

近代中国农户跳不出的贫困陷阱
——借贷市场视角

宋成校 虞祎 胡浩 陈德仙

目录

附录 I 近代中国农村贫困陷阱存在的证据1

附录 II 农户债务上升的判断依据 5

附录 III 贫困陷阱指标合理性佐证 7

附录 IV 控制变量与工具变量选择依据10

附录 V 稳健性检验 12

参考文献16

附录 I 近代中国农村贫困陷阱存在的证据

贫困陷阱描述了贫困家庭无法内生性地摆脱当前的生活困境,陷入持续贫困的状态,其内涵不仅包括处于贫困的静态特征,还包含不能摆脱贫困的动态过程。寻找并提供可靠的贫困陷阱存在证据是发展经济学家面临的共同难题(Banerjee, 2020)。判断1930年代的中国农村是否存在贫困陷阱,一方面需要搜集农户处于贫困的证据,另一方面还需要判断是否具备脱离贫困的可能性。在以往的研究中,不乏对当时农村困顿、民生凋敝状态的描述,但由于缺乏时序的追踪数据,很难充分论断是否处于贫困陷阱之中,为相关研究的深入推进带来困扰。传统农业社会中,土地是农户维持生计的基本要素,非农就业或参与副业是补充家庭收入的重要策略,收入、支出与储蓄是反映民生的基础指标,债务是家庭风险的判断依据或基本等同于贫困(谢国兴, 1991),外部环境的冲击也会对农户生活产生重要影响。从土地禀赋、非农就业、收入水平、储蓄能力、家庭债务与外部冲击六个维度刻画贫困陷阱具有较好的事实基础与逻辑依据。通过对相关文献资料进行梳理考证,多维度分析近代中国农户生活状况,也可近似地识别判断贫困陷阱的存在性。

一是人均耕地有限,难有实质性突破。土地私有制下,农户家庭的生存水平与土地占有状况紧密相关,其生活程度高低须视所种田地的多寡(卜凯, 1936),而现有耕地太少是农户贫穷的基本原因(费孝通, 1946)。近代中国农户维持生存的最低人均耕地要求为4亩,甚至需要5亩、9亩、10亩不等(李金铮, 2012)。然而,根据民国土地委员会出版的《全国土地调查报告纲要》,1930年代全国超过三分之二的省份人均耕地面积不足4亩,全国平均仅2.7亩。并且1930年代高人口压力与不断加剧的地权集中趋势,导致农户分得的土地面积不断减少(刘克祥, 2001)。从全国宏观层面看,根据许道夫(1983)的相关统计,1910、1916、1934年耕地总面积分别为1455236、1276894、1228367千市亩,人口分别为368147、409500、462153千人,人均耕地面积分别为3.95、3.12、2.66市亩。微观资料表现亦是如此,以经济发展相对较好的无锡为例,1929年人均使用农地为1.58亩,1936年则降低至1.39亩(余文君和隋福民, 2022)。虽然吴承明(1989)和珀金斯(1984)等学者对此表现出较为乐观的态度,但他们也认为近代中国人口增长快于耕地的增长,人口压力与土地分配不均是在存在的,即便农业生产力有发展也是缓慢的;而且宏观层面的总量分析在一定程度上会掩盖微观层面农户之间的土地占有差距。因而农户的人均耕地有限,在一定时期内难以发生根本性变化。

二是家庭手工业衰退,非农就业机会不足。根据表I1中民国实业部中央农业实验所农业经济科发行的《农情报告》统计数据,1930年代大多数农村副业呈现出衰退趋势,意味着农户通过参与副业、获取非农收入,以改善生活的困难不断增加。再以江西土布销数为例,根据江西民国日报(1934年6月4日)相关记载,1930年销布320万匹,1931年销布290万匹,1932年销布210万匹,1933年销布下降至200万匹。刘克祥(2000)统计了冀鲁豫乡村商店数量变化情况,河北、山东、河南商店指数从1930年的97.9、93.2、94.4下降至1935年的73.4、58.3、84.9,而且这种变化趋势是长期的,并非始于农业恐慌大爆发的1932年,1935年也无明显好转。即便持相对乐观态度的学者史建云(1996)等不完全认同近代农村手工业的全面衰退,但他们并不否认1930年代初农村手工业出现衰退现象。余文君和隋福民(2022)以经济发展状况较好的无锡为例,研究表明这一时期工商业发展的规模还不足以实质性地提升农户的整体生活水平,少地、无地的贫困农户企图通过非农生产活动改善生活的路径也将变得漫长且艰难,农户间的贫富差距进一步加剧。

表 1 1 1930 年代农村各种副业的兴衰

主要副业	报告次数	从业农家占比(%)	近年来之兴衰
养蚕	1228	10.4	衰
养蜂	1088	3.5	衰
养鱼	651	5.0	衰
纺纱织布	1750	23.9	衰
编草鞋草绳	862	7.3	衰
编织草帽辫	68	1.2	衰
制土砖	1465	5.7	衰
帮佣	1898	17.6	兴
割柴草	1854	27.1	兴
兼营小商贩	2295	15.1	兴
兼业木匠	2085	7.5	衰
兼业裁缝	1223	4.4	衰

注：来源于《农情报告》1936 年第 4 卷第 11 期，第 249 页，载于章有义：《中国近代农业史资料》第三辑。北京：科学出版社，2016 年，第 644 页。

三是收入普遍较低，长期增收动力不足。根据 1934 年全国土地委员会的调查，华北四省 55 县 60 万农户中，收支有余者占 28%，相抵者占 34%，不敷者占 38%。这种现象长期难以转变，以相对富裕的江苏无锡为例，1929 与 1936 年农户家庭平均纯收入分别为 274.03 和 263.11 元（余文君和隋福民，2023）；据赵学军（2017）的统计测算，1929、1936 与 1948 年，无锡农户人均纯收入分别为 89.17、85.39、73.32 元；隋福民和韩锋（2012）测度了保定地区 1930、1936 与 1946 年的农户人均纯收入，分别为 51.02、53.00 与 46.43 元。总体上，这一时期农户收入并未出现增长的可能性。与之不同的是，郑起东（2000）等学者以华北地区为例，从 20 至 30 年代，华北农户收入有了较大的增加，如自耕农的收入平均每年增长 6.2%。但刘克祥（2000）、夏明方（2002）对其使用资料的可比性与忽视价格因素提出质疑，并提供新的证据与分析视角，认为少数富户拉升了平均结果，大部分农户不仅始终在绝对贫困线上挣扎，甚至进一步恶化。美国学者李丹（2009）也对认为农户收入有所增加的学者们提供的证据提出了批判与质疑。事实上，即便农家收入有所增加，但并没有改变农户生活的绝对贫困状态（李金铮，2010）。根据珀金斯估计，1914~1957 年之间，人均农业产值 3 8-39 元所表明的，明显依旧是一种“贫穷的”经济，人口的大多数只能维持最低限度的生活水平（费维恺，1994），而且农户之间的生活差距较大（余文君和隋福民，2023）。

