

代际居住方式选择与农村老年贫困

罗楚亮 袁璐璐*

内容提要 本文基于 2005—2014 年中国老年健康影响因素追踪调查（CLHLS）数据，分析农村老年人口贫困和代际居住方式的变动状况及关联形式。本文发现，农村老年人口的贫困发生率相对较高，同时其与子女共同居住的比率明显下降，代际共居老年人口的贫困发生率低于代际分居老年人口；老年人的个体特征、家庭特征以及所在地区的地理文化特征均对其贫困风险和代际居住决策有显著影响，共居贫困率显著低于独居贫困率。本文进一步发现，居住状态由独居转化为共居能够明显降低老年人口陷入贫困的风险，而修正样本损耗问题后的估计结果再次肯定了代际共居对老年人口减贫的积极意义。

关键词 代际共居 老年贫困 样本损耗偏差

一 引言

随着人口出生率下降和预期寿命延长，中国人口老龄化进程不断加快，65 岁及以上人口所占比重不断上升，2014 年达到 10.1%，2018 年攀升至 11.9%（国家统计局，2019）。由于城镇化水平的“代际”差异，老年人群主要集中在农村地区。根据第六次全国人口普查数据，65 岁及以上人口中，城市占 26%，乡村和镇占 74%。尽管城市的出生率更低、人口预期寿命也更长，但老年人口仍主要集中在农村地区，这是因为“城市化”所导致的社会经济结构转变。从年龄结构来看，城市化主要发生在年轻人之中，年老人群在这一过程中则更多滞留在农村社会。从绝对数量看，农村（乡村和镇）的老年人口约为城市的三倍。一般而言，老年人群由于劳动能力下降、市场参与机会

* 罗楚亮，中国人民大学劳动人事学院，电子邮箱：luochl@ruc.edu.cn；袁璐璐，北京师范大学经济与管理学院，电子邮箱：15937439772@163.com。

减少,从市场获取收入的可能性将大幅度降低。对农村老年人而言,农村社会化养老体系仍处在逐步完善的过程中,个人年轻时的储蓄能力也相对有限,因而其陷入贫困状态的风险较高(王金营、杨茜,2014;Regier et al.,2019)。已有的研究发现,农村老年人口的贫困率甚至高达 41%(王德文、张恺悌,2005;杨立雄,2011;程名望等,2014;章元等,2019)。农村老年人口持续的经济脆弱性既是特定历史时期和地区经济发展作用的结果,也与其自身所处的生命周期阶段密不可分,“农村”和“老年”双重身份的叠加可能使其更容易陷入贫困。

中国长期具有居家养老传统,成年子女与老年人共同居住,以实现资源共享并提供日常照料。老年人通过与成年子女共居获得家庭内部陪伴、情感支持和物质支持等,能够在一定程度上降低陷入精神贫困和经济贫困的概率,从而子女成为防止老年经济困难的一种保险机制(Cigno,1992;Rendall & Speare,1995;Ruggles,2009;Grundy & Murphy,2018)。根据全国第六次人口普查数据,乡村和镇老年人口的近 6 成收入来自于其他家庭成员供养,然而这种与子女共居的养老传统可能正在逐渐改变。经济发展往往伴随着出生率下降,计划生育政策更进一步强化了这种倾向。对于家庭而言,出生率下降意味着家庭规模减小、子女数量减少、老年人相对数量增加,从而降低家庭代际共居选择的可能性,增加了家庭的赡养负担(陈彦斌等,2019;李萌等,2019),也可能弱化家庭的风险分散功能。上个世纪 90 年代以来,大量劳动力从农村地区向城镇地区转移,这种选择性的城市化模式导致了劳动力人口与赡养人口的空间分离,老年人口成为农村地区的“留守”人群,这也减少了老年人与成年子女共居的机会。当然,随着社会经济发展,无论是年轻人还是老年人,“独居”倾向可能都会更为明显,进而在某种程度上弱化代际共居对老年人的经济支持功能(于长永等,2017)。而在农村地区,公共养老体系尚处在发展阶段,针对农村居民的新型农村社会养老保险远不能满足农村老年人口的生活需要(周爱民,2019)。这些情况可能在一定程度上加大了农村老年人口的经济脆弱性,致使其更容易陷入贫困而更难摆脱贫困。

本文的讨论将集中在农村老年人口居住方式与贫困状态的关联性。这是因为农村老年人通常缺乏养老金等转移性收入,而基于自身储蓄所形成的养老能力通常也明显不足,因而农村老年人口贫困问题可能会表现得更为突出。传统上,农村家庭具有更强的养老责任。然而农村家庭结构发生了急剧变化,这将实质性地影响家庭养老传统。相对而言,城镇老年人通常会获得更多的养老金,与子女分居的习惯也已经逐渐形成。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分梳理代际居住安排和老年贫困关系的相关文献;第三部分介绍所使用的数据,并对农村老年人贫困状况和居住状况进行描述;

第四部分利用双变量 Probit 模型，对老年贫困和代际共居的影响因素进行分析；第五部分讨论了样本状态变动情况，并分析在给定上一期贫困状态下，居住状态变动如何影响下一期的贫困状态，此外还利用 Heckman 选择性模型纠正样本流失所导致的偏差；第六部分总结全文并给出相关建议。

二 文献综述

（一）农村老年贫困

中国农村老年贫困问题受到了学界的高度关注，既有研究主要集中在对农村老年贫困的界定和测量、农村老年贫困的决定因素以及反贫困战略等。其中，对农村老年贫困的界定和测量分为经济贫困和多维贫困两种。传统上，人们倾向于从收入、消费和主观贫困角度测算农村老年人口的经济贫困，认为农村老年人口的收入贫困率、消费贫困率和主观贫困率相对较高，甚至超过一半以上的农村老年人口处于贫困之中，远高于城市老年人口和其他年龄人口（王德文、张恺悌，2005；乔晓春等，2018；王小林等，2012；王金营、杨茜，2014）。与此同时，一些学者基于阿玛蒂亚·森提出的“可行能力理论”（Sen，1976），认为单一的经济贫困不能完全反映老年人口的贫困状况，主张从收入、教育、健康、生活水平和社会联系等角度测算多维贫困指数，发现农村老年人消费贫困、健康贫困和信心贫困比城市老年人更为严重（Ravallion，2011；解垚，2015；沈扬扬等，2018）。

农村老年贫困与老年人的个人特征、家庭特征和公共福利等密切相关。从个人特征来看，年龄越大、身体健康状况越差且受教育程度越低的女性农村老年人口更容易陷入贫困（杨菊华、陈志光，2010；乐章、刘二鹏，2016；韩华为等，2017）。从家庭特征来看，家庭人口规模和家庭中老年人口占比与老年人陷入贫困的风险正相关，同时独居和与子女互动较少也会进一步加大其陷入贫困的概率，而家庭劳动力外出流动则有助于缓解农村家庭贫困，进而以共享家庭收入的方式抑制农村老年贫困（杨菊华、陈志光，2010；罗楚亮，2010；樊士德、江克忠，2016；宋嘉豪等，2019）。从公共福利来看，社会救助和社会保险均能显著改善老年人口的经济状况，进而减少农村老年贫困（王瑜、汪三贵，2014；慈勤英、宁雯雯，2018）。

在农村老年人口的反贫困举措方面，一些学者强调代际支持，认为家庭养老作为传统的养老方式，在社会养老保障尚不完善的阶段仍发挥着重要作用，代际互动以及代际转移支付的增加均有助于降低老年人口陷入贫困的风险（杨菊华、陈志光，2010；

宋嘉豪等, 2019)。一些学者则强调公共养老体系的保障功能, 主张建立养老金梯度给付机制, 将养老金与老年人年龄挂钩, 并进一步提升老年低收入群体个人账户参保缴费的财政补贴标准, 以积极应对农村老年贫困问题 (张川川、陈斌开, 2014; 柳如眉、柳清瑞, 2016)。

