

农村居民居住安排与主观幸福感

罗楚亮 张文杰*

内容提要 本文研究了居住模式对农村居民主观幸福感的影响。基于2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据，本文发现老年人代际同住比例不断下降，代际同住与主观幸福感呈负相关。工具变量估计结果显示，代际同住未能提高农村老年人和成年子女的主观幸福感，且一阶段估计结果表明，长子对老年人代际同住的影响在逐渐减弱。上述结果在考虑人口迁移、计划生育政策和样本选择性偏误后依然稳健。社会规范转变和经济条件改善可能导致代际同住比例下降，并使代际同住对主观幸福感产生负面影响。在考虑生育与照料的作用后，代际同住降低农村居民主观幸福感的结论不变。本文结论表明，代际同住模式可能在农村社会中不再被普遍接受，需要重新审慎思考以代际同住实现家庭成本共担的养老模式。因此，在人口老龄化日益严峻与生育率持续下滑的背景下，需要加快实施适应这种居住模式与文化转变的公共政策，增加居民养老金收入，以提高农村老年人群的经济供养能力。

关键词 居住安排 代际同住 主观幸福感

一 引言

在预期寿命延长与生育率持续下降的作用下，全球经历了快速的人口老龄化过程。根据联合国发布的《2022年世界人口展望》，截至2022年，全球约有7.71亿65岁及以上老年人，占全球总人口的10%；中国老年人口已达2.1亿，约占全球65岁及以上老年人口的27.2%。中国人口老龄化问题的严峻程度引起了学界和政策制定者的极大关注。人口结构转型、大规模的城乡人口迁移正在改变家庭构成与居住模式（贺志峰，

* 罗楚亮，首都经济贸易大学劳动经济学院，电子邮箱：luocl2002@163.com；张文杰，中国人民大学劳动人事学院，电子邮箱：wenjiezhang2019@gmail.com。作者感谢北京市社会科学基金项目（批准号：22JJA001）的资助。文责自负。

2011)。中国家庭收入调查(CHIP)数据显示,2002年中国农村地区60岁及以上老年人中,与成年子女同住、与家庭其他成员同住以及独居的人群占比分别为79.5%、4.5%和16%。尽管与成年子女同住仍是农村老年人的主要居住方式,但到2018年,这一比例已经下降至59.4%,而独居比例上升到36%^①。

联合国经济和社会事务部人口司公布的《2020年世界人口老龄化:要点——老年人的生活安排》指出,居住模式是影响老年人主观幸福感的重要因素。已有研究多数认为同住可以增加老年人的主观幸福感(Yuan et al., 2021),但如果将是否同住视为一种自主选择,那么这一发现将难以解释近年来老年人与成年子女同住比例持续下降的趋势。在人口老龄化日益加剧与生育率持续下滑的背景下,考察居住模式变动及其对老年人和成年子女主观幸福感的影响,具有重要的政策启示和现实意义。

现有文献主要讨论了居住模式对农村居民主观福祉的影响,但大多局限于老年人或成年子女一方的分析。以老年人为研究对象的文献较为丰富,一部分研究发现代际同住与老年人的主观幸福感之间存在正相关关系(Courtin & Avendano, 2016; Sukontamarn et al., 2023),另一部分文献则表明代际同住会降低老年人的主观福祉(Johar & Maruyama, 2014)。这些研究主要以发达经济体或其他发展中国家为分析对象,基于中国情境的代际同住与老年人主观幸福感之间关系的研究结论也不一致。例如,Yuan et al. (2021)的研究发现,代际同住会显著增加老年人的主观幸福感,且这一效应在农村地区更为明显。张莉(2015)的研究发现,不与子女同住的老年人或独居老人的情绪更加消极,主观幸福感和生活满意度更低,这从侧面说明代际同住可以提高老年人的幸福感。

相比之下,也有一些研究并未发现代际同住对老年人主观幸福感有显著提升作用,甚至存在负面影响。例如,Chyi & Mao (2012)发现,与孙子女同住的老年人如果再与成年子女同住,将会降低其主观幸福感。任强和唐启明(2014)的研究发现,和成年子女同住的老年人有着更低的情感健康水平和生活满意度。邓婷鹤等(2016)的研究发现,与子女同住降低了老年人的身体健康。张芬和沈晨(2022)的研究则发现,与子女同住不利于缓解老年人的抑郁程度。从成年子女视角探讨代际同住对其主观幸福感影响的研究相对较少,这些研究的结论同样存在争议。一些研究发现,子女与父母

① 基于中国老年健康影响因素追踪调查(CLHLS)2002-2018年数据,本文发现了类似的证据:农村老年人独居比例从2002年初的14.5%增加到2018年的17.6%,而与家庭成员同住及居住在养老院的比例在样本期间未发生明显变化。

保持“一碗汤的距离”能显著提升其主观幸福感（李新恒、郭继强，2024）。另一些研究发现，与老年人同住的成年子女由于承担老年照料的重任，心理健康水平较差（袁笛、陈滔，2019）。

上述文献结论存在争议的原因可以总结如下。一是数据与样本问题。不同调查数据的研究对象和样本构成有所差异^①，不同样本中的老年人年龄、健康状况、就业状态与家庭照料是决定代际同住安排和主观幸福感的重要因素。例如，高龄老年人总体健康水平较差，经济收入来源较少，对子女提供的老年照料需求较高，而自身无法为子女提供抚幼照料，他们在与成年子女同住时获益较多，故代际同住能显著提高其主观幸福感。相反，低龄老年人的健康状况通常较好，参与劳动力市场就业的可能性较高，在与成年子女同住时往往需承担隔代照料重任，而自身的老年照料需求较低，同时仍具有一定的家庭议价能力，存在与成年子女产生矛盾或冲突的可能，故代际同住可能不利于其提升主观幸福感。二是指标测度问题。现有研究多从生活满意度、价值感、幸福感、焦虑感以及身心健康等不同维度衡量居民主观福祉，指标测度的不统一可能会对研究结果产生影响。三是识别策略问题。现有研究多采取工具变量（IV）估计方法识别代际同住对主观幸福感的因果效应，但所构建的工具变量差异较大，一些工具变量的识别有效性存疑，往往很难满足排他性假设，这可能会导致估计偏误。总结而言，现有研究发现的争议是本文研究的重要动机。

基于2002年、2013年和2018年CHIP数据，本文考察了代际同住与主观幸福感之间的相关关系。研究发现，代际同住并未显著增加，甚至降低了农村老年人和成年子女的主观幸福感。使用长子作为工具变量的估计结果与基准估计结果基本一致。一阶段估计结果表明，传统文化与同住之间的关系正随着时间的推移而减弱。上述结论在考虑了人口迁移、计划生育政策和样本选择性问题后依然成立。传统文化作用的减弱、个人居住偏好的转变以及老年人自身经济条件的改善，均可能是当前独居模式流行以及代际同住对农村居民主观幸福感产生负面影响的重要原因。进一步地，本文还发现，生育与隔代照料需求并未改变代际同住与农村居民主观幸福感的负向关联。

总体而言，现有研究主要讨论了代际同住对老年人或成年子女一方主观福祉（如

① 例如，中国老年健康影响因素跟踪调查（CLHLS）的受访者为平均年龄在80岁及以上的高龄老年人。中国健康与养老追踪调查（CHARLS）针对45岁及以上的中老年人进行调查。中国家庭追踪调查（CFPS）旨在分析16岁及以上的成年人。中国家庭收入调查（CHIP）考察的是家庭主要经济成员的主观幸福感。

主观幸福感、心理健康和生活满意度等)的影响,综合考察老年人和成年子女主观幸福感的研究相对匮乏;多数研究局限于对居住安排模式与主观幸福感之间截面相关性的讨论,忽视了居住模式的动态变化及其对主观幸福感的动态影响;现有研究在采用工具变量(IV)估计时,对两者因果效应的有效识别仍显不足;已有研究更多地发现代际同住增加主观幸福感的证据,一些发现两者存在负向关系的研究也缺乏对内在机制的考察,尤其是缺少制度与文化层面的解释。

不同于已有研究,本文主要有以下几个方面的贡献。第一,从社会规范转型与老年人经济条件改善两个视角考察了居住模式变动及其对农村居民主观幸福感的影响。研究发现,传统文化作用的减弱和老年人经济状况的改善均有助于解释近年来独居模式日益流行,以及代际同住未显著提高农村居民主观幸福感的现象。第二,本文不再局限于对老年人或成年子女一方主观幸福感的分析,而是同时考察了代际同住对老年人和成年子女主观幸福感的影响。基于多个调查年份,本文还分析了居住模式的变化及其对主观幸福感的动态影响。第三,本文具有重要的政策启示。以代际同住实现成本共担的传统家庭养老模式的合理性仍需进一步讨论,政府应加快实施支持老年人社会养老的公共政策。提升农村居民,特别是农村老年人主观福祉,需要进一步完善社会保障体制,尤其应通过提高农村老年人的养老金收入水平等方式,增强其自身的经济供养能力,以适应当前居住模式与文化规范的转变。

二 代际同住与主观幸福感的关联性:理论基础与研究假说

“家庭支持假说”和“家庭冲突假说”是解释代际同住与主观幸福感之间关系的两个基础性理论(任强、唐启明,2014)。“家庭支持假说”认为,与成年子女同住的老年人可以从子女身上获得物质与精神支持,从而降低他们的孤独与隔离感,增强其主观幸福感。“家庭冲突假说”认为,潜在的家庭矛盾或冲突可能会降低老年人的主观幸福感。在东亚文化圈中,尤其是中国,常见的家庭矛盾或冲突包括婆媳矛盾以及家庭生活中的其他琐事,这些问题可能会抵消物质支持所带来的收益(任强、唐启明,2014)。

无论是“家庭支持假说”还是“家庭冲突假说”,二者都强调了不同居住模式下个体主观幸福感的差异。理解这一差异的关键在于如何解释老年人与子女的代际同住决策。现有经济理论文献主要采用博弈论框架模拟代际同住决策。例如,Guo et al.(2022)采用了一种匹配博弈模型模拟同住行为,将成年子女之间以及父辈之间的互动

行为纳入分析框架。在博弈论的解释框架下，代际同住决策取决于不同行为策略下成本与收益的权衡结果。

基于成本收益分析框架有助于理解居住方式的选择。“家庭支持假说”中提到的物质和情感支持，以及减少孤独和隔离感，可以被视为代际同住的收益。“家庭冲突假说”强调的家庭成员之间的矛盾或冲突则代表了潜在成本。一般而言，老年人选择与成年子女同住，既需要承担诸如照料孙辈、代际冲突和个人自由丧失等潜在成本，又可以获得来自成年子女的物质与情感支持以及家庭联系等相应收益。成年子女与老年父母同住，可以获得来自老年父母的代际支持（如隔代照料、物质帮助和情感慰藉）等收益，也可能需要承担为老年父母提供照料以及与老年父母产生矛盾或冲突的成本。在博弈框架模型中，每一种策略均会带来收益和成本，最佳策略取决于对这些成本与收益的权衡。

