

代际同住对青年女性主观福利的影响^{*}

张新辉 李建新

提 要: 基于文化传统和亲子双方的现实需要,当前很多年轻夫妇选择与父辈同住。但这一居住安排是增进还是损害了同住青年女性的主观福利,学界存在不同观点。本文基于扩展的家庭代际团结—冲突框架,使用中国家庭动态调查 2010 年数据,在控制同住内生性的基础上探讨了这一问题。研究发现,代际同住显著提升了青年女性的主观幸福感,从妻居比从夫居更加有利于女性主观福利。进一步的影响机制分析表明,代际同住通过减少青年女性家务劳动时间来提高其主观福利。并且分样本来看,代际同住显著提升了有全职工作、子女照料需求强和农村青年女性的主观幸福感。

关键词: 代际同住 幸福感 青年女性 工具变量定序概率比模型

一、引 言

基于文化传统和亲子双方的现实需要,代际同住 (intergenerational coresidence),即已婚夫妇与父母同住,仍然是当前中国社会重要的家庭居住形式(胡湛、彭希哲,2014;王跃生,2017)。在老龄化进程加速的背景下,这一居住安排承担了家庭养老的重要功能,其对老年人的福利效应已经获得了许多研究的支持(鄢盛明等,2001;沈可等,2013;Courtin & Avendano,2016),但是其对子代及其配偶的影响尚未得到充分研究。

目前,针对代际同住对子代特别是女性子代的影响尚未形成一致的结论。一些研究强调,同住代际间的团结互助不仅有益于亲代也有益于子代及其配偶。比如,同住父母可以为家庭提供经济支持和家务与照料帮助,从而大大减轻了作为家庭劳

^{*} 本文系教育部人文社会科学重点研究基地项目“转型期我国家庭变动及问题研究”(项目编号:10JJD840001;主持人:李建新)的阶段性成果。

动主要承担者的女性的负担（怀默霆，2001；许琪，2013）。但也有学者强调，不同代际同住类型代表着不同的代际互动内涵，进而造成不同的福利后果。从子代婚后居住安排角度，代际同住可以区分为从夫居（与男方父母同住）和从妻居（与女方父母同住）这两种主要类型（patrilocal/matrilocal coresidence）（巫锡炜、郭志刚，2010）。当前虽然选择从妻居模式的夫妇有所增加，但从夫居仍持续占据了代际同住的主导地位（杨菊华，2008；巫锡炜、郭志刚，2010；Grujters & Ermisch，2019）。而在从夫居为主的代际同住模式中，以同住婆媳间矛盾为主要表现的代际间冲突和矛盾使得代际同住对女性子代的影响产生了不确定性，其负面作用可能大于正面，从而难以对女性子代产生福利效应（费孝通，1982；笑冬，2002）。有学者认为，代际同住中潜在的冲突和矛盾等负面作用导致了居住安排的迅速变迁：2010年进行的一项调查表明超过八成的媳妇明确表示不愿与公婆同住，比实际独立居住的比例更高（罗丹，2010）；普查数据也发现越来越多的年轻夫妇婚后选择独立居住而非与男方父母同住（王跃生，2017）。

在家庭居住模式持续变迁的社会背景下，厘清代际同住对青年女性主观福利的影响具有非常重要的理论和现实意义。本文使用具有全国代表性的数据，从区分代际同住类型和考虑子群体差异的视角，对以下问题进行探索性研究。第一，与独立居住相比，代际同住究竟是增进还是损害了已婚女性的主观福利？第二，这一影响是否随着婚居模式不同产生差异？从妻居是否比从夫居更有益于青年女性主观福利？第三，代际同住对已婚女性子代的主观福利效应在不同子群体之间是否存在差异？

二、文献回顾与研究假设

代际同住是代际间互动最为紧密的一种代际交往形式，现有对代际同住福利效应的讨论主要基于不同视角下的代际关系理论。经典的代际团结理论（the solidarity perspective）认为代际同住可以更好地促进亲代和子代间互相提供经济、照料和情感支持，正向提升亲代和子代所有家庭成员的福利水平（Bengtson & Roberts，1991；杨菊华、李路路，2009）。而扩展的家庭代际团结—冲突框架（family solidarity—conflict model）注意到了家庭代际间的矛盾、压力和结构不平等，认为代际同住同时也会带来经济资源和照料负担上的压力和不等，以及价值观和生活方式上的不

一致,因此代际矛盾可能降低家庭成员之间彼此交往的益处 (Silverstein et al., 1996; Clark et al., 1999)。在中国的社会情境下,基于我国家庭文化传统,多代同堂一直被认为是最理想的居住模式 (胡幼慧, 2004),但是费孝通 (1983) 也很早就指出代际同住中隐含的矛盾和紧张的一面,即同住虽然通过资源共享有潜在的经济优势,但其代价是住房条件的恶化、隐私的丧失、家庭关系的束缚和复杂化,以及家庭纠纷和管理成本的增加。

不同类型的代际同住对子代主观福利也会产生差异化的影响。代际同住的矛盾性在与公婆同住的媳妇身上体现得最为明显 (仇立平, 1999): 已婚女性在获得同住公婆在经济、家务和子女照料上帮助的同时,也受到其对儿媳传统家庭角色期待的约束。基于传统父权制家庭文化,媳妇需要适应从属角色、遵守夫家规则并服从公婆的管理和安排 (Shih & Pyke, 2010)。相比之下,与父母同住的女性子代,一方面可以享受与亲代同住时亲代提供的各种支持,另一方面也不会受到婆媳关系的敏感性带来的困扰。

针对媳妇与公婆同住的相关研究主要从资源控制、代际沟通和社会变迁等几个方面强调婆媳之间存在结构性的矛盾与冲突 (陈讯, 2012)。

有的学者强调婆媳双方存在对“家庭资源控制权”(如对家庭经济与人力资源支配、家庭日常事务决策)的持续争夺 (李博柏, 1992; 朱东丽, 2007),媳妇嫁入婆家后会与婆婆争夺资源、确立自身地位并最终建立起新的权力结构,这使得婆媳矛盾持续存在。

也有学者认为,婆媳之间缺乏共同生活经验和感情基础,两者不同的生活方式、行为习惯和价值观念会导致双方沟通存在很多问题并难以调试,从而导致同住婆媳矛盾的难以避免 (郝大海, 申艳芳, 2013)。当前迅速的社会变迁使得婆媳关系的表现形式和带来的影响变得更加复杂 (Gallin, 1994)。

随着女性社会经济地位的改善和现代家庭观念的流行,家庭关系的重心从亲子轴转向夫妻轴,媳妇的家庭地位逐渐提升,婆婆们开始抱怨“过去是婆婆凶,现在刚好倒过来”(笑冬, 2002),这说明,传统稳定的代际规范和观念受到现代性的冲击。同时年轻世代的权利和自主意识更强,这使得婆媳之间相互预期和行为的差异进一步扩大,进而导致婆媳矛盾在新时期有所激化 (陈讯, 2012; 刘燕舞, 2014)。一些经验研究也确实发现与公婆同住更多地引发了代际间的矛盾与冲突,为青年女性福利带来负面影响。一项对日本 645 对已婚夫妇的研究发现,独立居住的核心家

