

收入风险对宅基地住房投资的影响

胡军辉¹, 戚瀚英^{2*}

¹浙江财经大学东方学院, 浙江 海宁

²浙江财经大学中国政府管制研究院, 浙江 杭州

收稿日期: 2022年8月1日; 录用日期: 2022年8月14日; 发布日期: 2022年9月21日

摘要

文章利用CHFS的2011~2017年调查数据, 实证分析了收入风险对农村宅基地住房投资行为的影响效应。结果显示收入风险显著地抑制了农村家庭的宅基地住房投资, 务农家庭显示出更强的挤出效应; 务农家庭的收入风险与宅基地住房投资的负相关性随着投资额的递增而增强; 风险态度对宅基地住房投资的影响不明显。因而, 提高农村家庭福利可以从拓展非农就业机会、完善农业政策性保险等方面入手。

关键词

收入风险, 宅基地住房投资, 家庭风险管理

The Impact of Income Risk on the Homestead Investment

Junhui Hu¹, Hanying Qi^{2*}

¹Zhejiang University of Finance & Economics Dongfang College, Haining Zhejiang

²China Institute of Regulation Research, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou Zhejiang

Received: Aug. 1st, 2022; accepted: Aug. 14th, 2022; published: Sep. 21st, 2022

Abstract

The paper uses CHFS survey data from 2011 to 2017 to empirically analyze the impact of income risk on homestead investment behavior. The results show that income risk significantly inhibits rural households' homestead investment, and there is a stronger crowding-out effect on farmers; the negative correlation between the income risk of farmers and homestead investment increases with the increase in investment; Risk attitudes have little effect on the relationship of income risk and homestead investment. Therefore, the government could improve rural family welfare

*通讯作者。

文章引用: 胡军辉, 戚瀚英. 收入风险对宅基地住房投资的影响[J]. 金融, 2022, 12(5): 502-509.

DOI: 10.12677/fin.2022.125053

by expanding non-agricultural employment opportunities, and improving agricultural policy insurance.

Keywords

Income Risk, Homestead Investment, Household Risk Management

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 收入风险与农村宅基地住房投资

对于大多数中国农村家庭来说,自改革开放以来家庭收入水平和收入来源的结构已经发生了极大的变化。随着非农就业机会的增多,大量的农村劳动力跨城乡、跨区域流动,成为中国经济高速增长的重要推动力。其结果是农户的收入来源趋于多样化,非农收入的比重逐渐增加,收入水平逐步提高,同时农户之间的收入差距逐步加大、收入风险出现分化。伴随着农村社会经济结构的调整,也使各种风险处理机制的存在条件发生了变化,从而带来了农户风险处理机制的变迁(马小勇、白永秀, 2007) [1]。劳动收入水平及相应的收入风险, Battisti (2013)认为不是由劳动者的特征决定的,而是由工作的特征决定的,也就是说取决于劳动者从事工作的性质[2]。但工作性质的差异对居民风险投资的影响,在不同的国家结果却不尽相同(Bertaut, 1998; Arrondel and Masson, 2002; Alessie *et al.*, 2000; 何兴强等, 2009) [3] [4] [5] [6]。但目前,关于收入风险对于农村家庭投资行为尤其是宅基地住房投资方面的研究相对还较为少见。

在当前中国农村地区,由于宅基地制度的特殊性规定,宅基地住房尚未建立起完善的交易市场,缺乏市场化的交易价格,流动性和收益性都较低。农村家庭利用宅基地住房进行抵押融资的意识及实践均不明显,大多数农村金融机构在开展宅基地住房抵押贷款业务方面也较为谨慎,极大地限制了宅基地住房的金融功能。尽管如此,一直以来农村建房热却始终居高不下,即使在家庭农场中,房产在总资产中的占比也高达 79.75%,导致大量的资金或财富被房产所占用(付剑茹、吴程灵, 2019) [7]。因此,本文从家庭风险管理角度,通过一个实证分析探讨收入风险在农村宅基地住房投资中的影响,以进一步丰富农村家庭经济行为研究。

