

代际居住距离增加降低了农村家庭子女的养老支持吗

卢文秀 吴方卫

摘要：家庭养老是中国最重要的养老模式，但人口老龄化和大规模人口流动导致农村老年空巢家庭日益增加，家庭养老功能引发担忧。论文基于生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度来测度农村家庭子女的养老支持水平，分析代际居住距离对农村家庭子女养老支持的影响及其机制。研究发现：第一，总体上，代际居住距离增加显著降低了农村家庭子女的养老支持水平，这一影响在子女数量少、不与配偶同住、低收入的农村家庭中更加明显。单一维度上，随着代际居住距离增加，子女提供的生活照料和经济支持下降，但精神慰藉增加。第二，代际居住距离增加通过提高子女日常照料的机会成本和社会养老服务消费，降低养老支持水平。其中，家庭经济状况更好的农村失能老年人使用社会养老服务的可能性更大。第三，代际居住距离增加使农村老年人实际的养老模式与期望发生偏离，农村老年人的病时照护需求和分享心事需求的满足对象由子女向其他主体转移。文章研究结论不仅为重新审视家庭养老功能是否弱化提供了新视角，也为把握农村社会养老服务的着力点提供了经验支撑。

关键词：代际居住距离 农村家庭 子女养老支持 生活照料 精神慰藉 经济支持

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

人口老龄化是人类社会发展的客观趋势，也是中国正面临的重要问题。截至2023年末，全国60岁及以上和65岁及以上人口比重分别为21.10%和15.40%^①，中国已进入中度老龄化社会。农村老龄化问题更加突出，2000—2022年，65岁及以上农村人口占农村常住人口的比重从7.50%上升至19.31%，分别高于城市0.84个和7.28个百分点^②。据预测，2035年农村重度失能老年人可能达到612万~769

[资助项目] 国家自然科学基金面上项目“‘推—拉’力重构下中国农业转移劳动力空间再配置研究”（编号：72373089）；清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目（编号：202416）。

[作者信息] 卢文秀，上海财经大学财经研究所；吴方卫（通讯作者），上海财经大学城乡发展研究院，电子邮箱：wfangwei@mail.shufe.edu.cn。

^①资料来源：《中国统计年鉴2024》，<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2024/indexch.htm>。

^②资料来源：《中国2000年人口普查资料》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/5rp/index.htm>；《中国人口和就业统计年鉴2023》，<https://data.cnki.net/yearBook/>。

万人（胡宏伟和李延宇，2021；韩润霖等，2023），这将给家庭、政府和社会带来巨大挑战。对此，党的二十届三中全会提出要积极应对人口老龄化，加快补齐农村养老服务短板。《关于加快发展农村养老服务的指导意见》进一步明确了家庭在养老服务体系中的重要作用，并强调要增强家庭养老照护能力。然而，大量农村劳动力进城务工、定居，使农村老年空巢家庭不断增加。2020年，在有65岁及以上老年人的农村家庭中，纯老年人家庭占比达到43.86%，独居老年人家庭占比为23.58%，较2000年分别增加了约23个百分点和13个百分点^①。农村劳动力长期外出务工导致家庭养老中子女角色缺位，农村家庭养老功能弱化引发担忧。

现代化促使农村劳动力外出务工，进而影响农村家庭代际居住安排，这是学者们解释农村家庭子女养老支持变化的主要出发点。代际居住安排决定了家庭成员的互动方式和老年人获取养老支持的便利程度（李树苗和张丹，2022）。一般而言，成年子女与老年父母的居住距离越近，代际交换的可能性越高（Vergauwen and Mortelmans, 2020），父母的福利水平也越高（Wei and Tsay, 2024）。农村劳动力外出务工不仅增加了代际空间距离，代际精神距离也随之增加，将对老年人的身心健康产生消极影响（顾永红和刘宇，2023）。而且，代际居住距离增加会提高农村家庭养老的脆弱性（徐洁等，2019），使照料责任由子女向老年人配偶转移，这将加重老年照料者的劳动负担，导致农村留守老年人的生活质量下降（朱玲等，2020）。农村家庭子女的养老支持可能随代际居住距离的增加而下降。

然而，在经济社会环境还不能充分保障个人发展的情况下，亲属关系网还是家庭抵御外部风险的有效模式（古德，1986），家庭仍以多代联结的形式应对社会转型压力（韦宏耀和钟涨宝，2016）。代际居住距离增加使得家庭结构趋于核心化，但家庭功能的完成（如结婚购房、养老抚幼）仍有赖于从亲属网络中获取支持（王跃生，2020），家庭结构和功能呈现“形式核心化、功能网络化”的新形态（彭希哲和胡湛，2015）。在功能联系依然紧密的背景下，尽管代际居住距离增加使得生活照料和精神慰藉支持受限，但子女可以强化不受空间限制的经济支持（田北海和徐杨，2020）。经济支持提高的积极效应弥补了生活照料缺失的负面效应（刘畅等，2017），养老支持总体水平保持不变或增加。但在家庭前向与后向代际公共品投资两者相关联的约束下，受养育成本和婚嫁成本上涨的影响，家庭倾向于将有限的资源用于投资前向代际公共品，用于养老支出的可能性较低（庞丹丹，2021）。于长永等（2017）的研究也表明，农村劳动力外出降低了其作为子女对老年人的经济支持，但不会弱化对老年人的生活照料和精神慰藉。

总的来说，现有文献在子女养老支持的内涵上已达成共识，但对农村家庭子女养老支持的变化趋势及其与居住安排关系的认识仍存在分歧。究其原因，第一，代际关系平衡并非单向功能的平衡，而是多种功能综合下的平衡（王跃生，2016）。子女养老支持包括三个维度，代际居住安排对各个维度的影响可能相反。已有文献重点讨论了代际居住安排对子女养老支持单一维度的影响，忽视了对子女养老支持的总效应。第二，代际居住安排具有居住模式和居住距离双重属性，已有文献多从成年子女

^①资料来源：《中国2000年人口普查资料》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/5rp/index.htm>；《中国人口普查年鉴2020》，<https://www.stats.gov.cn/sj/pcsj/rkpc/7rp/indexch.htm>。

是否外出、居住安排（与子女同住、独居和空巢）等居住模式角度展开分析，仅少量文献关注了居住距离在家庭养老中的作用。吴伟（2021）证明了代际经济支持的邻近效应，余央央和陈杰（2020）、沈凯俊等（2023）分别探讨了子女居住距离对老年人认知健康和生活质量的影响。前者聚焦于经济支持单一维度，后者侧重于分析老年人福利，缺乏对子女养老支持总体水平的分析。孙鹃娟等（2023）将养老支持分为经济支持、工具支持和情感支持，并对各项支持进行归一化处理，加总计算了养老支持总体水平，但该研究忽视了各项养老支持的权重差异，且采用单一指标衡量各项支持，损失了一定的信息量。因此，从养老支持总体水平上看，居住距离增加如何影响子女养老支持水平不得而知。

鉴于此，本文拟从生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度构建农村家庭子女养老支持指标体系，分析代际居住距离对农村家庭子女养老支持水平的影响。本研究的边际贡献在于：第一，基于生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度构建子女养老支持指标体系，有助于了解农村家庭子女养老支持水平的变化情况，是对现有研究的有益补充；第二，重点关注代际居住距离对子女养老支持的影响，既避免了子代家庭性别分工和多子女责任分工的干扰，也拓展了居住安排影响子女养老支持的研究范畴；第三，本文采用机会成本法和人员替代法对子女提供养老支持的机会成本进行测算，刻画代际居住距离通过影响成年子女的照护机会成本进而影响养老支持的机制，弥补现有研究中机制分析的不足。