四是储蓄能力薄弱，资本动态积累困难。根据卜凯（1941）编著的《中国土地利用》记载，自称有任何一种储蓄的农户占比为 21%；其中，储藏现金的农户占比 2%，借出现金的农户占比 16%，储藏农产物的农户占比为 3%，借出农产物的农户占比 2%；储藏现款平均为 139 元，借出现款平均为 202 元，储藏农产物平均价值 209 元，借出农产物平均价值为 78 元。可以看出，有储蓄的农户占比较低，近 80%的农户并无任何储蓄。根据《全国土地调查报告纲要》的记载，全国平均农户收支有余者仅占 23.21%，说明大多数农户并无储蓄能力。没有储蓄并不是农户不想储蓄，中国传统农户自古就流传着勤俭节约的美德，恰恰是贫困的生活限制了其储蓄能力。从储蓄的另一面消费来看，根据张东刚（2000）的测算，1922/25~1935/36 年期间，中国农户的消费倾向介于 0.8317~1.0533 之间，即这一时期农户收入的 83%~105%都用于消费，制约了储蓄与投资农业扩大再生产，也意味

着长期内农户能够实现资本有效积累的可能性十分低。另外，1922~1925 年期间，金陵大学对全国 6 省 13 地区 2370 户农村家庭进行了调查，发现中国北部农村家庭食物、住房、衣服与燃料消费支出占全部消费比重达 86.4%，中国东部地区农村家庭为 79.7%。家庭消费支出主要用于食物等基本品的消费，挤占了用于扩大农业再生产进而实现资本积累的费用，农户家庭无法实现资本动态积累，导致贫困家庭的经济停滞甚至恶化。

五是债务负担沉重，旧债新债叠加累积。根据 1933 年中央农业实验室对全国 22 省份的调查统计，现金借贷农户占比 56%，粮食借贷农户占比 48%；现金借贷月利率为 3.4%，粮食借贷月利率为 7.1%，借贷成为农户极大的生活负担。同时，根据卜凯的调查，在借贷农户中，调查前五年仍有借贷行为的农户占比 42%，仍有债务尚未偿还的借贷农户占比高达 95.9%，说明许多贫困家庭根本无法偿清利息与本金，只得借新债还旧债。另外，抵押借贷在农村借贷市场中占据重要地位，根据《全国土地调查报告纲要》，全国田地抵押借贷占比 46.61%，房屋等不动产及其他物品抵押占比 20.03%，但由此导致一些农户债务不断积累，直至被剥夺土地与劳动力等抵押品，彻底丧失摆脱贫困境况的可能性。表 I 2 进一步反映出农户债务的不断累积，旧债叠新债加剧农户生活负担。未偿还债务的农户占比由 1934 年的 48% 上升至 1935 年的 53%；未完粮农户占比由 1934 年的 30% 上升至 1935 年的 34%；未交租的农户占比由 1934 年的 30% 上升至 1935 年的 35%；典押田地的农户占比由 1934 年的 41% 上升至 1935 年的 44%，间接反映出许多农户的债务不断积累。

表 I 2 1934-1935 年农户负债变动情况 (%)

省别	未还债之农家占比		未完粮农家占比		未交租农家占比		典押田地农家占比	
	1934	1935	1934	1935	1934	1935	1934	1935
总计	48	53	30	34	30	35	41	44
察哈尔	49	51	37	38	29	38	50	45
绥远	43	46	30	33	17	20	31	33
宁夏	30	44	26	40	28	55	57	70
青海	48	51	10	19	22	21	42	47
甘肃	45	45	26	26	38	33	36	36
陕西	51	47	27	29	34	29	34	33
山西	55	54	21	25	30	32	45	44
河北	45	48	25	28	30	32	37	41
山东	36	42	14	19	24	27	32	34
江苏	57	63	35	38	38	42	38	41
安徽	52	60	29	39	32	42	42	50
河南	40	42	26	29	27	35	36	30
湖北	56	62	36	41	41	30	44	50
四川	63	71	41	49	36	50	41	44
云南	45	55	39	35	25	42	41	44
贵州	48	51	35	32	32	27	45	43
湖南	55	67	40	46	29	29	38	47
江西	49	59	35	50	33	43	42	50
浙江	54	63	38	45	34	46	47	60
福建	44	49	25	29	28	43	39	42
广东	56	60	37	37	30	27	43	46

广西	33	36	21	25	24	24	33	36
----	----	----	----	----	----	----	----	----

注：来源于《农情报告》1937年第5卷第7期，第229页，载于章有义：《中国近代农业史资料》第三辑。北京：科学出版社，2016年，第766页。

六是外部冲击不断，农户生活境况持续恶化。这一时期战乱给农户带来的灾难是惨重的，根据相关记载，1930年蒋阎冯大战（中原大战）期间，洛阳等27个县兵灾损失平均占农产常年产值的160.2%，睢县等十几县平均每9个农户要损失两头牲畜，16个农户要损失一辆大车（方华，1932）。1927年夏至1930年夏，三年内动员十万人以上的内战多至30次（陶直夫，1932）。除此之外，农户的税负不断加重，若以1931年为基期100，1912年每亩水田田赋正附税指数为59，1932、1933与1934年分别为107、108、108^①。各种摊派、无偿征地、占用民田等更不在少数。这一时期农户生活水平也受到世界经济大危机的影响。根据城山智子（2010）的研究，大萧条引起农产品价格下跌，而且1931年资金开始向中心城市流动，导致农户收入减少，农村地区现金短缺，严重破坏了农村金融机构。由于被剥夺了现金和贷款来源，农户维持生活变得极其困难。而且世界经济大危机对中国农产品物价的影响还表现在工农业产品不等幅跌价方面，即工农业产品价格剪刀差扩大，农户遭受了更大的经济损失（徐畅，2003）。

综上，人均耕地有限，难有实质性突破；家庭手工业衰退，非农就业机会不足；农户收入普遍较低，长期增收动力不足；储蓄能力薄弱，资本动态积累困难；债务负担沉重，旧债新债不断叠加累积，而且上述现象普遍持续存在，加之外部冲击使农户生活境况进一步恶化，是近代中国农村存在贫困陷阱的有力证据。当然，近代中国也可能存在一些技术改进与生活改善，但没有出现那种将经济推向近代成长进程的突破性变化，这一点在近代中国经济史研究中并无争议（王国斌，2014），农户生活的些微改进不足撼动结构性的绝对贫困状态（李金铮，2010）。需要说明的是，本文提供了贫困陷阱存在的证据并不意味着要挑战不同学派的主要观点。无论学者们持有人口压力下的农户生活日渐贫困，还是“斯密型增长”带来的农户生活改善等观点，多数都是相对宏观的叙事逻辑。而宏观层面的衰退或增长并不意味着全体农户生活的恶化与改善，总可能有一部分农户处于贫困之中。例如，20世纪二三十年代的无锡，农户户均已达到“糊口水平”，但仍有一半以上的家庭无法解决生计问题，农户间生活水平存在较大差异（余文君和隋福民，2023）。