现有经验研究结论较多支持“家庭支持假说”，认为在中国传统文化中，情感依恋受到高度重视，家庭成员之间的主观幸福感密切相关，而中国父母出于利他主义通常会优先考虑成年子女的感受，从而会增强“家庭支持假说”的正向效应并削弱“家庭冲突假说”的负向影响（Yuan et al., 2021）。与上述研究相似，张莉（2015）的研究发现不与子女同住的老年人或独居老人的情绪更加消极，主观幸福感和生活满意度更低，这意味着代际同住对老年人的主观幸福感具有正向作用。

相比之下，也有不少研究支持“家庭冲突假说”。任强和唐启明（2014）研究发现仅与成年子女同住的老年人的情感健康状况更差。Chyi & Mao（2012）的研究发现，相比于以往单独做家庭决策，与成年子女同住的父辈在家庭决策上往往需要与他们协商决定，故容易造成更多的紧张氛围和冲突；特别是当同时存在父辈和子辈的权力中心时，二者更容易产生矛盾。上述研究结论表明，由于家庭类型不同而形成的家庭关系问题是导致同住的两代人之间产生矛盾或冲突的根源。一些研究也发现，老年人的身心健康在与成年子女同住后并未改善反而变得更差。例如，邓婷鹤等（2016）的研究发现，代际同住降低了老年人的膳食得分，特别是在农村低龄老人中更加明显。张芬和沈晨（2022）的研究表明，与子女同住不利于缓解老年人的抑郁程度。基于上述文献讨论，本文提出以下研究假说：

H1a：代际同住可以提高农村老年人的主观幸福感。

H1b：代际同住不会提高，甚至可能降低农村老年人的主观幸福感。

基于“家庭支持假说”和“家庭冲突假说”，老年人由于成年子女提供的代际支持而具有更低的孤独感和更高的主观幸福感，同时也会因为家庭矛盾或冲突而产生负面

影响,进而降低其主观幸福感。按照这一逻辑,成年子女也可能会在代际同住中获得来自老年父母的代际支持,或是面临来自家庭关系紧张的困扰,故成年子女的主观幸福感也会在代际同住过程中受到类似的影响。已有实证研究的发现证实了这一观点。例如,李新恒和郭继强(2024)的研究发现与父母保持“一碗汤的距离”可以显著改善成年子女的心理健康状况并提高其主观幸福感,这主要是代际支持与情感慰藉的作用。与之对应的一支文献发现了相反的结论,他们认为代际同住对成年子女的心理健康具有负面影响。例如,袁笛和陈滔(2019)的研究发现与老年父母同住的成年子女因需提供老年照料而减少了闲暇时间和收入水平,从而对其心理健康产生不利影响。根据以上文献讨论,本文提出了以下研究假说:

H2a: 代际同住可以提高农村成年子女的主观幸福感。

H2b: 代际同住不会提高,甚至可能降低农村成年子女的主观幸福感。

上述文献研究结论存在争议源于多方面因素的影响,如数据与样本结构、指标测度以及识别策略等。例如,张莉(2015)和Yuan et al.(2021)的研究对象均为高龄老年人。高龄老年人健康水平较差、平均收入较低,对成年子女所能给予的老年照料需求较高,同时提供隔代照料的能力不足,因此在代际同住安排中更多的是获益者。因此,代际同住对这些老年人的主观幸福感具有促进作用。邓婷鹤等(2016)以及张芬和沈晨(2022)的研究对象为低龄老人,平均年龄为67~68岁。低龄老人的自身照料需求较低,但往往承担隔代照料重任,同时也面临与成年子女共同商议家庭决策时的矛盾或冲突,故代际同住可能不会提高,甚至可能降低其主观幸福感。

经济条件改善和社会规范转型可能会提高老年人独居的可能性。老年人的经济状况主要包括养老支持与其他社会保障福利。养老金收入通常是老年人的重要经济来源,也是老年人获取养老支持的一个重要方面。老年人可能会将个人自主空间作为一种正常商品来消费,尤其是在养老金收入等经济可得性增加的情况下,他们对个人自主空间的支付能力也更强。与此同时,农村居民尤其是农村老年人对居住模式偏好的转变可能会进一步增加其选择独居的可能性。自我决定理论认为,个人自主性是一种普遍的心理需求,尽管个人主义可能被认为在西方文化中更为普遍,但相关研究表明其在西方和非西方文化环境中都具有重要意义(Yu et al., 2018)。社会规范的转型在不同国家文化背景下的表现形式可能有所不同,中国传统文化中主要体现为强调孝道的宗族(或儒家)文化及其演变。Knight et al.(2022)在解释中国农村居民主观幸福感下降的原因时发现,城乡移民瓦解了传统的村庄生活方式,在提高村庄收入的同时也促

使农村地区的社会结构与社会态度发生巨大转变。综上，经济可得性和社会规范转变有助于解释近年来居住模式的变动及其对老年人和成年子女主观幸福感的影响。由此，本文提出以下研究假说：

H3：经济条件的改善和社会规范的转变是代际同住与主观幸福感之间呈负相关关系的两个可能机制。

三 数据与描述统计分析

（一）数据与样本

本文使用的是2002年、2013年和2018年CHIP数据的农村样本数据^①。该调查的问卷由中外专家共同参与设计。每一轮调查均由国家统计局城市调查队负责实施。中国家庭收入调查是国家统计局年度常规住户调查中的一个子样本。

本文仅关注农村地区，主要有两个方面的原因。第一，城乡之间存在显著的文化差异。随着现代化和城市化的快速推进，传统孝道文化习俗的重要性逐渐减弱。与城镇地区相比，中国农村地区相对更为传统，更加强调传统孝道文化（Chen et al., 2025）。与父母同住通常被视为一种传统生活方式，这种文化意识形态在传统社会和农村地区尤为盛行。在这种传统文化的影响下，老年人与成年子女共同居住更受偏好，进而影响老年人的主观幸福感（Yuan et al., 2021）。

第二，农村人口老龄化问题比城镇更为严重。根据国家统计局2020年全国人口普查数据，城镇地区65岁及以上人口比例为10.8%，农村地区65岁及以上人口比例为17.7%；60岁及以上人口分别占城镇和农村人口的15.5%和23.8%。大量农村年轻劳动力进城务工，客观上也改变了农村家庭的居住方式，使农村的养老问题更加突出。

表1报告了本文的样本分布情况。每轮调查至少涵盖9000个家庭和30000多名个体。这三次调查均覆盖了相同的14个省份，2002年还包括其余8个省份，2018年则增加了内蒙古自治区。这些样本省份的地域分布多样，横跨了国内不同社会经济发展水平的地区。

① 本文未使用2007年CHIP数据的原因在于：第一，2007年CHIP数据中的主观幸福感回答选项及受访者样本分布与其他调查轮次存在差异；第二，2007年CHIP数据侧重考察农民工问题。

表1 样本分布情况

	2002年	2013年	2018年
个体数量(个)(全样本)	37969	37090	34491
家庭数量(户)(全样本)	9200	9973	9076
省份数量(个)	22	14	15
相同省份	北京、山西、辽宁、江苏、安徽、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、甘肃		
其余省份	河北、吉林、浙江、江西、海南、贵州、陕西、新疆		内蒙古

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

(二) 主观幸福感

三轮调查问卷中关于主观幸福感的问题均为类似表述，即“总体而言，您幸福吗？”，这也是主观幸福感调查中常用的提问方式。该问题由家庭中的一名主要成员作答。家庭关键成员通常指户主、配偶或在调查中熟悉家庭情况的主要受访者。主观幸福感问题的六个回答选项包括“非常幸福、幸福、一般、不幸福、一点也不幸福、很难说”。本文将主观幸福感量表进行标准化，规定1表示“一点也不幸福”，5表示“非常幸福”，依次类推。同时，本研究剔除了选择“很难说”以及回答缺失的受访者样本。

表2展示了各调查年份主观幸福感的分布情况，包括全样本、20~60岁的成年子女以及60岁及以上的老年人群。表2结果显示，在所有调查年份中，选项主要集中在“幸福”，其次为“一般”。若将“幸福”和“非常幸福”合并，两者的比重由2002年的62.1%下降至2013年的54.0%，2018年则上升至72.3%。前一时期的变化可能与农村劳动力外出增加有关，后一时期则可能是农村居民转移性收入上升的结果。从以60岁为界限的年龄分组来看，两组人群的主观幸福感分布无明显差异，“幸福”和“非常幸福”人群的比重较为接近。

表2 主观幸福感分布

	全样本			20~60岁成年子女			60岁及以上		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
一点也不幸福(%)	0.992	1.198	0.547	1.017	1.269	0.542	0.772	0.970	0.561
不幸福(%)	7.973	6.462	3.004	7.939	6.112	3.042	8.269	7.580	2.915
一般(%)	28.970	38.321	24.101	29.153	38.314	25.008	27.343	38.343	21.973
幸福(%)	46.376	42.734	47.688	46.322	42.867	47.308	46.858	42.309	48.580
非常幸福(%)	15.689	11.285	24.659	15.569	11.438	24.100	16.759	10.798	25.972
幸福和非常幸福的比例(%)	62.065	54.019	72.347	61.891	54.305	71.408	63.617	53.107	74.552

续表

	全样本			20~60岁成年子女			60岁及以上		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
幸福感平均得分	3.678	3.564	3.929	3.675	3.571	3.914	3.706	3.544	3.965
观测值	8968	9517	8954	8061	7248	6278	907	2269	2676

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

（三）居住安排

居住安排变量基于调查问卷中农村居民的基本人口信息进行定义，即受访者与户主之间的关系。本文根据家庭成员关系确定个体是与子女同住还是与父母同住。在定义这些变量时，本文将所有个体的年龄限定为20岁及以上。

图1展示了各年龄组人群的居住方式分布。图1中的左图和右图分别展示了20岁及以上个体与其子女同住的比例，以及所有年龄组个体与其父母同住的比例的变动情况。图1显示，与子女同住的比例在不同调查年份间呈现出相似的变动趋势。具体而言，与子女同住的比例自20岁开始上升，在40岁左右达到峰值，随后在40~60岁之间逐渐下降，该比例又自60岁开始上升并趋于平稳。20~40岁间的个体往往有年龄较小的未成年子女，为了陪伴和照顾子女，他们更有可能与子女同住；40~60岁之间的个体与子女同住的比例开始下降，可能是由于子女逐渐成年并成家立业；60岁及以上年龄组的老年人与其子女同住的比例再次上升，因为同住方式能够满足老年阶段的日常照料需求，成年子女也可能产生隔代照料的需求。

