

密级： 绝密 机密 秘密

学校代码： 11287

学 号： MG2004117



南京审计大学

硕 士 研 究 生 学 位 论 文

土地流转对农户相对贫困脆弱性 的影响研究

院 系： 公共管理学院
专 业： 公共管理
研 究 方 向： 公共政策
授 予 学 位 类 别： 管理学硕士
姓 名： 王琢
指 导 教 师： 冀县卿 教授
答 辩 日 期： 2023年6月

THE IMPACT OF LAND TRANSFER ON HOUSEHOLDS' RELATIVE POVERTY VULNERABILITY IN RURAL CHINA

A Dissertation Submitted to
Nanjing Audit University
For the Academic Degree of Master of Administration

BY
WANG Zhuo

Supervised by
Professor JI Xianqing

School of Public Administration

Nanjing Audit University

June 2023

摘 要

基本实现全体人民共同富裕的社会主义现代化，客观上需要激发农户的内生发展动力。随着三权分置制度的实施以及土地流转的有序推进，土地流转成为农户生产要素优化配置和生计决策的关键因素，其对农户相对贫困脆弱性的影响日益受到政府决策者和理论界的关注。鉴于此，本文在对土地流转如何影响农户相对贫困脆弱性进行理论分析的基础上提出相应的研究假说，并基于 CFPS 调查数据实证检验土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响及其异质性，为防止农户规模性返贫、缓解农户相对贫困以推进共同富裕提供有科学依据的政策启示，具有重要的现实意义与政策价值。

基于农户行为理论、产权理论和可持续生计理论，当土地产权得到清晰的界定和保护时，农户通过土地流转决策优化配置家庭整体生产要素组合，生计资本中五类资本的比重或多元性发生改变。相对于未进行土地流转的农户，土地流转使农户各项生计资本的比重或多元性增加，生计结构得以优化，生计策略选择更为丰富，其相对贫困脆弱性得以降低。基于上述理论分析，本文的研究假说是，在其他条件不变的情况下，土地流转能够显著降低农户相对贫困脆弱性，土地转入和土地转出均能够显著降低农户相对贫困脆弱性，土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响均存在地区和户主特征异质性。

基于 CFPS 调查数据，实证分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响，并采用工具变量 IVGMM 模型解决基准回归潜在的内生性问题。研究结果表明，在其他条件不变的条件下，土地流转、土地转入以及土地转出均能够显著降低农户相对贫困脆弱性。在此基础上，采用倾向得分匹配、改变相对贫困线标准以及更换回归模型的方法进行稳健性检验，增强了上述研究结论的可信度。进一步地，异质性分析的研究结果表明，在不同区域、不同性别户主以及不同年龄段户主条件下转入土地和转出土地对农户相对贫困脆弱性的影响均有所差异。

为发挥土地流转的减贫效应，应进一步加强政府在有序推进土地流转中的主导作用，完善土地流转制度支撑体系、搭建高效的流转市场平台以及制定差异化政策；应依托数字技术赋能土地流转，构建土地流转大数据监测可行模式、打造土地流转信息智能化应用系统以及完善土地流转数据共享机制；针对土地转入农户和土地转出农户实行不同的配套支持政策，对土地转入户加大农业生产扶持力度，对土地转出户则针对性地出台非农就业相应支持政策；此外，应采取契合不同区域转入户与转出户及不同资源禀赋农户的举措。

关键词：土地流转；相对贫困脆弱性；土地产权；生计资本；共同富裕

ABSTRACT

It is objectively necessary to stimulate households' endogenous motive force to increase their income in order to achieve socialist modernization with common prosperity of all people in China. Under the system for separating the ownership rights; contract rights; and the right to use contracted rural land, land transfer is becoming crucial factor for households to optimize the allocation of production factors and make decision on livelihood. The impact of land transfer on households' relative poverty vulnerability has attracted much attention from government policy makers and theory fields in recent years. The present paper theoretically analyzes the impact of land transfer on households' relative poverty vulnerability. Using the survey data from CFPS, this article empirically verifies the impact of land transfer on the relative poverty vulnerability of households and its heterogeneity, which has important practical significance and policy value for acting as scientific policy enlightenment for preventing large-scale poverty-returning of households, alleviating households' relative poverty and promoting common prosperity.

According to the theory of households' behavior, theory of property rights and theory of sustainable livelihoods, households could optimize the combination of essential production factors in the household through decision-making on land transfer on the premise that land property rights are clearly defined and protected by law. The proportion or diversity of households' human capital, social capital, financial capital, natural capital and material capital will change accordingly. Compared to households who did not transfer their land, land transfer increases the proportion or diversification of households' various livelihood capitals. Households who transferred their land have a better livelihood structure, more choices of livelihood strategies, and lower relative poverty vulnerability compared with households who have not transferred land. Based on the above theoretical analysis, the research hypotheses of this paper are that, land transfer can significantly reduce the relative poverty vulnerability of households with other conditions being equal, land transfer can significantly reduce the relative poverty vulnerability of households; land transferred-in and transferred-out can significantly reduce the relative poverty vulnerability of households; the impact of land transferred-in and transferred-out on the relative poverty vulnerability of households is characterized by regional and household heterogeneity.

Based on the CFPS survey datasets, the impact of land transfer on the relative poverty vulnerability of households is empirically analyzed, and the potential endogenous problem of benchmark regression is solved by employing the instrumental variable IVGMM model. The results shows that land transfer, land transferred-in, and land transferred-out can significantly reduce the relative poverty vulnerability of households, other conditions being equal. Besides, the

results described above are more credible for the robustness test using the replacing method of propensity score matching and changing the relative poverty line to estimate the benchmark model. Furthermore, the results of heterogeneity analysis show that the land transfer effects on the relative poverty vulnerability vary from different households who have transferred land located in different regions in China, different households' vulnerability, ages and genders of heads of households.

The policy implication of this present paper is that the government should make greater efforts in playing a leading role in promoting land transfer orderly, improving the support system for land transfer system, building an efficient transfer market platform, and formulating differentiated policies; constructing a feasible model for monitoring big data of land transfer, building an intelligent application system for information of land transfer, and perfecting the sharing mechanism for data of land transfer, relying on digital technology which fuels land transfer; there should be different supporting policies for land inward transfer and land outward transfer: for land transferred-in households, strengthen support in agricultural production, and for land transferred-out households, introduce supporting policies for non-agricultural employment; in addition, it is supposed to take steps suitable for transferred-in and transferred-out households in different regions and households owning different resources.

Keywords: Land Transfer; Relative Poverty Vulnerability; Property Rights of Land; Livelihood Capital; Common Prosperity

目 录

第一章 导论.....	1
第一节 问题的提出.....	1
第二节 研究意义.....	4
一、理论意义.....	4
二、现实意义.....	4
第三节 研究目的与研究内容.....	5
一、研究目的.....	5
二、研究内容.....	5
第四节 研究方法与技术路线.....	6
一、研究方法.....	6
二、技术路线.....	8
第五节 可能的创新与不足之处.....	9
一、可能的创新之处.....	9
二、不足之处.....	9
第二章 文献述评.....	11
第一节 土地流转效应.....	11
一、土地流转的经济效应.....	11
二、土地流转的就业效应.....	12
三、土地流转的福利效应.....	12
四、土地流转的生态效应.....	13
第二节 农户减贫影响因素.....	14
一、人口特征因素.....	14
二、生计策略因素.....	14
三、资源禀赋因素.....	15
四、区位条件因素.....	16
五、公共服务因素.....	16
第三节 土地流转与农户减贫.....	17
一、土地流转与农户相对贫困.....	17
二、土地流转与农户多维相对贫困.....	18
三、土地流转与农户贫困脆弱性.....	19
第四节 贫困减缓与贫困治理.....	20
一、贫困减缓驱动因素.....	20
二、贫困治理模式演变.....	21
三、贫困减缓政策历程.....	21

四、贫困治理战略导向.....	22
第五节 简要的文献评论.....	23
第三章 土地流转与农户相对贫困脆弱性:理论分析	24
第一节 土地流转:概念界定	24
一、土地.....	24
二、土地流转.....	24
第二节 农户相对贫困脆弱性:概念界定	28
一、贫困.....	28
二、相对贫困脆弱性及测度.....	30
第三节 理论分析与研究假说	34
一、理论基础.....	34
二、理论分析.....	37
三、研究假说.....	43
第四章 土地流转对农户相对贫困脆弱性的实证分析	45
第一节 数据来源与样本描述	45
一、数据来源.....	45
二、样本描述.....	45
第二节 模型设定与变量选取	46
一、基准模型设定.....	46
二、倾向得分匹配模型.....	46
三、变量选取.....	48
四、描述性统计.....	50
第三节 描述性证据.....	51
第四节 估计方法.....	56
一、基准模型估计方法.....	56
二、内生性问题讨论.....	56
三、稳健性检验.....	57
四、异质性分析.....	58
第五节 实证结果分析.....	58
一、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的基准回归结果	58
二、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的工具变量回归结果	61
三、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的稳健性检验	63
四、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的异质性分析	75
第五章 研究结论与政策启示	77
第一节 研究结论.....	77
第二节 政策启示.....	78
参考文献.....	81

图表目录

图 1-1	技术路线图	8
图 4-1	样本匹配前后倾向得分的核密度图	65
图 4-2	各特征变量标准化偏差图	65
图 4-3	匹配后倾向得分的共同取值范围图	66
图 4-4	样本匹配前后倾向得分的核密度图（土地转入）	69
图 4-5	样本匹配前后倾向得分的核密度图（土地转出）	69
图 4-6	各特征变量标准化偏差图（土地转入）	70
图 4-7	各特征变量标准化偏差图（土地转出）	70
图 4-8	匹配后倾向得分的共同取值范围图（土地转入）	71
图 4-9	匹配后倾向得分的共同取值范围图（土地转出）	71
表 4-1	农户样本情况表	45
表 4-2	变量的描述性统计表	50
表 4-3	农户土地流转参与率分布表	52
表 4-4	农户相对贫困脆弱性分布表	53
表 4-5	2014-2018 年农户相对贫困脆弱发生率地区占比	54
表 4-6	相对贫困脆弱转移矩阵	55
表 4-7	土地流转与农户相对贫困脆弱性交互表	55
表 4-8	土地流转与农户相对贫困脆弱性的基准回归结果	59
表 4-9	土地转入与农户相对贫困脆弱性的基准回归结果	60
表 4-10	土地转出与农户相对贫困脆弱性的基准回归结果	61
表 4-11	土地流转与农户相对贫困脆弱性的工具变量回归结果	62
表 4-12	土地转入与农户相对贫困脆弱性的工具变量回归结果	62
表 4-13	土地转出与农户相对贫困脆弱性的工具变量回归结果	63
表 4-14	平衡性检验结果（土地流转）	63
表 4-15	土地流转对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应	66
表 4-16	平衡性检验结果（土地转入）	67
表 4-17	平衡性检验结果（土地转出）	68
表 4-18	土地转入对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应	72
表 4-19	土地转出对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应	72

表 4-20	土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-GMM 回归结果.....	72
表 4-21	土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-Probit 回归结果.....	74
表 4-22	土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-GMM 回归结果：基于地区分组 ...	75
表 4-23	土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-GMM 回归结果：基于户主分组 ...	76

第一章 导论

第一节 问题的提出

党的二十大报告强调指出，中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化；全面建设社会主义现代化国家，最艰巨最繁重的任务仍在农村。截止到 2020 年底，中国历史性地解决了绝对贫困问题。但相对贫困在中国经济社会发展中仍将长期存在，当前发展不平衡不充分的问题依然突出，这种不平衡不充分尤其显现于农业、农村和农民三农领域。受制于土地这一独特的生产要素的约束，农业的增长往往低于制造业以及服务业的增长，^①中国农业占总体 GDP 的份额不断减少，2009 年首次降至 10% 以下，并已从 2009 年的 9.94% 下降到 2022 年的 7.65%。^②截至 2022 年底，中国农村人均可支配收入为 20133 元，仅为全国人均可支配收入的 54.59%。^③此外，由于新冠肺炎疫情、自然灾害、重大疾病风险等对农户生计造成冲击，使农业农村发展和农户可持续生计受到阻碍。在农村，仍有相当多的人均可支配收入略高于国家扶贫标准的家庭处于脆弱状态，其收入水平低于中等偏上收入国家普遍采用的贫困标准，^④如果不积极采取措施帮助农户有效抵挡风险冲击，将会有大量脱贫农户存在返贫以及陷入相对贫困的可能。因此，脱贫群体返贫风险依然严峻，若不能对此进行有效治理，会对巩固脱贫攻坚成果、应对相对贫困挑战、全面推进乡村振兴以及扎实推进共同富裕都将造成严峻的挑战。^⑤

针对这一形势，中央政府出台多项重要举措，对全面脱贫后的贫困治理与乡村发展工作做出统筹安排。2020 年 3 月，习近平总书记在决战决胜脱贫攻坚座谈会上指出，要推动减贫战略和工作体系平稳转型，统筹纳入乡村振兴战略，建立长短结合、标本兼治的体制机制。^⑥2021 年中央一号文件中明确要求脱贫攻坚政策体系和工作机制同乡村振兴有效衔

^①汪晨，万广华，林黎：《经济增长与不均等对贫困的影响——以金砖五国为例》，《农业技术经济》2021 年第 10 期。

^②参见：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>，访问日期：2023 年 3 月 11 日。

^③参见：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0A03&sj=2022>，访问日期：2023 年 3 月 11 日。

^④中等偏上收入国家的标准为 5.5 美元/天，参见：2022 年 3 月财政部、国务院发展研究中心与世界银行共同发布的《中国减贫四十年：驱动力量、借鉴意义和未来政策方向》报告。

^⑤王春城，刘欢欢：《系统化构建与体系化运行：后脱贫攻坚时代返贫风险治理的政策框架》，《行政论坛》2022 年第 2 期。

^⑥参见：2020 年 3 月新华社发布的《习近平：在决战决胜脱贫攻坚座谈会上的讲话》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-03/06/content_5488175.htm，访问日期：2023 年 3 月 11 日。

接、平稳过渡。^①在此之后，党中央多次提出以脱贫攻坚引领推进乡村振兴，接续推进脱贫地区发展和贫困人群生活改善。2021年10月，习近平总书记将促进农民农村共同富裕作为扎实推动全体人民共同富裕的六项重点任务之一，指出要对易返贫致贫人口加强监测、及早干预，确保不发生规模性返贫和新的致贫。^②2021年11月，党的十九届六中全会通过的《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》中明确提出，要坚定不移走全体人民共同富裕道路，推动全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展。^③2022年中央一号文件中强调，要牢牢守住不发生规模性返贫底线，接续全面推进乡村振兴。^④2023年中央一号文件中进一步强调，要坚决守住不发生规模性返贫底线，增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力。^⑤因此，在巩固脱贫攻坚成果的基础上发挥农户的自主积极性，全面推进乡村振兴，促进农村居民共同富裕是接下来中国农村工作的重点。

为缓解中国农村地区贫困，防止规模性返贫现象发生，中央政府试图通过土地制度改革来帮助农户改善生计资本及策略，达到增收致富的目的。2011年，中央政府启动了土地确权登记制度，允许农村家庭将土地流转给企业或其他农民，获得财产性收入。^⑥2016年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》中将农村土地承包经营权分为承包权和经营权，实行所有权、承包权、经营权三权分置并行。^⑦2021年农业农村部发布的《农村土地经营权流转管理办法》中进一步落实三权分置制度，依法保障流转双方合法权益，依法规范土地有序流转。^⑧土地流转不仅促进了大型家庭农场、合作社以及农业综合企业经营农场等新型农场的出现，还将农业剩余劳

^①参见：2021年2月国务院办公厅发布的《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm，访问日期：2023年3月11日。

^②习近平：《扎实推动共同富裕》，《求是》2021年第20期。

^③参见：2021年11月党的十九届六中全会通过的《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-11/16/content_5651269.htm，访问日期：2023年3月11日。

^④参见：2022年2月国务院办公厅发布的《中共中央国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm，访问日期：2023年3月11日。

^⑤参见：2023年2月国务院办公厅发布的《中共中央国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.moa.gov.cn/ztl/2023yhwhj/zxgz_29323/202302/t20230214_6420463.htm，访问日期：2023年3月11日。

^⑥参见：2011年2月农业部、财政部、国土资源部、中农办、国务院法制办、国家档案局等六部门联合印发的《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2011/dsanq/201805/t20180518_6142560.htm，访问日期：2023年3月11日。

^⑦参见：2016年10月中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/30/content_5126200.htm，访问日期：2023年3月11日。

^⑧参见：2021年1月中华人民共和国农业农村部发布的《农村土地经营权流转管理办法》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202102/t20210203_6361060.htm，访问日期：2023年3月11日。

动力释放到其他行业和城市地区，使农户收入来源更加多元化。2021年国务院发布的《人类减贫的中国实践》中指出，中共十八大以来实行农村承包地所有权、承包权、经营权三权分置和推进农村集体产权制度改革，不断消除导致贫困的制度性、结构性因素，不断促进农村发展、农民增收。^①2022年，党的二十大报告中进一步强调，要深化农村土地制度改革，赋予农民更加充分的财产权益，保障进城落户农民合法土地权益，鼓励依法自愿有偿转让，拓宽农民增收致富渠道。旨在鼓励土地流转以实现适度规模经营、推动非农就业、增加农民收入的土地制度改革，已成为中央农村政策中的重点话题。

目前，在中央政府强有力的推动下，农村土地流转有序引导工作稳步进行。根据2011-2021年《中国农业年鉴》发布的统计数据可知，农村家庭承包耕地流转面积占家庭承包经营耕地面积的比例从2010年的14.65%上升至2020年的34.08%。^②截止到2021年底，中国农村耕地流转面积为5.57亿亩，比上年增长4.70%，占全国耕地总面积的29.10%。^③此外，陈飞和翟伟娟采用PSM模型的实证分析表明，无论是土地转入农户还是土地转出农户，其贫困发生率都显著低于没有进行土地流转的农户。^④随着乡村振兴战略的深入实施，土地流转是否能够缓解农户贫困引起了学术界的广泛关注。已有文献表明，作为重新配置农业生产投入要素组合的一种重要方式，土地流转对促进农民增收、缓解农户贫困意义重大。^⑤洪银兴和王荣、张云华的研究进一步认为，土地流转是土地适度规模经营的必由之路，对深化农业农村改革、促进乡村振兴至关重要。而彭继权等的研究发现，土地流转能在一定程度上降低农户未来陷入贫困的概率，可以避免脱贫农户因生计导致返贫、减缓相对贫困以及切实巩固脱贫攻坚成果。^⑥因此，在确保脱贫攻坚与乡村振兴战略有效衔接、稳步朝着共同富裕目标迈进的宏观要求下，中国对土地流转及农户减贫提出了更高的期望，深入分析土地流转是否有助于降低农户相对贫困脆弱性具有重要的现实意义与政策价值。

^①参见：2021年4月国务院新闻办公室发布的《人类减贫的中国实践》白皮书，http://www.gov.cn/zhengce/2021-04/06/content_5597952.htm，访问日期：2023年3月11日。

^②参见：中国农业部编，《中国农业年鉴》，北京：中国农业出版社，2011年；中国农业部编，《中国农业年鉴》，北京：中国农业出版社，2021年。

^③参见：中华人民共和国农业农村部网站，<http://zdscxx.moa.gov.cn:8080/nyb/pc/index.jsp>，访问日期：2023年3月11日。

^④陈飞，翟伟娟：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》2015年第10期。

^⑤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》，《中国农村经济》2016年第10期；Mihai Varga, "Poverty Reduction Through Land Transfers? The World Bank's Titling Reforms and the Making of 'Subsistence' Agriculture," *World Development*, 2020, Vol.135, pp.1-10.

^⑥洪银兴，王荣：《农地“三权分置”背景下的土地流转研究》，《管理世界》2019年第10期；张云华：《农业农村改革40年主要经验及其对乡村振兴的启示》，《改革》2018年第12期；彭继权，吴海涛，秦小迪：《土地流转对农户贫困脆弱性的影响研究》，《中国土地科学》2019年第4期。

第二节 研究意义

一、理论意义

目前有关土地流转的农户减贫效应研究中,已有文献大多是以农户可支配的收入水平、存在的收入差距或者多维贫困指数为基础来衡量贫困。但是,上述的贫困指标都是未反映前瞻性预测的事后度量结果,仅仅体现了土地流转对农户短期福利水平的变化效果。基于相对贫困脆弱性的贫困测度方法在一定程度上衡量农户未来的相对贫困状态,同时将农户福利指标的波动状态纳入其中,属于事前干预,能够前瞻性地衡量土地流转后农户的长期减贫效应。在此基础上,由于相对贫困状态在农村经济社会发展历程中普遍存在,衡量的是长期存在的处于绝对贫困标准之上的状况。因此,本文研究土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响,一方面拓展了土地流转缓解农户贫困问题的研究视角,将研究对象范围扩大至具有较高相对贫困风险和脆弱性的农户。另一方面,以脆弱性分析框架为指导依据的研究为农户减贫政策的制定提供了理论支撑,有助于减少政策实施成本。鉴于此,本文基于农户行为理论、产权理论和可持续生计理论,从理论上分析土地流转如何通过影响生计资本中的五类资本以影响农户的可持续生计水平进而影响农户相对贫困脆弱性,为政府完善土地制度改革减缓农户相对贫困、全面推广预防性减贫措施提供了理论依据。

二、现实意义

首先,为实现全体人民共同富裕提供了新的治理方向。消除绝对贫困并不是中国减贫事业的终极目标,长期收入不平等导致的相对贫困问题以及脱贫不稳定导致的规模性返贫风险是实现乡村振兴、促进农民农村共同富裕的阻碍。本文的研究为完善中国农村减贫政策中土地制度的改革提供了一定的启示,将土地流转作为盘活乡村经济的内生动力,鼓励农户用发展的方法增收致富,具有重要的政策价值和现实意义。其次,一定程度上防范化解农户返贫致贫风险。现行标准下脱贫并不意味着贫困的彻底消除,相对贫困问题仍将长期存在。多数脱贫以及贫困边缘农户还不具备获得较高且稳定收入的能力,仍存在因各种风险冲击而重新陷入相对贫困的可能性。本文的研究结论和政策启示有助于未来深化土地制度改革、进一步释放农村土地流转改革红利、防止农户陷入相对贫困,对巩固脱贫攻坚成果、坚决守住不发生规模性返贫底线、扎实推进共同富裕具有重要的现实意义。

第三节 研究目的与研究内容

一、研究目的

本文的研究总目标是深入分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响，从理论上分析土地流转如何通过清晰界定与受保护的产权来优化农户生产要素配置，通过增加人力资本、社会资本、金融资本、自然资本以及物质资本来增加自身生计资本存量或多元性，进而做出更为多元的生计策略以影响农户相对贫困脆弱性。并基于 CFPS 三年调查数据，实证检验土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响以及异质性。在此基础上，为建立缓解农户相对贫困脆弱性、防止农户规模性返贫的长效运行机制提供有科学依据的政策启示。

二、研究内容

本文的研究内容主要包括以下四个方面：第一，梳理相关文献，进行文献综述与评论；第二，从理论上系统分析土地流转如何影响农户相对贫困脆弱性，并在理论分析的基础上提出相应的研究假说；第三，基于 CFPS 三年面板数据，构建计量经济模型，对提出的研究假说进行实证检验，并采用工具变量法处理计量模型中可能存在的内生性问题；在此基础上，采用倾向得分匹配法、改变相对贫困线标准以及更换回归模型的方法对基准模型回归结果进行稳健性检验；此外，在实证分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响基础上，本文还基于不同地区、不同户主特征分组，对土地流转的农户减贫效应进行异质性分析；第四，对全文进行总结并提出有利于减缓农户相对贫困、防止农户规模性返贫的政策启示。具体研究内容如下：

1. 导论与文献述评。本文的第一章和第二章首先介绍研究背景和选题意义，然后围绕土地流转效应、农户减贫影响因素、土地流转与农户减贫、贫困减缓与贫困治理四个方面展开文献综述，并进行简要的文献评论。在此基础上，介绍本文的研究目的、研究内容、研究方法、研究思路以及可能的创新和不足。

2. 概念界定与理论分析。本文第三章首先基于已有研究成果对土地流转与相对贫困脆弱性的概念进行界定，同时对相对贫困脆弱性的测度研究进行梳理。其次，对本文的理论基础即农户行为理论、产权理论以及可持续生计理论进行诠释，从理论上分析土地流转与清晰受保护的产权、生产要素优化配置之间的逻辑关系，以及生产要素优化配置、生计资本改善与农户相对贫困脆弱性之间的逻辑关系，进而揭示土地流转如何依赖产权的明晰性、完整性和可转让性，农户的理性行为选择如何实现生产要素的优化配置进而通过增加生计资本存量与多元性来影响农户相对贫困脆弱性。并据此提出土地流转影响农户相对贫困脆

弱性的研究假说。

3. 土地流转对农户相对贫困脆弱性的实证分析。本文第四章基于 2014 年、2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）三期面板数据，首先对农户土地流转参与率以及相对贫困脆弱性的时空分布进行刻画，将农户参与土地流转、土地转入、土地转出与相对贫困脆弱性的关系进行初步的统计分析。其次，构建计量经济模型，实证检验土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响。对该计量经济模型进行 OLS 估计后，考虑可能存在双向因果和遗漏变量问题导致内生性偏误，故采用 IVGMM 模型对基准模型再次进行估计。为增强实证检验得到的基本结论的可信度，在稳健性检验这一环节本文运用三种方法。首先通过倾向得分匹配法缓解自选择问题导致的估计偏差；其次改变相对贫困线标准重新计算，即选取欧盟提出的相对贫困标准——收入中位数的 60% 作为相对贫困线，进行 IVGMM 模型估计；最后更换回归模型，即将农户相对贫困脆弱性转换为虚拟变量后，采用 IVProbit 模型进行稳健性检验。此外，本文还基于不同地区、不同户主特征分组，就土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响进行异质性分析。

4. 研究结论及政策启示。本文第五章总结理论分析及实证分析部分的研究结论，并提出有利于缓解农户相对贫困、防止农户规模性返贫的政策启示。

第四节 研究方法与技术路线

一、研究方法

（一）文献分析方法

文献分析法指的是通过对相关主题文献进行信息搜集、整合与提炼，充分掌握所需内容的客观性质与状况，进而对科学认识系统性认知并形成自己观点的一种研究方法。^①本文在问题提出、文献综述、概念界定、理论分析以及提出研究假说部分均采用文献分析方法，通过对搜集到的土地流转与农户相对贫困脆弱性方面的文献资料进行梳理和分析，讨论其研究现状及进展，并指出本文的边际贡献。

（二）演绎分析方法

演绎分析法是指在一定事实经验的基础上，以已有科学认知成果为依据，对某些尚未

^①黄李辉，阮永平：《文献分析法在我国管理会计研究中的应用——基于 33 篇样本文献的分析》，《财会通讯》2017 年第 4 期。

被认识的事物做出假定性的推测并予以推导，以求得验证的方法。^①本文通过理论分析提出相应假说，根据假说进行演绎推理即基于计量经济模型实证分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响，通过实证结果来检验与预期结论是否相符、假说是否正确。

（三）微观计量研究方法

微观计量研究方法指的是基于微观数据，对个体、家庭或企业等独立主体所包含经济信息中关于经济理论和统计方法研究的方法。在本文中具体涉及到：1.计量经济模型。在估计土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响时，借鉴已有文献并结合研究目的，设定相适应的基准模型进行考察；2.可行广义最小二乘法（Feasible Generalized Least Squares）。本文的核心被解释变量为农户相对贫困脆弱性，其测度基于可行广义最小二乘法。FGLS 是先用模型残差的方差-协方差矩阵的估计值替代真实值，然后采取广义最小二乘法估计模型参数的一种估计方法；3.工具变量法（Instrumental Variable Analysis）。考虑到上述计量模型中可能存在互为因果、测量误差以及遗漏变量等问题导致的内生性偏误，为缓解此类偏误本文将利用工具变量法对上述基准模型的内生性进行讨论和检验；4.倾向得分匹配法（Propensity Score Matching）。在稳健性检验中，本文采用倾向得分匹配法来缓解反事实问题、函数形式误设导致的估计偏误和基于可观测特征造成的选择性偏误。^②

^①郑全太：《图书馆理论研究的一个重要方法：科学假说——演绎法——兼谈方法论的结构及系统变革》，《图书馆》1998年第6期。

^②Paul R. Rosenbaum, Donald B. Rubin, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 1983, Vol.70, No.1, pp.41-55.