(二) 代际共居与农村老年贫困

代际共居对老年贫困的影响受到了学界的持续关注。一些学者从精神贫困维度出发, 认为与成年子女共住能够有效缓解老年人的孤独感, 降低其患抑郁症的风险, 并提升其幸福感和满意度 (Courtin & Avendano, 2016; Grundy & Murphy, 2018)。另一些学者从经济贫困维度出发, 认为代际共居与老年人口的经济状况密切相关, 其中 Rendall & Speare (1995) 估计了代际共居减缓美国老年贫困的程度, 认为如果没有大家庭共同居住, 且没有遗赠, 贫困率将比观察到的水平增加 42%, 充分肯定了代际共居对老年贫困的缓解功能; Chesley & Poppie (2009) 和 Picot et al. (2009) 认为老年人通过与子女组建大家庭共享家庭收入, 同时可以利用规模经济, 从而摆脱贫困, 进一步肯定了代际共居减少老年贫困的积极意义。然而, Priebe (2017) 发现印度尼西亚的老年人口更倾向于维持原有的居住状态, 而转为与子女共同居住是其经济状况恶化的结果, 这意味着代际共居与老年人的经济状况负相关, 可作为监测老年贫困的重要指标。

国内学者也高度关注代际共居与农村老年贫困之间的内在关系。一些学者认为代际共居能够降低农村老年贫困, 与子女共住的农村老年人陷入贫困的概率更低, 而独居、与孙子女同住及与其他亲属同住的农村老年人更容易陷入贫困 (杨菊华、陈志光, 2010; 韩华为等, 2017)。也有一些学者认为代际共居与农村老年贫困之间存在正相关关系, 与子女共居的老年人陷入经济贫困的风险更高, 原因在于分家是乡村社会成熟家庭的传统, 而代际共居很可能意味着家庭经济条件较差, 没有更多的住房等 (王瑜、汪三贵, 2014)。还有一些学者认为代际共居对农村老年贫困没有影响, 这可能是因为是否与子女同住并不会影响成年子女对父母的经济转移支持 (慈勤英、宁雯雯, 2018; 侯斌, 2019)。此外, 一些学者还关注了农村老年人口收入变动对代际共居变动的影响, 发现老年人通过领取新型农村社会养老保险金使收入有了一定程度的增加后, 更倾向于与子女分开居住, 子女也对父母单独居住更为放心 (Chen, 2017)。

本文遵循传统的老年贫困测算方法, 采用人均家庭收入是否低于贫困线来界定农村老年人是否贫困, 这主要是考虑到其他维度的贫困多与收入贫困相关。另一方面, 在分析代际共居与农村老年贫困的关系时, 本文充分考虑了代际共居的内生性, 认为代际共居具有较强的自选择性, 老年人可以根据自身经济状况和文化偏好等做出代际

居住安排决策，同时代际居住安排决策也会通过收入共享和规模经济等传导机制影响家庭经济状况，进而影响老年贫困。鉴于此，本文采用双变量 Probit 模型来描述二者之间的关系。考虑到代际居住安排和老年贫困的动态性，本文尝试进一步讨论居住状态变动对老年贫困动态变动的影响以及样本损耗（流失）对估计结果的影响。

三 数据和描述

（一）数据说明

本文主要关注代际共居对农村老年贫困的影响，所采用的数据来自于“中国老年健康影响因素追踪调查”（Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey，简称“CLHLS”）2005 年至 2014 年期间的四次住户调查数据。CLHLS 基线调查开始于 1998 年，随后分别于 2000 年、2002 年、2005 年、2008–2009 年、2011–2012 年和 2014 年在 23 个省份进行了六次追踪调查^①。该调查主要针对 65 岁及以上的老年人口，详尽地记录了老年人的个人特征、家庭关系、生活自理能力、躯体功能、认知功能、生活方式、饮食、心理特征、社会和家庭支持照料等信息。本文将 65 岁及以上、目前居住在集镇或乡村的老年人口作为研究对象，并与社区问卷匹配。历年调查所包含的老年人数量见表 1。2008 年调查补充了新的老年人样本，因而最初两个年份数据中所包含的老年人样本相对较多，分别为 15187 人和 16255 人，2014 年数据中的老年人数量下降至 6736 人。2008 年以后的样本数量减少主要是各种原因所导致的样本流失（attrition）的结果。

（二）老年贫困

贫困发生率的测量与贫困线的选择密切相关。本文所讨论的老年贫困指的是收入贫困，即家庭人均收入水平低于贫困标准，并采用当前官方贫困标准作为贫困识别的依据，即 2010 年年收入 2300 元。其他年份的贫困线根据鲜祖德等（2016）及历年全国农村居民消费价格指数（CPI）调整得到。调查数据中的收入题项均询问的是“上一年”的情况，因此相应调查年份的贫困标准采用的是一期滞后值，如 2005 年住户数据中收集的是 2004 年的收入信息，因此相应地采用了 2004 年国家贫困线。

① 具体省份包括北京、上海、天津和重庆（直辖市）；江苏、浙江、河北、福建、山东、广东和海南（东部地区）；湖北、湖南、河南、安徽、江西和山西（中部地区）；陕西、四川和广西（西部地区）；黑龙江、吉林和辽宁（东北地区）。CLHLS 在 2005 年以前的调查涵盖 22 个省份，2008 年起增加海南省澄迈市。

表 1 给出了不同年份的样本分布及老年人口的总体贫困程度。从分布区域来看, 历年乡村老年人口所占份额都在 50% 以上, 并且这一份额大体稳定; 城市老年人口所占份额明显下降, 从 2005 年的 24.44% 下降至 2014 年的 14.01%, 下降了 10 个百分点。2005 年居住在集镇和乡村的老年人口占全部样本的 76%, 在此后年份中这一份额有进一步上升的趋势。

表 1 样本数及贫困总体特征

	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年
老年人数量(人)	15187	16255	9346	6736
其中, 城市(%)	24.44	19.69	17.52	14.01
集镇(%)	19.48	19.37	29.78	30.97
乡村(%)	56.09	60.94	52.71	55.02
省份数量(个)	22	23	23	23
人均收入(元)	5215	5699	8923	11070
其中, 10% 分位点	710	957	1000	1250
50% 分位点	3000	3333	5000	6667
90% 分位点	10000	12667	20000	25000
贫困线(元)	1705	1864	2300	2736
贫困发生率(%)	28.30	26.09	23.15	21.30
其中, 城市(%)	8.35	5.09	4.89	5.08
集镇(%)	23.90	21.24	23.18	17.88
乡村(%)	38.52	34.42	29.21	27.36
官方农村贫困率(%)	30.2	—	12.7	7.2

注: 全部人口贫困率来自于国家统计局历年公布数据。

资料来源: 根据 CLHLS 数据和国家统计局数据计算得到。

从收入分布来看, 老年人群的人均收入水平从 2005 年的 5215 元上升至 2014 年的 11070 元, 后者是前者的 2.12 倍, 年均名义增长率为 8.7%^①, 但老年人群内部存在着比较严重的收入不均等。从分位点收入水平可以看出, 2008 年 90% 分位点收入相当于 10% 分位点的 13 倍, 2005 年则为 14 倍, 2011 年和 2014 年均为 20 倍。当然, 平均收入与中位数收入之比有所下降, 从 2005 年的 1.74 下降至 2014 年的 1.66, 这表明收入分布的不均等程度在这一时期有所缩小。但这种下降主要发生在 2011 年至 2014 年, 2011 年的平均收入与中位数收入之比为 1.78。

① 由于调查数据中缺乏收入构成信息, 因此不能判断这种收入增长究竟是养老金等转移收入增加所致还是老年人的劳动供给行为发生改变从而工资性收入增长所致。

四次住户调查数据显示，样本中老年人的贫困发生率有所下降。从 2005 年到 2014 年，根据官方贫困标准，全部老年人贫困发生率从 28.3% 下降至 21.3%，下降了 7 个百分点。分城乡来看，居住在乡村的老年人贫困发生率最高，集镇次之，最低的是城市老年人。乡村和集镇老年人贫困发生率通常要高于全国农村贫困率。这种差异在 2011 年和 2014 年表现得更为明显。从不同年份来看，农村和集镇贫困发生率下降幅度也更大。乡村老年人贫困发生率从 2005 年的 38.52% 下降至 2014 年的 27.36%，下降了超过 10 个百分点。居住于集镇的老年人贫困发生率在这一期间下降了 6 个百分点。当然，即便如此，农村老年人贫困发生率的下降幅度仍要明显低于全国农村官方贫困率。这意味着，这一时期老年人减贫效果较不明显，减贫难度更大。本文的讨论集中于“农村老年贫困”，包括居住在乡村和集镇的人群。这是因为从表 1 中可以看出，老年人群更加集中在这些地区，而这些地区的老年人贫困发生率也明显更高。