① 《农情报告》，第7卷第4期，第49页，1939年4月。

附录 II 农户债务上升的判断依据

本文贫困陷阱识别策略中的难点之一在于，如何界定农户是否处于债务上升状态。通过仔细分析卜凯调查数据的结构特征，并借助于南京农业大学特藏馆留存的相关资料，发现农户的当年借贷金额、前五年借贷总额与家庭总债务之间存在某种关联，在一定程度上可以体现农户债务或经济状况的动态信息。从指标含义来看，当年借贷金额是指：农户在调查当年的借款总额（无论是否部分或全部偿还）；前五年借贷总额是指：农户在调查前五年的借款总额（无论是否部分或全部偿还）；家庭总债务是指：当年借贷金额+前五年借贷金额+前五年之前的借贷金额-已经偿还的借款金额。基于此，本文在样本中将“当年借贷金额（A）、前五年借贷总额（B）与家庭总债务（C）”三者之间的关系划分为如下十种类别，分别讨论（为了便于展示和读者理解，以下十种情形并未再次进行合并与简化）。表 II 1 给出了十种情形的案例展示与各类农户的样本量等信息。其中，前四种情形表示农户债务不断累积，处于债务上升状态。

表 II 1 农户债务上升的判断依据与示例

类别	情形	示例		样本数量	结果
		数据形态	简要说明		
1	情形一：A+B=C, A>0, B>0, C>0。 农户家庭总债务等于前五年借贷金额与当年借贷金额之和。此时，农户前五年的借贷未能偿还，且当年借贷又形成了新债务，说明农户债务不断累积、偿还难度大，即债务上升。	A=30; B=50; C=80	调查当年借了 30，前五年借了 50(未偿还)，形成总债务 80	538	债务上升
2	情形二：A+B>C, A>0, B>0, C>0。 农户在调查当年及前五年均有借贷，而家庭总债务小于二者之和，说明农户已经偿还了一部分前五年的借贷，仍有部分借贷未能偿还清，而且当年借贷又形成新债务。这类农户的债务不断累积，处于债务上升状态。	A=15; B=45; C=55	调查当年借了 15，前五年借了 45，共借款 60，但总债务为 55。说明前五年借的 45 中已经偿还了 5，未还的 40 计入总债务	308	债务上升
3	情形三：A+B<C, A>0, B>0, C>0。 农户在调查当年及前五年均有借贷，而家庭总债务超过二者之和，说明农户的当年借贷、前五年借贷均未偿还，而且在前五年之前更早的时间也有借贷尚未偿还。这类农户持续负债的时间更久，可以认定其处于债务上升状态。	A=30; B=50; C=90	调查当年借了 30，前五年借了 50，而总债务为 90，说明其中有前五年之前更早时期的未偿还债务 10	89	债务上升
4	情形四：C>A>0, B=0。 农户在调查前五年没有借贷，当年有借贷，但家庭总债务超过了当年借贷金额，说明农户在前五年之前的更早时期还有债务未能偿还，累积至调查当年，而且调查当年借贷又形成新的债务，也属于债务不断累积的状态。因而将这类农户认定为债务上升状态。	A=45; B=0; C=330	调查当年借了 45，前五年未借，总债务为 330，说明农户在前五年之前更早时期有借款 285 未偿还，累积至当年	38	债务上升
5	情形五：A=C, A>0, B>0, C>0。 农户在调查当年及前五年均有借贷，但家庭总债务等于当年借贷金额，说明农户虽然有新的借贷和债务，但前五年的借贷已经全部偿还，具备偿还能力，因而未处于债务上升状态。	A=20; B=40; C=20	调查当年借了 20，前五年借了 40，而总债务为 20，说明农户已经还清了前五年借款，只有当年借款未还	170	
6	情形六：A>C>B, A>0, B>0, C>0。 农户在调查当年及前五年均有借贷，但家庭总债务小于当年借贷金额，说明农户不仅偿还了前五年的借贷，而且还还掉了部分当年借贷，债务未上升。	A=17; B=8; C=15	调查当年借了 17，前五年借了 8，而总债务为 15，说明农户已经还清了前五年借款 8，且还偿还了部分当年借款 2	103	
7	情形七：A>0, B>0, C=0。 农户在调查当年及前五年均有借贷，但家庭总债务为 0，表明农户前五年借贷和当年借贷均已偿还，债务未上升。	A=80; B=120; C=0	调查当年借了 80，前五年借了 120，而总债务为 0，说明农户已经还清了前五年及当年所有借款	25	

8	情形八：A>C>0, B=0。 农户在调查前五年没有借贷，当年有借贷，但家庭总债务小于当年借贷金额，说明农户已经偿还了一部分当年借贷，之前也没有债务累积，因而债务未上升。	A=138; B=0; C=55	调查当年借了 138，前五年未借，总债务为 55，说明农户已经偿还了部分当年借款 83	29
9	情形九：A=C>0, B=0。 农户在调查前五年未借贷，调查当年有借贷并形成债务，但未处于债务不断累积的状态，因而债务未上升。	A=15; B=0; C=15	调查当年借了 15，前五年未借，总债务为 15，说明农户仅当年有借款，并形成债务	1 195
10	情形十：A>0, B=C=0。 农户在调查前五年未借贷，调查当年有借贷并形成债务，但家庭总债务为 0，表明当年的借贷已经偿还，债务未上升。	A=20; B=0; C=0	调查当年借了 20，前五年未借，总债务为 0，说明农户已经偿还清了当年的借款	44
合计				2 539

注：A=当年借贷金额，B=前五年借贷总额，C=家庭总债务。其中的样本数量是指此类型的农户在本文实证研究样本中的数量。

附录Ⅲ 贫困陷阱指标合理性佐证

（一）省级数据的验证分析

表Ⅲ1展示了贫困陷阱变量构造过程中的省级统计数据。列2报告了各省份人均耕地面积作为参照，列3与列4分别报告了各省出现产量向下波动的农户占比、债务上升的农户占比。一般情况下，在人均耕地面积较高的省份，农户对农业的依赖程度可能越高，产量向下波动更容易给农户生活带来负面影响，导致农户陷入持续负债状态。如表所示，在人均耕地面积越多的地区，产量向下波动的农户占比越高；而在产量向下波动农户占比越多的省份，债务上升的农户占比也越高。列5报告了最终识别结果——各省贫困陷阱中的农户占比，其中，宁夏、河北、广西等地区因产量向下波动以及债务上升而引发的贫困陷阱农户占比较低，而浙江、甘肃、湖北及江苏相对较高。

需要说明的是，本文聚焦于借贷农户样本，极端贫困者往往被排除在借贷市场之外，不在本研究讨论范围内。一方面，这会导致本文测度的贫困陷阱群体忽略了极端贫困者，仅关注由借贷而引发的贫困陷阱群体；另一方面，仅关注借贷农户也导致研究样本量有限，并不能较好地代表该省份总体状况，仅作为粗略参考。因此，本文展示的省份数据可能会偏离一般常识或直觉。例如，宁夏地区贫困陷阱农户占比为0，可能是许多贫困农户并没有进入借贷市场的资格，因而谈不上因借贷或债务而陷入贫困陷阱。

表Ⅲ1 近代中国借贷农户生活程度衡量指标（单位：亩、%）

省份	人均耕地面积	产量向下波动农户占比	债务上升农户占比	贫困陷阱农户占比
安徽	2.56	44.50	35.41	26.79
福建	2.43	45.71	42.86	28.57
甘肃	5.48	66.98	49.77	45.12
广东	1.18	32.97	25.41	22.70
广西	2.80	50.88	5.26	5.26
河北	4.21	33.33	4.17	4.17
河南	4.22	47.32	27.68	26.79
湖北	2.51	70.87	45.63	45.63
湖南	2.78	60.76	39.87	37.97
江苏	3.80	74.40	85.71	70.24
江西	3.52	56.74	51.06	32.27
宁夏	1.02	32.50	2.50	0.00
青海	6.31	46.34	14.63	9.76
山东	3.70	51.30	20.00	14.78
山西	7.45	69.07	14.43	10.31
陕西	5.02	46.40	18.80	18.40
四川	2.84	72.22	42.86	39.68
云南	2.87	42.37	13.56	11.86
浙江	3.76	59.41	59.83	42.26

