

农村老龄人口居住模式、收入结构 与贫困脆弱性*

何欣¹ 黄心波² 周宇红²

摘要：当前中国农村地区老龄人口独居现象普遍，老年贫困问题突出。本文利用中国家庭金融调查（CHFS）和中国城乡社区治理调查（CGGS）2013~2017年的数据，对农村老人居住模式变迁引起的老年贫困问题进行研究。本文选取贫困脆弱性指标来衡量个体在未来陷入贫困的概率，有利于对老年贫困问题进行前瞻性分析。实证结果表明：居住模式显著影响农村老龄人口的贫困脆弱性，独居老人陷入贫困的概率远远高于合居老人。进一步的异质性分析发现：①相较于老年男性，独居对老年女性的致贫作用更明显；②相较于儿子，女儿在缓解老年父母贫困问题上发挥的作用更大；③同村有直系血缘亲属能够显著缓解独居老人的贫困。最后，本文从消费行为理论出发，探讨了居住模式影响农村老龄人口贫困脆弱性的作用机制。研究发现，居住模式的变迁显著改变了农村老年家庭的收入结构，独居会使家庭非农收入占比显著下降，从而引起消费倾向降低，进而导致以消费为基础的贫困脆弱性指标升高。对此，本文建议政府、社会和家庭三方从不同渠道增加对独居老人的转移支付，提升老人的消费倾向，彻底缓解农村老年贫困问题。

关键词：贫困脆弱性 农村老龄人口 居住模式 收入结构 消费

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

消除贫困、改善民生、确保社会各阶层都可以从经济增长中受益是发展的根本目的。自改革开放以来，得益于经济长期中高速发展和反贫困政策的大力推进，中国减贫工作取得了举世瞩目的成就，1978~2017年农村贫困人口累计减少了7.4亿^①。然而，尽管距离实现全面小康的目标只剩“最后一公里”，减贫工作却实实在在地步入了深水区。数据显示，截至2018年年底，中国农村地区还有1660

*本文研究为国家自然科学基金项目“中国农村低保瞄准效率和机制研究”（编号：71803155）和高等学校学科创新引智计划“中国家庭金融调查和研究创新引智基地”（编号：B16040）的阶段性研究成果。

^①参见：《中国农村贫困监测报告2018》，<http://tongji.cnki.net/kns55/Nav/YearBook.aspx?floor=1&id=N2019030133>。

万绝对贫困人口^①，这仍然是一个庞大的规模，并且剩余的贫困人口贫困程度特别深、脱贫难度特别大。除此之外，脱贫成果的维持也实属不易，部分新脱贫人口的经济基础还比较薄弱，对抗风险能力差，仍有返贫的可能。因此，中国还需探寻并建立贫困人口稳定脱贫的长效机制。

随着中国经济发展迈入新时代，贫困问题也表现出新特征。特别是在城镇化推进、老龄化加剧、收入差距扩大的时代背景下，当前中国农村地区的老年贫困问题已不容忽视。实际上，老年贫困早已成为发展中国家共同面临的一个重大问题，Barrientos et al. (2003) 考察了俄罗斯、墨西哥、南非等 30 个发展中国家和地区的老年贫困率，发现老年贫困问题在这些发展中国家普遍存在，并且随着人口趋势的变化还将日益严峻。针对中国老年贫困的研究也有不少，乔晓春等 (2005) 以城市最低保障金的 30% 为农村绝对贫困线，估算出 2000 年中国农村老人贫困率高达 18.8%；杨立雄 (2011) 以“1 天 1 美元”为标准测算出 2010 年中国农村贫困老人规模在 1400 万以上。本文根据中国家庭金融调查数据进行测算，以世界银行最新采用的人均日消费 1.9 美元为贫困标准 (Cruz et al., 2015)，在 2012~2016 年间，虽然总体来看贫困率在逐年下降，但农村老人的贫困率一直高于非老年人口，且远远高于同期的城镇老人。如表 1 所示，截至 2016 年年底，农村老人贫困率为 6.55%，这代表仍有 1087 万农村老人等待脱贫。因此，农村老人是中国贫困人口的主要构成，目前减贫工作的重心应当向农村贫困老人倾斜，这部分人群值得政府、社会和学界给予更多关注。

表 1 全国整体、城镇地区和农村地区的贫困率

		2012 年	2014 年	2016 年
全国整体	老年人口	8.37%	7.09%	4.29%
	非老年人口	7.49%	5.94%	3.63%
城镇地区	老年人口	1.05%	0.60%	0.44%
	非老年人口	1.53%	0.63%	0.55%
农村地区	老年人口	12.91%	11.68%	6.55%
	非老年人口	10.92%	9.16%	5.22%

数据来源：CHFS 2013~2017；本文中若无特别说明，老年人口均指 60 岁以上（含 60 岁）的人口。

当前，农村老龄人口的另一个新特征是居住模式的巨大转变。老人与子女同住的合居家庭逐渐减少，老人独自居住或仅与配偶同住的独居家庭大幅增加^②。在 1990~2010 年间，农村地区 65 岁及以上老人中，合居老人占比从 70.41% 下降到 53.58%，独居老人比例从 26.29% 上升到了 39.08%^③。笔者根据中国家庭金融调查数据的测算结果也与之大体一致，2017 年农村地区 60 岁以上（含 60 岁）老人

^①参见：《2018 年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html。

^②若无特殊说明，本文中合居家庭指家庭成员中同时包含 60 岁以上（含 60 岁）老人和成年子女，所有家庭成员之间存在共享收入、共担支出的经济关系；文中独居家庭指家庭成员中仅包含 60 岁以上（含 60 岁）老人或其配偶，老人无子女或与其子女收支独立。

^③根据王跃生 (2014) 城乡 65 岁及以上年龄老年人所生活的家庭类型表格中的数据整理而得。

中，合居老人占比为 55.79%，独居老人占比为 39.49%。农村老龄人口居住模式的转变有其特殊性，也有必然性。首先，在经济快速发展和计划生育政策的双重影响下，中国社会人口结构出现急剧变化，家庭少子化与人口老龄化共同打破了传统居住模式下的平衡；第二，经济结构的快速转型与城镇化的不断推进，使得农村青壮年劳动力大规模流向城镇，大量农村老人被迫留守独居；第三，在工业化与信息化浪潮兴起的大背景下，生产方式的改变促使人们生活方式和思想观念发生转变，人们对独立自由的强调与追求也使得家庭小型化和老人独居成为一个必然趋势。除此之外，经济发展带来的住房条件改善，也为老人独居创造了前提条件。

老年贫困问题与老人独居现象并非孤立存在，而是密切关联的。在深受传统儒家文化影响、以家庭赡养为主要养老方式的中国农村更是如此。目前，对于不同居住模式对子女赡养行为的影响效应，学界并没有达成一致结论。一方面，不同居住模式会导致亲子间呈现不同空间距离，Bonsang (2007) 指出，子女通过时间和经济上的转移援助老人，空间距离对于时间援助是一个不可忽略的代价，时间援助和经济支持往往呈现替代关系，居住距离较远的子女倾向于用经济支持替代时间援助。另一方面，老人的需求是影响子女赡养行为的重要因素 (Logan et al., 1998)，子女提供的赡养行为取决于对父母赡养需求的感知。鄢盛明等 (2001) 指出，合居情况下子女为父母提供日常照料、经济支持及情感体贴等代际支持的可能性最大；Kim and Cook (2011) 的研究也表明贫困老人通过合居获得了更多的经济支持。除此之外，健康水平对农户贫困状态也有显著影响 (程名望等, 2014)，而现有研究表明居住模式会通过不同方式影响老人身心健康 (Zunzunegui et al., 2001; Hughes and Waite, 2002; 刘宏等, 2011; Chen and Short, 2008)。另外，居住模式是老人与子女基于家庭孝养伦理状态和资源禀赋作出的重要决策，影响着家庭资源配置和每个成员的福利水平 (张苏、王婕, 2015)，同时居住模式代表老人与子女间资源共享方式，因此居住模式的选择也涉及对相互间经济状况的考虑 (陈皆明、陈奇, 2016)。