（三）代际居住方式

表 2 给出了老年人是否与成年子女共居的分布特征^①。从中可以看出，老年人的居住方式发生了巨大变化，老年人与成年子女共居比例大幅度下降。2005 年的代际共居比率略高于 40%，2008 年略微下降了 1.57 个百分点。随后下降速度加快，在 2011 年至 2014 年期间，共居比例下降幅度超过 10 个百分点，2014 年老年人与成年子女共居比例下降至 22.19%。

表 2 代际居住方式

	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年
代际共居(%)	40.76	39.19	32.87	22.19
城市	39.34	40.02	36.47	26.38
男性(%)	39.66	38.85	30.05	22.88
女性(%)	39.10	40.96	41.92	29.39
集镇	40.84	38.36	36.11	24.64
男性(%)	39.75	36.72	30.22	23.58
女性(%)	41.68	39.58	41.16	25.53

① 代际居住安排依据下列问题识别：“F10-3 请您告诉我您所有孩子的情况，包括是否亲生、性别、是否健在、年龄和居住地（0. 与老人同住，1. 本村（街道），2. 本乡或本区，3. 本县（市），4. 邻近县（市），5. 其他较远地方，8. （不知道））”。将至少有一个健在的、年龄在 35 岁至 65 岁之间的成年子女与老人同住视为代际共居，否则视为代际分居。

续表

	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年
乡村	41.35	39.19	29.84	19.75
男性(%)	41.51	36.35	27.34	18.22
女性(%)	41.23	41.21	31.80	21.03

资料来源：根据 CLHS 数据计算得到。

从城乡分布来看，2005 年城市、集镇和乡村老年人口的代际共居比率较为接近。约有 40% 的老年人口与其成年子女共同居住。之后城市、集镇和乡村的代际共居状况开始异化。到 2014 年城市老年人口代际共居比例最高，为 26.38%，而乡村仅有不到 1/5 的老年人口与成年子女共同居住，集镇老年人口与成年子女共同居住的比例也在 1/4 以下。这种现象很可能与这一阶段大规模的乡村和集镇劳动力外出务工流动有关，而年轻人婚后独居观念的强化也可能加剧了代际分居现象。从性别分布来看，女性老年人口的代际共居比例明显高于男性，其中以城市最为明显。如 2014 年城市中有近 30% 的女性老年人口与成年子女共同居住，高出男性老年人口约 7 个百分点，这很可能与女性老年人口更多承担着帮忙照看孙子女的任务有关。

此外，从农村和乡镇老年人口代际共居的生命周期变动图（图 1）可以看出，老年人口代际共居比率与年龄之间存在“倒 U 型”变动关系。随着年龄的增加，老年人被照料的需求在增加，与成年子女共居的概率加大，但高龄老人与成年子女共居的比率逐渐下降。

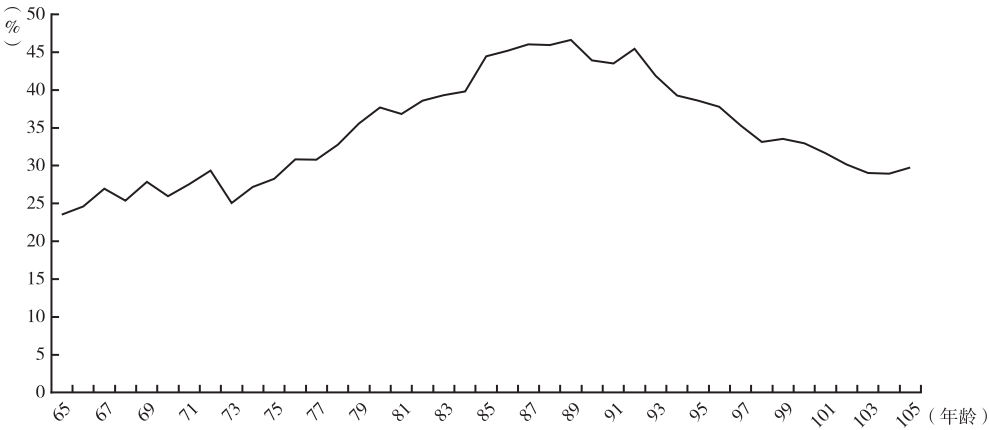


图 1 年龄与代际共居比率（乡村和集镇）

资料来源：根据 CLHS 数据计算得到。

（四）代际居住方式与老年贫困

表 3 描述了代际居住方式与老年人口贫困发生率之间的关系。整体来看，共居老年人贫困发生率明显低于独居老年人。2005 年共居老年人贫困率为 24.62%，低于独居老年人贫困率超 6 个百分点。到 2014 年共居老年人贫困发生率下降至 13.38%，而独居老年人贫困发生率仍处于高位，达到 23.56%，比共居老年人贫困发生率高出 10 个百分点。从城乡分布来看，城市共居老年人与独居老年人的贫困发生率比较接近。但乡村和集镇共居老年人的贫困发生率始终低于独居老年人，这意味着家庭养老功能仍在乡村和集镇发挥着重要作用。

表 3 代际居住方式与老年贫困率

	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年
共居贫困率	24.62	24.19	20.18	13.38
其中，城市(%)	7.60	4.92	3.85	6.43
集镇(%)	19.04	19.54	19.50	10.31
乡村(%)	33.59	31.99	27.28	17.90
独居贫困率	30.91	26.37	24.61	23.56
其中，城市(%)	9.02	4.79	5.48	4.60
集镇(%)	27.26	21.54	25.25	20.36
乡村(%)	42.05	34.80	30.03	29.69

资料来源：根据 CLHS 数据计算得到。

此外图 2 还给出了不同年龄阶段农村共居老年人和独居老年人的贫困发生率。与表 3 描述性结果相一致，共居老年人的贫困发生率明显低于独居老年人。在 90 岁以前

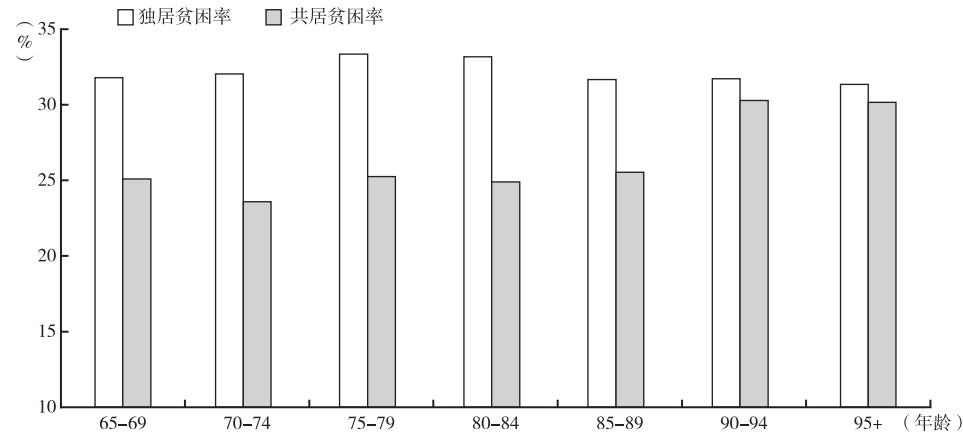


图 2 年龄与贫困率（乡村和集镇）

资料来源：根据 CLHS 数据计算得到。

二者相差约 5~8 个百分点,但在 90 岁以后共居老年人和独居老年人的贫困发生率较为接近,均处在 30% 的高位。这很可能是因为当老年人年龄高达 90 岁以后,其子女年龄也大致达到 60 岁以上,获取收入的能力开始衰减,对高龄父母的经济支持也逐步下降。基于代际居住方式与老年贫困发生率之间的变动关系,表 3 意味着,代际居住方式可能影响老年贫困。

四 计量分析

(一) 估计模型

本文目的在于讨论老年人居住方式安排对贫困状态的影响。由于居住方式也是内生选择的结果,老年人的经济状况会影响其代际居住决策,同时代际居住决策也会反过来影响老年人的经济状况,因此本文首先采用双变量(bivariate) Probit 模型来估计相互具有关联性的两个回归方程。贫困和共居方程分别表示为:

$$Prob(poverty = 1 | X_1, coreside) = X_1\beta_1 + \delta_1 coreside + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Prob(coreside = 1 | X_2, poverty) = X_2\beta_2 + \delta_2 poverty + \varepsilon_2 \quad (2)$$