注：为了增加参照系的代表性，本表中的人均耕地面积来自《全国土地调查报告纲要》，土地委员会编，第23-24。由于部分数据缺失，宁夏与青海人均耕地面积数据为使用各县户口总数得到的结果，其他省份人均耕地面积数据为使用各县农业户口数据得到的结果。其他指标通过卜凯农户调查数据测度得到。

为了在宏观层面验证上述识别策略的可靠性与代表性，本部分选取各省收支有余者农户比重以及粮食借贷农户比重作为参考系。收支有余者农户比重能够较为直观地反映出农户生活程度，收支有余者农户比重越高，则贫困农户数量越少。对于粮食借贷农户而言，借粮行为意味着农户处于比较贫困的境况，需要通过借粮食满足生存所需，借粮农户越多表明贫困农户数量也就越多。收支有余者农户比重来自国民政府土地委员会编制的《全国土地调查报告纲要》^①，粮食借贷农户比重来自实验部中央农业实验所农业经济科发行的《农情报告》^②，以上资料均从省级层面报告了相关数据。图 III 1 与图 III 2 绘制了贫困陷阱变量与收支有余者农户比重以及粮食借贷农户比重的变量相关图。结果显示，贫困陷阱农户占比与收支有余者农户比重存在明显的负相关关系，而贫困陷阱农户占比与粮食借贷农户比重存在明显的正向关系，在一定程度上佐证了本文贫困陷阱识别策略的可靠性。

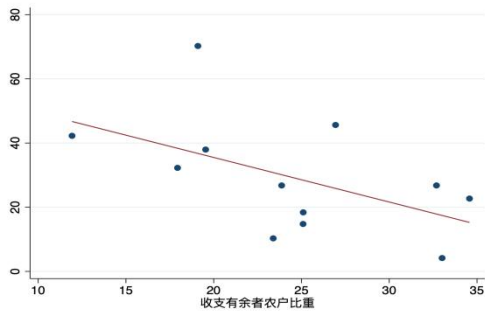


图 III 1 贫困陷阱农户占比与收支有余者比重相关图

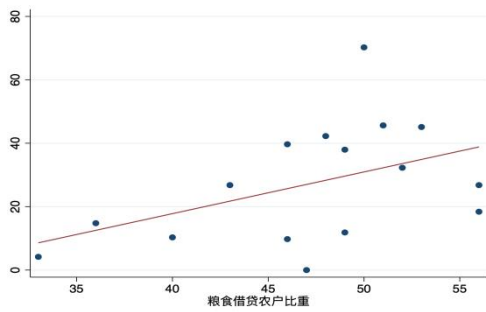


图 III 2 贫困陷阱农户占比与粮食借贷农户比重相关图

（二）资产指数均值比较

国际上的主流做法是使用收入或资产的动态变化情况识别贫困陷阱。为了从微观层面验证本文贫困陷阱指标的合理性，本部分通过资产指数方法识别农户是否处于贫困陷阱中。资产指数低于资产贫困陷阱门槛值时，表明随着时间的推移，家庭没有经济改善的可行空间，将陷入持续贫困（Malevolti and Romano, 2024）。同时，Chaudhuri et al.（2002）的研究也为使用截面数据测度资产贫困陷阱提供了方法借鉴与启示。

1. 资产指数指标体系

在农户资产束方面，通常包含自然资本（土地）、物质资本（农具、设备、基础设施、其他生产资源）、社会资本（如规范、义务、互惠和信任等非正式制度）、金融资本（储蓄、信贷）和人力资本（教育、卫生与营养投资）。根据数据特征，本文选取家庭耕地面积、农舍面积、役畜数量、储蓄水平、人力资本与社会资本六类资产构建资产指数。各个指标的定义与统计性描述如表 III 2 所示。

表 III 2 资产指数指标体系

变量名称	变量符号	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
耕地	<i>lnland</i>	$\ln(\text{耕地面积}+1)$	2.252	0.925	0.066	5.347
农舍	<i>lnfarmh</i>	$\ln(\text{农舍面积}+1)$	0.038	0.040	0.000	0.372
役畜	<i>lnlives</i>	$\ln(\text{役畜数量}+1)$	0.503	0.474	0.000	2.741
储蓄	<i>lnsave</i>	$\ln(\text{储蓄金额}+1)$	0.040	0.353	0.000	5.485
人力资本	<i>lnhuman</i>	$\ln(\text{健全男子数量}+1)$	0.960	0.412	0.000	2.398

① 《全国土地调查报告纲要》从省级层面报告了各省份收支有余农户所占比重，本文可以匹配安徽、福建、广东、广西、河北、河南、湖北、湖南、江苏、江西、山东、山西、陕西、浙江 14 个省份进行观察。样本分布具有一定代表性。

② 《农情报告》中从省级层面报告了粮食借贷农户比重，共 19 个省份与本文使用的卜凯农户调查省份交叉。

社会资本

lnsocial

ln (婚丧嫁娶等人均特殊支出+1)

2.136

1.450

0.000

6.207

2.资产指数测度方法

对于具有多种资产的农户，有效策略是构建资产指数，减少资产变量（Naschold，2012）。资产指数测度方法主要包括主成分分析法（Malevolti and Romano，2024）、生计回归法（Adato et al.，2006；Giesbert and Schindler，2012）等。一些文献表明，不同方法测度的资产指数并没有本质区别（Naschold，2012）。本文一方面利用主成分分析法测度资产指数（方法比较成熟，不再赘述）；另一方面参考 Adato et al.（2006）的方法，通过回归分析方法测度农户资产指数。首先，需要估计如下函数：

$$L_i = \sum_j \beta_j (A_i) A_{ij} + \varepsilon_i$$

其中， L_i 表示第 i 个农户的生计或贫困状况，通常使用家庭消费支出除以家庭基本生存所需要的货币价值即贫困线进行测度；也有一些学者使用家庭人均纯收入除以收入贫困线反映贫困状况。 L_i 数值大于或等于 1，表明农户拥有的资产能够使其生计达到贫困线及以上；而 L_i 数值小于 1 则说明家庭资产状况无法使其生计达到贫困线标准，将来陷入持续贫困的概率更高，即进入资产贫困陷阱。 A_{ij} 表示第 i 个农户的第 j 种资产数量。系数 β_j 则表示各类资产对农户生计的边际贡献，即各类资产对生计重要性的权重。该函数将农户生计或贫困状况与其拥有的资产联系起来。