如上所述，许多学者针对居住模式和老年贫困进行了研究，这为本文研究提供了基础。但现有研究还未取得一致结论，学者们的观点间还存在较多争议和矛盾之处。对此，本文可能从以下两个方面对该研究领域作出贡献：第一，本文采用了更全面更具代表性的大样本长时序数据进行实证研究。由于国内相关微观数据缺乏，大多既有研究集中在定性分析上，少数实证研究也仅采用小规模或区域调研的截面数据，缺乏对农村整体现状和变化趋势的把握，也欠缺规范的实证分析。本文采用了覆盖全国 29 个省 167 个市 310 个县 862 个农村社区 22430 户农村家庭的 5 年面板数据，使得研究结论更具有普适性和前瞻性。第二，在研究设计上本文使用了更多的办法来充分讨论和尝试解决内生性问题。居住模式是家庭自行选择的结果，存在较强的选择性偏误，忽视该问题可能导致实证结果及研究结论出现较大偏差。因此，本文充分考虑了模型设定中的内生性问题，努力尝试用双向固定效应模型、双重差分模型和处理效应模型等不同办法来解决，使得实证结果更准确、更稳健。

鉴于此，本文采用中国家庭金融调查和中国城乡社区治理调查 2013~2017 年的面板数据，针对居住模式对农村老龄人口贫困状况的影响进行深入探讨，以期回答如下问题：①居住模式如何影响农村老龄人口的贫困状况？独居家庭的贫困脆弱性会显著高于合居家庭吗？②居住模式对农村老龄人口的贫困状况存在怎样的异质性影响？③居住模式通过何种机制来实现这些影响？同时，考虑到贫困问题

的长期性和动态性，传统贫困指标作为一种静态的事后测度，对贫困问题的预测性不足，因此本文参考大多数学者的做法，选择 Chaudhuri et al. (2002) 提出的预期贫困脆弱性 (Vulnerability as Expected Poverty, VEP) 来衡量农村老龄人口的贫困状况 (樊丽明、解垚, 2014; 张栋浩、尹志超, 2018)。

后文结构安排如下：第二部分是数据来源和变量介绍；第三部分是估计结果；第四部分讨论异质性影响和作用机制；第五部分是结论与启示。

二、数据与变量

(一) 数据来源

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心在 2013 年、2015 年和 2017 年分别进行的三轮中国家庭金融调查和中国城乡社区治理调查。中国家庭金融调查采用三阶段、分层、与人口规模成比例 (PPS) 的抽样方法。样本覆盖了全国除新疆、西藏以及港澳台外的 29 个省 (直辖市、自治区)，2013 年数据的样本量为 28000 余户，2015 年和 2017 年样本扩至 40000 余户。该调查采集的数据包括了样本家庭的资产负债、收入支出、社会保险保障等，也包括了家庭成员的人口统计学特征、就业状况等相关信息。该项目采用了多项措施控制抽样误差和非抽样误差，数据代表性好、质量高。中国城乡社区治理调查是与中国家庭金融调查同步开展、针对样本家庭所在基层治理单位 (居委会和村委会) 进行的调查项目。该调查采集的数据包括了基层治理单位的公共服务设施、社区经济、社会组织、环境卫生、社会保障、教育文化、基层法治等。在用中国家庭金融调查数据分析家庭经济状况及其内部影响因素时，结合中国城乡社区治理调查数据控制家庭所处外部环境，如家庭所在地的经济环境、公共服务水平等，有利于提高研究结论的准确性。

根据研究内容，本文的主体研究选择了 2013~2017 年居住在农村且至少包括一名 60 岁以上 (含 60 岁) 成员的家庭作为样本。老年父母与成年子女间的居住模式，简化为以下两类：老年父母与子女同住的合居家庭、老年父母不与子女同住的独居家庭。为了更准确地识别这两类居住模式对老人经济状况的影响，本文剔除了仅包括老人和未成年孙辈的空心家庭^①。最后，在剔除关键变量缺失的样本后，本文主体研究的样本规模为 22430 户，其中包括 2013 年的受访家庭 5521 户，2015 年的 7937 户，以及 2017 年的 8972 户。另外，在本文的作用机制分析中，还纳入了 2017 年农村地区 6523 户无老人家庭作为研究样本，用于对比分析居住模式对农村家庭收入结构的影响。

(二) 变量设定与描述性统计

下面分别就本文研究中的被解释变量、关注变量和控制变量进行说明。

1. 被解释变量：贫困脆弱性。本文以家庭为单位衡量农村老龄人口的贫困脆弱性。参照 Chaudhuri et al. (2002) 提出的理论方法，在假定人均年消费服从对数正态分布的情况下，首先采用三阶段可行广义最小二乘法 (FGLS) 对家庭下期人均消费期望和方差进行估算，然后根据分布函数求解出下期人

^①空心家庭在整体农村老年家庭中占比较小，剔除后不影响本文研究内容的推断，根据 CHFS2013~2017 年数据，农村老年家庭中的空心家庭共 746 户，占比仅为 3.16%。

均消费小于贫困线的概率，这个概率即是贫困脆弱性。计算步骤如下：

首先，估计人均消费方程。该方程为：

$$\ln c_{i,t} = X_{i,t}\beta_i + e_i \quad (1)$$

(1) 式中， $c_{i,t}$ 代表家庭 i 在 t 期的人均消费支出， $X_{i,t}$ 是一系列家庭或户主特征变量。本文计算贫困脆弱性时，家庭特征变量包括了家庭规模、劳动力占比、家庭成员健康状况、资产、人均收入、社会养老保险和医疗保险的参与状况等；户主特征变量包括了户主的年龄、性别、婚姻以及受教育年限等；另外，该回归还控制了年份和家庭所在区县的固定效应。利用式可得到残差项 $\sigma_{e,i}$ 。

然后，通过 FGLS 估计出下期人均消费对数的方差 $\hat{\sigma}_{e,i}^2$ ，进而估计出下期人均消费对数的期望 \hat{E} ：

$$\hat{V}[\ln c_{i,t+1} | X_{i,t}] = \hat{\sigma}_{e,i}^2 = X_{i,t}\hat{\theta}_{FGLS} \quad (2)$$

$$\hat{E}[\ln c_{i,t+1} | X_{i,t}] = X_{i,t}\hat{\beta}_{FGLS} \quad (3)$$

最后，在下期人均消费服从对数正态分布的假设下，计算出家庭的贫困脆弱性：

$$\widehat{VEP}_{i,t} = \widehat{\Pr}(\ln c_{i,t+1} < \ln z | X_{i,t}) = \Phi\left(\frac{\ln z - X_{i,t}\hat{\beta}_{FGLS}}{\sqrt{X_{i,t}\hat{\theta}_{FGLS}}}\right) \quad (4)$$