庭女性生活满意度高于与公婆同住的女性 (Kamo, 1990)。与公婆同住也会影响婚姻质量, 比如童辉杰与吴甜甜 (2017) 的研究发现, 45 岁以下不与公婆同住的青年夫妻的婚姻关系要好于与公婆同住的夫妻。与公婆同住女性的家庭权力也可能较低, 有研究利用中国家庭追踪调查数据就发现, 在与公婆同住的家庭中, 教育程度的提升无法增加女性在家中的决策权, 即家庭权力分配中父权制的影响更为强烈 (Cheng, 2019)。

与此同时, 也有许多研究认为冲突和矛盾并不是代际同住中的主旋律, 即使对从夫居的女性而言, 代际同住中的互助与合作带来的好处也超过了代际矛盾和冲突带来的负面作用。

首先, 许多研究者认为当前的代际同住更多是基于子代的需求, 通常更加有利于子代, 尤其是主要承担家庭责任的女性 (Smits et al., 2010; 许琪, 2013)。具体而言, 与公婆同住的女性很可能会获得亲代更多劳务上的帮助和经济上的帮助。如有研究表明, 与配偶父母同住可以提高女性劳动参与率或增加女性劳动时间 (沈可等, 2012), 这主要与亲代提供的家务劳动和儿童照料有关。其次, 随着社会变迁, 亲代也在积极调整代际互动模式。有研究者认为当前亲代在与儿媳互动中更多采取“温情策略”, 即通过出让决策权力, 诉诸亲密关系, 力图“生产”融洽的代际关系 (张爱华, 2015)。再比如, 在代际合作育儿中采取“保姆化”策略, 即只提供帮助不参与决策 (肖索未, 2014)。

综上所述, 基于扩展的家庭代际团结—冲突框架, 本文提出如下假设:

假设 1: 相比其他居住安排, 代际同住提升了青年已婚女性的主观福利。

假设 2: 已婚青年女性与父母同住, 相比与公婆同住, 更有利于自己的主观福利。

基于代际互动相关文献 (Cooney & Uhlenberg, 1992; Swartz, 2009), 代际同住对女性主观福利的潜在影响机制主要如下: 首先, 代际同住可能会影响已婚青年女性家务劳动的强度, 与公婆或父母同住的青年女性可能会获得亲代更多劳务上的帮助; 其次, 代际同住会影响代际间经济互助的强度, 代际同住的女性可能会获得亲代更多经济上的帮助或者承诺; 最后, 这一居住模式可能会从社会心理上直接影响青年女性的幸福感, 即代际同住可能具有情感慰藉和安全网的作用, 提升了女性的安全感和情感满足。

考虑到篇幅和数据可得性, 本文主要从代际同住对已婚青年女性家庭劳动强度

的影响这一机制来解释代际同住对女性福利的作用，提出假设 3。

假设 3: 相比其他居住安排，代际同住的已婚青年女性家务劳动时间更少，与父母同住相比与公婆同住更有利于减少女性家务劳动时间。

同时代际同住对女性子代的影响在不同子群体中也很可能存在异质性。基于女性工作家庭冲突的视角，如果女性工作压力很大，子女照顾需求大，代际同住在缓解女性工作家庭冲突中的重要性会提升（许琪，2013）。反之，工作压力小、子女照料需求小的女性对父母或配偶父母家务支持的需求就比较弱，代际冲突出现的概率就越高。

基于家庭现代化理论，随着社会环境的现代化程度不同，传统家庭代际规范变迁的程度也存在差异（张新辉、李建新，2019）。在当前我国城乡二元体制的社会现实下，农村家庭的居住方式和家庭代际规范相比城镇家庭更为传统（王跃生，2017），代际同住对子代的主观福利效应会受到这种代际文化观念的调节。相比城镇青年女性，在家庭文化更为传统的农村家庭中的青年女性可能更多认同代际同住居住模式，也更能感受到代际同住的福利效应。因此我们提出如下假设：

假设 4: 代际同住的主观福利效应在工作、家庭压力更大的青年女性和家庭代际规范更为传统的农村青年女性中更加显著。

三、数据、变量与方法

（一）数据

本研究使用中国家庭动态跟踪调查（CFPS）2010 年的成人数据。该调查覆盖全国 25 个省份的人口，约占中国总人口（不含港、澳、台）的 95%，其调查方法科学严谨、样本量大、代表性强、数据质量较有保障，可以视为一个具有全国代表性的样本（谢宇等，2013）。同时 CFPS 调查对象包含样本户中的全部家庭成员，便于获得个体的家庭结构信息。

本文的样本为年龄在 20—44 岁的已婚青年女性。在无法获得完整的父代健康状况信息的情况下，使用这一年龄限制可以很大程度上排除由于父代进入高龄而健康下降所导致的被动同住情况，使得样本更加符合我们的研究目的，即考察在同住中父代对女性子代同时存在积极影响（代际互助）和消极影响（代际矛盾）的情况。

本文进一步选择父母及其配偶父母中至少有一人在世的案例，即具有代际同住的可能。在处理缺失值后，最后获得的有效样本量为 5161 个。

(二) 变量操作化

本文核心因变量为已婚女性的主观福利。主观福利 (subjective well-being , SWB) 是指人们对其生活质量的主观感受与评价 (Diener , 1984) 。基于主观福利的三元结构理论，这一概念不仅意味着积极性的评价与感受，也意味着较少的消极情绪体验 (Busseri & Sadava , 2011) 。因此研究者不满足于使用单一维度的主观满意度或者幸福感作为测量主观福利的方式，更倾向于将“去幸福感” (subjective ill-being) ，即包括“痛苦”“困扰”“焦虑”等负面感受的测量也纳入主观福利的范畴 (Diener , 2006) 。为了更为全面地考察主观福利，本文从正向的主观幸福感和负向的抑郁倾向得分两个维度测量个体的主观福利情况。基于问卷信息，主观幸福感为一个自评幸福感的 5 度定序变量。抑郁倾向的测量采用了简化的流调用抑郁自评量表 (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale , CES-D) 抑郁量表，该量表信度和效度都已得到广泛的认可 (章婕等，2010) ，其由 10 个 3 分的问题组成一个加总为 30 分的指标，分值越高表示抑郁的可能性越小，精神健康状况越好。

本文的核心自变量为体现已婚女性代际居住状况的三个二分变量。一方面，我们通过“是否代际同住”这一问题，将已婚青年女性与父母或配偶父母中至少一位共同居住定义为代际同住。另一方面，我们按照婚居模式进一步区分了代际同住的类型，即是否与配偶父母同住 (与配偶父母中至少一位同住) 、是否与父母同住 (与父母至少一位同住) 。