图1左图显示，2002年所有年龄组别中与子女同住的比例均明显高于2013年和2018年，且后两轮调查中各年龄组与子女同住的比例基本相当。这些结果表明，与子女同住的比例在显著下降。类似地，图1右图显示，各调查年份间与父母同住的比例变动趋势一致。1~25岁年龄组中，与父母同住的比例接近100%，但随着年龄增长逐渐下降。将各调查年份间与父母同住的比例进行横向比较可以发现，2002年25~60岁人群中与父母同住的比例最低，其次是2013年和2018年。这主要是由于不同出生组个体与父母同住比例的变动差异所致。2002年25~60岁个体主要出生于1942~1977年，而2013年和2018年调查中25~60岁个体的出生时间分别为1953~1988年和1958~1993年。后两轮出生组人群更多地受到了计划生育政策的影响，兄弟姐妹数量减少，这可能会提高与父母同住的概率（Guo et al., 2022），因为老年父母与其他兄弟姐妹同住的可能性在下降。总之，图1显示，与子女同住的变化在60岁及以上老年群体中十分突出，而与父母同住的变化在25~60岁人群中更为明显。本文将研究对象进一步区分为两个

特定年龄组，即60岁及以上的老年人和20~60岁的成年子女，以进一步讨论老年人和成年子女对于同住的不同意愿。

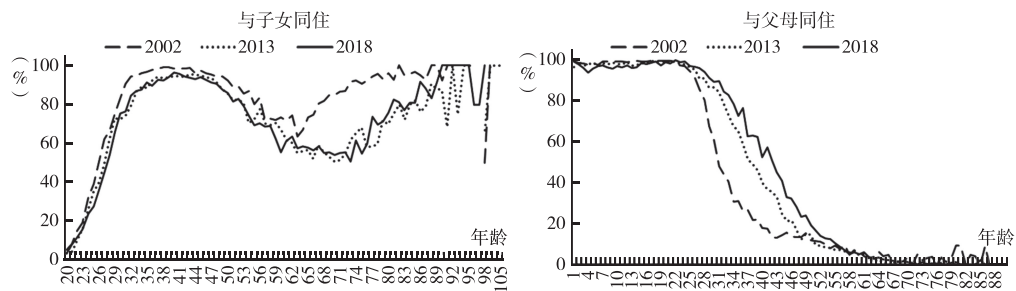


图1 同住比例的年龄变动趋势

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

表3分别报告了老年人和成年子女的居住安排分布情况。60岁及以上老年人的同住分布情况表明，无论是从回答主观幸福感问题的受访者还是全样本来看^①，大多数老年人与成年子女同住，其次是老年人独居，与其他家庭成员同住的老年人最少。自2002年以来，60岁及以上老年人与成年子女同住的比例明显下降，而同期独居比例则明显上升。具体而言，2002–2013年期间，与成年子女同住的比例在全样本中下降了20个百分点，在回答主观幸福感问题的受访者中下降了15个百分点。在回答主观幸福感问题的受访者子样本中，60岁及以上老年人与成年子女共同居住的比例从61.6%下降至46.3%，而独居的比例则从30.7%上升至49.4%，并基本维持在这一水平。

表3 居住安排分布情况

		回答主观幸福感问题的受访者			全样本		
		2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
60岁及以上老年人	与成年子女同住 (%)	61.632	46.276	46.674	79.482	59.740	59.373
	与其他家庭成员同住 (%)	7.718	4.319	4.970	4.541	3.959	4.584
	独居 (%)	30.650	49.405	48.356	15.977	36.301	36.044
	观测值	907	2269	2676	2973	5683	6567

① 此处分别报告全样本和回答主观幸福感问题的受访者的居住方式分布，主要原因在于家庭中仅有主要成员回答主观幸福感问题，因此可能因回答者的选择而导致居住方式分布存在差异。本文还检验了其他个体特征（如性别、年龄、教育、婚姻和健康状况等）在回答主观幸福感问题的受访者样本与全样本之间的分布，结果发现二者之间不存在显著差异。因此，使用回答主观幸福感问题的受访者样本进行分析不会对本文研究结果产生实质性影响。

续表

		回答主观幸福感问题的受访者			全样本		
		2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
20~60岁成年子女	与老年父母同住 (%)	14.725	15.301	19.083	15.414	19.234	24.261
	不与老年父母同住 (%)	85.275	84.699	80.917	84.586	80.766	75.739
	观测值	8061	7248	6278	23038	23069	19855

注：全样本包含了所有可定义居住安排类型的个体，无论其是否回答了主观幸福感问题。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

20~60岁成年子女的同住分布显示，与60岁及以上老年人同住的比例在整个样本中有所上升。就回答主观幸福感问题的受访者而言，这一比例从2002年的14.7%上升至2018年的19.1%。类似地，同期全样本中的该比例也从15.4%上升至24.3%。不同样本中同住比例变动趋势的一致性说明，使用回答主观幸福感问题的受访者子样本并不会造成严重的样本选择性偏差。

（四）主观幸福感与居住安排的关系

为了探讨主观幸福感与居住安排之间的相关性，本文给出了按照居住安排方式划分的主观幸福感平均得分及感到幸福个体占比的分布情况（见表4）。表4显示，对于60岁及以上老年人的同住情况而言，除2013年外，与成年子女同住的老年人主观幸福感平均得分和幸福感比例均最低，而独居老年人的主观幸福感平均得分和幸福感比例均最高。对于20~60岁成年子女的同住情况而言，在三个调查时期内，与父母同住的成年子女的主观幸福感水平均更低，无论以主观幸福感平均得分还是以幸福感占比衡量，均是如此。

表4 主观幸福感分布：按居住模式划分

		主观幸福感平均得分			幸福占比 (%)		
		2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
60岁及以上老年人	与成年子女同住	3.615	3.547	3.909	58.318	53.905	71.817
	与家庭其他成员同住	3.757	3.510	3.947	64.286	52.041	75.188
	独居	3.874	3.544	4.021	74.101	52.453	77.125
20~60岁成年子女	与老年父母同住	3.575	3.497	3.907	58.130	51.127	70.367
	不与老年父母同住	3.692	3.584	3.916	62.540	54.879	71.654

注：“幸福占比 (%)”中的幸福包括幸福和非常幸福两种类型。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

此外，在三个调查时期内，60岁及以上老年人与20~60岁成年子女的同住情况显示，主观幸福感的平均得分和幸福感占比自2002年起均呈现先下降后上升的变动趋势。2002–2013年间主观幸福感水平的下降表明，在此期间可能发生了重大的社会转型。例如，Knight et al.（2022）指出，传统的乡村生活方式已被国内人口流动和社会经济发展所侵蚀，农村地区的村庄结构和社会态度已经开始瓦解与转变。然而，2013–2018年期间主观幸福感水平的提高表明，包括公共转移收入和养老金收入在内的社会支持在2013年后可能得到了大幅改善，老年人群的经济状况和收入水平也因此得以明显提升。不论在哪一时期，居住安排与主观幸福感之间的关系都是相似的，即同住群体的主观幸福感低于非同住群体。

为直观描述居住方式与主观幸福感之间的关系，图2绘制了省级层面同住比例与主观幸福感得分均值的关系。不同年份的散点图均显示，老年父母与成年子女同住比例越高的地区，主观幸福感程度呈现出明显的下降趋势。类似地，成年子女与老年父母同住比例越高的地区，主观幸福感也总体上表现出下降趋势。这一下降趋势随着时间的推移有所减弱。该现象直观表明，无论对于老年人还是成年子女，同住都未能显著提高主观幸福感。

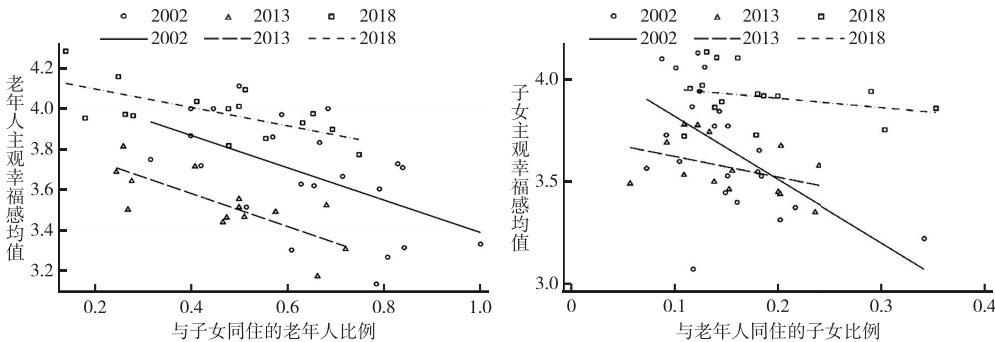


图2 代际同住与主观幸福感的相关性

注：每个散点代表一个省，代表各省内老年人或成年子女的同住比例以及主观幸福感得分均值。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

（五）其他变量基本描述统计

其他变量的基本描述性特征见表5。不同口径的收入水平在整个样本期间均持续增长，尤其是养老金收入和公共转移性收入的增加较为显著。例如，人均公共转移性收入从2002年的44元增加到2013年的690元，并在2018年进一步增长至1298元。人均

养老金收入也呈现出类似的增长趋势，从样本初期的21元增加到2013年的430元，并持续增长至2018年的784元。这些结果表明，近年来农村社会保障体系不断完善，老年人的经济状况也在改善，这可能会提升他们对独居生活的需求意愿和支付能力。

表5 描述统计分析

变量名称	2002年		2013年		2018年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
人均可支配收入（元）	2772.664	2326.089	7983.575	7150.548	9760.340	9995.774
人均可支配收入的对数	7.689	0.710	8.718	0.766	8.902	0.823
人均养老金收入（元）	21.330	272.578	429.787	1689.701	783.835	2706.316
人均养老金收入的对数	0.097	0.797	1.956	2.924	2.673	3.252
人均公共转移性收入（元）	44.047	196.272	689.998	1890.444	1297.948	3132.153
人均公共转移性收入的对数	2.614	1.434	4.410	2.631	4.960	2.834
男性（是=1）	0.745	0.436	0.657	0.475	0.609	0.488
年龄（岁）	45.525	10.474	50.319	12.442	52.651	11.892
离婚（是=1）	0.003	0.055	0.014	0.117	0.004	0.067
丧偶（是=1）	0.024	0.152	0.056	0.230	0.001	0.028
大专及以上（是=1）	0.008	0.088	0.019	0.136	0.024	0.154
职业高中（是=1）	0.029	0.167	0.022	0.148	0.025	0.155
普通高中（是=1）	0.140	0.347	0.090	0.286	0.102	0.303
初中（是=1）	0.469	0.499	0.467	0.499	0.478	0.500
健康状况良好（是=1）	0.798	0.402	0.666	0.472	0.634	0.482
残疾人占比（%）	0.387	3.732	2.160	10.584	9.533	19.058
家庭人口规模（人）	4.119	1.289	3.729	1.445	3.799	1.568
平原（是=1）	0.495	0.500	0.475	0.500	0.454	0.498
距离最近县城的距离（千米）的对数	2.795	0.994	2.771	1.025	2.946	0.912

