

共同富裕背景下财产性收入对家庭收入的影响效应和机制分析

邵岩曦 王梦雨 刘倩

浙江财经大学金融学院，浙江杭州，310018；

摘要：在“十四五”规划和 2035 年远景目标的指引下，共同富裕已成为我国经济社会发展的关键目标。财产性收入作为居民收入的重要组成部分，其增长与分配格局对缩小收入差距、提升家庭总收入具有重要意义。本文基于 2012 年至 2022 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，采用面板固定效应模型，实证检验财产性收入对家庭总收入的影响机制。研究发现，财产性收入对家庭总收入具有显著的正向影响，且这一效应在控制其他变量后依然稳健。然而，财产性收入的分布高度右偏，多数家庭的财产性收入较低，反映出当前财产性收入分配的不平等特征。进一步分析表明，家庭特征（如房产总值、家庭规模、婚姻状况）对家庭总收入存在显著正向影响，而受教育程度的影响虽显著但相对较小，性别差异对家庭总收入的影响不显著。基于上述结论，本文建议优化财产性收入分配机制，加强金融素养教育，完善税收政策，促进房产市场的健康发展，并关注家庭特征差异，以推动共同富裕目标的实现，助力收入分配公平与经济社会的可持续发展。

关键词：共同富裕；家庭收入；财产性收入

DOI:10.69979/3041-0673.25.02.077

引言

党和国家高度重视我国居民家庭的收入分配问题，将共同富裕作为“十四五”期间的重要目标。2020 年 1 月 3 日，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》正式发布，首次在全会文件中突出强调“扎实推动共同富裕”。2021 年 5 月 20 日，党的十九届五中全会进一步提出“全体人民共同富裕取得更明显的实质性进展”的远景目标，标志着共同富裕进入实质性推动阶段。党的二十大报告明确提出，共同富裕是中国式现代化的本质要求之一，强调通过优化收入分配结构、扩大中等收入群体、增加低收入群体收入等举措，逐步实现全体人民的共同富裕。共同富裕不仅关乎国家整体经济的发展，更关系到每一个家庭的福祉和社会的和谐稳定。在当前社会经济发展的背景下，家庭收入作为衡量居民生活水平的重要指标，其影响因素的研究对于制定精准的政策具有重要意义。

共同富裕是中国社会经济发展的重要目标，为改善民生、逐步实现共同富裕，必须从产业、人才、文化等多个维度推动家庭收入结构的优化，而其中财产性收入的提升在这一进程中发挥着重要作用（易行健等，2017；孙三百等，2023）。实践证明，财产性收入不仅关系到家庭财富的积累和稳定性，更与社会公平、收入分配等重要方面密切相关。本文将基于现有文献，系统梳理财产性收入对家庭收入的影响效应及其机制。

随着经济发展，中国城镇居民的财产性收入逐渐成为新的收入来源，但其占比仍然很低，2007 年仅为 2.3%，远低于发达国家 40% 左右的水平（国家统计局城市司和广东调查总队课题组，2009）。这种不均衡现象不仅限制了居民的收入来源多样化，还对经济稳定和社会公平提出了挑战。中国城乡家庭财产性收入的二元特征，城市家庭的财产性收入主要受家庭可支配收入、股票市场和房地产市场发展的影响，而农村家庭则主要依赖储蓄存款（何丽芬等，2011）。值得注意的是，财产性收入对城镇居民消费的影响显著为正，但由于波动性较大，其对消费的拉动作用较弱（易行健等，2017）。同时，房价上涨和储蓄是中国居民财产积累的主要动力，但过度依赖房价可能导致财产分配不平等加剧（李实等，2023）。