由于代际同住并非随机选择，我们通过工具变量法来解决包括联立性偏误和遗漏变量偏误在内的内生性问题 (Woodridge , 2010) 。对工具变量的选取考虑选择与内生自变量高度相关，同时与残差项不相关的变量。由于夫妻各方存活的兄弟姐妹数 (对女性主要是兄弟数量) 和排行情况很大程度上决定了其与各方父母同住的概率，但是与女性的主观福利没有直接关系，因而不会对其产生直接影响。因此，本文选取丈夫存活兄弟姐妹数、丈夫是否排行老小两个变量作为是否与公婆同住的工具变量，选取妻子存活兄弟数、妻子是否排行老小两个变量作为女性是否与父母同住的工具变量 (黄枫，2012; 沈可等，2013) 。在随后分析中，本文使用过度识别检验等进一步验证了工具变量选取的合理性。

本文还控制了其他可能影响已婚女性主观福利的控制变量，如年龄、年龄平方、地区、户籍、教育程度、收入自评、社会地位自评、健康自评。在分样本的分析中，对于女性劳动参与程度的测量，本文以周工作小时数是否大于国家规定的兼职工作时间标准（24小时）将样本分为无全职工作和有全职工作两个子样本。^①在对子女照料需求强度的测量方面，本文将家里有两个及以上十二岁以下子女的青年女性设定为高子女照料需求的子样本，将无或只有一个十二岁以下子女同住的青年女性案例设定为低子女照料需求子样本。

表1为加权的变量描述统计结果。我们可以看到在总样本中，即在已婚、夫妻双方父母中至少有一人存活、45岁以下的样本中，有超过四分之一（27.1%）的女性的居住安排为代际同住，而与公婆同住的比例（22.1%）远远高于与父母同住的比例（7.7%）。^②相比独立居住的样本，代际同住的样本中丈夫存活兄弟姐妹数量明显更少，丈夫排行最小的比例也明显更高，妻子存活兄弟数量明显更多，排行最小的比例也更高。代际同住子样本和独立居住子样本的主观幸福感和精神健康得分在均值上并无明显差异（t检验不显著）。

表1 变量描述统计

变量	均值		
	总样本	代际同住子样本	独立居住子样本
主观幸福感	3.977 (0.013)	3.968 (0.023)	3.936 (0.014)
精神健康得分	27.267 (0.045)	27.449 (0.085)	27.205 (0.053)
代际同住	0.271		
与公婆同住	0.221	0.815	
与父母同住	0.077	0.284	
年龄	33.564 (0.099)	31.124 (0.186)	34.473 (0.113)
城镇（农村）	0.263	0.268	0.261
初中（小学及以下）	0.357	0.371	0.351
高中/中专等（小学及以下）	0.116	0.131	0.111

① 《中华人民共和国劳动合同法》第六十八条规定：非全日制用工，是指以小时计酬为主，劳动者在同一用人单位一般平均每日工作时间不超过四小时，每周工作时间累计不超过二十四小时的用工形式。

② 需要注意与父母同住和与公婆同住两种情况并不完全互斥，即样本中实际存在少部分同时与公婆和父母同住的案例（2.7%）。

续表

变量	均值		
	总样本	代际同住子样本	独立居住子样本
大专及以上学历 (小学及以下)	0.096	0.117	0.088
收入自评高 (低)	0.046	0.039	0.048
收入自评中 (低)	0.355	0.335	0.362
社会地位自评高 (低)	0.130	0.125	0.132
社会地位自评中 (低)	0.563	0.578	0.558
健康自评好 (差)	0.551	0.582	0.539
健康自评中 (差)	0.364	0.349	0.369
丈夫存活兄弟姐妹数量	2.420 (0.025)	1.789 (0.048)	2.656 (0.028)
丈夫排行最小	0.391	0.462	0.365
存活兄弟数	1.197 (0.014)	0.886 (0.026)	1.313 (0.017)
排行最小	0.389	0.482	0.355
有全职工作	0.577	0.576	0.578
同住 0—12 周岁子女数	0.906 (0.011)	1.011 (0.022)	0.870 (0.013)
N	5161	1398	3763

注: (1) 表中为加权的统计结果; (2) 括号中为标准差。

(三) 模型设定与分析策略

由于 CFPS 数据中主观幸福感为按照幸福程度排序取值 (1—5) 的有序离散变量, 因此本文首先建立关于主观幸福感的定序概率比模型 (ordered probit model)。假设存在一个未被观测到的连续因变量 Y^* (真正的幸福感), 可以被表示为下面的线性方程:

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 C_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i, Y = j [k_{j-1} \leq Y^* \leq k_j] \quad (1)$$

其中, C_i 表示第 i 个受访者是否代际同住; β_1 为代际同住对已婚青年女性主观幸福感的影响系数; X_i 是一组控制变量; ε_i 是误差项; k_j 为主观幸福感 Y^* 的分界点。当 $Y^* < k_1$, 我们就观察到 $Y = 1$; 当 $k_1 \leq Y^* \leq k_2$ 时, 我们就观察到 $Y = 2$, 以此类推。

代际同住变量可能存在直接用定序概率比模型对方程 (1) 进行估计会忽视遗漏变量和双向因果等内生性问题, 导致内生性偏误, 进而无法证实自变量与因变量

之间的因果关系。因此我们必须引入工具变量 Z_i ，即与代际同住的可能性密切相关但又不直接影响其主观幸福感的变量，来控制同住的内生性。由于因变量为定序变量，该模型被称为工具变量定序概率比模型（IV-O probit model），可以用如下的联立方程组来表示：

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 C_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i, Y = j[k_{j-1} \leq Y^* \leq k_j] \quad (2)$$

$$C_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \xi_i \quad (3)$$

Z_i 为一个或多个工具变量， ξ_i 为随机误差项。在这个方程组中，必须满足 $\text{Cov}(Z, \varepsilon_i) = 0$ ，且 $\text{Cov}(Z, C_i) \neq 0$ 。基于赫克曼两步法（Heckman, 1978），我们对方程（3）进行 probit 回归，得到 C_i 的预测值，并代入方程（2）进而得到 β_1 的一致估计量。^①

为了增强结论的稳健性，我们还将主观幸福感视为连续变量，同时使用工具变量线性概率（IV-linear）模型进行估计，并与工具变量定序概率比模型的分析结果进行比较。在研究中，本文同时展示工具变量定序概率比模型和工具变量线性概率模型结果。由于精神健康得分的取值范围为 0—30，可以视为连续型变量，因此我们采用类似思路，用工具变量线性概率模型进行估计，并同时展示基准线性概率模型结果。

四、研究结果

（一）代际同住对青年女性主观福利的影响

本文首先考察代际同住对青年女性主观福利的影响。表 2 展示了对样本主观幸福感的回归结果，在不考虑同住内生性的情况下考察代际同住对青年女性主观福利的影响以建立比较基准。表 2 第 1 列报告了定序概率比模型回归结果。结果表明，在不考虑同住内生性情况下，代际同住对青年女性的主观幸福感并无显著影响。