在得到 β_j 的估计值 $\hat{\beta}_j$ 后，可以计算出资产指数的拟合值：

$$\Lambda_i = \sum_j \hat{\beta}_j (A_i) A_{ij}$$

其中， Λ_i 为资产指数，以计算得出的 $\hat{\beta}_j$ 为权重。但本文在此基础上，参考 Zhou（2023）等学者的研究思路，同时在回归模型中放入资产的二次项及不同资产的交互项，从而考虑各类资产的非线性与交互关系。在 L_i 指标中的贫困线设定方面，由于缺乏收入与支出数据，而且近代中国农村并没有官方统一的贫困线标准，这给回归分析带来挑战。然而，受到 Giesbert and Schindler（2012）的研究启发，本文将人均年粮食产量作为人均年收入的代理变量，以人均生存所需粮食作为贫困线标准（以珀金斯估计的年人均 200 公斤为标准），即 $L_i = \text{人均粮食产出} / \text{人均粮食生存线}$ 。模型如下：

$$L_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Lnland}_i + \beta_2 \text{Lnsave}_i + \beta_3 \text{Lnlives}_i + \beta_4 \text{Lnfarmh}_i + \beta_5 \text{Lnhuman}_i + \beta_6 \text{Lnsocial}_i + \beta_7 \text{Lnland}_i^2 + \dots + \beta_{12} \text{Lnsocial}_i^2 + \beta_{13} \text{Lnland}_i \times \text{Lnsave}_i + \dots + \beta_{27} \text{Lnhuman}_i \times \text{Lnsocial}_i + \mu_i$$

通过得到回归系数的估计值，进而可以计算出每个农户的资产指数。得到这些回归系数的目的并不在于确定单个资产精确的边际收益或边际贡献，而在于推导出一组能够可靠预测各类资产对生计或贫困状况影响的权重（Adato et al.，2006）。

3.资产指数均值比较

表 III 3 汇报了贫困陷阱农户与非贫困陷阱农户资产指数的均值差异，可以看出，贫困陷阱农户的资产指数均值（0.919、0.615）明显低于非贫困陷阱农户（1.105、0.962），且 T 检验结果显著，在一定程度上说明本文构建的贫困陷阱指标与学界通常使用的资产贫困陷阱指标具有一致性。

表 III 3 资产指数均值差异的 T 检验结果

类别	主成分分析法-资产指数			生计回归法-资产指数		
	均值	Diff	T 检验	均值	Diff	T 检验
非贫困陷阱农户	1.105			0.962		
贫困陷阱农户	0.919	0.186	P=0.000***	0.615	0.347	P=0.000***

附录Ⅳ 控制变量与工具变量选择依据

(1) 亲属借贷。一般而言,相比地主及其他私人借贷,亲属借贷多具有互助性质,借贷利率相对较低。同时,能够获得来自亲属的借款,表明农户的大家庭或家族经济状况可能较好,在一定程度上有利于改善借款农户的生活水平。但也可能是因为农户贫困程度较高,只能获得亲属出于道义帮助的借贷,由于缺乏偿还能力,容易陷入债务累积,表现为获得亲属借贷的农户反而更加贫困。

(2) 土地财产。土地作为农户的主要财产与维持生计的基本要素,可以在借贷市场上充当抵押物品的角色,传递着其家庭违约风险较低的信号,土地财产越多其借贷利率可能越低。同时,土地财产也是影响农户贫困境况的基本性因素。一般情况下,土地数量越多,农户获得的农业收益越多,其生活状况相对较好。然而,在土地资源丰富、农户土地财产较多的地区,农户对农业收入更加依赖,容易受到灾害等风险冲击,导致家庭脆弱性较强,增加了农户陷入持续贫困的可能性。

(3) 家庭人口。一般而言,家庭人口越多则劳动力数量往往较多,能够获得更多的农业产出与非农收入,有利于降低借贷的违约风险,因而利率可能较低。而且家庭人口越多则借贷渠道或来源更加丰富、多元,有利于降低农户的借贷利率。较多的家庭人口在带来更多收益的同时,也有利于改善家庭生活水平,降低落入贫困陷阱的可能性。但在人口压力视角下,较多的家庭人口在满足日常基本消费后,农业与非农收益的剩余可能较少,从而使得家庭无法有效积累资本,难以实现生活质量的根本性改善。

(4) 农业劳动力。农业劳动力数量越多,说明农户对农业的依赖程度越高,家庭脆弱性较强,而且劳动力局限于农业,借贷渠道相对较少,可能会导致借贷利率上升。同时,在非农就业机会有限的情形下,以“过密化”方式投入农业劳动力,能够实现农业总产出增加(单位劳动产出可能是降低的),使家庭维持正常运转,避免陷入持续负债状态。

(5) 役畜数量。在传统农业社会中,役畜数量在一定程度上可以衡量农户资产状况,役畜数量越多表明农户资产状况越好,农户借款后的偿债能力越强,违约风险较低;同时,役畜作为一种农业资产,具备抵押功能,有利于降低借贷利率。同时,役畜与劳动力既存在互补关系也存在替代关系,役畜投入能够在一定程度上提高农业生产力,优化家庭资源要素配置,对于改善农户的经济状况具有重要作用,影响着其贫困状况。

(6) 非农就业。非农就业能够帮助农户获得更多现金收益,释放出违约概率较低的信号;非农就业也有助于农户拓展社会网络,丰富借贷渠道,使其可以获得较低的借贷利率。同时,非农就业会影响农户的贫困状况,获取农业外收入是改善农户家庭生活水平的重要生计策略。但这一时期副业就业机会受限,副业收入不足,对降低农户借贷利率、生活境况改善的效果可能并不明显。

(7) 社会网络。在传统农业社会,熟人关系组成的社会网络发挥着重要作用,无论借贷市场上的中人、保人,还是劳动市场中的熟人中介,都离不开社会网络。社会网络是提高借贷可获性、降低借贷利率的重要因素。同时,社会网络也会影响农户的贫困状况。社会网络越丰富,农户从事副业、获取非农收入的途径更多,能够获得的经济帮助与支持也会较多,有利于改善其贫困状况。但在短期内,社会网络较丰富意味着农户的人情支出会增加,可能会给贫困农户带来经济负担。

(8) 储蓄水平。农户储蓄包括现金储蓄和农产品等实物储蓄。无论拥有何种形式的储蓄,均表明农户存在一定的风险抵御能力,表现出较低的违约风险与脆弱性,有利于降低借贷利率。拥有储

蓄在一定程度上也表明农户能够应对收入波动与潜在风险,陷入贫困陷阱的可能性较低。但储蓄较多也可能表明农户生活水平不高,存在较大的后顾之忧,尽可能地多储蓄、少消费,甚至是在为偿还债务做准备,这类农户反而会有较高的借贷利率。

(9) 水稻种植占比。从文化经济学角度来看,水稻种植文化形塑了地区集体主义观念、契约意识(Talhelm, 2014; 罗必良和耿鹏鹏, 2022),维持了借贷市场良性运转;加之围绕水稻种植与水利建设,促进了农村宗族网络的发展,由此形成了一种担保或第三方机制,有效减少了违约行为,降低了风险溢价(Karlan and Morduch, 2009),有助于借贷利率保持在合理区间。同时,水稻产量相对较高,在南方水稻种植地区副业机会往往多于北方小麦区,由此农户的总体生活水平较高,有利于贫困农户摆脱贫困陷阱。

(10) 田税。一般而言,在田税越高的地区,农户经济负担越重,由此引发大量借贷需求,但农村市场借贷供给有限,供需失衡导致利率升高。同时,田税越重,贫困农户无法积累资本,陷入持续贫困的可能性也会更大。