注：所有收入指标均使用2002年居民消费价格指数（CPI）进行了调整。
资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

其他控制变量主要包括个人、家庭和村庄三个维度。已有研究发现，主观幸福感受到宏观经济环境、劳动力市场条件和社会人口变量等因素的影响，如失业、通货膨胀、收入、年龄、性别、婚姻状况、健康状况和教育水平等。参考已有文献的做法（李树、严莱，2022），本文选取的个人层面的控制变量包括性别、年龄、婚姻状况（如离婚或丧偶）、教育水平和自评健康状况。本研究将教育水平分为五个组别：大学、职业高中、普通高中、初中和小学及以下。自评健康状况以问卷中的五个答案来反映：非常健康、健康、一般、不好和非常不好。为此，定义了一个虚拟变量“健康状况良

好”，如果受访者选择“非常健康”或“健康”，则该变量取值为1，否则为0。家庭层面的控制变量包括人均可支配收入对数、家庭中残疾人比例和家庭人口规模。村庄层面变量包括地形和交通便利程度，即村庄是否位于平原地区以及与县城的最近距离。

男性约占样本的61%~75%。男性占多数的主要原因可能是他们通常更有可能成为主观幸福感调查的受访者。受访者的平均年龄在2002–2018年期间分别为46岁、50岁和53岁。离婚和丧偶者的比例总体上都非常低。在受教育程度方面，大专及以上学历、职业高中、普通高中的均值均较小，表明大多数人的受教育程度较低，只有0.8%~2.4%的人拥有大专及以上学历。“身体健康”的平均值从2002年的80%持续下降到2013年的66.6%，并在2018年进一步下降到63.4%。家庭层面的控制变量显示，家庭规模在持续缩小。受访者中自评残疾的比例上升，从0.4%持续上升到9.5%。村庄层面的控制变量显示，大约45.4%~49.5%的地区为平原，与县城的最近距离在样本期间基本保持稳定。

四 估计模型与回归结果

（一）估计模型

为了研究代际同住对农村居民主观幸福感的影响，借鉴 Ferrer-i-Carbonell & Frijters (2004) 的做法，本文估计了以下计量方程：

$$Happiness_i = \alpha_0 + \alpha_1 Co-residence_i + X + \lambda_p + u_i \quad (1)$$

$$\text{Prob}(Happy_i = 1 | Co-residence_i, X, \lambda_p) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Co-residence_i + X + \lambda_p) \quad (2)$$

其中，下标 i 、 p 分别表示个人和省份。本文使用普通最小二乘估计（OLS）方法估计方程（1），使用 Probit 模型估计方程（2）。 $Happiness_i$ 和 $Happy_i$ 是核心因变量。前者是一个离散变量，取值范围 1~5，代表不同的主观幸福程度。后者是一个虚拟变量，表示一个人是否感到幸福或非常幸福，若是则取值 1，否则为 0。

$Co-residence_i$ 是关键解释变量，包括两种不同的情形，即 60 岁及以上老年父母是否与成年子女同住或 20~60 岁成年子女是否与老年父母同住。 X 是一系列控制变量，包括个人、家庭和村庄层面三个维度的控制变量。个人控制变量包括性别、年龄、婚姻状况、教育水平和自评健康状况。家庭控制变量包括人均可支配收入、家庭规模和残疾人比例。村庄控制变量包括是否为平原以及距离最近县城的距离。 λ_p 表示省份固定效应， $\Phi(\cdot)$ 是标准正态分布的累积分布函数， u_i 为随机误差项。

（二）基准回归

表 6 报告了代际同住对农村居民主观幸福感影响的基准估计结果。第（1）列至第

(3) 列的 OLS 估计结果显示, 与成年子女或老年父母同住并不会导致主观幸福感的提高。具体而言, 第 (2) 列的估计结果表明, 与老年父母同住的主观幸福感平均得分显著低于其他居住安排。第 (3) 列的估计结果显示, 与成年子女同住的主观幸福感平均得分也显著低于其他居住安排。类似地, 第 (4) 列至第 (6) 列为 Probit 模型估计结果, 报告了平均边际效应。第 (5) 列的估计结果显示, 与老年父母同住的主观幸福感显著低于其他居住安排。第 (6) 列的估计结果显示, 与成年子女或老年父母同住使感到幸福的可能性显著降低 3.2~4.1 个百分点。第 (4) 列的估计结果也显示, 代际同住与感到幸福的概率之间呈负相关关系, 但估计系数不具有统计显著性。上述结果均表明, 代际同住没有提高农村居民的主观幸福感水平, 反而有可能降低他们的主观幸福感得分或感到幸福的可能性, 即验证了研究假说 H1b 和 H2b。

表6 主观幸福感与居住安排: 全样本

	主观幸福感 (1~5): OLS			是否感到幸福 (是=1): Probit		
	2002 年	2013 年	2018 年	2002 年	2013 年	2018 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
与成年子女同住	-0.010 (0.034)	-0.025 (0.029)	-0.100*** (0.028)	-0.017 (0.020)	-0.008 (0.017)	-0.041*** (0.016)
与老年父母同住	-0.031 (0.027)	-0.078*** (0.028)	-0.033 (0.026)	-0.000 (0.015)	-0.036** (0.017)	-0.032** (0.015)
人均可支配收入的对数	0.185*** (0.015)	0.061*** (0.010)	0.036*** (0.007)	0.100*** (0.009)	0.034*** (0.006)	0.021*** (0.003)
男性	-0.048** (0.021)	-0.074*** (0.019)	-0.036** (0.018)	-0.025** (0.012)	-0.026** (0.011)	-0.018* (0.010)
年龄	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
离婚	-0.601*** (0.221)	-0.576*** (0.075)	0.134 (0.132)	-0.187** (0.092)	-0.330*** (0.050)	-0.032 (0.066)
丧偶	-0.367*** (0.068)	-0.200*** (0.041)	-0.070 (0.289)	-0.140*** (0.033)	-0.100*** (0.024)	-0.128 (0.148)
大专及以上学历	0.142 (0.092)	0.401*** (0.061)	0.180*** (0.056)	0.070 (0.059)	0.226*** (0.043)	0.101*** (0.034)
职业高中学历	0.046 (0.054)	0.325*** (0.059)	0.088 (0.059)	0.029 (0.031)	0.141*** (0.037)	0.004 (0.031)
普通高中学历	0.025 (0.028)	0.190*** (0.031)	0.090*** (0.030)	0.013 (0.016)	0.098*** (0.020)	0.039** (0.017)
初中学历	0.040* (0.021)	0.094*** (0.020)	0.028 (0.020)	0.018 (0.012)	0.052*** (0.012)	0.004 (0.011)
健康状况良好	0.282*** (0.023)	0.311*** (0.019)	0.288*** (0.021)	0.137*** (0.012)	0.168*** (0.011)	0.147*** (0.011)

续表

	主观幸福感 (1~5): OLS			是否感到幸福 (是=1): Probit		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
残疾人占比	-0.006* (0.003)	-0.003*** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001** (0.001)	-0.000 (0.000)
家庭人口规模	0.019** (0.010)	0.036*** (0.009)	0.031*** (0.008)	0.010* (0.005)	0.021*** (0.005)	0.018*** (0.005)
平原	0.016 (0.021)	-0.053*** (0.021)	0.026 (0.021)	0.008 (0.012)	-0.017 (0.013)	0.007 (0.012)
距离最近县城的距离的对数	-0.034*** (0.009)	-0.034*** (0.009)	0.030*** (0.011)	-0.016*** (0.005)	-0.011** (0.005)	0.013** (0.006)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值				-5357.095	-5926.580	-4997.669
R ²	0.141	0.092	0.059			
观测值	8880	9084	8876	8880	9084	8876

注：Probit 模型报告的是平均边际效应；括号中报告的是异方差稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

资料来源：根据 2002 年、2013 年和 2018 年中国家庭收入调查数据计算得到。

其他控制变量的估计系数也均符合预期。例如，人均可支配收入的对数值与主观幸福感显著正相关，说明收入增加对整体主观幸福感的提升具有显著促进作用（罗必良等，2021；张学志、才国伟，2011）。男性的主观幸福感低于女性。年龄较大的人通常报告更高的幸福感。离婚或丧偶的受访者主观幸福感较低。教育水平越高，主观幸福感得分越高。健康状况越好的人主观幸福感越高。上述发现与已有文献基本一致（田柳等，2024；杨继东、邹宏威，2021）。家庭中残疾人比例越高，主观幸福感越低。家庭规模越大，主观幸福感越高。交通便利程度越高，主观幸福感越高。

表 7 分别从老年父母和成年子女的角度估计了与成年子女同住以及与老年父母同住对主观幸福感的相应影响。表 7 中的子表 A 和子表 B 分别展示了 OLS 和 Probit 估计结果。表 7 中的估计结果显示，无论是使用 OLS 还是 Probit 估计方法，与 20~60 岁成年子女同住和老年父母的主观幸福感之间始终存在显著的负相关关系。具体来说，老年父母与 20~60 岁成年子女同住时，其主观幸福感得分将显著下降 0.1~0.2 左右，幸福的可能性会显著降低 6.5~15.0 个百分点。表 7 第（2）列、第（4）列和第（6）列的估计结果与表 6 相似。子表 A 第（2）列、第（4）列和第（6）列的结果显示，对于年轻成年子女而言，与 60 岁及以上老年父母同住的主观幸福感明显低于其他居住安排，尽管第（6）列的估计系数缺乏统计显著性。同时，子表 B 的 Probit 估计结果也表明，与 60 岁及以上

年长父母同住的幸福可能性低于其他居住安排。具体而言，与60岁及以上年长父母同住可能会使幸福的概率降低1.1~2.7个百分点，尽管估计系数均不具有统计显著性。上述估计结果表明，无论是与成年子女还是老年父母同住，都没有提高他们的主观幸福感。即使在针对不同年龄组群体的子样本估计中也依然如此，再次印证了研究假说H1b和H2b。