本文进一步使用工具变量定序概率比回归模型，用工具变量方法控制代际同住的内生性的条件下研究代际同住对青年女性主观幸福感的影响（表 2 第 2、3 列）。

^① 在使用统计软件实际估计中，通常采用鲁德曼（Roodman, 2011）提出的方法。

由模型第一阶段回归结果可知，丈夫存活兄弟姐妹数、丈夫排行老小、妻子存活兄弟数与青年女性代际同住的倾向性之间存在显著负向关系，而妻子排行老小和其代际同住的可能性之间存在显著正向关系。工具变量定序概率比模型第二阶段回归结果显示，在考虑内生性和控制其他变量后，代际同住变量的系数为正且显著，即代际同住显著提升了青年女性的主观幸福感。模型通过了 *atanrho_12* 检验，表明两阶段回归模型残差显著相关，仅使用定序概率比模型进行估计存在偏差，使用工具变量定序概率比模型使得估计结果有显著改进。

为了进一步验证这一关系的稳健性，本文将主观幸福感视为连续变量建立工具变量线性概率模型（表 2 第 2、3 列）。参照之前文献的做法，我们首先通过两阶段最小二乘法（2SLS）方法继续讨论工具变量的有效性（Chyi & Mao, 2012）。异方差稳健内生性检验（使用 Durbin Wu-Hausman 检验，DWH）表明自变量存在内生性，使用工具变量有其必要性。第一阶段 F 统计量（Wald F statistic）为 59.448（远超过 10），而且 F 统计量的 p 值为 0.000，表明不存在弱工具变量问题（Stock & Yogo, 2005）。过度识别检验结果进一步证明了我们工具变量的有效性（p-value = 0.141）。^① 工具变量线性概率模型回归结果与工具变量定序概率比模型结果也十分类似：是否代际同住变量的偏系数为 0.324，意味着当其他条件都不变时，与不代际同住的青年女性相比，代际同住的青年女性主观幸福感高出 0.324 分（总分为 5）。因此，这一结果表明代际同住可以显著增进青年女性的幸福感。

表 2 代际同住对青年女性主观幸福感的影响

	Ordered Probit	IV-Ordered Probit		IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
丈夫存活兄弟姐妹数 (IV)		-0.167 *** (0.014)		-0.051 *** (0.004)	
丈夫是否排行最小 (IV)		-0.169 ** (0.051)		-0.043 ** (0.015)	
存活兄弟数		-0.107 *** (0.025)		-0.020 ** (0.007)	

① 为了进一步检验工具变量的选取是否合理，我们用工具变量对主观幸福感 IV-Linear 模型的残差进行回归（Chen & Silverstein, 2000），结果显示回归的拟合线几乎是一条水平线，表明丈夫兄弟姐妹数量、是否排行老小、女性兄弟数、是否排行老小对女性主观幸福感几乎不相关，因此，我们认为本文选取的工具变量较为合理。

续表

	Ordered Probit	IV-Ordered Probit		IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
是否排行最小		0.138 ^{**} (0.049)		0.044 ^{**} (0.015)	
代际同住 (否)	-0.012 (0.035)		0.236 [*] (0.100)		0.324 [*] (0.140)
年龄	-0.048 [*] (0.022)	-0.037 (0.035)	-0.061 [*] (0.026)	-0.021 [*] (0.009)	-0.030 (0.019)
年龄平方	0.001 (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 [*] (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
东部 (西部)	0.217 ^{***} (0.037)	-0.189 ^{***} (0.049)	0.223 ^{***} (0.036)	-0.055 ^{***} (0.014)	0.188 ^{***} (0.031)
中部 (西部)	0.043 (0.039)	-0.236 ^{***} (0.055)	0.051 (0.040)	-0.073 ^{***} (0.016)	0.061 (0.035)
城镇 (农村)	0.114 [*] (0.046)	-0.132 [*] (0.061)	0.145 ^{**} (0.045)	-0.034 (0.018)	0.103 ^{**} (0.038)
初中 (小学及以下)	0.178 ^{***} (0.037)	-0.052 (0.051)	0.160 ^{***} (0.037)	-0.015 (0.014)	0.149 ^{***} (0.031)
高中/中专等 (小学及以下)	0.226 ^{***} (0.055)	0.049 (0.077)	0.200 ^{***} (0.058)	0.010 (0.023)	0.191 ^{***} (0.048)
大专及以上学历 (小学及以下)	0.274 ^{***} (0.061)	0.033 (0.091)	0.247 ^{***} (0.068)	-0.005 (0.027)	0.222 ^{***} (0.053)
收入自评高 (低)	0.205 ^{**} (0.070)	-0.003 (0.101)	0.158 [*] (0.075)	0.004 (0.030)	0.112 (0.060)
收入自评中 (低)	0.058 (0.031)	-0.059 (0.047)	0.051 (0.035)	-0.011 (0.014)	0.060 [*] (0.028)
社会地位高 (低)	0.506 ^{***} (0.052)	0.079 (0.071)	0.540 ^{***} (0.054)	0.028 (0.020)	0.382 ^{***} (0.045)
社会地位中 (低)	0.095 ^{**} (0.034)	0.063 (0.049)	0.090 [*] (0.036)	0.016 (0.014)	0.049 (0.032)
健康自评好 (差)	0.485 ^{***} (0.051)	0.190 [*] (0.079)	0.488 ^{***} (0.053)	0.050 [*] (0.021)	0.410 ^{***} (0.053)
健康自评中 (差)	0.254 ^{***} (0.052)	0.174 [*] (0.081)	0.263 ^{***} (0.054)	0.035 (0.021)	0.245 ^{***} (0.054)
截距项		1.024 (0.555)		0.947 ^{***} (0.144)	3.834 ^{***} (0.318)
Cut 1	-2.554 ^{***} (0.373)		-2.535 ^{***} (0.425)		
Cut 2	-1.950 ^{***} (0.373)		-1.940 ^{***} (0.423)		

续表

	Ordered Probit	IV-Ordered Probit		IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Cut 3	-0.936 ** (0.343)		-0.799 * (0.420)		
Cut 4	0.021 (0.343)		0.166 (0.419)		
/atanhrho_12			-0.160 * (0.067)		
第一阶段 F 统计量				59.448 ***	
过度识别 P 值				0.141	
R ² /Pseudo R ²	0.034	0.101	0.034	0.102	0.062
N	5161	5161	5161	5161	5161

注: (1) 括号内为异方差稳健型估计的标准误; (2) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