(11) 灾害变量。灾害存在多种类别,囿于匹配数据限制,本文选择代表性的水灾与旱灾频率作为代理变量,在联立方程模型中进行控制。一般而言,在灾害频发的地区,农户的收入与经济波动性更大,生活更加贫困。同时,灾害引发了借贷需求增加,但农村资金供给有限,造成利率上升。

在工具变量方面,利率的工具变量包括县平均利率、县典当数量。一方面,农户借贷行为受到所在地区平均利率水平的影响,县平均利率越高,农户的借贷利率往往也越高。同时,在典当数量越多的地区,借贷市场上的资金供给相对较多,农户的借贷渠道也更多,在一定程度上有利于降低借贷利率。另一方面,县平均利率与典当数量会影响借贷可获性以及借贷利率,但不会直接影响农户的贫困状况。即便二者对贫困状况产生影响,也需要通过农户的借贷行为及其利率间接产生作用。

贫困陷阱的工具变量包括市场距离、政府救济(未含借贷类救济政策)。一方面,距离市场越近,农产品贸易与运输成本越低,农户更容易参与商品市场交易,获得现金收入,改善生活水平。但市场附近也可能存在较多的生产者,贫困农户不具备市场竞争优势,应对市场波动的能力较弱,反而不利于摆脱贫困。不论影响方向如何,市场距离和农户贫困状况紧密相关。同时,在灾荒时政府开展救济在一定程度上反映了地方行政能力,政府救济能够及时缓解农户的经济窘况,影响其贫困状况。另一方面,市场距离、政府救济并不会直接借贷利率,即便其中存在部分影响,也是通过农户的经济状况或风险特征间接产生作用。例如,与市场距离较近、获得政府救济的农户,并不会因为靠近市场或获得政府救济(非借贷类)就能明显获得更低利率的借贷,虽然获得借贷的机会可能增加,但放贷者(尤其是民间借贷)仍会根据其经济状况及风险特征等因素做出借贷决策。

上述变量的回归结果未必与分析逻辑完全一致。这是由于本文构建的贫困陷阱指标仅针对能够参与借贷市场、有借贷行为的农户,而极端贫困者可能被排除在借贷市场之外。例如,灾害频发可能造成许多贫困农户“借贷无门”,没有债务是因为农户根本无法进入借贷市场获得资金,自然不会出现连续负债状态,数据上即表现为灾害与本文的贫困陷阱变量负相关。这类贫困农户不在本研究讨论范围内,但是为未来的研究提供了一个方向,探讨极端贫困者的借贷可获性及其落入贫困陷阱中的内在逻辑也有重要意义。

附录 V 稳健性检验

(一) 更换估计方法

表 V 1 中回归 1 与回归 2 分别汇报了基于 2SLS、OLS 方法估计的联立方程模型回归结果。回归 1 结果表明, 估计系数在 1%的水平上显著为正。具体而言, 较非贫困陷阱中的农户, 贫困陷阱中的农户借贷利率大约高出 1.666 分; 若借贷利率提升 1 分, 农户陷入贫困陷阱的概率约提高 0.069 单位, 即 22.12% (0.069/0.312), 与基准回归结果差异不大。但 2SLS 估计方法忽略了不同方程扰动项之间的相关性, 故未将其作为基准估计方法。回归 2 结果显示, 估计系数同样在 1%的水平上显著为正, 但由于内生性的存在, OLS 估计方法得到的回归结果容易出现不一致等问题, 故本文仅关注其系数的符号与显著性。以上结果表明, 基准回归中使用 3SLS 估计方法具有稳健性与合理性。

表 V 1 更换估计方法的联立方程模型回归结果

var	2SLS		OLS	
	winterest	povertyt	winterest	povertyt
	回归 1		回归 2	
povertyt	1.666*** (0.410)		0.280*** (0.037)	
winterest		0.069*** (0.013)		0.073*** (0.008)
control	是	是	是	是
region	是	是	是	是
R ²	0.270	0.146	0.536	0.146
obs	2 539		2 539	

注: ***, **和*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。下同。

(二) 资产贫困陷阱回归结果

关于资产贫困陷阱的阈值划分尚未有统一标准, 囿于截面数据限制, 本文无法通过观察资产走势以寻找均衡点或阈值。但在不设定阈值的情况下, 可以使用连续型资产指数变量进行回归, 通过回归系数的符号与显著性做出近似判断。同时, 受到 Giesbert and Schindler (2012) 研究的启发, 本文以年人均生存所需粮食为标准, 将低于年人均生存所需粮食标准的农户的资产指数均值作为划分依据, 低于该均值表明农户利用自身资产生产更多粮食、获得较高收益的可能性较低, 不利于其摆脱贫困境况, 赋值为 1; 高于该均值的农户在将来摆脱贫困陷阱的概率更高, 赋值为 0。表 V 2 报告了使用资产指数衡量贫困陷阱的回归结果。回归 1 与回归 2 报告了使用主成分分析方法测度资产指数的回归结果。回归 1 使用的变量为资产指数连续变量, 结果显示, 回归系数显著为负, 表明农户资产指数越低, 借贷利率越高; 农户借贷利率越高, 资产指数越低。回归 2 使用的变量为以年人均生存所需粮食为标准设定的资产贫困陷阱二元变量, 结果表明, 回归系数显著为正; 其具体经济意义为, 陷入资产贫困陷阱农户的借贷利率比其他农户高出 1.322 分; 同时, 若利率增加 1 分, 农户陷入资产贫困陷阱的概率提高 0.056 单位, 约为 14.32% (0.056/0.391), 与本文的基准回归结论差异不大。同时, 回归 3 与回归 4 分别汇报了使用生计回归法得到的资产指数连续变量、资产贫困陷阱二元变量的估计结果, 虽然回归 4 中利率对贫困的影响仅在 15%的水平上能够通过显著性检验, 但总

体结果依然能够表明本文基准回归结论具有稳健性。

表 V 2 资产贫困陷阱的回归结果

var	主成分分析法-连续变量		主成分分析法-人均粮食标准		生计回归法-连续变量		生计回归法-人均粮食标准	
	winterest	apoverity	winterest	apoverity	winterest	apoverity	winterest	apoverity
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
apoverity	-2.444*** (0.669)		1.322*** (0.347)		-0.711*** (0.194)		1.297*** (0.365)	
winterest		-0.050*** (0.009)		0.056*** (0.013)		-0.034* (0.019)		0.018# (0.012)
control	是	是	是	是	是	是	是	是
region	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.165	0.383	0.337	0.208	0.424	0.523	0.367	0.298
obs	2 539		2 539		2 539		2 539	

注：（1）在人均生存粮食标准方面，学界相关研究较为丰富，如珀金斯估算维持最低生活水平年所需原粮为 400 斤；马烈和李军（2021）估算人均一年维持生存所需的稻谷消费量为 441.79 斤，小麦消费量为 439.25 斤。本文对此不再专门讨论，将后者计算的两种标准取平均值（220.26 公斤）作为人均生存粮食标准的近似值。（2）在该部分回归模型中，用于测度资产指数的指标（役畜、储蓄与社会网络）未放入控制变量中。（3）#表示在 15%的水平上显著。

（二）限定样本回归结果

表 V 3 中回归 1 报告了剔除健康冲击后的联立方程模型估计结果，回归 2 报告了剔除无息借贷后的联立方程模型估计结果，回归 3 中同时剔除了上述两类样本。可以看出，无论如何剔除样本，回归系数的符号与显著性未发生实质性变动，说明基准回归结果是稳健的。