表7 主观幸福感与居住安排：老年父母与成年子女

	2002年		2013年		2018年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子表A：主观幸福感（OLS）						
与成年子女同住	-0.191** (0.084)		-0.146** (0.063)		-0.246*** (0.052)	
与老年父母同住		-0.061** (0.027)		-0.066** (0.028)		-0.003 (0.027)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.191	0.144	0.105	0.096	0.073	0.060
观测值	894	7986	2193	6891	2654	6222
子表B：是否感到幸福（Probit）						
与成年子女同住	-0.097** (0.045)		-0.065* (0.038)		-0.149*** (0.027)	
与老年父母同住		-0.012 (0.015)		-0.027 (0.017)		-0.011 (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值	-512.221	-4816.973	-1402.142	-4496.658	-1423.417	-3542.300
观测值	894	7986	2189	6891	2654	6222

注：Probit模型报告的是平均边际效应；括号中报告的是异方差稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；控制变量包括个人、家庭和村居特征。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

（三）工具变量估计

代际同住对主观幸福感的影响可能会受到反向因果和遗漏变量偏误的干扰（Yuan et al., 2021）。第一，反向因果。与幸福感较强的老年人相比，主观幸福感较差的老年人通常会对成年子女的代际支持（如物质帮助、老年照料、情感慰藉等）有着更高的需求，他们更渴望通过与子女同住以改善当前不利的生活现状。类似地，幸福感较差的成年子女也越可能通过与老年父母同住以抵御这一负面影响。因此，最终可能表现

为主观幸福感较低的老年人（成年子女）更多地选择与成年子女（老年父母）同住。第二，遗漏变量偏误。在现实研究中往往存在一些个体层面非时变的不可观测因素对估计结果产生干扰，如个人性格、习惯等特征。如果选择同住的老年人具有一些消极的个人特征，如脾气差、人际关系复杂、与外人交流困难等，那么可能会导致代际同住老人的主观幸福感较低。因此，在研究代际同住与主观幸福感之间的因果关系时，若忽略这些潜在的内生性因素则可能会导致估计结果产生偏误^①。

现有研究主要使用工具变量估计方法缓解内生性问题。一些研究使用外生冲击作为工具变量来识别因果效应。例如，Courtin & Avendano（2016）利用大衰退时期对成年子女就业机会的外生影响估计代际同住对老年父母心理健康，特别是抑郁评分的因果效应。Manacorda & Moretti（2006）利用社会保障体系改革引致的父母收入外生变化作为工具变量，以识别其对居住安排的因果影响。在亚洲文化圈内，某些特定文化因素通常被用作工具变量。例如，Johar & Maruyama（2014）使用印度尼西亚的多元传统文化作为代际同住的工具变量，识别其对父母健康的影响。Yuan et al.（2021）利用1982年城市层面的方言多样性指数和家庭单位数量作为代际同住的工具变量，估计了代际同住对中国居民主观幸福感的因果效应。

上述研究为本文探讨代际同住与主观幸福感之间的因果联系提供了重要参考，但多数不适用于本文的研究情境，或存在工具变量识别的有效性问题的。本文研究样本期内没有诸如大衰退或社会保障改革等政策事件冲击。Yuan et al.（2021）研究中的家庭单位数和方言多样性指数实际上均为地方同住文化的代理变量，某地区在历史传统上具有更强的同住文化，则该地的老人更可能在当代选择与其成年子女同住。然而，代际同住文化的排他性假设未必成立。这是因为历史上具有更强同住文化的地方，往往也是拥有更高人口集聚度和经济发展水平的地区，而人口规模或经济发展水平会直接影响当地居民的主观幸福感。

本文以传统文化为思路选择工具变量。传统文化对人们的生活方式通常具有长期且持续的影响。传统社会缺乏针对老年人群的社会保障，家庭赡养义务无疑成为老年

① 一些青年子女选择留在农村与老年父母同住可能是由于未在城市找到工作或是面临其他经济困境，他们的就业与收入状况不仅与代际同住决策相关，而且还可能会直接影响老年父母的主观幸福感水平。如果忽略了这些因素，也可能产生估计偏误。为缓解这一问题，本文采用将父辈与子辈年龄差限定为20~40岁之间或是直接在回归模型中控制青年子女的就业与收入状况的做法进行了重新估计，研究发现本文的基准结论并未发生变化。父辈的就业与收入状况可能具有相似的影响，本文进行控制后的结果依然稳健。相关估计结果留存备案。

人基本生活保障的基础。跨代合居成为一种经济上有效的养老方式，能够降低日常照料成本，并在家庭消费支出中体现出规模效应。代际合居也可能更有利于提高家庭内部成员的时间配置效率。本文以长子作为传统文化的测度指标，这是儒家价值观在家庭层面上的重要体现。在东亚文化圈内，长子可能出于继承遗产、社会规范等动机而更多选择与父母同住（Antman，2012；Wakabayashi & Horioka，2009）。中国作为东亚文化圈的一个典型，其传统社会文化规范通常强调男孩偏好，将儿子视为传宗接代、维系家族的重要支柱。是否生儿子与宗族文化有着显著的正向关联，而且会影响子女与老年父母之间的居住安排。对于处于宗族文化势力较强地区的老年人而言，他们育有儿子的概率更大，且与已婚成年子女同住的可能性也越高（Zhang，2019）。一种方式是直接使用宗族文化作为工具变量。其好处在于相关性容易满足，但缺陷是外生性或排他性假设容易受到挑战。例如，宗族文化很可能会直接影响个体教育与收入或其他经济指标，从而影响居民主观幸福感。相比之下，长子作为老年人生育的第一胎，其性别往往具有随机性（Ebenstein，2010），外生性相对容易满足。在儒家文化孝道规范下长子更可能与老年父母同住，故相关性假设成立。随着社会经济发展水平的提升，居民观念日渐现代化，传统社会文化规范的影响可能会有所减弱。

表8报告了工具变量（IV）的估计结果。由于2002年CHIP调查中未报告兄弟姐妹信息，本文无法定义长子变量，因此仅使用后两期数据进行了检验。第二阶段的估计结果显示，代际同住至少没有导致更高的主观幸福感：与成年子女同住的老年人主观幸福感并没有更高，与老年人同住的年轻人主观幸福感通常也没有更高。第一阶段估计结果显示，无论是对成年子女还是老年父母而言，代际同住与长子之间均存在显著的正相关关系。弱工具检验F值均大于10，说明不太可能存在弱工具变量问题。从估计系数来看，无论是子女为长子还是本人为长子，其对代际同住的正向影响均随时间变化而下降。这一结果表明，传统文化对代际同住的影响可能正在逐渐减弱。

表8 居住安排与主观幸福感的工具变量估计

	2013年		2018年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第二阶段估计结果				
与成年子女同住	-0.015 (0.090)		-0.141 (0.105)	
与老年父母同住		0.249 (0.514)		-0.775 (0.712)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制

续表

	2013年		2018年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
KP-rk Wald 检验F值	1189.218	21.592	900.963	12.529
观测值	9084	9084	8876	8876
第一阶段估计结果				
子女为长子	0.203*** (0.006)		0.185*** (0.006)	
本人为长子		0.041*** (0.009)		0.034*** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.516	0.262	0.546	0.263
观测值	9084	9084	8876	8876

注：括号中报告的是异方差稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；控制变量包括个人、家庭和村居特征。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

五 稳健性分析

（一）劳动力外出

20世纪90年代末至21世纪初，大量农村劳动力外出务工，极大地改变了中国农村的家庭结构与居住安排模式。这一劳动力流动趋势显著增加了老年人独居的比例。成年子女外出务工，留守农村的老年人身心状况更有可能面临重大风险（Connelly & Maurer-Fazio, 2016），从而导致其主观幸福感降低。为探讨劳动力流动对农村居民主观幸福感的影响，本文考虑了家庭中是否有成年人外出务工对上述结果的可能干扰。具体而言，本文构建了一个虚拟变量，用以表示家庭中是否有成年人外出工作，并将其与代际同住虚拟变量进行交互。交互项系数反映了家庭中是否有成年人外出务工对代际同住与农村居民主观幸福感之间关系的影响。

表9报告了在考虑家庭内劳动力迁移问题后的估计结果。表9的估计结果表明，无论家庭中是否有成年人外出工作，与20~60岁的成年子女或60岁及以上的父母同住都会显著降低其主观幸福感，且这一发现在不同的估计方法和调查年份中均保持一致。交互项的估计系数显示，代际同住对主观幸福感的影响不会因家庭内部有成年劳动力外出务工而发生改变。单独的代际同住变量系数为负且显著，说明即使家庭中没有成

年人外出务工，代际同住也不会提高，甚至会降低农村居民的主观幸福感。这一结果表明，无论家庭内部的人口迁移模式如何，代际同住都不会增加老年人和成年子女的主观幸福感。即使考虑到潜在的人口迁移问题，本文的估计结果依然稳健。

表9 考虑人口迁移问题：主观幸福感与居住安排

	主观幸福感：OLS			是否感到幸福：Probit		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子表A：老年父母						
与20~60岁成年子女同住×家庭中有成年人外出务工	-0.145 (0.272)	0.003 (0.165)	0.078 (0.133)	0.059 (0.168)	-0.058 (0.096)	-0.027 (0.078)
与20~60岁成年子女同住	-0.180** (0.085)	-0.165** (0.065)	-0.239*** (0.058)	-0.097** (0.046)	-0.066* (0.040)	-0.149*** (0.030)
家庭中有成年人外出务工	0.127 (0.182)	0.044 (0.158)	-0.100 (0.125)	0.035 (0.103)	0.065 (0.090)	0.029 (0.074)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值				-511.921	-1401.872	-1423.341
R ²	0.191	0.106	0.073			
观测值	894	2193	2654	894	2189	2654
子表B：成年子女						
与60岁及以上老年父母同住×家庭中有成年人外出务工	-0.023 (0.080)	0.089 (0.056)	0.015 (0.052)	-0.030 (0.046)	0.036 (0.035)	-0.023 (0.029)
与60岁及以上老年父母同住	-0.060** (0.029)	-0.090*** (0.034)	-0.004 (0.034)	-0.010 (0.016)	-0.035* (0.021)	0.001 (0.019)
家庭中有成年人外出务工	-0.037 (0.032)	0.030 (0.023)	0.033 (0.024)	-0.012 (0.018)	0.030** (0.014)	0.030** (0.014)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值				-4816.324	-4492.599	-3539.907
R ²	0.144	0.097	0.061			
观测值	7986	6891	6222	7986	6891	6222

注：Probit模型报告的是平均边际效应；括号中报告的是异方差稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；控制变量包括个人、家庭和村居特征。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

