



农村征地补偿是否会助推家庭债务风险?

龙 腾^{1,2},王海军^{3*},林芷滢¹

(1.广东财经大学 财政税务学院,广东 广州 510320;
2. 广东财经大学 广东省财税大数据重点实验室,广东 广州 510320;
3.北京物资学院 经济学院,北京 101126)



摘要 家庭债务风险的持续积累,农村家庭因收入与社保短板更显财务脆弱性。在此背景下,农村土地征用补偿金作为农户家庭资产结构转型的重要外生冲击,其与债务风险的关系是理解国家土地财政与家庭杠杆交互机制的关键。基于2010—2020年中国家庭微观调查数据(CFPS),系统考察农村土地补偿金对农户家庭债务风险的影响路径及异质性特征。研究发现:土地补偿金通过短期流动性冲击、资产结构调整与预期行为调整三重渠道显著提升农村家庭债务风险。第一,补偿金的短期充裕诱导家庭消费升级,迫使家庭在补偿金耗尽后依赖借贷维持消费水平,加速债务积累。第二,土地资产流失导致家庭生产性资本减少,资产结构的调整迫使家庭通过借贷弥补经营缺口。第三,补偿金还通过改善收入预期,刺激家庭扩大长期消费与高风险投资,释放的资金转向竞争性消费,加剧流动性压力。异质性分析发现,重度老龄化家庭因医疗支出刚性,仅房贷规模显著响应补偿金变动。基于此,提出需构建动态补偿机制、强化社保联动政策并完善就业与技能培训配套,以对冲土地财政转型中的系统性风险。

关键词 土地征用; 土地补偿金; 家庭债务; 预期行为; 家庭资产结构

中图分类号:F3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2025)05-0202-14

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.05.018

近年来,中国家庭部门杠杆率持续攀升,已成为影响宏观经济稳定与微观家庭福祉的重要议题。截至2024年,家庭债务占GDP比重接近70%,总规模超过3万亿元人民币。家庭债务收入比从2013年的低位攀升至2022年的124.4%,年还本付息金额从5万亿增至14万亿,占可支配收入比例从24.5%升至28.2%,这一趋势揭示了家庭债务风险的普遍性与严峻性^①。家庭负债具有明显的“双刃剑”效应:适度的金融杠杆有利于推动家庭资产合理化配置和提高消费水平,从而发挥消费拉动经济增长的基础性作用,刺激相关产业有效供给,助力深化供给侧结构性改革^[1-2]。然而,过高的家庭负债率,尤其是住房抵押贷款的累积,显著增加了家庭财务的脆弱性,成为潜在的金融风险源^[3]。当前,中国家庭杠杆率已超越国际经验中的“安全线”,尤其值得关注的是,相较于城市居民,农村家庭往往面临更有限的收入来源、更薄弱的金融素养和社会保障网络,其债务风险可能具有独特的脆弱性特征与形成逻辑。

聚焦于农村家庭,其家庭债务风险的复杂性需要关注其背后的多元驱动因素,特别是重大制度性变革或外生冲击对特定群体财务行为的深刻影响。在中国快速城镇化的进程中,农户土地征用作为一项核心政策工具,在重塑城乡空间与经济格局的同时,也构成了对失地农户家庭资产结构和财

收稿日期:2025-05-15

基金项目:广东省哲学社会科学青年项目“人口老龄化背景下广东省家庭债务风险的识别、监测及防控研究”(GD25YYJ38);国家社会科学基金项目“超特大城市重点人群家庭偿债风险评估、预警与防控机制研究”(24BJY090);北京市属高等学校优秀青年人才培育计划项目(BPHR202203158)。

①数据来源于《2022年金融统计数据报告》。

*为通讯作者。

务决策的一次重大外生冲击。2022年,全国国有建设用地供应面积达76.6万公顷,同比增长10.9%;其中出让面积30.7万公顷,同比下降0.3%。2024年1—4月,全国农用地转用和土地征收批准面积约10.7万公顷,同比增长56.57%,国务院审批项目用地面积同比增长240.32%^①。这一规模空前的资源再分配,深刻改变了受影响家庭的生计基础与资产结构。然而,现实中观察到一种矛盾现象:一方面,土地征用补偿理论上可为家庭提供资金缓冲;另一方面,部分群体却伴随补偿出现了显著的债务累积。这引发了一个关键的研究问题:土地征用补偿金,对于失地家庭而言,究竟是提升其长期福利的“财富跳板”,还是可能加剧其财务风险的“隐性陷阱”?

农村土地征用补偿金作为家庭资产结构转型的重要外生冲击,其与债务风险的关系是理解发展中国家“土地财政—家庭杠杆”交互机制的关键^[4]。然而,既有研究多聚焦补偿金的消费平滑效应^[5],或孤立讨论家庭债务的宏观经济诱因^[6],对二者在微观行为层面的交互机制尚未充分揭示。例如,Huang等发现,农民失去赖以生存的土地,被迫进入新行业找工作。多数男性劳动力因技能限制,只能从事建筑、运输等门槛低、收入不稳定的工作,形成“低技能职业扎堆”现象^[7]。不仅如此,Fitawok等还提出征地后家庭整体消费更偏向食品等基本需求^[8]。以上学者的分析结果为补偿金对家庭及个体决策行为的影响提供了不同的研究视角。

然而,土地流失与家庭债务的动态关系十分复杂。传统理论认为,补偿金可通过平滑消费或投资改善家庭财务状况^[9],但中国现实呈现悖论:一方面,征地补偿安置决定缺乏全国统一标准,区域执行差异明显^[9],征地补偿标准长期滞后于土地增值收益,以基本征地补偿标准测算作为农民生存权益的底线尺度补偿费的计算以传统农作物前三年的平均农业产值为基数,不能有效补偿失地农民的各种权益^[10];另一方面,部分城市拆迁户因高额补偿陷入挥霍与返贫的循环,购房与民间借贷违约率较高。这种分化暗示,补偿金对债务风险的影响可能呈现助推特征,且与制度环境、金融可及性和家庭异质性深度交织^[11]。

本文的边际贡献及创新点在于:第一,理论框架创新。本文首次将行为经济学中的“心理账户效应”与经典的生命周期理论、资产结构调整理论相结合,构建了债务积累的综合分析框架,突破了传统研究孤立分析补偿金消费平滑效应或家庭债务宏观诱因的局限,为理解土地财政与家庭杠杆的交互机制提供了全新的微观行为视角。第二,机制路径创新。研究系统性地揭示并实证检验了土地征用补偿金推升家庭债务风险的三重传导渠道:短期流动性冲击、资产结构调整以及预期行为调整。这一发现揭示了补偿金从潜在“财富跳板”蜕变为“隐性债务陷阱”的微观行为链条。第三,异质性视角创新。研究深入剖析了债务风险在不同家庭群体中的分化特征,识别出关键异质性因素。这一发现为精准化、差异化的债务风险防控政策提供了关键切入点。