由于表 2 中的工具变量定序概率比模型回归结果仅能告诉我们显著性和符号方向等有限信息,模型参数无法直接进行解释(连玉君等,2014),因此我们通过进一步的计算得出各个解释变量对女性主观幸福感的边际效应。由于二阶段回归的内生解释变量与代际同住的概率 C_i 是一阶段 Probit 回归的拟合值,因此可以将 C_i 视为连续变量,当代际同住的概率即 $C_i = 1$ 的概率发生变化时,被解释变量取 $i = 1, 2, 3, 4, 5$ 的边际概率的变化为:

$$\left. \frac{\partial P[y = i | x]}{\partial P[C = 1 | x]} \right|_{x=\bar{x}} = \left. \frac{\partial P[y = i | x] / \partial C_i}{\partial P[C = 1 | x] / \partial C_i} \right|_{x=\bar{x}} \quad (i = 1, 2, 3, 4, 5) \quad (4)$$

表 3 展示了表 3 中模型 1 的边际效应。从内生解释变量的边际效应来看,当其他所有变量处于均值处且保持不变时,代际同住的概率 $P(\text{coresidence} = 1 | x)$ 每增加 Δ , 青年女性将其幸福感自评为“很不幸福”的概率 $P(\text{Happy} = 1 | x)$ 降低 0.007Δ , 以此类推,自评为“不太幸福”的概率 $P(\text{Happy} = 2 | x)$ 降低 0.015Δ , 自评为“一般”的概率 $P(\text{Happy} = 3 | x)$ 减少 0.058Δ , 自评为“较为幸福”的概率 $P(\text{Happy} = 4 | x)$ 减少 0.009Δ , 而自评为“很幸福”的概率 $P(\text{Happy} = 5 | x)$ 增加 0.087Δ 。

由此可知,对于一名其他条件处于平均水平的青年女性而言,与公婆同住主要降低了她自评为“不太幸福”和“一般”的概率,并且大幅增加对个人主观福利作出“非常幸福”评价的概率。同时,也会降低其选择“很不幸福”和“较为幸福”的概率,但是作用幅度相对较小。其他控制变量的变动也会对青年女性主观幸福感的不同取值的概率产生显著的边际效应,限于关注重点,本文在此不展开说明。

表 3 工具变量定序概率比模型回归结果的边际效应

	显著度	很不幸福	不太幸福	一般	很幸福	非常幸福
代际同住 (否)	*	-0.007	-0.015	-0.058	-0.006	0.087
年龄	**	0.002	0.005	0.017	0.009	-0.025
年龄平方	*	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	0.000
东部 (西部)	***	-0.006	-0.014	-0.055	-0.005	0.080
中部 (西部)		-0.002	-0.004	-0.013	-0.001	0.020
城镇 (农村)	**	-0.004	-0.008	-0.032	-0.003	0.047
初中 (小学及以下)	***	-0.005	-0.011	-0.042	-0.004	0.062
高中/中专等 (小学及以下)	***	-0.006	-0.013	-0.056	-0.010	0.084
大专及以上学历 (小学及以下)	***	-0.007	-0.016	-0.069	-0.015	0.106
收入自评高 (低)	*	-0.004	-0.008	-0.034	-0.005	0.051
收入自评中 (低)		-0.002	-0.004	-0.013	-0.001	0.019
社会地位高 (低)	***	-0.010	-0.026	-0.118	-0.035	0.188
社会地位中 (低)		-0.002	-0.003	-0.013	-0.001	0.018
健康自评好 (差)	***	-0.015	-0.032	-0.115	-0.004	0.166
健康自评中 (差)	***	-0.008	-0.018	-0.069	-0.008	0.103

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

比较表 2 不同模型中“代际同住”对青年女性主观幸福感的回归系数可以看出,是否考虑内生性的结果完全不同,不考虑内生性时“代际同住”的作用被掩盖了。

造成这种情况的原因可能有两方面。其一,代际同住的倾向与女性主观幸福感之间可能存在双向因果效应。具体而言,主观幸福感可能会反向影响其代际同住的概率,很有可能主观幸福感较高的媳妇更愿意维持独立居住而不会选择与父辈同住,而生活较为不幸福的青年女性会更倾向于选择代际同住,以获得父辈各方面的帮助。当我们无法控制这种逆向选择性时,代际同住青年女性的幸福感会被拉低,导致组间差异不显著。其二,现有模型可能遗漏了部分主观幸福感的解释变量,而遗漏变量恰好和代际同住的倾向性正相关而与主观幸福感负相关。例如,生活能力较差和照料负担较重的女性可能更倾向于选择代际同住分担压力,同时这些困难也会负面影响其主观福利。本文通过使用工具变量方法,较好地避免了上述反向因果和遗漏变量偏误的影响,更为有效地揭示出代际同住这一居住模式对已婚青年女性主观福利的独立影响。

基于类似的策略,表 4 展示了代际同住对青年女性精神健康得分影响的回归结果。为了节省篇幅,我们省略了相关控制变量的回归结果。不考虑同住内生性的

OLS 回归结果表明是否与公婆同住对青年女性精神健康影响不显著（表 4 第 1 列）。表 4 第 3 列工具变量线性概率模型第二阶段回归结果显示，在控制了同住内生性后，当其他条件都不变时，代际同住的青年女性与未代际同住的女性相比其精神健康得分无显著差异。由此可见，代际同住这一居住模式并未显著损害青年女性的精神健康或增加其抑郁倾向。该模型第一阶段 F 统计量（Wald F statistic）为 59.258（远超过 10），而且 F 统计量的 p 值为 0.000，表明不存在弱工具变量问题。过度识别检验结果进一步证明了我们工具变量的有效性（p-value = 0.133）。

表 4 代际同住对青年女性精神健康的影响

	OLS	IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)
丈夫存活兄弟姐妹数 (IV)		-0.051 ^{***} (0.004)	
丈夫是否排行最小 (IV)		-0.045 ^{**} (0.015)	
存活兄弟数		-0.020 ^{**} (0.007)	
是否排行最小		0.047 ^{**} (0.015)	
代际同住 (否)	0.031 (0.100)		0.624 (0.506)
控制变量	控制	控制	控制
截距项	24.779 ^{***} (1.050)	0.963 ^{***} (0.144)	24.347 ^{***} (1.174)
第一阶段 F 统计量		59.258 ^{***}	
过度识别 P 值		0.133	
R ² /Pseudo R ²	0.119	0.100	0.113
N	5161	5161	5161

注：(1) 括号内为异方差稳健型估计的标准误；(2) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

(二) 分代际同住类型的结果

在确认了代际同住的整体福利效应之后，本文将女性青年子代的代际同住类型区分为从妻居和从夫居，进一步比较两种不同代际同住安排对已婚女性主观福利的影响差异。在分代际同住类型的样本中，受访者父母至少有一人在世且配偶父母也至少有一人在世（N = 4389），这样才有选择不同的代际同住类型的可能性。由于

两种代际同住类型均具有内生性，相应地，本文使用“女性存活兄弟数”“女性是否排行老小”作为从妻居概率的工具变量，使用“丈夫存活兄弟姐妹数”“丈夫是否排行老小”作为从夫居概率的工具变量。