(4) 式中， $\widehat{VEP}_{i,t}$ 即家庭 i 在 t 期的贫困脆弱性，指家庭在未来发生贫困的概率； z 为贫困线，本文在估算贫困脆弱性时，分别采用了人均日消费 3.1 美元和 1.9 美元两个标准 (Cruz et al., 2015)。由于有学者指出以高贫困线所计算的脆弱性做预测精确性较高 (万广华、章元, 2009)，本文在回归分析时主要采用以 3.1 美元为贫困线所计算的脆弱性，而将以 1.9 美元为贫困线计算的脆弱性用于稳健性检验。根据后文的回归结果，两条贫困线所计算的脆弱性在回归分析中结果是一致的。

2. 关注变量：居住模式。本文的关注变量是农村老龄人口的居住模式，当居住模式取值为 1 时，表示该样本为独居家庭，家庭成员仅由老人或老人的配偶组成；当取值为 0 时，表示该样本为合居家庭，户中老人与成年子女一起居住。表 2 列示了本文样本家庭的居住模式分布，在剔除空心家庭和主要变量存在数据缺失的家庭后，样本家庭中独居家庭占比为 40.04%。从居住模式各年的变化情况来看，农村老龄人口独居比例在 2013 至 2017 年呈逐年上升趋势。

表 2 2013~2017 年样本家庭的居住模式分布

	独居家庭	合居家庭
2013 年	32.26%	67.74%
2015 年	38.24%	61.76%
2017 年	46.43%	53.57%
整体样本	40.04%	59.96%

3. 控制变量。家庭的贫困状况受到家庭自身资源禀赋和社会经济环境的综合影响。首先，家庭自身的资源禀赋主要包括家庭的人力资本和经济资本，对此本文以户主的年龄、性别、婚姻、受教育状

况，以及家庭成员的健康状况、人口规模、劳动力占比等来反映家庭的人力资本，同时选取了家庭总资产和人均可支配收入来反映家庭的经济资本。其次，考虑到影响家庭经济状况的外部环境主要为社保福利、经济发展和公共服务水平等，本文选取家庭成员参与社会养老保险和社会医疗保险的情况来反映社保福利水平，以家庭所在社区的人均可支配收入来反映当地经济发展状况，以社区银行网点数量、社区主要生活用水状况和生活燃料类型来反映当地的金融服务水平和公共基础服务状况。

表3列出了本文回归分析中相关变量的描述性统计。

表3 变量描述性统计

变量名	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
贫困脆弱性	家庭在下期陷入贫困的概率	22430	0.26	0.16	0	1
居住模式	独居家庭=1, 合居家庭=0	22430	0.40	0.49	0	1
户主年龄	实际年龄(周岁)	22430	60.73	13.12	17	117
户主年龄的平方	年龄(周岁)的平方	22430	3860.46	1489.59	289	13689
户主性别	男=1, 女=0	22430	0.63	0.48	0	1
户主婚姻状态	已婚=1, 其他=0	22430	0.83	0.37	0	1
户主受教育年限	实际受教育年限(年)	22430	6.17	3.8	0	19
家庭成员健康指数	家庭成员健康指数均值	22430	2.92	0.98	1	5
家庭人员规模	家庭人口数量	22430	3.72	2.05	1	19
劳动力占比	家庭中16~59岁人口占比	22430	0.34	0.28	0	0.90
家庭资产	家庭总资产的对数	22430	11.7	1.65	0	16.22
家庭人均收入	家庭人均可支配收入对数	22430	8.71	1.21	-1.79	13.49
养老保险参与情况	拥有社会养老保险=1, 否=0	22430	0.87	0.34	0	1
医疗保险参与情况	拥有社会医疗保险=1, 否=0	22430	0.96	0.20	0	1
社区人均收入	社区人均可支配收入对数	22430	8.65	0.81	5.70	11.70
社区范围银行网点数	社区范围内银行网点数量	22430	0.52	1.25	0	25
社区主要生活用水状况	自来水=1; 其他=0	22430	0.53	0.50	0	1
社区主要生活燃料为柴草/牛粪	是=1, 否=0	22430	0.35	0.48	0	1
社区主要生活燃料为煤炭	是=1, 否=0	22430	0.07	0.25	0	1
社区主要生活燃料为煤气/天然气	是=1, 否=0	22430	0.24	0.43	0	1
社区主要生活燃料为液化石油气	是=1, 否=0	22430	0.17	0.38	0	1
社区主要生活燃料为电	是=1, 否=0	22430	0.16	0.37	0	1

三、居住模式对老龄人口贫困脆弱性的影响

(一) 模型设定

在评估居住模式对老龄人口贫困脆弱性的影响时，难点在于如何控制选择性偏误(selection bias)。因为居住模式是家庭成员自己选择的结果，这种自我选择可能基于个体的可观测特征，如年龄、健康、经济、婚姻、学历等，也可能基于不可观测的特征，如性格、亲子间情感亲密度、价值观念、子女过

去对父母的代际支持状况等。这一内生性问题如果不进行有效控制,就可能导致估计结果不一致。为此,本文分别采用双向固定效应模型、双重差分模型和处理效应模型逐步加以克服。

1.双向固定效应模型。双向固定效应模型能在一定程度上控制不随时间而变的遗漏变量问题,如个人性格、消费偏好等,以及其他的个人、家庭、地区层面的异质性因素,同时也能控制不随个体变化的宏观经济、社会发展形势等因素,因此本文设立了如下模型作为本文的基础模型:

$$VEP_{ict} = \alpha + \beta Living_{ict} + \gamma_1 hhead_{ict} + \gamma_2 family_{ict} + \gamma_3 community_{ct} + v_i + u_t + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

(5)式中,下标*i*为个体标识,下标*c*为样本所在的社区标识,下标*t*为年份标识。被解释变量 VEP_{ict} 为家庭*i*在*t*期的贫困脆弱性; $Living_{ict}$ 是本文的关注变量居住模式,对家庭*i*在*t*期的居住模式为独居或合居进行识别; $hhead_{ict}$ 、 $family_{ict}$ 和 $community_{ct}$ 分别为代表一系列户主、家庭和社区特征的控制变量。 v_i 为家庭固定效应, u_t 为年份固定效应, ε_{ict} 为残差项。

2.双重差分模型。双向固定效应模型的估计主要是利用了组内离差信息,虽然能够消除误差项中不随年份变化的个体异质性,但可能导致方差偏大而降低估计精度。而双重差分模型的估计同时利用了变量的组内差异和组间差异,并且通过两次差分,模型在消除不随时间变化的遗漏变量影响时,也消除了不同组别家庭在观测期间的共同趋势对估计结果的影响,从而在一定程度上提高了估计结果的准确性。本文数据的观测期跨越了三个调查年份,对于居住模式发生改变的家庭,发生变化的年份可能不在同一调查期,因此本文建立了多期DID模型。模型具体形式如下:

$$VEP_{ict} = \alpha + \beta_1 DD_{ict} + \beta_2 T1_t + \beta_3 T2_t + \beta_4 G_{ic} + \gamma_1 hhead_{ict} + \gamma_2 family_{ict} + \gamma_3 community_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (6)$$

(6)式中, G_{ic} 为处理组虚拟变量,当 G_{ic} 取值为1时,样本家庭属于处理组,表示该家庭在2013~2017年居住模式发生且仅发生过一次改变;当 G_{ic} 取值为0时,样本家庭属于控制组,该家庭在2013~2017年间居住模式一直没有发生改变。 $T1_t$ 、 $T2_t$ 为实验期虚拟变量,分别代表2013~2015年和2015~2017年这两个实验期,当样本家庭处于2015年时, $T1_t$ 取值为1,否则取0;当样本家庭处于2017年时, $T2_t$ 取值为1,否则取0。式中 DD_{ict} 是本文感兴趣的双重差分变量,在实验组家庭居住模式发生改变之后的各个年份 DD_{ict} 取值为1,否则取0。 DD_{ict} 前面的回归系数 β_1 为双重差分估计量,度量了居住模式的改变对老年家庭贫困脆弱性产生的影响效应。