2. 数据和研究方法

本文实证分析的数据来源于西南财经大学 2011~2017 年的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, 以下简称为 CHFS)。CHFS 调查了全国除西藏、新疆和港澳台地区以外的近 40,000 个家庭样本,具有相当广泛的代表性,比较全面地涵盖了中国城乡家庭的人口、资产、负债、收入、消费等方面的信息。根据研究需要,本文通过样本筛选和匹配获得四次调查(分别为 2011 年、2013 年、2015 年、2017 年四次调查)中明确回答拥有宅基地住房的近 1520 个农村家庭的相关数据(即问卷中关于房屋产权形式的回答为宅基地的家庭)。CHFS 有 3 个数据集,即家庭数据集、家庭成员个人数据集和地区数据集,本文以家庭编号匹配了家庭的户主信息和人口统计特征作为控制变量,同时在地区数据集中获取家庭所在省份的信息。最后,由于在匹配过程中发现,每个家庭获得宅基地住房的时间差异性较大。比如,2011 年调查数据中,有些家庭获得宅基地年份在 20 世纪 90 年代初,与调查年份距离较远,为了避免因时间

久远导致的数据模糊以及物价变动等因素的干扰, 故本文主要选取距调查年份两年内获得宅基地的家庭数据。比如, 2011 年调查数据中主要选取在 2009~2011 年获得宅基地的家庭样本。具体变量情况和数据来源如下表 1 所示。

(一) 变量处理及说明

Table 1. Variable description

表 1. 变量说明

变量名	变量含义(单位)	数据来源
Invest	宅基地住房投资(万元)	家庭数据表
Work_public	职业是否公共部门(是 = 1; 否 = 0)	家庭成员个人数据表
Work_private	职业是否私营部门(是 = 1; 否 = 0)	家庭成员个人数据表
Work_farmer	职业是否为农民(是 = 1; 否 = 0)	家庭成员个人数据表
Work_else	职业是否为其他(是 = 1; 否 = 0)	家庭成员个人数据表
Risk yes	风险态度(愿意投资风险项目 = 1; 否 = 0)	家庭成员个人数据表
Risk no	风险态度(愿意投资无风险项目 = 1; 否 = 0)	家庭成员个人数据表
Age	户主年龄(周岁)	家庭成员个人数据表
Male	是否为男性(是 = 1; 否 = 0)	家庭成员个人数据表
Schoolyear	户主受教育年限(年)	家庭成员个人数据表
Ln gdp	省级 GDP(元)取自然对数值	中国统计年鉴

主要变量含义及处理如下:

1) 因变量

Invest 为宅基地住房投资。由于宅基地制度的特殊性, 宅基地住房尚未形成成熟的交易市场, 除了有限的村集体内部流转、征地拆迁和部分宅基地改革试点地区外, 宅基地住房并没有市场化的交易价格。因此, 本文以农村家庭在宅基地住房中的投入, 衡量 Invest 大小。

2) 自变量

收入风险: 正如丁继红等(2013)所言, 收入风险一般无法直接观测得到, 需要寻找其代理变量[8]。文献中有多种度量收入风险的方式, 比如收入方差、收入增长预测误差值的平方以及家庭分组基础上的其他代理变量等。正如前述文献观点, 收入风险与劳动者的工作性质高度相关, 而户主一般来说不仅仅是家庭的主要劳动力和收入来源, 同时在家庭内部的投资决策中往往也居于支配地位, 故本文借鉴丁继红等(2013)的思路, 以农村家庭户主的工作性质作为家庭收入风险的代理变量。其中, Work_public 表示公共或事业单位, Work_private 表示私营或个体经济, Work_farmer 表示从事农业生产劳动, 当前三个变量均为零时, 表明该户主工作为其他工作 Work_else。