其中, $poverty=1$ 表示处于贫困状态,根据家庭人均收入水平与国家贫困线的比较来识别, $poverty=0$ 表示非贫困状态; $coreside=1$ 表示与成年子女共居, $coreside=0$ 表示与成年子女分居。方程(1)和方程(2)的误差项分别满足: $E(\varepsilon_1 | X_1, X_2) = E(\varepsilon_2 | X_1, X_2) = 0$; $Var(\varepsilon_1 | X_1, X_2) = Var(\varepsilon_2 | X_1, X_2) = 1$, 即扰动项的方差被标准化; $Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2 | X_1, X_2) = \rho$, 即双变量 Probit 模型的估计允许两个方程之间存在关联性。这一模型的(联合)似然函数及估计方法可见 Greene (2002)。

(二) 变量说明

贫困方程的解释变量主要关注与子女联系的密切程度、当地地貌特征以及年最低气温等,这些因素与老年人的收入状况有关,但与其居住方式选择可能没有直接联系。具体而言,与子女联系的密切程度综合考虑“成年子女是否常来看您”以及“成年子女是否常通讯联系”两个变量,将其标准化处理后等权重生成衡量“与子女联系的密切程度”综合指标。当地地貌特征以所在县的山地和丘陵面积占比表示。山地丘陵面积占比高的地区,经济发展自然条件通常相对差一些,因而这一指标在一定程度上体现出地区经济发展状况。所在县当年的最低气温也反映所在地区的自然条件。年最低气温较高的地区,一般更适合农作物种植,有利于经济发展。此外,在贫困方程中还控制了成年子女数量(包括成年儿子数、成年女儿数)和老年人的个体特

征变量（包括性别、年龄、受教育年限、性格指数、健康水平和反应思考表达能力等）。健康水平基于老年人的健康自评来确定，数值越高，健康状况越好^①；性格指数基于问卷中性格特征板块的多维特征生成综合指数^②，数值越高，老年人的性格越积极乐观；反应思考表达能力的处理与性格指数相同^③，数值越大，老年人的反应思考表达能力越强。

表 4 相关变量历年均值

变量	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年
贫困(是=1)	0.3475	0.3124	0.2703	0.2395
共居(是=1)	0.4122	0.3899	0.3211	0.2151
成年儿子数量(个)	1.5014	1.5326	1.6928	1.6385
成年女儿数量(个)	1.3120	1.3427	1.4800	1.4261
男性(是=1)	0.4242	0.4177	0.4470	0.4549
年龄(岁)	86.0556	87.3905	85.8506	85.6430
受教育年限(年)	1.5729	1.5679	1.8680	1.9787
健康水平(1~5 级)	3.4145	3.4094	3.3327	3.3468
性格指数	0.0028	-0.0417	0.0192	0.0138
反应思考表达能力指数	0.0051	-0.0443	0.0192	0.0413
与子女联系密切(是=1)	0.6535	0.7309	0.8016	0.9078
所在县山地丘陵占比(%)	20.8701	33.4576	29.7611	27.6137

- ① 健康水平以老年人的健康自评为依据，基于问题“B1-2 您觉得现在您自己的健康状况怎么样？1. 很好，2. 好，3. 一般，4. 不好，5. 很不好”，分别赋值“很好”=5，“好”=4，“一般”=3，“不好”=2，“很不好”=1，数值越高，表示健康状况越好。
- ② 性格指数以问卷 B2 性格特征板块中的 7 个问题为依据，其中问题 B2-1、B2-2、B2-5 和 B2-7 分别反映“凡事想得开”、“爱干净”、“自己事情自己说了算”以及“与年轻时一样快活”等积极性格特点，分别赋值“很想得开”（“很喜欢”）=5，“想得开”（“喜欢”）=4，“一般”=3，“想不开”（“不喜欢”）=2，“很想不开”（“很不喜欢”）=1，而问题 B2-3、B2-4 和 B2-6 分别反映“感到紧张害怕”、“感到孤独”以及“觉得越老越不中用”等消极性格，分别赋值“总是”=1，“经常”=2，“有时”=3，“很少”=4，“从不”=5，随后将 7 个分项性格指标进行标准化处理，并生成一个综合的性格指数，取值越高，表示性格越好，越乐观积极。
- ③ 反应思考表达能力以问卷 C1 一般能力、C2 反应能力、C3 注意力及计算能力、C4 回忆能力和 C5 语言、理解与自我协调能力板块的 22 个问题为依据，分别赋值对=1、错=0，随后将 22 个分项能力特征进行标准化处理，并生成一个综合的反应思考表达能力指数，取值越高，表示反应思考表达能力越强。

续表

变量	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年
所在县年最低气温(度)	-8.5619	-9.0319	-8.9110	-8.8334
共居偏好指数	0.4116	0.3889	0.3181	0.2144
当时有配偶(是=1)	0.3242	0.3135	0.3772	0.3938
日常行动能力指数	0.0113	0.0004	0.0126	0.0253
家庭决策能力指数	2.8181	2.6296	2.7401	2.8525
社区服务水平指数	-0.0294	-0.0456	0.0307	0.0696

资料来源：根据 CLHLS 数据计算得到。

代际共居方程的解释变量主要关注共居偏好、调查时婚姻状况、日常行动能力、家庭决策能力以及社区服务水平等。这些变量与老年人的居住安排有关，但与其收入状况可能没有直接联系。具体而言，共居偏好以所在县区老年人口与成年子女共居的比率来描述，数值越高则反映当地社会共居偏好越强；调查时婚姻状况，即当时是否有配偶；日常行动能力，在日常行动能力自我评价基础上，先标准化再生成综合指数^①；家庭决策能力基于老年人对家庭开支的参与程度来确定，家庭决策能力越强的老年人越可能单独居住；社区服务水平以所在社区对老年人提供的社会服务为依据，包括是否有起居照料、上门看病、送药、精神慰藉、聊天解闷等，生成一个标准化的综合指数^②。此外，与贫困方程类似，还控制了成年儿子数、成年女儿数、性别、年龄、受教育年限、性格指数、健康水平和反应思考表达能力等变量。

① 日常行动能力以问卷 E 日常行动能力中的 E1 - E14 等 14 个问题为基础，综合反映老年人洗澡、穿衣、上厕所、室内活动需要他人帮扶、控制大小便、吃饭时是否需要他人帮助、独自到邻居家串门、独自外出买东西、独自做饭、独自洗衣服、连续走 2 里路、能提起大约 10 斤重的东西、连续蹲下站起三次以及独自乘坐公共交通工具出行等日常行动能力，分别赋值“能”(“无需帮助”) = 3，“有一定困难”(“需要帮助”) = 2，“不能”(“完全由他人帮助”) = 1，随后将 14 个分项指标进行标准化处理，并生成一个综合的日常行动能力指数，取值越高，表示日常行动能力越强。

② 社区服务水平以问卷“F14 您所在社区有哪些为老年人提供的社会服务”为依据，包含 F14 - 1 起居照料、F14 - 2 上门看病送药、F14 - 3 精神慰藉和聊天解闷、F14 - 4 日常购物、F14 - 5 组织社会和娱乐活动、F14 - 6 提供法律援助(维权)、F14 - 7 提供保健知识、F14 - 8 处理家庭邻里纠纷、F14 其他等 9 个问题，分别赋值“有” = 1，“没有” = 0，随后将 9 个分项指标进行标准化处理，并生成一个综合的社区服务水平指数，取值越高，表示社区服务水平越好。

（三）估计结果

表5给出了农村和乡镇老年人口贫困发生和代际共居影响因素的双变量 Probit 模型估计结果，分别给出了2005年至2014年期间各年份数据的混合估计，以及2005年（最初年份）和2014年（最终年份）的估计结果。在各年份数据混合估计结果中，控制了各年份虚拟变量。

从表5可以看出，与成年子女共居和老年人的贫困状态之间具有显著的负向关联。无论是各年份的合并回归结果还是分年份的估计结果都显示，与成年子女共居的老年人陷入贫困状态的可能性显著较低，同时贫困老年人与成年子女共居的可能性也显著较低。