在构建多期双重差分模型的样本时,本文在基准模型的样本基础上剔除了以下三类样本:首先,剔除在2013~2017年仅被访问过一次的样本,因为无法对此类样本进行双重差分;其次,剔除在2013年和2017年被访问但在2015年没被访问的样本,因为缺失中间年份数据,这类样本在2013~2015年和2015~2017年的居住模式变化情况无法确定;最后,剔除在2013~2017年间居住模式发生了两次改变的样本,由于居住模式的两次逆向改变会使衡量特定方向居住模式变化带来的效应变得困难。

由于居住模式发生改变的情况有两种,即由原来的合居变为之后的独居以及由原来的独居变为之后的合居,因此本文也相应地构建了以下两类DID模型:①第一类DID模型,处理组为由合居变为独居的老年家庭,控制组为居住模式一直为合居的老年家庭,此模型的双重差分估计量度量了居住模

式由合居变为独居对老年家庭贫困脆弱性产生的影响；②第二类 DID 模型，处理组为由独居变为合居的老年家庭，控制组为居住模式一直为独居的老年家庭，此模型的双重差分估计量度量了居住模式由独居变为合居对老年家庭贫困脆弱性的影响。根据设定，若模型无误，两类 DID 模型的双重差分估计量在符号上应相反，表明独居和合居对老龄人口贫困脆弱性的不同影响。

3. 处理效应模型。由于居住模式是家庭成员自行决策的，而非外生决定或随机分组而得，前面的固定效应模型和双重差分模型无法保证 $\text{cov}(Living_{ict}, \varepsilon_{ict}) = 0$ 或 $\text{cov}(DD_{ict}, \varepsilon_{ict}) = 0$ 成立，导致其估计结果可能存在偏误。例如，农村老人选择合居，可能是由于没有经济能力为子女购置或建造单独的房屋；另一方面，选择独居也可能是由于家庭收入低，青壮年不得不进城务工，父母被迫留在农村。因此，居住模式和家庭贫困状态可能存在着双向因果关系。为此，本文借鉴一些学者（Heckman, 1979; Maddala, 1983; Aakvik et al., 2005）的做法，采用处理效应模型，直接对处理变量居住模式进行结构建模。模型具体设定如下：

$$\begin{cases} Living_{ict}^* = \delta Z_{ict} + \eta X_{ict} + \xi_{ict} \\ Living_{ict} = 1, \text{ if } Living_{ict}^* > 0; \text{ and } Living_{ict} = 0, \text{ if } Living_{ict}^* \leq 0 \\ P(Living_{ict} = 1 | Z_{ict}, X_{ict}) = P(Living_{ict}^* > 0 | Z_{ict}, X_{ict}) = \Phi(\delta Z_{ict} + \eta X_{ict}) \end{cases} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} VEP_{ict} = & \alpha + \beta Living_{ict} + \gamma_1 hhead_{ict} + \gamma_2 family_{ict} \\ & + \gamma_3 community_{ct} + \rho \sigma \lambda_{ict} + \varepsilon_{ict} \end{aligned} \quad (8)$$

其中，(7) 式为选择模型，(8) 式为回归模型。在选择模型 (7) 式中， $Living_{ict}$ 为家庭 i 在 t 年度居住模式的虚拟变量，独居家庭取值为 1，合居家庭取值为 0； $Living_{ict}^*$ 为不可观测的潜变量； X_{ict} 是影响居住模式决策的户主和家庭特征变量，在参考已有研究（程令国等，2013）的基础上，本文选择了户主年龄、性别、婚姻及受教育年限，以及家庭成员健康指数、家庭资产对数、家庭人均收入对数、养老保险参与情况、医疗保险参与情况等变量； Z_{ict} 为排除样本家庭自身后的村庄独居率，综合反映了家庭所在地区的孝养文化传统、老龄化状况等环境因素影响社区内任一家庭成为独居家庭的概率，但并不直接影响各个家庭的贫困脆弱性，满足相关性和外生性要求，是模型中的工具变量。在回归模型 (8) 式中， $hhead_{ict}$ 、 $family_{ict}$ 和 $community_{ct}$ 是与基础模型相同的一系列户主、家庭及社区特征控制变量； λ_{ict} 是由 (7) 式的估计结果及其期望方程计算的逆米尔斯函数， $\lambda_{ict} = \phi(\delta Z_{ict} + \eta X_{ict}) / \Phi(\delta Z_{ict} + \eta X_{ict})$ ，用以纠正选择性偏误； ρ 和 σ 为逆米尔斯函数的两个待估参数，其中 ρ 反映了 $\text{cov}(\varepsilon_{ict}, \xi_{ict})$ ， $\rho \neq 0$ 是模型内生性的来源，若 $\rho \neq 0$ 在统计学意义上显著，表明存在导致估计偏误的内生性问题，选用处理效应模型优于前面的 OLS 估计。为提升估计效率，本文采用极大似然法（MLE）对处理效应模型的所有参数进行估计。

(二) 回归结果

表 4 给出了居住模式对贫困脆弱性影响的回归结果。表中 (1) 列是 OLS 回归结果；(2) 列为双

向固定效应模型结果。这两列中居住模式变量的回归结果均显著为正,表明在控制其他因素的情况下,农村独居老人的贫困脆弱性显著高于合居老人。(3)~(4)列为多期双重差分法回归结果,其中(3)列为第一类双重差分模型,处理组为由合居变为独居的老年家庭,(4)列为第二类双重差分模型,处理组为由独居变为合居的老年家庭。(3)列的双重差分变量回归结果显著为正,表明农村老龄人口的居住模式从合居变为独居后贫困脆弱性显著加剧了;(4)列的双重差分变量回归结果显著为负,表明农村老龄人口从独居变为合居后贫困脆弱性得到缓解。(5)列为处理效应模型的回归结果,居住模式的回归系数大幅增加至8.4%,且在1%的水平上显著,同样表明了独居模式对农村老龄人口贫困脆弱性的加剧作用。处理效应模型中的残差相关项 ρ 显著为负,说明存在反向选择性偏差,即贫困脆弱性低的老年家庭更有可能选择独居。反向选择性偏差意味着OLS模型低估了独居模式对贫困脆弱性的影响,居住模式的回归系数在处理效应模型中远大于其他模型也印证了这一点。

表4 居住模式对农村老年家庭贫困脆弱性的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DID	DID	TEM
居住模式(独居=1)	0.021*** (0.002)	0.029*** (0.003)			0.084*** (0.004)
第一类双重差分变量 (合居变为独居)			0.011** (0.004)		
第二类双重差分变量 (独居变为合居)				-0.035*** (0.008)	
户主年龄	0.006*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.002* (0.001)	0.006*** (0.000)
户主年龄的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
户主性别	0.011*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.013*** (0.001)
户主婚姻状态	-0.015*** (0.002)	-0.016*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	-0.017*** (0.003)	-0.015*** (0.002)
户主受教育年限	-0.008*** (0.000)	-0.006*** (0.000)	-0.007*** (0.000)	-0.010*** (0.000)	-0.008*** (0.000)
家庭成员健康指数	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.005*** (0.001)	0.002*** (0.001)
家庭人员规模	0.073*** (0.001)	0.072*** (0.001)	0.075*** (0.001)	0.072*** (0.002)	0.073*** (0.000)
劳动力占比	-0.018*** (0.003)	0.000 (0.004)	-0.041*** (0.005)	0.010* (0.006)	-0.016*** (0.003)
家庭资产	-0.048*** (0.000)	-0.043*** (0.000)	-0.054*** (0.001)	-0.044*** (0.001)	-0.048*** (0.000)