二、技术路线

结合上述的研究目标、方法、内容和方案，本文采用的技术路线如图 1-1 所示：

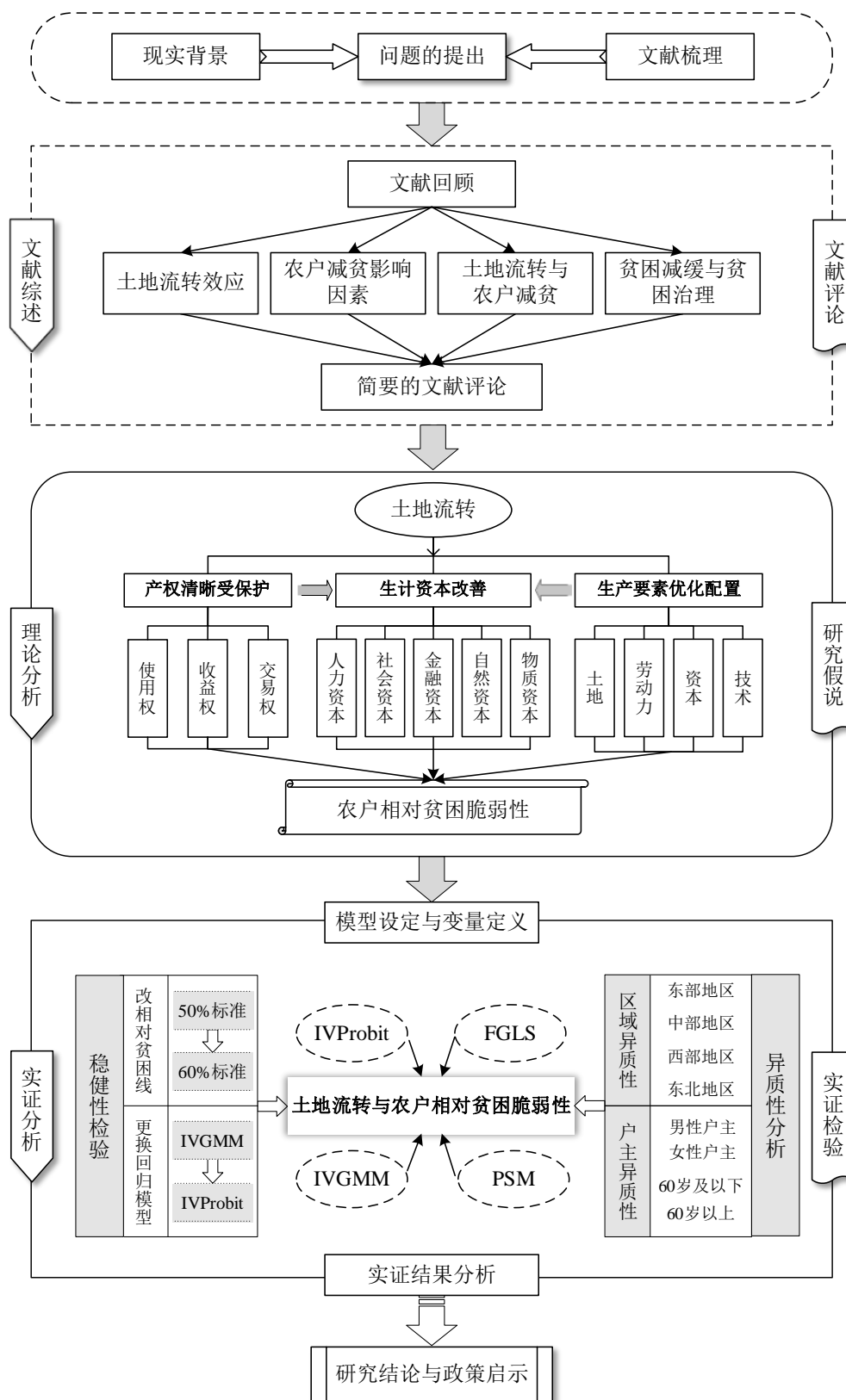


图 1-1 技术路线图

第五节 可能的创新与不足之处

一、可能的创新之处

考虑到中国农村地区农户的收入波动性较大，面临的生计压力多重且复杂。农户在脱贫后不仅有规模性返贫的风险，还有陷入相对贫困的可能。为切实巩固脱贫攻坚成果，有效促进农户相对贫困减缓，前瞻性的相对贫困脆弱性研究以及在此基础上的减贫渠道启示反映出立意的新颖。本文可能的研究创新之处有以下三点：

一是整体研究视角的创新。之前研究中针对减缓相对贫困提出的政策建议反映的是事后的监管措施，但脆弱性衡量的是未来，对应事前预防措施，研究更具备前瞻性。基于相对贫困脆弱性视角分析土地流转的农户减贫效应，不仅静态度量了当下农户的收入水平，还考虑了农户未来可能面临的各种冲击、风险及福利水平。此外，本文还将分别讨论土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响，并提出瞄准性的减贫政策启示，研究视角独特。

二是理论分析思路的创新。本文在详细梳理了改革开放以来农村土地制度变迁、中国农业经济增长、农村土地流转工作推进现状与已有土地政策改革进展的基础上，基于农户行为理论、产权理论以及可持续生计理论，将土地流转与农户整体生产要素组合优化，生产要素优化配置、生计资本改善以及农户相对贫困脆弱性联系在一起，整体理清了土地流转有助于降低农户相对贫困脆弱性的理论逻辑，拓宽了该领域研究理论分析的思路。

三是研究内容的创新。首先，在实证分析时，核心被解释变量的操作化与测度具有一定的创新性。在将农户相对贫困脆弱性操作化时，本文考虑到全面脱贫后脆弱农户面临的主要相对贫困风险为自然灾害风险和因病致贫风险，借鉴已有研究，将是否有不健康成员、村庄是否位于自然灾害频发区纳入到 FGLS 测度方法中的特征变量里，具有一定的创新性。其次，在解决模型的内生性问题时，本文通过工具变量法解决由双向因果和遗漏变量问题导致的内生性偏误。最后，本文通过倾向得分匹配、改变相对贫困线标准以及更换回归模型的方法进行稳健性检验，使实证结果更具备说服力，并进行异质性分析，在实证研究思路具有一定的创新性。

二、不足之处

尽管本文从理论上深入分析了土地流转如何影响农户相对贫困脆弱性，基于 CFPS 三年面板数据、可行广义最小二乘法、工具变量法等测度农户相对贫困脆弱性，构建工具变量，并实证检验了土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响及其异质性。但仍存在一定的改

进空间。研究不足之处主要包括以下三个方面：

一是数据可得性。虽然 2020 年 CFPS 数据已调查结束，但家庭经济数据库、家庭关系数据库等尚未公布，因而未能采用最新数据对土地流转及农户相对贫困脆弱性进行计算和测度，并在此基础上进行实证分析。同时，土地流转不仅包括土地的转入和转出，还应包括土地流转规模，但由于数据的可得性，未能将土地流转面积这一变量纳入实证分析。

二是相对贫困线设定。本文借鉴已有研究，在回归分析时将采用 OECD（Organization for Economic Cooperation and Development，经济合作与发展组织）提出的家户人均收入中位数的 50% 作为相对贫困线标准通过可行广义最小二乘法计算农户相对贫困脆弱性。但是关于中国农村相对贫困标准的确定，学术界尚未形成一致结论。一般而言，农户相对贫困线的设定应耦合农村经济发展水平的变化。因此，农村相对贫困线的设定有待讨论和明确。

三是理论分析。由于本人研究水平有限，土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的作用机制不同，作用路径复杂且多元。因此，相关的理论分析以及相应的机制检验仍有待更加深入的研究与讨论。

第二章 文献述评

近年来，如何缓解农户相对贫困一直是理论界和政府决策者关心的热点话题。鉴于本文重点分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响，依据本文研究的总目标和具体目标，本部分主要围绕土地流转效应、农户减贫影响因素、土地流转与农户减贫、贫困减缓与贫困治理四个方面展开文献综述，并进行简要的文献评论。

第一节 土地流转效应

一、土地流转的经济效应

针对土地流转与农户经济效益关系的研究，已有文献主要集中在农业生产效率和农民收入两方面。中国自 20 世纪 80 年代初实行土地改革以来，朝着有利于实现土地资源优化配置和土地制度绩效提高的方向鼓励农户流转土地。^①研究表明，土地流转为适度规模经营提供了条件，使致力于农业生产经营的农户能够扩大农业再生产，进而提高农业生产效率。^②进一步地，钱忠好和王兴稳、冒佩华和徐骥的分析表明，土地流转使农户的收入水平得以有效提升。^③具体而言，土地流转通过资源的流动既能够充分发挥边际产出拉平效应，也能利用交易收益效应让土地资源具备弹性，^④可以盘活农村土地资源，刺激农业投资，投入更多的专业技术和更高的机械化水平，进而增加农户经营性收入；能促进农村剩余劳动力转向非农部门谋生，优化就业结构，获得更多生计选择，进而增加农户工资性收入；能充分显化土地资源的资产价值，进而增加农户财产性收入；^⑤能获得地方政府部门或受聘单

^①刘守英，颜嘉楠，冀县卿：《集体地权制度下农地合约选择与经营体制变迁——松江集体村社型家庭农场的案例分析》，《中国农村经济》2021 年第 2 期。

^②John Pender, Marcel Fafchamps, “Land Lease Markets and Agricultural Efficiency: Theory and Evidence from Ethiopia,” *International Food Policy Research Institute (IFPRI) Working Papers 81*, Environment and Production Technology Division, Washington D. C., 2001; 冀县卿，钱忠好：《如何有针对性地促进农地经营权流转？——基于苏、桂、鄂、黑四省（区）99 村、896 户农户调查数据的实证分析》，《管理世界》2018 年第 3 期；陈斌开，马宁宁，王丹利：《土地流转、农业生产率与农民收入》，《世界经济》2020 年第 10 期。

^③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》，《中国农村经济》2016 年第 10 期；冒佩华，徐骥：《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》，《管理世界》2015 年第 5 期。

^④姚洋：《中国农地制度：一个分析框架》，《中国社会科学》2000 年第 2 期；Timothy Besley, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana,” *The Journal of Political Economy*, 1995, Vol.103, No.5, pp.903-937.

^⑤柯炼，汪小勤，陈地强：《土地流转与农户收入增长——基于收入结构的视角》，《中国人口·资源与环境》2022 年第 1 期；王象永，王延海，张智：《山东省土地流转对农民收入影响调查》，《调研世界》2015 年第 9 期。

位给予的奖励和补助津贴，进而有效提升农户转移性收入。^①

二、土地流转的就业效应

围绕土地流转与农户剩余劳动力非农就业及创业的关系，已有研究展开了多元的讨论，一致认为土地转入与土地转出带来就业效应的作用机制有所不同。^②就土地转入而言，首先，转入土地可以解决返乡创业种植大户对于土地规模的需求，有利于其在掌握技术、积累资金与资源后建设家乡，促进各类新兴农业经营主体的发展，提供更多的就业岗位。其次，转入土地后，农户通过合法途径所获得的土地经营权可以作为今后创业投资的融资担保，有效缓解其启动资金约束，为农户创业成功提供了保障；^③就土地转出而言，一方面，土地转出可以增加从事非农就业的机会、增长从事非农就业的人力资本。土地转出后，农户可以将之前用于农业耕作的时间或者劳动力部分转移甚至完全释放出来，而这部分时间精力能用于非农部门工作，使农户外出务工和创业的概率增加；进一步地，土地转出后，农户在非农部门的工作过程中其社会竞争力、创新实践能力以及生计发展能力得以提升，能够快速适应多元化从业环境，就业渠道显著拓宽。^④另一方面，土地转出有助于减少创业成本。转出土地的农户会对有转入土地意愿农户的租赁费用进行下调，以确保土地流转合同的稳定，并在一定程度上减少违约的概率与损失，降低创业农户的投资成本。并且，农户在外出就业时能够将生活与社会、产业网络紧密联系起来，有利于开发新的就业创业机会。^⑤

三、土地流转的福利效应

已有研究基于可行能力框架下的福利理论，深入讨论了土地流转的社会保障功能以及土地流转对农户健康状态、社会关系的影响。张珂等、毛加强和贾蕙宇分别基于福利测度指标体系、倾向评分加权法对土地流转农户的福利变化进行了分析，研究表明，转入

^①彭开丽，程贺：《决策行为视角下农地流转对农户收入的影响——来自湖北省东部 9 县（市/区）的证据》，《华中农业大学学报（社会科学版）》2020 年第 5 期。

^②李长生，刘西川：《土地流转的创业效应——基于内生转换 Probit 模型的实证分析》，《中国农村经济》2020 年第 5 期。

^③Maria Kaika, Luca Ruggiero, “Land Financialization as a ‘Lived’ Process: The Transformation of Milan’s Bicocca by Pirelli,” *European Urban and Regional Studies*, 2013, Vol.23, No.1, pp.3-22.

^④彭开丽，程贺：《决策行为视角下农地流转对农户收入的影响——来自湖北省东部 9 县（市/区）的证据》，《华中农业大学学报（社会科学版）》2020 年第 5 期；Larry Willmore, Guiying Cao, Lingjie Xin, “Determinants of Off-farm Work and Temporary Migration in China,” *Population and Environment*, 2012, Vol.33, No.2, pp.161-185.

^⑤仇童伟，罗必良，何勤英：《农地流转市场转型：理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》，《中国农村观察》2019 年第 4 期；庄晋财，芮正云，曾纪芬：《双重网络嵌入、创业资源获取对农民工创业能力的影响——基于赣、皖、苏 183 个农民工创业样本的实证分析》，《中国农村观察》2014 年第 3 期。

土地为中国绝大多数农户提供了基本的生活保障，对失业人口的吸纳就业起到了重要作用。其中，农户的养老保障和失业保障在转入土地后得到明显增强。^①进一步地，游和远等认为，土地流转除了带来保障作用，也能提高农户的健康水平，促进农户社会关系网络的构建。具体而言，土地流转能够缓解因外出务工而存在的健康状况恶化的风险，降低工伤、职业病的发生概率。^②不仅如此，转出土地后，农户通过非农就业参加社会化培训以增加人力资本，同时积累起区别于原来乡土性质的新社会关系，这种关系网络有利于在其返乡创业时更易获得政府支持，提高自身福利。^③

四、土地流转的生态效应

既有文献讨论土地流转的生态效应时多从以下三方面展开。一是生态环境效应。夏玉莲和曾福生将土地流转的环境生态效应分解为局部环境改善的规模生态效应、基于农业生产考量的结构生态效应以及致力于积极发展的技术生态效应，认为土地流转可以通过调整种植规模、优化土壤结构以及加强技术指导来减缓生态压力，从而显著改善农村生态环境。进一步地，陈园园等、Shao 等的研究发现，土地流转可以有效阻止山区的土地撂荒，改进农户的耕种偏好，有利于降低种植土地沙漠化、自然因素导致的水土流失与土壤质量退化带来的风蚀沙化等生态环境风险。^④二是生态保育效应。马宗文和许学工分析了土地流转后土地变化带来的单要素生态效应，其中大气效应、水文效应和土壤效应均有利于维护生物多样性，对保护野生动植物的意义重大。^⑤三是地理景观效应。周杨、Rosenberger 和 Walsh、Fleischer 和 Tsur 对中国农村、美国牧场以及以色列郊区的实证研究表明，土地流转可以盘活当地土地资源和劳动力市场，不仅能够打造独特的自然田园风光、创造优质的自然地理

^①张珂，程久苗，费罗成：《农地流转农户福利变化研究——以安徽省小岗村为例》，《价格月刊》2017年第11期；毛加强，贾慧宇：《农地流转对农民福利的影响研究——基于一般化加速模型（GBM）的倾向评分加权法与PSM的实证检验》，《农林经济管理学报》2018年第6期。

^②游和远，吴次芳，鲍海君：《农地流转、非农就业与农地转出户福利——来自黔浙鲁农户的证据》，《农业经济问题》2013年第3期。

^③陈昭玖，朱红根：《人力资本、社会资本与农民工返乡创业政府支持的可获性研究——基于江西1145份调查数据》，《农业经济问题》2011年第5期；John Knight, Linda Yueh, “The Role of Social Capital in the Labour Market in China,” *Economics of Transition*, 2008, Vol.16, No.3, pp.389-414.

^④夏玉莲，曾福生：《农村土地流转、生态效应与区域差异——基本中国31个省份面板数据的实证分析》，《山东农业大学学报（社会科学版）》2013年第3期；陈园园，安祥生，任媛等：《欠发达山区土地流转的生态效应分析——以晋西北地区为例》，《水土保持研究》2018年第1期；Jingan Shao, Shichao Zhang, Xiubin Li, “Effectiveness of Farmland Transfer in Alleviating Farmland Abandonment in Mountain Regions,” *Journal of Geographical Sciences*, 2016, Vol.26, No.2, pp.203-218.

^⑤马宗文，许学工：《土地变化的生态效应研究方法》，《地理与地理信息科学》2011年第2期。

景观，还能提供人性化娱乐服务、优化旅游营商环境，从而助力当地旅游业发展。^①

第二节 农户减贫影响因素

一、人口特征因素

已有文献深入讨论了农户户主及成员人口特征与贫困之间的关系。从个体层面看，Muleta 和 Deressa、段塔丽等基于埃塞俄比亚农村地区、陕南秦巴山区的实证分析表明，由于女性独特的生理与心理特征，女性户主家庭往往面临较多贫困风险。^②在农村家庭中，一定范围内户主年龄的增长其劳动力价值也会相应增长，超过某一年龄节点后劳动力价值衰退，因此农户的收入水平先上升后下降，家庭贫困程度则呈现倒 U 型趋势。^③而户主的婚姻状态也反映出家庭劳动力数量的改变，已婚状态的户主表明家庭里劳动力数量充分且有发展潜力，既能够提高家庭收入，也能够降低家庭贫困风险。^④此外，也有研究表明户主的职业发展方向代表了家庭可持续生计能力与风险抵抗能力，人力资本发展势头越强劲的职业生计策略越为多元，收入稳定性相对较好，农户越不容易陷入贫困；^⑤从家庭层面看，农户成员的教育程度和健康状况是造成农户收入差距的最主要因素，平均受教育年限更长的农户增收效果显著，平均健康状况更好的农户家庭人均医疗支出更低，因病致贫的可能性更小。而对于人口规模庞大的农户，日常开支更多，贫困风险在一定程度上会更高。^⑥

二、生计策略因素

已有围绕生计策略因素影响农户减贫的研究，主要聚焦于农户社会连接度、兼业程度、非农就业人数、资金及贷款用途、互联网嵌入程度及生产活动等方面。Ullah 等认为，农户

^①周杨：《我国土地流转与乡村旅游发展的关系研究》，《经济管理》2014 年第 11 期；Randall S. Rosenberger, Richard G. Walsh, “Nonmarket Value of Western Valley Ranchland Using Contingent Valuation,” *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 1997, Vol.22, No.2, pp.296-309；Aliza Fleischer, Yacov Tsur, “The Amenity Value of Agricultural Landscape and Rural-Urban Land Allocation,” *Journal of Agricultural Economics*, 2009, Vol.60, No.1, pp.132-153.

^②Alemi N. Muleta, Dereje F. Deressa, “Female Headed Households and Poverty in Rural Ethiopia,” *Science, Technology and Arts Research Journal*, 2014, Vol.3, No.1, pp.152-155；段塔丽，李玉磊，王蓉等：《精准扶贫视角下贫困地区农村女性户主家庭能力脱贫实现路径探析——基于陕南秦巴山区农户家庭的调查数据》，《陕西师范大学学报（哲学社会科学版）》2020 年第 6 期。

^③张昭：《中国农村贫困人口多维特征分析》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》2017 年第 3 期。

^④汤晋，陈洋庚，滕盼：《农村家庭多维贫困测量及影响因素分析——基于 CFPS2018 数据的实证》，《税务与经济》2021 年第 6 期。

^⑤刘倩，蒋金秀，杨星等：《农户贫困脆弱性测度及其影响因素——基于秦巴山区的实证分析》，《地理研究》2022 年第 2 期。

^⑥李彦军，刘梦帆：《我国农村家庭贫困影响因素及区域差异》，《中南民族大学学报（人文社会科学版）》2021 年第 2 期。

就业、市场及惠农信息的获取离不开其所处的人际关系网络；农户的社会网络越广、交往程度越深、越持久，其发展副业或从事非农就业的机会就越多，从而有利于减缓贫困。^①李竹薇等认为在欠发达地区，普惠金融不仅能改善农户的家庭收入与支出结构，还可以通过加强政府调控、促进农业保险覆盖、发展数字化智能金融三种方式有效实现农户减贫增收的效果。^②进一步地，田红宇和王媛名认为互联网嵌入程度也能为欠发达地区农户带来收益，使用数字技术的农户能够在一定程度上放松信贷、降低交易费用，从而减缓农户多维贫困。^③此外，武照亮等基于自然保护区问卷调查的实证研究表明，参与湿地保护的农户在一定时期内生计资本会发生变化并重新组合，增强了其生计稳定性和抗风险性，更利于减缓贫困。宋瑛等采用倾向得分匹配法估计农产品电商对农户增收的影响，结果表明，发展农产品电子商务对农户具有显著的增收减贫效应，其中网络直销模式减贫效应最明显。^④

三、资源禀赋因素

已有文献从地区自然资源、农户土地资源、农户物质资源三方面深入讨论分析其对农户减贫的影响机理。就地区自然资源禀赋而言，地形起伏程度不大、地势与海拔比较合适的平原耕种地带有比较低的土壤细碎化程度和良好的农业种植环境，因此在发展特色产业方面具有得天独厚的优势，政府的政策制定倾斜力度也相对较大，致贫的可能性更小。^⑤同时，良好的自然资源与区域联动能强化空间连接，有效发挥旅游业在区域协同发展战略中的杠杆作用，带动当地农户减贫。就农户土地资源禀赋而言，一方面，高质量的土地资源不仅为农业生产规模化经营创造了良好条件，而且还能促进生态农业的发展，切实缓解了农户贫困；另一方面，土地资源丰富的农户更易获得技术指导，亩产值更高，增收减贫的效果更为显著。^⑥就农户物质资源禀赋而言，所具备的用于生产的经营性固定资产越多，

^①Kifayat Ullah, Abdul Q. Mohsin, Abdul Saboor, etc., "Financial Inclusion, Socioeconomic Disaster Risks and Sustainable Mountain Development: Empirical Evidence from the Karakoram Valleys of Pakistan," *Sustainability*, 2002, Vol.12, No.22, pp.1-26.

^②李竹薇，卢雪姣，杨思敏等：《农村普惠金融发展的减贫效应研究》，《金融监管研究》2021年第12期。

^③田红宇，王媛名：《数字技术、信贷可获得性与农户多维贫困》，《华南农业大学学报（社会科学版）》2021年第4期。

^④武照亮，周小喜，段存儒等：《农户参与湿地保护有助于减贫吗？——基于自然保护区问卷调查的实证研究》，《中国农业资源与区划》2023年第1期；宋瑛，谢浩，王亚飞：《农产品电子商务有助于贫困地区农户增收吗——兼论农户参与模式异质性的影响》，《农业技术经济》2022年第1期。

^⑤刘倩，陈佳，吴孔森等：《秦巴山集中连片特困区农户多维贫困测度与影响机理分析——以商洛市为例》，《地理科学进展》2020年第6期；刘康，储玖琳，王坤等：《贵州省旅游减贫效率格局演化及其影响因素》，《西南大学学报（自然科学版）》2021年第10期。

^⑥钟文，严芝清，钟昌标等：《土地整治的减贫效应及其传导机制研究》，《农业经济与管理》2021年第2期。

对经营的依赖性就越强，更愿意投身农业生产活动并从中获益。此外，农机数量多的农户农业机械化水平更高，能有效提高农业生产能力，降低农业生产成本，促进增收致富。^①

四、区位条件因素

基于区位条件因素视角，已有研究分别从地理位置、道路可达性以及河流分布对农户贫困的影响展开了讨论。赵跃龙和刘燕华、Omamo 分别基于中国生态环境分布、肯尼亚道路网络分布的研究结果表明，地理位置优越、经济相对繁荣的沿海地区更能促进农户经济的发展。乡镇和人口分布相对集中的地区基础设施建设相对完善，有利于当地农户从事副业或获得非农就业的机会，提高家庭营收能力，减少致贫的可能。^②冯应斌和龙花楼、Jalan 和 Raballion 基于空间贫困理论的实证研究表明，道路可达性较高的地区，信息和技术传播速度更快，农户能够全方位多角度的了解市场交易或与就业相关的信息，有助于正向激发农户发展经营的积极创造性，释放特定区域的经营活力，避免陷入空间贫困。^③此外，越是靠近江河的地区，其水资源越为充足，农户所拥有的农田灌溉设施更为完备，因此其周边农田环境更优越，粮食产量也就越高。同时，临近的水源还可以为农户的生活和生产提供便利，缓解少数村庄的季节性水资源短缺困境，在种养殖上显著提升农户劳作的积极性，推动村庄生产经营的多样化，从而帮助农户增加收入，降低贫困发生的可能性。^④

五、公共服务因素

既有研究围绕基础设施建设、教育、医疗卫生以及社会保障与农户贫困之间的关系进行了深入而广泛的讨论。在基础设施建设方面，罗翔和金贵、Fan 和 Chan-Kang 的研究表明，中国政府在农村道路、水利及电力等基础设施上取得的成果增加了农村地区的就业机会，降低了农户的交易成本，有助于农户整体福利水平的提升。^⑤例如，政府在交通基础设

^①占鹏，朱俊峰：《农户土地流转经济福利效应的多维度分析——基于多重选择处理效应模型》，《中国农业大学学报》2022年第1期。

^②赵跃龙，刘燕华：《中国脆弱生态环境分布及其与贫困的关系》，《人文地理》1996年第2期；Steven W. Omamo, "Transport Costs and Smallholder Cropping Choices: An Application to Siaya District, Kenya," *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, Vol.80, No.1, pp.116-123.

^③冯应斌，龙花楼：《基于乡村人口转移和农村道路建设的空间贫困破解机理及其对策研究——以贵州省为例》，《地理研究》2019年第11期；Jyotsna Jalan, Martin Ravallion, "Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China," *Journal of Applied Econometrics*, 2002, Vol.17, No.4, pp.329-346.

^④刘倩，蒋金秀，杨星等：《农户贫困脆弱性测度及其影响因素——基于秦巴山区的实证分析》，《地理研究》2022年第2期。

^⑤罗翔，金贵：《区域相对贫困视角下农村公共投资的空间福利》，《华中师范大学学报(人文社会科学版)》2022年第2期；Shenggen Fan, Connie Chan-Kang, "Regional Road Development, Rural and Urban Poverty: Evidence from China," *Transport Policy*, 2008, Vol.15, No.5, pp.305-314.

施方面的长期投入降低了农产品货运成本，提高了农产品交易效率，对农户减贫增收发挥了至关重要的作用。^①在教育及医疗卫生方面，基础义务教育可以提高农户成员获得永久性收入的能力，对家庭成员学历教育水平投资越多，农户谋生能力就会越强，陷入贫困的可能性就会越低；^②医疗卫生服务对于健康状态较差的农户存在一定程度的减贫效应，而农户成员的健康人力资本有助于提升农户的实际收入，避免陷入贫困陷阱。^③在社会保障方面，熊景维等基于政策过程分析视角对农村社会保障政策的顶层设计进行了分析，研究表明，以大病统筹为目标的新型农村合作医疗制度、旨在基本生活扶持的农村养老保险制度以及致力于民生兜底工程的社会救助制度对农户的减贫效果显著。此外，政策性农业保险能有效减少农业生产风险所致的损失，降低农户未来陷入贫困的概率。^④

第三节 土地流转与农户减贫

一、土地流转与农户相对贫困

现有文献基于收入分配的视角讨论了土地流转对农户相对贫困的影响，主要有以下两类观点。一种观点认为，土地流转对农户相对贫困没有明确影响。柯炼等、田传浩和李明坤的研究发现，土地流转不能对农户收入影响因素即农业生产效率、政策制度、政府转移支付、非农就业等产生作用，进而对农户相对贫困的影响尚不能确定。^⑤另一种观点则认为，土地流转显著影响了农户相对贫困。首先，万广华基于收入不平等分析框架的实证分析表明，土地流转有利于依据地区条件重新调整相应的土地资源，切实提高土地的耕种使用效率，减小农户间收入差距从而降低因收入不平等而陷入相对贫困的可能。进一步地，张亚

^①张莎莎，郑循刚，张必忠：《交通基础设施、空间溢出与农村减贫——基于面板数据的实证研究》，《浙江农业学报》2021年第3期；吴嘉贤，刘修岩：《高铁开通与中国农村减贫——来自遥感数据的证据》，《世界经济文汇》2022年第1期。

^②乔俊峰，郭明悦：《基本公共服务能有效提升脱贫质量吗？——基于多维贫困和多维贫困脆弱性的视角》，《财政研究》2021年第12期；Yuping Yang, Xiaodong Guo, “Universal Basic Education and the Vulnerability to Poverty: Evidence from Compulsory Education in Rural China,” *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2020, Vol.25, No.4, pp.611-633.

^③张鑫，赵苑达：《社会医疗保险减贫效应的异质性检验——基于2010-2017年31个省份面板数据的经验考察》，《南开学报（哲学社会科学版）》2020年第2期。

^④熊景维，于丹丹，季俊含：《农村社会保障减贫的局部失灵：一个政策过程分析的视角》，《中国行政管理》2021年第6期；Raimund M. Kovacevic, “Does Insurance Help to Escape the Poverty Trap? -A Ruin Theoretic Approach,” *The Journal of Risk and Insurance*, 2011, Vol.78, No.4, pp.1003-1027；徐婷婷，孙蓉：《政策性农业保险能否缓解贫困脆弱性——基于典型村庄调研数据的分析》，《农业技术经济》2022年第2期。

^⑤柯炼，黎翠梅，汪小勤等：《土地流转政策对地区农民收入的影响研究——来自湖南省的经验证据》，《中国土地科学》2019年第8期；田传浩，李明坤：《土地市场发育对劳动力非农就业的影响：基于浙、鄂、陕的经验》，《农业技术经济》2014年第8期。

洲和杨俊孝认为，土地流转具有显著的农户相对减贫效应且存在异质性，相较于高收入农户而言其对低收入农户的作用效果更为明显；^①其次，林乐芬和王军梳理了发展中国家农村产权改革的演进经验后认为，土地流转虽然能够推进土地适度规模经营，但一定程度上可能会牺牲小规模经营农户的利益，在提高了土地资源有效配置的同时也可能造成耕者无其田现象，从而加剧这些参与土地流转农户的相对贫困。栾江等、肖龙铎和张兵分析了土地流转对农户基尼系数的影响，研究结果表明，高收入农户和低收入农户通过土地流转分别获得与未流转土地相比更大幅度和更小幅度的收入增长，进一步扩大了农户内部收入差距，不利于降低农户相对贫困程度。此外，Carter 和 Olinto、何春和刘荣增的研究表明，土地流转的收益在不同收入状况的农户间分配程度不一致，高收入农户的收益率比低收入农户更高，从而加深了相对贫困。^②

二、土地流转与农户多维相对贫困

基于多个维度、综合考察农户相对贫困的复杂多样性，已有研究深入讨论了土地流转对农户多维相对贫困的影响。就整体而言，黄善林等认为，土地转入面积与农户多维相对贫困之间呈 U 型关系，在未达到某一临界值前，农户多维相对贫困随着其转入土地面积的增加而减弱，土地转出面积越多则越有利于农户摆脱多维相对贫困；^③就单维度分解而言，夏玉莲和匡远配基于 5 省 1218 户农户调查数据的实证研究表明，土地流转能够显著减缓农户的多维相对贫困，其中收入维度与就业维度在相对贫困减缓程度上贡献最高，而土地流转对教育维度的减贫呈现出递进显现的效果。刘魏和王小华、刘光英和王钊基于 CFPS 调查数据的研究表明，土地流转户陷入多维贫困的可能性相比未流转户平均下降了约 26%，且在收入、教育、社会保障、卫生条件、资产和住房条件这几个维度上表现的更突出。进一步地，张明珠和孟梅认为，土地未流转户的多维贫困指数要高于土地流转户，单维分解

^①万广华：《解释中国农村区域间的收入不平等：一种基于回归方程的分解方法》，《经济研究》2004 年第 8 期；张亚洲，杨俊孝：《土地流转的农户减贫效应研究——基于绝对贫困和相对贫困的双重视角》，《资源开发与市场》2021 年第 9 期。

^②林乐芬，王军：《转型和发展中国家农地产权改革及其市场效应评述》，《经济学动态》2010 年第 12 期；栾江，张玉庆，李登旺等：《土地经营权流转的农村居民收入分配效应研究——基于分位数处理效应的异质性估计》，《统计研究》2021 年第 8 期；肖龙铎，张兵：《土地流转与农户内部收入差距扩大——基于江苏 39 个村 725 户农户的调查分析》，《财经论丛》2017 年第 9 期；Michael R. Carter, Pedro Olinto, “Getting Institutions ‘Right’ for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment,” *American Journal of Agricultural Economics*, 2003, Vol.85, No.1, pp.173-186；何春，刘荣增：《土地流转是否纾解了农村相对贫困？》，《商业研究》2021 年第 5 期。

^③黄善林，孙怡平，余志刚：《农地经营与农地流转对多维贫困的影响研究——基于东北地区典型贫困县的农户调查》，《农林经济管理学报》2020 年第 6 期。

的剥夺指标结果显示农户在有关起居的做饭燃料、有关生活环境的卫生设施、有关人力资本的教育水平以及有关健康的患慢性病这四个方面存在相对较高的贫困发生率；^①就异质性而言，土地流转对不同类型的多维贫困农户影响不同。王璇和王卓分析了土地流转对农户多维贫困的影响和作用机理，结果表明，土地流转可以缓解一般程度多维贫困农户的贫困状况，但对于极端多维贫困农户的减贫作用效果不突出。^②

三、土地流转与农户贫困脆弱性

基于贫困风险视角，土地流转与农户贫困脆弱性的关系成为近年来学术界关注的热点话题。彭继权等在深入调查湖北省农户的生计数据后，实证分析了不同类型土地的流转对农户贫困脆弱性的具体影响，结果显示，土地流转能够显著缓解农户贫困脆弱性，且转出水田比转出旱地对降低农户贫困脆弱性具有更强的减贫效应。杜兴端和曹旭欣认为，土地流转对贫困脆弱性更高的农户产生了更为明显的减贫效应，对贫困脆弱性较低的农户作用不明显。左孝凡和陆继霞、赵立娟等基于典型性抽样调查数据的研究表明，土地流转可以有效帮助农户抵御贫困风险并具有地区差异性，突出体现在土地流转能够显著降低除西部以外地区农户的贫困脆弱性，但对西部地区农户贫困脆弱性的作用效果不明显。^③此外，土地转入和土地转出对农户贫困脆弱性的影响程度不同。孙晓倩和李青运用倾向得分匹配法分析了土地流转的减贫效应及其异质性，研究结果表明，土地转出户的贫困脆弱性比土地转入户显著低 0.018，土地转出的农户减贫效应比土地转入更强。然而，张亚洲和杨俊孝针对南疆少数民族农户的实证研究发现，尽管土地流转在一定程度上对农户的收入有正向促进作用，但并没有对农户贫困脆弱性产生影响。^④

^①夏玉莲，匡远配：《农地流转的多维减贫效应分析——基于 5 省 1218 户农户的调查数据》，《中国农村经济》2017 年第 9 期；刘魏，王小华：《农地流转的多维减贫效应及其异质性研究》，《宏观质量研究》2019 年第 3 期；刘光英，王钊：《多维贫困视角下土地流转的减贫效应及机制研究——基于中国家庭追踪调查（CFPS）微观数据的实证》，《农村经济》2020 年第 12 期；张明珠，孟梅：《农地转出对精准脱贫户多维贫困的缓解效应——基于倾向得分匹配的实证分析》，《水土保持研究》2021 年第 4 期。

^②王璇，王卓：《农地流转、劳动力流动与农户多维相对贫困》，《经济问题》2021 年第 6 期。

^③彭继权，吴海涛，秦小迪：《土地流转对农户贫困脆弱性的影响研究》，《中国土地科学》2019 年第 4 期；杜兴端，曹旭欣：《土地转入的防贫效应——贫困户与非贫困户的比较》，《四川农业大学学报》2021 年第 1 期；左孝凡，陆继霞：《贫困脆弱性视阈下的农地流转减贫效应》，《资源科学》2020 年第 2 期；赵立娟，康晓虹，史俊宏：《耕地转出对农民家庭贫困脆弱性的影响及其区域差异分析》，《自然资源学报》2021 年第 12 期。

^④孙晓倩，李青：《多维视阈下土地流转的减贫效应及其异质性研究——基于 CFPS2018 微观数据分析》，《中国农业资源与区划》2021 年第 6 期；张亚洲，杨俊孝：《深度贫困地区土地流转的减贫效应研究——基于新疆南疆地区 1386 户农户调查实证》，《干旱区资源与环境》2020 年第 7 期。

第四节 贫困减缓与贫困治理

一、贫困减缓驱动因素

既有研究讨论中国减缓贫困的驱动因素时多从以下三个方面展开。一是经济社会因素。经济增长是减缓贫困的重要驱动因素，^①李小云等基于 2000-2008 年分省数据的实证研究表明，新世纪以来中国经济增长的减贫弹性系数为 1.09，且农业部门经济增长的减贫效应更为明显。汪晨等的研究发现金砖五国各国年均减贫率不断下降，过去几十年各国不同的经济政策导致的经济增长均在不同程度上显著降低了贫困发生率。进一步地，杨灿明、展望和李钢认为，在马克思主义减贫理论基础上，中国特色社会主义制度是减缓贫困的制度优势，社会发展进程中的城乡结构转型、收入分配结构变革以及有关贫困主体权利的社会制度都会在一定程度上影响贫困的减缓。^②二是政府干预因素。叶初升和张凤华通过构建 SVAR 模型动态地评价了政府干预行为的减贫效应，结果表明，以激励农户内生发展动力为目标的深层次干预政策有助于发挥长久的农户贫困减缓作用。Fan 和 Zhang、Kenworthy 分别基于非洲乌干达以及欧洲工业化国家的实证研究表明，政府可以通过增加包括农技推广、道路、教育在内的公共支出，社会福利政策等干预手段来达到减贫的目的。^③三是战略调整因素。吕方认为，中国的减贫成效与国家减贫治理体系相关，而减贫治理体系需要顺应新时期贫困形势不断做出战略调整。例如，精准扶贫战略和乡村振兴战略对中国农村地区贫困减缓意义重大。此外，谢小芹和林丹妮的研究表明，大数据战略为中国减贫事业提供了一条智能治理的新路径，区块链、智能平台等高科技实用技术的发展为中国贫困治理智能化提供了有益的启示。^④

^①Dustin Chambers, Ying Wu, Hong Yao, "The Impact of Past Growth on Poverty in Chinese Provinces," *Journal of Asian Economics*, 2008, Vol.19, No.4, pp.348-357.

