547	547

注:工具变量通过了不可识别检验($K-P$ LM 统计值 33.29)和弱识别检验($K-P$ Wald F 统计值 14.91,超过 5%的临界值 8.68)。

4 讨论

4.1 机制检验

理论分析指出,劳动力转移影响家庭资产配置

结构,尤其对具有增值属性的房产(商品房产)和金融资产配置比重的影响,可能有客观的收入增加和主观的风险偏好 2 个机制。以工资或经营性收入刻画劳动力转移带来的收入,以问卷测试户主的风险偏好,作为机制变量进行检验(表 7)。(1) LTF 对 M_1 影响为正,说明随着劳动力转移程度的上升,家庭的工资或经营性收入上升。(2)测试问项中, M_2 取值越小越偏好风险, LTF 对 M_2 影响为负,说明可以提升风险偏好。(3)劳动转移带来的收入上升会提高家庭在房产上的配置比重,但风险偏好的变化对房产配置比重无显著影响。(4)劳动转移引致的收入增加和风险偏好变化会促进家庭配置金融资产。

表 7 机制证据

变量	回归系数			
	M_1	M_2	R_1	R_2
LFT	0.022 ** (0.089)	-0.410 *** (0.121)	0.094 * (0.051)	0.034 (0.042)
M_1			0.015 *** (0.003)	0.057 ** (0.024)
M_2			0.033 (0.101)	-0.017 ** (0.008)

变量	回归系数			
	自建房产 占比	商品房产 占比	储蓄资产 占比	理财资产 占比
LFT	0.058 (0.046)	0.082 *** (0.019)	0.030 ** (0.012)	0.061 *** (0.020)

此外,房产和金融资产中分别蕴含自建住房和储蓄(现金),增值属性较低。劳动力转移对 2 类资产比重的提升作用能否直接等同于促进家庭财产性收入增加,仍存在诸多不确定性。打开 2 类资产的结构作实证检验(即进一步检验对商品房产和理财资产占比的影响),不仅可以回应该问题,同时也可以佐证理论机制。由表 7 可知,劳动力转移不会提升家庭自建房产的资产占比,但会提升商品房的资产占比。如果劳动转移只有收入增长效应,不应该只观测到对商品房资产占比的提升,同时伴随投资理念、风险偏好等主观因素的改变(尤其是没有改变户口属性的情形下)。劳动转移的收入增长效应确实会提高储蓄型资产的配置占比,但对理财资产占比的提升作用可以佐证主观机制成立。

4.2 劳动力转移广度与资产配置结构

实证分析主要提供基于劳动力转移深度对家庭资产配置结构影响的证据。相对而言,转移劳动力广度(即转移劳动力人数, LFT_n)反映家庭受到收

入冲击和观念冲击的绝对水平。来自于劳动力转移广度与资产配置结构关系的证据,也是本研究实证结论的重要支撑。由表 8 可知,随着转移劳动力数量的上升,家庭的房产平均占比和金融资产平均占比呈现明显的上升趋势;与之相反,家庭的生产性资产平均占比则呈现明显的下降趋势。表 8 的统计结果进一步佐证了本研究的基准分析结论。

表 8 劳动力转移广度与资产配置结构差异

LFT_n (个)	平均占比 (%)		
	R_1	R_2	R_3
0	65.71	15.50	6.21
1	68.71	15.11	3.41
2	67.04	16.55	2.39
>2	72.04	17.12	1.25

注:数据根据有效样本数据测算所得。

5 结论与启示

多渠道增加农村居民的财产性收入是缩小城市-农村收入差距的重要手段。前提在于提高农村家庭增值性资产的配置比重,分享资本等市场发展的红利。在城镇化进程中,大量农村劳动力向城镇转移,是否伴生地引致农村家庭的资产配置结构向增值性资产倾斜?其机理又是什么?对这些问题的探究不仅有助于理解农村家庭的资产配置决策逻辑,也有助于拓展认识城镇化进程所产生的深刻影响。