农村老龄人口居住模式、收入结构与贫困脆弱性

家庭人均收入	-0.029*** (0.001)	-0.026*** (0.000)	-0.030*** (0.001)	-0.029*** (0.001)	-0.029*** (0.000)
养老保险参与情况	0.012*** (0.002)	0.000 (0.001)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.003)	0.012*** (0.002)
医疗保险参与情况	-0.031*** (0.002)	-0.024*** (0.002)	-0.030*** (0.004)	-0.034*** (0.004)	-0.031*** (0.003)
社区特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
ρ					-0.481*** (0.026)
样本数	22430	22430	10250	5757	22430
R-squared	0.817	0.911	0.83	0.771	

注：①括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；②限于篇幅，社区人均收入对数、社区范围银行网点数、社区主要生活用水状况、社区主要生活燃料类型等社区特征变量和年份固定效应的回归结果没有详细列出；③原假设“ $H_0: \rho = 0$ ”的似然比检验结果 $\chi^2(1) = 232.49$ ，在1%的水平上显著，意味着存在内生性问题，处理效应模型的估计结果比OLS更准确。

（三）稳健性检验

本文通过以下三种方式来进行稳健性检验。第一种方式：改变回归模型估计方法，考虑到贫困脆弱性仅在[0,1]间取值，前面各模型的回归拟合值有可能超出这一范围，因此本节采用Tobit模型进行了检验，其回归结果列于表5中（1）列。第二种方式：改变贫困标准重新估算贫困脆弱性，此处采用世界银行的另一个贫困标准——人均日消费1.9美元为贫困线，并依次进行OLS、固定效应、多期DID和处理效应模型估计，回归结果分别列于表5的（2）～（6）列。第三种方式：将贫困脆弱性转换为虚拟变量，并进行Logit回归。此处参考Günther and Harttgen（2009）的做法，将贫困脆弱性大于0.29的家庭识别为脆弱家庭，其虚拟变量取值为1，否则家庭不脆弱且虚拟变量取0。将此虚拟变量作为因变量的回归结果列于表5中（7）列。表5中各列回归结果均支持前文结论：居住模式显著影响农村老龄人口的贫困脆弱性，独居家庭比合居家庭更贫困。

表5 居住模式对农村老年家庭贫困脆弱性影响的稳健性检验

被解释变量 回归模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	vcp31	vcp19	vcp19	vcp19	vcp19	vcp19	dum_vcp31
	Tobit	OLS	FE	DID	DID	TEM	Logit
居住模式（独居=1）	0.021*** (0.002)	0.039*** (0.002)	0.044*** (0.003)			0.128*** (0.002)	0.270*** (0.111)
第一类双重差分变量 （合居变为独居）				0.030*** (0.004)			
第二类双重差分变量 （独居变为合居）					-0.027*** (0.006)		

控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs.	22430	22430	22430	10250	5757	22430	22430
R-squared		0.744	0.797	0.763	0.704		

注：①括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；②控制变量与前面主回归相同。

四、进一步分析

本文的实证结果表明，农村老龄人口的贫困脆弱性受到居住模式的影响，独居老人的贫困脆弱性显著高于合居老人。然而考虑到个体差异，不同家庭受到居住模式影响的程度可能不同，因此本文分别从老人性别、子女性别以及老人与直系血亲间居住距离三个角度探讨居住模式对老龄人口贫困脆弱性的异质性影响。最后，考虑到贫困脆弱性测量的核心是消费的产生过程，本文从消费行为理论出发，进一步探讨居住模式影响老年家庭贫困脆弱性的作用机制。

（一）居住模式对老龄人口贫困脆弱性影响的异质性分析

1.按老人性别分组。贫困问题存在明显的性别差异（Pearce, 1978），联合国 1995 年《人类发展报告》指出“贫困有一张女性面孔”，而社会经济地位的性别差异一直持续至老年也造成了老年男性与老年女性在养老问题上获得的社会支持和对家庭的依赖程度均显著不同（陈欣欣、董晓媛，2011），从而很可能使得居住模式对老人贫困脆弱性的影响也存在着性别差异。鉴于此，本文将老年家庭划分为女性老年家庭、男性老年家庭和老年夫妇家庭，其中女性老年家庭和男性老年家庭分别指户中老人仅为女性或仅为男性，老年夫妇家庭指户中老人的配偶尚在且共同居住。本文在基础回归中引入老年家庭性别类型变量及其与居住模式的交互项，对居住模式影响老年家庭贫困脆弱性的效应在不同老人性别下的差异进行了考察。估计结果如表 6 所示。

表 6 不同性别下居住模式对农村老龄人口贫困脆弱性的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)
居住模式（独居=1）	0.028*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.026*** (0.004)
女性老年家庭	0.009*** (0.003)		0.009*** (0.003)
女性老年家庭×居住模式	0.024*** (0.004)		0.027*** (0.004)
男性老年家庭		-0.005 (0.003)	-0.004 (0.003)
男性老年家庭×居住模式		0.012*** (0.004)	0.016*** (0.004)
控制变量	控制	控制	控制
Obs.	22430	22430	22430
R-squared	0.912	0.911	0.912

注：①括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；②采用双向固定效应进行估计；

③控制变量与前面主体回归相同。

表 6 中的结果显示, 首先, 女性老年家庭的回归结果均显著为正, 表明农村老年贫困问题存在着性别差异, 老年女性的贫困脆弱性更高, 这与大多数已有研究结论一致; 其次, 两个交乘项的回归结果均显著为正且女性老年家庭与居住模式交乘项的系数更大, 说明与独居的老年夫妇家庭相比, 丧偶、离异或分居的独居老年家庭贫困脆弱性更高, 且独居加剧贫困脆弱性的作用对老年女性更大。综合来看, 本文发现农村贫困问题在老年女性中更严重, 在独居老年女性中尤为突出。医学研究表明女性的预期寿命高于男性, 因此随着年龄增加, 老人中女性独居比例将会不断上升, 老年女性面临着更加严峻的养老问题。

2.按子女性别分组^①。在中国传统重男轻女观念下, 儿子和女儿对于父母的赡养责任通常有所差异。相比于女儿, 儿子一般有更大的赡养责任 (Zimmer and Kwong, 2003), 农村老人也更倾向于选择与儿子同住。但也有研究指出, 在过去几十年中国经济高速发展、人口结构急剧变化的背景下, 随着女性受教育程度和收入水平大幅提高, 在赡养父母方面女儿也发挥了越来越重要的作用, 甚至能为老人提供比儿子更多的经济支持 (Xie and Zhu, 2009)。那么, 对于拥有不同性别后代的老人, 居住模式对贫困脆弱性的影响是否存在差异? 本文将农村老年家庭分类为仅有儿子、仅有女儿以及儿女双全三个类别, 并构建相应的虚拟变量。在基础回归中加入这三个虚拟变量及其与居住模式的交互项进行验证。表 7 为不同子女性别下居住模式对老人贫困脆弱性的异质性影响估计结果。

表 7 居住模式在不同子女性别结构下对农村老龄人口贫困脆弱性的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)
居住模式 (独居=1)	0.022*** (0.006)	0.028*** (0.006)	0.025*** (0.006)
仅有女儿	-0.017** (0.008)		-0.015* (0.008)
仅有女儿×居住模式	0.019** (0.009)		0.017* (0.009)
仅有儿子		0.018** (0.008)	0.016* (0.008)
仅有儿子×居住模式		-0.016* (0.009)	-0.014 (0.009)
控制变量	控制	控制	控制
Obs.	3351	3351	3351
R-squared	0.809	0.809	0.809