^②李小云，于乐荣，齐顾波：《2000~2008 年中国经济增长对贫困减少的作用：一个全国和分区域的实证分析》，《中国农村经济》2010 年第 4 期；汪晨，万广华，林黎：《经济增长与不均等对贫困的影响——以金砖五国为例》，《农业技术经济》2021 年第 10 期；杨灿明：《中国战胜农村贫困的百年实践探索与理论创新》，《管理世界》2021 年第 11 期；展望，李钢：《中国减贫治理的经验与效果测度》，《经济管理》2022 年第 2 期。

^③叶初升，张凤华：《政府减贫行为的动态效应——中国农村减贫问题的 SVAR 模型实证分析（1990-2008）》，《中国人口·资源与环境》2011 年第 9 期；Shenggen Fan, Xiaobo Zhang, "Public Expenditure, Growth and Poverty Reduction in Rural Uganda," *African Development Review*, 2008, Vol.20, No.3, pp.466-496；Lane Kenworthy, "Do Social-Welfare Policies Reduce Poverty? A Cross-National Assessment," *Social Forces*, 1999, Vol.77, No.3, pp.1119-1139.

^④吕方：《精准扶贫与国家减贫治理体系现代化》，《中国农业大学学报（社会科学版）》2017 年第 5 期；谢小芹，林丹妮：《超越与重塑：大数据驱动的新型治贫模式——基于首个国家级（贵州）大数据综合试验区的个案研究》，《农业经济问题》2022 年第 12 期。

二、贫困治理模式演变

已有文献基于不同理论视角深入讨论了中国贫困治理的不同模式。张向达等基于行政授权理论视角的研究表明, 改革开放以来中国贫困治理模式实现了从 1986-2010 年行政发包制到 2011-2015 年科层制, 再到 2016-2010 年运动式治理的转型。韩喜平和王晓兵从理论上分析了贫困治理的内生动力逻辑后发现, 为迎合新时代贫困治理协同逻辑演变, 消除绝对贫困后中国的贫困治理需要从投放-遵守模式转换为参与-反馈模式。曹湘怡和张凤阳基于组织视角的研究表明, 中国在贫困治理上遵循的是将可持续性发展扶贫与识别针对性精准扶贫融合在一起的特色治理模式, 具有将制度优势向治理效率转化的特征, 是一种创新型实践模式。而郑宇认为, 中国减贫经验形成了贫困治理的渐进平衡模式, 即通过要素联动机制、主体协同机制和治理演进机制共同推动中国经济整体上均衡发展, 为其他发展中国家的工作开展提供了一般性减贫逻辑借鉴。^①进一步地, 为接续推进全面脱贫与乡村振兴有效衔接, 李晚莲等基于多中心治理理论的研究表明, 中国应建立多中心农村贫困治理模式, 并以此打造以共建共治共享为核心的治理格局。而李博和左停在高原藏区调研后认为, 在深度贫困地区实践并完善的多元化耦合性贫困治理模式不但助力于全面脱贫, 还为今后有效推进乡村振兴战略、提升脱贫地区县域治理效能打下基础。^②

三、贫困减缓政策历程

已有文献基于不同研究视角和特征对改革开放以来的中国减贫政策历程进行了划分和诠释。吕普生、吴振磊等根据扶贫战略和方式的阶段性差异将减贫政策历程划分为四个阶段, 分别是 1978-1985 年针对农村普遍性贫困问题制定的救济式减缓贫困为主的政策阶段, 1986-2000 年针对集中连片贫困问题制定的大规模、制度化的农村减贫开发战略阶段, 2001-2012 年针对特困地区生产生活条件改善以及农村社会保障制度不健全制定的综合性扶贫战略阶段, 以及 2013-2020 年针对消除绝对贫困进行的精准扶贫和精准脱贫治理阶段。洪名勇等、汪三贵以贫困治理目标为判断依据, 将减贫政策历程划分为以体制改革为重点

^①张向达, 祖俊涛, 梁超:《中国政府间关系及其治理模式演变——以贫困治理为例》,《中国软科学》2022 年第 2 期; 韩喜平, 王晓兵:《从“投放-遵守”到“参与-反馈”: 贫困治理模式转换的内生动力逻辑》,《理论与改革》2020 年第 5 期; 曹湘怡, 张凤阳:《从组织视角看精准扶贫——兼论贫困治理“中国模式”的原创性》,《天津社会科学》2022 年第 2 期; 郑宇:《贫困治理的渐进平衡模式: 基于中国经验的理论建构与检验》,《中国社会科学》2022 年第 2 期。

^②李晚莲, 高光涵, 黄建红:《乡村振兴战略背景下多中心农村贫困治理模式研究——基于粤北 L 村的考察》,《广西社会科学》2020 年第 10 期; 李博, 左停:《耦合性治理: 高原藏区产业发展、易地扶贫搬迁与生态保护的共融——基于 Z 县脱贫攻坚经验的总结》,《云南社会科学》2022 年第 1 期。

任务的农村扶贫、致力于发展的开发式扶贫、渐进巩固式的全面扶贫以及综合考虑民生的精准扶贫四个阶段。^①进一步地，狄振鹏等、Guo 等基于制度变迁视角的研究结果表明，我国农村地区的减贫历程包括农村经济改革与区域扶贫阶段、国务院扶贫办大力推动下的组织扶贫制度成形阶段、八七攻坚计划与开发式扶贫模式的建立与完善阶段、农村扶贫新形势下的三农政策优化阶段以及消灭农村基本贫困后的系列精准扶贫阶段。^②此外，李壮认为中国的减贫历程是有重心、分步骤的梯次推进过程，贫困观由 1978-2012 年的以区域条件为重心、改善致贫的区域基础条件转变为 2013-2021 年的以家庭因素为重心、消除各家庭的具体致贫因素，而减贫路径由 1978-2012 年的市场化改革与政府开发转变为 2013-2021 年的精准施策与多元协同。^③

四、贫困治理战略导向

消除绝对贫困后，中国面临的贫困治理战略转型成为近年来学术界关注的热点话题。从纵向减贫历程角度出发，江立华对中国贫困的阶段性变化进行梳理后认为，贫困治理战略需要在治理模式和治理目标上朝着常态化治理和满足发展型需求调整。汪晨等的研究发现，全面脱贫后中国的相对贫困问题仍将长期存在，贫困治理事业需要依据治理目标实行动态上的调整。唐迁伍等立足于现阶段贫困治理模式后认为，新时代的贫困出现绝对向相对、一维向多维、生存性向发展性、原发性向次生性等特征，而治理的重心应放在精神贫困和相对贫困上。^④从横向多政策并行角度出发，贺琳凯、杜志雄和王瑜立足于三农问题后认为，随着乡村振兴战略的深度实施，中国的减贫任务和三农发展在时序相交、场域叠加、制度同构、要素同质等方面具备相对应的协同一致关系。谷树忠对贫困形势进行分析后指出，随着中国经济社会的发展，全面脱贫后中国的贫困问题是集多因素于一体的复合现象，

^①吕普生：《制度优势转化为减贫效能——中国解决绝对贫困问题的制度逻辑》，《政治学研究》2021 年第 3 期；吴振磊，刘泽元，王泽润：《中国特色减贫道路的一般框架与经验借鉴》，《中国经济问题》2022 年第 1 期；洪名勇，娄磊，龚丽娟：《中国特色贫困治理：制度基础与理论诠释》，《山东大学学报（哲学社会科学版）》2022 年第 2 期；汪三贵：《中国 40 年大规模减贫：推动力量与制度基础》，《中国人民大学学报》2018 年第 6 期。

^②狄振鹏，姚伟民，李世美：《中国农村扶贫的制度变迁、优化与创新》，《当代经济研究》2021 年第 1 期；Yuanzhi Guo, Yang Zhou, Yansui Liu, "Targeted Poverty Alleviation and Its Practices in Rural China: A Case Study of Fuping County, Hebei Province," *Journal of Rural Studies*, <https://doi.org/10.1016/j.rurstud.2019.01.007>.

^③李壮：《中国共产党贫困治理的百年历程与经验启示》，《当代世界社会主义问题》2021 年第 4 期。

^④江立华：《相对贫困与 2020 年后贫困治理战略》，《社会发展研究》2020 年第 3 期；汪晨，万广华，吴万宗：《中国减贫战略转型及其面临的挑战》，《中国工业经济》2020 年第 1 期；唐任伍，肖彦博，唐常：《后精准扶贫时代的贫困治理——制度安排和路径选择》，《北京师范大学学报（社会科学版）》2020 年第 1 期。

贫困治理战略的调整也应考虑经济、社会、自然等因素。此外，陆汉文和杨永伟的研究表明，以独居老人和病残人士为重点的特殊群体、难以相融的城乡关系以及发展差距拉大的区域关系是中国今后贫困治理的重点关注方向，战略的调整要与之相适应。^①

第五节 简要的文献评论

综上所述，已有文献对土地流转效应、农户减贫影响因素、土地流转与农户贫困之间的关系展开了多元的探讨，并对中国贫困减缓与贫困治理进行了较为详细的分析，为本文研究奠定了坚实的基础。但是，在接续推进全面脱贫与乡村振兴有效衔接这一现实背景下，新时期农户减贫与贫困治理工作存在新的要求。土地流转作为激发农户内生发展动力的有效方式，其对相对贫困脆弱性的影响亟需更深入的讨论。现有文献的局限性主要体现在：

首先，在贫困标准设定方面，现有关于减贫的研究中大多集中于当前贫困和相对贫困，忽视了农户未来陷入相对贫困的可能性，而基于土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的研究更符合 2023 年中央一号文件提出的防止规模性返贫以及增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力的政策意图；其次，现有的部分实证分析文献中采用横截面数据测度相对贫困脆弱性居多。但实际上，贫困具有动态性，农户相对贫困脆弱性也会随着时间的推移发生变化，在实证分析中采用截面数据容易忽视农户不可观测的不随时间变化因素的影响，从而导致估计偏误；最后，现有文献在分析单个影响因素对农户相对贫困脆弱性的因果效应时缺乏理论分析，土地流转对农户相对贫困脆弱性的因果识别还存在深入讨论的空间，在解决实证分析模型内生性问题上还有许多有待完善之处。

鉴于此，本文在梳理相关理论和已有文献的基础上，从理论上分析土地流转与农户相对贫困脆弱性之间的关系，基于全国有代表性的三期面板调查数据实证分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响，运用工具变量法解决基准模型可能存在的内生性问题，并采用倾向得分匹配法、改变相对贫困线标准以及更换回归模型三种方式对上述基本结论的可靠性进行稳健性检验，为进一步促进土地有序流转以缓解农户相对贫困、巩固脱贫攻坚成果、扎实推动农民农村共同富裕提供有益的政策启示。

^①贺琳凯：《贫困治理与乡村振兴的协同推进：时序、场域、制度与要素》，《思想战线》2022年第2期；杜志雄，王瑜：《“十四五”时期乡村基层治理体系建设与减贫治理转型》，《改革》2021年第11期；谷树忠：《贫困形势研判与减贫策略调整》，《改革》2016年第8期；陆汉文，杨永伟：《从脱贫攻坚到相对贫困治理：变化与创新》，《新疆师范大学学报（哲学社会科学版）》2020年第5期。

第三章 土地流转与农户相对贫困脆弱性：理论分析

第一节 土地流转：概念界定

一、土地

经济增长理论已发现，土地作为一种独特和稀缺的生产要素，与资本、劳动等生产要素一起构成了经济增长的基石，是任何经济活动与发展模式都必须依赖、重视和利用的经济资源之一。^①在中国现行的土地制度框架下，农村土地一般主要包括用作农村居民栖身并安居之所的土地，即农村宅基地；用作创造收益的集体经营性建设用地；以及具有中国土地制度安排特色的用以耕种的土地，即承包地。^②具体而言，首先农村宅基地是集体所有的土地，农村居民可以长期使用经批准的地块用于自己的建造住房及其附属设施，其面积主要应包括住房、辅助用房、院落的用地以及房前屋后在宅基地地块范围内的绿化用地等；^③其次，农村集体经营性建设用地是指属于农民集体所有的，主要为了发展集体经济具有盈利性的用于第二第三产业的土地，如用于乡镇企业具有生产经营性质的建设用地等；^④而承包地是指由农村集体经济组织依法发包给农户的耕地、林地、草地，以及其他依法用于农业的土地。^⑤目前，农村承包地是全国涉及人数最多、面积占比最大的土地。截至 2020 年，全国共有农用地 967295.40 万亩，耕地面积为 191792.79 万亩；^⑥家庭承包经营的耕地面积为 156166.24 万亩，占耕地面积的 81.42%，这些土地被发包给 22040.98 万户农户承包经营。^⑦因此，根据研究目的，本文所指的土地为农户承包地。

二、土地流转

根据前文所指土地的概念，本文研究核心概念之一土地流转指的是农户承包地的流转。1978 年以前，国家对农村的土地制度安排是集体所有、统一经营，即由土地生产队集体控

^①钱忠好，牟燕：《中国土地市场化水平：测度及分析》，《管理世界》2012 年第 7 期。

^②刘守英：《中国土地制度改革：上半程及下半程》，《国际经济评论》2017 年第 5 期。

^③张清勇，刘守英：《宅基地的生产资料属性及其政策意义——兼论宅基地制度变迁的过程和逻辑》，《中国农村经济》2021 年第 8 期。

^④王小映：《论农村集体经营性建设用地入市流转收益的分配》，《农村经济》2014 年第 10 期。

^⑤参见：2019 年 1 月中华人民共和国农业农村部发布的《中华人民共和国农村土地承包法》，http://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/fl/202007/t20200716_6348744.htm，访问日期：2023 年 3 月 10 日。

^⑥参见：2021 年 8 月国务院第三次全国国土调查领导小组办公室、自然资源部、国家统计局联合发布的《第三次全国国土调查主要数据公报》，https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/202108/t20210826_2678340.htm 1，访问日期：2023 年 3 月 10 日。

^⑦参见：中华人民共和国农业农村部网站，zdscxx.moa.gov.cn:8080/misportal/public/newPublicationRedStyle.jsp，访问日期：2023 年 3 月 10 日。

制和经营；这一时期的土地产权特点是“两权合一”，即土地集体所有权与土地经营权两权合一。这一制度安排有力地支撑了国家重工业优先发展战略，但由于农业生产经营中监督成本过高及委托代理问题严重，收入分配制度对作为实际土地耕作者的农户有效激励不足，土地产权结构不合理，^①导致了农地制度绩效低下。1957-1977年，人均粮食、棉花、油料产量的增长率分别为-1.29%、-14.96%以及-34.82%；1978年，粮食、棉花两类主要农作物单产分别仅为2.53吨/公顷和0.445吨/公顷。^②同时，绝大多数劳动力就业集中在农业部门和农业产业，农业生产面很窄，仅局限于粮食生产，农民普遍贫困。1977年农村居民家庭人均纯收入为117.1元，仅比1957年增加了44.1元，年均增长不超过3元，这为1978年后农村土地产权制度改革埋下了伏笔。

1978年召开的中国共产党十一届三中全会，为寻求更高效率、更利于促进农业增长的土地制度改革奠定了良好的政治环境和现实基础。为克服农业集体化阶段土地制度的缺陷，我国政府开始实行以家庭联产承包责任制为主导的经济制度安排。^③土地制度改革的核心内容是在保留土地集体所有制的框架下，实现了农村土地集体所有权与农户承包经营权的“两权分离”，赋予农户农业生产经营者的主体资格。在“两权分离”的农地产权制度框架下，土地流转指的是农村土地承包经营权流转，即农户将从集体承包的土地以合法形式流转出去，同时继续向村集体履行义务的经济行为。^④2002年《中华人民共和国农村土地承包法》对土地承包经营权的流转主体、流转方式以及收益归属等都做出了明确规定，“土地承包经营权流转的主体是承包方，承包方有权依法自主决定土地承包经营权是否流转和流转的方式”，“通过家庭承包取得的土地承包经营权可以依法采取转包、出租、互换、转让或者其他方式流转”，“流转的收益归承包方所有，任何组织和个人不得擅自截留、扣缴”。

1984-2012年间，中国农地产权制度的持续创新极大地促进了中国农业增长、农村繁荣和农民收入增长，呈现出巨大的制度绩效。与1984年相比，2012年粮食人均占有量增长了12%；农民人均纯收入从355.3元增长到7916.6元，年均增长18.81%；农村居民恩格尔系数由59.2%降低到39.3%。但是，“两权分离”农地产权制度下的农地产权仍然表现出

^①陈剑波：《人民公社的产权制度——对排它性受到严格限制的产权体系所进行的制度分析》，《经济研究》1994年第7期。

^②参见：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0D0G&sj=2016>，访问日期：2023年3月10日。

^③冀县卿，钱忠好：《中国农地产权制度改革40年——变迁分析及其启示》，《农业技术经济》2019年第1期。

^④张红宇：《中国农地调整与使用权流转：几点评论》，《管理世界》2002年第5期；杨群：《农村土地流转的内涵与形成机理》，《贵州农业科学》2013年第6期。

相当程度的产权残缺。^①例如，陷于农地产权集体所有制的困境，尽管政策规定强调“增人不增地，减人不减地”，土地承包期延长三十年，但是，土地行政性调整时有发生，不利于农民对土地的长期投资、流转和集中，阻碍了土地收益的公平分配。^②

中国在新的世纪里，实现了工业化和城市化的快速发展，并在 2011 年其城镇化率第一次超过 50%。以农业边际生产率衡量的刘易斯拐点在 2010 年前后真正到来，农地产权制度面临的制度环境发生了显著的变化。突出表现在：第一，经济结构发生重大变迁。农业在国民经济中所占的比重不断下滑，2009 年农业占比首次跌破 10%；2012 年第三产业占比首次超过第二产业；人们对农业的需求发生了转变，农业新功能、新业态不断呈现，农业提质增效机会增大。第二，农业政策全面转型，进入工业反哺农业时期。农业资本投入显著增加，2006 年国家全面取消农业税，2010 年国家农业四项补贴比 2002 年增加 100 倍；农业投入结构发生明显变化，农业机械使用量快速增长，农业科技贡献度加大。机耕、机播、机收面积分别由 2004 年的 63593.13 千公顷、44282.04 千公顷、30450.34 千公顷增加到 2012 年的 110284.83 千公顷、76794.16 千公顷和 71168.88 千公顷。截至 2012 年底，全国共有 18 个省（市、自治区）的农作物在机耕、机播以及机收的三项机械化作业综合水平已经超过 50%。^③第三，农业经营主体与土地经营规模发生显著变化。农村大量劳动力向第三部门和城市转移，作为人口迁移主力军的农二代、农三代不再回到乡村经营土地，各类专业大户、合作社等适度规模经营主体持续涌现，造成了承包权与经营权事实上的自主分离。分散的农户土地小规模经营与现代化的农业生产方式缺乏应有的匹配不利于现代农业的发展和农民收入提高，同时农户流转的意愿不强、流转的规模不大，流转的市场化水平不高，这与我国“两权分离”的农地产权制度所固有的农地产权不完整有关。^④

可见，中国农业现代化路径出现拐点，如果没有相适应的农地制度，会进一步阻碍农业现代化实现和农民收入提高。为耦合制度环境的变化，中央适时出台“三权分置”农地制度改革，在落实集体所有权和稳定农户承包权的基础上，放活土地经营权，旨在推动土地经营权有序流转，进一步实现土地资源优化配置以及促进农民共同富裕。2013 年，土地

^①刘守英：《中国农地制度的合约结构与产权残缺》，《中国农村经济》1993 年第 2 期；钱忠好：《农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境：理论与政策分析》，《管理世界》2002 年第 6 期。

^②黄季焜，冀县卿：《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》，《管理世界》2012 年第 9 期；Xianqing Ji, Scott Rozelle, Jikun Huang, etc., “Are China’s Farms Growing?” *China & World Economy*, 2016, Vol.24, No.1, pp.41-62.

^③孔祥智，周振，路玉彬：《我国农业机械化道路探索与政策建议》，《经济纵横》2015 年第 7 期。

^④Xianqing Ji, Scott Rozelle, Jikun Huang, etc., “Are China’s Farms Growing?” *China & World Economy*, 2016, Vol.24, No.1, pp.41-62.

经营权开始正式出现于相关政策文件，意味着中央政府对农户承包地流转赋予更为清晰的界定，农户从集体承包的土地可以保留承包经营权不进行流转，也可以保留承包权、流转经营权。^①2014年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》中明确强调，“以保障国家粮食安全、促进农业增效和农民增收为目标，坚持农村土地集体所有，实现所有权、承包权、经营权三权分置，引导土地经营权有序流转”。^②之后，2016年中央政府进一步全面部署了农村土地三权分置格局如何逐步形成。^③农地三权分置的基本制度安排是：明确集体所有权是农民集体的所有权，坚持农民集体是土地集体所有权的权利主体；土地承包权是赋予集体成员的财产权，土地承包权人对承包土地依法享有占有、使用、收益、转让、互换、出租、入股、抵押、退出的权利；土地经营权是各类农业经营主体享有的耕作权，宗旨是为耕作者提供稳定的土地使用和投资预期。

在上述背景下，目前理论上和实践中对土地流转的内涵基本达成共识，即土地经营权的流转，是指拥有土地承包经营权的农户在承包期限内将土地经营权转让给其他农户或经济组织。^④现阶段，农地“三权分置”以合法的形式正式授予给除村集体及农户之外第三方主体土地经营权。在权利设定上以流转为基础，在没有流转前，土地经营权与土地承包权被统一为土地承包经营权；而流转后，以土地承包权为基础，根据法律规定、承包合同的约定以及农民的意志，对土地经营权的权能进行了详细的设定。从赋权和保护的角度来看，土地经营权包括了对农业用地的占有、使用、收益等较为全面的权利，它还给予了土地经营权人“享有对抗第三人的权力”，从而加强第三方作为实际运营人对农业用地的运营控制能力。^⑤综上所述，结合本文的研究目标，本文的土地流转是指三权分置下，农户从集体所

^①吴光芸，万洋：《中国农村土地流转政策变迁的制度逻辑——基于历史制度主义的分析》，《青海社会科学》2019年第1期。

^②参见：2014年11月中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2014-11/20/content_2781544.htm，访问日期：2022年4月11日。

^③参见：2016年10月中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/30/content_5126200.htm，访问日期：2022年4月11日。

^④杨宏力，李宏盼：《农村土地流转的内涵、效应、现实困境及破解路径》，《聊城大学学报（社会科学版）》2019年第3期；张伟丽，扈映，米红：《中国农村土地流转：问题及影响因素——一个文献综述》，《东岳论丛》2013年第1期。

^⑤刘守英：《农村土地制度改革：从家庭联产承包责任制到三权分置》，《经济研究》2022年第2期；刘守英，高圣，王瑞民：《农地三权分置下的土地权利体系重构》，《北京大学学报（哲学社会科学版）》2017年第5期。

承包土地的土地经营权的流转。

第二节 农户相对贫困脆弱性：概念界定

一、贫困

关于贫困，在不同的经济社会发展与转型阶段，人们的理解不同，学术界对贫困概念的界定以及基于不同概念基础之上的研究问题也不尽相同。

（一）绝对贫困

人们对于贫困的理解，首先是建立在它的物质层面和经济意义上，重点放在绝对贫困。Rowntree 首次明确提出了绝对贫困的概念，他认为当一个家庭所拥有的收入不足以获得包括食物、住房、衣服等在内的维持正常生理功能的生活必需品时，就处于贫困状态。^①此后，一些全国性的组织和研究人员沿用了此类定义。中国国家统计局对绝对贫困做出界定，认为在某种社会生产模式下，一个人或者一个家庭靠自己的劳动和其它合法收入无法满足自身的基本生活需要。童星和林闽钢结合中国农户实际所处的经济、社会以及文化等生活现状，认为绝对贫困除包括生存贫困，即农户生存难以为继、最基本的吃饱穿暖等必需品得不到满足，还包括生活贫困，即农户的基本生活没有保证，无法保持简单的再生产。进一步地，杨菊华认为，绝对贫困指的是主体的基本需要没有得到满足、最低生存没有保障的境况，并且对于主体是否处于绝对贫困状态的判断可以通过特定贫困线或临界值作为客观依据。^②据此，贫困的度量日益受到学术界关注，世界银行以消费水平作为衡量贫困标准的绝对贫困线获得了广泛使用，即满足最低生活标准所需的货币量。^③目前，2015 年世界银行制定的国际贫困线标准为人均每日 1.9 美元（按照 2011 年购买力平价计算），并在 2022 年提高到了人均每日 2.15 美元（按照 2017 年购买力平价计算）。

（二）相对贫困

随着社会绝对贫困群体的基本生活得到保障，学术界视野逐渐转向相对贫困。Townsend 和 Runciman 是最早提出相对贫困理论的学者，他们在界定相对贫困时引入“相对剥夺”这一专有名词，并将其视作由于缺少资源而被拒绝享受社会平均生活水平的一种生活状况。

^①Benjamin S. Rowntree, *Poverty: A Study of Town Life*, London: Macmillan, 1901, p.103.

^②《中国农村贫困标准》课题组：《中国农村贫困标准研究》，《统计研究》1990 年第 6 期；童星，林闽钢：《我国农村贫困标准线研究》，《中国社会科学》1994 年第 3 期；杨菊华：《贫困概念“元内核”的演进逻辑、认识误区与未来反思》，《江苏行政学院学报》2021 年第 3 期。

^③郭熙保，罗知：《论贫困概念的演进》，《江西社会科学》2005 年第 11 期。

①进一步地，Friedman 倡导采用相对贫困这一概念，并认为贫困的定义应该根据整体生活水平不同而有所调整。Fuchs 明确地提出了相对贫困的概念，并第一次采用相对贫困标准，他将标准确定为全国人口收入分布中值的 50%，低于该项标准的家庭即为贫困家庭。②而高强和孔祥智认为，相对贫困并不只是用收入、消费或福利来衡量经济福利的一种状态，它也是社会贫困的呈现形式，更多地将重点放在社会层次上的“相对剥夺感”。③值得注意的是，中国已于 2020 年底消除了绝对贫困，未来贫困治理的重点是减缓相对贫困。吴海涛和程威特在明确相对贫困的个体特性后，将新时期中国相对贫困界定为在人们存在物质与精神需求的前提下，人民美好生活需要未被满足的状况。④关于相对贫困标准的确定，学术界尚未形成一致结论。目前，美国、经济合作与发展组织（OECD）以及其他一些国家与国际机构将相对贫困线设定为收入或者平均收入的一定比例（一般是 50% 或 60%）。结合中国国情来看，消除绝对贫困后根据收入中位数特定比例确定相对贫困线更有利于减贫长效机制的建立。⑤陈宗胜等基于农户分组数据的研究表明，将农户平均收入水平作为基础，根据一定的均值系数进行计算得到的相对贫困标准，更能与农村经济发展水平的改变相适应，且均值系数为 0.4-0.5 最合适。⑥

（三）贫困脆弱性

在世界各国长期贫困治理实践中，贫困的概念逐渐延伸到经济收入的风险和变化等方面，贫困研究关注的焦点也从传统贫困转向面临风险和不确定性事件时的贫困脆弱性。“脆弱性”概念源自生态灾害学，被世界银行引进到关于贫困问题的研究中来，认为其不仅预示着以收入为基础的社会福利指数的下降，还包含着多种来自于外界负面冲击所引致的贫困的脆弱性。⑦Chaudhuri 等以福利水平波动性为基础的研究表明，贫困脆弱性指的是个人

①Peter Townsend, "Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living," Berkeley: University of California Press, 1979, p.1216; William G. Runciman, "Problems of Research on Relative Deprivation," *European Journal of Sociology*, 1961, Vol.2, No.2, pp.315-323.

②Rose D. Friedman, "Poverty: Definition and Perspective," American Enterprise Institute, 1965; Victor R. Fuchs, "Redefining Poverty and Redistributing Income," *The Public Interest*, 1967, Vol.1, No.8, pp.86-94.

③高强，孔祥智：《论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策》，《新疆师范大学学报（哲学社会科学版）》2020 年第 3 期。

④吴海涛，程威特：《新时代相对贫困的概念内涵解析》，《东北农业大学学报（社会科学版）》2021 年第 1 期。

⑤叶兴庆，殷浩栋：《从消除绝对贫困到缓解相对贫困：中国减贫历程与 2020 年后的减贫战略》，《改革》2019 年第 12 期。

⑥陈宗胜，沈扬扬，周云波：《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》，《管理世界》2013 年第 1 期。

⑦世界银行：《2000/2001 年世界发展报告：与贫困作斗争》，世界发展报告翻译组译，中国财政经济出版社，2001 年，第 29 页。

或家庭未来福利水平低于贫困标准的可能性，并给出了期望贫困的脆弱性测度方式。进一步地，Ligon 和 Schechter 的研究认为，贫困脆弱性是指在不确定的条件下，个体或家庭的福利预期产生的效应比贫困线标准的效应要低，并据此提出期望效用的脆弱性测度。而 Dercon 和 Krishnan 的研究则表明，贫困脆弱性指的是个人或家庭的福利水平对风险冲击所表现出的敏感度，并提出风险暴露的脆弱性测度。^①随着中国脱贫攻坚取得全面胜利，贫困脆弱性被广泛应用于规模性返贫问题研究上。贺立龙和吴伟的研究发现，贫困脆弱性指的是某些群体因为容易受到冲击并难以抵抗从而陷入贫困，且覆盖的范围以及规模更大，是造成返贫的内在原因。韩峥则通过讨论脆弱性与农村贫困的联系指出，不同于静态的贫困概念，贫困脆弱性是一个动态的概念，具体指一个社区或家庭在面对各种冲击时未来福利水平的变化，是一种前瞻性的预测。^②

二、相对贫困脆弱性及测度

（一）相对贫困脆弱性

考虑到中国已进入迈向共同富裕的发展新阶段，实现全体人民共同富裕必须克服相对贫困，因而已有文献在讨论农户贫困脆弱性时开始关注相对贫困脆弱性。钱力和王花的研究测度了农户相对贫困脆弱性，即农户陷入相对贫困状态的可能性，并认为年龄、学历以及家庭规模等都会对农户相对贫困脆弱性产生影响。进一步地，申云和李京蓉的研究认为，实现全体人民共同富裕的难点之一就是降低农户相对贫困脆弱性，该研究将农户相对贫困脆弱性界定为下一期人均年消费小于指定的相对贫困线标准的概率。^③苏剑峰、聂荣等人的一项研究，通过评估社会关系在农户相对贫困中的作用，将农户将来的收入水平降到一个特定的贫困线以下的可能性，界定了农民的相对贫困脆弱性。苏剑峰和聂荣的研究综合考虑了我国农户的特征，将相对贫困脆弱性界定为农户在可预见的未来其家庭收入水平低于指定可比的相对贫困线的可能性。而彭继权的研究则认为，为避免相对贫困计算的标准误

^①Shubham Chaudhuri, Jyotsna Jalan, Asep Suryahadi, "Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia," *Department of Economics Discussion Paper Series*, Columbia University, New York, 2002; Ethan Ligon, Laura Schechter, "Measuring Vulnerability," *The Economic Journal*, 2003, Vol.113, No.486, pp.95-102; Stefan Dercon, Pramila Krishnan, "Vulnerability, Seasonality and Poverty in Ethiopia," *Journal of Development Studies*, 2000, Vol.36, No.6, pp.25-53.