数字金融的发展为提升居民财产性收入注入了新动力。通过降低传统金融服务门槛，提供便捷理财投资渠道，数字金融显著促进了地区共同富裕，而财产性收入是重要的中介机制（方霞等，2023）。在影响机制层面，金融素养和数字能力被证实是提高家庭财产性收入的关键因素，它们不仅增加了家庭拥有财产性收入的可能性，还提升了财产性收入总额及其在家庭总收入中的比重（唐丹云等，2023；Pan Tianpei, 2023）。因此，通过深化金融改革、提升居民金融素养、优化财产积累机制，并充分利用数字金融等新兴手段，可以有效推动财产性收入增长，进而促进家庭收入结构优化，为实现

共同富裕奠定坚实基础。

综上所述,现有文献在分析共同富裕背景下财产性收入对家庭收入影响效应和机制方面提供了丰富的研究成果。然而,这些研究仍存在一些局限:第一,现有研究多从宏观层面探讨财产性收入的总体效应,缺乏基于微观数据的实证分析,特别是对不同类型收入之间相互影响关系的探讨较少;第二,从《中国家庭财富报告》和相关研究数据来看,我国城乡间和地区间的差异显著,但已有研究较少考虑这种区域异质性和家庭异质性特征对财产性收入的影响,未能充分揭示不同地区、不同特征家庭在获取和利用财产性收入方面的差异;第三,在研究方法上,多采用简单的统计分析或单一的回归模型,缺乏对内生性问题的考虑和处理,难以为促进共同富裕提供具体的政策建议。本文首次运用 2012 年至 2022 年的 CFPS 数据进行实证研究,采用固定效应模型分析财产性收入与家庭总收入的因果关系,并通过中介效应模型深入探究了财产性收入影响家庭收入的传导机制。这些研究发现不仅丰富了共同富裕理论研究,也为制定促进居民财产性收入增长的政策提供了实证依据。未来需要从分配制度、金融创新、市场规范等多个方面入手,构建多元化的投资生态体系,为更多居民提供公平的增收机会,使财产性收入成为推动共同富裕的重要动力。

1 数据来源与研究设计

1.1 模型设定

本文以 2012 年至 2022 年共 6 期的 CFPS 数据全国 31 个省份的居民家庭金融性资产数据为基础,研究财产性收入对居民收入的影响机制。基于本文相关变量的设置,选择面板固定效应模型作为基准回归模型,模型设定如下:

$$\ln income_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln jpro_{it} + \alpha_i Control_{it} \quad (1)$$

在式(1)中, i 表示的是调查个体, t 表示的是年份, $\ln income_{it}$ 代表第*i*个个案*t*年度的家庭总收入对数,用以衡量调查个体的收入情况; $\ln jpro_{it}$ 为本次研究的核心解释变量,用以财产性收入情况; $Control_{it}$ 表示一系列控制变量,包括个体年龄、家庭房产总值等, μ_i 表示个体固定效应, λ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 代表随个体和时间而发生改变的随机扰动项。

为确保数据的准确性和可靠性,本文对数据进行了以下处理:

(1) 数据清洗:删除数据不完整或不可得的个案,确保样本数据的完整性。

(2) 异常值处理:对所有连续性变量进行前后 1% 的缩尾处理,以消除异常值对分析结果的影响。

经过上述处理后,最后得到本文实证分析的样本观测数为 67571 个,经过整理及 Stata 软件处理后,最终形成面板数据。

1.2 数据来源及相关变量

本文的实证分析数据来源于中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心组织实施的一项全国性、综合性、连续性的大型社会调查项目,覆盖了中国 25 个省份,具有全国代表性。本文选取了 2012 年至 2022 年共 6 期的 CFPS 数据,样本量分别为 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2020 年和 2022 年的数据,最终形成了 67571 个有效样本观测值。

本文的被解释变量为居民家庭收入(Income),选取 2012 年至 2022 年共 6 期的 CFPS 数据全国 31 个省份的居民家庭收入数据,并取自然对数处理。