注: ①括号内为稳健标准误, **、*、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著; ②由于回归分析的数据为 2015 年的截面数据, 此处直接采用 OLS 模型估计; ③控制变量与前面的主回归相同。

^①历年中国家庭金融调查中, 仅在 2015 年询问了有关子女性别及数量的问题, 且仅询问了各家庭中的户主。因此, 本文在分析不同子女性别下居住模式对老人贫困脆弱性的异质性影响时, 仅选取了 2015 年农村样本中户主为老人的样本。

表7结果显示,首先,仅有女儿的主效应显著为负而仅有儿子的主效应显著为正,表明在合居模式下,不同性别子女在缓解老人贫困的作用上存在显著差异。仅有女儿对合居老人贫困状况的缓解作用优于儿女双全,更优于仅有儿子。其次,子女性别与居住模式交互项显著,表明在不同子女性别下居住模式对农村老人贫困状况的影响存在着异质性。仅有女儿与居住模式的交互效应和居住模式的主效应均显著为正,而仅有儿子与居住模式的交互效应为负,说明相比于合居,独居对老人贫困的加剧作用在仅有女儿时最大,在仅有儿子时最小。最后,同时考虑子女性别的主效应和居住模式与子女性别的交互效应,可发现,这两类效应在符号上相反而在数值上相差不大,因此对于独居老人而言,子女性别对其贫困状况的影响几乎没有差异,无论子女性别如何,独居对老人贫困的加剧作用均显著存在。总体而言,女儿在缓解父母贫困脆弱性上仍起到了积极作用,与女儿同住能有效降低老人的贫困脆弱性;但儿子在缓解父母贫困问题上作用不明显,甚至还加剧了农村老人的贫困脆弱性。

3.按与直系血亲间居住距离分组。随着社会发展,人们的生产生活方式与思想观念都在转变,家庭结构也呈现出不断简化和小型化的趋势,因此老人独居的模式日益普遍。尤其是农村地区的老人,由于城镇化进程的推进加速了青壮年劳动力向城镇地区流动,留守独居将在未来很长一段时期内成为农村老人主要的居住模式。而本文的实证结果表明,独居会显著增加老人陷入贫困的概率,这是否意味着农村老人未来将面临非常严峻的因居住模式变化而造成的贫困挑战?

现实可能没那么悲观。本文进一步分析发现,当前农村老人与成年子女大多处于“分而不离”的状态。具体来讲就是成年子女婚后与父母分家而住、但毗邻而居。如表8所示,根据CHFS2013~2015年的数据^①,按同村是否有三代以内直系血缘亲属将居住模式细分,结果显示,虽然整体来看农村老人的独居比例为38.08%,但80.77%的农村老人有直系血亲居住在同村,独居且同村没有直系血亲的老人仅占8.99%。因此本文认为,虽然独居老人较合居老人贫弱,但由于八成以上的农村老年家庭有直系血亲居住在同村,这对由大规模老人独居导致的贫困问题起到了一定程度的缓和作用。

表8 2013~2015年各类居住模式的农村老人占比

	同村无直系血亲	同村有直系血亲	合计
独居老人	8.99%	29.09%	38.08%
合居老人	9.77%	49.27%	59.04%
其他老人	0.47%	2.41%	2.88%
合计	19.23%	80.77%	100.00%

注:数据来源于CHFS2013~2015年,以人数为单位进行统计。

表9展示了老人与直系血亲在不同居住距离下居住模式对农村老龄人口贫困脆弱性的异质性影响。根据同村是否有直系血亲对农村老年家庭进行分组回归的结果显示,虽然居住模式变量的回归结果均显著为正,但从系数的绝对值看,在同村有直系血亲的老年家庭要远远小于无直系血亲的老年家庭。

^①历年的中国家庭金融调查,仅2013~2015年询问了同村是否有直系血缘亲属的相关问题,因此本文在分析直系血亲居住距离如何影响居住模式与贫困脆弱性之间的关系时,仅选用了2013~2015年的农村老年家庭样本。

这一系数差异在 bootstrap 自抽样 5000 次的情况下, P 值为 0.005, 在 1% 的水平下显著。这表明同村有直系血亲显著地改善了农村老人的贫困脆弱性。

表 9 不同居住距离下居住模式对农村老龄人口贫困脆弱性的异质性影响

变量	(1)	(2)
	同村有血亲	同村无血亲
居住模式 (独居=1)	0.028*** (0.007)	0.047*** (0.013)
控制变量	控制	控制
Obs.	10871	2586
R-squared	0.926	0.959

注: ①括号内为稳健标准误, **、*、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著; ②采用固定效应模型进行估计; ③控制变量与前面的主回归相同。

(二) 居住模式影响老年家庭贫困脆弱性的作用机制

由于贫困脆弱性的核心是消费的产生过程, 反映个人或家庭面对消费波动的风险应对能力, 若其他因素保持不变, 下期消费的期望水平下降, 则贫困脆弱性升高。现有文献表明, 收入结构变化会导致消费行为改变, 非农收入的消费倾向显著高于农业收入 (Whitaker, 2009; Carriker et al., 1993)。鉴于此, 本文以居住模式变迁引起的家庭收入结构变化为出发点, 探讨居住模式影响老年家庭贫困脆弱性的作用机制。本文将从以下几个步骤来逐步分析: ①农村老年家庭的主要收入来源为哪几类, 收入结构呈现什么特点; ②居住模式的变化将怎样改变老年家庭的收入结构和收入水平, 这一改变又如何影响老年家庭的贫困脆弱性; ③居住模式的变化为何会改变老年家庭的收入结构和收入水平。

1. 农村老年家庭主要收入来源分析。根据 CHFS2013~2017 年数据推算, 农村老年家庭中以农业收入和非农工资收入为主要收入来源^①的家庭最多, 分别占 33.65% 和 31.43%; 以养老金为主要收入来源的老年家庭占比最少, 仅占农村老年家庭的 6.34% (见表 10)。这与已有研究结论相符, 王跃生 (2014) 根据“六普”长表数据的计算也指出农村老人生活费用依靠离退休金的仅占 3.93%, 依靠最低生活保障金的占 5.35%, 当前绝大部分农村老人的养老依靠自身劳动收入和子女赡养。因此, 下文在分析居住模式对收入结构的影响时, 重点关注了老年家庭的农业收入、非农工资收入和转移性收入。

表 10 2013~2017 年农村老年家庭中不同收入来源的家庭占比

以农业收入为主要来源	以非农工资收入为主要来源	以转移性收入为主要来源	以养老金收入为主要来源	以其他收入为主要来源
33.65%	31.43%	8.31%	6.34%	7.46%

注: ①数据来源于 CHFS 2013~2017; ②转移性收入包括家庭间的关系性收入, 如赡养收入、赠送收入等, 以及除养老金外的从政府获得的各类补贴补助; ③其他收入包括工商业经营收入、财产性收入、保险保障赔付、征地拆迁补偿、博彩收入等; ④由于存在部分老年家庭不以单一类别收入为主要来源, 所以不同收入来源的家庭比例之和小于 1。