一、制度背景与理论分析

1. 制度背景:我国的征地补偿机制

中国农村土地制度的特殊性集中体现于集体所有权与宅基地不可抵押的双重约束^[12]。根据《中华人民共和国土地管理法》^②,农村集体土地归农民集体所有,农户仅享有使用权。这一制度安排赋予土地双重属性:一方面,土地是农户的生产性资本,承载农业生产、家庭经营与资产增值功能;另一方面,土地充当“社会保障”角色,通过自给自足与风险缓冲机制维系农户生计安全^[9]。然而,土地征用打破了这一均衡:土地流失导致农户失去核心生产资本,而现行补偿标准(以土地原用途价值为基准)难以覆盖其长期收入流的现值缺口。例如,耕地征用补偿通常按前三年平均农业产值测算,但土地征用后的非农开发收益可达补偿款的5~10倍^[7]。这种补偿不足迫使农户重构资产负债表——土地资产消失后,家庭为维持消费平滑或转向非农就业,往往依赖借贷填补收入缺口,形成资产—负债

① 数据来源:《2022年中国自然资源统计公报》。

② 条文来源于国家法律法规数据库《土地管理法》第2条:城市土地所有权归属国家,农村及城郊土地(除法定国有部分外)实行农民集体所有制,宅基地、自留地等特定土地类型亦纳入集体所有权范畴,个人仅保留依法取得的土地使用权。

置换循环。

与此同时,征地补偿机制作为平衡上述张力的关键制度设计,通过土地补偿费、安置补助费、附着物补偿和社会保障费用等结构,试图弥合土地发展权让渡与农民权益保障的冲突。法律特别规定补偿标准须动态适配区域经济水平与土地资源禀赋,根据《土地管理法》^①,农村集体土地征用补偿标准需动态适配区域经济水平,但实践中仍以土地原用途价值为基准,与土地转用后的增值收益形成落差^[9],导致补偿不足加剧农户债务风险。不仅如此,征地补偿安置决定的具体内容缺乏国家统一标准。因此,被征地农民问题已成为乡村振兴的制度性障碍。土地征收不仅影响农民的生计资本体系,还加速了城乡要素流动,倒逼传统“三农”治理模式变革。近年《土地管理法实施条例》提出了征地补偿安置决定加行政复议或诉讼的司法救济路径,维护被征用土地的家庭的合法权益。

综上,中国农村土地征用补偿机制受《土地管理法》第四十八条约束,实践中补偿标准滞后于土地增值收益^[13],导致农户长期收入流断裂,迫使家庭通过借贷平滑消费^[7]。土地征用导致的生计模式转变(如非农就业)可能强化家庭对信贷工具的依赖^[14],土地征用剥离农户传统生计资本,倒逼其依赖借贷填补收入缺口^[12],而补偿金短期充裕可能进一步诱导负债行为^[7],通过消费升级加速债务积累。消费刺激政策通过补贴机制重构家庭效用函数,促使传统储蓄伦理向信贷依赖转型,而城镇化进程中户籍壁垒与公共服务供给断裂,倒逼农民以民间高息负债填补“半城市化”成本^[12]。乡村振兴中的城乡双重投资导向造成资产流动性耗散,在中央—地方激励错配与短期政绩驱动下,农村家庭被系统性锚定于债务陷阱的闭环传导链中。因此,评估土地征用赔偿金对家庭负债的影响具有重要意义。

2. 理论分析

本文构建了一个动态跨期决策模型,分析土地征用补偿款对家庭债务的长期影响,并证明补偿款可能导致债务风险上升。首先,本文假设家庭追求终身效用最大化,而效用来自消费和债务负担。如果家庭在初始期($t=0$)失去土地后将获得一次性补偿款 C ,那么土地原本提供给家庭稳定的长期收入流为 $\{y_t\}_{t=1}^T$,在被征用后家庭的收入降为 $\{y'_t\}_{t=1}^T$,满足 $y'_t < y_t$ 。对于家庭部门的金融市场约束,本文定义家庭可通过储蓄(利率 r_s)或借贷(利率 r_d)平滑消费,但借贷存在上限 d ,而土地补偿款 C 可用于消费、储蓄或投资(如购房、创业),投资回报率为 r_i 。

根据以上定义,本文可以得出家庭效用函数与预算约束。其中,家庭效用由消费 c_t 和债务 d_t 决定,采用可分形式:

$$U = \sum_{t=0}^T \beta^t \left[\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \phi \frac{d_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right] \quad (1)$$

在式(1)中,第一项为消费的相对风险厌恶效用函数(即CRRA效用), σ 为风险厌恶系数。第二项为债务的负效用, ϕ 表示对债务的厌恶程度, γ 控制债务边际效用的弹性。

而土地在被征用后,家庭每期的预算约束为:

$$c_t + s_{t+1} + d_t \leq y'_t + (1 + r_s)s_t + C \times I(t=0) + (1 + r_i)I_t - (1 + r_d)d_{t-1} \quad (2)$$

在式(2)中, s_t 表示家庭储蓄, I_t 表示补偿款中用于投资的金额。 $I(t=0)=1$,初始条件: $s_0=0, d_{t-1}=0$ 。

要求模型求解动态优化,本文将构造拉格朗日函数进一步计算,首先,本文引入拉格朗日乘子 λ_t 处理预算约束,并考虑流动性约束 $d_t \leq d$,得到以下方程式:

① 条文来源于国家法律法规数据库《土地管理法》第四十八条:制定区片综合地价应当综合考虑土地原用途、土地资源条件、土地产值、土地区位、土地供求关系、人口以及经济社会发展水平等因素,并至少每三年调整或者重新公布一次。征收农用地以外的其他土地、地上附着物和青苗等的补偿标准,由省、自治区、直辖市制定。对其中的农村村民住宅,应当按照先补偿后搬迁、居住条件有改善的原则,尊重农村村民意愿,采取重新安排宅基地建房、提供安置房或者货币补偿等方式给予公平、合理的补偿,并对因征收造成的搬迁、临时安置等费用予以补偿,保障农村村民居住的权利和合法的住房财产权益。

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^T \beta' \left[\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \phi \frac{d_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right] + \sum_{t=0}^T \lambda_t [y_t' + (1+r_s)s_t + C \times I(t=0) + (1+r_i)I_t - (1+r_d)d_{t-1} - c_t - s_{t+1} - d_t] \quad (3)$$

根据式(3),本文分别对 c_t 、 s_{t+1} 、 d_t 、 I_t 做一阶条件推导,得到以下最优条件:

消费平滑条件(对 c_t 求导):

$$c_t^{-\sigma} = \lambda_t \quad (4)$$

储蓄决策(对 s_{t+1} 求导):

$$\lambda_t = \beta(1+r_s)\lambda_{t+1} \quad (5)$$

债务决策(对 d_t 求导):

$$\phi d_t^\gamma + \lambda_t = \beta(1+r_d)\lambda_{t+1} \quad (6)$$

投资决策(对 I_t 求导):

$$\lambda_t = \beta(1+r_i)\lambda_{t+1} \text{ (仅当补偿款用于投资时)} \quad (7)$$

结合消费平滑条件和储蓄决策方程,本文将这两者联立,得到经典的欧拉方程:

$$c_t^{-\sigma} = \beta(1+r_s)c_{t+1}^{-\sigma} \quad (8)$$

式(8)表明家庭通过调整储蓄平滑跨期消费。

此时,在短期内(即在征地时点 $t=0$),若家庭获得补偿款 C ,决定其用途分成两类:

消费升级:将部分补偿款用于购房、购车等,需借贷 d_0 补充资金:

$$d_0 = \kappa C \quad (\kappa > 0) \quad (9)$$

κ 表示补偿金用于消费升级的借贷比例系数,其表示家庭将获得的土地征用补偿金(C)用于消费升级时,额外借贷资金占补偿金的比例。

投资决策:首先,本文定义投资回报条件,若家庭将补偿款投资于收益率 r_i 的项目,债务变化为:

$$d_0 = \kappa C - I_0, I_0 = \alpha C \quad (\alpha \text{ 为投资比例}) \quad (10)$$

未来债务偿还需满足:

$$\sum_{t=1}^T \frac{d_0(1+r_d)}{(1+r_s)^t} \leq \sum_{t=1}^T \frac{I_0(1+r_i)}{(1+r_s)^t} \quad (11)$$

若将 C 投入回报率为 r_i 的项目,当 $r_i < r_d$ 时,投资将无法覆盖债务成本,投资亏损会推高债务,导致家庭债务风险上升。

如果,令投资回报等于债务成本:

$$\alpha C(1+r_i) = \kappa C(1+r_d) \quad (12)$$

可以解得临界投资比例:

$$\alpha^* = \frac{\kappa(1+r_d)}{1+r_i} \quad (13)$$

当实际投资比例 $\alpha > \alpha^*$,家庭债务风险会因过度投资上升。

在长期的情况下(征地时点 $t \geq 1$),土地被征用后,家庭失去长期收入流,需通过债务维持消费:

首先,本文定义土地未来收入的现值为:

$$PV = \sum_{t=1}^T \frac{y_t - y_t'}{(1+r_s)^t} \quad (14)$$

在式(14)中, PV 为家庭现有债务,则土地补偿缺口为 $C_{gap} = PV - C$ 。此时,家庭需通过借贷填补缺口,假设债务在 T 期内均匀偿还,则初始债务 d_0 满足:

$$C_{gap} = \sum_{t=1}^T \frac{d_0(1+r_d)}{(1+r_s)^t} \quad (15)$$

解得:

$$d_0 = \frac{C_{gap}(1+r_s)^T}{(1+r_d)[(1+r_s)^T-1]} \quad (16)$$

由于 $C_{gap} = PV - C$, 当 C 减小时, d_0 增大, 债务风险上升。

最后, 本文进行债务敏感性分析, 对 C 求导后得:

$$\frac{\partial d_0}{\partial C} = -\frac{(1+r_s)^T}{(1+r_d)[(1+r_s)^T-1]} < 0 \quad (17)$$

式(17)表明补偿款 C 越小, 初始债务 d_0 越高。这说明, 若补偿款 C 不足以弥补土地未来收入的现值(即 $C < \sum_{t=1}^T \frac{y_t - y'_t}{(1+r_s)^t}$), 则家庭债务风险上升。综上理论推导可以发现, 土地征用补偿作为外生流动性冲击, 短期内释放大量现金, 可能打破农村家庭原有的消费—储蓄平衡^[14], 诱导其通过负债平滑跨期消费。土地补偿金可能会通过资产结构调整(家庭长期收入下降)、补偿金短期流动性(消费或投资升级)或者是预期与行为调整效应(减少储蓄并增加借贷)等渠道进一步增加家庭债务风险。

二、研究设计

1. 变量定义及说明

(1) 被解释变量: 为研究农村家庭征地后对家庭债务水平的影响, 本文根据已有研究^[15-16], 筛选出以下两个被解释变量: ①是否有房产负债(HD): 根据CFPS问卷中“为购买或建造、装修住房, 您家是否向亲戚朋友或银行以外的其他组织或个人(如民间信贷机构)借款, 而且现在没有还清?”这一问题进行判断。若受访者回答“是”, 则取值为1, 反之取值为0。②非房贷的金融负债(NHD): 根据CFPS问卷中“除了房贷外, 您家现在还欠银行多少元贷款没有还清?(单位: 元)”这一问题进行判断。由于本研究聚焦农村家庭样本, 故实证分析仅保留户籍类型为农业户口且实际从事农业生产的家庭, 剔除城市拆迁、工业用地征用等非农样本。

(2) 核心解释变量: 本文借鉴柳建坤等的做法^[17], 选取“征地补偿款”作为土地征用行为的核心解释变量。其可明确征地行为现象并从中与家庭负债的关系进行量化。征地补偿款(AC): 在CFPS问卷中, 该指标所对应的具体问卷内容为“过去12个月, 您家因为土地被征用收到了多少经济补偿?”。需说明的是, CFPS数据未提供补偿发放与负债发生的具体月份信息, 可能影响因果关系的严格识别。为此, 本研究通过滞后分析及工具变量检验尽可能缓解潜在偏误。同时, 虽然被解释变量“债务指标”可能包含补偿前已存在的负债, 二者在时间窗口上的重叠可能导致因果推断偏差。但土地征用补偿通常为一次性发放, 而家庭大额负债多发生于补偿到账后^[14]。实践中, 补偿款常被用于支付购房首付, 随后通过长期房贷分摊债务压力^[7]。这一社会现实部分弥补了数据时序性的不足。

(3) 控制变量。本文从个体、家庭与社会三个维度构建控制变量体系, 添加控制变量的核心目的是通过控制潜在的混杂因素, 确保核心解释变量(土地征用补偿金)对家庭债务风险影响的估计具有无偏性和可靠性^[18-19]。本文各维度变量选取规则及测度方式如下:

个体层面采用年龄的二次效应(AGE²), 通过受访者年龄数值的平方进行非线性转换。

家庭层面综合六项社会经济特征指标: ①家庭人均收入(PCI)反映家庭人均经济水平; ②家庭净资产(NHP), 通过不动产净值测算; ③家庭净资产(HNA), 通过家庭资产净值测算; ④家庭人口规模(HS), 记录家庭常住成员数量; ⑤工商业参与度(BE), 采用虚拟变量编码, 存在工商业从业者赋值为1, 否则为0; ⑥固定资产(PFA), 通过家庭固定资产总值测算。上述指标均严格遵循CFPS标准化定义。