表 V 3 限定样本的回归结果

var	剔除无息借贷的干扰		剔除健康冲击的干扰		同时剔除	
	winterest	povertyt	winterest	povertyt	winterest	povertyt
	回归 1		回归 2		回归 3	
povertyt	1.083*** (0.334)		1.050*** (0.385)		0.784** (0.326)	
winterest		0.072*** (0.013)		0.066*** (0.014)		0.069*** (0.014)
control	是	是	是	是	是	是
region	是	是	是	是	是	是
R ²	0.472	0.138	0.463	0.141	0.556	0.137
obs	2 463		2 226		2 175	

（三）排除竞争性假说回归结果

采取如下实证策略进行竞争性假说排除检验：在回归模型中控制社会动荡（socialins）、现代金融（newfina）与人口压力（poppre）变量，若回归系数与基准回归系数的显著性和符号保持一致，说明基准回归结果是稳健的。社会动荡与现代金融数据均来自各地区地方志记载，通过人工整理识别，测度该段时期内社会动荡发生次数（以农户和地主之间的冲突为代理变量）、现代金融（以是否设立新式银行作为代理变量，包括总行与支行）；人口压力（以人地比例作为代理变量）变量来自卜凯编著的《中国土地利用统计资料》。根据表 V 4 中回归 1 至回归 3 结果可以看出，在分别控制社会动荡、现代金融、人口压力三个变量后，贫困陷阱与利率的系数符号、显著性基本保持不变；回归

4 中将上述三个变量同时纳入计量模型，所得结果依然保持不变。总体上，排除竞争性假说后的实证结果表明基准回归结论是稳健的。

表 V 4 排除竞争性假说的回归结果

var	排除社会动荡因素		排除金融滞后因素		排除人口压力因素		排除全部因素	
	winterest	povertyt	winterest	povertyt	winterest	povertyt	winterest	povertyt
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
povertyt	1.529*** (0.442)		1.397*** (0.357)		1.681*** (0.501)		1.474*** (0.436)	
winterest		0.085*** (0.013)		0.071*** (0.013)		0.079*** (0.013)		0.090*** (0.013)
socialins	是	是					是	是
newfina			是	是			是	是
poppre					是	是	是	是
control	是	是	是	是	是	是	是	是
region	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.319	0.154	0.366	0.156	0.263	0.151	0.342	0.163
obs	2 539		2 539		2 539		2 539	

(四) PSM 模型估计结果

在利用 PSM 模型进行估计时^①，首先需要保证控制变量满足匹配平衡性检验。表 V 5 结果显示，匹配后大部分控制变量的偏误都明显降低，*T* 检验结果也显示，在进行样本匹配后所有控制变量的处理组与控制组之间均无系统性差异。

表 V 5 控制变量的平衡性检验

var	Match	<i>T</i>	<i>C</i>	Bias (%)	Difference- <i>P</i> > <i>T</i>
relativec	<i>U</i>	0.215	0.202	3.2	0.454
	<i>M</i>	0.215	0.214	0.3	0.951
lnpland	<i>U</i>	1.143	1.234	-19.0	0.000
	<i>M</i>	1.143	1.146	-0.7	0.887
size	<i>U</i>	5.845	5.864	-0.6	0.886
	<i>M</i>	5.845	5.655	6.3	0.199
alabor	<i>U</i>	1.590	1.757	-16.1	0.000
	<i>M</i>	1.590	1.564	2.5	0.589
livestock	<i>U</i>	0.695	0.949	-25.0	0.000
	<i>M</i>	0.695	0.693	0.2	0.961
nonae	<i>U</i>	0.584	0.566	3.7	0.389
	<i>M</i>	0.584	0.588	-0.8	0.878
lnnetwork	<i>U</i>	3.214	3.436	-10.7	0.013
	<i>M</i>	3.214	3.188	1.3	0.798
lnsave	<i>U</i>	0.011	0.053	-13.5	0.005

① 分别将贫困陷阱对借贷利率的影响、借贷利率对贫困陷阱的影响进行倾向得分匹配估计；样本匹配平衡性检验仅汇报贫困陷阱对借贷利率影响的结果。由于 PSM 模型适用于处理变量为二元变量的情形，在借贷利率影响贫困陷阱的模型中，将借贷利率等于或超过月利 3 分赋值为 1，其他为 0，构造二元虚拟变量。

<i>rice</i>	<i>M</i>	0.011	0.010	0.4	0.887
	<i>U</i>	21.570	20.085	6.0	0.164
<i>tax</i>	<i>M</i>	21.570	21.736	-0.7	0.886
	<i>U</i>	5.695	9.173	-17.5	0.000
<i>interestc</i>	<i>M</i>	5.695	5.826	-0.7	0.734
	<i>U</i>	2.559	2.422	13.1	0.002
<i>pawn</i>	<i>M</i>	2.559	2.559	0.1	0.989
	<i>U</i>	10.939	9.481	14.3	0.001
<i>flood</i>	<i>M</i>	10.939	11.265	-3.2	0.548
	<i>U</i>	3.502	3.601	-2.2	0.616
<i>drought</i>	<i>M</i>	3.502	3.363	3.1	0.530
	<i>U</i>	4.285	5.204	-20.9	0.000
	<i>M</i>	4.285	4.198	2.0	0.648

根据表 V 6，匹配后控制变量标准化偏差有所下降（1.9%），小于 5%。Pseudo- R^2 、 χ^2 、B 值也有所下降，且 B 值小于 25%，R 值为 1.10，介于 0.5 到 2 之间，满足 Rubin 提出的匹配平衡性条件与要求。总体上，控制变量的匹配结果较好。

表 V 6 匹配平衡性假定的检验结果

	<i>Pseudo-R²</i>	χ^2	<i>mean bias</i>	<i>B (%)</i>	<i>R</i>
<i>U</i>	0.116	365.43	14.1	77.1*	0.31*
<i>M</i>	0.004	8.82	1.9	15.0	1.10

在匹配方法上，同时使用了近邻匹配、卡尺匹配、核匹配与局部线性回归匹配方法，保证匹配结果的可靠性，PSM估计结果如表 V 7所示。根据ATT数值，近邻匹配下贫困陷阱对借贷利率影响的净效应为0.205，借贷利率对贫困陷阱影响的净效应为0.333，且在1%的水平上通过了显著性检验。使用卡尺匹配、核匹配以及局部线性回归匹配方法得到的估计结果与近邻匹配下的回归结果差异不大，说明PSM回归结论是可靠的，进一步证实了基准回归结论具有稳健性。需要注意的是，该方法的检验结果只得作为OLS单一方程回归的对照，但OLS单一方程估计结果是不一致的，因而本部分更关注ATT值的符号与显著性是否发生变化，经济含义解读依然使用3SLS联立方程模型的估计结果。