此外，其他相关变量对于老年人贫困和共居选择的影响表现为，子女数量和年龄、教育等老年人个体特征因素同时影响贫困发生和代际居住方式选择。从贫困方程来看，成年儿子数和成年女儿数与老年人陷入贫困的概率正相关，即多子女的老年人陷入贫困的可能性更高，这一看似反常的结论与以往的研究是相似的（石智雷，2015）。一种可能的解释是，父母多生孩子的代价是无法给单个孩子提供更好的教育，结果在老年时子女的赡养能力也因受教育程度低而受到限制，反而更容易陷入贫困。年龄与老年人口的贫困发生率间存在“倒U型”曲线关系，即随着年龄的增加，老年人的贫困发生概率先上升，但当年龄进一步增加时，贫困发生率转而下降，这不同于慈勤英和宁雯雯（2018）与于长永（2018）得出年龄与老年人口贫困发生率线性正相关的结论。受教育程度较高且身体健康状况较好的老年人陷入贫困的风险较低。性格更为乐观外向、反应思考能力较强的老年人，陷入贫困状态的概率相对较低。

从代际共居维度来看，儿子数能够显著影响老年人的代际居住安排，而女儿数对老年人的代际居住安排的影响在10%置信水平上仍不显著，这一方面是由于女儿结婚后多在丈夫家生活，与生身父母共同居住的可能性相对较低，另一方面农村和乡镇“养儿防老”观念盛行，父母在年迈时往往倾向于与儿子一起居住。儿子数量对老年人代际居住安排的影响方向在10年间发生了逆转，2005年儿子数越多，老年人的选择空间越大，越倾向与儿子共住；而在2014年儿子数越多的老人，越不倾向与儿子共住，这可能是儿子过多会引起在安排如何照顾父母时相互推诿（互相搭便车），甚至多子会加大父母遭遇儿子不孝顺的风险（Watson & Kivett, 1976；叶勇力等，2007）。年龄对代际共居的影响呈“倒U型”曲线形式，随着年龄的增加，老年人更倾向于与子女共住，但当年龄进一步增加时，与子女共住的可能性开始下降，这进一步验证了图1所示的结果，后段下降趋势可能与老年人更偏好居住在老房子的观念相关；性格较为乐

观外向的老年人与子女共同居住的可能性较低,这很可能因为性格更为积极乐观的老人更善于与邻里相处,对子女的情感依赖相对较低,共居倾向也较低;同时,尽管 2014 年部分估计结果不显著,但第二列和第四列的估计结果仍能在一定程度上说明教育程度较低、健康状况较差以及反应思考表达能力较弱的老人更可能与成年子女共居;此外,男性老年人口和女性老年人口代际居住安排差异不大。

表 5 双变量 Probit 模型估计系数

	2005 - 2014 年		2005 年		2014 年	
	贫困	共居	贫困	共居	贫困	共居
共居	-1.400 *** (-110.92)		-1.505 *** (-62.16)		-1.534 *** (-28.19)	
贫困		-1.516 *** (-126.26)		-1.577 *** (-70.70)		-1.698 *** (-30.84)
成年儿子数	0.023 *** (3.68)	0.022 *** (3.45)	0.035 *** (3.04)	0.039 *** (3.41)	0.051 ** (2.19)	-0.046 * (-1.88)
成年女儿数	-0.000 (-0.04)	-0.009 (-1.43)	0.000 (0.01)	-0.001 (-0.08)	0.031 (1.54)	-0.001 (-0.03)
男性	-0.002 (-0.11)	0.005 (0.31)	-0.010 (-0.36)	0.019 (0.68)	0.078 (1.57)	0.016 (0.83)
年龄	0.034 *** (2.99)	0.059 *** (5.23)	0.093 *** (4.99)	0.116 *** (6.43)	-0.013 (-0.33)	0.069 (1.36)
年龄平方/100	-0.017 *** (-2.59)	-0.033 *** (-5.01)	-0.053 *** (-4.73)	-0.068 *** (-6.33)	0.007 (0.29)	0.015 (0.37)
受教育年限	-0.034 *** (-11.84)	-0.023 *** (-8.13)	-0.032 *** (-5.78)	-0.022 *** (-4.14)	-0.039 *** (-4.16)	-0.010 (-0.41)
健康水平	-0.061 *** (-6.81)	-0.028 *** (-3.14)	-0.063 *** (-4.07)	-0.038 ** (-2.34)	-0.083 *** (-3.07)	-0.023 *** (-2.64)
性格指数	-0.550 *** (-9.50)	-0.381 *** (-6.56)	-0.506 *** (-5.20)	-0.404 *** (-4.17)	-0.326 * (-1.79)	-0.046 (-1.55)
反应思考表达能力	-0.218 *** (-6.02)	-0.153 *** (-4.19)	-0.262 *** (-4.10)	-0.216 *** (-3.41)	-0.067 (-0.58)	0.040 (0.23)
与子女联系密切	-0.162 *** (-9.78)		-0.136 *** (-3.34)		-0.081 * (-1.76)	
山地丘陵地区	0.001 *** (12.95)		0.003 *** (9.03)		0.001 ** (2.07)	
年最低气温	-0.003 *** (-15.32)		-0.004 *** (-4.45)		-0.004 (-1.36)	
共居偏好		1.039 *** (25.79)		0.971 *** (13.26)		1.547 *** (10.66)

续表

	2005 - 2014 年		2005 年		2014 年	
	贫困	共居	贫困	共居	贫困	共居
现在有配偶		-0.165 *** (-13.38)		-0.187 *** (-9.18)		-0.093 *** (-3.35)
日常行动能力		-0.123 *** (-4.77)		-0.163 ** (-2.28)		0.089 (0.64)
家庭决策能力		-0.059 *** (-24.06)		-0.049 *** (-8.35)		-0.080 *** (-5.95)
社区服务水平		-0.053 ** (-2.53)		-0.030 (-0.64)		0.042 (0.96)
年份	控制	控制				
常数项	-1.097 ** (-2.33)	-2.321 *** (-4.91)	-3.380 *** (-4.37)	-4.440 *** (-5.95)	0.579 (0.34)	-0.760 (-0.44)
样本数	25298		8906		3393	
对数似然值	-23461.27		-8362.27		-2598.91	
Wald chi2	17944.77		7158.37		1576.79	
预测概率:						
独居贫困(%)	54.77		63.01		38.29	
共居贫困(%)	12.60		15.49		3.55	
观测概率:						
独居贫困(%)	31.19		38.43		23.41	
共居贫困(%)	25.95		28.95		10.95	

注：括号内为t统计量；***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

资料来源：根据 CLHLS 数据计算得到。

与子女的联系、当地地貌特征和年最低气温等贫困可识别因素能显著影响老年人陷入贫困的概率。具体而言，与子女联系更为密切的老年人陷入贫困的风险更低，这与宋嘉豪等（2019）的研究结果相一致，与子女联系更为密切的老年人更可能获得来自子女的转移支付，肯定了代际互动对消除农村老年贫困的积极意义；居住在地丘陵地区的老年人更容易陷入贫困，地形地势与地区经济发展水平密切相关，山地丘陵地区的经济发展条件欠佳，不利于老年人的经济增收和经济积累，这肯定了樊士德和江克忠（2016）与罗庆等（2019）的研究结果；此外，所在地区的年最低气温也能显著影响老年人陷入贫困的风险，年最低气温越高的地方，一般越有助于农业和工商业等经济活动，进而降低老年人陷入贫困的风险。

共居偏好、现在有配偶、日常行动能力和家庭决策等代际居住安排可识别因素与老年人的居住安排密切相关，而社区服务能力对家庭养老的替代功能在乡镇和农村地

区尚未得到有效发挥。具体而言,当地的共居偏好越强,表明“孝道”和“共居”文化越浓厚,老年人越倾向与子女共同居住;同时,老年人的婚姻状况和日常行动能力也是影响其代际居住安排的重要因素,丧偶和日常行动能力受限的老年人更可能与成年子女共居,这与 Wang et al. (2014) 的研究结论相一致,丧偶老人和身体状况较差的老年人对子女依赖性更强;家庭决策能力越高的老人,越可能单独居住,而与子女共同居住的老人更倾向于让子女做决定,自己听从子女的安排,这与吴海涛和宋嘉豪 (2017) 的研究结果相近;此外,在除 2008 年以外的年份,更高的社区服务水平并未显著降低老年人的代际共居概率,说明社区养老对家庭养老的替代效应并未发挥出来,意味着在乡村和集镇地区社区养老和公共养老项目有待进一步推进。