(二) 计划生育政策

计划生育政策与兄弟姐妹数量、居民幸福感均可能相关（王伟等，2013）。子女数量及成年子女之间的竞争可能会影响代际同住的可能性（Guo et al., 2022）。计划生育政策实施后，大多数家庭的子女数量减少，这可能会改变成年子女与父母同住的可能性。鉴于中国地区间社会经济差异，中央将更多权力下放至地方政府（Huang et al., 2016），并于1984年颁布实施了一项具有省份差异的计划生育政策。不同省份的居民受到不同的生育限制，这通常表现为各省罚款和允许生育子女数量的差异（Ebenstein, 2010; Greenhalgh, 1986）。例如，大部分城镇地区仅允许生育一胎，而一些农村地区被允许生育一胎半，少数偏远地区可以生育二孩甚至三孩。

为了控制计划生育政策对居住安排和主观幸福感的潜在影响，本文根据计划生育政策在不同省份地区的执行力度差异，划分了不同的子样本，从而研究在不同计划生育政策执行力度下，代际同住对老年人和成年子女主观幸福感影响的差异。计划生育政策对生育子女数量的要求包括：一个孩子、一个半孩子和两个孩子。本文将只能生育“一个孩子”定义为严格的计划生育政策，若符合则取值为1，否则为0。与之对应，一个半孩子和两个孩子的政策被归类为宽松的计划生育政策。随后，本文分别使用严格和宽松的计划生育政策子样本，估算代际同住对老年人和成年子女主观幸福感的影响。

表10报告了考虑计划生育政策后的估计结果。表10的第（1）列至第（3）列和第（4）列至第（6）列分别展示了使用严格计划生育政策和宽松计划生育政策样本的估计结果。表10的估计结果表明，计划生育政策的执行强度并不影响代际同住与老年人及成年子女主观幸福感之间的负向关系。无论是计划生育政策严格地区还是宽松地区，代际同住均会降低农村老年人和成年子女的主观幸福感，且这些结果在不同的调查年份和估计方法中均是一致且稳健的。总之，计划生育政策没有改变本文的研究结论。

表 10 考虑计划生育政策：主观幸福感和居住安排

	严格的计划生育政策			宽松的计划生育政策		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
主观幸福感：OLS						
子表A：老年父母的同住情况						
与成年子女同住	-0.197 (0.186)	-0.054 (0.108)	-0.177* (0.102)	-0.194** (0.095)	-0.175** (0.077)	-0.257*** (0.060)

续表

	严格的计划生育政策			宽松的计划生育政策		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.239	0.168	0.115	0.184	0.098	0.067
观测值	199	628	771	695	1565	1883
子表B：成年子女的同住情况						
与老年父母同住	-0.221*** (0.059)	-0.057 (0.055)	0.025 (0.056)	-0.028 (0.030)	-0.071** (0.033)	-0.012 (0.031)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.160	0.089	0.051	0.146	0.101	0.064
观测值	1469	1536	1265	6517	5355	4957
是否感到幸福：Probit						
子表C：老年父母的同住情况						
与成年子女同住	-0.115 (0.098)	0.007 (0.069)	-0.114** (0.056)	-0.095* (0.051)	-0.091** (0.045)	-0.156*** (0.031)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值	-114.039	-382.157	-407.743	-394.980	-1006.758	-1003.675
观测值	199	619	755	695	1563	1883
子表D：成年子女的同住情况						
与老年父母同住	-0.122*** (0.036)	-0.033 (0.034)	0.003 (0.032)	0.010 (0.017)	-0.028 (0.020)	-0.015 (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值	-901.895	-997.980	-714.601	-3896.715	-3490.109	-2818.164
观测值	1465	1536	1265	6517	5355	4957

注：Probit 模型报告的是平均边际效应；括号中报告的是异方差稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著；控制变量包括个人、家庭和村居特征。

资料来源：根据 2002 年、2013 年和 2018 年中国家庭收入调查数据计算得到。

（三）样本选择问题

人口可得性是影响老年人居住安排的重要因素。只有尚健在的个体才能决定是否与年迈的父母或成年子女同住。本文重点关注老年父母是否仍然健在。CHIP 数据记录了户主及其配偶父母的死亡信息，本文利用这些信息来确定一个家庭中是否至少有一方父母仍然健在，最终保留了年迈父母和成年子女均健在的样本，以允许他们选择自己的居住安排。表 11 的结果显示，代际同住对成年子女主观幸福感的负面

影响保持不变。此外，这一负面影响随时间而减弱。结合图1右图和图2右图的结果可以发现，成年子女与老年父母同住的比例随着调查年份的增加而上升，而同住对他们主观幸福感的不利影响也在逐步消退。这说明在此期间，老年父母可能协助子女承担了更多的家务劳动、照料孙辈等责任，在一定程度上缓解了代际同住过程中的负面影响。

表 11 保留父母健在样本：主观幸福感与居住安排

	主观幸福感：OLS			是否感到幸福：Probit		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
与老年父母同住	-0.059** (0.028)	-0.066** (0.032)	0.005 (0.039)	-0.006 (0.016)	-0.026 (0.019)	-0.007 (0.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值				-4064.056	-3418.529	-1723.664
R ²	0.140	0.095	0.067			
观测值	6733	5247	3076	6733	5247	3076

注：Probit 模型报告的是平均边际效应；括号中报告的是异方差稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著；控制变量包括个人、家庭和村居特征。

资料来源：根据 2002 年、2013 年和 2018 年中国家庭收入调查数据计算得到。

六 机制解释

(一) 社会规范转型

代际同住对老年人和成年子女的主观幸福感没有促进作用，甚至可能产生负面影响（见表 7 与表 8），这一结果与已有研究的发现基本一致（任强、唐启明，2014；张芬、沈晨，2022；Chyi & Mao，2012；Matsuura & Ma，2022）。本部分试图从社会规范转型的视角探讨其背后的作用机制，具体从地区和个人层面分析社会规范的潜在影响。以长子作为工具变量的一阶段估计结果可作为辅助性证据。正如表 8 中第一阶段估计结果所示，长子的作用正在逐渐减弱。地区层面社会规范的变化可能与个人主义的流行密切相关。本文将居住安排的个人偏好作为个人主义的代理变量，研究其在中国农村老年人中的演变。受限于数据，本文利用 2005–2018 年 CLHLS 的横截面混合数据，计

算不同调查年份中各种居住安排偏好的占比及其变动。

表 12 给出了不同居住安排偏好的分布及其变化。表 12 的结果表明，2005–2018 年期间，老年人选择独居（无论子女是否住在附近）的比例大幅上升，而选择与子女同住的比例明显下降。具体而言，无论子女居住距离远近，老年人倾向于独居的比例从 7.9% 上升至 11.6%，增加了 3.7 个百分点。类似地，老年人倾向于独居且希望子女住在附近的比例上升了 6.6 个百分点。相反，老年人选择与子女同住的比例下降了 9.3 个百分点。最后两种居住安排偏好则保持相对稳定。上述结果表明，2005–2018 年期间，60 岁及以上老年人更加倾向于独居模式。

表 12 中国农村老年人居住偏好的分布及变动趋势（2005–2018 年）

	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年	2018 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
独居，子女在不在附近无所谓	7.912	7.038	11.058	12.668	11.639
独居，子女最好住在附近	25.099	28.201	28.356	31.186	31.657
与子女一起居住	59.204	56.755	52.218	49.275	49.935
敬老院、老年公寓和福利院	2.289	1.747	1.646	1.771	1.145
不知道	5.399	6.260	6.723	5.099	5.624
观测值	8954	9904	4983	3726	6899

注：居住偏好选择来自问卷中的问题“您希望哪一种居住方式”；独居包括自己一个人住或仅与配偶同住；农村地区基于老年人所在的居住地类型来划分；老年人的年龄限定在 60 岁及以上。

资料来源：根据 2005–2018 年中国老年健康影响因素跟踪调查数据计算得到。

为了探讨居住安排偏好变动与主观幸福感之间的关系，本文进一步分析了 2002–2018 年期间中国农村老年人在不同居住模式下的主观福祉变化。此处的主观福祉以老年人自我报告的生活质量以及孤独与隔离感进行衡量。由于两个变量均为虚拟变量，本文计算并报告了它们的均值，以此测度特定类型生活质量或孤独感的占比。表 13 展示了相应的计算结果。表 13 的结果显示，60 岁及以上独居老人自我报告生活质量为“好”和“非常好”的比例持续上升，从 37.7% 上升至 55.6%。同时，报告经常和总是感到孤独和寂寞的比例从 17.2% 下降至 15.6%。一个可能的担忧是独居会导致老年人生活质量下降或孤独感增强，但上述研究结果表明并非如此。事实上，在 2002–2018 年期间，老年人独居与更高的主观幸福感水平相关。这些发现为 60 岁及以上老年人更倾向于独居，以及同住无法提高农村居民主观幸福感，提供了辅助性证

据。这也意味着，社会规范的转型可能是代际同住影响农村居民主观幸福感的一个作用机制。

表 13 中国农村老年人主观福祉的变动趋势（2002–2018 年）：划分居住安排类型

	2002 年	2005 年	2008 年	2011 年	2014 年	2018 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子表 A：自报的生活质量（“好”与“非常好”取值 1，否则为 0）						
与家庭成员同住	54.279	55.021	51.491	55.132	61.757	64.465
独居	37.748	42.623	43.238	49.471	56.953	55.592
住养老院	55.856	64.000	48.052	56.250	40.385	60.759
观测值	8670	8656	9904	5053	3805	6912
子表 B：孤独和隔离感（“经常”和“总是”取值 1，否则为 0）						
与家庭成员同住	6.108	5.972	6.641	5.021	5.468	4.807
独居	17.209	18.345	18.095	14.059	11.971	15.625
住养老院	7.658	10.400	12.987	12.500	1.923	12.658
观测值	8670	8656	9904	5053	3805	6912

注：自我报告的生活质量选项包括：“非常好”“好”“一般”“差”“很差”；孤独感的选项包括：“总是”“经常”“有时”“很少”“从不”。

资料来源：根据 2002–2018 年中国老年健康影响因素跟踪调查数据计算得到。

（二）经济可得性的变化

社会保障福利等经济可获得性的变动对老年人居住安排具有重要影响（罗楚亮、袁璐璐，2021）。已有研究发现养老保险降低了老年人与子女同住的概率，且老年人的福利是否得到改进取决于他们的居住偏好是否得到重视，即是否仍处于传统孝养伦理得以维系的家庭（张苏、王婕，2015）。本文研究主要使用老年人的养老金收入作为代理变量来探讨经济可得性变动对老年人的影响^①。根据 2002 年、2013 年和 2018 年 CHIP 数据，本文分别计算了人均公共转移收入、人均养老金和人均可支配收入的绝对水平及其相对占比。

表 14 报告了中国农村老年人社会保障福利的变动情况。表 14 的计算结果显示，2002–2018 年期间，农村老年人的养老保障水平有了明显提高。在过去十多年里，人均