二、理论分析与研究假说

以亲子关系为基础的家庭代际关系本质上是一种“付出一回报”型的交换关系，表现为经济上、劳务上和精神上的双向支持（费孝通，1983；王跃生，2016）。子女养老支持可视作子女对父母“向下”代际支持的一种报答和回馈，是一种基于互惠原则的资源交换行为。因此，关于子女养老支持的研究基本围绕代际关系展开。阐释代际关系的主流理论有社会交换理论和家庭现代化理论。前者依据理性经济人、契约关系的经济学概念，解释了父母和子女出于道德义务、情感需求和经济利益，在生活照料、精神慰藉和经济支持等方面保持双向互动的原因；后者关注结构制约、观念变迁等社会学因素，将工业化视为家庭变革的关键因素，并提出了工业化影响代际关系的两个途径：其一，工业化催生新的就业机会，改变了子代对父辈的资源依赖程度，削弱了长辈权威；其二，现代社会构建起的社会保障和公共服务体系，替代了世系、宗族等亲属关系网提供的服务和帮助，代际关系逐渐松散（古德，1986；贝克尔，2005）。代际资源依赖性下降导致家庭养老功能弱化。

无论是社会交换理论还是家庭现代化理论，均以家庭策略为微观基础。家庭策略指家庭成员为应对经济社会环境变化做出的调整行为，包括家庭成员劳动分工、居住安排和代际支持等。家庭策略研究为本文提供了一个将宏观社会变迁与个体主观能动性结合的视角，因此，本文把农村家庭子女的养老支持视为一种家庭策略，将代际居住距离对子女养老支持的影响置于新家庭经济学的框架下来分析。

根据贝克尔的新家庭经济学，家庭既是生产者又是消费者；为了实现家庭效用最大化，家庭既使用货币收入从市场上购买消费性商品和生产资料性商品，又投入时间资源进行生产。按照这一分析逻辑，子女养老支持可视为子女提供的养老服务。养老服务作为一种商品，既可以由子女投入时间资源进行生产（子女养老支持），也可以通过市场购买（社会养老服务），其消费量和生产量是家庭成员

在收入和时间的双重约束下做出的家庭效用最大化决策。子女养老支持包括生活照料、精神慰藉和经济支持三个方面。代际居住距离对农村家庭子女的养老支持既有直接影响，也有间接影响。直接影响体现在生活照料上。这是因为，生活照料属于劳动和时间密集型活动，代际居住距离越远，意味着子女提供生活照料的机会成本越高。间接影响则体现在精神慰藉和经济支持上。

本文构建如下理论模型，分析代际居住距离对农村家庭子女养老支持的直接影响。前提假设有：第一，家庭成员包括需要接受养老服务的老年人和提供养老服务的子女两类；第二，养老服务由子女提供的养老服务和购买的社会养老服务共同构成；第三，子女离父母的居住地距离越远，其为父母提供生活照料的机会成本越高。家庭效用函数如下：

$$U = U(C, Q) \quad (1)$$

(1) 式中： C 代表家庭消费； Q 代表老年人接受的养老服务总量，由社会养老服务 F 和子女养老支持 I 共同构成，即 $Q = F + I$ 。家庭面临的决策问题是：

$$\max U \{C, F + I[t_1(d), x, m]\} \quad (2)$$

$$\text{s.t. } C + pF \leq w[T - t_1(d)] + W \quad (3)$$

$$t_1(d) \leq T \quad (4)$$

(2) 式中：子女养老支持 I 由生活照料、经济支持和精神慰藉构成； $t_1(d)$ 表示子女提供的照料时间，与代际居住距离 d 相关； x 表示子女提供的经济支持； m 表示子女提供的精神慰藉。(3) 式中： T 为子女可利用的总时间； w 为子女提供照料的机会成本，如照料者的工资收入； p 为社会养老服务价格； W 为家庭其他收入（包括家庭储蓄、老年人养老金收入等）。其拉格朗日函数为：

$$L = U(C, Q) + \lambda_1[W + wT - wt_1(d) - C - pF] + \lambda_2[T - t_1(d)] \quad (5)$$

求解一阶条件得：

$$\partial U / \partial C = \lambda_1 > 0 \quad (6)$$

$$\lambda_1[W + wT - wt_1(d) - C - pF] = 0 \quad (7)$$

$$\partial L / \partial d = 2w(\partial U / \partial C) / (\partial U / \partial Q) \times (\partial t_1 / \partial d) \quad (8)$$

根据 (7) 式可知， $\partial t_1 / \partial w = -[W - C - pF] / w^2$ 。若家庭其他收入足以支付家庭一般消费和购买社会养老服务的费用，子女提供照料的机会成本增加会促使其减少生活照料时间。也就是说，代际居住距离增加会通过提高机会成本的机制减少生活照料时间，即 $\partial t_1 / \partial d < 0$ 。由于 $\partial U / \partial C > 0$ 且 $\partial U / \partial Q > 0$ ，可得 $\partial L / \partial d < 0$ 。另外， $\partial t_1 / \partial F = -p / w < 0$ ，说明社会养老服务会挤出生活照料时间。随着代际居住距离增加，老年人的社会养老服务消费量增加，会对子女提供的生活照料时间

产生替代效应。再根据 $\partial I / \partial t_1 = 2w(\partial U / \partial C) / (\partial U / \partial Q) > 0$ 可知，生活照料时间减少将导致子女养老支持水平下降。由此，本文提出研究假说 H1 和 H2。

H1：代际居住距离增加会促使子女减少生活照料，进而降低养老支持总体水平。

H2：代际居住距离增加会通过增加子女提供照料的机会成本和老年人社会养老服务消费量，使子女减少对老年人的生活照料时间，进而使子女提供的养老支持总体水平降低。

从代际居住距离对农村家庭子女养老支持的间接影响看，代际居住距离与精神慰藉之间并非简单的线性关系。这是因为，根据居住距离的远近，代际居住安排还可以分为“分而不离”和“既分又离”两种情形（郑晓冬和方向明，2018），这两种情形对子女精神慰藉支持的影响不同。具体而言，相较于与子女同住，“分而不离”的近邻居住使两代人都能拥有相对独立的生活空间，避免了认知与观念差异所导致的代际冲突（余央央和陈杰，2020）；与“既分又离”的远距离居住相比，近邻居住既可以保障老年人获得必要的生活照料，还能通过代际互动提升双方的主观幸福感（李新恒和郭继强，2024）。因此，与同住和远距离居住相比，近邻居住更有利于维持较强的亲情联系，从而促使子女提供更多的精神慰藉支持。由此，本文提出研究假说 H3。

H3：相较于与子女同住和远距离居住的老年人，与子女近邻居住的老年人获得的精神慰藉更多。

从经济支持维度看，理论上，经济支持不受空间限制，代际居住距离对子女经济支持的影响应微乎其微。但坚持文化影响论的研究认为，当前农村居民代际互动依然紧密（韦宏耀和钟涨宝，2016），子女普遍存在“资源补偿”心理，即居住距离较远的子女倾向于增加经济支持以弥补对老年父母生活照料和精神慰藉的不足。而基于互助理论的研究则认为：抚养不是养老支持的充分条件，代际团结需要各代之间不断地相互支持才能维持，代际关系表现出典型的短期互惠特征（王跃生，2016）。因此，子女的经济支持是为了补偿父母近期提供的服务（吴伟，2021），包括照料孙子女、提供家务帮助等（鲍莹莹，2019）。代际居住距离越远，老年父母提供劳务支持的可能性越小，因而获得的经济支持也越少。究竟哪种理论解释更贴近中国农村的现实，还需要结合农村发展的经济社会背景来看：一方面，经济快速发展在促进农村居民收入增长的同时，也使社会保障水平明显提高，这为老年人提高经济独立性和子女减少经济支持创造了条件；另一方面，快速城镇化背景下农村家庭子女的市民化压力向老年父母转嫁，老年父母不得不降低物质需求，甚至提高对子女的经济支持以助其完成市民化。可见，代际居住距离对农村家庭子女经济支持的负向影响可能更大。

此外，老年人对养老支持的需求是有弹性的（田北海和徐杨，2020）。数据显示^①，完全失能老年人日常生活照料需求率高达 96.67%，半失能老年人的这一需求率为 78.35%，自理能力完好老年人的这一需求率仅 10.18%，说明老年人的养老需求与自理能力紧密相关。一般而言，自理能力完好的老年人适应能力较强，可以通过调整养老策略以适应子女养老支持的减少，更倾向于采取自我养老型策略（李树苗等，2023），此时社会养老服务消费量不会增加。若老年人缺乏自理能力，对养老支持的需求则趋于刚性。倘若与子女近邻居住，子女养老支持不会下降；倘若子女居住距离较远，不具备提