本研究基于对四川省农村家庭调查的一手数据,通过构造劳动力转移程度指标(劳动力转移深度),实证检验劳动力转移对家庭资产配置结构的影响。结果显示,劳动力转移可以显著提升家庭在房产和金融资产上的配置占比,同时削弱在生产性投资等方面的资产占比;劳动力转移家庭资产配置结构向增值性资产倾斜的结论,在更换测度(劳动力转移广度)和使用工具变量回归下依然保持稳健;劳动力转移可以提高家庭收入、改变户主风险偏好,分别提高家庭增值性资产配置占比的客观和主观机制。

此外,本研究还具备一定的政策启示作用:第一,拓展收入渠道、增加收入水平是促进农村家庭配置增值性和风险性资产的底层逻辑。缺乏收入保障,而一味引导农村家庭的资产配置决策可能会收效甚微。在一定程度上可以解释面向农村普惠金融大力发展的情境下,农村家庭对金融资产配置

的倾向和程度却不高的窘境。第二,改变投资观念是促进农村家庭优化资产配置结构的关键因素。转移劳动力的业缘社交网络,与正规金融机构接触所产生的投资信息冲击远比简单动员如乡(镇)和村开展的宣传产生投资观念转变的效果要好。

参考文献:

- [1] 李 风, 罗建东, 路晓蒙, 等. 中国家庭资产状况、变动趋势及其影响因素[J]. 管理世界, 2016, 32(2): 45-56, 187.
- [2] 卢亚娟, 张菁晶. 农村家庭金融资产选择行为的影响因素研究: 基于 CHFS 微观数据的分析[J]. 管理世界, 2018, 34(5): 98-106.
- [3] 陈虹宇, 周倬君. 乡村政治精英家庭金融资产配置行为研究[J]. 农业技术经济, 2021(3): 105-120.
- [4] 吴卫星, 荣苹果, 徐 芊. 健康与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2011, 46(增刊1): 43-54.
- [5] 孟亦佳. 认知能力与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, 49(增刊1): 132-142.
- [6] 徐 佳, 谭 娅. 中国家庭金融资产配置及动态调整[J]. 金融研究, 2016(12): 95-110.
- [7] 尹志超, 吴 雨, 甘 犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 2015, 50(3): 87-99.
- [8] 葛永波, 陈虹宇. 劳动力转移如何影响农户风险金融资产配置?: 基于金融排斥的视角[J]. 中国农村观察, 2022(3): 128-146.
- [9] 余泳泽, 潘 妍. 高铁开通缩小了城乡收入差距吗?: 基于异质性劳动力转移视角的解释[J]. 中国农村经济, 2019(1): 79-95.
- [10] Lewis W A. Economic development with unlimited supplies of labour[J]. The Manchester School, 1954, 22(2): 139-191.
- [11] 王子成. 外出务工、汇款对农户家庭收入的影响: 来自中国综合社会调查的证据[J]. 中国农村经济, 2012(4): 4-14.
- [12] 王建英, 韩燕明, 喻逸涵, 等. 劳动力转移率与城乡收入差距对高储蓄率的影响: 基于 1996—2015 年省级面板数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2018, 38(7): 100-112.
- [13] 张玉昆, 曹广忠. 城镇化背景下非农就业对农村居民社会网络规模的影响[J]. 城市发展研究, 2017, 24(12): 61-68, 100.
- [14] 郭士祺, 梁平汉. 社会互动、信息渠道与家庭股市参与: 基于 2011 年中国家庭金融调查的实证研究[J]. 经济研究, 2014, 49(增刊1): 116-131.
- [15] Peress J. Wealth, information acquisition, and portfolio choice[J]. The Review of Financial Studies, 2004, 17(3): 879-914.
- [16] 宗庆庆, 刘 冲, 周亚虹. 社会养老保险与我国居民家庭风险金融资产投资: 来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据[J]. 金融研究, 2015(10): 99-114.
- [17] 董晓林, 于文平, 朱敏杰. 不同信息渠道下城乡家庭金融市场参与及资产选择行为研究[J]. 财贸研究, 2017, 28(4): 33-42.
- [18] 葛永波, 陈虹宇, 赵国庆. 金融排斥视角下非农就业与农村家庭金融资产配置行为研究[J]. 当代经济科学, 2021, 43(3): 16-31.
- [19] 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.