^②贺立龙, 吴伟:《国外学者关注规模性返贫研究》,《中国社会科学报》2022年第2356期; 韩峥:《脆弱性与农村贫困》,《农业经济问题》2004年第10期。

^③钱力, 王花:《农村家庭相对贫困的脆弱性测量及影响因素分析》,《农业经济与管理》2022年第2期; 申云, 李京蓉:《数字普惠金融与农户相对贫困脆弱性》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2022年第21期。

设问题，相对贫困脆弱性应指农户在未来仍然无法摆脱相对贫困的概率，或者会再次陷入相对贫困的概率。^①

（二）相对贫困脆弱性测度

相对贫困脆弱性的测度基于贫困脆弱性测度方法。迄今为止，根据测度目标划分，主要有三大类侧重点不同的量化贫困脆弱性的定义，分别是侧重从收入维度考虑未来陷入贫困可能性的预期贫困脆弱性（Vulnerability as Expected Poverty, VEP）、基于消费效用视角的低期望效用脆弱性（Vulnerability as Low Expected Utility, VEU），以及从风险维度进行考察的风险暴露脆弱性（Vulnerability as Uninsured Exposure to Risk, VER）。以上三种类型的定义，与三种测量贫困脆弱性的方法相对应。

1. 预期贫困脆弱性

预期贫困脆弱性（VEP）是指家庭在未来陷入贫困的可能性。^②其测量思路是利用可观察到的特征变量对家庭收入进行回归，从而计算出未来收入，在收入对数符合正态分布的前提条件下，设置明确的贫困标准，将来收入低于贫困标准的概率就是家庭的贫困脆弱性。考虑到不同家庭之间存在异质性，导致的异方差问题不可避免，因此可以用 Amemiya 提出的三阶段可行广义最小二乘法（FGLS）测度预期贫困脆弱性。^③具体步骤如下：

首先利用 OLS 模型估计出家庭人均纯收入对数及其残差：

$$\ln c_h = X_h \beta + e_h \quad (3.1)$$

$$\sigma_{e,h}^2 = X_h \theta + \varepsilon_h \quad (3.2)$$

式（3.1）、式（3.2）中， c_h 为第 h 个农户的家庭人均纯收入， X_h 为一系列影响第 h 个农户家庭人均纯收入的特征变量， e_h 为拟合收入对数的残差项； $\sigma_{e,h}^2$ 为 e_h 的平方以表征方差， ε_h 为拟合方差的残差项； β 、 θ 为 X_h 的系数。

其次利用 $X_h \hat{\theta}_{OLS}$ 对上式进行加权回归并得到 θ 的有效一致估计量 $\hat{\theta}_{FGLS}$ ，进一步得到 β 的有效一致估计量 $\hat{\beta}_{FGLS}$ ：

^①苏剑峰，聂荣：《社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响》，《华南农业大学学报（社会科学版）》2022年第21期；彭继权：《非学历教育对农户相对贫困的影响——基于贫困脆弱性的视角》，《教育与经济》2021年第37期。

^②Shubham Chaudhuri, Jyotsna Jalan, Asep Suryahadi, “Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia,” *Department of Economics Discussion Paper Series*, Columbia University, New York, 2002.

^③Takeshi Amemiya, “The Maximum Likelihood and the Nonlinear Three-Stage Least Squares Estimator in the General Nonlinear Simultaneous Equation Model,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1977, Vol.45, No.4, pp.955-968.

$$\frac{\sigma_{e,h}^2}{X_h \hat{\theta}_{OLS}} = \theta \left(\frac{X_h}{X_h \hat{\theta}_{OLS}} \right) + \frac{\varepsilon_h}{X_h \hat{\theta}_{OLS}} \quad (3.3)$$

$$\frac{\ln c_h}{\hat{\sigma}_{e,h}} = \beta \left(\frac{X_h}{\hat{\sigma}_{e,h}} \right) + \frac{e_h}{\hat{\sigma}_{e,h}} \quad (3.4)$$

在此基础上，估计未来人均纯收入对数的期望与方差：

$$\hat{E} [\ln c_h | X_h] = X_h \hat{\beta}_{FGLS} \quad (3.5)$$

$$\hat{V} [\ln c_h | X_h] = \hat{\sigma}_{e,h}^2 = X_h \hat{\theta}_{FGLS} \quad (3.6)$$

式 (3.5)、式 (3.6) 中， $\hat{E} [\ln c_h | X_h]$ 、 $\hat{V} [\ln c_h | X_h]$ 分别代表第 h 个农户在可预见未来的人均纯收入取对数后的期望和方差。

最后选取贫困线，并基于人均纯收入对数服从正态分布的假设来估计贫困脆弱性，如式 (3.7) 所示：

$$\hat{v}_h = \hat{Pr} (\ln c_h < \ln z | X_h) = \Phi \left(\frac{\ln z - X_h \hat{\beta}}{\sqrt{X_h \hat{\theta}}} \right) \quad (3.7)$$

2. 低期望效用脆弱性

低期望效用脆弱性 (VEU) 是指家庭消费水准的预期效用比确定的等值效用 (由贫困线表示的消费水准) 低的程度，由 Ligon 和 Schechter 提出。^①其测度思路是将贫困因素 (收入和消费) 与风险因素分开 (个人健康、环境、社会变化等因素)，将风险纳入贫困测度内。首先选择一个在实数集合上严格递增并具备弱凹性的效用函数 U_i ，Ligon 和 Schechter 的研究中采用的效用函数为： $U_i(c) = (c^{1-\gamma}) / (1-\gamma)$ ，其中 c 为农户家庭人均消费， γ 为农户家庭对风险的敏感性， γ 在此取值为 2。^②定义贫困脆弱性为：

$$V_h = U_h(z) - EU_h(c_h) \quad (3.8)$$

式 (3.8) 中， z 为第 h 个农户未遭遇风险冲击时的消费水平，相当于“贫困标准”， V_h 为第 h 个农户未遭遇风险冲击时的消费水平与实际消费水平效用期望间的差异，当 V_h 大于 0 时我们就认为农户 h 是脆弱的。

其次，贫困脆弱性的公式可以按式 (3.9) 的形式拆分为贫困和风险两部分组成：

^①蒋丽丽：《贫困脆弱性理论与政策研究新进展》，《经济学动态》2017 年第 6 期。

^②Ethan Ligon, Laura Schechter, “Measuring Vulnerability,” *The Economic Journal*, 2003, Vol.113, No.486, pp.95-102.

$$V_h = [U_h(z) - U_h(Ec_h)] + [U_h(Ec_h) - EU_h(c_h)] \quad (3.9)$$

式(3.9)中, $[U_h(z) - U_h(Ec_h)]$ 为未遭遇风险冲击时消费水平的效用与实际消费水平期望的效用之差, 表示农户 h 的贫困; $[U_h(Ec_h) - EU_h(c_h)]$ 表示第 h 个农户的实际消费水平期望的效用减去实际消费水平效用的期望之后的差异, 表示农户 h 可能承受的风险。

最后, 如式(3.10)所示, 参考 Rothschild 和 Stiglitz 关于风险度量的研究可以将风险部分进一步分解为综合风险、特质风险与不可观测风险:^①

$$\begin{aligned} V_h = & [U_h(z) - U_h(Ec_h)] \\ & + \{U_h(Ec_h) - EU_h[E(c_h|\bar{X})]\} \\ & + \{EU_h[E(c_h|\bar{X})] - EU_h[E(c_h|\bar{X}, X_h)]\} \\ & + \{EU_h[E(c_h|\bar{X}, X_h)] - EU_h(c_h)\} \end{aligned} \quad (3.10)$$

3. 风险暴露脆弱性

风险暴露脆弱性(VER)是指因风险冲击造成的事后福利损失, 由 Dercon 和 Krishnan 提出。^②其研究思路为通过测量面对风险时家庭消费变化来表征贫困脆弱性, 基础模型如式(3.11)所示:

$$\Delta Inc_{hv} = \sum_h \lambda_h S_{tv} + \sum_h \beta_{hiv} S_{hiv} + \sum_{iv} \delta_v D_{iv} + \eta X_{hiv} + \Delta \varepsilon_{hiv} \quad (3.11)$$

式(3.11)中, S_{tv} 代表第 t 时期村庄 v 受到的综合风险, S_{hiv} 代表第 t 时期家庭 h 受到的特质风险, D_{iv} 为村庄虚拟变量。已有研究表明: 可使用村庄收入平均变化 $\overline{\Delta Inc_{vt}}$ 代替村庄受到的综合风险 $\sum_h \lambda_h S_{tv}$, 使用家庭收入变化 ΔInc_{iv} 代替家庭受到的特质风险 $\sum_h \beta_{hiv} S_{hiv}$ 。

在以上三种测量贫困脆弱性的方法中, 期望贫困脆弱性(VEP)是在将可观测特征和不可观测特征两个方面综合起来后, 对未来贫困水平进行预测, 这种方法在统计与计算上较为容易实现。低期望效用脆弱性(VEU)方法中风险的分解估计十分重要, 不可观测风险是重要的风险来源, 不仅存在数据缺失导致的这些风险难以测度, 而且也存在衡量标准的难题, 从而使得其处理较为困难。此外, VEU 方法采用单一的效用函数来度量, 会导致家庭选择的差异性丧失, 与实际情况并不一致。而风险暴露脆弱性(VER)方法的多数风险响应能力缺少信息, 通常通过判断收入的波动性来衡量应对风险的能力, 而收入的波动

^①Michael Rothschild, Joseph E. Stiglitz, "Increasing Risk: I. A Definition," *Journal of Economic Theory*, 1970, Vol.2, No.1, pp.225-243.

^②Stefan Dercon, Pramila Krishnan, "Vulnerability, Seasonality and Poverty in Ethiopia," *Journal of Development Studies*, 2000, Vol.36, No.6, pp.25-53.

性是一种事后确定性的统计分析，虽然能较为直观地反应当期风险冲击造成的影响，但不具有前瞻性，且一旦存在正向和负向的收入冲击，则正反冲击的影响会相互抵消而造成测度误差。

综上所述，考虑到测度方式的可行性、农户的异质性以及研究的前瞻性，本文将选择 VEP 方法并结合三阶段可行广义最小二乘法予以实证测度相对贫困脆弱性。在式(3.7)中，将贫困线替代为依据上一年农户人均纯收入计算得出的下一年农户相对贫困线。因此，本文研究所使用的农户相对贫困脆弱性概念为预期相对贫困脆弱性，指农户未来陷入相对贫困的可能性。

第三节 理论分析与研究假说

一、理论基础

(一) 农户行为理论

以舒尔茨和 Popkin 为代表的理性小农学派遵循新古典经济学中的理性经济人假设，将农户看成理性经济人，认为其经济决策的目标是为了实现利润最大化。舒尔茨认为，传统农户虽然贫困但并不会缺乏效率。具体而言，农户受到传统农业的束缚，农业生产效率低且生产活动创造的价值无助于储蓄和投资，但他们在生产经营过程中往往会综合考虑成本、收益、风险等因素，并基于当前的技术水平实现对生产要素的配置达到最优。^①Popkin 对舒尔茨的理性小农观进行了深化，在他看来农户是理性小农，受个人利益和家庭福利所驱使，会比较成本和收益来选择自己的行为，并合理利用和配置资源以追求预期利润最大化。实际上，在信息资源开放的村庄里，农户之间的相互竞争和追求最大化私利行为类似于资本主义企业对利润的追求，都是在对长期与短期利益进行权衡的基础上，为了追求最大的利益而做出合理生产选择的一种理性的经济人行为。^②此外，林毅夫也支持理性小农户观点，他认为一些小农户之所以做出拒绝接受现代化良种推广的非理性行为是由于良种培育的高风险，而这一不理性行为正好证明农户是理性的。^③

进一步地，黄宗智结合中国农业实际发展模式系统梳理了舒尔茨的理论，认为小农户是集经济理性和生存理性于一体的。黄宗智通过对中国华北地区小农经济的研究指出，小

^①[美]西奥多·W. 舒尔茨：《改造传统农业》，梁小民译，商务印书馆出版社，2017年，第32-36页。

^②Samuel L. Popkin, *The Rational Peasant: The Political Economy of Rural Society in Vietnam*, Berkeley: University of California Press, 1979, pp.1-5.

^③林毅夫：《小农与经济理性》，《农村经济与社会》1988年第3期。

农不仅是以赢利为目标的决策者，也是维持生计的生产者。具体来说，他们不仅要像资本主义企业一样进行收益与成本之间权衡的理性决策，而且要将家庭代际合作的价值观等传统生存伦理纳入生计考量的范畴。^①总体而言，在处于贫困且面临着生存风险时，农户经济行为中的理性方面会促使农户在现有技术条件下做出有利于利润最大化的生产行为决策，使其生产要素配置达到最优状态，进而满足自身的生存发展需要。

（二）产权理论

虽然学术界对产权有不同的认识，但通常认为，产权指的是人们对于特定财产所拥有权利，是一组由一系列权能所构成的权力束集合体。权利束不仅包含总量的概念，即由多种权利组成，拥有排他性、收益性、可转让性、可分割性等特征；还包含着结构概念，也就是说产权的性质及结构取决于不同权利束的排列与组合。产权权能的完整与否，主要体现在产权所有者享有产权的排他性、可转让性等方面。当产权所有者在其拥有财产权利的基础上实现排他性的使用权、独享的收益权以及自由的转让权时，就被称作拥有完整的产权。但当上述权利的行使有了限制或禁止，则被称作拥有残缺的产权。^②虽然产权学家们对权利束的分类不同，但从现有文献来看，产权的构成可以总结归纳为所有权、使用权、收益权和转让权四大基础权利，而每种基础权利都可以随着财产关系的改变进一步细化。^③

产权理论的核心问题在于解释如何使产权以具体和可预期的方式对资源的积累与配置产生作用。为此，需要明确产权清晰所包括的内容，主要有以下三点：一是产权束应该完整且被清晰的界定，二是产权可以自由交易，三是在清晰界定的基础上产权必须有保障。Coase 认为，清晰的产权是市场交易的前提。巴泽尔的研究则表明，当产权没有被清晰界定并得到良好执行时，人们必定争相攫取稀缺的资源或机会，当竞争成本超过资产本身的价值时，市场的效率会明显降低。因此，为了更好的优化资源配置并提高经济效益，就需要对产权进行清晰的界定，从而将产权残缺所造成的效益损失降到最低。进一步地，Demsetz 指出，产权的重要作用之一就是促使人们更多地将外部性内化为激励。具体而言，明晰且充分的产权使财产的运作和分配有基本的规范可依，避免“外部性”和“搭便车”

^①[美]黄宗智：《华北的小农经济与社会变迁》，北京：中华书局，2000年，第5-7页；黄宗智：《中国小农经济的过去和现在——舒尔茨理论的对错》，《中国乡村研究》2008年第1期。

^②[美]罗纳德·H.科斯：《财产权利与制度变迁：产权学派与新制度学派译文集》，刘守英等译，上海三联书店、上海人民出版社，2014年，第4页。

^③卢现祥，朱巧玲：《新制度经济学》，北京：北京大学出版社，2021年，第165-166页。

现象发生,对当事人产生有效的激励。^①在现实中,对土地制度安排的研究是产权理论的一个重要运用范畴。Cheung 的研究表明,当产权明确界定为私有时,不同的土地租约安排所暗含的资源配置是相同的。诺斯则认为,土地产权制度可以用激励的方式引导各类经济主体做出最优的行动选择,从而对农业经济活动效率产生重要的影响。^②总体而言,产权理论提供了财产权利在市场经济体制下有效运作的规则,通过清晰界定的产权和规范的产权制度来保护权力主体的合法权益,有助于减少交易成本并改善资源配置效率。

(三) 可持续生计理论

可持续生计理论起源于二十世纪中期世界各国的反贫困实践。1987年,可持续生计概念第一次由 Brundland 在世界环境和发展委员会的报告中提出。^③“生计”一词,指的是为了获得生活和发展所必需的物质资源而采取的手段。^④在此基础上,Chambers 和 Conway 的研究指出,可持续生计指的是以现有资产、能力与活动为基础,在不破坏自然资源基础与客观规律的情况下,为改善现有禀赋而采取的行动,能够抵御、恢复和适应外部环境变化,并能改善家庭长远生活状况。^⑤之后,在世界多国机构会议的讨论和推动下,这一理念被提上了行动议程,并被认为是与贫穷作斗争的首要目标,强调稳定的生计对于减贫与发展的重要意义。为全面分析可持续生计途径,世界各国研究组织建立了各有侧重的理论分析框架,其中由英国国际发展署(Department For International Development, DFID)基于已有的框架和分析思路创立的与现实契合度高的可持续生计框架(Sustainable Livelihoods Approach, SLA)获得了国际上的普遍认同。

可持续生计理论的核心理念包括该理论分析的适用性背景、与脆弱性背景对应的生计资本、正式制度与非正式制度的结构与流程转变、生计策略的选择以及生计结果的改变五个方面,强调一系列生计资本的获得是贫困群体实现可持续生计目标、避免生计脆弱的前

^①Ronald H. Coase, “The Nature of the Firm,” *Economica*, 1937, Vol.4, No.16, pp.386-405; [以]约拉姆·巴泽尔:《产权的经济分析》,费方域等译,上海三联书店、上海人民出版社,2017年,第2页; Harold Demsetz, “Toward a Theory of Property Rights,” *American Economic Review*, 1967, Vol.57, No.2, pp.347-359.

^②Steven N. S. Cheung, “Private Property Rights and Sharecropping,” *The Journal of Political Economy*, 1968, Vol.76, No.6, pp.1117-1122; [美]道格拉斯·C.诺斯:《制度、制度变迁与经济绩效》,刘守英译,上海三联书店、上海人民出版社,1994年,第33页。

^③DFID, *Sustainable Livelihoods Guidance Sheets*. London: Department for International Development, 1999: pp.68-125.

^④翟黎明,夏显力,吴爱娣:《政府不同介入场景下农地流转对农户生计资本的影响——基于 PSM-DID 的计量分析》,《中国农村经济》2017年第2期。

^⑤Robert Chambers, Gordon R. Conway, “Sustainable Rural Livelihoods: Practical Concepts for the 21st Century,” *Institute of Development Studies Discussion Paper 296*, 1991.

置条件。^①在脆弱性背景下，家庭面临外部冲击时抵御风险的能力不足，生计会受到影响甚至陷入贫困。^②可持续生计理论认为，为了达到更好的生计结果，家庭可持续发展所依赖的生计资本主要表现在五类资本，分别是人力、社会、金融、自然以及物质资本。这些被细分的资本组成了一个可以贮存、循环、调配生产要素的资本存库，资本间的组合与作用是生计能力得以发展的前提条件，资本的存量与多样性是生计质量的重要体现。家庭生计资本禀赋越高，生计适应能力就会越强，在面对外部风险冲击时能够综合考虑自身情况和社会环境做出更为多元的生计策略选择。^③而生计策略是生计结果的直接影响因素，多样化生计策略有利于避免生计脆弱、实现更好的生计结果，对于缓解相对贫困具有显著作用。^④因此，提高家庭可持续生计能力、丰富生计活动的选择以及提升家庭经济水平，关键在于提升生计资本的配置与存量。^⑤

二、理论分析

（一）土地流转与生产要素优化配置

经济增长的本质是经济结构本身的不断变迁，而生产要素的禀赋结构决定着经济结构的变迁，即自然资源、人力资本以及物质资本等本身的丰裕程度以及相对的优势。^⑥对于农户而言，土地、劳动力、资本、技术等生产要素的合理配置是降低土地利用成本、缓解劳动力投入冗余的有效途径，也是增加经济效益、减缓相对贫困的重要支撑。^⑦面对技术进步偏向的隐形转变，农户经济行为中的理性方面促使其充分考虑成本、收益和风险，并在现有技术条件下做出有利于利润最大化的生产行为决策使其要素在部门间的配置发生改变，进而达到最优状态。^⑧因此，农户进行土地流转后的资源配置，实质上是放松了对承包耕地

^①王昶，王三秀：《相对贫困长效治理与政府扶贫能力转型——基于可持续生计理论的拓展应用》，《改革》2021年第5期；斯丽娟，夏瑀，陶杰等：《旅游精准扶贫绩效影响因子研究——基于可持续生计理论》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》2019年第1期。

^②华汛子：《农村劳动力流动的减贫效应研究——基于可持续生计的理论视角》，博士学位论文，武汉大学社会学院，2019年，第11页。

^③孙晗霖，刘新智：《巩固拓展脱贫攻坚成果的理论逻辑与实现路径——基于脱贫户可持续生计的实证研究》，《山东社会科学》2021年第6期。

^④张莎莎，郑循刚：《农户相对贫困缓解的内生动力》，《华南农业大学学报（社会科学版）》2021年第4期。

^⑤谢金华，杨钢桥，许玉光等：《农地整治对农户收入和福祉的影响机理与实证分析》，《农业技术经济》2020年第12期。

^⑥林毅夫：《新结构经济学——重构发展经济学的框架》，《经济学（季刊）》2011年第1期。

^⑦钱忠好，李友艺：《家庭农场的效率及其决定——基于上海松江943户家庭农场2017年数据的实证研究》，《管理世界》2020年第4期。

^⑧刘明辉，卢飞，刘灿：《土地流转行为、农业机械化服务与农户农业增收——基于CFPS2016数据的经验分析》，《南京社会科学》2019年第2期。

的流转限制，使其以最大化家庭收益为目标的一种生产行为。^①

但是，以市场化交易的方式提升经济效益必须建立在有效的产权制度基础之上，土地产权的明晰性、完整性和可转让性决定了土地资源的配置效率。^②如果没有良好的产权条件，农业经营主体会因为高昂的制度成本降低预期收益，最终因缺乏行动空间而无法完善生产要素配置，进而影响农户生计策略的选择。受益于相关政策和法律文件的规范，中国农村土地产权得到清晰的界定与保护。与“两权分离”相比，“三权分置”制度对农户的土地产权进行了更为清晰的界定和划分，即村集体拥有农村土地的所有权、有成员权资格的承包农户享有土地的承包权、经营土地的各种主体获得土地的经营权。2018年，中央1号文件强调通过二轮土地承包到期后再延长30年稳定农户承包权；要求夯实农户对承包地在承包期内排他的使用权，全面完成土地承包经营权确权登记颁证工作，对农户土地承包经营权通过登记予以保护。在此基础上，政府进一步通过规范农村产权流转交易市场对农村承包土地的经营权交易进行保护，农户土地交易权的自由程度得以提高。2018年《中华人民共和国农村土地承包法》修订版中进一步加强承包农户权益保护，明确“国家保护承包方依法、自愿、有偿流转土地经营权，保护土地经营权人的合法权益，任何组织和个人不得侵犯”，“土地经营权人有权在合同约定的期限内占有农村土地，自主开展农业生产经营并取得收益”，“土地经营权流转的价款，应当由当事人双方协商确定。流转的收益归承包方所有，任何组织和个人不得擅自截留、扣缴”等。^③进一步地，2021年农业部发布的《农村土地经营权流转管理办法》中就平等保护经营主体依流转合同取得的土地经营权增加了具体规定，有助于进一步放活土地经营权，保障流转双方合法权益。^④

当土地产权得到清晰的界定和保护时，将有利于农户的土地资源得到有效配置。进一步地，土地资源配置会引致劳动力、资本等其他资源的再配置。具体而言，土地流转使土地产权在具有不同行为能力、管理决策倾向以及生计策略方案的个体间重新安排，促进理性的农户能够依据自己的资源禀赋、相对优势等因素，通过改善生产要素来提高劳动分工

^①郭小琳，郑淋议，施冠明等：《农地流转、要素配置与农户生产效率变化》，《中国土地科学》2021年第12期。

^②刘守英，颜嘉楠，冀县卿：《集体地权制度下农地合约选择与经营体制变迁——松江集体村社型家庭农场的案例分析》，《中国农村经济》2021年第2期。

^③参见：2020年2月中华人民共和国农业农村部发布的《中华人民共和国农村土地承包法》，http://www.zfs.moa.gov.cn/flfg/202002/t20200217_6337175.htm，访问日期：2022年4月11日。

^④参见：2021年1月中华人民共和国农业农村部发布的《农村土地经营权流转管理办法》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202102/t20210203_6361060.htm，访问日期：2022年4月11日。

的效率，进而获得利润最大化。^①主要表现在：

对于土地转出户来说，在非农业比较优势下他们更倾向于转出自己的土地，以满足家庭生产要素组合与剩余土地的适配度。生产要素配置的主要变化有：一是土地规模的变化。农户转出土地后用于农业生产的土地资源相应减少，缓解因土地均分忽视了农户间的效率差异而造成的土地要素过度投入、错配严重等问题；^②二是劳动力的流动。当农业领域劳动相较于非农领域劳动的相对收入降低时，在劳动力流动成本几乎没有变化的情况下，农户可以通过转出土地来更多地参与到非农领域的工作中来，并在从事第二产业与第三产业中投入劳动力生产要素，进而提高其工资性收入。^③

对于土地转入户来说，特定的农业比较优势驱使他们转入更多的土地来扩大农业生产经营规模以提高农业生产效率。生产要素配置变化体现在：一是土地规模的变化。土地要素的投入通过调整不合理的生产规模，使生产达到或接近规模报酬不变假设条件下的最优生产规模。同时，在租金成本与市场风险双重压力和追求高额利润动机驱使下，农户倾向于将土地要素更多地分配到效益高的经济作物上，增加蔬菜、瓜果等经济作物的种植面积，调整种植结构以实现收入的增加；^④二是资本的投入。转入土地后农户资本要素的投入比重显著提高，除了种子、农药、化肥、机械、灌溉等关乎农作物生长的基本资本的投入，还倾向于引入先进的农业机械，通过提高机械化水平来变革落后的生产方式，满足不同经营主体的作业要求，是促进农业增收的重要渠道；^⑤三是技术的改进。Saha 等的研究表明，农户对新技术的接受程度与土地经营规模呈正相关关系。在规模化生产下，农户转入土地后更愿意采纳创新型科学技术和高效管理手段，接受技术人员的指导与投身农业示范区建设，通过技术要素的投入得以培育新品种、发展新产业；^⑥四是劳动力的调整。对于传统农业而言，农户转入土地后主要依靠增加劳动力要素投入实现集约经营以提高单位面积的农业产量。而在现代农业中，科技赋能渗入到农业各个环节，随着经营规模的扩大，土地转入户

^①史常亮，占鹏，朱俊峰：《土地流转、要素配置与农业生产效率改进》，《中国土地科学》2020年第3期。

^②郑宏运，李谷成，周晓时：《要素错配与中国农业产出损失》，《南京农业大学学报（社会科学版）》2019年第5期。

^③王春超：《农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长：基于中国17省份农户调查的实证研究》，《农业技术经济》2011年第1期。

^④徐志刚，谭鑫，郑旭媛等：《农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件》，《中国农村经济》2017年第9期。

^⑤刘明辉，卢飞，刘灿：《土地流转行为、农业机械化服务与农户农业增收——基于CFPS2016数据的经验分析》，《南京社会科学》2019年第2期。

^⑥Atanu Saha, Alan H. Love, Robert Schwart, "Adoption of Emerging Technologies Under Output Uncertainty," *American Journal of Agricultural Economics*, 1994, Vol.76, No.4, pp.836-846; 陈训波，武康平，贺炎林：《农地流转对农户生产率的影响——基于DEA方法的实证分析》，《农业技术经济》2011年第8期。

通过提升农业机械化水平来降低雇工成本、提高劳动效率，显著提高了农业生产效率，对农业劳动力要素的投入产生了一定程度的替代效应。^①

综上所述，土地流转是农户基于家庭基本生产要素状况进行理性决策的生产要素配置结果，当土地产权得到清晰的界定和保护时，农户通过土地流转促进土地、资本、技术与劳动力等要素重新优化组合，使其家庭资源的整体配置效率得到显著提升，进而实现家庭收益最大化。^②

（二）生产要素配置、生计资本与农户相对贫困脆弱性

伴随着我国农业现代化、机械化和规模化生产方式的转型，长久以来依赖土地为主要生计来源的农户在流转土地后，相比较于没有进行土地流转的农户，其生产要素配置发生了变化，进而促进其生计资本发生变化，生计策略呈现多样性。^③具体分析如下：

对于土地转出户，与未进行土地流转的农户相比，其生计资本的变化主要表现在：第一，人力资本。随着城镇化和农业现代化等四化的同步推进，中国农村劳动力呈现出由农村向城市、由农业向非农产业转移的特点，农户人力资本的形成和积累渠道拓宽。一方面，农户通过转出土地减少农业生产中投入的时间和劳动力甚至将其完全释放，通过缓解时间约束从而降低个体健康水平折旧率，助力农户健康水平得到改善；^④同时转出土地促进了农户从传统农业向非农行业转型，在从事非农工作过程中，农户会逐步学习新的职业所需知识、熟练并提高所需掌握的职业技能、逐步积累非农工作经验，农户非农工作的能力和素质逐渐提升，获得并逐步增加工资性收入或经营性收入，从而在获得稳定的土地租金即财产性收入的同时，拓宽了收入来源；^⑤另一方面，转出土地后，在教育与知识需求程度更高、更受重视部门的非农工作经历有利于提高农村居民的教育价值认知以及预期教育回报率，不仅有助于从事非农行业的农村居民自身不断获取知识、熟练掌握技能与加大培训力度从而提高非农工资性收入，还能增强农村居民对子女的人力资本投资意愿，提高子女的教育、

^①熊先根，曾尊国：《改革开放以来江苏农业投入结构的变化》，《江苏经济探讨》1995年第6期；刘婧，王征兵，张洁：《家庭农场的个体差异、要素投入与规模经济研究——基于山西省109家果蔬类家庭农场的实证分析》，《西部论坛》2017年第3期。

^②高静，王志章，龚燕玲等：《土地转出何以影响小农户收入：理性解释与千份数据检验》，《中国软科学》2020年第4期。

^③李小云，董强，饶小龙等：《农户脆弱性分析方法及其本土化应用》，《中国农村经济》2007年第4期；陆继霞：《土地流转农户的可持续生计探析》，《贵州社会科学》2018年第1期。

^④马俊龙，刘灿：《土地流转对中老年农民福利影响研究——来自CHARLS2018年数据的证据》，《农村经济》2022年第10期。

^⑤彭开丽，程贺：《决策行为视角下农地流转对农户收入的影响——来自湖北省东部9县（市/区）的证据》，《华中农业大学学报（社会科学版）》2020年第5期。

收入等各维度水平, 阻断贫困代际传递。^①第二, 社会资本。社会资本指的是人们为实现其生存目标而获得的可利用的社会资源以及生计策略选择的机会。^②农户通过转出土地使其非农化水平得以提高, 政策把握能力与社会保障服务也进一步得到加强, 收获更多的社会关系, 带来更为充裕的社会资本。^③随着社会资本的提高, 农户的资源禀赋也在不断地被扩展, 社会资本中的社会网络为农户提供了更多的信息来源途径, 不仅能够通过维系与亲友之间的情感纽带实现彼此间的信任和互惠, 还能通过来源丰富的信息渠道触碰到不同行业领域的社会资源, 夯实就业创业工作基础, 有助于缓解农户贫困、减小农户未来陷入相对贫困的可能性。^④第三, 金融资本。金融资本是指家庭实现其生计目标所需要的自有以及通过各种合法途径可筹集到的资金。^⑤首先, 土地转出能够促使农户转向非农部门就业, 互联网嵌入程度得以加深, 获取金融信息的搜寻能力变强, 金融排斥程度得以降低。^⑥其次, 土地转出能够降低农户创业成本, 显著增强创业型非农就业对农户正规借贷的促进作用, 丰富筹资渠道、拓宽增收渠道, 通过增加农户的投资与储蓄来积累资金, 提高自身金融资本, 有效抵御因收入不稳定而带来的贫困风险。^⑦最后, 土地转出使土地的生存保障功能得以弱化, 购买商业保险的可能性增加, 从而提高农户的金融资本可及性, 农户金融资本占比随之提升。^⑧可见, 与未进行土地流转的农户相比, 在全部或部分转出土地后, 农户的人力资本、社会资本以及农户的金融资本在生计资本中的比例增加, 生计结构得以优化, 生计策略得到改善, 使其未来陷入相对贫困的概率降低, 即降低了农户相对贫困脆弱性。

对于土地转入户, 与未进行土地流转的农户相比, 其生计资本的变化主要表现在: 第

^①王成利, 徐光平, 杨真:《土地流转对农村人力资本积累的影响: 基于家庭代际教育投资视角》,《改革》2020年第10期。

^②苏芳, 尚海洋:《农户生计资本对其风险应对策略的影响——以黑河流域张掖市为例》,《中国农村经济》2012年第8期。

^③张仕超, 郑栋升, 蒋佳佳:《土地流转农户生计转型中生计资本整合特征及效益》,《农业工程学报》2018年第12期。

^④徐戈, 陆迁, 姜雅莉:《社会资本、收入多样化与农户贫困脆弱性》,《中国人口·资源与环境》2019年第2期; 苏剑峰, 聂荣:《社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2022年第2期。

^⑤何仁伟, 李光勤, 刘邵权等:《可持续生计视角下中国农村贫困治理研究综述》,《中国人口·资源与环境》2017年第11期。

^⑥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》,《当代经济科学》2021年第3期。

^⑦李长生, 刘西川:《土地流转的创业效应——基于内生转换 Probit 模型的实证分析》,《中国农村经济》2020年第5期; 刘银, 徐丽娜, 唐玺年等:《非农就业、社会网络与农村家庭正规借贷——来自 CFPS 数据的实证》,《金融理论与实践》2021年第3期。