^①资料来源：《老年人养老服务及用品需求状况分析》，<https://www.silverindustry.cn/pressdetail/1907.html>。

供日常照护的条件，子女由于机会成本过高而降低养老支持，会促使老年人的社会养老服务需求增加。根据（7）式可得 $\partial F / \partial W = 1 / p > 0$ ，即农村老年人对社会养老服务的需求与家庭经济状况有关。综上可知：第一，代际居住距离对子女养老支持的影响因农村老年人自理能力的不同而有差异；第二，随着代际居住距离增加，农村老年人是否增加社会养老服务需求与其自理能力和家庭经济状况有关。

三、数据来源、变量选取与实证模型

（一）数据来源

本文研究数据来源于中国老年健康影响因素跟踪调查（The Chinese longitudinal healthy longevity survey，简称 CLHLS）。CLHLS 是由北京大学健康老龄与发展研究中心组织的一项覆盖全国范围的老年人追踪调查。本文采用该数据的原因是：第一，该数据调查周期长、覆盖范围广，属于追踪数据，有助于了解农村家庭子女养老支持的动态变化趋势；第二，该数据调查内容涵盖老年人及其家庭基本情况、老年人健康和生活质量、详细的养老支持情况，符合本文研究需要；第三，该数据提供了每个老年人所有子女的常住地信息，可为本文检验代际居住距离与农村家庭子女养老支持的逻辑关联提供支撑。本文从 2005 年、2008 年、2011 年、2014 年和 2018 年五轮调查数据中选取同时符合以下条件的农村受访者作为研究对象：一是年龄为 65 岁及以上，二是至少有一个健在子女，三是被连续追踪 2 次及以上。剔除主要变量存在缺失值的样本后，本文最终获得 14402 个有效观测值。

（二）变量选取与描述性统计

1.被解释变量：子女养老支持。《中华人民共和国老年人权益保障法》规定：“赡养人应当履行对老年人经济上供养、生活上照料和精神上慰藉的义务，照顾老年人的特殊需要。”^①因此，本文从生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度考察农村家庭子女养老支持水平。首先，采用极差法对数据进行标准化处理。其次，确定指标权重。本文采用因子分析法确定二级指标权重^②；参考杨晶等（2022）对于家庭照护投入指标体系的权重确定方法，以等权重法确定三级指标权重。最后，利用因子分析法和等权重法计算得到的权重结果测算农村家庭子女养老支持的综合得分以及不同维度养老支持得分。另外，本文采用熵值法计算指标权重作为对比。具体指标以及对应权重如表 1 所示。生活照料、精神慰藉和经济支持的权重分别为 0.469、0.282 和 0.249，说明生活照料在农村家庭养老中占据主要地位。

表 1 农村家庭子女养老支持指标体系与权重

二级指标	三级指标	赋值方法	权重	
			因子分析法	熵值法
生活照料	生病时的主要照护者是否为子女	是=1，否=0	0.469	0.106
	平时交流最多的是否为子女	是=1，否=0		0.206

^①参见《中华人民共和国老年人权益保障法》，https://www.gov.cn/guoqing/2021-10/29/content_5647622.htm。

^②球形分析结果表明 $KMO=0.741$ 。当 $KMO \in [0.7, 0.9]$ 时， KMO 是显著的，所选变量适合做因子分析。三个特征值分别为 3.238、1.784 和 1.271，说明选择这三个因子来综合评价农村家庭子女的养老支持水平是可行的。

表1 (续)

生活照料	有心事时, 是否最先告诉子女	是=1, 否=0	0.469	0.146
	遇到困难时, 是否最先向子女求助	是=1, 否=0		0.096
精神慰藉	经常来看您的子女个数	连续变量(人)	0.282	0.046
	经常通讯联系的子女个数	连续变量(人)		0.053
经济支持	近一年来, 子女给您的现金支持	连续变量(元)	0.249	0.047
	主要经济来源是否为子女	是=1, 否=0		0.124
	医疗费用主要支付者是否为子女	是=1, 否=0		0.176

表2汇报了2005—2018年农村家庭子女养老支持的动态变化趋势。从时间趋势看, 总体上, 子女养老支持、生活照料和精神慰藉的支持水平均有所增加, 但经济支持水平有所下降。这可能是因为农村社会养老保险制度的持续健全为老年人提供了经济保障, 也可能与非正规就业提高了老年人的经济积累有关。分年度看, 随着代际居住距离的增加, 子女养老支持、生活照料和经济支持的水平总体上均明显下降, 说明代际居住距离与子女的养老支持水平负相关; 精神慰藉的支持水平随着代际居住距离增加先上升后下降, 最近子女常住地在本乡镇的老年人获得的情感支持最多。

表2 不同代际居住距离下农村家庭子女养老支持的动态变化(2005—2018年, 均值)

类型	居住距离	2005年	2008年	2011年	2014年	2018年
子女养老支持	全样本	0.499	0.520	0.503	0.484	0.514
	与子女同住	0.585	0.610	0.565	0.553	0.553
	本乡镇	0.408	0.438	0.457	0.465	0.512
	本乡镇外	0.342	0.365	0.392	0.373	0.437
生活照料	全样本	0.259	0.274	0.273	0.270	0.296
	与子女同住	0.336	0.359	0.335	0.334	0.339
	本乡镇	0.176	0.194	0.224	0.249	0.293
	本乡镇外	0.139	0.155	0.185	0.186	0.220
精神慰藉	全样本	0.083	0.089	0.088	0.094	0.098
	与子女同住	0.072	0.077	0.076	0.090	0.092
	本乡镇	0.097	0.103	0.100	0.097	0.099
	本乡镇外	0.086	0.089	0.085	0.087	0.103
经济支持	全样本	0.156	0.156	0.142	0.121	0.120
	与子女同住	0.177	0.174	0.154	0.129	0.122
	本乡镇	0.135	0.141	0.133	0.119	0.120
	本乡镇外	0.117	0.121	0.122	0.100	0.114

资料来源: 笔者根据CLHLS的2005年、2008年、2011年、2014年和2018年数据整理计算所得。

2.核心解释变量: 代际居住距离。本文根据老年人常住地与最近子女常住地的距离将代际居住距离设定为三个虚拟变量: 一是与子女同住。若老年人与子女同住, 变量赋值为1, 否则为0。二是代际居住距离为本乡镇。若离自己最近的子女的常住地在本乡镇, 变量赋值为1, 否则为0。三是代际居住

距离为本乡镇外。若离自己最近的子女的常住地在本乡镇外，变量赋值为 1，否则为 0。本文将代际居住距离为本乡镇的情况视为老年人与子女近邻居住，选择“是否在本乡镇内”作为区分子女与父母居住距离远近阈值的原因是：第一，已有研究多将超过 30 分钟车程（公共交通）的距离定义为远距离居住（Choi et al., 2020）。第二，由于本文采用“离老年人常住地最近的子女的常住地距离”测度代际居住距离，而样本中的老年人均于 1954 年以前出生，有 3 个及以上子女的老年人占比达 87.37%，老年人全部子女均居住在县外的情况较少，因而以“是否在本乡镇内”为阈值具有一定的合理性。

3.控制变量。根据社会交换理论，家庭内部父辈与子代之间存在一种付出回报型交换关系，父母的养老需求和社会经济地位会影响子女的赡养行为。因此，本文分别控制了以下因素：一是反映老年人养老需求的个体特征，包括年龄、性别、婚姻状况、日常活动能力；二是反映老年人社会经济地位的主要因素，包括受教育年限、退休前职业、主要经济来源、家庭人均收入、生活是否富裕、养老保险和医疗保险参保情况。根据家庭现代化理论，家庭结构小型化是家庭养老功能弱化的主要原因，而社区养老服务等正式照料与家庭非正式照料之间存在替代关系（蔡伟贤等，2021；孙鹃娟等，2023），因此，本文进一步控制了健在子女数量和社区养老服务两个变量。