此外,表 5 还给出了预测概率,可以看出共居老年人贫困率显著低于独居老年人贫困率,二者相差 35~48 个百分点,这意味着对于乡村和集镇地区的老年人而言,通过代际共居来共享成年子女的经济收入,是其获取日常生活保障、规避老年贫困的有效途径。另一方面,表 5 还给出了观测概率,与预测概率相一致,共居老年人贫困率也明显低于独居老年人贫困率,这进一步肯定了在相对欠发达的乡村和集镇地区家庭养老对于消除老年贫困的积极意义。值得注意的是,与观测概率相比,预测概率下共居贫困率与独居贫困率的差值更大。这在很大程度上与代际居住安排的自选择性相关。自身经济状况较好的老年人独立性较强,对子女的依赖程度较低,更倾向于单独生活,进而导致观测到的独居贫困率偏低,共居贫困率偏高。在采用双变量 Probit 模型修正居住自选择性后,可以看出共居对降低老年贫困的影响更大。

五 居住方式变化及样本选择的影响

(一) 基本思路

在允许存在贫困状态和共居选择相互影响的情况下,表 5 讨论了贫困状态和共居选择的影响因素,在此基础上,给出老年人共居选择对贫困状态的影响。本部分将利用居住状态改变与贫困状态改变之间的联系来讨论这一问题^①,即居住选择的变化是否会改变其贫困状态,估计方程的基本设定形式为:

$$\Delta poverty_{i,t} = \alpha + \beta \Delta coreside_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

^① 采用两期差分形式的估计方程也有助于消除遗漏某些不随时间变化的固定效应而造成的内生性偏误。

由于贫困状态和共居选择都为 0-1 离散变量，为此采用下列方程形式：

$$Pr(poverty_{i,t} = 1) = \alpha + \theta poverty_{i,t-1} + \beta \Delta coreside_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 $poverty_{i,t-1}$ 表示前一期的贫困状态，并根据两个年份的居住方式选择构造四种状态来具体描述 $\Delta coreside_{i,t}$ ，即两期均共居、从共居转向独居、从独居转向共居和两期均独居等情形。 $X_{i,t}$ 表示其他控制变量，与表 5 中的贫困方程相同。

从表 1 中各年份样本量的变化来看，数据中存在着比较严重的样本损耗。这种损耗有可能影响到共居选择和贫困状态的估计结果，进而影响到这两种状态的关联性。为此，在方程 (4) 的基础上，采用 Heckman 选择性模型的思路予以修正，即估计方程为：

$$Pr(poverty_{i,t} = 1) = \alpha + \theta poverty_{i,t-1} + \beta \Delta coreside_{i,t} + \delta X_{i,t} + \rho \lambda(S_{i,t} = 1 | Z_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中， $\lambda(S_{i,t} = 1 | Z_{i,t-1})$ 修正样本选择偏误，表示根据前期特征 $Z_{i,t-1}$ ，该样本在 t 期仍被观测 ($S_{i,t} = 1$) 的可能性。如果不存在选择性偏误，则 $\rho = 0$ 。本文以前一年份中是否患有重病作为选择性偏误修正方程的排除性约束 (exclusive restriction)。

(二) 样本状态变化

如果将相邻两个年份的样本划分为三种类型：两期均在、本期流失和本期新进的，表 6 给出了各时期样本量的变化分布。在 2005 年至 2008 年期间，样本变动比较大，两期均在的样本只占 46.42%，而在随后的 2008 年至 2011 年、2011 年至 2014 年期间，两期均在的样本分别占 62.68% 和 71.29%。从样本流失来看，2008 年至 2011 年期间，样本流失率高达 31.09%，而 2005 年至 2008 年期间和 2011 年至 2014 年期间则分别为 23.59% 和 21.75%，低于 2008 年至 2011 年期间的流失率。新增样本主要发生在 2005 年至 2008 年期间，占 30% 左右，随后两个时期中，样本新增数量比较少，分别只有 6.23% 和 7.70%，这导致了表 1 中所显示的相应年份样本大量减少现象。

表 6 两个时期样本变动状况 (%)

	2005-2008 年			2008-2011 年			2011-2014 年		
	样本量	贫困率	共居率	样本量	贫困率	共居率	样本量	贫困率	共居率
两期均在	46.42	33.37	40.42	62.68	29.20	36.72	71.29	25.73	26.23
本期流失	23.59	33.51	41.50	31.09	31.56	40.14	21.75	25.78	35.18
本期新进	29.99	31.63	38.28	6.23	25.12	15.07	7.70	25.31	18.19

注：以 2005-2008 年为例，两期均在样本指 2005 年和 2008 年均被访，本期流失样本指 2005 年被访而 2008 年失访，本期新进样本指仅 2008 年被访。

资料来源：根据 CLHLS 数据计算得到。

在不同时期中, 流失样本中的贫困率与两期均在的样本没有明显差异。只有在 2008 年至 2011 年期间, 流失样本的贫困率比两期均在的样本高 2.36 个百分点, 而其他情形下的贫困率都非常接近。共居率则不同, 流失样本中的共居率反而要高于两期均在的样本, 并且两者之间的差距有所扩大。如 2005 年至 2008 年期间, 流失样本中的共居率比两期均在的样本高出 1.1 个百分点, 2008 年至 2011 年期间扩大到 3.4 个百分点, 2011 年至 2014 年则进一步扩大至 8.95 个百分点, 共居老年人的样本流失更为严重。新进样本的贫困率和共居率都要低于两期均在和流失样本, 共居率的差异表现得更为明显。在后两个时期中, 新进样本的共居率分别为 15.07% 和 18.19%, 这与新进样本更加集中在相对年轻的老年人群有关。

对于两期均在的样本, 我们可以描述其贫困状态和共居状态的变动情况, 如表 7 所示。从贫困状态变动来看, 一方面, 两期均贫困的比率在下降, 而两期均非贫困的比率在上升, 2011 - 2014 年两期均贫困占比为 11.20%, 比 2005 - 2008 年下降了 4.26 个百分点, 而 2011 - 2014 年两期非贫困的比率高于 56%, 较之 2005 - 2008 年和 2008 - 2011 年有了大幅上升; 另一方面, 非贫困转入贫困的比率虽略有下降但总体上较为稳定, 从 15.27% 下降至 14.53%, 下降幅度仅为 0.74 个百分点, 而从贫困转为非贫困状态, 也就是“脱贫”的比率则在下降, 从 20.24% 下降至 17.92%, 下降 2.3 个百分点, 并且这种下降主要发生在后两个时期之间。这意味着老年贫困的脱贫难度在加大。

从居住状态变动来看, 一方面, 居住状态均为共居的比例在下降, 而居住状态均为独居的比例在上升, 符合表 2 所揭示的共居倾向式微、独居倾向加强的趋势; 另一方面, 尽管共居转为独居的比率和独居转为共居的比率均在下降, 但是共居转为独居的比率明显高于独居转为共居的比率, 在 2011 - 2014 年二者占比差值超过 5 个百分点, 揭示了独居偏好在增强。从表 7 中可以看出, 居住状态变化的比重相对较低。无论是共居转为独居还是独居转为共居, 两种状态变化比率的总和在 2008 年至 2011 年期间仅为 11%。这可能表明, 居住方式体现了相对稳定的偏好。

表 7 两期均在样本的状态变化

	状态	2005 - 2008 年	2008 - 2011 年	2011 - 2014 年
贫困状态	两期均贫困	15.46	13.09	11.20
	非贫困→贫困	15.27	15.15	14.53
	贫困→非贫困	20.24	19.92	17.92
	两期均非贫困	49.03	51.83	56.35

续表

	状态	2005 – 2008 年	2008 – 2011 年	2011 – 2014 年
居住状态	两期均共居	27.33	32.07	21.54
	共居→独居	13.85	6.43	11.17
	独居→共居	12.58	4.75	5.82
	两期均独居	46.24	56.75	61.46

资料来源：根据 CLHLS 数据计算得到。

（三）居住状态变化对贫困状态变化的影响

根据方程（4），表 8 给出了居住状态变动影响贫困状态变动的估计结果，所报告的是基于 Probit 模型的边际效应。可以看出，上期贫困的老年人在本期陷入贫困的风险更高，其边际效应在 2005 年至 2008 年期间为 16.8%，即在其他条件相同的情形下，上期贫困老年人群在本期陷入贫困的概率为 16.8%，而另外两个时期为 13.1% 和 16.8%。比较不同时期的估计结果可以看出，这种边际效应相对稳定，即上期贫困人口减贫可能性并没有明显改善。这与 Regier et al. (2019) 的研究结论相一致，老年人口的贫困状态通常更加难以改变。