^⑧李树茁, 徐洁, 左冬梅等:《农村老年人的生计、福祉与家庭支持政策——一个可持续生计分析框架》,《当代经济科学》2017年第4期。

一，自然资本。自然资本指的是在一定的经济和技术条件下，以提升福利水平和生存能力为目标并能够被开发利用的具有稀缺性、实物性的资源的总和，如土地、水资源、能源、矿产等。包括土地在内的自然资本是所有财富产生的先决条件，所具备的自然生产力是构成经济增长基础生产力的不可或缺部分。^①就大量转入土地的农户而言，农户通过转入土地扩大经营规模，发挥专业大户、家庭农场作为规模生产主体的经营优势，依托先进技术与管理水平发展规模经济以创造经营性收入。而对于少量转入土地的农户而言，转入土地使农户改善土地要素禀赋、合理开发利用土地资源，充分显化土地资源的资产价值，显著提高农业兼业经营的发生比，使兼业农户能够同时以农业和非农业两种生产活动来维持生活，将家庭生产要素在不同生产活动间合理配置、高效流动，从而实现家庭收入最大化。^②第二，物质资本。物质资本对于农户而言，是用于投入生产活动以及用于日常生活的基础设施以及物资设备，如水利设施、农用机械以及住房和道路等。^③已有研究表明，物质资本在经济增长中的贡献率高达 4/5，农村物质资本投入是农村经济增长的主导力量，而物质资本的匮乏和投资不足是贫困长期存在的主要原因。^④一方面，转入土地会增加农户对农用机械等生产性工具的使用，整合农药、化肥等物质资本，有助于提高农业生产技术效率，增加农户农业经营性收入；^⑤另一方面，农户转入土地依托政府的规划介入与有序引导，往往会带来地区公共基础设施建设加强和乡村风貌环境优化的机会，丰富当地农户的物质资本，有利于营造产业发展环境，孵化培育当地特色产业，增加农户就业创业的机会，拓宽其收入渠道。^⑥第三，金融资本。首先，农户通过转入土地获取可以作为流通资产的土地经营权，以金融资产的形式将其盘活，有效发挥土地经营权的抵押融资功能，提升农户的金融资本，

^①毕秀水：《经济增长理论的自然资本观述要》，《长白学刊》2006 年第 2 期。

^②刘灵辉，田茂林，李明玉：《土地流转对家庭农场经济效益的影响研究——基于四川、湖北、江苏、山东 336 户家庭农场的调研》，《河北经贸大学学报》2020 年第 5 期；张苇锴，郑沃林：《土地转入对农业兼业经营的影响：基于用工需求的异质性分析》，《农业经济与管理》2022 年第 5 期；赵佳，姜长云：《兼业小农抑或家庭农场——中国农业家庭经营组织变迁的路径选择》，《农业经济问题》2015 年第 3 期。

^③赵立娟，康晓虹，史俊宏：《农地流转对农户生计转型影响的实证分析》，《中国农业资源与区划》2017 年第 8 期。

^④许妮娅，解刚刚：《物质资本与人力资本对经济增长影响的实证分析》，《统计与决策》2018 年第 9 期；汤琼，李成标：《湖北省农村人力资本对农村经济增长贡献的实证分析》，《湖北农业科学》2014 年第 12 期；霍萱，林闽钢：《慢性贫困的理论透视及其整合》，《河北大学学报（哲学社会科学版）》2019 年第 3 期。

^⑤李维：《农村土地流转与生产技术效率分析——基于江西水稻种植农户调查数据》，《农林经济管理学报》2015 年第 4 期。

^⑥翟黎明，夏显力，吴爱娣：《政府不同介入场景下农地流转对农户生计资本的影响——基于 PSM-DID 的计量分析》，《中国农村经济》2017 年第 2 期。

缓解农村经营主体融资难的困境；^①其次，农户转入土地后能获得地方政府给予的补贴并发展适度规模经营和现代农业，增加转移性收入和经营性收入，促进农户积累资金，显著降低农户未来陷入相对贫困的概率。^②最后，农户转入土地后仍然面临着自然灾害与生产风险，农业保险的需求强烈，其通过对农业保险的获得来提升金融资本存量、切实保障自身权益，从而增强农业风险抵御能力，降低经济损失。^③可见，与未进行土地流转的农户相比，转入土地后自然资本、物质资本、金融资本在农户生计资本中的比例增加，生计结构得以优化，生计策略得到改善，使其未来陷入相对贫困的概率降低，即降低了农户相对贫困脆弱性。

在农村，自然灾害、重大疾病风险等难以预料的冲击不可避免地影响到农民的生计与发展，使其面临脆弱的环境。特别是长久以来依靠土地为主要生计来源的纯农户，生计策略单一带来的生计脆弱性在经济形势越发严峻的当下显得尤为突出，更容易陷入相对贫困。为此，农户通过土地流转打破主要依赖土地的生计资本固有格局，通过增加生计资本中的五类资本来增加自身生计资本的存量或多元性，进而综合考虑自身情况和社会环境做出更为多元的生计策略选择。农户的生计策略选择越丰富，应对冲击、发现和利用机会的能力就会越强，可持续生计能力得到有效提高，家庭生活状况与谋生处境得以改善，从而降低其相对贫困脆弱性。

三、研究假说

综合上述研究，在上述理论分析的基础上，本文提出如下研究假说：

假说 1：在其他条件不变的情况下，土地流转能够显著降低农户相对贫困脆弱性。

假说 2：在其他条件不变的情况下，土地转入和土地转出分别显著降低了农户相对贫困脆弱性。

从地区层面来看，我国东部地区、中部地区、西部地区和东北地区的经济发展水平、地势地形条件以及政策执行效果不同，因此不同地区耕地资源的分布、农业经营优势、就业创业环境以及农户对于土地流转的意愿都会有所差异。在此基础上，土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响可能存在地区异质性。此外，由于农户资源禀赋与户主个体特征存在差异，户主的认知水平与行为动机不同，因此在土地转入或土地转出后会综合考虑自身情

^①辛瑞，辛毅，郭静等：《我国土地信托流转模式及绩效研究——兼析金融资本与农业产业融合发展关系》，《价格理论与实践》2019年第12期。

^②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》，《中国农村经济》2016年第10期；冒佩华，徐骥：《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》，《管理世界》2015年第5期。

^③刘兆军，汲春雨：《土地流转与农业保险的互动关系研究》，《农业经济与管理》2019年第5期。

况形成不同的决策偏好，做出不同的生计策略安排，影响到土地转入或土地转出对于农户相对贫困脆弱性的作用。因此，不同户主特征条件下土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响可能也会有所不同。基于此，本文提出研究假说 3。

假说 3：在其他条件不变的情况下，土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响均存在地区和户主特征异质性。

第四章 土地流转对农户相对贫困脆弱性的实证分析

第一节 数据来源与样本描述

一、数据来源

本文分析所用数据主要来源于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)、《中国农村统计年鉴(1985年)》以及国家统计局网站。CFPS数据是由北京大学中国社会科学调查中心在全国范围内开展的综合性的追踪抽样调查数据,样本覆盖25个省市及自治区。该调查自2010年正式实施基线调查以来每两年追踪一次,已进行了5次全国范围内的追踪调查,目前已公开除2020年之外的数据。CFPS调查问卷涵盖了本文研究所需要的信息,包括:农户土地流转、土地转入、土地转出、家庭人均纯收入、户主及农户成员个体特征、村庄地理区位、村庄土地资源禀赋、政府相关政策以及社会福利等相关信息。此外,本文构造工具变量所使用的数据来源于《中国农村统计年鉴(1985年)》和国家统计局网站^①。根据CFPS调查问卷历年调查涵盖内容,结合本文研究目的,选取2014年、2016年和2018年CFPS三期面板数据,并与其样本各省1983年农户户数、实施家庭联产承包责任制的户数数据进行合并。由于本文研究对象为农户,在剔除城市样本、核心变量缺失及无效样本后,最终获得了16692户农户的3期非平衡面板数据。

二、样本描述

根据本文分析所使用的数据,农户样本分布情况如表4-1所示。由表4-1可知,2014年、2016年、2018年农户样本总数分别为6275户、5535户和4882户。四个地区农户样本分布随时间变化幅度较小,东部地区农户占全部样本农户的27%左右,中部地区农户占全部样本农户的26%左右,西部地区样本农户占比保持在35%上下,东北地区样本农户占比约为12%。

表 4-1 农户样本情况表

地区	2014		2016		2018	
	户数	%	户数	%	户数	%
东部地区	1721	27.43	1499	27.08	1343	27.51
中部地区	1629	25.96	1511	27.30	1243	25.46

^①参见:国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>, 访问日期:2022年4月11日。

续表 4-1

西部地区	2217	35.33	1898	34.29	1682	34.45
东北地区	708	11.28	627	11.33	614	12.58
全部样本	6275	100	5535	100	4882	100

第二节 模型设定与变量选取

一、基准模型设定

在估计土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响时，借鉴已有文献，并结合本文的研究目的，设定如下基准模型进行考察：

$$\begin{aligned}
 VEP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 LT_{it} + \sum_{r=2}^6 \beta_r Decisionmaker_{it} + \sum_{s=7}^{11} \beta_s Household_{it} \\
 & + \sum_{u=12}^{13} \beta_u Village_{it} + \sum_{h=14}^{15} \beta_h Institution_{it} + \mu_t + \gamma_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{4.1}$$

式(4.1)中， VEP_{it} 为被解释变量，代表第*i*个农户在*t*年的相对贫困脆弱性($t=2014, 2016, 2018$)， LT_{it} 为核心解释变量，代表第*i*个农户在*t*年是否参与土地流转。在控制变量的选择上，参照何欣等、沈冰清和郭忠兴的研究，本文加入 $Decisionmaker_{it}$ 个体层面、 $Household_{it}$ 农户层面、 $Village_{it}$ 村庄层面以及 $Institution_{it}$ 社会福利层面的控制变量。^①此外，考虑到不随时间变化因素和地区异质性因素的影响，本文加入年份虚拟变量 μ_t 和地区虚拟变量 γ_i ， ε_{it} 为随机扰动项。

二、倾向得分匹配模型

土地流转是理性的农户根据家庭收益最大化决定是否重新配置生产要素中的土地资源，对于农户而言，是否参与土地流转为一个二元变量(LT)。其中，第*i*个农户在第*t*年的相对贫困脆弱性可能因为土地流转与否呈现两种状态，即：参与土地流转的相对贫困脆弱性 $VEP_{it,LT_i=1}$ ；与未参与土地流转的相对贫困脆弱性 $VEP_{it,LT_i=0}$ 。在实际调查观测中只能获得第*i*个农户在第*t*年一种状态下的相对贫困脆弱性，另一种反事实状态无法观测获得。此外，倾向得分匹配通过匹配放松了多元线性回归无偏估计的函数线性假设，缓解函数形

^①何欣，黄心波，周宇红：《农村老龄人口居住模式、收入结构与贫困脆弱性》，《中国农村经济》2020年第6期；沈冰清，郭忠兴：《新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗？——基于分阶段的分析》，《中国农村经济》2018年第1期。

式设置不当导致的估计偏误；农户是否参与土地流转并非是完全随机的，而通常是一个由一系列经济和决策因素决定的自选择过程，若不纠正这种自选择特征会导致模型的估计偏误。因此本文采用倾向得分匹配法就土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响进行了估计，该方法可以通过利用与处置组相似的对照组样本计算平均处置效应，从而缓解反事实问题、函数形式误设导致的估计偏误和基于可观测特征造成的选择性偏误，具体步骤如下：

第一步，选择可能影响农户相对贫困脆弱性的控制变量 X_{it} ，比如上文的个体层面的可观测特征 $Decisionmaker_{it}$ 、农户层面的可观测特征 $Household_{it}$ 、村庄层面的可观测特征 $Village_{it}$ 、社会福利层面的可观测特征 $Institution_{it}$ ；第二步，利用 Logit 回归估计各个控制变量的倾向得分值（Propensity Score, PS）， $P(X_{it})$ 即为农户参与土地流转的概率；第三步，利用计算出的倾向得分进行平衡性检验和共同支撑域检验，确保将多维特征通过匹配降成一维特征时已消除差异，且满足共同支撑域假设；第四步，选择合适的匹配方法。本文将采用近邻匹配、半径匹配、核匹配三种不同的匹配方法对样本数据进行匹配以提高结果的准确性；第五步，计算土地流转的平均处置效应（Average Treatment Effect on the Treated, ATT），即：

$$\begin{aligned} ATT &= E(VEP_{it,LT_{it}=1} - VEP_{it,LT_{it}=0} | LT_{it} = 1) \\ &= E\{E[VEP_{it,LT_{it}=1} - VEP_{it,LT_{it}=0} | LT_{it} = 1, P(X_{it})]\} \\ &= E\{E[VEP_{it,LT_{it}=1} | LT_{it} = 1, P(X_{it})] - \\ &\quad E[VEP_{it,LT_{it}=0} | LT_{it} = 0, P(X_{it})] | LT_{it} = 1\} \end{aligned} \quad (4.2)$$

根据式（4.2）计算 ATT 时，采用不同的匹配方法，式中各估计量的计算依据不同。采用近邻匹配时寻找倾向得分最近的 k 个不同组个体进行匹配，本文选择一对二近邻匹配；采用半径匹配时限制倾向得分的绝对距离 $|P(X_{it}) - P(X_{jt})| \leq \varepsilon$ ，一般而言 ε 需要小于等于 0.25 倍倾向得分的样本标准差，此处倾向得分样本标准差为 0.0469，限制半径为 0.01；利用不同个体距离给予不同的计算权重并以此进行核匹配，如在式（4.2）中 $VEP_{it,LT_{it}=0}$ 的估计量为：

$$\widehat{VEP}_{it,LT_{it}=0} = \sum_{j,LT_{jt}=0} w(i,j) VEP_{jt} \quad (4.3)$$

式（4.3）中， $w(i,j)$ 为用于配对个体 i 和 j 的权重， j 距离 i 近则权重大，距离远则权重小，权重函数如式（4.4）所示，其中 h 为指定带宽， $K(\cdot)$ 为核函数。本文使用默认的二次核函数，指定带宽为 0.06。

$$w(i,j) = \frac{K[(X_j - X_i)/h]}{\sum_{k,LT_{kt}=0} K[(X_k - X_i)/h]} \quad (4.4)$$

三、变量选取

(一) 被解释变量

本文的被解释变量为农户相对贫困脆弱性，即农户在未来陷入相对贫困的概率。在此采用 Chaudhuri 等提出的 VEP 方法，^①即用农户在 $t+1$ 时期陷入相对贫困的概率描述 t 时期的相对贫困脆弱性：

$$\widehat{VEP}_{it} = P(Y_{i,t+1} < Z) \quad (4.5)$$

式 (4.5) 中， \widehat{VEP}_{it} 表示第 i 个农户在 t 年的相对贫困脆弱性， $Y_{i,t+1}$ 表示第 i 个农户在 $t+1$ 年的人均纯收入， Z 表示相对贫困线。本文利用 CFPS2014、2016 和 2018 年三年调查数据，采用 Amemiya 提出的三阶段可行广义最小二乘法 (FGLS) 测算农户相对贫困脆弱性。^②具体步骤如下：

第一步，建立回归模型，对人均纯收入对数进行估计，然后对收入回归模型的残差平方进行 OLS 估计：

$$\ln Y_{it} = \sum_m \beta_m X_{it} + e_{it} \quad (4.6)$$

$$\widehat{e_{it}}^2 = \sum_m \theta_m X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.7)$$

式 (4.6)、式 (4.7) 中， X_{it} 代表一系列影响第 i 个农户在 t 年人均纯收入 (Y_{it}) 的特征变量。 e_{it} 为残差项，是代表农户人均纯收入的波动项， ε_{it} 为随机误差项， β_m 、 θ_m 为 X_{it} 的参数。

第二步，在第一步的基础上构建异方差结构作为权重，重新对人均纯收入对数与残差平方进行加权回归，以估计未来人均纯收入对数的期望与方差：

$$\widehat{E} [\ln Y_{i,t+1} | X_{it}] = \sum_m \widehat{\beta}_{FGLS,m} X_{it} \quad (4.8)$$

$$\widehat{Var} [\ln Y_{i,t+1} | X_{it}] = \sum_m \widehat{\theta}_{FGLS,m} X_{it} \quad (4.9)$$

^①Shubham Chaudhuri, Jyotsna Jalan, Asep Suryahadi, "Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia," *Department of Economics Discussion Paper Series*, Columbia University, New York, 2002.

^②Takeshi Amemiya, "The Maximum Likelihood and the Nonlinear Three-Stage Least Squares Estimator in the General Nonlinear Simultaneous Equation Model," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1977, Vol.45, No.4, pp.955-968.

式(4.8)、式(4.9)中, $E[\ln Y_{i,t+1}|X_{it}]$ 表示第*i*个农户在*t*年未来人均纯收入对数的期望; $Var[\ln Y_{i,t+1}|X_{it}]$ 表示第*i*个农户在*t*年未来人均纯收入对数的方差; $\hat{\beta}_{FGLS,m}$ 、 $\hat{\theta}_{FGLS,m}$ 为 X_{it} 的系数的估计值。

第三步,以假设人均纯收入对数服从正态分布为前提,通过选择相对贫困线来估计第*i*个农户的相对贫困脆弱性:

$$\begin{aligned} \widehat{VEP}_{it} &= P(Y_{i,t+1} < Z) = P(\ln Y_{i,t+1} < \ln Z | X_{it}) \\ &= \Phi\left(\frac{\ln Z - E[\ln Y_{it}|X_{it}]}{\sqrt{Var[\ln Y_{it}|X_{it}]}}\right) = \Phi\left(\frac{\ln Z - \sum_m \hat{\beta}_{FGLS,m} X_{it}}{\sqrt{\sum_m \hat{\theta}_{FGLS,m} X_{it}}}\right) \end{aligned} \quad (4.10)$$

需要指出的是,本文在估算相对贫困脆弱性时,分别采用两种相对贫困线标准。借鉴苏剑峰和聂荣的研究,本文在回归分析时将采用OECD提出的家户人均收入中位数的50%作为相对贫困线标准计算农户相对贫困脆弱性,^①同时将基于收入中位数的60%标准计算得出的农户相对贫困脆弱性用于稳健性检验。此外,参照沈冰清和郭忠兴的做法,本文采用50%的脆弱线标准,如果农户在未来陷入相对贫困的概率大于或等于50%,则这个农户就被认为是脆弱的。^②

(二) 核心解释变量

本文的核心解释变量为土地流转,若农户参与土地流转赋值为1,否则赋值为0。同时,参照刘光英和王钊的研究,本文还分别考虑土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响,若农户参与土地转入赋值为1,否则赋值为0;若农户参与土地转出赋值为1,否则赋值为0。^③

(三) 控制变量

如前文所述,除核心解释变量土地流转对农户相对贫困脆弱性有影响之外,还有其他因素会同时对土地流转以及农户相对贫困脆弱性产生影响。借鉴已有研究,本文将个体层面、农户层面、村庄层面、社会福利层面四个层面的变量加以控制。其中,个体层面变量

^①苏剑峰,聂荣:《社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2022年第2期。

^②沈冰清,郭忠兴:《新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗?——基于分阶段的分析》,《中国农村经济》2018年第1期。

^③刘光英,王钊:《多维贫困视角下土地流转的减贫效应及机制研究——基于中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据的实证》,《农村经济》2020年第12期。

为 $Decisionmaker_{it}$ ，表示第 i 个农户户主在 t 年的一组个体特征，包括户主年龄、户主年龄的平方、户主性别、户主婚姻状况、户主受教育程度；农户层面变量为 $Household_{it}$ ，表示第 i 个农户在 t 年的一组家庭特征，包括人口规模、农用机械总价值、是否有不健康成员、是否发生重大事件、是否有人从事个体私营； $Village_{it}$ 代表村庄层面控制变量，包括村庄是否位于自然灾害频发区以及村庄人均耕地面积； $Institution_{it}$ 代表社会福利层面控制变量，用政府补助及社会捐助来表示。此外，考虑到不随时间变化因素和地区异质性因素的影响，本文设置年份虚拟变量 μ_t 和地区虚拟变量 γ_i ，分别加入 2014 年和 2016 年两个虚拟变量以及东部地区、中部地区、西部地区三个虚拟变量， ε_{it} 为随机扰动项。

四、描述性统计

本文所用变量的定义及描述性特征如表 4-2 所示。根据 CFPS 调查数据，样本农户相对贫困脆弱性均值为 0.2843，标准差为 0.2559；土地流转均值为 0.2640，标准差为 0.4408；土地转入均值为 0.1367，标准差为 0.3435；土地转出均值为 0.1273，标准差为 0.3332。

表 4-2 变量的描述性统计表

变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
相对贫困脆弱性	农户在下期陷入相对贫困的概率	0.2843	0.2559
核心解释变量			
土地流转	是否进行土地流转，1=是，0=否	0.2640	0.4408
土地转入	是否进行土地转入，1=是，0=否	0.1367	0.3435
土地转出	是否进行土地转出，1=是，0=否	0.1273	0.3332
控制变量			
户主年龄	实际年龄/岁	51.7575	13.9271
户主年龄的平方	实际年龄的平方	2872.796	1450.863
户主性别	1=男，0=女	0.5660	0.4956
户主婚姻状况	1=已婚，0=其他	0.8457	0.3612
户主受教育程度	1=文盲、半文盲，2=小学，3=初中，4=高中，5=大专，6=大学本科，7=研究生	2.1637	1.0940
人口规模	人/户	3.9834	1.9964
农用机械总价值	元，作对数化处理	3.2751	3.9774
是否有不健康成员	1=是，0=否	0.4398	0.4964
是否发生重大事件 ^a	1=是，0=否	0.1661	0.3722
是否有人从事个体私营	1=是，0=否	0.0717	0.2580

续表 4-2

村庄是否位于自然灾害频发区	1=是, 0=否	0.8270	0.3782
村庄人均耕地面积	村庄耕地总面积/村总人口, 亩/人	1.6850	1.7310
政府补助	1=收到, 0=没收到	0.6552	0.4753
社会捐助	1=收到, 0=没收到	0.0155	0.1234
东部地区	1=是, 0=否	0.2733	0.4457
中部地区	1=是, 0=否	0.2626	0.4400
西部地区	1=是, 0=否	0.3473	0.4761

注: a.重大事件包括婚丧嫁娶、孩子出生、子女升学等; b.观测值为 16692。

第三节 描述性证据

为了更好地理解和分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响,这一部分首先对样本农户土地流转参与率及其相对贫困脆弱性的时空分布进行刻画,观察并描述其变动趋势;其次,分别对农户是否参与土地流转、是否转入土地、是否转出土地与其相对贫困脆弱性之间的关系进行初步的统计分析。

农户土地流转参与率随时间以及地区的变化情况如表 4-3 所示。由表 4-3 可知,第一,2014-2018 年间,四个地区参与土地流转的农户比例均呈现先上升后下降的趋势,但是各年样本农户土地流转参与率在地区之间存在较大差异。2014 年四个地区的农户土地流转参与率均在 25%左右,其中东部地区和西部地区相对偏低,中部地区和东北地区则相对偏高;2018 年,各地区农户土地流转参与率差异逐渐扩大,中部地区最高,上升到 31.62%,东部地区则最低,仍维持在 2014 年的水平,为 23.68%;第二,2014-2018 年间,农户土地转入参与率在东部地区呈逐步下降的趋势,在其余地区呈先上升后下降的趋势。从三年样本看,东北地区的农户土地转入参与率最高,东部地区的农户土地转入参与率最低;第三,2014-2018 年间,各地区农户土地转出参与率均呈上升趋势。其中,东部地区、中部地区和东北地区的农户土地转出参与率高于样本平均,而西部地区的农户土地转出参与率低于样本平均,只有 10.01%。

表 4-3 农户土地流转参与率分布表

地区	年份	土地流转		土地转入		土地转出	
		户数	%	户数	%	户数	%
东部地区	2014	403	23.42	207	12.03	196	11.39
	2016	385	25.68	177	11.81	208	13.88
	2018	318	23.68	134	9.98	184	13.70
	三年样本	1106	24.24	518	11.35	588	12.89
中部地区	2014	445	27.32	236	14.49	209	12.83
	2016	479	31.70	234	15.49	245	16.21
	2018	393	31.62	152	12.23	241	19.39
	三年样本	1317	30.05	622	14.19	695	15.86
西部地区	2014	490	22.10	329	14.84	161	7.26
	2016	491	25.87	293	15.44	198	10.43
	2018	434	25.80	213	12.66	221	13.14
	三年样本	1415	24.41	835	14.40	580	10.01
东北地区	2014	207	29.24	118	16.67	89	12.57
	2016	194	30.94	120	19.14	74	11.80
	2018	167	27.20	69	11.24	98	15.96
	三年样本	568	29.14	307	15.75	261	13.39
总样本	2014	1545	24.62	890	14.18	655	10.44
	2016	1549	27.99	824	14.89	725	13.10
	2018	1312	26.87	568	11.63	744	15.24
	全部样本	4406	26.40	2282	13.67	2124	12.72

农户相对贫困脆弱性的时空分布如表 4-4 所示。由表 4-4 可知,就全部样本来看,2014 年、2016 年及 2018 年 50%标准下总样本的农户相对贫困脆弱性均值分别为 0.4796、0.1869、0.1437,60%标准下总样本的农户相对贫困脆弱性均值则分别为 0.5463、0.2697、0.2165。不管采用哪种标准,农户相对贫困脆弱性均呈下降趋势。就地区分布而言,不论选取哪一种相对贫困标准,各地区的农户相对贫困脆弱性也都呈现明显的下降趋势,与全部样本的趋势一致。四个地区分年度相比较,2014 年,农户相对贫困脆弱性均值从低到高依次为东北、中部、东部和西部地区;2016 年,农户相对贫困脆弱性均值从低到高依次为东部、东北、中部和西部地区;2018 年,农户相对贫困脆弱性均值从低到高则依次为东部、中部、东北和西部地区。可见,2014-2018 年,不同地区的农户相对贫困脆弱程度发生了变化,但无论采取哪种贫困标准,西部地区的农户相对贫困脆弱性均高于其它地区,东北地区的农户相对贫困脆弱性在各地区排序中逐渐升高,东部和中部地区的农户相对贫困脆弱性在各

地区排序中明显降低。

表 4-4 农户相对贫困脆弱性分布表

地区	年份	观测值	相对贫困脆弱性均值	
			50%标准	60%标准
东部地区	2014	1721	0.5337	0.5935
	2016	1499	0.1170	0.1765
	2018	1343	0.1108	0.1671
	三年样本	4563	0.2723	0.3310
中部地区	2014	1629	0.4230	0.4925
	2016	1511	0.1638	0.2439
	2018	1243	0.1321	0.2022
	三年样本	4383	0.2512	0.3245
西部地区	2014	2217	0.5427	0.6098
	2016	1898	0.2744	0.3791
	2018	1682	0.1766	0.2645
	三年样本	5797	0.3486	0.4341
东北地区	2014	708	0.2812	0.3568
	2016	627	0.1448	0.2236
	2018	614	0.1490	0.2224
	三年样本	1949	0.1957	0.2716
总样本	2014	6275	0.4796	0.5463
	2016	5535	0.1869	0.2697
	2018	4882	0.1437	0.2165
	全部样本	16692	0.2843	0.3582

进一步地，本文参照万广华和章元的研究，选择 50%的贫困脆弱线作为相对贫困脆弱阈值，^①由此计算出的历年农户相对贫困脆弱发生率地区占比如表 4-5 所示。从表 4-5 中可以看出，在两种相对贫困线标准下，各地区农户相对贫困脆弱发生率均逐年下降。相较于 2014 年，2016 年农户相对贫困脆弱发生率同比下降超过一半，在 50%的相对贫困线标准下全部样本农户相对贫困脆弱发生率由 50.36%下降至 12.43%，降低了 37.93 个百分点，在 60%的相对贫困线标准下全部样本农户相对贫困脆弱发生率由 2014 年的 62.85%下降至

^①这一贫困脆弱线又被称为高贫困线，意味着当农户未来陷入贫困的概率大于 50%时，认为该农户是贫困脆弱的，参见万广华，章元：《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性？》，《数量经济技术经济研究》2009 年第 6 期。

2016 年的 22.78%，降低了 40.07 个百分点；2018 年农户相对贫困脆弱发生率同比 2016 年下降超过四分之一，在 50% 的相对贫困线标准下全部样本农户相对贫困脆弱发生率下降至 8.07%，降低了 4.36 个百分点，在 60% 的相对贫困线标准下全部样本农户相对贫困脆弱发生率下降至 16.08%，降低了 6.7 个百分点。由此可知，即使随着时间的推移农户相对贫困脆弱发生率明显降低，未来仍有部分农户可能陷入相对贫困。分地区而言，无论按照哪种相对贫困线标准，2014-2018 年间西部地区相对贫困脆弱农户占比最高，东部地区脆弱农户占比降低幅度较大。在 50% 的相对贫困线标准下，截至 2018 年，西部地区仍有 11.36% 的农户处于脆弱状态，而东部地区仅有 5.14% 的农户处于脆弱状态。这说明西部地区农户即使按现行标准已全面脱贫，但应对风险的能力较弱，规模性返贫风险仍存在，而东部地区农户相对来说更易守住规模性返贫底线。

表 4-5 2014-2018 年农户相对贫困脆弱发生率地区占比 单位：%

相对贫困线标准	地区	农户相对贫困脆弱发生率占比		
		2014	2016	2018
中位数 50% 标准	东部地区	60.37	5.36	5.14
	中部地区	37.38	10.13	6.76
	西部地区	63.37	21.13	11.36
	东北地区	15.11	9.09	7.65
	全部样本	50.36	12.43	8.07
中位数 60% 标准	东部地区	72.86	11.94	11.32
	中部地区	50.64	19.13	14.48
	西部地区	75.42	35.83	20.99
	东北地区	27.26	18.02	16.29
	全部样本	62.85	22.78	16.08

农户陷入相对贫困概率的动态变化可由相对贫困脆弱转移矩阵来反映，由表 4-6 可知，2014-2018 年间，农户的相对贫困脆弱状态可能随着时间的变化而发生改变。第一，在 50% 的相对贫困线标准下，2014-2016 年间有 7.88% 的农户由非脆弱变为脆弱状态，29.48% 的农户摆脱了脆弱状态；若将观察期延长至 2018 年，相对于 2014 年初始状态则有 6.21% 的农户由非脆弱变为脆弱状态，31.33% 的农户则摆脱了脆弱状态。第二，若以收入中位数的 60% 为相对贫困线标准，9.67% 的农户由 2014 年的非脆弱状态变为 2016 年的脆弱状态，32.72% 的农户由 2014 年的脆弱状态变为 2016 年的非脆弱状态；截至 2018 年，有 7.63% 的农户陷入相对贫困脆弱状态，35.46% 的农户从相对贫困脆弱状态脱离。这说明随着时间的推移，

越来越多的农户相对贫困脆弱性降低，但脆弱边缘的群体仍存在规模性返贫风险，更有极少数农户可能再次陷入相对贫困脆弱状态。

表 4-6 相对贫困脆弱转移矩阵

单位：%

相对贫困线标准	2014 年	2016 年		2018 年	
		脆弱	非脆弱	脆弱	非脆弱
中位数 50% 标准	脆弱	8.87	29.48	7.02	31.33
	非脆弱	7.88	53.77	6.21	55.44
中位数 60% 标准	脆弱	17.78	32.72	15.03	35.46
	非脆弱	9.67	39.83	7.63	41.88

土地流转与农户相对贫困脆弱性的关系如表 4-7 所示。从表 4-7 中可以看出，就全部农户而言，在 50% 的相对贫困线标准下，土地流转户、土地转入户以及土地转出户比土地未流转户、土地未转入户、土地未转出户的相对贫困脆弱性均值分别低 0.0253、0.0338、0.0161；在 60% 的相对贫困线标准下，土地流转户、土地转入户以及土地转出户比土地未流转户、土地未转入户、土地未转出户的相对贫困脆弱性均值分别低 0.0255、0.0366、0.0136。这初步表明土地流转、土地转入以及土地转出能有效降低农户的相对贫困脆弱性，但尚待进一步实证检验。

表 4-7 土地流转与农户相对贫困脆弱性交互表

变量	年份	观测值	相对贫困脆弱性均值	
			50% 标准	60% 标准
土地流转	2014	1545	0.4658	0.5338
	2016	1549	0.1680	0.2473
	2018	1312	0.1455	0.2190
	三年样本	4406	0.2657	0.3394
土地未流转	2014	4730	0.4842	0.5504
	2016	3986	0.1943	0.2784
	2018	3570	0.1431	0.2156
	三年样本	12286	0.2910	0.3649
土地转入	2014	890	0.4575	0.5253
	2016	824	0.1447	0.2214
	2018	568	0.1065	0.1746
	三年样本	2282	0.2572	0.3283

续表 4-7

土地未转入	2014	4730	0.4842	0.5504
	2016	3986	0.1943	0.2784
	2018	3570	0.1431	0.2157
	三年样本	12286	0.2910	0.3649
土地转出	2014	655	0.4769	0.5454
	2016	725	0.1943	0.2769
	2018	744	0.1753	0.2529
	三年样本	2124	0.2749	0.3513
土地未转出	2014	4730	0.4842	0.5504
	2016	3986	0.1943	0.2785
	2018	3570	0.1430	0.2157
	三年样本	12286	0.2910	0.3649