表 5 展示了不同代际同住类型对已婚女性主观幸福感和精神健康的影响。^① 为了进一步检验代际同住福利效应的稳健性，本文在新样本中首先考察了是否代际同住对青年女性子代的主观福利效应（表 5 第 1、3、5 列），回归结果表明代际同住对青年女性主观幸福感的正向影响依然显著，对其精神健康无显著的促进作用，这与前面的分析结果保持一致。分代际同住类型的回归结果（表 5 第 2、4、6 列）通过区分不同代际同住模式的影响差异，进一步发现代际同住的福利效应受到代际同住类型的调节：相比独立居住，从妻居和从夫居均对青年女性子代主观幸福感有显著正向作用，但是从妻居的作用大小大于从夫居，这一结果在工具变量定序概率比模型和线性概率模型中都较为一致；相比独立居住，从妻居对已婚女性精神健康有显著正向作用，使得青年女性精神健康得分平均提升 1.833 分，而从夫居对女性精神健康无显著影响。这一结果也与假设 2 一致，即对青年女性子代来说，从妻居相比从夫居的代际整合更好，代际冲突与矛盾更少，更有利于青年女性的主观福利的提升。

表 5 不同代际同住类型对青年女性主观福利的影响

	主观幸福感（定序） IV-Ordered Probit		主观幸福感（定距） IV-Linear (2SLS)		精神健康得分 IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
核心自变量						
代际同住 (否=0)	0.465** (0.167)		0.382* (0.166)		0.523 (0.659)	
从妻居		0.397* (0.181)		0.470* (0.220)		1.833* (0.960)
从夫居		0.295* (0.151)		0.265* (0.141)		0.243 (0.548)
控制变量	控制	控制			控制	控制
截距项			4.050*** (0.366)	4.095*** (0.357)	25.124*** (1.375)	26.181*** (1.605)
Cut 1	-2.810*** (0.411)	-2.731*** (0.423)				

① 为了节省篇幅，本文省略了模型一阶段结果和相关控制变量回归结果，有需要可与作者联系。

续表

	主观幸福感 (定序) IV-Ordered Probit		主观幸福感 (定距) IV-Linear (2SLS)		精神健康得分 IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cut 2	-2.196*** (0.409)	-2.116*** (0.420)				
Cut 3	-1.068** (0.409)	-0.983* (0.418)				
Cut 4	-0.121 (0.406)	-0.033 (0.416)				
/atanrho_12	-0.305** (0.110)	-0.172* (0.093)				
第一阶段 F 统计量			44.437	48.930	35.558	41.323
过度识别 P 值			0.161	0.126	0.179	0.985
R ² /Pseudo R ²	0.034	0.033	0.046	0.044	0.097	0.075
N	4389	4389	4389	4389	4389	4389

注: (1) 括号内为异方差稳健型估计的标准误; (2) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

(三) 影响机制分析

表 6 展示了代际同住和不同同住模式对已婚女性周家务劳动小时数的影响。表 6 显示,无论是在线性概率模型中还是工具变量模型中代际同住都显著减少了青年女性的家务劳动时间(表 6 第 1、3 列),即本文假设 3 得到了支持。进一步分不同代际居住模式的结果显示(表 6 第 2、4 列),相比其他居住模式,与父母同住显著减少了青年女性周家务劳动时间(5.957 小时),而与公婆同住对青年女性每周家务劳动时间的影响不显著。这也从侧面印证了代际同住类型对代际同住福利效应的重要影响。

表 6 代际同住对青年女性周家务劳动小时数的影响

	OLS		IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
核心自变量				
代际同住 (否=0)	-0.879** (0.323)		-0.952** (0.301)	
与父母同住 (否=0)		-1.973* (0.470)		-5.957** (2.155)
与公婆同住 (否=0)		-0.263 (0.352)		0.684 (0.329)

续表

	OLS		IV-Linear (2SLS)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项			4.050 *** (0.366)	4.095 *** (0.357)
第一阶段 F 统计量			44.437	48.930
过度识别 P 值			0.161	0.126
R ² / Pseudo R ²	0.034	0.033	0.046	0.044
N	4389	4389	4389	4389

注: (1) 括号内为异方差稳健型估计的标准误; (2) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; (3) 本表省略了控制变量回归结果, 如有需要请与作者联系,

(四) 分样本回归结果

上述研究从整体上发现, 代际同住对青年女性主观幸福感的总效应是正向显著的, 但代际同住的影响在群体内部很可能是异质性的。为了进一步考察这一结果对于不同子群体的异质性, 本文基于工作家庭冲突和城乡差异两个维度, 从就业情况、同住未成年子女状况以及城乡进行分样本回归。

表 7 展示了在不同子样本中代际同住对青年女性主观幸福感的影响, 本文主要报告了核心自变量相关的结果。^① 表 7 第 1、2 列分工作情况子样本回归结果显示, 无论定序概率比模型结果还是线性概率模型结果, 代际同住均显著提升了全职工作青年女性的主观幸福感, 在无全职工作青年女性样本中其影响不显著。表 7 第 3、4 列展示了分子照料需求子样本回归结果, 可以看出, 无论定序概率比模型结果还是线性概率模型结果都表明对女子照料需求高的青年女性, 代际同住能显著提升其主观幸福感, 对于子女照料需求低的青年女性, 代际同住的影响不显著。

表 7 第 5、6 列分城乡子样本回归结果显示, 代际同住显著提升了农村青年女性的主观幸福感, 在城镇青年女性样本中其影响不显著。正如前文推断, 农村青年女性可能比城镇女性对传统家庭观念认同度更高, 而城镇青年女性更多感受到基于现代家庭观念带来的代际冲突。

总之, 研究结果与假设 4 基本一致, 即对于有全职工作、子女照料需求更高、农村的已婚青年女性而言, 代际同住带来的主观福利效应更为显著。

^① 为了节省篇幅, 本文省略了模型一阶段结果和相关控制变量回归结果, 如有需要请与作者联系。

表 7 代际同住对青年女性主观幸福感的影响（分样本回归结果）

	分工作情况		分同住子女情况		分城乡	
	(1) 无全职工作	(2) 有全职工作	(3) 子女照料需求低	(4) 子女照料需求高	(5) 城镇	(6) 农村
IV-Ordered Probit	0.043 (0.130)	0.376** (0.127)	0.164 (0.118)	0.348* (0.153)	-0.096 (0.228)	0.309** (0.104)
IV-Linear (2SLS)	0.291 (0.194)	0.396* (0.199)	0.276 (0.198)	0.337* (0.190)	0.589 (0.387)	0.274* (0.132)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
第一阶段 F 统计量	31.417	28.642	31.090	27.489	6.922	61.720
过度识别 P 值	0.223	0.474	0.480	0.146	0.152	0.515
N	2090	3071	3824	1337	1273	3888