3) 控制变量

风险态度: 用两个虚拟变量 Risk yes 和 Risk no 来区分三类不同的风险态度的居民。问卷中“如果有一笔资产, 愿意选择哪种投资项目”, 如果选择高风险性项目的取 Risk yes, 选择低风险性项目的则取 Risk no, 如果两种均不是则表示风险中性, 作为参照。其他控制变量包括户主的年龄、性别、文化程度以及经济环境, 其中本文将文化程度划分为 9 个等级: 没上过学 = 1; 小学 = 2; 初中 = 3; 高中 = 4; 中专/职高 = 5; 大专/高职 = 6; 大学本科 = 7; 硕士研究生 = 8; 博士研究生 = 9。为了增强该变量的离

散性, 本文对受教育年限进行了处理, 分别对问卷中的选项进行了重新赋值, Schoolyear = 0 (选项 1), Schoolyear = 6 (选项 2), Schoolyear = 9 (选项 3), Schoolyear = 12 (选项 4), Schoolyear = 16 (选项 5,6,7), Schoolyear = 18 (选项 8), Schoolyear = 22 (选项 9)。经济环境 $\ln \text{gdp}$ 为从中国统计年鉴中, 各农村家庭所处省份的实际 GDP (对 GDP 进行平减后获得)取自然对数值, 用以控制不同地区因经济发展水平差异可能对宅基地住房投资产生的影响。

(二) 描述性统计和相关检验

Table 2. Descriptive statistics of variables

表 2. 变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Work farmer	1,520	0.373	0.484	0	1
Work public	1,520	0.142	0.349	0	1
Work private	1,520	0.179	0.383	0	1
Work else	1,520	0.306	0.461	0	1
Risk yes	1,520	0.0526	0.223	0	1
Risk no	1,520	0.328	0.470	0	1
Age	1,520	57.95	13.34	28	96
Male	1,520	0.874	0.332	0	1
Schoolyear	1,514	7.649	3.608	0	18
$\ln \text{gdp}$	1,520	9.890	0.888	7.292	11.29

表 2 为模型中各变量的描述性统计。在数据处理中, 本文剔除了变量缺失、信息不全的家庭样本后, 最终得到近 1520 个有效样本。从描述性统计值来看, 样本中务农家庭约占 37.3% (也即非农工作占比 62.7%), 表明当前中国农村劳动力的职业分布更趋多元化, 是非农经济发展、就业机会增多、限制劳动力流动的障碍趋于弱化等因素共同作用的结果。从描述性统计来看, 农村家庭户主年龄普遍较大, 平均值约为 57.95 岁, 这也反映出农村老龄化问题越来越明显, 同时, 仅约 5.26% 有意愿投资风险性项目, 有约 32.8% 有意愿投资低风险项目, 说明农村家庭投资理念偏于保守。

农村劳动力跨城乡、跨区域流动从事非农工作, 实现收入来源的多元化, 是农村家庭应对务农收入风险能采取的主动性策略之一(从表 2 可以看出, 尽管农村家庭户主平均年龄达到了 57.95 岁, 但从事非农工作占比仍然高达 62.7%)。尽管城乡劳动力市场还不够完善, 还普遍存在较为严重的部门分割现象, 绝大多数农村转移劳动力只能在次要劳动力市场或非正规部门就业, 承受工资水平相对较低、就业不稳定、离职率较高, 几乎不存在上升阶梯等就业风险, 但相对于务农其收入来源更为多元化、收入水平也相对较高¹, 也更有能力通过持有银行储蓄来进行自我保险, 从而实现跨时期平滑家庭投资或消费波动的作用。

为了考察变量间可能因相关性过高而出现多重共线性问题, 本文对模型中的变量做了相关性检验。从相关性系数矩阵和自变量的方差膨胀因子(远小于 10)来看, 变量间的相关性程度并不高(见下表 3、表 4)。