① 养老金是老年人的重要收入来源，但其他经济来源（如社会救助、政府补贴等公共转移性收入）也可能对老年人的居住决策和主观幸福感产生影响。本文检验了剔除养老金后的公共转移性收入对老年人代际同住的影响，发现了类似的结果。

公共转移性收入占比显著提高了11.7个百分点，人均养老金占比也从0.8%上升到8%。本研究的进一步计算显示，即使在剔除养老金后，人均公共转移性收入占比也增加了3.9个百分点。这些结果表明，中国农村老年人的经济可得性总体上得到了大幅提高。经济可得性的提高为老年人提供了更多独立生活的机会，这有助于解释近年来兴起的独居趋势及其对老年人和成年子女主观幸福感的影响。具体来说，经济可得性的增强，特别是人均养老金收入的增加，提高了老年人自我供养的经济能力，进而增加了老年人独居的可能性。总之，经济可得性的增强是导致老年人独居趋势增加的重要经济因素，也是代际同住未能提高农村老年人和成年子女主观幸福感的一个可能解释。这一发现与上一小节的研究结论共同支持了研究假设H3。

表14 中国农村家庭社会保障福利的变化

年份	人均公共转移性收入 (元)		人均养老金(元)		人均可支配收入(元)		人均公共转移性收入占比(%)	人均养老金占比(%)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
2002	44.047	44.047	21.330	21.330	2772.664	2772.664	1.589	0.769
2013	946.738	689.998	589.706	429.787	10954.165	7983.575	8.643	5.383
2018	1948.868	1297.948	1176.927	783.835	14655.145	9760.340	13.298	8.031

注：公共转移性收入包括调查补贴、救济款和老年人补助金等；人均养老金通过养老金收入与家庭人口规模之比计算得到；第(1)列、第(3)列和第(5)列是原始收入值，第(2)列、第(4)列和第(6)列是在以2002年为基期的CPI基础上进行调整过的实际收入。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

为了讨论养老金收入增长对老年人同住概率的影响，本文以老年人是否与成年子女同住为被解释变量，估计了Probit模型。根据估计模型的边际效应，计算收入增长对同住概率的影响弹性，进一步结合估计得到的弹性系数和养老金收入增长幅度，推算在控制其他变量的情况下，养老金导致的同住概率变化。推算结果如表15所示。2002-2013年期间，老年人与成年子女同住的概率下降了15.3个百分点，其中养老金的解释份额为3.1个百分点。根据2002年同住Probit模型推算的收入弹性，养老金增长可以解释同住概率下降的20%；而按照2013年同住概率的收入弹性，这一比例上升至50.7%。从表15中也可以看出，老年人与成年子女同住概率的下降主要发生在2002-2013年期间。2002-2018年期间的变化情况与此基本类似。

表 15 养老金收入增长对老年人同住概率的影响

	2002 年	2013 年	2018 年	2002-2013 年	2002-2018 年
边际效应	-0.009	-0.017	-0.015		
同住的概率均值	0.616	0.463	0.467		
弹性	-0.015	-0.037	-0.032		
每个老年人养老金年均增长率				0.192	0.150
概率的年均变化（2002 年弹性）				-0.281	-0.219
养老金导致的同住下降（2002-2013 年）				-3.086	-3.506
概率的年均变化（2013 年或 2018 年弹性）				-0.705	-0.482
养老金导致的同住下降（2002-2018 年）				-7.755	-7.709

资料来源：根据 2002 年、2013 年和 2018 年中国家庭收入调查数据计算得到。

七 生育与隔代照料的影响

生育对父母主观幸福感的影响仍存在争议。一些研究表明，有子女的父母比无子女的父母更加幸福。当父母承担照顾孙辈的责任，且成年子女能够灵活兼顾工作与家庭生活时，生育率可能有助于提升成年子女和年迈父母的主观幸福感（Pollmann-Schult, 2018）。与孙辈共同居住的老年父母可能具有较高的主观幸福感，因为他们在与孙辈同住后不会感到孤独，并能从照料孙辈的过程中获得生活乐趣（Jones & Brayfield, 1997）。相反，未选择与父母同住的成年子女和年长父母的主观幸福感水平可能较低，尤其是对于就业机会受限的成年子女而言，未与父母同住不利于其抵御潜在的失业风险。另有研究认为，生育子女并不一定会增加父母的幸福感（Matysiak et al., 2016），特别是对于母亲而言，她们将面临严重的“工作-家庭”冲突，这不利于其提升主观幸福感。

这些研究结论的差异很可能受到社会层面特定因素的影响，包括不同的社会支持水平，如家庭津贴水平、儿童照料质量和工作时间的灵活性等。与处于社会支持水平较低的父母相比，享有较高家庭津贴、正规优质托幼服务和良好工作时间灵活性的父母会体验到更高的生活满意度（Pollmann-Schult, 2018）。在社会支持水平较低的情况下，当年迈父母与成年子女共同居住，特别是在他们为照顾孙辈提供支持时，双方的主观幸福感水平可能会得到提升。但当老年人与子女分开居住时，如果在提供隔代照料的过程中未获得子女的经济支持或精神联结，他们的主观福祉也可能降低（王伟同、陈琳, 2019）。

隔代照料会直接影响农村居民的居住安排，进而影响老年人或成年子女的主观幸福感。已有研究对隔代照料在主观幸福感中的作用进行了讨论，但多以老年人的幸福感为主，且所得结论不尽相同。例如，一些研究发现，提供隔代照料（或与孙辈同住）有助于提升中老年人的主观幸福感或心理健康状况（李飞飞、李天成，2024；Chyi & Mao, 2012；Silverstein et al., 2006）。也有研究发现，仅与孙辈同住的老年人情感健康状况更差（任强、唐启明，2014）。在与成年子女、孙辈共同居住的三代家庭中，老年人可能因照料孙辈投入大量时间和精力而无法很好地满足自身的照料需求，最终健康状况变得更差（邓婷鹤等，2016）。Chyi & Mao（2012）同样发现，生活在与成年子女和孙辈同住的三代家庭对老年人的主观幸福感具有不利影响。然而，三代同堂家庭的居住安排并不一定会对老年父母的幸福感产生负面影响。例如，任强和唐启明（2014）的研究发现，同时与成年子女和孙辈同住的老年人情感健康状况更好。Silverstein et al.（2006）发现在三代同堂家庭中的年长父母通常由于子女的汇款和更强的情感联结而具有更好的心理健康状况。综上，不论何种居住安排模式，隔代照料对老年人主观幸福感的影响均具有不确定性，仍值得深入探讨。

为了考察生育行为与隔代照料对中国农村居民代际居住模式与主观幸福感之间关系的影响，本文将研究样本限定在育有10岁及以下儿童的家庭^①。表16报告了在考虑生育与照料因素后的估计结果。表16的子表A显示，即使考虑了生育与照料效应，与成年子女或老年父母同住也不会提高他们的主观幸福感水平。子表B和子表C的估计结果显示，代际同住与主观幸福感之间始终存在一致的负相关关系，尽管许多估计系数在统计上并不显著。这些结果表明，在社会支持水平相对较低的环境中，生育子女的成本很可能会超过子女带来的好处，从而导致即使选择同住也不会显著提升父母和成年子女的主观幸福感。

因此，生育和隔代照料效应并不会影响代际同住与中国农村居民主观幸福感之间的关系。这一研究结果进一步增强了代际同住不会提高甚至可能降低农村居民主观幸福感这一结论的有效性。此外，这一结论也强调了政府应增强社会支持力度的重要性，特别是在减轻生育子女方面的负担上，仍需进一步完善相关社会政策和措施，而不能依赖家庭居住方式对家务活动分担的效应。

① 本文还采用了其他方法检验生育与隔代照料效应的稳健性，如剔除育有10岁及以下儿童的家庭样本，分别构建“育有10岁及以下儿童”、“6~12岁学龄儿童数量”、“0~3岁儿童数量”或“3~6岁儿童数量”与“代际同住”的交互项，重新检验代际同住对老年父母和成年子女主观幸福感的影响。相关估计结果留存备案。

表 16 主观幸福感和居住安排：生育行为与隔代照料

	主观幸福感：OLS			是否感到幸福：Probit		
	2002年	2013年	2018年	2002年	2013年	2018年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子表A：老年父母与成年子女的同住情况						
与成年子女同住	-0.050 (0.142)	0.023 (0.119)	0.032 (0.087)	0.021 (0.078)	-0.015 (0.065)	0.062 (0.046)
与老年父母同住	-0.040 (0.049)	-0.063 (0.045)	-0.011 (0.044)	-0.005 (0.027)	-0.031 (0.028)	-0.038 (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值				-1709.976	-1930.189	-1660.279
R ²	0.150	0.095	0.059			
观测值	2818	2983	2932	2818	2983	2932
子表B：老年父母的同住情况						
与20~60岁成年子女同住	-0.187 (0.266)	-0.146 (0.200)	-0.119 (0.137)	-0.053 (0.130)	-0.084 (0.108)	-0.107 (0.078)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值				-130.198	-301.244	-314.496
R ²	0.243	0.105	0.077			
观测值	234	487	598	230	487	595
子表C：成年子女的同住情况						
与60岁及以上老年父母同住	-0.097* (0.050)	-0.082* (0.045)	-0.038 (0.044)	-0.046* (0.027)	-0.046 (0.028)	-0.027 (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
对数似然值				-1557.339	-1617.070	-1326.768
R ²	0.154	0.102	0.068			
观测值	2584	2496	2334	2584	2496	2334

注：Probit模型报告的是平均边际效应；括号中报告的是异方差稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；控制变量包括个人、家庭和村居特征；上述各列均只保留了至少育有一个10岁及以下儿童的家庭样本。

资料来源：根据2002年、2013年和2018年中国家庭收入调查数据计算得到。

八 结论与启示

21世纪以来，受城镇化加快、生育率下降及其他社会经济转型因素的影响，人口老龄化已成为一个日益重要的全球性问题。特别是在中国等发展中国家，这些变化极大地重塑了家庭结构，改变了居住安排模式。居住安排模式的变化可能对中国农村居

民的主观幸福感产生重要影响，尤其是对农村老年人而言，他们是否选择与成年子女同住，或具备经济能力独居，与其主观福祉密切相关。本文旨在探究中国农村居民居住安排模式的变动及其与农村老年人和成年子女主观幸福感之间的因果关系。