注：(1) 括号内为异方差稳健估计的标准误；(2) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001；(3) 表中第一阶段 F 统计量与过度识别 P 值为 IV-Linear (2SLS) 模型结果。

五、结论与讨论

代际同住作为一种重要的家庭居住形式对不同家庭成员具有非对称性的影响 (asymmetric influence)。本文基于扩展的家庭代际团结—冲突框架，使用具有全国代表性的数据，并在应用工具变量方法控制同住内生性的基础上，研究了代际同住对青年女性主观幸福感和精神健康的影响。

本文研究结果表明，代际同住不仅作为家庭养老的核心安排对亲代有重要意义，其作为代际互助的重要形式对青年女性子代主观福利整体上也具有积极意义。代际同住显著提升了已婚女性的主观幸福感。从代际同住类型上，从妻居对青年女性主观福利提升比从夫居更大。对代际同住影响机制的分析表明，代际同住可能是通过减少青年女性家务劳动时间而促进其主观幸福感。并且分样本来看，代际同住显著提升了有全职工作、子女照料需求强和农村青年女性的主观幸福感。

本文也澄清了一些关于代际同住影响和代际互动的社会迷思。当前社交媒体与大众观念中对于代际同住中矛盾与冲突的渲染并不符合经验现实。本文的数据分析显示，整体而言，即使在同住代际之间如婆媳之间存在紧张和矛盾，代际间的互助与合作也超过了矛盾和冲突带来的负面作用，冲突与矛盾并不是当前代际同住中的主流。在社会化的抚幼和养老体制尚未完备的当下，代际同住的家庭居住安排仍将

发挥重要的功能，亲子双方认知到家庭的重要性并积极调试构建和谐的家庭关系有益于每一位家庭成员的福利。同时本文研究表明从妻居比从夫居更有利于女性主观福利。基于性别平等的视角，当前从夫居占绝对主导的代际同住模式应逐步转变为男女两系更加均衡的婚后居住安排，如“两头走”模式（王会、狄金华，2011）。

本文仍存在一些局限和值得改进之处。首先，代际同住的影响机制需要进行更为深入的探讨。其次，研究中纳入的父代信息相对有限，这也有待于未来获得更丰富的调查数据加以改进。最后，应注意到本文的相关结论也是初步和暂时的。一来，当前家庭居住模式正在随着社会发展产生深刻的变动，代际关系主体的个体化（individualization）不断增强（阎云翔，2006），子代独立居住的比例逐步提高，代际同住选择性日益提升（胡湛、彭希哲，2014）。二来，随着女性社会经济地位的提升，妇女在婚居模式上会具有更大的自主性和选择权，代际居住模式也会变得更加多元，如从妻居和双系居住比例的提升（杨菊华，2008）。这些变化都会使得代际同住对家庭成员的影响持续变动。

参考文献：

- 陈讯，2012，《候权与赠权：妇女在家庭中的地位是如何转变的——基于鄂中 T 镇婆媳关系演变历程的分析》，《妇女研究论丛》第 3 期。
- 费孝通，1982，《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。
- ，1983，《论中国家庭结构的变动》，《天津社会科学》第 3 期。
- 郝大海、申艳芳，2013，《社会转型期婆媳矛盾的变迁——以河北省 N 村为例》，《学术论坛》第 10 期。
- 胡幼慧，2004，《三代同堂的迷思与陷阱》，台北：远流图书有限公司。
- 胡湛、彭希哲，2014，《中国当代家庭户变动的趋势分析——基于人口普查数据的考察》，《社会学研究》第 3 期。
- 怀默霆，2001，《中国家庭中的赡养义务：现代化的悖论》，《中国学术》第 4 期。
- 黄枫，2012，《人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究》，《财经研究》第 9 期。
- 李博柏，1992，《试论我国传统家庭的婆媳之争》，《社会学研究》第 6 期。
- 连玉君、黎文素、黄必红，2014，《子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究》，《经济学（季刊）》第 1 期。
- 刘燕舞，2014，《农民自杀研究》，北京：社会科学文献出版社。
- 罗丹，2010，《婚后，你和婆婆同住吗》，《婚姻与家庭：社会纪实》第 5 期。
- 仇立平，1990，《婆媳之间——恼人的家庭关系》，《社会》第 2 期。

- 沈可、程令国、魏星, 2013, 《居住模式如何影响老年人的幸福感》, 《世界经济文汇》第6期。
- 沈可、鄢萍、章元, 2012, 《中国女性劳动参与率下降的新解释——家庭结构变迁的视角》, 《人口研究》第5期。
- 童辉杰、吴甜甜, 2017, 《与老人同住对青年夫妻婚姻关系的影响》, 《中国健康心理学杂志》第2期。
- 王会、狄金华, 2011, 《“两头走”: 双独生子女婚后家庭居住的新模式》, 《中国青年研究》第5期。
- 王跃生, 2017, 《城乡已婚者主要生命阶段家户结构分析——以1982年以来人口普查数据为基础》, 《人口研究》第4期。
- 巫锡炜、郭志刚, 2010, 《我国从妻居的时空分布——基于“五普”数据的研究》, 《人口与经济》第2期。
- 笑冬, 2002, 《最后一代传统婆婆》, 《社会学研究》第3期。
- 肖索未, 2014, 《“严母慈祖”: 儿童抚育中的代际合作与权力关系》, 《社会学研究》第6期。
- 谢宇、张晓波、李建新、涂平、任强, 2013, 《中国民生发展报告2013》, 北京: 北京大学出版社。
- 许琪, 2013, 《子女需求对城市家庭居住方式的影响》, 《社会》第3期。
- 鄢盛明、陈皆明、杨善华, 2001, 《居住安排对子女赡养行为的影响》, 《中国社会科学》第1期。
- 阎云翔, 2006, 《私人生活的变革: 一个中国村庄里的爱情、家庭与亲密关系: 1949—1999》, 上海: 上海书店。
- 杨菊华, 2008, 《延续还是变迁? 社会经济发展与婚居模式关系研究》, 《人口与发展》第5期。
- 杨菊华、李路路, 2009, 《代际互动与家庭凝聚力——东亚国家和地区比较研究》, 《社会学研究》第3期。
- 张爱华, 2015, 《农村中年女性的温情策略与家庭关系期待——对河北上村隔代照顾实践的研究》, 《妇女研究论丛》第5期。
- 章婕、吴振云、方格、李娟、韩布新、陈祉妍, 2010, 《流调中心抑郁量表全国城市常模的建立》, 《中国心理卫生杂志》第2期。
- 张新辉, 李建新, 2019 《现代化变迁与老年人家庭地位演变——以代际同住家庭经济决策权为例》, 《人口与经济》第4期。
- 朱东丽, 2007, 《婆媳冲突的社会学分析》, 《西北农林科技大学学报》(社会科学版) 第1期。
- Bengtson, V. L. & R. E. Roberts 1991, “Intergenerational Solidarity in Aging Families: An Example of Formal Theory Construction.” *Journal of Marriage and the Family* 53 (4).
- Busseri, M A & S. W. Sadava 2010, “A Review of the Tripartite Structure of Subjective Well-being: Implications for Conceptualization, Operationalization, Analysis, and Synthesis.” *Personality & Social Psychology Review* 15 (3).
- Chen, X. & M. Silverstein 2000, “Intergenerational Social Support and the Psychological Well-being of Older Parents in China.” *Research on Aging* 22 (1).
- Cheng, C. 2019, “Women’s Education, Intergenerational Coresidence, and Household Decision-Making in China.” *Journal of Marriage and Family* 81 (1).
- Chyi, H. & S. Mao 2012, “The Determinants of Happiness of China’s Elderly Population.” *Journal of Happiness Studies* 13 (1).