^①主要收入来源指在家庭总收入中占比超过 50% 的收入类别。

2.居住模式改变对农村老年家庭收入结构和收入水平的影响。表 11 中,本文根据 CHFS2013~2017 年数据推算了不同居住模式下农村老年家庭收入结构和人均水平。统计结果显示,合居家庭与独居家庭在收入结构与收入水平上均存在差异。其中,合居家庭的非农工资收入占比和人均水平均远高于独居家庭,而农业收入、转移性收入、养老金收入的占比和人均水平均低于独居家庭。这间接表明,在老人独居时,由于不能与子女共享收支,而子女、政府给予的转移性收入不足,老人只能通过增加劳动投入来弥补家庭收入的不足。由于生理机能下降、社会融入能力较差,老人在劳动力市场上处于边缘地位,能获取的非农工资收入有限,因此农村老人更多地是通过增加农业劳动来获取收入。另外,表 11 中养老金在独居家庭中的占比远高于合居家庭,结合表 10 老年家庭中收入来源主要依靠养老金的比例很小(仅占 6.34%),这说明有养老金能自我养老的农村老人大多选择了独居。

表 11 2013~2017 年农村老年家庭中各类收入的构成比例及人均水平

		总收入	农业收入	非农工资收入	转移性收入	养老金收入	其他收入
家庭收入 构成比例	独居家庭	100%	31.38%	10.07%	15.81%	34.06%	8.70%
	合居家庭	100%	21.63%	57.35%	4.32%	6.63%	10.09%
家庭人均收入 水平(元)	独居家庭	7126	2215	674	1233	2404	601
	合居家庭	7553	1701	4205	350	544	753

注:①数据来源于 CHFS 2013~2017;②家庭收入构成比例=各类家庭收入÷家庭总收入;③家庭人均收入水平=各类家庭收入÷家庭人口规模。

以上分析初步表明,农村老年家庭的收入结构在不同居住模式下呈现出巨大差异,那么,在控制其他影响因素后,这一差异是否还显著?表 12 为居住模式对农村老年家庭收入结构影响的实证检验。回归结果表明,居住模式对农村老年家庭收入结构确实有显著影响,独居导致老年家庭非农工资收入占比显著下降了 14.3%,转移性收入和农业收入占比分别上升了 7.2%和 5.5%。Whitaker(2009)的研究结果表明,农业收入的边际消费率仅为非农收入的十分之一。因此,居住模式对老人贫困脆弱性的作用机制可归结如下:老人居住模式由合居变为独居后,家庭收入结构发生改变,非农收入占比显著降低,由此引起老人消费倾向大幅减少,进而使得老人消费水平降低,福利受损,贫困脆弱性升高。

表 12 居住模式对农村老年家庭收入结构的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	农业收入占比	非农工资收入占比	转移性收入占比
居住模式(独居=1)	0.055*** (0.010)	-0.143*** (0.011)	0.072*** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制
Obs.	22430	22430	22430
R-squared	0.121	0.172	0.216

注:①括号内为稳健标准误,***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著;②采用 OLS 模型进行估计;③控制变量与前面的主回归相同。

3.居住模式改变影响农村老年家庭收入结构的原因。表 11 的结果表明,合居家庭与独居家庭的人

均收入水平总体相差不大，但在非农工资收入上差别明显，合居家庭的非农工资收入远远高于独居家庭。那么，这一差别从何而来？是仅仅因为老人与子女合居导致的收入再分配效应？还是合居为老人与子女带来了新的收入增量？为了弄清这一问题，本文根据子女与老人间的居住模式，将劳动力按来源区分，比较了不同居住模式下农村劳动力的就业状况。

表 13 比较了是否与老人合居两种模式下，劳动力人群在非农就业和外出务工占比上的差异。结果显示，合居家庭中的劳动力在非农就业和外出务工上的比例均显著高于无老人家庭。这说明，相比子女与老人各自独居的模式，当老人与子女合居时，农村家庭中被束缚在农业生产或未成年子女照料上的剩余劳动力得到了更充分的释放，因而合居家庭中的劳动力能更多地参与至非农工作及外出务工中。这有利于提高农村家庭总体收入，同时也增加了非农收入占比，优化了家庭收入结构。

表 13 2016 年各类农村家庭中劳动力人口从事非农工作以及外出务工的比例

	(1) 合居家庭	(2) 无老人家庭	(3) (1) 与 (2) 的差异
非农劳动力/家庭总劳动力人口	48.98%	43.70%	(+) ***
非农劳动力/家庭就业劳动力人口	65.32%	58.72%	(+) ***
外出劳动力/家庭总劳动力人口	12.27%	6.51%	(+) ***
外出劳动力/家庭就业劳动力人口	16.69%	8.83%	(+) ***

备注：①数据来源于 CHFS2017；②劳动力指 16~59 岁人口；③就业劳动力人口指在 2016 年从事了有收入工作的劳动力人口，不包括全年失业以及未参与至劳动力市场的学生、家庭主妇等劳动年龄人群；④非农劳动力指在一年中从事非农工作 6 个月及以上的劳动力；⑤外出劳动力指一年中去往外地区县务工 6 个月及以上的劳动力；⑥(3) 列的***、**、*分别代表 (1)、(2) 列间差异在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内“+”号表示 (1)、(2) 列间呈正向差异。

五、结论与启示

当前，中国农村地区人口老龄化加剧、大量青壮年劳动力流向城镇，导致农村老龄人口独居成为一个普遍现象，传统孝养伦理中以家庭为单位的养老功能被弱化。而农村地区社会保障水平低下、公共服务水平落后，社会养老对农村老人惠及不足，农村老龄人口面临着严峻的贫困问题。根据 CHFS2013~2017 年数据，农村老龄人口贫困率稳定高于非老年群体，且远高于城镇老年群体。空巢化和严重的老年贫困，已成为中国农村地区不容忽视的两大现象。

本文采用中国家庭金融调查 (CHFS) 和中国城乡社区治理调查 (CGGS) 2013~2017 年的数据，针对居住模式对农村老年家庭贫困脆弱性的影响进行了深入分析。结果表明，居住模式显著影响了农村老龄人口的贫困脆弱性，在控制其他因素的影响下，独居老人的贫困脆弱性显著高于合居老人。因此，减贫工作应给予农村老龄人口尤其是独居老人更多的关注。另外，对比处理效应模型与 OLS 及双向固定效应模型的回归结果，本文发现居住模式存在明显的逆向选择偏差，即经济状况越好的农村老人越有可能选择独居。这也表明随着经济水平不断提高，农村老人独居现象将会越发普遍，因此政府、社会和学界应更加关注居住模式变迁对农村老年贫困问题的影响和作用机制。

本文还发现居住模式对农村老龄人口贫困脆弱性的影响存在异质性。首先，同等条件下农村老年女性比老年男性更贫弱，且独居对老年女性的致贫作用更明显。由于男女预期寿命差异，随着年龄增加，老年女性独居比例会逐步上升，因此反贫困工作尤需重视老年女性贫困问题。其次，随着农村女性受教育程度和收入水平的提高，女儿在赡养父母方面发挥了越来越重要的作用。本文研究表明，女儿在缓解父母贫困问题上发挥了更大作用，而儿子在亲子关系中更可能是获益方。第三，本文发现同村有直系血亲能有效缓解独居导致的老年贫困问题。研究表明农村老人与成年子女大多处于“分而不离”的状态，八成以上的老人有直系血亲居住在同村，这对大规模农村老人独居导致的贫困问题起到了一定程度的缓和作用。