社会层面构建三维宏观经济指标体系: ①人均GDP(GDP), 通过记录该年当地的GDP水平与当地人口数比值表征当地人均GDP; ②财政支出强度(FIS), 通过该年度该地区的财政支出与GDP比值表征政府经济参与度; ③消费驱动指数(CONS), 通过将社会消费品零售总额与地区生产总值的比值获得, 反映了消费需求对区域经济增长的贡献程度。

本文选取的数据均来源于2010—2020年中国家庭追踪调查(CFPS)。并且对所有连续型变量取自然对数,同时对0值进行加1处理,以确保数据平稳性^[20]。除年龄平方(AGE²)、工商业参与(BE)等分类变量外,其他经济指标(如家庭人均收入、人均GDP、财政支出占比等)均按此标准处理,以减少截断误差,提升分析准确性。

实证部分相关变量及描述性统计总览表如表1所示:

表1 描述性统计

N=25543

变量类型	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	非房贷的金融负债(NHD)/元	2.856	1.566	0.000	8.987
	是否有房产负债(HD)	0.173	0.378	0.000	1.000
核心解释变量	征收土地补偿款(AC)/元	12.062	1.578	4.605	18.198
	年龄的二次效应(AGE ²)	27.734	13.570	1.960	86.490
控制变量	工商业参与度(BE)	0.090	0.286	0.000	1.000
	家庭人均收入(PCI)/元	9.342	1.182	0.182	15.745
控制变量	家庭净资产(NHP)/元	11.155	3.605	0.000	18.198
	家庭净资产(HNA)/元	6.489	5.049	0.000	16.213
控制变量	固定资产(PFA)/元	2.990	4.276	0.000	16.118
	人均GDP(GDP)/元	13.050	1.854	12.882	18.998
控制变量	家庭人口规模(HS)	3.842	1.822	1.000	16.000
	财政支出强度(FIS)/%	0.230	0.088	0.106	1.216
控制变量	消费驱动指数(CONS)/%	0.390	0.040	0.180	0.498

2. 模型设定

本文主要研究土地征用行为对家庭负债水平的影响,首先分析土地征用行为对家庭负债水平的作用效果,参考已有研究的做法^[21-22],建立以下模型:

$$\begin{cases} NHD_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AC_{i,t} + \lambda_1 x_{i,t} + V_i + U_t + \varepsilon_1, (\alpha_0, \alpha_1, \lambda_1, \varepsilon_1 \in R) \\ HD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AC_{i,t} + \lambda_2 x_{i,t} + V_i + U_t + \varepsilon_2, (\beta_0, \beta_1, \lambda_2, \varepsilon_2 \in R) \end{cases} \quad (18)$$

式(18)中, i 表示家庭个体; t 表示年份; NHD 表示被解释变量非房贷的金融负债; HD 表示被解释变量是否有房贷,划分为“具有房贷”和“不具有房贷”两种形式,并分别赋值为1和0; AC 为核心解释变量征收土地补偿款; x 为本文的控制变量, $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ 为随机干扰项; V_i 和 U_t 为个体固定及年份固定效应。其中,模型中参数反映了土地征用行为对家庭负债金额的影响,如果参数 α 或 β 显著为正,则表明土地征用行为提高家庭负债水平,反之降低负债水平。

三、实证分析

1. 征地补偿款与家庭负债

表2为验证征地补偿是否会增加家庭负债的基准回归。首先,列(1)~(3)为征地补偿(AC)对非房贷的金融负债(NHD)指标的影响,其中,第(1)列未加入控制变量,仅在征地补偿(AC)指标的基础上验证非房贷的金融负债(NHD)的影响系数。考虑到个体、家庭等特征变量和当地的经济环境等因素也可能会影响到家庭负债指标,第(2)列为加入控制变量但采用随机效应的回归结果,结果显示家庭负债指标的影响系数均显著为正,这表明家庭在获得补偿款以后,家庭中的非房贷的金融负债规模显著增加。同时,为消除个体和时间点的差异影响,本文在第(3)列实证过程中控制了样本家庭的个体效应和时间效应。结果显示非房贷的金融负债指标的估计系数依旧在1%的水平上正向显著,说明征地补偿确实会增加家庭风险性负债的可能性。列(4)~(6)为征地补偿(AC)对家庭是否有房屋贷款(HD)指标的影响,每列回归计算的处理方式与上一个指标相同,从后续结果可知,征地补偿(AC)对房屋贷款(HD)指标的影响依旧显著为正。从基准回归结果可以看出,补偿金在短期内给家庭提供了大量的现金,这可能诱发家庭通过借贷进行消费升级(如购房、购车),放大了风险性债务

规模,该结果为式(18)的关键识别假设提供了初步的支持。本文将对这些补偿金引发的消费行为机制进行进一步验证。

表2 征地补偿款与家庭负债基准回归结果 N=25443

变量	(1)NHD	(2)NHD	(3)NHD	(4)HD	(5)HD	(6)HD
AC	0.851*** (733.50)	0.820*** (350.55)	0.802*** (304.80)	0.072** (34.88)	0.253*** (52.38)	0.247*** (44.05)
HNA		0.001*** (39.82)	0.001*** (29.30)		-0.001*** (-6.77)	-0.001*** (-4.68)
BE		0.041*** (5.98)	0.006 (0.73)		-0.025* (-1.77)	-0.027 (-1.54)
PCI		0.000 (0.70)	0.000 (0.72)		0.000 (0.99)	0.000 (1.19)
PFA		-0.003*** (-7.10)	-0.001 (-1.03)		0.004*** (4.20)	0.002* (1.78)
NHP		-0.003* (-1.69)	-0.003 (-1.58)		-0.165*** (-40.40)	-0.141*** (-32.61)
HS		0.001 (1.50)	0.005*** (3.32)		0.008*** (3.86)	0.011*** (3.55)
AGE ²		0.000 (-1.60)	-0.001*** (-3.55)		-0.003*** (-12.92)	-0.002*** (-5.32)
GDP		0.001*** (18.34)	0.001*** (11.57)		-0.001*** (-7.80)	-0.001*** (-4.78)
FIS		0.011 (0.49)	-0.063 (-1.41)		0.073 (1.64)	-0.090 (-0.95)
CONS		0.232*** (6.00)	0.075* (2.00)		-0.094 (-1.26)	0.006 (0.00)
常数项	-7.257*** (-506.67)	-7.053*** (-299.78)	-6.749*** (-216.17)	-0.668*** (-26.54)	-0.726*** (-15.31)	-0.981*** (-14.76)
R ²	0.979	0.983	0.959	0.071	0.204	0.145
个体固定	否	否	是	否	否	是
时间固定	否	否	是	否	否	是