变量定义和描述性统计结果如表 3 所示。按照农村家庭子女养老支持水平的中位数，本文将样本分为高支持水平组和低支持水平组两组，低支持水平组的子女养老支持得分均值仅为高支持水平组的 42.39%。组间差异检验结果显示，与低支持水平组相比，高支持水平组老年人的年龄更大、健康状况更差、女性和未婚（包括离异和丧偶）的比例更高、人力资本水平和经济独立性更低。这说明，农村相对弱勢的老年群体依然高度依赖子女的养老支持。

表 3 变量定义与描述性统计结果

变量	变量定义	全样本	高支持水平组	低支持水平组	组间差异
被解释变量					
子女养老支持	根据指标体系计算的综合得分	0.505	0.710	0.301	-0.409***
生活照料	生活照料维度对应得分	0.271	0.434	0.107	-0.327***
精神慰藉	精神慰藉维度对应得分	0.089	0.092	0.085	-0.007***
经济支持	经济支持维度对应得分	0.146	0.183	0.109	-0.074***
核心解释变量					
与子女同住	老年人与子女同住=1，否则=0	0.458	0.608	0.308	-0.299***
本乡镇	最近子女的常住地在本乡镇内=1，否则=0	0.480	0.359	0.601	0.242***
本乡镇外	最近子女的常住地在本乡镇外=1，否则=0	0.062	0.033	0.091	0.057***
控制变量					
年龄	调查年份老年人实际年龄（岁）	83.164	87.058	79.274	-7.784***
性别	男性=1，女性=0	0.456	0.328	0.585	0.257***
婚姻状况	已婚=1，未婚、离异、丧偶=0	0.435	0.110	0.760	0.650***
日常活动能力	六项日常活动能力存在困难的项数（项）	0.416	0.555	0.276	-0.279***
受教育年限	老年人接受学历教育的时间（年）	1.950	1.265	2.633	1.368***

表3 (续)

退休前职业					
知识性工作	退休前职业为专业技术人员、医生、教师和行政管理人员等=1, 否则=0	0.059	0.029	0.090	0.061***
操作性工作	退休前职业为工人、服务人员或农民=1, 否则=0	0.864	0.879	0.849	-0.030***
无固定工作	退休前主要从事家务劳动或为无业人员=1, 否则=0	0.077	0.092	0.061	-0.031***
主要经济来源	以退休金和劳动为主要经济来源=1, 否则=0	0.231	0.076	0.385	0.309***
家庭人均收入	上一年家庭人均收入(元)	6974.266	7009.470	6939.101	-70.370
生活是否富裕	生活水平在当地属于: 富裕或比较富裕=1, 一般、比较困难或很困难=0	0.151	0.152	0.150	-0.003
参保情况					
养老保险	参加养老保险=1, 否则=0	0.222	0.158	0.286	0.128***
医疗保险	参加医疗保险=1, 否则=0	0.679	0.664	0.693	0.028***
健在子女数量	健在的子女数量(人)	4.298	4.486	4.111	-0.374***
社区养老服务	所在社区提供养老服务=1, 否则=0	0.395	0.388	0.402	0.013*

注: ①表中数据为均值; ②***和*分别表示1%和10%的显著性水平。

(三) 模型设定

在居住安排对子女赡养行为影响的实证研究中, 内生性是需要重点考虑的问题。固定效应模型可以有效解决不随时间变化的未观测遗漏变量问题, 因此, 本文在基准回归中使用引入年份和个体固定效应的双向固定效应模型, 同时使用倾向得分匹配法和工具变量法进行稳健性检验。模型设定如下:

$$esupp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 distan_{it} + \alpha_2 X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(9)式中: $esupp_{it}$ 表示个体*i*在*t*期获得的由子女提供的养老支持水平; $distan_{it}$ 表示个体*i*在*t*期的居住地与最近子女常住地的距离; X_{it} 表示控制变量; λ_t 和 μ_i 分别表示年份固定效应和个体固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项, α_0 、 α_1 和 α_2 表示待估计参数。本文重点关注 α_1 , 该参数反映了代际居住距离对农村家庭子女养老支持水平的影响。

进一步, 文章借鉴吕明阳和彭希哲(2021)对家庭照料机会成本的估算思路, 分别采用机会成本法和人员替代法估算子女提供生活照料的机会成本, 以进行机制分析。第一, 机会成本法。子女因照料老年人放弃了部分工作时间, 这部分工作时间对应的工资性收入可视为子女对老年人提供生活照料的机会成本。估算机会成本需要满足以下前提假设: 首先, 子女提供的生活照料是无偿服务。其次, 老年人需要的平均照料时间取决于自身健康水平和年龄。最后, 常住地在本乡镇范围内的子女, 因放弃工作时间而承担的工资性收入损失对应的是本地农民工平均工资性收入; 对于常住地在本乡镇外的子女, 这一损失可以用外地农民工平均工资性收入来核算。第二, 人员替代法。假设子女将时间用于工作而非照料老年人, 则需要按照老年人的需求购买养老服务, 养老服务价格可视为生活照料的机会成本。

机会成本的估算步骤是：首先，核算不同居住距离的子女因提供生活照料而放弃的工资性收入；其次，依据老年人的健康水平和年龄估算其所需的生活照料时间；最后，计算子女按照老年人需要的照料时间提供照料所承担的机会成本。机制分析的逻辑是：子女提供生活照料的机会成本越高，则子女提供的照料时间越少；子女按照老年人的需要为其购买社会养老服务的成本越高，子女越可能放弃购买服务，由自己来提供照料服务。简言之，机会成本和使用社会养老服务会通过影响子女对老年人的生活照料时间，进而影响子女的养老支持水平。本文构建如下模型进行机制检验：

$$time_{it} = \beta_0 + \beta_1 cost_{it} + \beta_2 serve_{it} + \beta_3 X_{it} + \lambda_t + \mu_s + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$esupp_{it} = \delta_0 + \delta_1 time_{it} + \delta_2 X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

(10) 式中： $time_{it}$ 表示个体 i 的子女在 t 期每周实际提供的生活照料时间的对数值，根据受访者对“近一个星期以来，您的子女为您提供的日常照料帮助的总小时数有多少”的回答进行测算。 $cost_{it}$ 表示个体 i 的子女若根据其需求提供照料，子女所承担的机会成本（对应上述两种测量方法估算的机会成本）。 $serve_{it}$ 表示个体 i 在 t 期是否使用社会养老服务，根据受访者对“当您需要照料时，谁是主要照料者”的回答进行定义：若受访者回答照料的主要提供者是社会服务机构、保姆和朋友邻里，则定义该老年人使用社会养老服务。 X_{it} 是控制变量。 λ_t 和 μ_s 分别为年份和省份固定效应。 ε_{it} 表示随机扰动项。周照料时间存在零值左截取的特征，因而（10）式采用 Tobit 模型进行估计。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

基准回归结果如表 4 所示。总体上，农村家庭子女的养老支持水平随代际居住距离的增加而降低。相比于与子女同住的老年人，最近子女常住地在本乡镇内的老年人获得的养老支持水平要低 0.027，在本乡镇外的要低 0.043。分维度看，在生活照料维度，相比于与子女同住的老年人，最近子女常住地在本乡镇内和本乡镇外的老年人获得的生活照料水平分别要低 0.036 和 0.050。在精神慰藉维度，与子女近邻居住的老年人能获得更高的精神慰藉支持，这说明子女提供精神慰藉支持存在最优距离。这为余央央和陈杰（2020）子女近邻居住更利于老年人认知健康的结论提供了支撑，也反映出子女可能存在“搭便车”心理，即当老年人与子女同住时，其他子女会减少探望和联系的频率。在经济支持维度，代际居住距离增加导致子女经济支持水平降低。综上可得出三点结论：第一，从农村家庭子女养老支持的总体水平看，与最近子女常住地的距离越远，老年人获得的养老支持越少；第二，根据因子权重，生活照料在农村家庭养老中占据重要地位，而代际居住距离增加对生活照料的负面影响较大，这表明生活照料服务应成为农村社会养老服务的重点；第三，子女同时存在“搭便车”和“资源补偿”心理，与已有研究“子女会通过强化经济支持来弥补生活照料和精神慰藉的不足”的观点不同，本文研究发现，子女会通过强化精神慰藉来弥补生活照料和经济支持的不足。研究假说 H1 和 H3 得到证实。