表 V 7 倾向得分匹配的估计结果

	贫困陷阱对利率的影响				利率对贫困陷阱的影响			
	近邻匹配	卡尺匹配	核匹配	局部线性回归匹配	近邻匹配	卡尺匹配	核匹配	局部线性回归匹配
ATT	0.205*** (0.063)	0.247*** (0.048)	0.250*** (0.049)	0.232*** (0.043)	0.133*** (0.027)	0.118*** (0.023)	0.114*** (0.023)	0.122*** (0.022)
ATU	0.270*** (0.056)	0.254*** (0.043)	0.256*** (0.041)	0.258*** (0.048)	0.031 (0.045)	0.031 (0.036)	0.045 (0.037)	0.030 (0.041)
ATE	0.249*** (0.047)	0.252*** (0.038)	0.254*** (0.038)	0.249*** (0.041)	0.065* (0.033)	0.060** (0.027)	0.068** (0.028)	0.061** (0.030)

注：近邻匹配中 $k=5$ ；卡尺匹配中半径为 0.03；核匹配中带宽为默认 0.06；标准误由自助抽样 500 次得到。

参考文献

- [1] Adato, M., R. Carter, and J. May, “Exploring poverty traps and social exclusion in South Africa using qualitative and quantitative data”, *The Journal of Development Studies*, 2006, 42(2), 226-247.
- [2] Banerjee, A. V., “Field Experiments and the Practice of Economics”, *American Economic Review*, 2020, 110(7), 1937-1951.
- [3] [美] 卜凯, 《中国农家经济》, 张履鸾译。北京: 商务印书馆, 1936 年。
- [4] [美] 卜凯, 《中国土地利用》, 乔启明等译。成都: 成城出版社, 1941 年。
- [5] Chaudhuri, S., J. Jalan, and A. Suryahadi, “Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia”, *Columbia University Department of Economics Discussion Paper*, 2002, 0102-52.
- [6] [日] 城山智子, 《大萧条时期的中国: 市场、国家与世界经济(1929-1937)》, 孟凡礼等译。南京: 江苏人民出版社, 2021 年。
- [7] [美] 德怀特·希尔德·珀金斯, 《中国农业的发展(1368-1968 年)》, 宋海文等译。上海: 上海译文出版社, 1984 年。
- [8] 方华, “灾荒中的河南农村”, 《新创造》, 1932 年第 2 期, 第 237—243 页。
- [9] 费孝通, 《内地的农村》, 《费孝通文集》第 4 卷。北京: 群言出版社, 1946 年。
- [10] [美] 费维恺, “经济趋势, 1912-1949 年”, 载于 [美] 费正清主编《剑桥中华民国史 1912-1949 年(上卷)》, 杨品泉等译。北京: 中国社会科学出版社, 1993 年, 第 86 页。
- [11] Giesbert, L., and K. Schindler, “Assets, Shocks, and Poverty Traps in Rural Mozambique”, *World Development*, 2012, 40(8), 1594-1609.
- [12] Karlan, D., M. Mobius, T. Rosenblat, and A. Szeidl, “Trust and Social Collateral”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3), 1307-1361.
- [13] [美] 李丹, 《理解农民中国: 社会科学哲学的案例研究》, 张天虹等译。南京: 江苏人民出版社, 2009 年。
- [14] 李金铮, “收入增长与结构性贫困: 近代冀中定县农家生活的量化分析”, 《近代史研究》, 2010 年第 4 期, 第 105—120 页。
- [15] 李金铮, “中国近代乡村经济史研究的十大论争”, 《历史研究》, 2012 年第 1 期, 第 171—189 页。
- [16] 刘克祥, “对《近代华北的农业发展和农民生活》一文的质疑与辨误”, 《中国经济史研究》, 2000 年第 3 期, 第 120—137 页。
- [17] 刘克祥, “20 世纪 30 年代地权集中趋势及其特点—30 年代土地问题研究之二”, 《中国经济史研究》, 2001 年第 3 期, 第 33—48 页。
- [18] 罗必良、耿鹏鹏, “稻米理论”: 集体主义及其经济解理”, 《华南农业大学学报(社会科学版)》, 2022 年第 4 期, 第 1—12 页。
- [19] 马烈、李军, “近代中国农业生产中南北方农民维持生存用工量的比较”, 《中国农史》, 2021 年第 3 期, 第 84—93 页。
- [20] Malevolti, G., and D. Romano, “Poverty Dynamics and Poverty Traps among Refugee and Host Communities in Uganda”, *The Journal of Development Studies*, 2024, 60(3), 380-405.
- [21] Naschold, F., “The Poor Stay Poor: Household Asset Poverty Traps in Rural Semi-Arid India”, *World Development*, 2012, 40(10), 2033-2043.
- [22] 史建云, “论近代中国农村手工业的兴衰问题”, 《近代史研究》, 1996 年第 3 期, 第 25—43 页。
- [23] 隋福民、韩锋, “保定 11 个村人均纯收入水平与结构的历史变化(1930-1998): 基于‘无锡、保定农村调查’数

- 据的分析”，《中国经济史研究》，2012年第4期，第98—111页。
- [24] Talhelm, T., X. Zhang, S. Oishi, C. Shimin, D. Duan, X. Lan, and S. Kitayama, “Large-scale psychological differences within China explained by rice versus wheat agriculture”, *Science*, 2014, 344(6184), 603-607.
- [25] 陶直夫, “1931年大水灾中中国农村经济的破产”, 《新创造》, 1932年第2期, 第11页。
- [26] [美] 王国斌, 《转变的中国: 历史变迁与欧洲经验的局限》, 李伯重等译. 南京: 江苏人民出版社, 2014年。
- [27] 吴承明, “中国近代农业生产力的考察”, 《中国经济史研究》, 1989年第2期, 第63—77页。
- [28] 夏明方, “发展的幻象——近代华北农村农户收入状况与农民生活水平辨析”, 《近代史研究》, 2002年第2期, 第211—250页。
- [29] 谢国兴, 《中国现代化的区域研究—安徽省》。台北: 中央研究院近代史研究所, 1991年。
- [30] 徐畅, “1929~1933年世界经济大危机对中国农村经济影响散论”, 《江海学刊》, 2003年第4期, 第138—145页。
- [31] 许道夫, 《中国近代农业生产及贸易统计资料》。上海: 上海人民出版社, 1983年。
- [32] 余文君、隋福民, “绝对与相对人口压力: 20世纪20-30年代无锡农户生存发展的突破与限制”, 《中国农史》, 2022年第4期, 第96—108页。
- [33] 余文君、隋福民, “20世纪二三十年代无锡农户生活水平再考察: 基于‘福利比率’的测量”, 《中国社会经济史研究》, 2023年第3期, 第98—110页。
- [34] 张东刚, “20世纪上半期中国农家收入水平和消费水平的总体考察”, 《中国农史》, 2000年第4期, 第48—60页。
- [35] 章有义, 《中国近代农业史资料》第三辑。北京: 科学出版社, 2016年。
- [36] 赵学军, “无锡农户收入结构的变迁(1929-2010)——基于‘无锡保定农村调查系列资料’的分析”, 《中国经济史研究》, 2017年第6期, 第127—140页。
- [37] 郑起东, “近代华北的农业发展和农民生活”, 《中国经济史研究》, 2000年第1期, 第55—72页。
- [38] Zhou, L., J. Sun, W. Hu, and Y. Zhang, “Asset Smoothing and Consumption Smoothing: Disaster-coping Strategies in Noncontiguous and Contiguous Destitute Areas”, *China & World Economy*, 2023, 31(2), 223-250.

注: 该附录是期刊所发表论文的组成部分, 同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容, 请务必在研究成果上注明附录下载出处。