基于2002年、2013年和2018年CHIP数据，本文分析了居住安排和主观幸福感的分布及变动特征，并采用OLS和Probit模型估计了代际同住对农村居民主观幸福感的影响。研究显示，代际同住不仅不能提高，甚至会降低农村居民的主观幸福感水平。在使用工具变量进行估计，并考虑了人口迁移、计划生育政策干扰和样本选择等问题后，本文的结论依然成立。机制分析表明，社会规范的转型和经济可得性的变化是两个可能的影响机制。随着时间的推移，传统文化的作用似乎在减弱。农村老年人经济可得性的提高，如养老金收入的增加，提升了老年人的自我经济供养能力。这些变化均可能导致老年人独居的可能性增加，从而影响老年人和成年子女的主观幸福感。与这一观点一致的证据是，独居农村老人自我报告的生活质量较高，孤独感和隔离感较低，这从侧面印证了代际同住对主观幸福感的负面影响。进一步的研究显示，生育与照料效应也不会改变本文的研究结果。

随着城市化和现代化进程的不断推进，农村的传统观念正在逐渐瓦解，家庭照料的作用也在逐渐减弱。代际同住无益于提升农村居民的主观幸福感，说明以传统的代际同住模式实现家庭成本共担可能不再是合理的养老模式。但本文的研究发现并未否认代际同住模式的养老功能与家庭价值。这主要是因为代际同住是家庭成员共同选择的均衡结果，主观幸福感、家庭经济支持和家庭照料等因素都是选择同住与否的重要考量。同时，老年人对社会护理的需求越来越大，建立老年护理设施、增加政府养老金补贴和提高公共转移收入是必要举措。生育率与农村居民主观幸福感之间的相关性显示，单纯的代际同住并不能显著提高农村居民的主观幸福感水平，说明家庭养老模式已无助于提高生育率。

应当完善社会保障体系，特别是在农村地区，以满足农村老年人日益增长的养老需求，从而提高农村居民的主观福祉和生育率。一方面，政府需要为农村地区分配更多的养老护理资源，以更好地适应近十多年来独居趋势的增加和社会规范的转变，并应对农村地区日益严峻的人口老龄化问题。另一方面，地方政府应通过完善农村社会保障体系，增强农村老年人的自我经济供养能力。增加养老金收入和其他形式的公共转移性收入均有助于提高老年人的经济独立性，改善其经济状况，进而为未来日益流行的独居养老模式提供保障。

参考文献:

- 邓婷鹤、何秀荣、王佳友 (2016),《居住模式对老人福利的影响:基于代际关系的视角——来自我国老人膳食质量的证据》,《财经研究》第12期,第39-48页。
- 贺志峰 (2011),《代际支持对农村老年人主观幸福感的影响研究》,《人口与经济》第S1期,第1-3页。
- 李飞飞、李天成 (2024),《家庭隔代抚育与农村中老年人主观幸福感》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第6期,第103-116页。
- 李树、严莱 (2022),《幸福经济学研究最新进展》,《经济学动态》第12期,第123-139页。
- 李新恒、郭继强 (2024),《代际居住安排与子女主观幸福感》,《中国人口科学》第5期,第98-112页。
- 罗必良、洪炜杰、耿鹏鹏、郑沃林 (2021),《赋权、强能、包容:在相对贫困治理中增进农民幸福感》,《管理世界》第10期,第166-181页。
- 罗楚亮、袁璐璐 (2021),《代际居住方式选择与农村老年贫困》,《劳动经济研究》第4期,第3-28页。
- 任强、唐启明 (2014),《中国老年人的居住安排与情感健康研究》,《中国人口科学》第4期,第82-91页。
- 田柳、李玉梅、冯敬宇 (2024),《中国居民主观幸福感及其分布的变化趋势——兼论中国是否存在幸福悖论》,《劳动经济研究》第6期,第70-100页。
- 王伟、景红桥、张鹏 (2013),《计划生育政策降低了居民的幸福吗——80后一代视角的研究》,《人口研究》第2期,第102-112页。
- 王伟同、陈琳 (2019),《隔代抚养与中老年人生活质量》,《经济学动态》第10期,第79-92页。
- 杨继东、邹宏威 (2021),《“中年危机”的经济学分析——基于幸福感数据的证据》,《劳动经济研究》第3期,第71-100页。
- 袁笛、陈滔 (2019),《老年照料对子女心理健康的影响——基于时间、收入的中介效应分析》,《南方人口》第6期,第50-64页。
- 张芬、沈晨 (2022),《劳动参与、代际支持与老年心理健康》,《人口与发展》第3期,第123-140页。

- 张莉 (2015), 《中国高龄老人的居住安排、代际关系和主观幸福感——基于对 CLHLS 数据的分析》, 《国家行政学院学报》第 5 期, 第 68-73 页。
- 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, 第 147-162 页。
- 张学志、才国伟 (2011), 《收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据》, 《管理世界》第 9 期, 第 63-73 页。
- Antman, Francisca (2012). Elderly Care and Intrafamily Resource Allocation When Children Migrate. *Journal of Human Resources*, 47 (2), 331-363.
- Chen, Lin, Xupeng Mao, Eva Kahana & Wenlu Zhao (2025). ‘Self-Reliance First, Children’s Care-Giving Second’: Older Adults’ Experience and Conceptualisation of Ageing-in-Place in Rural China. *Ageing & Society*, 45 (4), 710-730.
- Chyi, Hau & Shangyi Mao (2012). The Determinants of Happiness of China’s Elderly Population. *Journal of Happiness Studies*, 13 (1), 167-185.
- Connelly, Rachel & Margaret Maurer-Fazio (2016). Left Behind, At-Risk, and Vulnerable Elders in Rural China. *China Economic Review*, 37, 140-153.
- Courtin, Emilie & Mauricio Avendano (2016). Under One Roof: The Effect of Co-Residing with Adult Children on Depression in Later Life. *Social Science & Medicine*, 168, 140-149.
- Ebenstein, Avraham (2010). The “Missing Girls” of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy. *Journal of Human Resources*, 45 (1), 87-115.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada & Paul Frijters (2004). How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness? *The Economic Journal*, 114 (497), 641-659.
- Greenhalgh, Susan (1986). Shifts in China’s Population Policy, 1984-86: Views from the Central, Provincial, and Local Levels. *Population and Development Review*, 12 (3), 491-515.
- Guo, Naijia, Xiaoyu Xia & Junsen Zhang (2022). A Matching Model of Co-Residence with a Family Network: Empirical Evidence from China. *The Economic Journal*, 132 (648), 2873-2917.
- Huang, Wei, Xiaoyan Lei & Yaohui Zhao (2016). One-Child Policy and the Rise of Man-Made Twins. *Review of Economics and Statistics*, 98 (3), 467-476.
- Johar, Meliyanni & Shiko Maruyama (2014). Does Coresidence Improve an Elderly Parent’s Health? *Journal of Applied Econometrics*, 29 (6), 965-983.

- Jones, Rachel & April Brayfield (1997). Life's Greatest Joy? European Attitudes Toward the Centrality of Children. *Social Forces*, 75 (4), 1239–1269.
- Knight, John, Bianjing Ma & Ramani Gunatilaka (2022). The Puzzle of Falling Happiness Despite Rising Income in Rural China: Eleven Hypotheses. *Economic Development and Cultural Change*, 70 (3), 1103–1131.
- Manacorda, Marco & Enrico Moretti (2006). Why Do Most Italian Youths Live with Their Parents? Intergenerational Transfers and Household Structure. *Journal of the European Economic Association*, 4 (4), 800–829.
- Matsuura, Tsukasa & Xinxin Ma (2022). Living Arrangements and Subjective Well-Being of the Elderly in China and Japan. *Journal of Happiness Studies*, 23 (3), 903–948.
- Matysiak, Anna, Letizia Mencarini & Daniele Vignoli (2016). Work-Family Conflict Moderates the Relationship Between Childbearing and Subjective Well-Being. *European Journal of Population*, 32 (3), 355–379.
- Pollmann-Schult, Matthias (2018). Parenthood and Life Satisfaction in Europe: The Role of Family Policies and Working Time Flexibility. *European Journal of Population*, 34 (3), 387–411.
- Silverstein, Merrill, Zhen Cong & Shuzhuo Li (2006). Intergenerational Transfers and Living Arrangements of Older People in Rural China: Consequences for Psychological Well-Being. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 61 (5), S256–S266.
- Sukontamarn, Pataporn, Niaz Asadullah, Nopphawan Photphisutthiphong & Yen Nguyen (2023). Happiness in Old Age: The Daughter Connection. *Journal of Happiness Studies*, 24 (5), 1729–1757.
- Wakabayashi, Midori & Charles Yuji Horioka (2009). Is the Eldest Son Different? The Residential Choice of Siblings in Japan. *Japan and the World Economy*, 21 (4), 337–348.
- Yu, Shi, Chantal Levesque-Bristol & Yukiko Maeda (2018). General Need for Autonomy and Subjective Well-Being: A Meta-Analysis of Studies in the US and East Asia. *Journal of Happiness Studies*, 19 (6), 1863–1882.
- Yuan, Zi-Qing, Xian Zheng & Eddie Hui (2021). Happiness Under One Roof? The Intergenerational Co-Residence and Subjective Well-Being of Elders in China. *Journal of Happiness Studies*, 22 (2), 727–765.

Zhang, Chuanchuan (2019). Family Support or Social Support? The Role of Clan Culture. *Journal of Population Economics*, 32 (2), 529–549.

Living Arrangements and Subjective Well-Being of Rural Residents

Luo Chuliang¹ & Zhang Wenjie²

(School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business¹;

School of Labor and Human Resources, Renmin University of China²)

Abstract: This paper examines the impact of living arrangements on the subjective well-being of rural residents. Utilizing data from the China Household Income Project (CHIP) conducted in 2002, 2013, and 2018, the study finds a consistent decline in intergenerational co-residence among the elderly, along with a negative association between such co-residence and their subjective well-being. Instrumental variable estimates indicate that intergenerational co-residence does not enhance the subjective well-being of either rural elderly individuals or their adult children. Furthermore, first-stage estimates suggest a diminishing influence of the eldest son on intergenerational co-residence with elderly parents. These findings remain robust after accounting for factors such as migration, family planning policies, and potential sample selection bias. Evolving social norms and improved economic conditions are posited as potential drivers for the decreased prevalence of intergenerational co-residence and its negative association with subjective well-being. The conclusion that intergenerational co-residence diminishes the subjective well-being of rural residents remains consistent even when accounting for the roles of childbearing and caregiving. These findings suggest that intergenerational co-residence may no longer be the widely accepted norm in rural societies, prompting a careful reconsideration of the traditional reliance on this living arrangement for sharing elder care costs. Consequently, against the backdrop of a rapidly aging population and declining fertility rates, there is an urgent need to expedite the implementation of public policies that adapt to these evolving living arrangements and cultural norms. Furthermore, strengthening pension systems is essential to enhance the financial self-sufficiency of the rural elderly population.

Keywords: living arrangements, intergenerational co-residence, subjective well-being

JEL Classification: J12, O15, R23

(责任编辑：崔慧敏)