第四节 估计方法

一、基准模型估计方法

根据被解释变量的数据特征，需要设定相适应的模型。因为被解释变量为农户相对贫困脆弱性，其取值为连续变量，故采用 OLS 模型对公式（4.1）进行估计。

二、内生性问题讨论

在土地流转与农户相对贫困脆弱性的计量模型内，存在两个内生性来源。一方面，可能存在双向因果问题导致内生性偏误。具体而言，土地流转和农户相对贫困脆弱性之间可能存在双向因果关系。农户通过土地流转可以进行土地适度规模经营或提高了非农就业的可能性，从而有助于降低其相对贫困脆弱性。而相对贫困脆弱性较低的农户，由于受到当地经济水平、土地适度规模经营带来农业收入增加或者非农就业增加了工资及经营收入等多方面影响，从而转入或转出更多的土地。另一方面，模型中也可能存在不可观测的遗漏变量。如农户的认知能力、土地依赖情节、流转意愿等，会同时影响土地流转和农户相对贫困脆弱性，数据库的限制也会导致部分变量应纳入而无法纳入到模型中，从而导致最后核心解释变量的估计结果有偏。

为克服模型中前述两方面问题导致的内生性问题，本文采用工具变量法（Instrumental Variable, IV）进行估计。由于被解释变量是连续变量，因此本文将采用 IVGMM 模型对式（4.1）进行估计。工具变量的选取既要满足与土地流转的相关性，又要满足外生性要求。就土地转入而言，借鉴方颖和赵扬、周京奎等的研究思路，本文选取 1983 年中国各省份实

施家庭联产承包责任制的户数比例作为核心解释变量土地转入的工具变量。^①首先,在政策实施早期,各省份实施家庭联产承包责任的进度能反映各地土地政策的历史偏向,因此当地的土地制度政策模式和农户的土地管理模式一定程度上受到早期土地制度的影响,从而满足了工具变量的相关性要求;其次,1983年中国各省份实施家庭联产承包责任的户数比例属于历史数据,对当期的农户相对贫困脆弱性影响较弱,从而满足了工具变量的外生性要求。就土地转出而言,参照李长生和刘西川的研究思路,本文选取村委会所在地距本县县城的距离作为核心解释变量土地转出的工具变量。^②一方面,村委会所在地距本县县城的距离会直接影响土地价值和外出务工机会,与样本农户转出土地具有可能的相关性;另一方面,村委会所在地距本县县城的距离是客观存在的,理论上并不会对农户相对贫困脆弱性产生直接影响,因此,村委会所在地距本县县城的距离相对于农户土地转出是严格外生的。另外,基于以上分析,本文同时选取1983年中国各省份实施家庭联产承包责任的户数比例和村委会所在地距本县县城的距离作为核心解释变量土地流转的工具变量。

三、稳健性检验

本文通过以下三种方式进行稳健性检验,以增强前文实证检验得到的基本结论的可信度。首先,模型中可能存在自选择偏误问题。通常来说,农户会根据自身可观测或不可观测特征选择是否进行土地流转,如农用机械设备齐全、对规模化经营有经验的农户会选择转入土地来扩大生产经营规模以提高经营性收入;急需经济来源的农户更倾向于转出土地,选择非农就业以提高工资性收入;而依赖土地养老或自身生产力有限的农户没有精力扩大生产规模,也不愿意因为转出土地而失去收入来源,更可能选择不进行土地流转。因此,本文采用倾向得分匹配法构建“反事实框架”(Counterfactual Framework)来纠正可观测因素导致的自选择偏误问题。计算平均处理效应的步骤如下:一是将户主年龄、户主年龄的平方、户主性别、户主婚姻状况、户主受教育程度、人口规模、农用机械总价值、是否有不健康成员、是否发生重大事件、是否有人从事个体私营等纳入到匹配变量中;二是使用Logit模型估计出农户选择土地流转、土地转入以及土地转出的条件概率,即倾向得分,并检验匹配结果是否通过平衡性检验以及匹配后处置组与对照组的拟合程度;三是使用倾向得分值进行匹配,分别计算得到土地流转、土地转入以及土地转出的平均处理效应(ATT)。

^①方颖,赵扬:《寻找制度的工具变量:估计产权保护对中国经济增长的贡献》,《经济研究》2011年第5期;周京奎,王文波,龚明远等:《农地流转、职业分层与减贫效应》,《经济研究》2020年第6期。

^②李长生,刘西川:《土地流转的创业效应——基于内生转换Probit模型的实证分析》,《中国农村经济》2020年第5期。

其次，改变相对贫困线标准重新估算相对贫困脆弱性，此处采用欧盟提出的相对贫困线标准——人均收入中位数的 60%为相对贫困线，进行 IVGMM 模型估计。最后，更换回归模型进行稳健性检验，将相对贫困脆弱性转换为虚拟变量，进行 IVProbit 模型估计。

四、异质性分析

一方面，由于各地区社会环境和经济发展程度不同，土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响可能存在地区差异性；另一方面，由于农户的资源禀赋、生计意图等存在差异，进而会形成不同的决策偏好，影响土地流转对农户相对贫困脆弱性的作用。因此，本文就土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响进行异质性分析，可进一步讨论土地流转在不同地区、不同户主特征条件下缓解农户相对贫困脆弱性的效果差异并提出针对性的政策建议。

第五节 实证结果分析

一、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的基准回归结果

基于 CFPS 数据，采用 OLS 对基准模型进行估计，实证分析土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响，回归结果如表 4-8 所示。表 4-8 中第（1）、（2）、（3）、（4）列依次添加个体层面、农户层面、村庄层面和社会福利层面的控制变量，各列均已控制年份、地区虚拟变量。表 4-8 中第（4）列土地流转对农户相对贫困脆弱性的回归结果表明，在控制了其他特征变量后，土地流转的估计系数在 1%检验水平上显著为负，即土地流转缓解了农户相对贫困脆弱性，验证了本文的研究假说 1。

控制变量的估计结果显示，在保持其他条件不变的情况下，户主年龄的估计系数在 1%检验水平上显著为负，而年龄平方项的估计系数在 1%检验水平上显著为正，表明户主年龄对农户相对贫困脆弱性的影响呈 U 型。可能的原因是，农村居民的家庭收入会随着年龄的增加先上升后下降，^①则未来陷入相对贫困的概率随之先下降后上升。户主性别的估计系数在 1%检验水平上显著为负，表明男性户主相较于女性户主更能做出重大家庭决策，有利于降低农户相对贫困脆弱性。户主婚姻状况的估计系数在 5%检验水平上显著为负，表明稳定的婚姻关系能降低农户相对贫困脆弱性。户主受教育程度的估计系数在 1%检验水平上显著为负，表明户主的文化知识水平和阅历有助于降低农户相对贫困脆弱性。人口规模的估计系数在 1%检验水平上显著为正，表明家庭人口规模越大，农户相对贫困脆弱性

^①苏静,肖攀,胡宗义:《教育、社会资本与农户家庭多维贫困转化——来自 CFPS 微观面板数据的证据》,《教育与经济》2019 年第 2 期。

越高。原因可能是，家庭人口数众多的农户中存在需要赡养的老人和需要抚养的孩子，经济负担更重。农用机械总价值的估计系数在 1% 检验水平上显著为负，表明农户在农业生产方面的机械化水平越高，抵御相对贫困风险的能力就越强。是否有不健康成员的估计系数在 1% 检验水平上显著为正，表明农户中有不健康成员会使家庭存在医疗需求，这极大增加了未来因医疗支出过多而陷入相对贫困的风险。是否有人从事个体私营的估计系数在 1% 检验水平上显著为负，表明从事个体私营可以拓宽农户收入渠道，从而降低农户相对贫困脆弱性。此外，村庄是否位于自然灾害频发区、村庄人均耕地面积的估计系数均在 1% 检验水平上显著为正，政府补助的估计系数在 1% 检验水平上显著为负，而社会捐助对农户相对贫困脆弱性影响的估计结果并不显著。以上表明，自然灾害会增加农户在未来陷入相对贫困的概率，农户群体对自然灾害的风险抵御能力相对而言较弱。并且，政府补助能增加贫困农户的转移性收入，可能减少农户间收入差距。

表 4-8 土地流转与农户相对贫困脆弱性的基准回归结果

变量	农户相对贫困脆弱性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
土地流转	-0.0093*** (0.0028)	-0.0095*** (0.0027)	-0.0099*** (0.0027)	-0.0091*** (0.0027)
户主年龄	-0.0229*** (0.0006)	-0.0237*** (0.0006)	-0.0237*** (0.0006)	-0.0234*** (0.0006)
户主年龄的平方	0.0003*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)
户主性别	-0.0239*** (0.0026)	-0.0225*** (0.0237)	-0.0227*** (0.0025)	-0.0219*** (0.0025)
户主婚姻状况	-0.0106*** (0.0038)	-0.0368*** (0.0038)	-0.0365*** (0.0038)	-0.0365** (0.0038)
户主受教育程度	-0.0684*** (0.0012)	-0.0644*** (0.0012)	-0.0644*** (0.0012)	-0.0644*** (0.0012)
人口规模		0.0165*** (0.0008)	0.0165*** (0.0008)	0.0167*** (0.0008)
农用机械总价值		-0.0011*** (0.0003)	-0.0013*** (0.0003)	-0.0011*** (0.0003)
是否有不健康成员		0.0795*** (0.0025)	0.0794*** (0.0025)	0.0799*** (0.0025)
是否发生重大事件		-0.0074** (0.0032)	-0.0072** (0.0032)	-0.0069** (0.0031)
是否有人从事个体私营		-0.0134*** (0.0043)	-0.0130*** (0.0043)	-0.0135*** (0.0043)
村庄是否位于自然灾害频发区			0.0146*** (0.0031)	0.0147*** (0.0031)
村庄人均耕地面积			0.0022*** (0.0008)	0.0023*** (0.0008)
政府补助				-0.0143*** (0.0025)
社会捐助				0.0130 (0.0110)

续表 4-8

年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.0985*** (0.0141)	1.0495*** (0.0137)	1.0379*** (0.0139)	1.0347*** (0.0139)
观测值	16692	16692	16692	16692
F 统计量	3208.17	2642.68	2354.35	2136.98
Prob>/F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Adj_R^2	0.5993	0.6390	0.6396	0.6402

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

表 4-9 和表 4-10 分别报告了土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响，土地转入和土地转出的估计系数分别在 1%和 5%检验水平上显著为负。由表 4-9 的第（4）列可知，相较于未流转土地的农户，转入土地农户的相对贫困脆弱性平均降低 0.0109。同样的，由表 4-10 的第（4）列可知，相较于未流转土地的农户，转出土地农户的相对贫困脆弱性平均降低 0.0089。结果表明，土地转入和土地转出均有助于降低农户相对贫困脆弱性，验证了本文的研究假说 2。

表 4-9 土地转入与农户相对贫困脆弱性的基准回归结果

变量	农户相对贫困脆弱性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
土地转入	-0.0107*** (0.0036)	-0.0110*** (0.0034)	-0.0115*** (0.0034)	-0.0109*** (0.0034)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14568	14568	14568	14568
F 统计量	2831.64	2343.29	2089.94	1895.34
Prob>/F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Adj_R^2	0.6031	0.6439	0.6445	0.6452

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

表 4-10 土地转出与农户相对贫困脆弱性的基准回归结果

变量	农户相对贫困脆弱性			
	(1)	(2)	(3)	(4)
土地转出	-0.0087** (0.0039)	-0.0095** (0.0038)	-0.0099*** (0.0038)	-0.0089** (0.0038)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14410	14410	14410	14410
F 统计量	2763.95	2283.38	2035.77	1848.38
Prob>/F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Adj_R^2	0.5971	0.6363	0.6370	0.6376

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

二、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的工具变量回归结果

为了克服前文所述的由双向因果和遗漏变量问题导致的内生性偏误,本文采用 1983 年中国各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例和村委会所在地距本县县城的距离两个工具变量进一步检验土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响,相关结果如表 4-11 所示。在第一阶段回归结果中,两个工具变量,1983 年中国各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例以及村委会所在地距本县县城的距离,与核心解释变量土地流转都显著相关,并且 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验统计量为 40.4582,明显高于 Stock 和 Yogo 所建议的 10%显著性水平下的临界值,^①因此可以排除弱工具变量问题。在第二阶段回归结果中,使用工具变量克服内生性后,过度识别检验的 Hansen J 统计量对应的 P 值为 0.2086,表明我们无法拒绝 1983 年中国各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例和村委会所在地距本县县城的距离两个工具变量都是外生的原假设。因此,核心解释变量土地流转的工具变量选取较为合理,从表 4-11 的回归结果可以看出,土地流转的估计系数在 1%检验水平上显著为负,进一步验证土地流转显著减缓了农户相对贫困脆弱性,从而验证了假说 1。

^①James H. Stock, Motohiro Yogo, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," *National Bureau of Economic Research (NBER) Technical Working Papers 0284*, National Bureau of Economic Research, 2002.

表 4-11 土地流转与农户相对贫困脆弱性的工具变量回归结果

变量	IV-GMM	
	第一阶段	第二阶段
土地流转		-0.2991*** (0.0524)
1983 年中国各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例	-0.0088*** (0.0018)	
村委会所在地距本县县城的距离	-0.0012*** (0.0002)	
控制变量	是	是
年份虚拟变量	是	是
地区虚拟变量	是	是
观测值	16692	
Kleibergen-Paap rk Wald F	40.4582	
Hansen J P-Value	0.2086	

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

如前文所述，本文还分别采用 1983 年中国各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例和村委会所在地距本县县城的距离两个工具变量进一步检验土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响，相关结果如表 4-12 和表 4-13 所示。就土地转入而言，在第一阶段回归结果中，1983 年中国各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例与核心解释变量土地转入显著相关，并且 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验统计量为 48.0581，高于 10%显著性水平下的临界值，表明不存在弱工具变量问题。就土地转出而言，在第一阶段回归结果中，村委会所在地距本县县城的距离与核心解释变量土地转出显著相关，并且 Kleibergen-Paap rk Wald F 检验统计量为 73.0255，高于 10%显著性水平下的临界值，同样可以排除弱工具变量问题。综上所述，核心解释变量土地转入和土地转出的工具变量选取是有效的，从表 4-12 和表 4-13 的第二阶段回归结果可以看出，土地转入和土地转出的估计系数均在 1%检验水平上显著为负，验证了本文的研究假说 2。

表 4-12 土地转入与农户相对贫困脆弱性的工具变量回归结果

变量	IV-GMM	
	第一阶段	第二阶段
土地转入		-0.2043*** (0.0631)
1983 年中国各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例	-0.0108*** (0.0016)	
控制变量	是	是

续表 4-12

年份虚拟变量	是	是
地区虚拟变量	是	是
观测值	14568	
Kleibergen-Paap rk Wald F	48.0581	

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

表 4-13 土地转出与农户相对贫困脆弱性的工具变量回归结果

变量	IV-GMM	
	第一阶段	第二阶段
土地转出		-0.3498*** (0.0699)
村委会所在地距本县县城的距离	-0.0011*** (0.0001)	
控制变量	是	是
年份虚拟变量	是	是
地区虚拟变量	是	是
观测值	14410	
Kleibergen-Paap rk Wald F	73.0255	

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

三、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的稳健性检验

（一）平均处理效应估计结果

为了验证模型的稳健性，本文将通过三种方式进行稳健性检验。第一种方式，采用倾向得分匹配法缓解由于可观测特征自选择问题导致的估计偏误。首先，需要对匹配后的样本进行平衡性检验，检验匹配后的样本是否满足条件独立分布假设，结果如表 4-14 所示。t 检验的结果表明，匹配后的所有变量都不存在显著的组间均值差异，并且各变量的标准化差异相较于匹配前几乎都有较大幅度的下降。另外，基于匹配后样本估计的 Logit 模型的 Pseudo R² 值很小，表明此时匹配变量对农户是否选择土地流转的解释力度很弱，即农户是否选择土地流转相对于匹配后样本来说是条件随机的。

表 4-14 平衡性检验结果（土地流转）

变量	样本	均值差异检验			标准化差异检验	
		处置组	对照组	t 检验 (p 值)	标准化差异	降幅 (%)

续表 4-14

户主年龄	匹配前	52.305	51.561	2.54 (0.011)	5.4	75.3
	匹配后	52.305	52.488	-0.21 (0.834)	-1.3	
户主年龄的平方	匹配前	2913.5	2858.2	1.62 (0.105)	3.8	67.8
	匹配后	2913.5	2931.3	-0.16 (0.872)	-1.2	
户主性别	匹配前	0.5563	0.5695	-1.52 (0.129)	-2.7	80.9
	匹配后	0.5563	0.5588	-0.24 (0.811)	-0.5	
户主婚姻状况	匹配前	0.8531	0.8431	1.59 (0.112)	2.8	99.5
	匹配后	0.8531	0.8532	-0.01 (0.995)	-0.0	
户主受教育程度	匹配前	2.1441	2.1707	-1.38 (0.167)	-2.5	65.1
	匹配后	2.1441	2.1349	0.41 (0.685)	0.9	
人口规模	匹配前	4.0095	3.9740	1.01 (0.311)	1.8	92.4
	匹配后	4.0095	4.0122	-0.06 (0.948)	-0.1	
农用机械总价值	匹配前	3.6034	3.1573	6.39 (0.000)	11.1	87.6
	匹配后	3.6034	3.5481	0.64 (0.522)	1.4	
是否有不健康成员	匹配前	0.4493	0.4364	1.50 (0.135)	2.6	83.0
	匹配后	0.4493	0.4516	-0.21 (0.835)	-0.4	
是否发生重大事件	匹配前	0.1786	0.1616	2.61 (0.009)	4.5	84.6
	匹配后	0.1786	0.1759	0.32 (0.746)	0.7	
是否有人从事个体私营	匹配前	0.0833	0.0676	3.47 (0.001)	6.0	89.2
	匹配后	0.0833	0.0816	0.29 (0.771)	0.6	
村庄是否位于自然灾害频发区	匹配前	0.8420	0.8217	3.07 (0.002)	5.4	96.7
	匹配后	0.8420	0.8427	-0.09 (0.931)	-0.2	
村庄人均耕地面积	匹配前	1.7778	1.6518	4.14 (0.000)	7.0	80.3
	匹配后	1.7778	1.7528	0.63 (0.531)	1.4	
政府补助	匹配前	0.7099	0.6356	8.93 (0.000)	15.9	95.5
	匹配后	0.7099	0.7133	-0.35 (0.726)	-0.7	
社会捐助	匹配前	0.0184	0.0144	1.84 (0.066)	3.1	92.5
	匹配后	0.0184	0.0181	0.10 (0.917)	0.2	
Pseudo R ²	匹配前				0.009	
	匹配后				0.000	

另外，倾向得分匹配法除通过平衡性检验外，还需要满足共同支撑域条件，这一条件可以确保良好的匹配质量和可靠的估计结果。^①图 4-1 为样本匹配前后倾向得分的核密度图，可以看出，匹配后两组样本倾向得分的概率分布具有较好的一致性，且重合区域足够大。图 4-2 表示匹配前后各变量标准化偏差，可见各变量的标准化偏差大大降低，体现了

^①James Heckman, Hidehiko Ichimura, Jeffrey Smith, etc., "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, 1998, Vol.66, No.5, pp.1017-1098.

匹配结果的可靠性。图 4-3 为倾向得分的共同取值范围，从图中可知匹配后处置组和对照组的观测值均在共同取值范围内，没有样本的损失，说明匹配效果较好。综上所述，本文的倾向得分匹配结果满足了条件独立假设和共同支撑域条件，因而估计出的平均处置效应是准确可靠的。

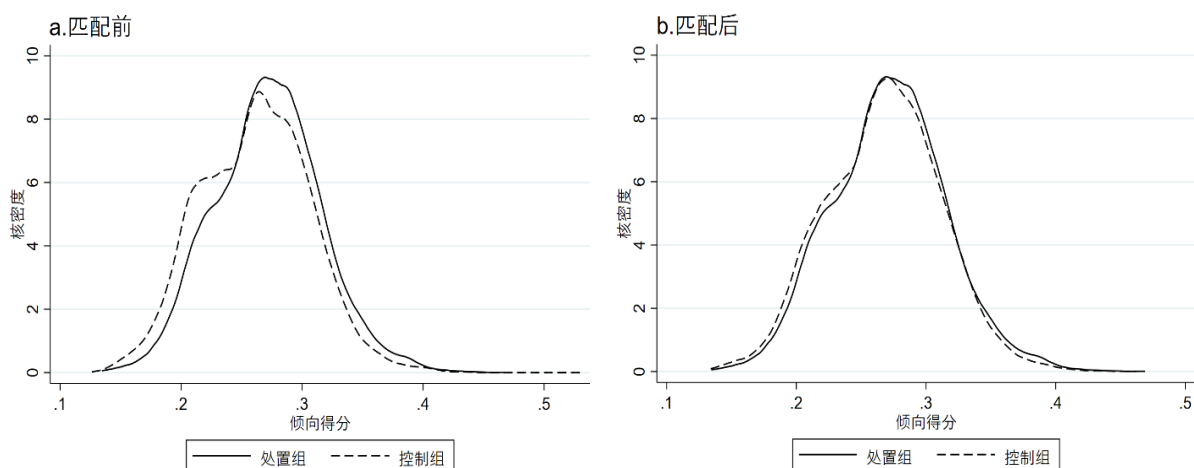


图 4-1 样本匹配前后倾向得分的核密度图

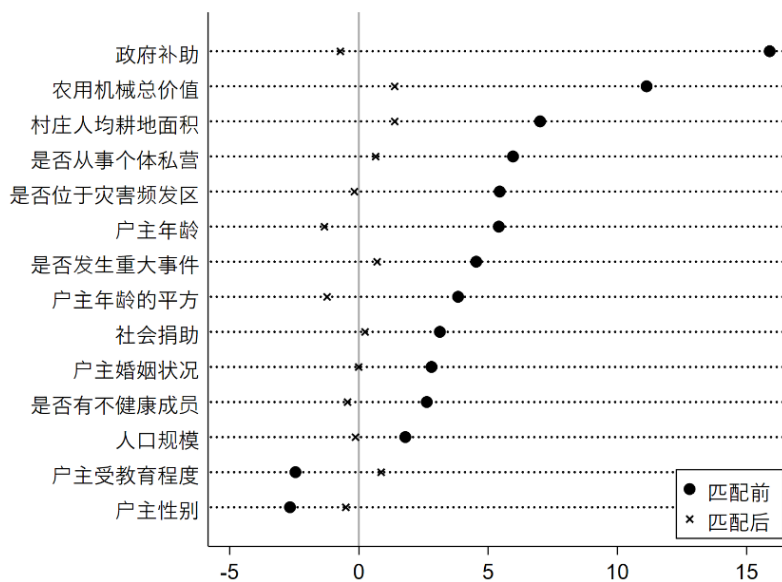


图 4-2 各特征变量标准化偏差图

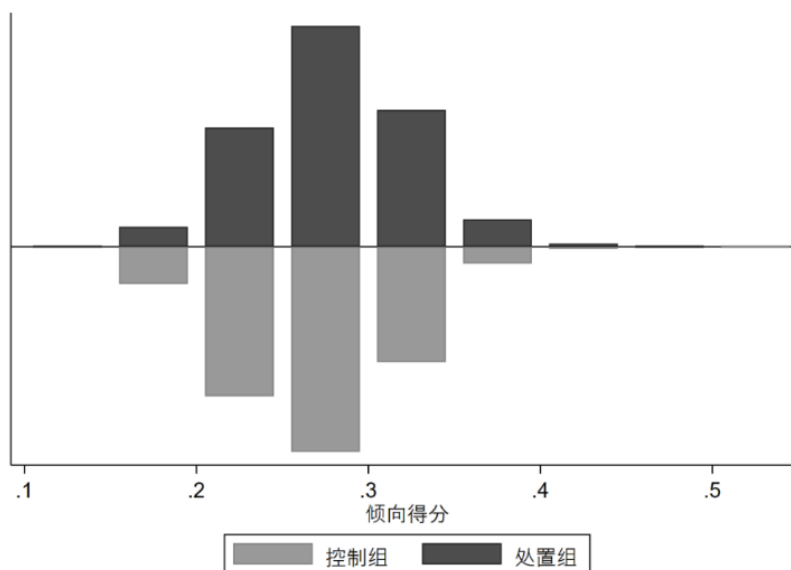


图 4-3 匹配后倾向得分的共同取值范围图

在确保样本匹配满足了条件独立假设和共同支撑域条件后，本文在进行倾向得分匹配时分别采用近邻匹配、半径匹配、核匹配三种匹配方法，依据公式（4.2）估计得出土地流转对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应见表 4-15。由一对二近邻匹配结果可知，土地流转对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应为-0.0298，且在 1%水平上显著，而半径匹配、核匹配的估计结果与近邻匹配的估计结果基本一致，表明倾向得分匹配的估计结果是稳健的。由此，通过不同匹配方法缓解了模型存在自选择问题可能导致的估计偏误后，进一步验证了土地流转能够显著缓解农户相对贫困脆弱性，即进一步验证了假说 1。

表 4-15 土地流转对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应

变量	匹配方法	处置组	控制组	ATT	标准误	t 值	
相对贫困脆弱性	匹配前	0.2657	0.2910	-0.0252***	0.0045	-5.63	
	匹配后	近邻匹配	0.2657	0.2956	-0.0298***	0.0054	-5.53
		半径匹配	0.2657	0.2931	-0.0273***	0.0045	-6.12
		核匹配	0.2657	0.2949	-0.0292***	0.0045	-6.54

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②观测值为 16692。

表 4-16 和表 4-17 为土地转入时和土地转出时匹配后样本的平衡性检验结果。两张表中 t 检验的结果均表明，无论是土地转入还是土地转出，匹配后的所有变量都不存在显著的组间均值差异，各变量的标准化差异均明显小于匹配前，且匹配后样本估计的 Logit 模型的 Pseudo R² 值都很小。可以看出，匹配后的样本通过了平衡性检验，即满足条件独立分

布假设。因此，农户是否选择土地转入或是否选择土地转出相对于匹配后样本来说是条件随机的。

表 4-16 平衡性检验结果（土地转入）

变量	样本	均值差异检验			标准化差异检验	
		处置组	对照组	t 检验 (p 值)	标准化差异	降幅 (%)
户主年龄	匹配前	49.508	51.561	-6.58 (0.000)	-16.2	
	匹配后	49.505	49.490	0.04 (0.965)	0.1	99.3
户主年龄的平方	匹配前	2572.8	2858.2	-8.87 (0.000)	-22.1	
	匹配后	2572.6	2569.8	0.09 (0.930)	0.2	99.0
户主性别	匹配前	0.5767	0.5695	0.64 (0.525)	1.5	
	匹配后	0.5773	0.5780	-0.05 (0.958)	-0.2	89.3
户主婚姻状况	匹配前	0.9382	0.8430	12.01 (0.000)	30.8	
	匹配后	0.9381	0.9388	-0.09 (0.925)	-0.2	99.3
户主受教育程度	匹配前	2.1582	2.1707	-0.50 (0.617)	-1.2	
	匹配后	2.1594	2.1567	0.09 (0.932)	0.2	78.8
人口规模	匹配前	4.3550	3.9740	8.39 (0.000)	19.8	
	匹配后	4.3547	4.3696	-0.26 (0.791)	-0.8	96.1
农用机械总价值	匹配前	5.1170	3.1573	21.71 (0.000)	48.8	
	匹配后	5.1078	5.0670	0.34 (0.735)	1.0	97.9
是否有不健康成员	匹配前	0.4167	0.4364	-1.74 (0.083)	-4.0	
	匹配后	0.4170	0.4195	-0.17 (0.866)	-0.5	87.4
是否发生重大事件	匹配前	0.1924	0.1616	3.63 (0.000)	8.1	
	匹配后	0.1918	0.1932	-0.12 (0.904)	-0.4	95.4
是否有人从事个体私营	匹配前	0.0639	0.0675	-0.63 (0.530)	-1.4	
	匹配后	0.0641	0.0634	0.10 (0.924)	0.3	80.7
村庄是否位于自然灾害频发区	匹配前	0.8558	0.8217	3.96 (0.000)	9.3	
	匹配后	0.8556	0.8564	-0.08 (0.937)	-0.2	97.6
村庄人均耕地面积	匹配前	1.9042	1.6518	6.34 (0.000)	13.1	
	匹配后	1.8810	1.8639	0.29 (0.769)	0.9	93.2
政府补助	匹配前	0.7358	0.6356	9.25 (0.000)	21.7	
	匹配后	0.7353	0.7407	-0.42 (0.677)	-1.2	94.6
社会捐助	匹配前	0.0167	0.0144	0.82 (0.414)	1.8	
	匹配后	0.0167	0.0160	0.17 (0.862)	0.5	70.8
Pseudo R ²		匹配前			0.061	
		匹配后			0.000	

表 4-17 平衡性检验结果（土地转出）

变量	样本	均值差异检验			标准化差异检验	
		处置组	对照组	t 检验 (p 值)	标准化差异	降幅 (%)
户主年龄	匹配前	55.309	51.561	11.20 (0.000)	25.9	
	匹配后	55.301	55.305	-0.01 (0.994)	-0.0	99.9
户主年龄的平方	匹配前	3279.4	2858.2	12.05 (0.000)	27.3	
	匹配后	3278.6	3279.0	-0.01 (0.993)	-0.0	99.9
户主性别	匹配前	0.5344	0.5695	-3.02 (0.003)	-7.1	
	匹配后	0.5342	0.5337	0.03 (0.975)	0.1	98.6
户主婚姻状况	匹配前	0.7618	0.8431	-9.26 (0.000)	-20.5	
	匹配后	0.7621	0.7618	0.02 (0.982)	0.1	99.6
户主受教育程度	匹配前	2.1290	2.1707	-1.61 (0.108)	-3.8	
	匹配后	2.1295	2.1304	-0.03 (0.979)	-0.1	97.8
人口规模	匹配前	3.6384	3.9740	-7.10 (0.000)	-16.8	
	匹配后	3.6397	3.6454	-0.09 (0.925)	-0.3	98.3
农用机械总价值	匹配前	1.9772	3.1573	-13.02 (0.000)	-32.2	
	匹配后	1.9782	2.0014	-0.22 (0.824)	-0.6	98.0
是否有不健康成员	匹配前	0.4845	0.4363	4.12 (0.000)	9.7	
	匹配后	0.4842	0.4844	-0.01 (0.993)	-0.0	99.7
是否发生重大事件	匹配前	0.1638	0.1616	0.26 (0.793)	0.6	
	匹配后	0.1639	0.1638	0.01 (0.994)	0.0	96.1
是否有人从事个体私营	匹配前	0.1041	0.0675	5.98 (0.000)	13.1	
	匹配后	0.1036	0.1042	-0.07 (0.945)	-0.2	98.2
村庄是否位于自然灾害频发区	匹配前	0.8272	0.8216	0.62 (0.537)	1.5	
	匹配后	0.8271	0.8285	-0.12 (0.908)	-0.4	75.8
村庄人均耕地面积	匹配前	1.6417	1.6518	-0.26 (0.794)	-0.6	
	匹配后	1.6417	1.6360	0.11 (0.910)	0.4	43.4
政府补助	匹配前	0.6822	0.6356	4.14 (0.000)	9.8	
	匹配后	0.6820	0.6846	-0.18 (0.857)	-0.5	94.5
社会捐助	匹配前	0.0202	0.0144	2.03 (0.043)	4.5	
	匹配后	0.0197	0.0198	-0.02 (0.987)	-0.1	98.8
Pseudo R ²		匹配前			0.036	
		匹配后			0.000	

图 4-4 和图 4-5 分别汇报了土地转入时和土地转出时样本匹配前后倾向得分的核密度图，可以看出，无论是土地转入还是土地转出，匹配后两组样本倾向得分的概率分布均具有较好的一致性，且重合区域足够大。图 4-6 和图 4-7 表示土地转入时和土地转出时样本匹配前后各变量标准化偏差，可见各变量的标准化偏差都明显降低，体现了匹配结果的可靠性。图 4-8 和图 4-9 为土地转入时和土地转出时倾向得分的共同取值范围，从图中可知

匹配后处置组和对照组的大部分观测值在共同取值范围内,说明匹配效果较好。综上所述,无论是土地转入还是土地转出,倾向得分匹配的结果均满足了条件独立假设和共同支撑域条件,估计出的平均处置效应是准确可靠的。