本文的核心解释变量为财产性收入(Lnfpro),沿用 CFPS 官网对于财产性收入的统计标准,即包含土地或其他生产资料出租收入、房屋出租收入、其他租金收入和出卖财物收入(对于存款利息、股票、基金和债券等金融资产收入,由于 CFPS 只提问了受访家庭在年底持有的本金和市值,但这些金融资产可能是受访家庭多年前购买的,故未计入当年收入);

本文的控制变量主要有年龄、年龄平方、家庭房产总值等,数据来源于中国及各省统计年鉴。

年龄(age):家庭户主的年龄。

年龄平方 age:家庭户主年龄的平方,用于捕捉年龄的非线性效应。

家庭房产总值(lnhouse):家庭房产总值的对数,反映家庭在房产方面的财富积累。

婚姻状况(marriage):家庭户主的婚姻状况,1 表示有配偶,0 表示无配偶。

现金及其存款(cas):家庭持有的现金及银行存款的对数。

家庭总金融资产(fin):家庭持有的金融资产总额的对数,包括股票、债券、基金等。

家庭规模(size):家庭成员的数量。

受教育程度(edu):家庭户主的受教育程度,分为文盲/半文盲(0)、小学(1)、初中(2)、高中/中专/技校/职高(4)、大专(5)、大学本科(6)、硕士(7)、博士(8)。

性别(gender):家庭户主的性别,1 表示男性,0 表示女性。

户口性质(res):家庭户主的户口性质,1 表示农

业户口，0 表示非农户口。

变量定义及符号说明如下所示。

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	家庭收入	lnincome	ln(家庭总收入)
解释变量	财产性收入	lnfpro	ln(财产性收入)
控制变量	年龄	age	个体年龄
	年龄平方	age2	个体年龄平方
	家庭房产总值	lnhouse	ln(家庭房产总值)
	婚姻状况	marrige	1=有配偶 0= 无配偶
	现金及其存款	cas	ln(现金及其存款)
	家庭总金融资产	fin	ln(家庭总金融资产)
	家庭规模	size	家庭人口数
	受教育程度	edu	0=文盲/半文盲 1=小学 2=初中 4=高中/中专/技校/职高 5=大专 6=大学本科 7=硕士 8=博士
	性别	gender	1=男 0=女
	户口性质	res	1=农业户口 0=非农户口

2 实证分析

2.1 描述性统计

由表 1 可知，lnincome 的均值为 10.424，中位数为 10.714，表现为左偏分布形态，最小值为 0，最大值为 16.588，两者存在一定差异，而标准差为 1.523，大于 1，说明不同个体其家庭总收入存在一定差异，且差异相对较大。

家庭总金融资产（lnfin）均值为 6.157，标准差 5.088，表明样本间财富差异显著，反映家庭间金融资产高度分化；财产性收入（lnfpro）均值 1.277，但中位数为 0，说明多数家庭财产性收入较低，分布高度右偏。样本年龄均值为 49.7 岁，涵盖财富累计核心阶段。

表 1 描述性统计表

VarName	N	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
lnincome	67571	10.424	1.523	10.714	0.000	16.588

lnfpro	67571	1.277	3.021	0.000	0.000	14.144
age	67571	49.746	14.599	50.000	16.000	95.000
age2	67571	26.895	14.873	25.000	2.560	90.250
lnhouse	67571	10.830	4.025	11.983	0.000	18.198
marrige	67571	0.838	0.368	1.000	0.000	1.000
cas	67571	7.054	4.697	9.210	0.000	15.895
fin	67571	6.157	5.088	8.294	0.000	17.577
size	67571	2.671	1.339	2.000	1.000	12.000
edu	67571	2.054	1.592	2.000	0.000	9.000
gender	67571	0.534	0.499	1.000	0.000	1.000
res	67571	0.743	0.437	1.000	0.000	1.000