表4 代际居住距离对子女养老支持影响的基准回归结果

变量	子女养老支持		生活照料		精神慰藉		经济支持	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
本乡镇	-0.027***	0.005	-0.036***	0.004	0.016***	0.001	-0.007***	0.002
本乡镇外	-0.043***	0.009	-0.050***	0.007	0.012***	0.002	-0.006*	0.003
年龄	-0.002	0.002	-0.001	0.002	0.000	0.000	-0.002**	0.001
婚姻状况	-0.236***	0.007	-0.223***	0.006	-0.001	0.001	-0.012***	0.003
日常活动能力	-0.000	0.002	-0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001
知识性工作	0.023	0.022	0.024	0.019	-0.005	0.005	0.005	0.009
无固定工作	0.012	0.013	0.007	0.011	0.002	0.003	0.002	0.006
主要经济来源	-0.115***	0.005	-0.024***	0.004	-0.001	0.001	-0.091***	0.002
家庭人均收入	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	-0.000	0.000
生活是否富裕	0.005	0.004	0.006*	0.004	0.000	0.001	-0.001	0.002
养老保险	-0.010**	0.005	0.001	0.004	-0.000	0.001	-0.011***	0.002
医疗保险	-0.004	0.004	0.003	0.003	0.000	0.001	-0.007***	0.001
健在子女数量	0.016***	0.002	0.002	0.002	0.011***	0.000	0.003***	0.001
社区养老服务	0.008***	0.003	0.005**	0.003	0.003***	0.001	0.000	0.001
个体固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	14402		14402		14402		14402	
R ²	0.240		0.238		0.187		0.252	

注：①表中回归的对照组都是与子女同住的老年人；②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③标准误是聚类稳健标准误；④由于控制了个体固定效应，性别与受教育年限这两个不随时间变化的变量没有估计结果。

(二) 内生性处理与稳健性检验

1. 倾向得分匹配法。本文选取全部控制变量为匹配变量对农村老年人进行分组匹配，以估计代际居住距离对农村家庭子女养老支持的平均处理效应。首先，将独自居住的老年人作为处理组，将与子女同住的老年人作为对照组，进行匹配；其次，将最近子女常住地在本乡镇内的老年人作为处理组，将与子女同住的老年人作为对照组，进行匹配；最后，将最近子女常住地在本乡镇外的老年人作为处理组，将与子女同住的老年人作为对照组，进行匹配。核匹配的估计结果显示（见表5），子女与老年人的居住距离越远，其对老年人提供的养老支持、生活照料和经济支持水平越低，精神慰藉支持水平越高，这一结果与基准回归结果一致。

表5 代际居住距离对子女养老支持影响的倾向得分匹配法估计结果

变量	子女养老支持	生活照料	精神慰藉	经济支持
独自居住	-0.029*** (0.005)	-0.037*** (0.004)	0.015*** (0.001)	-0.007*** (0.002)
本乡镇	-0.028*** (0.005)	-0.036*** (0.004)	0.015*** (0.001)	-0.007*** (0.002)

表 5 (续)

本乡镇外	-0.043*** (0.016)	-0.048*** (0.014)	0.013*** (0.003)	-0.007 (0.006)
------	----------------------	----------------------	---------------------	-------------------

注：①表中回归的对照组都是与子女同住的老年人；②独自居住包括最近子女在本乡镇内和在本乡镇外两类；③***表示 1% 的显著性水平；④括号内是聚类稳健标准误。

2.工具变量法。余央央和陈杰（2020）、沈凯俊等（2023）认为，第一个孩子的性别可作为代际居住距离的有效工具变量。一方面，受父系家族传承规制，儿子（尤其是长子）在家族以及在赡养父母方面承担主要责任。尤其在中国农村地区，父母多与长子共同居住，因此第一个孩子的性别与代际居住距离存在一定的相关性。另一方面，出生次序和性别具有随机性，第一个孩子的性别对全部子女提供的养老支持不存在直接影响，满足工具变量的外生性要求。因此，本文选取第一个孩子的性别作为第一个工具变量。此外，文化传统等深层次的文化因素是长期稳定的，会深刻影响并固化人们的行为，可能对代际居住模式产生一定影响。本文借鉴李新恒和郭继强（2024）的研究，选取所在省份代际居住距离的平均值作为第二个工具变量，当内生变量是本乡镇和本乡镇外时，代际居住距离平均值分别为所在省份最近子女居住距离在本乡镇的比例和所在省份最近子女居住距离在本乡镇外的比例。代际居住距离的平均值在一定程度上反映了当地文化传统，可能对家庭居住安排产生影响，但不会直接影响受访者子女的养老支持。本文内生变量为虚拟变量，故采用两阶段残差介入法进行估计。

在相关性方面，表 6 第一阶段回归结果显示，“第一个孩子是儿子”和“代际居住距离平均值”两个工具变量对代际居住距离具有显著的正向影响，这与已有研究结论一致。在排他性方面，本文借鉴邢斐等（2023）的做法，采用将核心解释变量与工具变量同时纳入模型的方式进行排他性检验。结果显示，工具变量的估计系数不显著，核心解释变量的估计系数和显著性未发生明显改变，说明工具变量满足排他性要求^①。第二阶段估计结果显示，随着代际居住距离增加，子女养老支持、生活照料和经济支持的水平均下降，精神慰藉的水平有所提高，说明基准回归结果是稳健的。

表 6 代际居住距离对子女养老支持影响的工具变量法估计结果

变量	第一阶段		第二阶段			
	本乡镇	本乡镇外	子女养老支持	生活照料	精神慰藉	经济支持
本乡镇			-0.029*** (0.007)	-0.037*** (0.006)	0.015*** (0.001)	-0.007*** (0.003)
本乡镇外			-0.043*** (0.010)	-0.049*** (0.008)	0.013*** (0.002)	-0.008** (0.003)
第一个孩子是儿子	0.203*** (0.048)	-0.059 (0.092)				
代际居住距离平均值	4.527*** (0.351)	12.749*** (1.312)				

^①限于篇幅，排他性检验结果未展示，具体见《中国农村经济》网站和中国知网的本文附录。

表 6 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体或省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14402	14396	14402	14402	14402	14402
Pseudo R ² 或 R ²	0.120	0.103	0.240	0.238	0.187	0.252

注：①回归中的对照组都是与子女同住的老年人；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③括号内是聚类稳健标准误。

3.其他稳健性检验。本文采用基于熵值法计算的养老支持水平作为被解释变量、将样本数据替换为至少连续 3 期参与调查的样本这两种方式进行稳健性检验。表 7 结果显示，随着代际居住距离增加，子女提供的总体养老支持、生活照料和经济支持水平降低，与子女近邻居住的老年人能获得更高的精神慰藉支持，该结论与基准回归基本一致。此外，本文将核心解释变量替换为居住模式，包括独居、夫妻空巢、与子女同住、与其他家庭成员同住四类。表 7 结果显示，相比于与其他家庭成员共同居住，夫妻空巢的老年人获得的养老支持下降幅度更大，说明老年配偶承担起了部分照料责任。与子女同住显著增加了老年人获得的养老支持水平（包括生活照料和经济支持），但经常探望和通讯联系的子女数减少，再次证明子女在提供养老支持时可能存在“搭便车”心理。

表 7 代际居住距离对子女养老支持影响的稳健性检验结果

稳健性 检验方法	变量	子女养老支持		生活照料		精神慰藉		经济支持	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
采用熵值法	本乡镇	-0.051***	0.006	-0.042***	0.005	0.005***	0.000	-0.014***	0.003
	本乡镇外	-0.070***	0.011	-0.061***	0.009	0.004***	0.001	-0.013**	0.005
替换样本 数据	本乡镇	-0.024***	0.006	-0.035***	0.005	0.016***	0.001	-0.005**	0.002
	本乡镇外	-0.037***	0.010	-0.049***	0.009	0.012***	0.002	-0.001	0.004
替换核心 解释变量	独居	-0.014**	0.007	-0.011**	0.006	-0.001	0.001	-0.001	0.002
	夫妻空巢	-0.042***	0.007	-0.036***	0.006	0.003**	0.001	-0.009***	0.002
	与子女同住	0.017***	0.006	0.027***	0.005	-0.014***	0.001	0.005**	0.002