(三) 模型设定和计量方法

根据研究需要, 本文设定计量实证模型如下:

$$invest = \alpha + \beta work_{farmer} + \gamma X + \mu$$

¹ 根据样本统计, 本样本中务农家庭平均年收入为 3.52 万元, 非务农家庭平均年收入为 5.932 万元。

Table 3. Variable correlation coefficient table

表 3. 变量相关性系数表

	Invest	Work f~r	Health~d	Health~r	Family~e	Risk yes	Risk no	Age	Male	School~r	ln gdp
Invest	1										
Work f~r	-0.1745*	1									
Health~d	0.1576*	-0.1131*	1								
Health~r	-0.1325*	0.1117*	-0.5016*	1							
Risk yes	-0.0325	0.0192	-0.0231	0.0392	-0.0151	1					
Risk no	-0.0680	-0.00910	-0.0247	0.0202	-0.0369	-0.1648*	1				
Age	-0.0956*	0.1259*	-0.1561*	0.2003*	-0.0857*	-0.0395	0.0415	1			
Male	0.0562	0.0215	0.0609	-0.1082*	0.0396	0.0182	0.0199	-0.0827	1		
School~r	0.1359*	-0.1779*	0.1658*	-0.2107*	0.0956*	0.0649	-0.00800	-0.4140*	0.1875*	1	
ln gdp	0.2212*	-0.1876*	0.1564*	-0.1297*	0.0439	-0.0324	-0.0365	0.0541	-0.0751	0.0613	1

Notes: * $p < 0.1$.

Table 4. Multicollinearity test results

表 4. 多重共线性检验结果

Variable	VIF	1/VIF
Health poor	1.400	0.717
Health good	1.360	0.737
Schoolyear	1.300	0.768
Age	1.240	0.808
Work farmer	1.060	0.945
Male	1.040	0.957
Risk yes	1.040	0.965
Risk no	1.030	0.970
Familyincome	1.020	0.978
Mean	VIF	1.160

X 为所有控制变量, μ 为回归模型扰动项。在计量方法中, 本文采用了 OLS 和分位数回归两种方法。采用分位数回归, 是为了更为细致地刻画农村家庭对宅基地住房投资的分级效应。Koenker 和 Bassett 于 1978 年提出了分位数回归(Quantile Regression, QR), 它提供了因变量的条件分位数和自变量之间线性关系的估计方法, 其本质是通过分位数取 0~1 之间的任何值, 调节回归平面的位置和转向, 让自变量估计不同分位数的因变量。采用分位数回归方法, 估计收入风险在宅基地住房投资额不同分位点的效应, 可以更加细致和清晰地比较分层分级差异(苏瑜、万宇艳, 2009) [9]。本文同时也报告了 OLS 回归的结果, 可以作为分位数回归的对照。

3. 实证结果与分析

(一) 结果与分析

表 5 是模型回归的结果, 其中列(1)是作为对照的 OLS 回归结果, 列(2)(3)(4)分别对应宅基地住房投资额在 0.25、0.5 和 0.75 分位的回归结果。

在务农家庭中, 收入风险显著地降低了宅基地住房投资, 挤出效应随投资额递增而增强。从分位数回归结果来看, 在投资额 0.25、0.5 和 0.75 分位点上, 务农收入风险均与宅基地住房投资呈现出显著的负相关关系(回归系数值分别为-1.4234、-1.7210 和-3.5369, 在 1%、5% 和 5% 水平上统计显著), 系数值随分位点的上升而增大。在 OLS 回归中, 作为收入风险代理变量的 *Work_farmer* 系数值高达-3.6909 且在 1% 水平上统计显著。这一结果表明, 务农家庭为应对收入风险相比于非务农家庭, 更多地减少了宅基地住房投资, 且缩减比例随投资额增加而上升。务农收入风险, 既有受到天气条件、虫害疾病和技术变化等相关的生产风险, 也有来自于因农业投入、农产品价格变动产生的市场风险, 在农户家庭普遍生产规模小、市场信息不灵且农业保险缺失的背景下, 收入风险将对农村家庭的投资和消费活动形成更大的冲击。收入来源单一且缺少有效的风险规避措施, 从而难以保证家庭收入流的相对稳定, 作为被动应对风险的无奈之举, 只能被迫减少投资和消费。住房通常兼有投资和消费功能, 但由于宅基地特殊的制度安排, 在家庭投资和资产配置中还不适合作为投资品, 尤其是对务农家庭, 宅基地住房主要还是以生活要素的形式为其提供居住功能, 是与生活条件相关的耐用消费品, 减少宅基地住房上的消费性支出, 无疑将损害其生活质量和福利水平。但宅基地住房投资或消费毕竟不是像食物、衣服等那样的生活必需品, 因而在应对风险时可以优先作出调整, 家庭预算支出金额越大, 可调整空间也越大, 这也就解释了宅基地住房投资额在更高的分位点, 收入风险与其呈现出了更大的负相关性。