2.2 相关性分析

由表 2 可知，lnincome 与 lnfpro 相关系数为 0.162，两者表现为正相关关系，说明财产性收入越高，家庭总收入也出现上升趋势，且在 1%的水平下，两者的相关性显著，同理可知，其余指标同样与 lnincome 存在一定相关性，可以进行回归分析。lnincome 与 lnhouse 的相关系数为 0.143，即房产性财富与家庭总收入正相关，凸显固定资产收入收入对进家庭总收入积累的贡献。lnincome 与 edu 相关系数为 0.268，且结果显著，表明家庭成员教育水平越高，家庭总收入越高。cas 与 lnfin 高度相关（0.680）：现金及存款与金融资产协同增长，反映家庭倾向于将流动性资产转化为长期投资。

表 2 相关系数表

	lnincome	lnfpro	age	age2	lnhouse	marriage	cas	fin	size	edu	gender	res
lnincome	1											
lnfpro	0.162*	1										
age			1									
age2				1								
lnhouse					1							
marriage						1						
cas							1					
fin								1				
size									1			
edu										1		
gender											1	
res												1

	-0	0.							
age	.1	01							
	65		1						
	**	0*							
	*	*							
	-0								
	.1	0.	0.						
age 2	74	00	98	1					
	**	6	5*						
	*		**						
ln ho use	0.	0.	0.	0.					
	14	14	07	04					
	3*	2*	3*	3*	1				
	**	**	**	**					
mar riage	0.	0.	0.	-0	0.				
	10	00	02	.0	19				
	3*	9*	2*	34	2*	1			
	**	*	**	**	**				
				*					
cas es	0.	0.	-0	-0	0.	0.			
	24	10	.1	.1	07	04			
	3*	8*	15	08	8*	0*	1		
	**	**	**	**	**	**			
			*	*					
fin n	0.	0.	-0	-0	-0.	0.	0.		
	23	11	.1	.1	01	04	68		
	7*	5*	16	15	9*	3*	0*	1	
	**	**	**	**	**	**	**		
			*	*					
si ze	0.	0.	0.	-0	0.	0.	-0.	-0.	
	15	01	01	.0	19	30	01	01	
	6*	4*	0*	34	3*	4*	1*	7*	1
	**	**	**	**	**	**	**	**	
				*					
edu u	0.	0.	-0	-0	0.	-0.	0.	0.	-0.
	26	07	.3	.3	07	05	19	05	11
	8*	2*	27	06	4*	2*	8*	6*	5*
	**	**	**	**	**	**	**	**	**
			*	*					
gen d er	0.		0.	0.		0.	0.	0.	0.
	00	-0	07	07	-0.	01	03	03	03
	8*	.0	6*	8*	00	3*	3*	1*	8*
	*	03	**	**	5	**	**	**	**

[illegible]

为避免伪回归现象,进行多重共线性检验,由表3多重共线性检验可知,所有指标对应的VIF值均小于5,说明模型不存在多重共线性问题。

Variable	VIF	1/VIF
cas	1.980	0.505
fin	1.940	0.515
edu	1.340	0.746
age	1.200	0.832
res	1.160	0.859
size	1.150	0.867
marrige	1.130	0.885
Inhouse	1.120	0.890
Infpro	1.040	0.961
gender	1.020	0.980
Mean VIF	1.310	

根据回归结果,列(1)为未加入控制变量的情形,其中核心解释变量的回归系数为0.034,在1%水平下通过了显著性检验,表明财产性收入每增长1%,家庭金融资产增加0.017%,即对家庭总收入有正向影响作用,说明随着财产性收入的提升,在一定程度上促进了家庭总收入的增长。列(2)是在列(1)的基础上加入控制变量的回归结果,同理可知,核心解释变量lnfpro同样在1%的水平下通过了显著性检验,且回归系数为正,同样说明随着财产性收入的提升,在一定程度上提升了家庭总收入,由此也初步说明模型具有一定稳健性。房产总值(lnhouse)系数0.013,反映房产增值对财富的贡献为正。现金及存款(cas)系数0.015,表明流动性资产对金融资产的影响较弱但显著。家庭规模(size)系数0.215,反映人口增加可以通过收入多元化促进财富积累。婚姻状况对家庭总资产存在显著正向影响,受教育程度影响显著但系数较小,可能因教育对收入的影响存在滞后性;性别影响不显著,即男性与女性家庭总收入