注：①在采用熵值法和替换样本数据的回归中，对照组为与子女同住的老年人；在替换核心解释变量的回归中，对照组为与其他家庭成员同住的老年人。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③标准误是聚类稳健标准误。

(三) 异质性分析

1.子女数量差异。子女尽孝的“竞相示范”作用明显大于“互相推责”，所以，子女数量增加，能够显著提高代际经济支持水平，改善农村老年人的精神状况（刘生龙等，2020）。据此推测，代际居住距离增加对子女数量较少的农村老年人的影响可能更大。本文将全样本分为有 2 个及以下子女的老年人和多于 2 个子女的老年人，进行分组回归。表 8 结果显示，随着代际居住距离增加，有 2 个及以下子女的老年人获得的养老支持降幅明显大于子女数量多于 2 个的老年人。另外，考虑到样本均为 1954 年以前出生的老年人，平均子女数量为 4 人，受独生子女政策的影响较小，可以认为现阶段农村

地区与子女近邻而居的老年人依然占大多数。当受独生子女政策实施影响较大的 20 世纪 60 年代及以后出生的人口步入老年期，代际居住距离对子女养老支持的影响值得更多关注。

2. 配偶同住情况。代际居住分离改变了传统的家庭照料劳动分工，在有照料需求的农村老年人中，接受配偶照护的老年人占比为 68.98%，配偶已成为主要的家庭照料提供者（卢文秀和吴方卫，2024）。当配偶无法提供照料时，子女才会作为照料服务提供者介入（Grujters, 2017），因此，代际居住距离增加对与配偶同住的老年人影响较小。本文按照是否与配偶同住将样本分为两组，分别进行回归。表 8 结果显示，当最近子女的常住地在本乡镇外时，代际居住距离增加对两组老年人的影响存在显著差异，不与配偶同住的老年人获得的养老支持显著降低。可能的原因是，与配偶同住的老年人更少依赖子女，代际居住距离对子女养老支持影响不大。这表明，丧偶、独居老年人面临的养老风险需要得到重点关注。

3. 经济状况差异。家庭现代化理论和遗产动机理论都倾向于表达一种议价能力模型，即代际存在一种议价关系，当父母拥有的资源（如财产）较多时，与成年子女的议价能力增强，有助于获得更多生活照料和情感支持。对于经济状况较好的农村老年人，子女可能出于对相关资产的期待而提供更多养老支持。因此，本文按照家庭人均收入的 75%分位数和 50%分位数将老年人分为低收入组（小于 50%分位数）、中等收入组（大于等于 50%分位数且小于 75%分位数）和高收入组（大于等于 75%分位数），进行分组回归。表 8 结果显示，随着代际居住距离增加，低收入老年人获得的养老支持明显下降，中等收入和高收入老年人无明显变化，说明低收入老年人更有可能陷入无人照料的养老风险之中。因此，子女远距离居住的低收入老年人应该成为农村社会养老服务的重点保障对象。

表 8 代际居住距离对子女养老支持影响的异质性分析结果

分组依据	组别	本乡镇		本乡镇外	
		系数	标准误	系数	标准误
子女数量	2 个及以下子女	-0.044**	0.018	-0.104***	0.032
	多于 2 个子女	-0.024***	0.005	-0.035***	0.009
配偶同住情况	与配偶同住	-0.017**	0.009	-0.013	0.013
	不与配偶同住	-0.023***	0.006	-0.058***	0.014
家庭收入	低收入	-0.036***	0.009	-0.059***	0.017
	中等收入	-0.018	0.014	-0.029	0.029
	高收入	-0.017	0.012	-0.023	0.018

注：①表中各回归的对照组都是与子女同住的老年人。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③标准误是聚类稳健标准误。④在子女数量分组中，两组的组间系数差异分别为-0.020（p 值是 0.020）和-0.069（p 值是 0.000）；在配偶同住情况的分组中，“本乡镇”的回归系数差异不显著，“本乡镇外”的回归系数差异为-0.045（p 值是 0.010）。

（四）机制检验

为了验证假说 H2，本文首先采用机会成本法（对应变量为“机会成本 1”）和人员替代法（对应变量为“机会成本 2”）两种方法估算子女提供家庭照料的机会成本。机会成本 1 以子女按照老年人的需要提供生活照料所放弃的工资性收入衡量。计算步骤如下：第一步，计算不同年龄和健康水平的

老年人需要的平均家庭照料时间；第二步，计算按照老年人的需要提供生活照料使子女放弃的工资性收入。若子女居住在本乡镇内（外），利用本地（外地）农民工单位小时工资与老年人所需照料时间的乘积表示机会成本 1。机会成本 2 以家庭按照老年人的照料需要为其购买养老服务所承担的费用衡量。计算步骤如下：第一步，计算不同自理能力的老年人购买养老服务的平均支出；第二步，假设自理能力相同的老年人购买养老服务的支出相同，计算老年人的养老服务费用。在此基础上，本文分析机会成本和使用社会养老服务对子女每周照料时间的影响，以及照料时间变化对子女养老支持的影响。

表 9 结果表明，子女提供照料的机会成本每增加 10 元（每周），将使每周照料时间减少 2%；社会养老服务价格每上涨 1%，子女每周照料时间增加 1.158 倍；老年人使用社会养老服务将导致子女每周照料时间明显减少；每周照料时间与子女提供的养老支持、生活照料和经济支持的水平正相关。由此可见，子女提供照料的机会成本增加、老年人使用社会养老服务，均会促使子女减少对老年人的照料时间，从而降低养老支持水平。研究假说 H2 被证实。

表 9 代际居住距离对子女养老支持影响的机制检验结果

变量	周照料时间	子女养老支持	生活照料	精神慰藉	经济支持
机会成本 1	-0.002*** (0.000)				
机会成本 2	1.158** (0.484)				
社会养老服务	-1.239*** (0.300)				
周照料时间		0.010*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.000 (0.000)	0.002*** (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体或省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	12833	12833	12833	12833	12833
Pseudo R ² 或 R ²	0.274	0.243	0.232	0.162	0.259

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误。

五、拓展分析

（一）考虑农村老年人的自理能力

相比自理能力完好的老年人，失能老年人的适应调整能力更差，对子女养老支持的需求更高。老年人一旦失能，家庭成员尤其是子女将成为日常生活照料的重要提供者。对于失能老年人，代际居住距离对子女养老支持的负面影响可能更小。本文将日常活动能力存在困难项数大于等于 1 项的老年人视为失能老年人，在（9）式中加入失能与代际居住距离的交乘项，以验证上述推论。回归结果如表 10（1）列所示，与最近子女常住地在本乡镇的健康老年人相比，失能老年人获得的子女养老支持增加；

与最近子女常住地在本乡镇外的健康老年人相比，失能老年人获得的子女养老支持未明显增加。这支撑了甘颖（2023）提出的“即使父母失能，一些子女受制于家庭发展压力仍不选择返乡照顾”的观点。可见，子女是否增加对失能父母的养老支持，是家庭效用最大化约束下的一个充满张力和变动的决策过程。

代际居住距离的限制降低了失能老年人依靠单一主体养老的可能性，代际居住距离增加是否会提高农村老年人使用社会养老服务的概率？本文将高收入组（大于等于家庭人均收入的75%分位数）的老年人定义为家庭经济状况好的老年人，将失能与家庭经济状况好的交乘项加入模型进行回归。表10（2）列结果显示，代际居住距离增加显著提高了农村老年人使用社会养老服务的概率，失能且家庭经济状况好的老年人使用社会养老服务的概率更高。