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为T值。下同。

2. 机制效应检验

本文进一步从“补偿金短期流动性”效应、“资产结构调整”效应和“预期与行为调整”效应三个方面讨论家庭负债水平的影响渠道,有助于更清晰地认识土地征用补偿金变动影响企业创新的方式,进而更加具体地讨论土地征用行为所影响的家庭负债效应。

(1)补偿金短期流动性效应。李洁的研究指出,在家庭负债构成部分中,生产经营负债占比有所降低,消费性负债增长明显^[23]。因此,本文将家庭消费结构划分为生存型消费、发展型消费和享受型消费。同时引入个体年度消费水平,以研究征地行为对家庭成员消费水平的影响趋势。针对生存型消费,本文从“满足最基本生活需要”这一角度出发,选择食品支出(FDE)、衣着鞋帽支出(CFE)、居住支出(HSE)和家庭设备及日用品支出(HGE)四个指标。针对发展型消费,本文从“文教医旅”出发,选取医疗保健支出(MCE)、教育支出(EDE)、房贷支出(MGE)、文教娱乐支出(CEE)、旅游支出(TRE)和交通通讯支出(TCE)六个指标。针对享受型消费,选取人情礼支出(GFT)、转移性支出(TE)、福利性支出(WLE)和其他消费性支出(OCE)作为衡量指标。针对个体年度消费水平,从微观角度出发,选取居民消费性支出(HCE)和家庭人均支出(HPE)两个指标。其中,居民消费性支出的

取值为受访者过去一年的消费支出数值总和;家庭人均支出(*HPE*)为受访者家庭过去一年平均每人消费支出数值。

回归结果如表3所示,其中第(15)(16)列是个体消费水平的结果,征地行为对个体消费水平的总体影响显著为正。意味着当征地补偿金上升,家庭成员的总体消费支出明显上升。说明补偿金数额的上升提高了居民的消费预期,加大家庭负债规模增长风险。第(1)~(4)列是生存型消费的结果,征地行为对其影响具有强正向关联。说明补偿金额的上升能显著引起家庭基本生活消费水平的提升。第(5)~(10)列是发展型消费的结果,征地行为对不同消费指标的影响趋势不同,具体为:第一,补偿金水平的提升能显著提高交通通讯支出水平;第二,补偿金水平的提升有利于提高旅游、医保和房贷方面的支出,但影响并不显著;第三,补偿金水平的提升抑制了教育支出,但影响也不显著。说明增加补偿金有助于提高家庭生活质量。

表3 征地补偿款短期流动性效应基准回归结果

N=25443

变量	补偿金短期流动性效应生存型消费				<i>N</i> =25443	
	(1) <i>FDE</i>	(2) <i>CFE</i>	(3) <i>HSE</i>	(4) <i>HE</i>		
<i>AC</i>	0.100*** (8.82)	0.097*** (6.66)	0.239*** (13.30)	0.147*** (6.84)		
常数项	7.541*** (56.16)	5.465*** (31.53)	5.193*** (24.21)	4.534*** (17.75)		
<i>R</i> ²	0.098	0.071	0.136	0.066		
个体固定	是	是	是	是		
时间固定	是	是	是	是		
控制变量	是	是	是	是		
变量	补偿金短期流动性效应发展型消费					
	(5) <i>MCE</i>	(6) <i>EDE</i>	(7) <i>MGE</i>	(8) <i>CEE</i>	(9) <i>TRE</i>	
<i>AC</i>	0.043* (1.95)	-0.036 (-1.23)	0.122 (0.57)	-0.020 (-0.67)	0.089 (1.52)	0.108*** (8.68)
常数项	5.836*** (21.84)	6.186*** (17.80)	13.802*** (4.24)	5.643*** (16.09)	4.762*** (7.17)	5.926*** (39.81)
<i>R</i> ²	0.025	0.085	0.100	0.036	0.019	0.036
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
补偿金短期流动性效应						
变量	享受型消费				个体年度消费水平	
	(11) <i>GFT</i>	(12) <i>TE</i>	(13) <i>OCE</i>	(14) <i>WLE</i>	(15) <i>HCE</i>	
<i>AC</i>	0.088*** (6.39)	0.117*** (6.19)	0.126*** (6.26)	0.172*** (4.45)	0.143*** (13.28)	0.168*** (15.20)
常数项	5.530*** (33.22)	6.017*** (26.27)	2.948*** (12.34)	4.628*** (9.56)	8.118*** (63.95)	-1.580*** (-12.04)
<i>R</i> ²	0.027	0.021	0.103	0.061	0.136	0.132
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是

同时郭燕等的研究显示,经济“新常态”下,中国农村居民消费结构转型趋势不明显^[24]。这意味着生存性消费占比未呈现显著下降趋势,发展型消费占比也未显现显著上升趋势。同时出现家庭征地补偿增加却抑制教育支出的重要原因,与我国农村教育经费保障机制的全面完善密切相关。近年

来,“两免一补”政策的全面实施,农村学校办学条件持续改善,教育公共服务水平不断提升,农村家庭对教育支出的刚性需求逐步弱化。因此,即使收入增加,农村居民在教育方面的消费支出反而呈现下降趋势。第(11)~(14)列是享受型消费的结果,征地行为对其影响具有强正向关联。即征地补偿金的提高能显著提高人情礼、福利性和转移性方面的支出。有助于增强家庭的社会网络和情感联系,能够维系和拓展人际关系,提升社会支持。

(2)资产结构调整效应。根据肖泽华的研究,补偿金是家庭预期收入的来源之一。结合Friedman的持久收入假说和投资组合理论,家庭在经历土地征用行为后会将获取的征地补偿金转化为投资,以提高家庭金融资产水平^[25-26],实现资产结构调整。而由于土地被征用,意味着家庭土地资产减少,用于进行生产活动区域亦缩小,因此家庭与土地相关的资产会有所减少。倘若投资项目的收益未能如期实现,家庭还可能面临偿债压力,进一步加剧负债负担。基于此,本文引入“家庭净资产(HNA)”“家庭总金融资产(TFA)”“土地资产(LA)”和“生产性固定资产(PFA)”四个指标。

回归结果如表4所示,其中第(1)~(2)列分别是家庭净资产和家庭总金融资产的结果,征地行为与家庭净资产及金融资产水平呈现显著正相关关系。即意味着当征地补偿金上升,家庭净资产和金融资产水平明显上升。说明补偿金数额的上升促进家庭进行投资行为。第(3)~(4)列分别是土地资产和生产性固定资产的结果,征地行为对其影响具有强负向关联。说明补偿金额的上升能显著提升土地资产和生产性固定资产水平,符合上文的理论研究。通过以上结果分析,征地补偿金的上升通过资产结构调整效应,促使家庭将补偿金转化为金融资产投资,以部分弥补因土地征用导致的土地资产和生产性固定资产的减少;然而,由于土地资产的流失削弱了家庭的生产性资本基础,家庭为维持或扩大生产规模可能倾向于增加借贷,从而在资产结构调整过程中推高家庭负债水平。