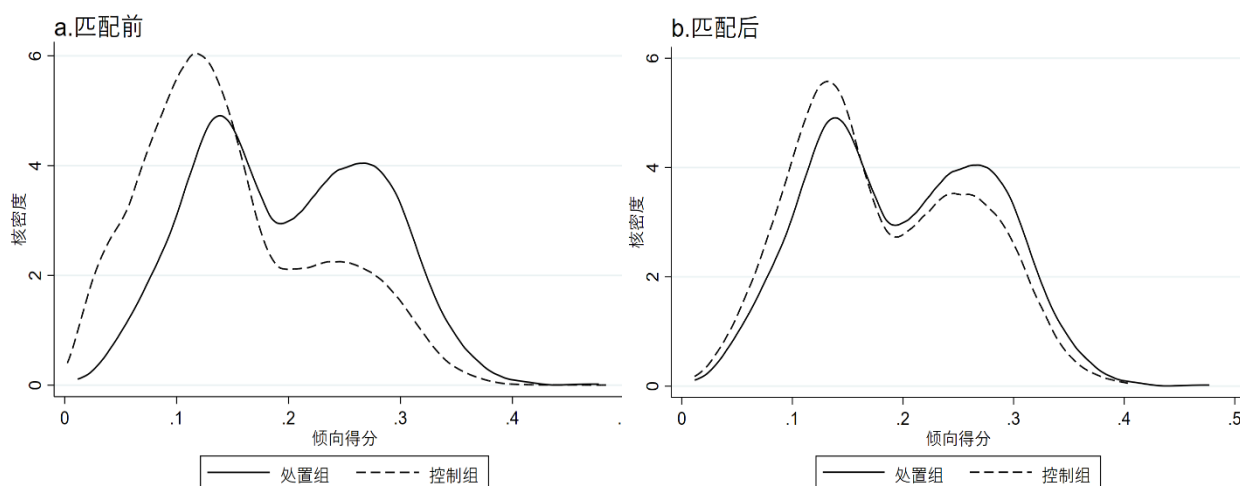


图 4-4 样本匹配前后倾向得分的核密度图(土地转入)

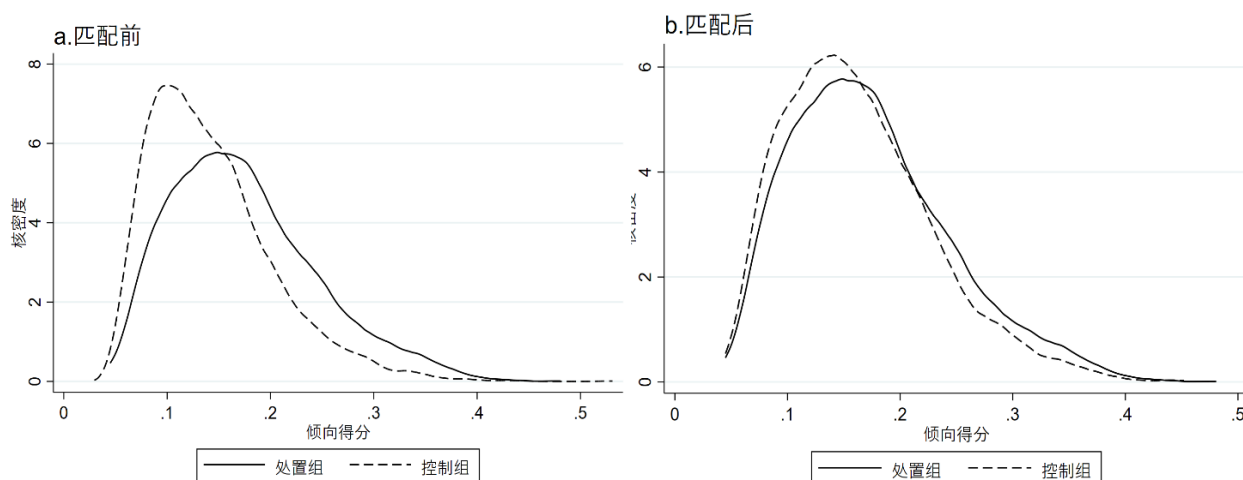


图 4-5 样本匹配前后倾向得分的核密度图(土地转出)

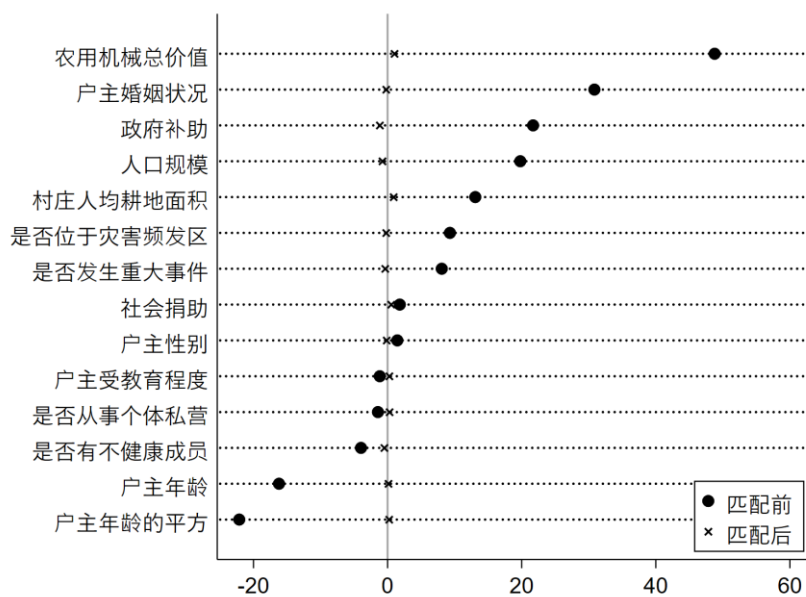


图 4-6 各特征变量标准化偏差图（土地转入）

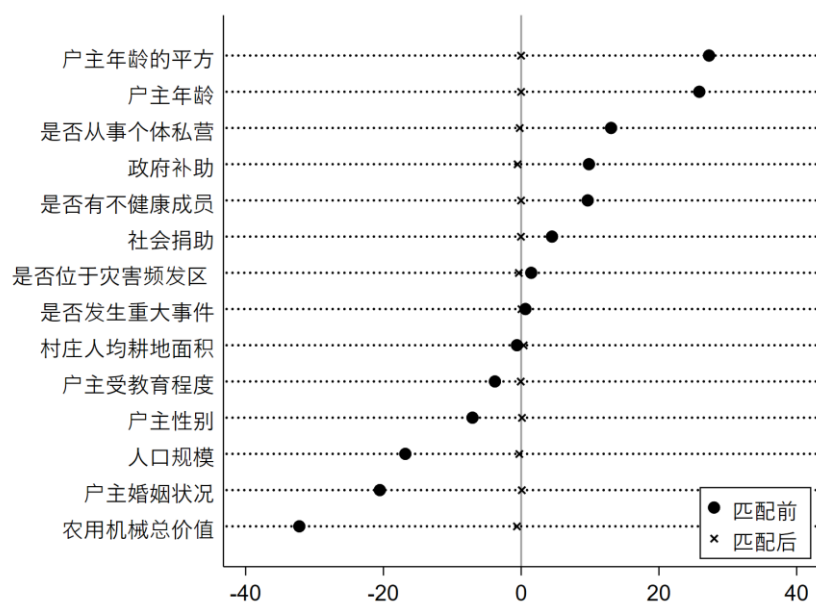


图 4-7 各特征变量标准化偏差图（土地转出）

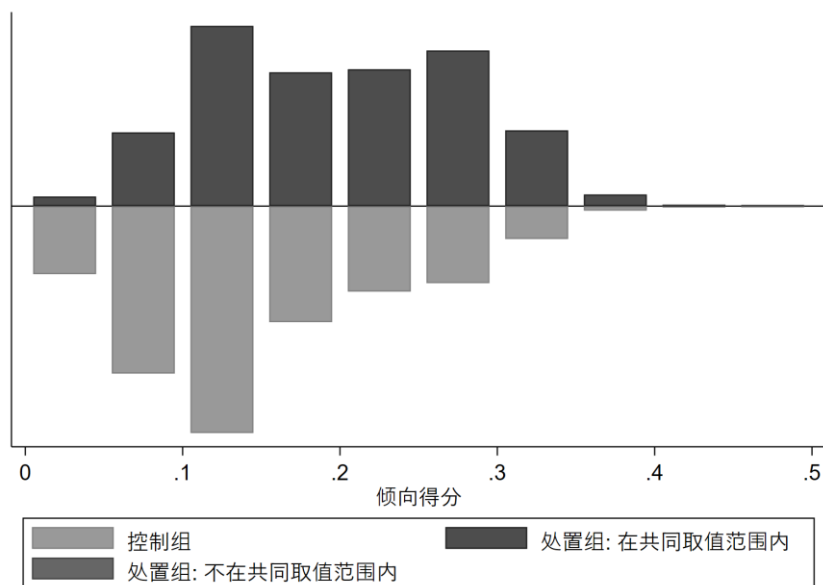


图 4-8 匹配后倾向得分的共同取值范围图（土地转入）

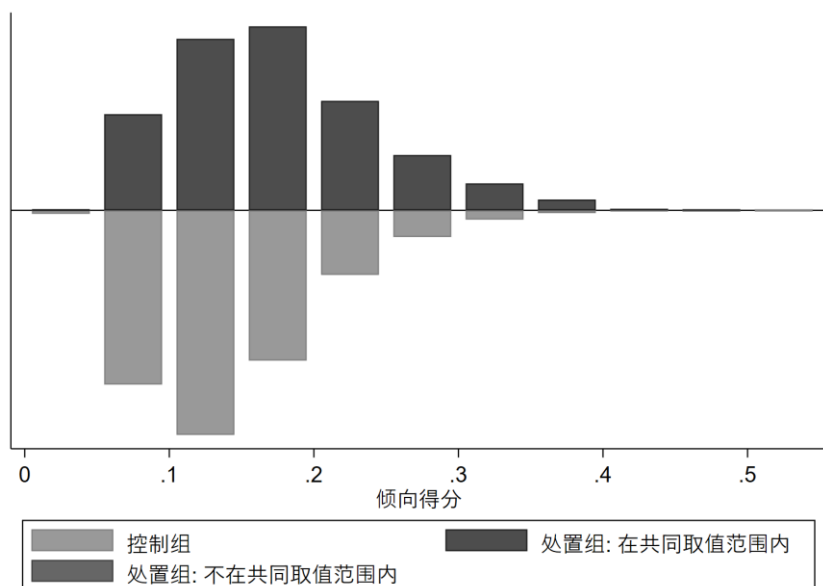


图 4-9 匹配后倾向得分的共同取值范围图（土地转出）

在样本匹配满足了条件独立假设和共同支撑域条件后，表 4-18 和表 4-19 分别汇报了采用三种匹配方法估计出的土地转入、土地转出对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应。就土地转入而言，无论采用何种匹配方式，土地转入对农户相对贫困脆弱性均在 1%或 5% 显著水平下呈现负向影响，而就土地转出而言，土地转出对农户相对贫困脆弱性均在 1% 显著水平下呈现负向影响。结果显示，倾向得分匹配的估计结果是稳健的。因此，缓解了自选择问题导致的估计偏差后，土地转入和土地转出仍然能显著降低农户相对贫困脆弱性，

即进一步验证了假说 2。

表 4-18 土地转入对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应

变量	匹配方法	处置组	控制组	ATT	标准误	t 值	
相对贫困脆弱性	匹配前	0.2572	0.2910	-0.0338***	0.0058	-5.80	
	匹配后	近邻匹配	0.2572	0.2710	-0.0138**	0.0069	-1.98
		半径匹配	0.2572	0.2737	-0.0165***	0.0058	-2.81
		核匹配	0.2574	0.2742	-0.0168***	0.0058	-2.87

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②观测值为 14586。

表 4-19 土地转出对农户相对贫困脆弱性的平均处理效应

变量	匹配方法	处置组	控制组	ATT	标准误	t 值	
相对贫困脆弱性	匹配前	0.2749	0.2910	-0.0161***	0.0060	-2.67	
	匹配后	近邻匹配	0.2749	0.3099	-0.0350***	0.0074	-4.72
		半径匹配	0.2748	0.3095	-0.0347***	0.0062	-5.62
		核匹配	0.2747	0.3102	-0.0355***	0.0061	-5.77

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②观测值为 14410。

（二）改变相对贫困线标准

第二种方式，改变相对贫困线标准重新估算农户相对贫困脆弱性。此处采用欧盟提出的相对贫困标准——收入中位数的 60%为相对贫困线，进行 IVGMM 模型估计。表 4-20 中第（4）列报告了以收入中位数的 60%作为相对贫困线计算得出农户相对贫困脆弱性后，土地流转、土地转入以及土地转出对其影响的工具变量回归结果。结果显示，土地流转、土地转入以及土地转出均能显著缓解农户相对贫困脆弱性，验证了前文结论。

表 4-20 土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-GMM 回归结果

	中位数 60%标准相对贫困线			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 土地流转与农户相对贫困脆弱性				
土地流转	-0.2564*** (0.0594)	-0.3469*** (0.0620)	-0.3737*** (0.0653)	-0.3536*** (0.0593)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是

续表 4-20

年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	16692	16692	16692	16692
Kleibergen-Paap rk Wald F	34.718	35.807	34.962	40.458
Hansen J P-Value	0.0002	0.1755	0.6981	0.6305
Panel B: 土地转入与农户相对贫困脆弱性				
土地转入	0.0337 (0.0750)	-0.2392*** (0.0708)	-0.3113*** (0.0804)	-0.3041*** (0.0758)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14568	14568	14568	14568
Kleibergen-Paap rk Wald F	34.951	46.882	43.220	48.058
Panel C: 土地转出与农户相对贫困脆弱性				
土地转出	-0.4055*** (0.0840)	-0.4151*** (0.0833)	-0.3994*** (0.0811)	-0.3864*** (0.0768)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14410	14410	14410	14410
Kleibergen-Paap rk Wald F	69.039	64.889	66.720	73.025

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

（三）更换回归模型

第三种方式，更换回归模型进行稳健性检验。参照万广华和章元的研究，将相对贫困脆弱性大于 0.5 的农户识别为脆弱农户，取值为 1，否则识别为非脆弱农户，取值为 0。^①在将农户相对贫困脆弱性转换为虚拟变量后，采用 IVProbit 对式（4.1）进行模型估计。表 4-21 中第（4）列的估计结果显示，就土地流转而言，第一阶段回归结果的 F 统计量为 15.39，大于临界值 10，AR 检验统计值为 21.71，Wald 检验统计值为 16.85，均在 1%水平上显著，因此可以排除弱工具变量问题，过度识别检验的 ALN（Amemiya-Lee-Newey）最小卡方统计量对应的 P 值为 0.9520，表明我们无法拒绝工具变量都是外生的原假设。同时，土地流转的估计结果在 1%检验水平上显著为负，验证了前文假说 1；就土地转入和土地转出而言，

^①万广华，章元：《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性？》，《数量经济技术经济研究》2009 年第 6 期。

第一阶段回归结果的 F 统计量分别为 40.69 和 30.21, 均大于临界值 10, AR 检验统计值和 Wald 检验统计值均在 5%或 1%水平上显著, 同样排除弱工具变量问题, 且估计结果均显著为负, 进一步验证了假说 2。综上所述, 稳健性检验结果与前文结论依旧一致。

表 4-21 土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-Probit 回归结果

	是否相对贫困脆弱			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 土地流转与农户相对贫困脆弱性				
土地流转	-1.5997*** (0.5203)	-1.8990*** (0.5419)	-2.1936*** (0.5701)	-2.1771*** (0.5303)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	16692	16692	16692	16692
第一阶段 F-statistics	14.45	14.21	13.32	15.39
AR chi2	17.41***	15.89***	19.16***	21.71***
Wald chi2	9.45***	12.28***	14.81***	16.85***
ALN chi2 P-Value	0.0202	0.3982	0.9314	0.9520
Panel B: 土地转入与农户相对贫困脆弱性				
土地转入	0.1868 (0.7884)	-1.1954 (0.7443)	-1.7923** (0.8152)	-1.9013** (0.7804)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14568	14568	14568	14568
第一阶段 F-statistics	36.19	48.49	43.52	40.69
AR chi2	0.06	2.69	5.34**	6.64***
Wald chi2	0.06	2.58	4.83**	5.94**
Panel C: 土地转出与农户相对贫困脆弱性				
土地转出	-2.2361*** (0.7140)	-2.0571*** (0.7462)	-2.0293*** (0.7358)	-2.0450*** (0.7056)
个体层面控制变量	是	是	是	是
农户层面控制变量	否	是	是	是
村庄层面控制变量	否	否	是	是
社会福利层面控制变量	否	否	否	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	14410	14410	14410	14410
第一阶段 F-statistics	35.02	34.36	30.84	30.21
AR chi2	12.04***	8.97***	8.93***	9.89***

续表 4-21

Wald chi2	9.81***	7.60***	7.61***	8.40***
-----------	---------	---------	---------	---------

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③ALN chi2 为过度识别检验的最小卡方统计量，P-Value 为对应的 P 值。

四、土地流转对农户相对贫困脆弱性影响的异质性分析

由于各地区农村经济发展程度和农户经营方式不同，土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响可能在不同地区中存在差异。本文依据国家统计局划分方法，将样本划分为东部地区、中部地区、西部地区、东北地区四个地区，^①表 4-22 汇报了土地转入和土地转出在不同地区对农户相对贫困脆弱性影响的估计结果。工具变量回归结果显示，中部地区相较其他地区而言土地转入能显著降低农户相对贫困脆弱性，而西部地区相较其他地区而言土地转出能显著降低农户相对贫困脆弱性。可能的解释是，中部地区近年来以机械规模化农业经营为主，有向技术密集型农业模式发展的趋势，^②促进了以转入土地为增收途径的适度规模经营，有效缓解了农户相对贫困脆弱性；而西部地区地域辽阔人口密度较小，相比其他地区更易停留在机械化程度较低的粗放式传统农业阶段，转出土地更有利于解放农业剩余劳动力，提高农户非农收入以缓解农户相对贫困脆弱性。

表 4-22 土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-GMM 回归结果：基于地区分组

	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
土地转入：				
	-0.3814** (0.1891)	-0.3496*** (0.1178)	-0.1194 (0.1960)	0.0272 (0.0388)
控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	3975	3688	5217	1688
Kleibergen-Paap rk Wald F	7.661	18.638	6.052	73.405
土地转出：				
	-0.0319 (0.0788)	-0.2221 (0.1656)	-0.4039*** (0.0967)	-9.5877 (67.4149)
控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	4045	3761	4962	1642
Kleibergen-Paap rk Wald F	24.431	7.933	46.449	0.020

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

^①参见国家统计局编：《2018 中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社，2018 年，编者说明页。

^②王珏，范静：《土地经营权流转对农户收入增长及其地区异质性影响研究——基于全国 8 个省份 2037 个农户家庭的调查》，《农村经济》2018 年第 4 期。

此外,按照户主性别与户主年龄将样本划分后,土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的工具变量估计结果如表 4-23 所示。克服内生性问题后的结果表明,从性别角度出发,土地转入可以降低男性户主农户的相对贫困脆弱性,原因可能是男性户主在农业生产过程中相较女性户主更具有体力与决策上的优势;从年龄角度出发,户主年龄在 60 岁及以下时,土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响在 1%检验水平上显著为负,原因可能是年轻劳动力农户更倾向于转出土地以选择外出打工或非农生产经营来获得高收入,降低了未来陷入相对贫困的可能性。户主年龄在 60 岁以上时,土地转入对农户相对贫困脆弱性的影响在 1%检验水平上显著为负,原因可能是 60 岁以上户主收入来源较为单一,依靠土地养老仍为农村主要养老模式,因此土地转入才能显著降低该组农户相对贫困脆弱性。结合上述研究可知,土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响存在地区和户主特征异质性,验证了假说 3。

表 4-23 土地流转与农户相对贫困脆弱性的 IV-GMM 回归结果:基于户主分组

	男性户主	女性户主	60 岁及以下户主	60 岁以上户主
土地转入:				
	-0.3371*** (0.1112)	-0.1243 (0.0830)	0.0378 (0.0554)	-0.4725*** (0.1760)
控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	8313	6255	10636	3932
Kleibergen-Paap rk Wald F	20.504	24.512	33.434	14.621
土地转出:				
	-0.4508*** (0.1071)	-0.2563*** (0.0938)	-0.4512*** (0.0878)	-0.1622 (0.1245)
控制变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
观测值	8132	6278	10025	4385
Kleibergen-Paap rk Wald F	38.896	32.644	49.074	17.998

注:①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;②括号内为稳健标准误。

第五章 研究结论与政策启示

第一节 研究结论

本文基于农户行为理论、产权理论以及可持续生计理论分析了土地流转如何影响农户相对贫困脆弱性。同时利用 CFPS 三年面板数据，运用 FGLS 可行广义最小二乘法来构建计算农户相对贫困脆弱性指标，利用《中国农村统计年鉴（1985 年）》和国家统计局网站数据构建工具变量，采用 OLS 模型实证分析土地流转、土地转入以及土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响，并采用 IVGMM 模型缓解原基准模型可能存在的因内生性问题导致的估计偏误；采用倾向得分匹配法、改变相对贫困线标准、以及更换回归模型的方法进行了稳健性检验，以进一步验证土地流转对农户相对贫困脆弱性影响基准回归结论的可靠性及稳健性。同时，讨论了土地转入和土地转出在不同地区以及不同户主特征情况下对农户相对贫困脆弱性影响的异质性。研究得出的主要结论包括：

第一，从土地流转的参与情况来看，2014-2018 年间，四个地区参与土地流转的农户比例均呈现先上升后下降的趋势，其中各年样本农户土地流转参与率在地区之间存在较大差异。就土地转入而言，2014-2018 年间，农户土地转入参与率在东部地区呈逐步下降的趋势，在其余地区呈先上升后下降的趋势。从整体样本看，东北地区的农户土地转入参与率最高，而东部地区的农户土地转入参与率最低；就土地转出而言，2014-2018 年间，农户土地转出参与率均呈上升趋势。其中，东部地区、中部地区和东北地区的农户土地转出参与率高于样本平均，而西部地区的农户土地转出参与率低于样本平均，只有 10.01%。

第二，从农户相对贫困脆弱性、相对贫困脆弱发生率的时空分布情况来看，不管采用哪种相对贫困标准，各地区的农户相对贫困脆弱性与相对贫困脆弱发生率都呈现明显的逐年下降趋势。相较于 2014 年，2016 年农户相对贫困脆弱发生率同比下降超过一半，而 2018 年农户相对贫困脆弱发生率同比 2016 年下降超过四分之一。并且，2014-2018 年间，西部地区的农户相对贫困脆弱性与相对贫困脆弱农户占比均高于其它地区，东部地区脆弱农户占比降低幅度较大。截至 2018 年，在 50% 的相对贫困线标准下，西部地区仍有 11.36% 的农户处于脆弱状态，而东部地区仅有 5.14% 的农户处于脆弱状态。进一步地，相对贫困脆弱转移矩阵的结果表明，农户未来陷入相对贫困概率并非一成不变，随着时间的推移，越来越多的农户相对贫困脆弱性降低，但脆弱边缘的群体仍存在规模性返贫风险，更有极少数农户可能再次陷入相对贫困脆弱状态。

第三，理论分析的结果表明，当土地产权得到清晰的界定和保护时，农户通过土地流

转促进土地、资本、技术与劳动力等要素重新优化组合，使其家庭资源的整体配置效率得到显著提升，进而促进其生计资本发生变化，生计策略呈现多样性。与未进行土地流转的农户相比，全部或部分转出土地后人力资本、社会资本、金融资本在农户生计资本中的比例增加，而转入土地后自然资本、物质资本、金融资本在农户生计资本中的比例增加。因此，农户通过调整五类资本来增加自身生计资本的存量或多元性，使其生计结构得以优化，进而综合考虑自身情况和社会环境做出更为多元的生计策略选择。农户的生计策略选择越丰富，应对冲击、发现和利用机会的能力就会越强，可持续生计能力得到有效提高，家庭生活状况与谋生处境得以改善，从而降低其相对贫困脆弱性。

第四，实证分析的研究结果表明，土地流转、土地转入以及土地转出均能够显著降低农户相对贫困脆弱性，且土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响存在地区和户主特征异质性。无论是采用 OLS 模型对方程 4.1 进行的基准回归估计结果，还是采用工具变量 IVGMM 模型解决基准回归潜在内生性问题的估计结果，亦或是采取倾向得分匹配、改变相对贫困线标准以及更换回归模型进行稳健性检验，所得结论均保持稳健。进一步地，土地转入和土地转出对农户相对贫困脆弱性的影响具有异质性，分地区而言，中部地区相较于其他地区来说土地转入能显著降低农户相对贫困脆弱性，而西部地区相较于其他地区来说土地转出能显著降低农户相对贫困脆弱性。可能的解释是，中部地区的平原环境更适合机械规模化农业经营，因此促进了以转入土地为增收途径的适度规模经营，而西部地区地域辽阔人口密度较小，地形环境复杂且不利于种植产业，转出土地更有利于解放农业剩余劳动力，提高农户非农收入以缓解农户相对贫困脆弱性。此外，男性户主通过土地转入缓解相对贫困脆弱性的效果比女性户主更好，原因可能是男性户主在体力与决策上更具备优势。60 岁及以下年龄的户主通过转出土地能有效降低相对贫困脆弱性，60 岁以上年龄的户主通过转入土地能有效降低相对贫困脆弱性。原因可能是年轻劳动力农户更倾向于转出土地以选择外出打工或非农生产经营来获得更高的收入，而年龄大的农户收入来源较为单一，主要依靠土地养老即通过耕地收入来获得老年生活的保障。

第二节 政策启示

上述研究结论完善了关于土地流转有助于降低农户相对贫困脆弱性的理论分析，刻画了样本农户土地流转、土地转入以及土地转出与相对贫困脆弱性的时空分布，提供了土地流转有助于降低农户相对贫困脆弱性且存在异质性的经验证据。基于此，为充分发挥土地流转对农户相对贫困脆弱性的影响，根据本文的上述研究结论，提出如下政策启示：

一、多措并举推动土地有序流转

第一，完善土地流转制度支撑体系。政府应完善法律法规，扎实推进农村土地确权工作，赋予农地更加明确的产权职能。在不断完善流转制度的前提下，通过详细的规范明确转入和转出双方的权利与责任并加以约束，从而保障土地流转双方的权益，确保农地市场活动有序展开；第二，加快流转模式和机制创新。一方面，政府的支持农户和集体经济组织采取传统方式流转承包地的同时，应通过搭建流转信息和服务平台，鼓励农户通过委托代理、合作入股、土地信托、抵押等新模式实施流转。另一方面，政府应建立多元化监管与退出机制，加强合同规范化管理，实行土地流转费用先付制、恶意拖欠租金通报制以及流转合同备案制等加强监管，并在依照法律法规和相关政策的前提下充分尊重流出方意愿，启动退出机制以解决进城从事非农工作农户的后顾之忧；第三，搭建高效的流转市场平台。首先，建立公平合理、有效规范的流转市场，充分发挥流转中介机构、政府相关职能部门等发布专业信息与提供服务的职能，尽可能减少土地流转过程中的资源信息发布、交易价格谈判、合同履行执行等成本。其次，要运用现代信息化网络手段，及时发布不同形式土地流转的参考价格，建立和修正流转价格核算模型，提高定价的合理性，鼓励有意愿参与土地流转的农户积极参与到市场中来；第四，制定与执行差异化政策。政府应做到因地制宜、分类制定区域农村的土地流转指导价格，确保供需基本平衡和流转价格合理。同时应基于当地自然条件、经济水平和农户资源禀赋等实际情况，合理引导流转规模，并确保相应机构和组织能及时提供融资支持。

二、依托数字技术赋能土地流转

第一，构建土地流转大数据监测可行模式。在农业信息化基础设施覆盖的基础上，应充分利用卫星遥感、无人机巡视、地理信息系统等农业关键技术，对农村土地规模、土壤质量、空间布局以及可利用面积等信息进行搜集，汇集成农户土地资源网络，实时获取农村各个地块的土地流转信息，确保流转全程可追溯、可查询，保障土地流转工作网络化、空间化和可视化，提高农户的精细化决策程度，实现土地流转数据的动态监测与监管；第二，打造土地流转信息应用管理系统。在大数据监测的基础上，应着重搭建土地流转信息库，加强智慧平台建设并于农户对接，实现土地流转信息的高效数字化管理。通过线上线下相结合的模式充分开展农户信息的搜集，在数据库中录入农户所投入的土地、劳动力、技术、资金等要素的数据，同时整合包括农业经营主体自身禀赋、农户土地确权登记工作以及土地流转市场交易等多方数据，打造专业的土地流转信息应用管理系统，为农户提供

交易双方匹配、交易信息整合、价格指导、谈判与签约等服务，以及法律与政策咨询、信息化技术指导、合同鉴证等配套服务，确保其资源得到有效配置以实现效益最大化；第三，完善土地流转数据共享机制。实施土地流转信息贯通，与金融部门、教育部门等相关部门共享，打破信息壁垒，促进政府与服务主体之间的数据共享，方便农户政务业务办理，拓宽农户增收致富的渠道。

三、完善土地流转后续保障工作

第一，对土地转入农户加大农业扶持力度。首先，政府应制定相应的惠农强农政策，提升农业补贴金额、降低农业补贴申领门槛，同时完善农业信贷担保体系，积极引导金融资本投入农业，缓解土地转入农户生产经营融资难的处境。其次，村级组织可以邀请合作社负责人通过座谈会的形式对转入土地的农户介绍农业规模化、集约化经营模式，以改善脆弱边缘农户在农业生产经营信息掌握程度上不充分的现状。最后，政府应致力于优化农业社会化服务体系，加强农业科技人才培养力度，推进农业关键核心技术攻关与推广应用，为转入土地的农户提供技术咨询与人才支持，促进其将先进适用的种植品种、前沿生产技术以及智能化数字化生产装备等要素导入至农业经营活动，切实提高农业生产效率，提升农业运营水平，从而增加农业经营性收入；第二，对土地转出农户给予非农就业支持。一方面，政府应大力支持下乡企业在农村就近设置就业岗位，加大职业技能培训力度，提升农村劳动力职业素养及社会参与积极性，引导转出土地的农户自主投身于非农行业，提升人力资本与社会资本，从而增加其非农收入。另一方面，政府应致力于健全农村社会保障体系，加强“新农合”、“新农保”等在农村的宣传工作，保障转出土地的低收入农户有稳定的生活来源。同时应加快完善农村养老服务体系建设，弱化土地的社会保障功能，解决脆弱边缘土地转出农户的后顾之忧。

参考文献

一、中文著作

卢现祥, 朱巧玲: 《新制度经济学》, 北京: 北京大学出版社, 2021 年。

世界银行: 《2000/2001 年世界发展报告: 与贫困作斗争》, 世界发展报告翻译组译, 北京: 中国财政经济出版社, 2001 年。

中国农业部编, 《中国农业年鉴》, 北京: 中国农业出版社, 2011 年。

中国农业部编, 《中国农业年鉴》, 北京: 中国农业出版社, 2021 年。

国家统计局编: 《2018 中国统计年鉴》, 北京: 中国统计出版社, 2018 年。

[美]道格拉斯·C.诺斯: 《制度、制度变迁与经济绩效》, 刘守英译, 上海: 上海三联书店、上海人民出版社, 1994 年。

[美]罗纳德·H.科斯: 《财产权利与制度变迁: 产权学派与新制度学派译文集》, 刘守英等译, 上海: 上海三联书店、上海人民出版社, 2014 年。

[美]黄宗智: 《华北的小农经济与社会变迁》, 北京: 中华书局, 2000 年。

[美]西奥多·W.舒尔茨: 《改造传统农业》, 梁小民译, 北京: 商务印书馆出版社, 2017 年。

[以]约拉姆·巴泽尔: 《产权的经济分析》, 费方域等译, 上海: 上海三联书店、上海人民出版社, 2017 年。

二、中文论文

毕秀水: 《经济增长理论的自然资本观述要》, 《长白学刊》2006 年第 2 期。

曹湘怡, 张凤阳: 《从组织视角看精准扶贫——兼论贫困治理“中国模式”的原创性》, 《天津社会科学》2022 年第 2 期。

陈斌开, 马宁宁, 王丹利: 《土地流转、农业生产率与农民收入》, 《世界经济》2020 年第 10 期。

陈飞, 翟伟娟: 《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》, 《经济研究》2015 年第 10 期。

陈剑波: 《人民公社的产权制度——对排它性受到严格限制的产权体系所进行的制度分析》, 《经济研究》1994 年第 7 期。

陈训波, 武康平, 贺炎林: 《农地流转对农户生产率的影响——基于 DEA 方法的实证分析》, 《农业技术经济》2011 年第 8 期。

陈园园, 安祥生, 任媛等: 《欠发达山区土地流转的生态效应分析——以晋西北地区为例》, 《水土保持研究》2018年第1期。

陈昭玖, 朱红根: 《人力资本、社会资本与农民工返乡创业政府支持的可获性研究——基于江西1145份调查数据》, 《农业经济问题》2011年第5期。

陈宗胜, 沈扬扬, 周云波: 《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》, 《管理世界》2013年第1期。

仇童伟, 罗必良, 何勤英: 《农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》, 《中国农村观察》2019年第4期。

狄振鹏, 姚伟民, 李世美: 《中国农村扶贫的制度变迁、优化与创新》, 《当代经济研究》2021年第1期。

翟黎明, 夏显力, 吴爱娣: 《政府不同介入场景下农地流转对农户生计资本的影响——基于PSM-DID的计量分析》, 《中国农村经济》2017年第2期。

杜兴端, 曹旭欣: 《土地转入的防贫效应——贫困户与非贫困户的比较》, 《四川农业大学学报》2021年第1期。

杜志雄, 王瑜: 《“十四五”时期乡村基层治理体系建设与减贫治理转型》, 《改革》2021年第11期。

段塔丽, 李玉磊, 王蓉等: 《精准扶贫视角下贫困地区农村女性户主家庭能力脱贫实现路径探析——基于陕南秦巴山区农户家庭的调查数据》, 《陕西师范大学学报(哲学社会科学版)》2020年第6期。