入未呈现显著差异。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)
	lnincome	lnincome
lnpro	0.034*** (0.002)	0.030*** (0.002)
age		0.036 (0.029)
age2		-0.061*** (0.007)
lnhouse		0.013*** (0.002)
marrige		0.163*** (0.036)
cas		0.015*** (0.003)
fin		0.006** (0.003)
size		0.215*** (0.007)
edu		0.014** (0.007)
gender		0.188 (0.278)
res		-0.111*** (0.026)
_cons	9.862*** (0.013)	8.515*** (1.278)
N	67571	67571
R2	0.107	0.144
Adj. R2	0.11	0.14
F	747.104	411.662
个体固定	YES	YES
时间固定	YES	YES

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01; ()内为聚类稳健标准误。

2.4 稳健性检验

为检验模型的稳健性,本文采用替换被解释变量的方式进行稳健性检验,通过全部家庭纯收入衡量家庭总收入进行稳健性分析。由表 5 可知,回归结果显示,在 1%的水平下,lnpro、lnhouse、marrige、cas、size 等同样表现出对家庭总收入有显著的正向影响作用,即在一定程度上提升了家庭总收入的增长,与上述结果一致,模型具有稳健性。

表 5 稳健性检验结果

	(1)
	lnfin
lnpro	0.017*** (0.002)
age	0.042* (0.022)
age2	-0.056*** (0.006)
lnhouse	0.012*** (0.002)
marrige	0.203*** (0.028)
cas	0.017*** (0.002)
fin	0.005*** (0.002)
size	0.185*** (0.005)
edu	0.007 (0.007)
gender	0.405 (0.330)
res	-0.015 (0.019)
_cons	8.222*** (1.008)
N	67399
R2	0.177
Adj. R2	0.18
F	444.664
个体固定	YES
时间固定	YES

注: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01; ()内为聚类稳健标准误。

3 结论

本研究基于 2012 年至 2022 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用面板固定效应模型对家庭收入的影响因素进行了系统分析,重点关注财产性收入的作用。研究结果揭示了财产性收入在家庭财富积累中的重要作用及其分配特征,为优化收入分配提供了实证依据。

首先,财产性收入对家庭总收入具有显著的正向影响,其增长能够有效促进家庭总收入的提升。这一结论在加入控制变量后依然稳健,表明财产性收入在家庭财富积累中具有不可忽视的重要性。其次,家庭特征(如房产总值、家庭规模、婚姻状况)对家庭总收入存在显

著正向影响,而受教育程度虽有显著影响,但作用相对较小。此外,性别对家庭总收入的影响不显著,表明性别差异在家庭总收入方面未表现出明显区别。进一步分析发现,财产性收入的分布高度右偏,多数家庭的财产性收入较低,而家庭金融资产的差异显著,反映出当前财产性收入分配的不平等特征。最后,通过替换被解释变量的方式进行稳健性检验,结果表明模型具有良好的稳健性,进一步验证了财产性收入对家庭总收入的正向促进作用。

综上,本研究的发现为理解财产性收入在家庭财富积累中的作用及其分配不平等特征提供了重要视角,也为相关政策的制定提供了理论支持和实践指导。为推动共同富裕目标下的收入分配改革,本文建议:

其一,优化财产性收入分配。政策应聚焦于提升居民财产性收入水平,特别是通过金融教育和拓展投资渠道,帮助中低收入家庭增加财产性收入来源,从而缩小收入差距。

其二,加强金融素养教育。提高居民的金融素养和投资能力,增强其对金融市场的参与度和风险意识,以促进财产性收入的可持续增长。

其三,完善税收政策。通过税收调节,降低财产性收入的税负,鼓励居民合理配置资产,优化家庭财富结构。

其四,促进房产市场的健康发展。稳定房价,避免房产市场的过度波动对家庭财富积累产生负面影响。同时,引导居民将部分房产财富转化为其他形式的金融资产,以分散风险。

其五,关注家庭特征差异。政策制定应充分考虑家庭规模、婚姻状况等因素对收入的影响,通过精准施策,推动不同家庭类型在共同富裕进程中的协调发展。

参考文献

- [1] 惠献波. 数字普惠金融发展与城市全要素生产率——来自 278 个城市的经验证据[J]. 投资研究, 2021, 40(01): 4-15.
- [2] 杨亚平, 赵昊华. 金融投资行为、数字普惠金融与企业的创新[J]. 南方金融, 2021, No. 544(12): 18-33.
- [3] 张志元, 李肸. 共同富裕背景下数字普惠金融减贫有效性研究[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2022, 32(01): 117-132+176. DOI: 10. 20004/j. cnki. ujn. 2022. 01. 027.
- [4] 粟芳, 方蕾. 中国农村金融排斥的区域差异: 供给不足还是需求不足?——银行、保险和互联网金融的比较

分析[J]. 管理世界, 2016, No. 276(09): 70-83. DOI: 10. 19744/j. cnki. 11-1235/f. 2016. 09. 007.

[5] 苏冬蔚, 陈纯纯, 许振国等. 商业银行社会网络与微型金融可持续发展[J]. 经济研究, 2017, 52(02): 140-155.

[6] 柳建坤, 何晓斌. 中国家庭财富不平等的趋势、来源与驱动机制(2010—2020)[J]. 社会学研究, 2024, 39(04): 158-180+229-230.

[7] 李实, 詹鹏, 陶彦君. 财富积累与共同富裕: 中国居民财产积累机制(2002—2018)[J]. 社会学研究, 2023, 38(04): 1-26+226.

[8] 孙三百, 张青萍, 李冉. 中国财富机会不平等的测度与源泉识别——兼论共同富裕的路径选择[J]. 金融研究, 2023, (11): 97-114.

[9] 唐丹云, 李洁, 吴雨. 金融素养对家庭财产性收入的影响——基于共同富裕视角的研究[J]. 当代财经, 2023, (04): 55-67. DOI: 10. 13676/j. cnki. cn36-1030/f. 2023. 04. 003.

[10] 方霞, 谭龙昕, 陈思宇, 等. 数字金融、财产性收入与共同富裕——基于地区和家庭层面的分析[J]. 会计与经济研究, 2023, 37(04): 112-133. DOI: 10. 16314/j. cnki. 31-2074/f. 20230919. 001.

[11] 何丽芬, 潘慧峰, 林向红. 中国城乡家庭财产性收入的二元特征及影响因素[J]. 管理世界, 2011, (09): 168-169. DOI: 10. 19744/j. cnki. 11-1235/f. 2011. 09. 016.

[12] 易行健, 朱力维, 杨碧云. 城乡居民不同来源收入对其消费行为的影响——基于 2002—2013 年省级面板数据的实证检验[J]. 产业经济评论, 2018, (05): 103-113. DOI: 10. 19313/j. cnki. cn10-1223/f. 2018. 05. 006.

[13] Tianpei P. The Impact of Financial Inclusion on Household Income: Micro Evidence for Chinese Households[J]. The Frontiers of Society, Science and Technology, 2023, 5(16):

作者简介: 邵岩曦(2003.01-), 女, 汉族, 浙江杭州人, 浙江财经大学本科在读, 研究方向: 金融学
王梦雨(2003.07-), 女, 土家族, 湖北恩施人, 浙江财经大学本科在读, 研究方向: 金融学
刘倩(2003.03-), 女, 汉族, 浙江新昌人, 浙江财经大学本科在读, 研究方向: 金融学
本文是国家级大学生创新创业训练计划项目“共同富裕背景下浙江省防范流动人口家庭财产性收入代际传递影响研究(202411482056)”的阶段性成果。