表4 征地补偿款资产结构调整效应基准回归结果

N=25443

变量	资产结构调整效应			
	(1)HNA	(2)TFA	(3)LA	(4)PFA
AC	0.417*** (47.51)	0.218*** (3.17)	-0.187*** (-3.66)	-0.238*** (-5.96)
常数项	4.912*** (48.65)	8.350*** (13.38)	7.004*** (11.56)	4.432*** (10.60)
R ²	0.618	0.321	0.046	0.216
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是

(3)预期与行为调整效应。开支预算是每个家庭管理有限资源的关键工具,收入较低的群体往往选择将满足基本生活开支作为开支预算首要关注点。当财务状况仍能满足其他需求时,其消费预算往往能有所提升,且消费结构也随之转型^[27]。因此,为验证征地行为与预期行为调整的效应,本文选取“现金及其存款(CAS)”“社会地位(SS)”和“对自己未来信心程度(FCI)”三个指标进行衡量。其中,社会地位(SS)为个人社会地位评分变量,其取值范围设定为从0(代表很低)至5(代表很高)。对自己未来信心程度(FCI)为评分变量,其取值范围设定为从1(代表没有信心)至5(代表很有信心)。

回归结果如表5所示,其中第(1)列是家庭现金及其存款的结果,征地行为与家庭现金及其存款呈现显著负相关关系。即意味着当征地补偿金上升,家庭现金及其存款金额明显下降。说明补偿金数额的上升抑制家庭储蓄行为。出现该现象或许与财产性收入的提升提高了家庭消费预期,家庭的发展型消费占比和享受型消费占比有所提升的原因有关。

第(2)~(3)列是社会地位与对自己未来信心程度的结果,征地行为对两个指标均呈现显著正相关关系。收入变化直接影响主观幸福感。即当现期收入高于过去收入时,个体的幸福感会增强;反之,当现期收入低于过去收入时,幸福感则会减弱。这一规律验证了适应性理论。收入的增减会引

发心理变化,而人们对收入变化的适应过程决定了其幸福体验^[28]。通过以上分析,征地补偿金的上升通过预期与行为调整效应,增加发展型与享受型消费支出,同时因收入预期改善和信贷可得性提高,家庭倾向于扩大负债规模以满足更高的消费与投资需求,从而推高家庭负债水平。

3. 稳健性检验与内生性处理

(1)稳健性检验。为了确保估计结果的稳定性,主要采用以下方法进行稳健性检验:

①替换核心解释变量进行检验。首先,本文使用总房贷(*THD*)指标替代非房贷的金融负债(*NHD*)指标进行检验分析,其计算过程同门槛变量的构造方法。结果如表6所示。其中列(1)~(2)为替换被解释变量后的实证结果,土地征用行为对总房贷指标的影响参数显著为正,说明土地征用补偿金额的上升同样会引起总房贷数额的提高,这与本文基础结论相对应。

②改变实证方法。考虑到异方差和组间相关的问题,本文进一步使用广义最小二乘法模型(GLS模型)进行稳健性估计。回归结果如表6中的列(3)(4)所示,在变换实证方法后,本文的核心自变量的估计参数方向与上文一致,说明上文回归结果稳健。

③样本重组检验。由于早期的样本数据组存在部分缺失,且在经历过外生冲击后可能产生异质性,会给基准回归结果带来一定的内生性问题。基于CFPS数据,获得征地补偿的家庭户数占比呈现“先降后稳”的时序特征。其中2010年被征地家庭户数占比达峰值(约5%),2012年骤降至最低点(约1%),2014年后趋于平稳,波动范围收窄至约2%~3%(2014~2020年)。因此,本文将2014年以后的数据样本重新进行回归分析。结果如表6中的列(5)(6)所示,更改样本后的实证分析结果依旧同基准回归保持基本一致,同样证明本文结果保持稳健。

表6 稳健性检验结果

变量	(1) <i>THD</i>	(2) <i>NHD</i>	(3) <i>HD</i>	(4) <i>NHD</i>	(5) <i>HD</i>
<i>AC</i>	1.119*** (22.42)	0.830*** (339.70)	0.269*** (54.67)	0.821*** (282.27)	0.252*** (37.91)
	0.000 (0.05)	-7.185*** (-333.62)	-0.643*** (-14.84)	-6.909*** (-163.58)	-1.041*** (-10.78)
观测值	3356	15766	15766	12670	12670
<i>R</i> ²	0.253	0.326	0.244	0.964	0.147
个体效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是

(2)内生性处理。从客观条件寻找工具变量的做法较为普遍,本文选取土地开发适宜性(*land*)作为工具变量弥补样本选择的偏误问题,土地开发适宜性是指土地征用概率,本文使用样本所在地坡度≤15%作为土地开发适宜性的衡量标准。同时,由于土地征用长期的动态均衡,因此前期家庭土地征用的变化情况可能会影响到后期的家庭债务风险。本文将土地补偿金指标取滞后2期(*L.AC*),并将其作为工具变量对家庭债务风险指标进行回归分析,旨在控制家庭债务风险对土地征用的逆向影响。

工具变量的验证结果在表7呈现,表中的第(1)和(4)列分别为第一阶段的分析结果,结果显示土地开发适宜性对内生解释变量土地征用赔偿金的影响显著为正,滞后期土地补偿金指标对现期指标的影响同样显著为正。说明土地开发适宜性与土地征用赔偿金相关,且前期土地补偿金会显著助推

表5 征地补偿款资产结构调整效应基准

变量	回归结果 N=25443		
	(1) <i>CAS</i>	(2) <i>SS</i>	(3) <i>FCI</i>
<i>AC</i>	-0.141** (-1.97)	0.044*** (2.77)	0.070*** (4.59)
	-1.077 (-1.27)	1.866*** (10.05)	3.303*** (18.22)
<i>R</i> ²	0.068	0.035	0.008
	个体固定	是	是
时间固定	是	是	是
	控制变量	是	是

后期补偿金水平。根据第一阶段的 F 值检验可知,工具变量的检验 F 值均大于 10,因此认为模型不存在弱工具变量,可以进行第二阶段的检验。而在第二阶段的分析结果中,拟合值的检验系数同前文基准回归系数方向均保持一致,说明本文所得结论保持稳健。通过 Sargan 检验可知,检验系数的 P 值均大于 10% 的显著性水平,表明本文所使用的两个工具变量不存在过度识别的问题。