Table 5. OLS and quantile regression results

表 5. OLS 和分位数回归结果

	OLS		Quantile Regression	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>invest</i>	<i>Invest(0.25)</i>	<i>Invest(0.5)</i>	<i>Invest(0.75)</i>
<i>Work_farmer</i>	-3.6909*** (0.000)	-1.4234* (0.080)	-1.7210** (0.045)	-3.5369** (0.012)
<i>Risk_yes</i>	-2.6221 (0.231)	2.0628 (0.235)	-1.4778 (0.420)	-4.7247 (0.117)
<i>Risk_no</i>	-2.1625** (0.036)	1.5283* (0.062)	-1.0902 (0.206)	-3.7736*** (0.008)
<i>Age</i>	-0.0345 (0.386)	-0.0492 (0.120)	-0.0332 (0.320)	-0.0937* (0.087)
<i>Male</i>	2.5108* (0.088)	0.6167 (0.597)	1.9380 (0.116)	0.1995 (0.921)
<i>Schoolyear</i>	0.2097 (0.163)	0.0850 (0.477)	0.2498** (0.047)	0.1423 (0.491)
<i>ln_gdp</i>	4.1872*** (0.000)	0.9884** (0.026)	2.8940*** (0.000)	4.7286*** (0.000)
<i>_cons</i>	-27.4335*** (0.000)	-4.1717 (0.400)	-19.3861*** (0.000)	-20.7098** (0.016)
N	1514	1514	1514	1514
R²	0.278			
F	57.8885			

Notes: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

(二) 稳健性检验

采用 OLS 逐步回归的方法, 按农村家庭户主的工作性质分为公共事业部门、私营部门、务农及其他工作四组, 以其他工作为参照组, 逐步增加控制变量进行了回归检验。结果如表 6 所示, 从 N、R² 和 F 值判别, 列(2)结果较为理想。从回归结果来看, 相对于其他工作组, 公共事业部门、私营部门和务农三组变量均呈现出效应差异和显著性(系数值分别为-3.2483、-4.0557 和-5.4577, 且在 5%、1%、1%水平上统计显著)。再次表明, 由工作性质不同决定的就业稳定性、劳动合同保障、收入变动等差异, 使农村劳动力承担了不同的收入风险, 而为应对该风险农村家庭将对其它基地住房投资作出相应的调整, 或者说农村家庭基于工作性质构建了应对收入风险的管理策略。

Table 6. Robustness test results

表 6. 稳健性检验结果

	(1)	(2)*	(3)
	invest	invest	invest
Work_public	-3.8442** (0.027)	-3.2483** (0.046)	-1.0668 (0.558)
Work_private	-5.0990*** (0.002)	-4.0557*** (0.006)	-3.2243 (0.107)
Work_farmer	-9.2140*** (0.000)	-5.4577*** (0.000)	-2.8983* (0.061)
Risk_yes		-2.7022 (0.217)	-0.0043 (0.998)
Risk_no		-1.9972* (0.053)	-2.2049* (0.092)
Age		-0.0683 (0.100)	-0.0121 (0.818)
Male		2.8190* (0.056)	-1.3686 (0.414)
Schoolyear		0.2317 (0.125)	0.0494 (0.796)
Familynum			0.8265** (0.015)
Ln_gdp		4.1683*** (0.000)	2.6270*** (0.000)
_cons	21.4923*** (0.000)	-23.8817*** (0.000)	-11.1595 (0.167)
N	1520	1514	547
R ²	0.059	0.282	0.102
F	19.1441	49.1594	4.6717