方颖, 赵扬: 《寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献》, 《经济研究》2011年第5期。

冯应斌, 龙花楼: 《基于乡村人口转移和农村道路建设的空间贫困破解机理及其对策研究——以贵州省为例》, 《地理研究》2019年第11期。

高静, 王志章, 龚燕玲等: 《土地转出何以影响小农户收入: 理性解释与千份数据检验》, 《中国软科学》2020年第4期。

高强, 孔祥智: 《论相对贫困的内涵、特点难点及应对之策》, 《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》2020年第3期。

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》, 《当代经济科学》2021年第3期。

谷树忠: 《贫困形势研判与减贫策略调整》, 《改革》2016年第8期。

郭熙保, 罗知: 《论贫困概念的演进》, 《江西社会科学》2005 年第 11 期。

郭小琳, 郑淋议, 施冠明等: 《农地流转、要素配置与农户生产效率变化》, 《中国土地科学》2021 年第 12 期。

韩喜平, 王晓兵: 《从“投放-遵守”到“参与-反馈”: 贫困治理模式转换的内生动力逻辑》, 《理论与改革》2020 年第 5 期。

韩峥: 《脆弱性与农村贫困》, 《农业经济问题》2004 年第 10 期。

何春, 刘荣增: 《土地流转是否纾解了农村相对贫困?》, 《商业研究》2021 年第 5 期。

何仁伟, 李光勤, 刘邵权等: 《可持续生计视角下中国农村贫困治理研究综述》, 《中国人口·资源与环境》2017 年第 11 期。

何欣, 黄心波, 周宇红: 《农村老龄人口居住模式、收入结构与贫困脆弱性》, 《中国农村经济》2020 年第 6 期。

贺琳凯: 《贫困治理与乡村振兴的协同推进: 时序、场域、制度与要素》, 《思想战线》2022 年第 2 期。

洪名勇, 娄磊, 龚丽娟: 《中国特色贫困治理: 制度基础与理论诠释》, 《山东大学学报(哲学社会科学版)》2022 年第 2 期。

洪银兴, 王荣: 《农地“三权分置”背景下的土地流转研究》, 《管理世界》2019 年第 10 期。

华汛子: 《农村劳动力流动的减贫效应研究——基于可持续生计的理论视角》, 博士学位论文, 武汉大学, 2019 年。

黄季焜, 冀县卿: 《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》, 《管理世界》2012 年第 9 期。

黄李辉, 阮永平: 《文献分析法在我国管理会计研究中的应用——基于 33 篇样本文献的分析》, 《财会通讯》2017 年第 4 期。

黄善林, 孙怡平, 余志刚: 《农地经营与农地流转对多维贫困的影响研究——基于东北地区典型贫困县的农户调查》, 《农林经济管理学报》2020 年第 6 期。

黄宗智: 《中国小农经济的过去和现在——舒尔茨理论的对错》, 《中国乡村研究》2008 年第 1 期。

霍萱, 林闽钢: 《慢性贫困的理论透视及其整合》, 《河北大学学报(哲学社会科学版)》2019 年第 3 期。

冀县卿, 钱忠好: 《如何有针对性地促进农地经营权流转?——基于苏、桂、鄂、黑四省(区) 99 村、896 户农户调查数据的实证分析》, 《管理世界》2018 年第 3 期。

冀县卿, 钱忠好: 《中国农地产权制度改革 40 年——变迁分析及其启示》, 《农业技术经济》2019 年第 1 期。

江立华: 《相对贫困与 2020 年后贫困治理战略》, 《社会发展研究》2020 年第 3 期。

蒋丽丽: 《贫困脆弱性理论与政策研究新进展》, 《经济学动态》2017 年第 6 期。

柯炼, 黎翠梅, 汪小勤等: 《土地流转政策对地区农民收入的影响研究——来自湖南省的经验证据》, 《中国土地科学》2019 年第 8 期。

柯炼, 汪小勤, 陈地强: 《土地流转与农户收入增长——基于收入结构的视角》, 《中国人口·资源与环境》2022 年第 1 期。

孔祥智, 周振, 路玉彬: 《我国农业机械化道路探索与政策建议》, 《经济纵横》2015 年第 7 期。

李博, 左停: 《耦合性治理: 高原藏区产业发展、易地扶贫搬迁与生态保护的共融——基于 Z 县脱贫攻坚经验的总结》, 《云南社会科学》2022 年第 1 期。

李树茁, 徐洁, 左冬梅等: 《农村老年人的生计、福祉与家庭支持政策——一个可持续生计分析框架》, 《当代经济科学》2017 年第 4 期。

李晚莲, 高光涵, 黄建红: 《乡村振兴战略背景下多中心农村贫困治理模式研究——基于粤北 L 村的考察》, 《广西社会科学》2020 年第 10 期。

李维: 《农村土地流转与生产技术效率分析——基于江西水稻种植农户调查数据》, 《农林经济管理学报》2015 年第 4 期。

李小云, 董强, 饶小龙等: 《农户脆弱性分析方法及其本土化应用》, 《中国农村经济》2007 年第 4 期。

李小云, 于乐荣, 齐顾波: 《2000~2008 年中国经济增长对贫困减少的作用: 一个全国和分区域的实证分析》, 《中国农村经济》2010 年第 4 期。

李彦军, 刘梦帆: 《我国农村家庭贫困影响因素及区域差异》, 《中南民族大学学报(人文社会科学版)》2021 年第 2 期。

李长生, 刘西川: 《土地流转的创业效应——基于内生转换 Probit 模型的实证分析》, 《中国农村经济》2020 年第 5 期。

李竹薇, 卢雪姣, 杨思敏等: 《农村普惠金融发展的减贫效应研究》, 《金融监管研究》2021 年第 12 期。

李壮：《中国共产党贫困治理的百年历程与经验启示》，《当代世界社会主义问题》2021年第4期。

林乐芬，王军：《转型和发展中国家农地产权改革及其市场效应评述》，《经济学动态》2010年第12期。

林毅夫：《小农与经济理性》，《农村经济与社会》1988年第3期。

林毅夫：《新结构经济学——重构发展经济学的框架》，《经济学（季刊）》2011年第1期。

刘光英，王钊：《多维贫困视角下土地流转的减贫效应及机制研究——基于中国家庭追踪调查（CFPS）微观数据的实证》，《农村经济》2020年第12期。

刘婧，王征兵，张洁：《家庭农场的个体差异、要素投入与规模经济研究——基于山西省109家果蔬类家庭农场的实证分析》，《西部论坛》2017年第3期。

刘康，储玖琳，王坤等：《贵州省旅游减贫效率格局演化及其影响因素》，《西南大学学报（自然科学版）》2021年第10期。

刘灵辉，田茂林，李明玉：《土地流转对家庭农场经济效益的影响研究——基于四川、湖北、江苏、山东336户家庭农场的调研》，《河北经贸大学学报》2020年第5期。

刘明辉，卢飞，刘灿：《土地流转行为、农业机械化服务与农户农业增收——基于CFPS2016数据的经验分析》，《南京社会科学》2019年第2期。

刘倩，陈佳，吴孔森等：《秦巴山集中连片特困区农户多维贫困测度与影响机理分析——以商洛市为例》，《地理科学进展》2020年第6期。

刘倩，蒋金秀，杨星等：《农户贫困脆弱性测度及其影响因素——基于秦巴山区的实证分析》，《地理研究》2022年第2期。

刘守英，高圣，王瑞民：《农地三权分置下的土地权利体系重构》，《北京大学学报（哲学社会科学版）》2017年第5期。

刘守英，颜嘉楠，冀县卿：《集体地权制度下农地合约选择与经营体制变迁——松江集体村社型家庭农场的案例分析》，《中国农村经济》2021年第2期。

刘守英：《农村土地制度改革：从家庭联产承包责任制到三权分置》，《经济研究》2022年第2期。

刘守英：《中国农地制度的合约结构与产权残缺》，《中国农村经济》1993年第2期。

刘守英：《中国土地制度改革：上半程及下半程》，《国际经济评论》2017年第5期。

刘魏,王小华:《农地流转的多维减贫效应及其异质性研究》,《宏观质量研究》2019年第3期。

刘银,徐丽娜,唐玺年等:《非农就业、社会网络与农村家庭正规借贷——来自CFPS数据的实证》,《金融理论与实践》2021年第3期。

刘兆军,汲春雨:《土地流转与农业保险的互动关系研究》,《农业经济与管理》2019年第5期。

陆汉文,杨永伟:《从脱贫攻坚到相对贫困治理:变化与创新》,《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》2020年第5期。

陆继霞:《土地流转农户的可持续生计探析》,《贵州社会科学》2018年第1期。

栾江,张玉庆,李登旺等:《土地经营权流转的农村居民收入分配效应研究——基于分位数处理效应的异质性估计》,《统计研究》2021年第8期。

罗翔,金贵:《区域相对贫困视角下农村公共投资的空间福利》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》2022年第2期。

吕方:《精准扶贫与国家减贫治理体系现代化》,《中国农业大学学报(社会科学版)》2017年第5期。

吕普生:《制度优势转化为减贫效能——中国解决绝对贫困问题的制度逻辑》,《政治学研究》2021年第3期。

马俊龙,刘灿:《土地流转对中老年农民福利影响研究——来自CHARLS2018年数据的证据》,《农村经济》2022年第10期。

马宗文,许学工:《土地变化的生态效应研究方法》,《地理与地理信息科学》2011年第2期。

毛加强,贾蕙宇:《农地流转对农民福利的影响研究——基于一般化加速模型(GBM)的倾向评分加权法与PSM的实证检验》,《农林经济管理学报》2018年第6期。

冒佩华,徐骥:《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》,《管理世界》2015年第5期。

彭继权,吴海涛,秦小迪:《土地流转对农户贫困脆弱性的影响研究》,《中国土地科学》2019年第4期。

彭继权:《非学历教育对农户相对贫困的影响——基于贫困脆弱性的视角》,《教育与经济》2021年第37期。

彭开丽,程贺:《决策行为视角下农地流转对农户收入的影响——来自湖北省东部 9 县(市/区)的证据》,《华中农业大学学报(社会科学版)》2020 年第 5 期。

钱力,王花:《农村家庭相对贫困的脆弱性测量及影响因素分析》,《农业经济与管理》2022 年第 2 期。

钱忠好,李友艺:《家庭农场的效率及其决定——基于上海松江 943 户家庭农场 2017 年数据的实证研究》,《管理世界》2020 年第 4 期。

钱忠好,牟燕:《中国土地市场化水平:测度及分析》,《管理世界》2012 年第 7 期。

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》,《中国农村经济》2016 年第 10 期。

钱忠好:《农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境:理论与政策分析》,《管理世界》2002 年第 6 期。

乔俊峰,郭明悦:《基本公共服务能有效提升脱贫质量吗?——基于多维贫困和多维贫困脆弱性的视角》,《财政研究》2021 年第 12 期。

申云,李京蓉:《数字普惠金融与农户相对贫困脆弱性》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2022 年第 21 期。

沈冰清,郭忠兴:《新农保改善了农村低收入家庭的脆弱性吗?——基于分阶段的分析》,《中国农村经济》2018 年第 1 期。

史常亮,占鹏,朱俊峰:《土地流转、要素配置与农业生产效率改进》,《中国土地科学》2020 年第 3 期。

斯丽娟,夏瑀,陶杰等:《旅游精准扶贫绩效影响因子研究——基于可持续生计理论》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》2019 年第 1 期。

宋瑛,谢浩,王亚飞:《农产品电子商务有助于贫困地区农户增收吗——兼论农户参与模式异质性的影响》,《农业技术经济》2022 年第 1 期。

苏芳,尚海洋:《农户生计资本对其风险应对策略的影响——以黑河流域张掖市为例》,《中国农村经济》2012 年第 8 期。

苏剑峰,聂荣:《社会网络对农村家庭相对贫困脆弱性的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2022 年第 21 期。

苏静,肖攀,胡宗义:《教育、社会资本与农户家庭多维贫困转化——来自 CFPS 微观面板数据的证据》,《教育与经济》2019 年第 2 期。

孙晗霖, 刘新智:《巩固拓展脱贫攻坚成果的理论逻辑与实现路径——基于脱贫户可持续生计的实证研究》,《山东社会科学》2021年第6期。

孙晓倩, 李青:《多维视阈下土地流转的减贫效应及其异质性研究——基于 CFPS2018 微观数据分析》,《中国农业资源与区划》2021年第6期。

汤晋, 陈洋庚, 滕盼:《农村家庭多维贫困测量及影响因素分析——基于 CFPS2018 数据的实证》,《税务与经济》2021年第6期。

汤琼, 李成标:《湖北省农村人力资本对农村经济增长贡献的实证分析》,《湖北农业科学》2014年第12期。

唐任伍, 肖彦博, 唐常:《后精准扶贫时代的贫困治理——制度安排和路径选择》,《北京师范大学学报(社会科学版)》2020年第1期。

田传浩, 李明坤:《土地市场发育对劳动力非农就业的影响:基于浙、鄂、陕的经验》,《农业技术经济》2014年第8期。

田红宇, 王媛名:《数字技术、信贷可获得性与农户多维贫困》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2021年第4期。

童星, 林闽钢:《我国农村贫困标准线研究》,《中国社会科学》1994年第3期。

万广华, 章元:《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?》,《数量经济技术经济研究》2009年第6期。

万广华:《解释中国农村区域间的收入不平等:一种基于回归方程的分解方法》,《经济研究》2004年第8期。

汪晨, 万广华, 林黎:《经济增长与不均等对贫困的影响——以金砖五国为例》,《农业技术经济》2021年第10期。

汪晨, 万广华, 吴万宗:《中国减贫战略转型及其面临的挑战》,《中国工业经济》2020年第1期。

汪三贵:《中国40年大规模减贫:推动力量与制度基础》,《中国人民大学学报》2018年第6期。

王昶, 王三秀:《相对贫困长效治理与政府扶贫能力转型——基于可持续生计理论的拓展应用》,《改革》2021年第5期。

王成利, 徐光平, 杨真:《土地流转对农村人力资本积累的影响:基于家庭代际教育投资视角》,《改革》2020年第10期。

王春超：《农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长：基于中国 17 省份农户调查的实证研究》，《农业技术经济》2011 年第 1 期。

王春城，刘欢欢：《系统化构建与体系化运行：后脱贫攻坚时代返贫风险治理的政策框架》，《行政论坛》2022 年第 2 期。

王珏，范静：《土地经营权流转对农户收入增长及其地区异质性影响研究——基于全国 8 个省份 2037 个农户家庭的调查》，《农村经济》2018 年第 4 期。

王美红，孙根年，康国栋：《我国自然资本、人力资本与经济资本的空间错位分析》，《科学学研究》2009 年第 1 期。

王象永，王延海，张智：《山东省土地流转对农民收入影响调查》，《调研世界》2015 年第 9 期。

王小映：《论农村集体经营性建设用地入市流转收益的分配》，《农村经济》2014 年第 10 期。

王璇，王卓：《农地流转、劳动力流动与农户多维相对贫困》，《经济问题》2021 年第 6 期。

吴光芸，万洋：《中国农村土地流转政策变迁的制度逻辑——基于历史制度主义的分析》，《青海社会科学》2019 年第 1 期。

吴海涛，程威特：《新时代相对贫困的概念内涵解析》，《东北农业大学学报（社会科学版）》2021 年第 1 期。

吴嘉贤，刘修岩：《高铁开通与中国农村减贫——来自遥感数据的证据》，《世界经济文汇》2022 年第 1 期。

吴振磊，刘泽元，王泽润：《中国特色减贫道路的一般框架与经验借鉴》，《中国经济问题》2022 年第 1 期。

武照亮，周小喜，段存儒等：《农户参与湿地保护有助于减贫吗？——基于自然保护区问卷调查的实证研究》，《中国农业资源与区划》2023 年第 1 期。

习近平：《扎实推动共同富裕》，《求是》2021 年第 20 期。

夏玉莲，曾福生：《农村土地流转、生态效应与区域差异——基本中国 31 个省份面板数据的实证分析》，《山东农业大学学报（社会科学版）》2013 年第 3 期。

夏玉莲，匡远配：《农地流转的多维减贫效应分析——基于 5 省 1218 户农户的调查数据》，《中国农村经济》2017 年第 9 期。

肖龙铎, 张兵:《土地流转与农户内部收入差距扩大——基于江苏 39 个村 725 户农户的调查分析》,《财经论丛》2017 年第 9 期。

谢金华, 杨钢桥, 许玉光等:《农地整治对农户收入和福祉的影响机理与实证分析》,《农业技术经济》2020 年第 12 期。

谢小芹, 林丹妮:《超越与重塑:大数据驱动的新型治贫模式——基于首个国家级(贵州)大数据综合试验区的个案研究》,《农业经济问题》2022 年第 12 期。

辛瑞, 辛毅, 郭静等:《我国土地信托流转模式及绩效研究——兼析金融资本与农业产业融合发展关系》,《价格理论与实践》2019 年第 12 期。

熊景维, 于丹丹, 季俊含:《农村社会保障减贫的局部失灵:一个政策过程分析的视角》,《中国行政管理》2021 年第 6 期。

熊先根, 曾尊国:《改革开放以来江苏农业投入结构的变化》,《江苏经济探讨》1995 年第 6 期。

徐戈, 陆迁, 姜雅莉:《社会资本、收入多样化与农户贫困脆弱性》,《中国人口·资源与环境》2019 年第 2 期。

徐婷婷, 孙蓉:《政策性农业保险能否缓解贫困脆弱性——基于典型村庄调研数据的分析》,《农业技术经济》2022 年第 2 期。

徐志刚, 谭鑫, 郑旭媛等:《农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件》,《中国农村经济》2017 年第 9 期。

许妮娅, 解刚刚:《物质资本与人力资本对经济增长影响的实证分析》,《统计与决策》2018 年第 9 期。

杨灿明:《中国战胜农村贫困的百年实践探索与理论创新》,《管理世界》2021 年第 11 期。

杨宏力, 李宏盼:《农村土地流转的内涵、效应、现实困境及破解路径》,《聊城大学学报(社会科学版)》2019 年第 3 期。

杨菊华:《贫困概念“元内核”的演进逻辑、认识误区与未来反思》,《江苏行政学院学报》2021 年第 3 期。

杨群:《农村土地流转的内涵与形成机理》,《贵州农业科学》2013 年第 6 期。

姚洋:《中国农地制度:一个分析框架》,《中国社会科学》2000 年第 2 期。

叶初升, 张凤华:《政府减贫行为的动态效应——中国农村减贫问题的 SVAR 模型实证分析(1990-2008)》,《中国人口·资源与环境》2011 年第 9 期。

叶兴庆, 殷浩栋: 《从消除绝对贫困到缓解相对贫困: 中国减贫历程与 2020 年后的减贫战略》, 《改革》2019 年第 12 期。

游和远, 吴次芳, 鲍海君: 《农地流转、非农就业与农地转出户福利——来自黔浙鲁农户的证据》, 《农业经济问题》2013 年第 3 期。

展望, 李钢: 《中国减贫治理的经验与效果测度》, 《经济管理》2022 年第 2 期。

占鹏, 朱俊峰: 《农户土地流转经济福利效应的多维度分析——基于多重选择处理效应模型》, 《中国农业大学学报》2022 年第 1 期。

张彩平, 姜紫薇, 韩宝龙等: 《自然资本价值核算研究综述》, 《生态学报》2021 年第 23 期。

张红宇: 《中国农地调整与使用权流转: 几点评论》, 《管理世界》2002 年第 5 期。

张珂, 程久苗, 费罗成: 《农地流转农户福利变化研究——以安徽省小岗村为例》, 《价格月刊》2017 年第 11 期。

张明珠, 孟梅: 《农地转出对精准脱贫户多维贫困的缓解效应——基于倾向得分匹配的实证分析》, 《水土保持研究》2021 年第 4 期。

张清勇, 刘守英: 《宅基地的生产资料属性及其政策意义——兼论宅基地制度变迁的过程和逻辑》, 《中国农村经济》2021 年第 8 期。

张莎莎, 郑循刚, 张必忠: 《交通基础设施、空间溢出与农村减贫——基于面板数据的实证研究》, 《浙江农业学报》2021 年第 3 期。

张莎莎, 郑循刚: 《农户相对贫困缓解的内生动力》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》2021 年第 4 期。

张仕超, 郑栋升, 蒋佳佳: 《土地流转农户生计转型中生计资本整合特征及效益》, 《农业工程学报》2018 年第 12 期。

张伟丽, 扈映, 米红: 《中国农村土地流转: 问题及影响因素——一个文献综述》, 《东岳论丛》2013 年第 1 期。

张苇锷, 郑沃林: 《土地转入对农业兼业经营的影响: 基于用工需求的异质性分析》, 《农业经济与管理》2022 年第 5 期。

张向达, 祖俊涛, 梁超: 《中国政府间关系及其治理模式演变——以贫困治理为例》, 《中国软科学》2022 年第 2 期。

张鑫, 赵苑达: 《社会医疗保险减贫效应的异质性检验——基于 2010-2017 年 31 个省份面板数据的经验考察》, 《南开学报(哲学社会科学版)》2020 年第 2 期。

张亚洲,杨俊孝:《深度贫困地区土地流转的减贫效应研究——基于新疆南疆地区 1386 户农户调查实证》,《干旱区资源与环境》2020 年第 7 期。

张亚洲,杨俊孝:《土地流转的农户减贫效应研究——基于绝对贫困和相对贫困的双重视角》,《资源开发与市场》2021 年第 9 期。

张云华:《农业农村改革 40 年主要经验及其对乡村振兴的启示》,《改革》2018 年第 12 期。

张昭:《中国农村贫困人口多维特征分析》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》2017 年第 3 期。

赵佳,姜长云:《兼业小农抑或家庭农场——中国农业家庭经营组织变迁的路径选择》,《农业经济问题》2015 年第 3 期。

赵立娟,康晓虹,史俊宏:《耕地转出对农民家庭贫困脆弱性的影响及其区域差异分析》,《自然资源学报》2021 年第 12 期。

赵立娟,康晓虹,史俊宏:《农地流转对农户生计转型影响的实证分析》,《中国农业资源与区划》2017 年第 8 期。

赵跃龙,刘燕华:《中国脆弱生态环境分布及其与贫困的关系》,《人文地理》1996 年第 2 期。

郑宏运,李谷成,周晓时:《要素错配与中国农业产出损失》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2019 年第 5 期。

郑宇:《贫困治理的渐进平衡模式:基于中国经验的理论建构与检验》,《中国社会科学》2022 年第 2 期。

钟文,严芝清,钟昌标等:《土地整治的减贫效应及其传导机制研究》,《农业经济与管理》2021 年第 2 期。

周京奎,王文波,龚明远等:《农地流转、职业分层与减贫效应》,《经济研究》2020 年第 6 期。

周杨:《我国土地流转与乡村旅游发展的关系研究》,《经济管理》2014 年第 11 期。

庄晋财,芮正云,曾纪芬:《双重网络嵌入、创业资源获取对农民工创业能力的影响——基于赣、皖、苏 183 个农民工创业样本的实证分析》,《中国农村观察》2014 年第 3 期。

左孝凡,陆继霞:《贫困脆弱性视阈下的农地流转减贫效应》,《资源科学》2020 年第 2 期。

郑全太：《图书馆理论研究的一个重要方法：科学假说——演绎法——兼谈方法论的结构及系统变革》，《图书馆》1998年第6期。

三、外文著作

Benjamin S. Rowntree, *Poverty: A Study of Town Life*, London: Macmillan, 1901.

DFID, *Sustainable Livelihoods Guidance Sheets*. London: Department for International Development, 1999.

Peter Townsend, "Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living,". Berkeley: University of California Press, 1979.

Rose D. Friedman, "*Poverty: Definition and Perspective*," American Enterprise Institute, 1965.

Samuel L. Popkin, *The Rational Peasant: The Political Economy of Rural Society in Vietnam*, Berkeley: University of California Press, 1979.

四、外文论文

Alemi N. Muleta, Dereje F. Deressa, "Female Headed Households and Poverty in Rural Ethiopia," *Science, Technology and Arts Research Journal*, 2014, Vol.3, No.1, pp.152-155.

Aliza Fleischer, Yacov Tsur, "The Amenity Value of Agricultural Landscape and Rural-Urban Land Allocation," *Journal of Agricultural Economics*, 2009, Vol.60, No.1, pp.132-153.

Atanu Saha, Alan H. Love, Robert Schwart, "Adoption of Emerging Technologies Under Output Uncertainty," *American Journal of Agricultural Economics*, 1994, Vol.76, No.4, pp.836-846.

Dustin Chambers, Ying Wu, Hong Yao, "The Impact of Past Growth on Poverty in Chinese Provinces," *Journal of Asian Economics*, 2008, Vol.19, No.4, pp.348-357.

Ethan Ligon, Laura Schechter, "Measuring Vulnerability," *The Economic Journal*, 2003, Vol.113, No.486, pp.95-102.

Harold Demsetz, "Toward a Theory of Property Rights," *American Economic Review*, 1967, Vol.57, No.2, pp.347-359.

James H. Stock, Motohiro Yogo, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," *National Bureau of Economic Research (NBER) Technical Working Papers 0284*, National Bureau of Economic Research, 2002.

James Heckman, Hidehiko Ichimura, Jeffrey Smith, etc., "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, 1998, Vol.66, No.5, pp.1017-1098.

Jingan Shao, Shichao Zhang, Xiubin Li, “Effectiveness of Farmland Transfer in Alleviating Farmland Abandonment in Mountain Regions,” *Journal of Geographical Sciences*, 2016, Vol.26, No.2, pp.203-218.

John Knight, Linda Yueh, “The Role of Social Capital in the Labour Market in China,” *Economics of Transition*, 2008, Vol.16, No.3, pp.389-414.

John Pender, Marcel Fafchamps, “Land Lease Markets and Agricultural Efficiency: Theory and Evidence from Ethiopia,” *International Food Policy Research Institute (IFPRI) Working Papers 81*, Environment and Production Technology Division, Washington D. C., 2001.

Jyotsna Jalan, Martin Ravallion, “Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China,” *Journal of Applied Econometrics*, 2002, Vol.17, No.4, pp.329-346.

Kifayat Ullah, Abdul Q. Mohsin, Abdul Saboor, etc., “Financial Inclusion, Socioeconomic Disaster Risks and Sustainable Mountain Development: Empirical Evidence from the Karakoram Valleys of Pakistan,” *Sustainability*, 2002, Vol.12, No.22, pp.1-26.

Lane Kenworthy, “Do Social-Welfare Policies Reduce Poverty? A Cross-National Assessment,” *Social Forces*, 1999, Vol.77, No.3, pp.1119-1139.

Larry Willmore, Guiying Cao, Lingjie Xin, “Determinants of Off-farm Work and Temporary Migration in China,” *Population and Environment*, 2012, Vol.33, No.2, pp.161-185.

Maria Kaika, Luca Ruggiero, “Land Financialization as a ‘Lived’ Process: The Transformation of Milan’s Bicocca by Pirelli,” *European Urban and Regional Studies*, 2013, Vol.23, No.1, pp.3-22.

Michael R. Carter, Pedro Olinto, “Getting Institutions ‘Right’ for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment,” *American Journal of Agricultural Economics*, 2003, Vol.85, No.1, pp.173-186.

Michael Rothschild, Joseph E. Stiglitz, “Increasing Risk: I. A Definition,” *Journal of Economic Theory*, 1970, Vol.2, No.1, pp.225-243.

Mihai Varga, “Poverty Reduction Through Land Transfers? The World Bank’s Titling Reforms and the Making of ‘Subsistence’ Agriculture,” *World Development*, 2020, Vol.135, pp.1-10.

Paul R. Rosenbaum, Donald B. Rubin, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 1983, Vol.70, No.1, pp.41-55.

Raimund M. Kovacevic, “Does Insurance Help to Escape the Poverty Trap? -A Ruin Theoretic Approach,” *The Journal of Risk and Insurance*, 2011, Vol.78, No.4, pp.1003-1027.

Randall S. Rosenberger, Richard G. Walsh, “Nonmarket Value of Western Valley Ranchland Using Contingent Valuation,” *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 1997, Vol.22, No.2, pp.296-309.

Robert Chambers, Gordon R. Conway, “Sustainable Rural Livelihoods: Practical Concepts for the 21st Century,” *Institute of Development Studies Discussion Paper 296*, 1991.

Ronald H. Coase, “The Nature of the Firm,” *Economica*, 1937, Vol.4, No.16, pp.386-405;

Shenggen Fan, Connie Chan-Kang, “Regional Road Development, Rural and Urban Poverty: Evidence from China,” *Transport Policy*, 2008, Vol.15, No.5, pp.305-314.

Shenggen Fan, Xiaobo Zhang, “Public Expenditure, Growth and Poverty Reduction in Rural Uganda,” *African Development Review*, 2008, Vol.20, No.3, pp.466-496.

Shubham Chaudhuri, Jyotsna Jalan, Asep Suryahadi, “Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia,” *Department of Economics Discussion Paper Series*, Columbia University, New York, 2002.

Stefan Dercon, Pramila Krishnan, “Vulnerability, Seasonality and Poverty in Ethiopia,” *Journal of Development Studies*, 2000, Vol.36, No.6, pp.25-53.

Steven N. S. Cheung, “Private Property Rights and Sharecropping,” *The Journal of Political Economy*, 1968, Vol.76, No.6, pp.1117-1122

Steven W. Omamo, “Transport Costs and Smallholder Cropping Choices: An Application to Siaya District, Kenya,” *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, Vol.80, No.1, pp.116-123.

Takeshi Amemiya, “The Maximum Likelihood and the Nonlinear Three-Stage Least Squares Estimator in the General Nonlinear Simultaneous Equation Model,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1977, Vol.45, No.4, pp.955-968.

Theodore W. Schultz, “Investment in Human Capital,” *The American Economic Review*, 1961, Vol.51, No.1, pp.1-17.

Timothy Besley, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana,” *The Journal of Political Economy*, 1995, Vol.103, No.5, pp.903-937.

Victor R. Fuchs, “Redefining Poverty and Redistributing Income,” *The Public Interest*, 1967, Vol.1, No.8, pp.86-94.

William G. Runciman, “Problems of Research on Relative Deprivation,” *European Journal of Sociology*, 1961, Vol.2, No.2, pp.315-323.

Xianqing Ji, Scott Rozelle, Jikun Huang, etc., “Are China’s Farms Growing?” *China & World Economy*, 2016, Vol.24, No.1, pp.41-62.

Yuanzhi Guo, Yang Zhou, Yansui Liu, “Targeted Poverty Alleviation and Its Practices in Rural China: A Case Study of Fuping County, Hebei Province,” *Journal of Rural Studies*, <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2019.01.007>.

Yuping Yang, Xiaodong Guo, “Universal Basic Education and the Vulnerability to Poverty: Evidence from Compulsory Education in Rural China,” *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2020, Vol.25, No.4, pp.611-633.

五、报纸与网站资料

贺立龙, 吴伟:《国外学者关注规模性返贫研究》,《中国社会科学报》,2022年2月28日,第2356版。

国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>, 访问日期:2023年3月11日。

国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0A03&sj=2022>, 访问日期:2023年3月11日。

国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0D0G&sj=2016>, 访问日期:2023年3月10日。

中华人民共和国农业农村部网站, zdscxx.moa.gov.cn:8080/misportal/public/newPublicationRedStyle.jsp, 访问日期:2023年3月10日。

新华社:《习近平:在决战决胜脱贫攻坚座谈会上的讲话》,2020年3月6日, http://www.gov.cn/xinwen/2020-03/06/content_5488175.htm, 访问日期:2023年3月11日。

国务院新闻办公室:《人类减贫的中国实践》白皮书,2021年4月6日, http://www.gov.cn/zhengce/2021-04/06/content_5597952.htm, 访问日期:2023年3月11日。

国务院第三次全国国土调查领导小组办公室、自然资源部、国家统计局:《第三次全国国土调查主要数据公报》2021年8月26日, https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/202108/t20210826_2678340.html, 访问日期:2023年3月10日。

六、政策文件

农业部:《关于开展农村土地承包经营权登记试点工作的意见》(农经发(2011)2号), 2011年3月20日。

中共中央办公厅、国务院办公厅:《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》(中办发(2014)61号), 2014年11月20日。

中共中央办公厅、国务院办公厅:《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》(中办发(2016)67号), 2016年10月30日。

中华人民共和国农业农村部:《中华人民共和国农村土地承包法》, 2019年1月17日。

国务院办公厅:《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》(中发(2021)1号), 2021年1月4日。

中华人民共和国农业农村部:《农村土地经营权流转管理办法》, 2021年1月26日。

党的十九届六中全会:《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》, 2021年11月11日。

国务院办公厅:《中共中央国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》(中发(2022)1号), 2022年1月4日。

国务院办公厅:《中共中央国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》(中发(2023)1号), 2023年1月2日。