表 7 工具变量检验结果

变量	(1)AC	(2)NHD	(3)HD	(4)AC	(5)NHD	(6)HD
<i>land</i>	0.327*** (3.45)				0.013*** (2.64)	
<i>LAC</i>						
<i>IV</i>		0.278*** (3.11)	0.139*** (8.41)		0.152** (2.06)	0.044** (2.54)
常数项	-5.105*** (-2.66)	0.609*** (3.76)	6.472** (12.83)	-0.878 (-1.64)	0.587*** (3.20)	8.510*** (10.67)
观测值	25201	25201	25201	15766	15766	15766
R^2	0.273	0.548	0.129	0.985	0.533	0.617
<i>F</i> 值	16.23			29.41		
Sargan 检验		32.16 [0.13]	46.52 [0.33]		18.65 [0.27]	19.12 [0.21]
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是

注:方括号内为 P 值,其余同上。

4. 老龄化特征的异质性分析

本文讨论了土地征用补偿金额的上升会提高家庭负债水平以及通过何种渠道对家庭负债产生影响,但与此同时,家庭老龄化的差异性是否会调节土地征用行为对家庭负债水平的影响仍有待验证。因此,本文根据老龄化程度的差异性,参考戴明锋等的做法^[29],将家庭结构分为轻度老龄化家庭(家里有最多两个 60 岁及以上的老人)和重度老龄化家庭(家里有 3 个及以上 60 岁及以上的老人)两种类型。将两种类型家庭的负债水平数据分别回归,得到如下回归结果(见表 8)。其中第(1)~(2)列为重度老龄化家庭,第(3)~(4)列为轻度老龄化家庭。

表 8 家庭老年人规模的异质性分析结果

变量	重度老龄化家庭		轻度老龄化家庭	
	(1)NHD	(2)HD	(3)NHD	(4)HD
AC	-0.393 (-0.81)	3.060*** (31.16)	0.815*** (303.15)	0.264*** (40.13)
常数项	-8.268*** (-7.98)	0.000 (-1.03)	-6.887*** (-216.77)	-1.106*** (-14.23)
观测值	12510	12510	13115	13115
R^2	0.984	0.996	0.966	0.148
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是

根据分析结果,对于重度老龄化家庭类型,其补偿金数额的变动不能显著影响家庭金融负债水平(见列(1))。但该类型家庭的补偿金水平对房屋贷款具有强正向关联。而对于轻度老龄化家庭类

型,其补偿金水平的变动对家庭金融负债和房贷水平保持显著的正向影响。重度老龄化家庭与轻度老龄化家庭在补偿金对负债水平的影响上呈现显著差异,这一现象可能与两类家庭的经济结构、消费倾向及风险偏好密切相关。对于重度老龄化家庭而言,家庭中老年成员较多,可能面临较高的医疗、护理等刚性支出压力^[30],这使得补偿金的增加更倾向于用于满足短期消费需求。因此,补偿金变动对家庭金融负债水平的影响不显著。然而,房屋贷款作为一种长期资产配置工具^[31],可能被重度老龄化家庭视为改善居住条件或实现资产保值增值的重要途径,从而导致补偿金对房贷水平表现出显著的正向影响,且边际效应较大。

相比之下,轻度老龄化家庭的老年成员较少,家庭经济负担相对较轻,补偿金的增加更可能被用于提升家庭整体福利或进行投资性支出。因此,补偿金变动对轻度老龄化家庭的金融负债和房贷水平均为显著的正向影响。这种差异反映了不同老龄化程度的家庭在经济决策中的资源配置优先级和风险承受能力的差异,同时也体现了家庭生命周期理论中不同阶段家庭的经济行为特征^[32-33]。

五、结论与对策

本文基于2010—2020中国家庭微观调查数据(CFPS),系统考察了农村土地征用及补偿金对农户家庭债务风险的影响机制及异质性特征。通过双固定效应模型结合行为经济学理论与资产结构调整框架,研究土地征用补偿金通过短期流动性冲击、资产结构转型及预期行为调整三重机制显著推升家庭风险性负债水平,且其效应在不同家庭类型中存在显著差异。研究发现:征地行为会导致劳动力市场的结构性变化,而土地征用补偿金则通过短期流动性冲击、资产结构调整与预期行为调整三重渠道显著推升家庭债务风险。其中,补偿金的短期充裕诱导家庭消费升级,形成“棘轮效应”,迫使家庭在补偿金耗尽后依赖借贷维持消费水平,而数字金融的普及进一步降低借贷心理成本,加速债务积累。与此同时,土地资产流失导致家庭生产性资本减少,迫使家庭通过借贷弥补经营缺口,形成“资产—负债置换循环”。补偿金还通过改善收入预期与缓解信贷约束,刺激家庭扩大长期消费与高风险投资,释放的资金转向竞争性消费,加剧流动性压力。异质性分析表明,重度老龄化家庭因医疗支出刚性,仅房贷规模显著响应补偿金变动。

本研究结论为发展中国家平衡土地制度改革与家庭债务管控提供了理论依据与政策启示。为降低被征地家庭负债水平,提出如下建议:

第一,针对重度老龄化家庭医疗支出刚性与债务结构单一化问题。在省级层面设立征地补偿健康共济基金,并按照个人账户加统筹调剂双轨制管理。个人账户部分定向用于家庭成员慢性病用药、康复护理及长期照护保险保费缴纳;统筹部分则重点覆盖重大疾病风险,通过省级医保平台实现与医疗机构统筹结算^[34]。

第二,应对数字技能家庭的高杠杆投机风险,构建技术赋能监管的金融韧性防火墙。由央行牵头建立“征地家庭数字借贷监测平台”,打通支付宝、微信支付等第三方平台数据接口,对补偿金到账后6个月内实施三级预警管理,对参与合规理财规划的家庭,给予地方专项债认购额度、保障房优先轮候权等激励。

第三,面向健康冲击家庭的预防性负债抑制需求,设计人力资本再投资的可持续生计方案。一是完善就业与技能培训配套。针对失地农民设计技能升级和就业创业衔接计划;二是撬动在地化康养产业就业,要求承接征地项目的开发商配套建设社区医养综合服务中心;三是激活家庭内生抗风险能力,对考取养老护理师、健康管理师等资质的成员,给予证书补贴加岗位津贴双重奖励。