Notes: p -values in parentheses * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

4. 总结与启示

随着中国农村社会经济结构的变迁, 农村家庭面临的背景风险特别是收入风险在来源、结构和特征等方面也在相应地发生着变化和分化。收入风险主要取决于劳动者的工作性质, 决定了就业机会、劳动保障、薪酬变动等方面的差异, 非农就业的收入来源多元化可以在一定程度上规避务农的收入风险, 比如因气候条件、病虫害以及农产品价格波动等造成的收入风险, 但同时将面临因城乡劳动力市场分割、在次要劳动力市场或非正规部门就业造成的收入风险, 而且在城市定居、市民化存在较大困难的背景下, 宅基地住房仍成为其回乡安居的基本保障, 仍有投资需求。

本文的主要发现有: 1) 收入风险显著地抑制了农村家庭的宅基地住房投资, 和其他非农工作相比, 务农家庭在应对收入风险时挤出宅基地住房投资的效应更强; 2) 在务农家庭中, 收入风险与宅基地住房投资的负相关性随投资额递增而增强; 3) 风险态度对宅基地住房投资的影响不明显。对当前的中国农村家庭来说, 收入风险是最为核心的不确定性因素, 而应对和管理家庭背景风险的主要策略除了主动从事非农工作实现收入来源多元化之外, 调整宅基地住房投资是其主要的被动策略。

本文研究对于进一步发展和完善后脱贫时代中国农村经济发展、提高农村家庭福利水平, 有着重要的理论和现实意义: 一是农村劳动力市场开发和建设方面, 可以进一步着力于消除非农就业机会的障碍, 促进农村劳动力就业的多元化和流动性; 二是对务农家庭除了创造增收条件外, 还应着重于建立和完善农业政策性保险, 以此降低其收入风险。

基金项目

本文为教育部人文社会科学研究规划基金项目(20YJA790024)研究成果。

参考文献

- [1] 马小勇, 白永秀. 经济转型中农户非正规收入风险处理机制的变迁[J]. 财经科学, 2007(9): 53-60.
- [2] Battisti, M. (2013) Reassessing Segmentation in the Labour Market: An Application for Italy 1995-2004. *Bulletin of Economic Research*, **65**, s38-s55. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8586.2011.00415.x>
- [3] Bertaut, C.C. (1998) Stockholding Behavior of U.S. Households: Evidence from the 1983-1989 Survey of Consumer Finances. *The Review of Economics and Statistics*, **80**, 263-275. <https://doi.org/10.1162/003465398557500>
- [4] Arrondel, L. and Masson, A. (2002) Stockholding in France. In: Guiso L., Haliassos, M. and Jappellieds, T., Eds., *Stockholding in Europe*, Palgrave Macmillan, London. https://doi.org/10.1057/9780230502673_4
- [5] Alessie, R., Hochguertel, S. and Van Soest, A. (2000) Household Portfolios in the Netherlands. In: Guiso, L., Haliassos, M. and Japelli, T., Eds., *Household Portfolios*, MIT Press, Cambridge, MA, 67 p. <https://doi.org/10.2139/ssrn.246964>
- [6] 何兴强, 史卫, 周开国. 背景风险与居民风险金融资产投资[J]. 经济研究, 2009, 44(12): 119-130.
- [7] 付剑茹, 吴程灵. 背景风险、家庭农场特征与风险金融资产投资[J]. 投资研究, 2019, 38(7): 51-65.
- [8] 丁继红, 应美玲, 杜在超. 我国农村家庭消费行为研究——基于健康风险与医疗保障的视角分析[J]. 金融研究, 2013(10): 154-166.
- [9] 苏瑜, 万宇艳. 分位数回归的思想与简单应用[J]. 统计教育, 2009(10): 58-61.