表 10 考虑老年人自理能力的回归结果

变量	(1) 子女养老支持		(2) 社会养老服务	
	系数	标准误	系数	标准误
本乡镇	-0.031***	0.005	1.257***	0.165
本乡镇外	-0.044***	0.009	2.215***	0.213
失能	-0.004	0.008	0.648***	0.221
本乡镇×失能	0.023***	0.009		
本乡镇外×失能	0.005	0.023		
家庭经济状况好			-0.013	0.188
失能×家庭经济状况好			0.699**	0.314
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体或省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14402		14067	
R ²	0.241		0.191	

注：①表中各回归的对照组都是与子女同住的老年人；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③标准误是聚类稳健标准误。

（二）考虑农村老年人养老需求的满足情况

根据利他主义理论，如果父母是利他主义者，父母会通过调整自己的捐赠和消费行为以保证家庭成员能够抵御外界风险。基于此，不少研究认为，当家庭面临经济压力时，农村老年人对传统孝道规范的认知和对家庭养老的期望会发生变化，从而减少对子女的依赖，甚至承担起照料孙辈的责任（韦宏耀和钟涨宝，2016）。农村老年人对子女赡养行为的期望水平并不高，实际获得的养老支持基本可以满足赡养期望，所以，农村老年人对子女孝顺程度的评价依然很高（庞丹丹，2021）。可见，仅从客观层面定量分析子女养老支持的变化，难以对家庭养老功能弱化抑或强化做出合理判断，还要结合养老支持满足赡养期望的程度进行综合评判。本部分采用农村老年人的实际居住模式与期望是否一致

来衡量养老需求满足情况。具体测量方法是：将受访者对“您希望哪一种居住安排”的回答，与实际的居住安排进行对比，若期望的居住安排与实际的居住安排不一致，则视为老年人的养老需求未被满足。表 11 结果所示，随着代际居住距离增加，农村老年人居住安排符合期望的概率显著下降。这表明，结合农村老年人的养老需求满足情况来看，代际居住距离增加仍然造成家庭养老功能弱化。

表 11 考虑老年人养老需求满足情况的回归结果

变量	养老需求满足情况	
	系数	标准误
本乡镇	-0.232***	0.017
本乡镇外	-0.290***	0.028
控制变量	已控制	
个体固定效应	已控制	
年份固定效应	已控制	
观测值数	14007	
R ²	0.057	

注：①表中回归的对照组是与子女同住的老年人；②***表示 1% 的显著性水平；③标准误是聚类稳健标准误。

（三）考虑农村老年人养老需求的“啄序偏好”

农村老年人在照料主体的选择中往往存在“啄序偏好”，他们会优先使用家庭内部资源，当家庭内部资源无法满足养老需求时，才会选择社会养老服务（宗庆庆等，2020）。为了考察农村老年人的养老需求的满足对象是否由子女向其他主体转移以及转移次序，本文根据受访者对“您生病时谁是主要照护者”“有心事时最先向谁诉说”的回答，将主要照护者或诉说对象分为配偶、子女、其他亲属和养老服务工作（社会照护）四类主体，以子女照护为对照组，采用 m-Logit 模型对代际居住距离回归。

表 12 结果显示，当生病需要照护时，代际居住距离增加使农村老年人选择配偶、其他亲属、社会照护的概率显著增加。当最近子女常住地在本乡镇外时，农村老年人生病时选择社会照护的概率是选择子女照护的 11.945 倍。这表明，随着代际居住距离增加，老年人的病时照护需求的满足对象首先向社会转移，其次是转移至其他亲属和配偶。主要诉说对象的转移趋势相对不明显，这说明，即使代际居住距离增加，子女仍可承担部分心理疏导功能。具体来看，分享心事需求的满足对象向其他亲属和社会转移的概率接近，说明农村熟人社会、亲属网络仍可在养老支持中发挥重要作用，农村具有发展互助养老的社会资本。

表 12 考虑养老需求“啄序偏好”的回归结果

变量	病时主要照护者			分享心事对象		
	配偶	其他亲属	社会照护	配偶	其他亲属	社会照护
本乡镇	2.033*** (0.132)	2.968*** (0.330)	4.054*** (0.688)	2.092*** (0.158)	2.472*** (0.307)	2.414*** (0.247)
本乡镇外	2.790*** (0.324)	4.605*** (0.910)	11.945*** (2.695)	2.954*** (0.459)	3.876*** (0.853)	4.527*** (0.759)

表 12 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	14265			13887		
Pseudo R ²	0.415			0.522		

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③表中汇报的为相对风险比率，对照组是子女照护。

六、主要结论与政策启示

在人口大规模流动背景下，农村家庭养老功能是否弱化引起广泛讨论。本文从生活照料、精神慰藉和经济支持三个维度构建农村家庭子女养老支持指标体系，分析了代际居住距离对农村家庭子女养老支持的影响及其机制，并采用中国老年健康影响因素跟踪调查数据进行实证检验。研究发现：第一，总体上，代际居住距离增加显著降低了子女养老支持水平，子女数量少、不与配偶同住、低收入的老年人的子女养老支持降幅更大。在单一维度上，代际居住距离增加显著降低了生活照料和经济支持水平，子女会通过强化精神慰藉来弥补对老年人生活照料和经济支持的不足。但子女提供精神慰藉存在最优距离，最优距离为同一乡镇内。第二，代际居住距离通过增加子女提供生活照料的机会成本和老年人的社会养老服务消费量，降低子女的养老支持水平。第三，代际居住距离对子女养老支持的影响因农村老年人自理能力的不同而有差异，但这一差异化的影响仅表现在最近子女常住地在本乡镇的老年人中。失能且家庭经济状况更好的老年人，使用社会养老服务的概率更高。第四，代际居住距离增加使农村老年人实际的养老模式与期望发生偏离，农村老年人病时照护需求的满足对象表现出明显的转移趋势，遵循“社会—其他亲属—配偶”的次序；分享心事需求的满足对象向社会和其他亲属转移的概率接近，说明农村社会养老服务应重点关注老年人的病时照护需求，农村互助养老服务可承担起为老年人提供精神慰藉的功能。

结合研究结论，本文提出以下政策启示。第一，既要为农村青壮年就近就业“铺路架桥”，又要为老年人随迁“保驾护航”。加快推进以县城为重要载体的新型城镇化建设，满足农村青壮年到县城就业安家的需求，这是缓解农村家庭养老和青壮年稳定就业矛盾的重要途径；推动公共服务随人走，为随迁老年人养老和医疗保险转移接续提供政策支持，使其平等享有子女常住地的公共服务资源。第二，针对不同类型老年人构建多层次养老服务体系。一方面，要准确识别存在养老风险的低收入失能老年人，通过购买服务确保基本养老服务保障到位；另一方面，要引导社会资本根据市场需要面向中高收入家庭提供专业化和个性化的养老服务。第三，激活村庄内生性互助养老服务资源。本文研究发现，随着代际居住距离增加，农村老年人部分养老需求的满足对象向其他亲属转移，说明农村具有发展互助养老的社会资本。因此，应将发展农村互助养老服务作为缓解农村养老问题的重要举措。在人员安排上，鼓励低龄健康老年人、农村留守妇女参与互助养老服务，并为其提供技能培训补贴；在资金来源上，支持有条件的村庄将集体经营收益用于发展养老服务，如开办老年食堂、购买医疗和照料