参考文献

- [1] XIE Y. Land expropriation, shock to employment, and employment differentiation: findings from land-lost farmers in Nanjing, China [J]. Land use policy, 2019, 87: 104040-104040.
- [2] ZHANG C Y, SONG Y J. Road to the city: impact of land expropriation on farmers urban settlement intention in China [J]. Land use policy, 2022, 123: 106432.
- [3] 王海军,杨虎.数字金融渗透与中国家庭债务扩张——基于房贷和消费的传导机制[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2022, 75(1):114-129.
- [4] KUNG J K., CHEN, S. Land finance, local government debt, and household leverage in China. [J]. China economic review, 2022, 75: 101832.
- [5] CAI M N, SUN X. Institutional bindingness, power structure, and land expropriation in China. [J]. World development, 2018, 109: 172-186.
- [6] MIAN A R, SUFI A. Finance and business cycles: the credit-driven household demand channel. [J]. Journal of economic perspectives, 2018, 32(3):31-58.
- [7] HUANG W, LUO M, TA Y, et al. Land expropriation, household behaviors, and health outcomes: evidence from China [J]. Journal of development economics, 2024, 171: 103358.
- [8] FITAWOK M B, DERUDDER B, MINALE A S, et al. Analyzing the impact of land expropriation program on farmers' livelihood in urban fringes of Bahir Dar, Ethiopia [J]. Habitat international, 2022, 129: 102674.
- [9] 靳相木,李梦微.征地补偿安置协议前置及其效力扩张的制度风险与因应解决方案[J].农业经济问题,2022(6):46-56.
- [10] 刘金发,王洛忠.跨越双重倒逼机制:土地征收制度从碎片化改革到顶层制度设计[J].当代世界与社会主义,2013(6):158-164.
- [11] 胡新艳,洪炜杰,米运生,等.土地价值、社会资本与农户农地抵押贷款可得性[J].金融经济学研究,2016, 31(5):117-128.
- [12] 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[J].经济研究,2022(2):18-26.
- [13] 黄晓雯,张萌娜,张林秀,等.土地征用的外溢效应——基于农村劳动力创业的视角[J].农业技术经济,2023(5):4-21.
- [14] BAO H J, PENG Y. Effect of land expropriation on land-lost farmers' entrepreneurial action: a case study of Zhejiang Province [J]. Habitat international, 2016, 53(4):342-349.
- [15] 王海军.数字金融助推了家庭债务风险吗?——基于CFPS的微观证据[J].国际金融研究,2022(7):27-36.
- [16] 孟宪春.房价变动、家庭债务风险与财富分配效应——兼论房产税与住房补贴双重改革[J].当代经济科学,2025(1):17-29.
- [17] 柳建坤,张云亮.土地征用对失地农民生活质量的影响[J].农林经济管理学报,2023(2):254-262.
- [18] 杨碧云,郭壮哲,易行健,等.数字经济促进居民家庭消费升级的微观效应——基于CHFS的经验证据研究[J].经济评论,2023 (3):31-47.
- [19] 刘国强,韩振,李金锴.信贷获取对农村居民家庭消费结构升级的微观效应研究——基于CFPS的实证分析[J].经济社会体制比较,2024(5):78-90.
- [20] 常雪,陈杰,毛慧.征地对农村家庭收入结构的长期影响研究[J].江西社会科学,2023(9):91-100.
- [21] 吴雨婷.失地农民非农就业质量实证研究[D].武汉:华中农业大学,2022.
- [22] 王华春,林志清,玛尔哈巴·肖开提.纵向财政失衡、土地财政与地方债务危机——基于2001~2012年省级政府面板数据模型的实证检验[J].新疆社会科学,2016(3):23-29.
- [23] 李洁.中国家庭负债水平、结构变化及成因研究[D].成都:西南财经大学,2022.
- [24] 郭燕,张存刚,胡莉莉.经济“新常态”下中国农村居民消费结构变动特征及区域差异[J].社科纵横,2023(2):67-72.
- [25] CARROLL C D., HOLM M B., KIMBALL M S. Liquidity constraints and precautionary saving [J]. Journal of economic theory, 2021, 195:105276.
- [26] 肖泽华.预期外收入的家庭金融资产配置效应研究[D].泰安:山东农业大学,2024.
- [27] BAO H J, DONG H, JIA J, et al. Impacts of land expropriation on the entrepreneurial decision-making behavior of land-lost peasants: an agent-based simulation [J]. Habitat international, 2020, 95: 102096.
- [28] 王珍珍,丁嘉铭.数字素养、数字普惠金融与居民幸福感——基于CFPS数据的实证研究[J].人口与发展,2025(3):145-154,90.
- [29] 戴明峰,李爱民.老龄化对中国家庭消费支出的影响研究[J].宏观经济研究,2022(5):135-143.
- [30] 邹铁钉.生育抑制、耕地抛荒与家庭养老[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2023, 59(6):9-18.
- [31] 祝仲坤.互联网技能会带来农村居民的消费升级吗?——基于CSS2015数据的实证分析[J].统计研究,2020(9):68-81.
- [32] 成前,王晓宇,刘金伟.城镇化进程中农业转移人口市民化的健康效应分析[J].人口学刊,2020(1):42-54.
- [33] 周利,王聪.人口结构与家庭债务:中国家庭追踪调查(CFPS)的微观证据[J].经济与管理,2017(3):31-37.
- [34] 许鼎,杨再贵.城乡居民养老保险筹资保障机制改革与财政补助结构优化[J].江西财经大学学报,2023(6):56-67.

Does Rural Land Expropriation Compensation Fuel Household Debt Risk?

LONG Teng, WANG Haijun, LIN Zhiying

Abstract The continuous accumulation of household debt risks makes rural families more financially vulnerable due to income constraints and inadequate social security. Against this background, the compensation for rural land expropriation, as an important exogenous shock driving the transformation of the asset structure of rural households, plays a key role in understanding the interaction between state land-based finance and household leverage. Based on the China Household Micro-Survey Data (CFPS) from 2010 to 2020, this paper systematically examines the influence pathways and heterogeneous effects of land compensation on the debt risk of rural households. The research finds that land expropriation compensation funds significantly increase household debt risks through three channels: short-term liquidity shock, asset structure adjustment and changes in expectation-driven behavior. Firstly, the short-term abundance of compensation funds induces household consumption upgrading, forcing households to rely on borrowing to maintain their consumption levels once the compensation funds are exhausted, thereby accelerating debt accumulation. Secondly, the loss of land assets leads to a reduction in household productive capital, and the ensuing adjustment in asset structure compels households to borrow to fill operational gaps. Finally, the compensation funds improve income expectations, encouraging households to expand long-term consumption and engage in high-risk investments, while also fueling competitive consumption, which heightens liquidity pressures. Heterogeneity analysis reveals that in heavily aging households, due to rigid medical expenditures, only mortgage debt responds significantly to the changes in compensation funds. Based on this, this paper proposes that a dynamic compensation mechanism needs to be established, the social security linkage policy strengthened, and the supporting measures for employment and skills training programs improved, in order to hedge against the systemic risks in the transformation of land-based finance.

Key words land expropriation; land compensation; household debt; expectation-driven behavior; household asset structure

(责任编辑:王 薇)