从居住方式变动来看，相对于两期均独居的老年人，两期均为共居和从独居转向共居的老年人的贫困概率更低。这表明老年人与成年子女共居，可能在一定程度上共享了子女收入，从而改善了自身经济状况，降低了陷入贫困的风险。相对于居住方式不变的参照组（两期均为独居），独居转共居组的贫困概率在 2005 年至 2008 年期间降低 9.5 个百分点，而在 2008 年至 2011 年期间该边际效应并不显著；而前两个时期中（2005 年至 2008 年期间以及 2008 年至 2011 年期间）共居老年人的贫困概率也相对于参照组分别下降 5.7 个和 6.5 个百分点。因此，老年人与成年子女共居能降低贫困风险。

2011 年至 2014 年期间贫困状态与居住方式变动的估计结果与前两个时期有所差异。这主要表现在与两期均独居老年人相比，老年人由共居转为独居时陷入贫困的概率更低，边际概率下降 7.6 个百分点。我们猜测一个可能的原因是，后一个时期中农村地区的转移支付政策（如低保、扶贫等）逐渐增加，相对而言，老年人从共居转向独居将会有更大的可能性获得相应的转移支付从而降低贫困风险。由于本文所使用的数据中缺乏社会保障、转移支付等详细信息，因此这一解释有待新的经验证据验证。当然，独居转共居以及两期均共居的老年人具有更低的贫困概率，这一特征与前两个

时期仍是相同的，并且这一期间以上两种状态的边际效应明显高于前两个时期^①。因此，老年人与成年子女共居会降低贫困风险，这一结论仍然成立。

表 8 贫困状态变化影响因素的边际效应

	2005 – 2008 年	2008 – 2011 年	2011 – 2014 年
上期贫困	0.168 *** (12.50)	0.131 *** (14.18)	0.168 *** (12.31)
居住方式变动(以两期均独居为参照)			
共居转独居	0.005 (0.22)	-0.014 (-0.27)	-0.076 *** (-4.20)
独居转共居	-0.095 *** (-4.12)	0.070 (0.70)	-0.120 *** (-5.18)
两期均共居	-0.057 *** (-3.00)	-0.065 *** (-4.17)	-0.134 *** (-6.10)
样本量	4370	4542	3131
对数似然值	-2543.90	-2478.30	-1414.60
Wald chi2	297.75	244.95	314.80
预测概率(%)	30.64	25.94	20.13
观测概率(%)	33.37	27.42	23.65

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；本表未列示的其他控制变量与表 5 中的贫困方程相同。
资料来源：根据 CLHLS 数据计算得到。

(四) 样本损耗的影响

从表 6 可以看出，本文所使用的数据存在较为严重的样本损耗。如果流失样本与留存样本在贫困分布、居住方式类型分布等方面具有明显的差异，将可能导致居住方式变动对于贫困状态变化的效应估计出现偏差。因此，这一部分根据 Heckman 选择性模型来修正这种偏差，估计方程 (5)。

表 9 给出了相应的估计结果，其中主方程（贫困方程）结果与表 7 类似，报告了前期贫困和居住方式变动的影响，选择方程（样本损耗）部分报告了前期贫困、前期居住方式和排除性约束变量的估计结果。本文采用 Heckman 样本选择模型来识别老年人进入后一年份（2008 年、2011 年和 2014 年）调查的概率。具体而言，以上一期老

① 即便比较“独居转共居”、“两期均共居”与“共居转独居”的边际效应，也可以发现两种共居状态相对于“共居转独居”仍有助于降低相应老年人口的贫困风险。

年人是否患重病作为选择方程中的排除性约束，认为患下述 7 种疾病的老年人更难进入后续追踪样本，而不患这些疾病的老年人更可能进入后续追踪调查。调查问到老人 2005 年是否患有“糖尿病”、“心脏病”、“中风及脑血管疾病”、“支气管炎、肺气肿、哮喘病或肺炎”、“肺结核”、“癌症”、“痴呆”等 7 种较为危险的疾病，如果患有这些疾病的话，意味着老人面临较为严重的健康问题，进入 2008 年的在世老人访问范围的概率更低。随后两个时期（2008 – 2011 年与 2011 – 2014 年）的识别方法与此类似。

从样本选择方程来看，前期患有重病显著降低了老年人在后期样本中继续存在的概率。2005 年患重病的老年人在 2008 年受访的概率更低，该估计系数在 1% 的置信水平上显著为负。与此类似，2008 年和 2011 年患重病的老人在下一期受访的概率也明显下降。前期贫困的老年人则有更高的概率依然留在下一期的调查样本中。前期共居状态对于是否仍处在下一期调查样本中不具有显著的影响。这意味着，样本选择性偏误跟前期贫困状态具有更强的关联性，而与共居状态的关联性不显著。从逆米尔斯比率的估计结果来看，样本选择性偏误只对 2011 年至 2014 年期间的样本变动具有统计显著的影响。

表 9 Heckman 样本选择模型估计系数

	2005 – 2008 年	2008 – 2011 年	2011 – 2014 年
贫困方程			
上期贫困	0.162 *** (6.75)	0.154 *** (9.75)	0.168 *** (9.40)
共居转独居	-0.003 (-0.15)	-0.043 (-0.90)	-0.132 *** (-6.65)
独居转共居	-0.074 *** (-3.59)	-0.031 (-0.32)	-0.112 *** (-5.16)
两期均共居	-0.050 ** (-2.00)	-0.075 *** (-4.44)	-0.168 *** (-7.57)
样本选择 (attrition) 方程			
前期患重病	-0.091 *** (-2.62)	-0.125 *** (-3.40)	-0.227 *** (-5.18)
上期贫困	0.144 *** (4.67)	0.075 ** (2.29)	0.110 ** (2.36)
上期共居	-0.046 (-1.35)	-0.058 (-1.59)	-0.047 (-0.99)
逆米尔斯比率	-0.36	0.16	-0.31

续表

	2005 – 2008 年	2008 – 2011 年	2011 – 2014 年
Chi2 统计量	295. 60	219. 24	365. 40
样本量	8909	8299	5030

注：括号内为 t 统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著；本表未列示的其他控制变量与表 5 中的贫困方程相同。

资料来源：根据 CLHLS 数据计算得到。

从贫困方程中的变量符号方向来看，上期贫困和居住方式变化对于贫困的影响是相似的，即上期贫困的老年人在当期陷入贫困的风险更高；与两期均独居的老年人相比，两期均共居的老年人陷入贫困的概率更低；同时 2005 – 2008 年和 2011 – 2014 年的估计结果表明，独居转共居的老年人陷入贫困的概率更低。也就是说，考虑到样本选择可能导致的估计偏误，共居仍然显著降低了老年人的贫困概率。

六 总结

本文基于 2005 – 2014 年中国老年健康影响因素追踪调查数据，讨论了乡村和集镇老年人口中，代际居住方式对贫困状态的影响。本文的研究结果发现，乡村和集镇老年人口的贫困发生率相对较高，同时其与子女共同居住的比率较低，分居趋势增强，此外代际共居老年人口的贫困发生率低于代际分居老年人口；同时，老年人的个体特征、家庭特征以及所在地区的地理文化特征均对其贫困风险和代际居住决策有显著影响。基于双变量 Probit 模型，本文讨论了贫困状态和代际居住方式的相互影响，发现与成年子女共同居住将显著降低老年人的贫困概率，在进一步考虑到居住方式变化以及纠正样本流失所造成的选择性偏差的情形下，与成年子女共同居住降低老年人贫困风险这一结论依然成立。

本文的发现具有重要的政策含义。随着农村精准扶贫工作力度的不断加大，农村贫困已经大幅度减少。但随着社会经济结构变迁，农村贫困的结构可能也发生了重要变化，老年贫困日益成为主要的贫困类型。解决老年贫困问题，一方面固然有赖于来自于政府的公共转移支付，另一方面也需要依靠家庭的养老功能。老年人与成年子女共同居住，既是重要的传统养老形式，也是降低老年贫困的有效途径。特别是，老年贫困并不仅仅表现为收入的匮乏，更表现在日常照料、精神慰藉等诸多方面，与成年子女共同居住在这些功能的满足方面相对于公共养老体系具有不可替代的优势。