服务、培训家庭照护者等。

参考文献

1. 鲍莹莹, 2019: 《隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响——基于 CHARLS (2015) 数据的实证分析》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 82-93 页。
2. 贝克尔, 2005: 《家庭论》, 王献生、王宇译, 北京: 商务印书馆, 第 411-436 页。
3. 蔡伟贤、吕函枰、沈小源, 2021: 《长期护理保险、居民照护选择与代际支持——基于长护险首批试点城市的政策评估》, 《经济学动态》第 10 期, 第 48-63 页。
4. 费孝通, 1983: 《家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第 3 期, 第 7-16 页。
5. 甘颖, 2023: 《农村养老实践类型差异分析》, 《农业经济问题》第 2 期, 第 122-131 页。
6. 古德, 1986: 《家庭》, 魏章玲译, 北京: 社会科学文献出版社, 第 249-264 页。
7. 顾永红、刘宇, 2023: 《代际补偿与有效供给: 社区代际互助养老长效机制探索》, 《社会保障研究》第 5 期, 第 25-36 页。
8. 韩润霖、韩晓静、张立龙、卢晓莉, 2023: 《中国农村失能老年人口的规模、结构与发展趋势——基于 CLHLS 数据和第七次全国人口普查数据的研究》, 《人口研究》第 2 期, 第 63-77 页。
9. 胡宏伟、李延宇, 2021: 《中国农村失能老年人照护需求与成本压力研究》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 98-111 页。
10. 李树茁、王鹏、李楠, 2023: 《养老脆弱性对农村空巢老人养老策略的影响——基于安徽农村追踪调查的分析》, 《中国人口科学》第 4 期, 第 83-97 页。
11. 李树茁、张丹, 2022: 《农村老年人养老风险感知现状与影响因素——基于安徽农村老年人福利状况的调查分析》, 《北京工业大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 47-59 页。
12. 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。
13. 刘畅、易福金、徐志刚, 2017: 《父母健康: 金钱和时间孰轻孰重? ——农村子女外出务工影响的再审视》, 《管理世界》第 7 期, 第 74-87 页。
14. 刘生龙、胡鞍钢、张晓明, 2020: 《多子多福? 子女数量对农村老年人精神状况的影响》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 69-84 页。
15. 卢文秀、吴方卫, 2024: 《养老服务与农村家庭养老——来自中国居家和社区养老服务改革试点的证据》, 《财经研究》第 3 期, 第 154-168 页。
16. 吕明阳、彭希哲, 2021: 《老年家庭照料的机会成本研究——基于城乡等多视角的讨论》, 《宁夏社会科学》第 2 期, 第 118-131 页。
17. 庞丹丹, 2021: 《无为之孝: 无为何以为孝? ——基于江苏北部葛口村的田野调查》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 100-113 页。
18. 彭希哲、胡湛, 2015: 《当代中国家庭变迁与家庭政策重构》, 《中国社会科学》第 12 期, 第 113-132 页。

- 19.沈凯俊、尹思薇、宋靛琚, 2023: 《代际居住距离对农村老年人生活质量影响——基于互联网使用的中介效应分析》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第135-146页。
- 20.孙鹃娟、田佳音、陈雨欣, 2023: 《替代还是补充? 居家养老服务对中国老年人代际支持的影响效应》, 《人口研究》第6期, 第35-50页。
- 21.田北海、徐杨, 2020: 《成年子女外出弱化了农村老年人的家庭养老支持吗? ——基于倾向得分匹配法的分析》, 《中国农村观察》第4期, 第50-69页。
- 22.王跃生, 2016: 《中国家庭代际功能关系及其新变动》, 《人口研究》第5期, 第33-49页。
- 23.王跃生, 2020: 《直系组家庭: 当代家庭形态和代际关系分析的视角》, 《中国社会科学》第1期, 第107-132页。
- 24.韦宏耀、钟涨宝, 2016: 《团结还是疏离: 转型期的农村居民代际支持——基于全国农村地区微观数据的分析》, 《中国农村经济》第6期, 第2-14页。
- 25.吴伟, 2021: 《代际经济支持的邻近效应——基于 CHARLS 的经验证据》, 《人口与经济》第6期, 第68-87页。
- 26.邢斐、海梦碟、曹瑜强, 2023: 《经济政策不确定性与企业技术型并购——基于企业间的策略性互动关系视角》, 《中国工业经济》第6期, 第137-155页。
- 27.徐洁、李树茁、吴正、刘伟, 2019: 《农村老年人家庭养老脆弱性评估——基于安徽农村地区的实证研究》, 《人口研究》第1期, 第91-101页。
- 28.杨晶、刘振杰、邓悦、刘姜涛, 2022: 《民生托底政策能使农村失能老人家庭照护投入增加吗? ——对中国农村三项主要民生保障政策效应的考察》, 《中国农村观察》第6期, 第68-87页。
- 29.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。
- 30.余央央、陈杰, 2020: 《子女近邻而居, 胜于同一屋檐? ——居住安排与中国农村老年人认知健康》, 《财经研究》第8期, 第49-63页。
- 31.郑晓冬、方向明, 2018: 《居住模式、居住距离与农村老年人主观福利的关系研究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第28-38页。
- 32.朱玲、何伟、金成武, 2020: 《农村劳动力转移与养老照护变迁》, 《经济学动态》第8期, 第3-19页。
- 33.宗庆庆、张熠、陈玉宇, 2020: 《老年健康与照料需求: 理论和来自随机实验的证据》, 《经济研究》第2期, 第36-51页。
- 34.Choi, H., R. F. Schoeni, E. E. Wiemers, V. J. Hotz, and J. A. Seltzer, 2020, "Spatial Distance Between Parents and Adult Children in the United States", *Journal of Marriage and Family*, 82(2): 822-840.
- 35.Grujters, R. J., 2017, "Family Care-giving and Living Arrangements of Functionally Impaired Elders in Rural China", *Ageing & Society*, 37(3): 633-655.
- 36.Vergauwen, J., and D. Mortelmans, 2020, "Parental Health, Informal Support, and Geographic Mobility Between Parents and Adult Children", *Population, Space and Place*, 26(2), e2301.
- 37.Wei, Y., and W. J. Tsay, 2024, "Does Distance Make Happiness? Geographic Proximity of Adult Children and the Well-being of Older Persons", *Journal of Aging & Social Policy*, 36(2): 222-240.

Does the Increase in Intergenerational Living Distance Reduce the Elderly Support for Children in Rural Families

LU Wenxiu¹ WU Fangwei²

(1. Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics;
2. Institute of Urban and Rural Development, Shanghai University of Finance and Economics)

Summary: Family support for the elderly is the most important mode of old-age support in China, but population aging and large-scale population mobility have led to an increasing number of elderly empty-nest families in rural areas, and the weakening family support for the elderly in rural areas has been widely discussed. This paper measures children's old-age support in rural families in three dimensions: daily life care, spiritual comfort, and economic support, analyzes the impact of intergenerational residential distance on children's old-age support in rural families and its mechanism, and empirically tests it using the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS).

The findings of this paper are as follows. (1) Increased intergenerational residential distance significantly reduces children's old-age support, with a decrease in daily life care and financial support, an increase in spiritual comfort support, and an even greater decrease in children's old-age support for older people who have fewer children, do not live with their spouses, and have low incomes. (2) Intergenerational residential distance reduces children's old-age support by increasing the opportunity cost of daily life care provided by children and the consumption of social old-age services by the elderly. (3) Older people who are disabled and have better family economic status have a higher probability of using social care services. (4) The increase in intergenerational residential distance causes the actual pattern of old-age support for the rural elderly to deviate from expectations, and the rural elderly's needs for care in times of illness and sharing their thoughts have shifted to the community and other relatives.

This paper offers the following policy implications. (1) We should accelerate the construction of new-type urbanization with county towns as important carriers and provide policy support for the transfer of old-age pensions and medical insurance for the elderly who have been relocated with their families, which is an important way to alleviate the contradiction between rural families' old-age support and stable employment of young adults. (2) We should build a multi-level elderly care system for different types of older persons: purchasing elderly care services for low-income older persons and guiding social capital to provide specialized elderly care services for middle- and high-income older persons in accordance with the needs of the market. (3) Rural areas have the social capital to develop mutual support for the elderly, so the development of mutual support for the elderly in rural areas should be considered an important initiative to alleviate the rural old-age support problems.

The marginal contributions of this paper are as follows. (1) Constructing a system of indicators of children's old-age support in the three dimensions of daily life care, spiritual comfort, and economic support helps understand the changes in children's old-age support in rural families. (2) This paper focuses on the effect of intergenerational residential distance on children's old-age support, which expands the scope of research on the impact of residential arrangements on children's old-age support. (3) This paper measures the opportunity cost of children's provision of old-age support and portrays the mechanism by which intergenerational residential distance affects old-age support by influencing the opportunity cost of children's caregiving, thus making up for the inadequacy of the mechanism analysis in the existing studies.

Keywords: Intergenerational Residential Distance; Rural Household; Children's Old-age Support; Daily Life Care; Spiritual Comfort; Economic Support

JEL Classification: J14; D13; H55

(责任编辑: 胡 祎)