最后，本文从消费行为理论出发，分析了居住模式影响农村老龄人口贫困脆弱性的作用机制。研究发现，农村地区独居家庭与合居家庭在收入结构上存在明显差异，合居家庭以非农工资收入为主要来源，独居家庭以农业收入为主。由于农村独居老人不能与子女共享收支，且获得的转移性收入也不足，独居老人往往通过从事繁重的农业劳动以增加农业收入的方式来填补收入需求。根据消费行为理论，非农收入不足导致了农村独居老人消费倾向降低，从而使得老人消费水平下降、福利受损，以消费为基础的贫困脆弱性指标升高。对此，本文建议政府、社会和子女三方都应增加对农村独居老人的转移支付，提升老人的消费倾向，彻底缓解农村老年贫困问题。除此之外，本文还发现老人与子女合居有利于释放被禁锢在农业生产和未成年子女照料中的剩余劳动力，促使更多劳动力参与至非农就业和外务工中，从而有利于获取更多非农收入。这在优化农村家庭收入结构的同时，也为家庭总收入创造了增量。从这一角度看，老人与子女合居不仅增加了老人自身的福利水平，还促进了农村剩余劳动力流向二三产业，优化了劳动力资源的整体配置，增进了社会的整体福利水平。

参考文献

- 1.陈皆明、陈奇，2016：《代际社会经济地位与同住安排——中国老年人居住方式分析》，《社会学研究》第1期。
- 2.陈欣欣、董晓媛，2011：《社会经济地位、性别与中国老年人的家庭照料》，《世界经济》第6期。
- 3.程令国、张晔、刘志彪，2013：《“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗？》，《经济研究》第8期。
- 4.程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华，2014：《农村减贫：应该更关注教育还是健康？——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》，《经济研究》第11期。
- 5.樊丽明、解垚，2014：《公共转移支付减少了贫困脆弱性吗？》，《经济研究》第8期。
- 6.刘宏、高松、王俊，2011：《养老模式对健康的影响》，《经济研究》第4期。
- 7.乔晓春、张恺悌、孙陆军、张玲，2005：《对中国老年贫困人口估计》，《人口研究》第2期。
- 8.万广华、章元，2009：《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》第6期。
- 9.王跃生，2014：《中国城乡老年人居住的家庭类型研究——基于第六次人口普查数据的分析》，《中国人口科学》第1期。
- 10.鄢盛明、陈皆明、杨善华，2001：《居住安排对子女赡养行为的影响》，《中国社会科学》第1期。
- 11.杨立雄，2011：《中国老年贫困人口规模研究》，《人口学刊》第4期。

- 12.张栋浩、尹志超, 2018: 《金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性》, 《中国农村经济》第4期。
- 13.张苏、王婕, 2015: 《养老保险、孝养伦理与家庭福利代际帕累托改进》, 《经济研究》第10期。
- 14.Aakvik, A., J. J. Heckman, and E. J. Vytlačil, 2005, “Estimating Treatment Effects for Discrete Outcomes When Responses to Treatment Vary: an Application to Norwegian Vocational Rehabilitation Programs”, *Journal of Econometrics*, 125(1-2): 15-51.
- 15.Barrientos, A., M. Gorman, and A. Heslop, 2003, “Old Age Poverty in Developing Countries: Contributions and Dependence in Later Life”, *World Development*, 31(3): 555-570.
- 16.Bonsang, E., 2007, “How Do Middle-aged Children Allocate Time and Money Transfers to Their Older Parents in Europe?”, *Empirica*, 34(2): 171-188.
- 17.Carriker, G. L., M. R. Langemeier, T. C. Schroeder, and A. M. Featherstone, 1993, “Propensity to Consume Farm Family Disposable Income from Separate Sources”, *American Journal of Agricultural Economics*, 75(3): 739-744.
- 18.Chaudhuri, S., J. Jalan, and A. Suryahadi, 2002, “Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia”, *discussion paper*; Columbia University.
- 19.Chen, F., and S. E. Short, 2008, “Household Context and Subjective Well-Being Among the Oldest Old in China”, *Journal of family issues*, 29(10): 1379-1403.
- 20.Cruz, M., J. Foster, B. Quillin, and P. Schellekens, 2015, “Ending Extreme Poverty and Sharing Prosperity: Progress and Policies”, World Bank Group 101740, <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/23604/Ending0extreme0progress0and0policies.pdf?sequence=1> .
- 21.Günther, I., and K. Harttgen, 2009, “Estimating Households Vulnerability to Idiosyncratic and Covariate Shocks: A Novel Method Applied in Madagascar”, *World Development*, 37(7): 1222-1234.
- 22.Heckman, J. J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica (pre-1986)*, 47(1): 153-161.
- 23.Hughes, M. E., and L. J. Waite, 2002, “Health in Household Context: Living Arrangements and Health in Late Middle age”, *Journal of Health and Social Behavior*, 43(1): 1-21.
- 24.Kim, E. H. W., and P. J. Cook, 2011, “The Continuing Importance of Children in Relieving Elder Poverty: Evidence from Korea”, *Ageing & Society*, 31(6): 953-976.
- 25.Maddala, G. S., 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 26.Pearce, D., 1978, “The Feminization of Poverty: Women, Work, and Welfare”, *Urban and Social Change Review*, 11(1-2): 28-36.
- 27.Logan, J. R., F. Bianand, and Y. Bian, 1998, “Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangements”, *Social Forces*, 76(3): 851-882.
- 28.Whitaker, J. B., 2009, “The Varying Impacts of Agricultural Support Programs on U.S. Farm Household Consumption”, *American Journal of Agricultural Economics*, 91(3): 569-580.
- 29.Xie, Y., and H. Zhu, 2009, “Do Sons or Daughters Give More Money to Parents in Urban China?”, *Journal of marriage and the family*, 71(1): 174-186.

30.Zimmer, Z., and J. Kwong, 2003, "Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and Future Implications", *Demography*, 40(1): 23-44.

31.Zunzunegui, M. V., F. Belandand A. Otero, 2001, "Support from Children, Living Arrangements, Self-rated Health and Depressive Symptoms of Older People in Spain", *International Journal of Epidemiology*, 30(5): 1090-1099.

(作者单位: ¹西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心;

²西南财经大学经济与管理研究院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Living Arrangement, Income Structure and Poverty Vulnerability of the Rural Elderly

He Xin Huang Xinbo Zhou Yuhong

Abstract: Currently, the phenomenon of the elderly living alone is widespread in rural China, and the problem of poverty for the rural elderly is prominent. Based on the data of China Household Finance Survey (CHFS) and China Grassroots Governance Survey (CGGS) from 2013 to 2017, this article examines the problem of the rural elderly poverty caused by the change of the living arrangement of the rural elderly. The study chooses poverty vulnerability index to measure the probability of individuals falling into poverty in the future, which is conducive to a prospective analysis of the problem of poverty among the elderly. The empirical results show that the living arrangement significantly affects the poverty vulnerability of the elderly population, and the probability of the living-alone elderly falling into poverty is much higher than that of the living-with-children elderly. Further heterogeneity analysis finds that, firstly, compared with the elderly males, the fact of living alone has a more pronounced effect on poverty for the elderly females. Secondly, compared with sons, daughters play a greater role in relieving the poverty of their elderly parents. Thirdly, having the lineal relatives living in the same village can significantly alleviate poverty of the living-alone elderly. Finally, based on the theory of consumption behavior, the study discusses the impact mechanism of the living arrangement on the poverty vulnerability of the rural elderly. It finds that the transition of living arrangement has significantly changed the income structure of rural elderly families. The fact of living alone will significantly reduce the proportion of household non-agricultural income, thus leading to a decline in consumption propensity and in the end resulting in an increase in consumption-based poverty vulnerability indicators. Therefore, the study suggests that the government, society and families should increase the transfer payments to the living-alone elderly from different channels, enhance the consumption propensity of the elderly, and completely alleviate the problem of poverty of the rural elderly.

Key Words: Poverty Vulnerability; The Rural Elderly; Living Arrangement; Income Structure; Consumption