参考文献：

- 陈彦斌、林晨、陈小亮（2019），《人工智能、老龄化与经济增长》，《经济研究》第7期，第47-63页。
- 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，第130-144页。
- 慈勤英、宁雯雯（2018），《家庭养老弱化下的贫困老年人口社会支持研究》，《中国人口科学》第4期，第68-80页。
- 樊士德、江克忠（2016），《中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于CFPS数据的微观证据》，《中国人口科学》第5期，第26-34页。
- 国家统计局（2019），《中国统计年鉴（2019）》，北京：中国统计出版社。
- 韩华为、高琴、徐月宾（2017），《农村老年人口绝对贫困及其影响因素——物质剥夺视角下的实证研究》，《人口与经济》第5期，第70-83页。
- 侯斌（2019），《精准扶贫背景下家庭支持、社会支持对城乡贫困老年人口脱贫的影响》，《四川理工学院学报（社会科学版）》第2期，第38-55页。
- 李萌、陆蒙华、张力（2019），《老年贫困特征及政策含义——基于CHARLS数据的分析》，《人口与经济》第3期，第102-114页。
- 柳如眉、柳清瑞（2016），《人口老龄化、老年贫困与养老保障——基于德国的数据与经验》，《人口与经济》第2期，第104-114页。
- 罗楚亮（2010），《农村贫困的动态变化》，《经济研究》第5期，第123-138页。
- 罗庆、杨慧敏、李小建、高更和（2019），《欠发达农区多维贫困动态及其影响因素——基于河南省农村固定观察点数据的研究》，《经济经纬》第4期，第24-31页。
- 乔晓春、张恺悌、孙陆军、张玲（2018），《对中国老年贫困人口估计》，《人口研究》第2期，第8-15页。
- 沈扬扬、詹鹏、李实（2018），《扶贫政策演进下的中国农村多维贫困》，《经济学动态》第7期，第53-66页。
- 石智雷（2015），《多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年人生活质量》，

- 《社会学研究》第 5 期,第 189-215 页。
- 宋嘉豪、郑家喜、汪为 (2019),《养儿能否防老:代际互动对农村老年人的减贫研究——基于多维贫困视角》,《人口与发展》第 6 期,第 96-106 页。
- 王德文、张恺悌 (2005),《中国老年人口的生活状况与贫困发生率估计》,《中国人口科学》第 1 期,第 60-68 页。
- 王金营、杨茜 (2014),《中国贫困地区农村老年人家庭贫困-富裕度研究》,《人口学刊》第 2 期,第 45-54 页。
- 王小林、尚晓援、徐丽萍 (2012),《中国老年人主观福利及贫困状态研究》,《山东社会科学》第 4 期,第 22-28 页。
- 王瑜、汪三贵 (2014),《人口老龄化与农村老年贫困问题——兼论人口流动的影响》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第 1 期,第 108-120 页。
- 吴海涛、宋嘉豪 (2017),《农村留守老人养老模式选择及其影响因素研究——基于 CLHLS 数据的分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第 5 期,第 63-70 页。
- 鲜祖德、王萍萍、吴伟 (2016),《中国农村贫困标准与贫困监测》,《统计研究》第 9 期,第 3-12 页。
- 解垚 (2015),《公共转移支付与老年人的多维贫困》,《中国工业经济》第 11 期,第 32-46 页。
- 杨菊华、陈志光 (2010),《老年绝对经济贫困的影响因素:一个定量和定性分析》,《人口研究》第 5 期,第 51-67 页。
- 杨立雄 (2011),《中国老年贫困人口规模研究》,《人口学刊》第 4 期,第 37-45 页。
- 叶勇立、钟莹、伍艳荷、黄敬烨、肖灵君、赵亮、常建国、李娜、黄俭强 (2007),《农村老年人生存质量与生活状态的相关性研究》,《中国老年学杂志》第 1 期,第 49-51 页。
- 于长永 (2018),《慢性病对农村老年贫困的影响研究——以新疆 11 地州市 31 县调查数据为例》,《西南民族大学学报(人文社科版)》第 3 期,第 1-8 页。
- 于长永、代志明、马瑞丽 (2017),《现实与预期:农村家庭养老弱化的实证分析》,《中国农村观察》第 2 期,第 54-67 页。
- 乐章、刘二鹏 (2016),《家庭禀赋、社会福利与农村老年贫困研究》,《农业经济问题》第 8 期,第 63-73 页。
- 张川川、陈斌开 (2014),《“社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农

- 村社会养老保险的证据》，《经济研究》第11期，第102–115页。
- 章元、李全、沈可（2019），《论精准扶贫思想的实证基础》，《农业经济问题》第4期，第60–70页。
- 周爱民（2019），《当前我国养老保障制度改革现状、面临的挑战及其对策探讨》，《湖南社会科学》第6期，第133–140页。
- Chen, Xi (2017). Old Age Pension and Intergenerational Living Arrangements: A Regression Discontinuity Design. *Review of Economics of the Household*, 15 (2), 455–476.
- Chesley, Noelle & Kyle Poppie (2009). Assisting Parents and In-laws: Gender, Type of Assistance and Couples' Employment. *Journal of Marriage and Family*, 71 (2), 247–262.
- Cigno, Alessandro (1992). Children and Pensions. *Journal of Population Economics*, 5 (3), 175–183.
- Courtin, Emilie & Mauricio Avendano (2016). Under One Roof: The Effect of Co-residing with Adult Children on Depression in Later Life. *Social Science and Medicine*, 168, 140–149.
- Greene, William (2002). *Econometric Analysis (Fifth Edition)*. Upper Saddle River: Prentice-Hall Inc. .
- Grundy, Emily & Michael Murphy (2018). Coresidence with A Child and Happiness among Older Widows in Europe: Does Gender of the Child Matter? *Population, Space and Place*, 24 (3), e2102.
- Picot, Garnett, Yuqian Lu & Feng Hou (2009). Immigrant Low-income Rates: The Role of Market Income and Government Transfers. *Perspectives on Labour and Income*, 10 (12), 13–27.
- Priebe, Jan (2017). Old-age poverty in Indonesia: Measurement Issues and Living Arrangements. *Development and Change*, 48 (6), 1362–1385.
- Ravallion, Martin (2011). On Multidimensional Indices of Poverty. *The Journal of Economic Inequality*, 9 (2), 235–248.
- Regier, Greg, Yacob Zereyesus, Timothy Dalton & Vincent Amanor-Boadu (2019). Do Adult Equivalence Scales Matter in Poverty Estimates? A Northern Ghana Case Study and Simulation. *Journal of International Development*, 31 (1), 80–100.
- Rendall, Michael & Alden Speare (1995). Elderly Poverty Alleviation through Living with Family. *Journal of Population Economics*, 8 (4), 383–405.
- Ruggles, Steven (2009). Reconsidering the Northwest European Family System: Living

- Arrangements of the Aged in Comparative Historical Perspective. *Population and Development Review*, 35 (2), 249 – 273.
- Sen, Amartya (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*, 44 (2), 219 – 231.
- Wang, Jinfeng, Tianyong Chen & Buxin Han (2014). Does Co-residence with Adult Children Associate with Better Psychological Well-being among the Oldest Old in China? *Aging and Mental Health*, 18 (2), 232 – 239.
- Watson, Allen & Vira Kivett (1976). Influences on the Life Satisfaction of Older Fathers. *The Family Coordinator*, 25 (4), 482 – 488.

Living Arrangement and Elderly Poverty in Rural China

Luo Chuliang¹ & Yuan Lulu²

(School of Labor and Human Resources, Renmin University of China¹;

Business School, Beijing Normal University²)

Abstract: Based on four waves of CLHLS data in 2005, 2008, 2011 and 2014, this paper studies poverty and living arrangement among elderly population in rural China, with a special focus on the correlation between living arrangement and poverty status. The results indicate that there is a high poverty rate among rural elderly people, and the proportion of rural elderly living with children has been declining. The risk of poverty and the choice of living arrangement are mainly affected by personal and family characteristics as well as local socio-cultural traditions. The poverty rate for rural elderly living with children is significantly lower than that for those living by themselves. Also, elderly people who switch from living alone to co-residence are significantly less likely to go under poverty, compared to those living alone over time. The results are statistically robust with the first-order difference regression and Heckman selection model to correct the bias by sample attrition.

Keywords: co-residence, poverty in the elderly, sampling attrition

JEL Classification: I32, J14, O18

(责任编辑: 合 羽)