- Clarke ,E. J. ,M. Preston ,J. Raksin & V. L. Bengtson 1999, "Types of Conflicts and Tensions Between Older Parents and Adult Children. " *The Gerontologist* 39 (3) .
- Cooney ,T. M. & P. Uhlenberg 1992, "Support from Parents over the Life Course: The Adult Child' s Perspective. " *Social Forces* 71 (1) .
- Courtin ,E. & M. Avendano 2016, "Under One Roof: The Effect of Co-residing with Adult Children on Depression in Later Life. " *Social Science & Medicine* 168 (C) .
- Diener ,E. 1984, "Subjective Well-Being. " *Psychological Bulletin* 95 (3) .
- 2006, "Guidelines for National Indicators of Subjective Well-Being and Ill-Being. " *Journal of Happiness Studies* 7 (4) .
- Gallin ,R. 1994, "The Intersection of Class and Age: Mother-in-law/Daughter-in-law Relations in Rural Taiwan. " *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 9 (2) .
- Grujters ,R. & J. Ermisch 2019, "Patrilocal ,Matrilocal , or Neolocal? Intergenerational Proximity of Married Couples in China. " *Journal of Marriage and Family* 81 (3) .
- Stock ,J. H. & M. Yogo 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. " In D. W. K. Andrews & J. H. Stock (eds.) , *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Heckman ,J. J. 1978, "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System. " *Econometrica* 46 (4) .
- Kamo ,Y. 1990, "Husbands and Wives Living in Nuclear and Stem Family Households in Japan. " *Sociological Perspectives* 33 (3) .
- Roodman ,D. 2011, "Estimating Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP. " *Stata Journal* 11 (2) .
- Shih ,K. & K. Pyke 2010, "Power ,Resistance ,and Emotional Economies in Women' s Relationships with Mothers-in-Law in Chinese Immigrant Families. " *Journal of Family Issues* 31 (3) .
- Silverstein ,M. ,Chen ,X. & Heller ,K. 1996, "Too Much of a Good Thing? Intergenerational Social Support and the Psychological Well-being of Older Parents. " *Journal of Marriage and the Family* 58 (4) .
- Smits ,A. ,R. I. V. Gaalen & C. H. Mulder 2010, "Parent-Child Coresidence: Who Moves in With Whom and for Whose Needs?" *Journal of Marriage and Family* 72 (4) .
- Swartz ,T. T. 2009, "Intergenerational Family Relations in Adulthood: Patterns ,Variations , and Implications in the Contemporary United States. " *Annual Review of Sociology* 35 (1) .
- Wooldridge ,J. M. 2010 , *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data (Second Edition)* . Cambridge , MA: The MIT Press.

作者单位: 北京大学社会学系

责任编辑: 罗 婧

extent , echo the discourse of sustainable agriculture , they tend to appear as a subculture. The primary goal for participants of these networks lies in maintaining a lifestyle or an identity that is different from the mainstream , rather than engaging in macro-level social problems. We explain this situation by analyzing the external commercial environment of the networks and their internal organizational structure.

Differential Power Circle Structure and the Consequence of Pseudo-Collectivism——A Comparative Analysis between Two Land Expropriation and Demolition Cases in Village S
..... *Shen Yi & Liu Junya* 95

Abstract: The paper selects two street reconstruction and land expropriation projects in S village of Y city in the same period. It compares and analyzes the failure of X street reconstruction project and the success of land expropriation for western high school project , which was both mobilized by collectivism and personal relationship. The X Street reconstruction project was self-organized by the villagers. Its failure proves that it' s hard to put the collectivism in practice , which means the individualism of the family is often unwilling to sacrifice the interests for the large collectivism of villages. The government directed the land acquisition for the western high school project. The local government suppressed the conflict effectively , and completed the land acquisition successfully , which shows sizeable collective priority or some appearances of collectivism. In China , the priority of the massive collectivism to individualism embedded in the differential power circle structure is not based on the village familial Confucian ethics in the spontaneity of identity but mostly based on the state administrative power integration in compulsion , so-called *Pseudo-collectivism*.

Social Memory , Identity Reshaping and Survival Strategy——A Qualitative Study of Laid-off Workers in Resource-exhausted City *Liu Shiyao & Chen Guangjin* 117

Abstract: In the process of restructuring state-owned enterprises in resource-exhausted cities , the implementation of policies such as diversion , buyout and bankruptcy has made the identity of laid-off workers undergo a tremendous transformation and reconstruction. The experiences , events , and emotions provided by social memory have formed the basis for the reconstruction of identity. And identity is not just cognitive construction. It acts as a source of action meaning for actors , and directly affects their further action strategies. This study finds that laid-off workers have constructed three different types of identity , the “big brother” , the bottom of the society , and “fighters embracing the market economic” based on two types of social memory “nostalgia for work-unit in glorious times” and “dissatisfaction with work-unit in decline times”. Under these three identities , laid-off workers have formed three different survival strategies: subsistence survival strategy , dependency survival strategy , and development survival strategy.

Patrilocality and Subjective Well-Being of Female Youth
..... *Zhang Xinhui & Li Jianxin* 139

Abstract: Based on traditional patrilocal culture and practical requires , a high percentage of young

couples live with husbands' parents in contemporary China. However, opinions differ on whether this living arrangement is subjectively beneficial to the daughters-in-law. Using data from the China Family Panel Studies 2010, we analyze the effects of patrilocality on the subjective well-being of the young wives. We apply the IV-ordered probit model to correct for the endogeneity of living arrangement. Our results indicate that daughters-in-law co-residing with their parents-in-law are happier than their counterparts. Further comparisons show that both patrilocality and matrilocality are beneficial for young wives' subjective well-being, while the latter is better. It indicates that young wives with full-time job, living with more than one under-12 child, and rural young wives are significantly benefiting from the patrilocal coresidence. Multi-generational coresidence is not only imperative for parental generation, it may also have positive effects for filial generation, including daughters-in-law. More gender-equal intergenerational coresidence mode should be promoted in the future.

Family Background, Occupational Mobility and Marriage Matching ... *Li Jiaxing* 160

Abstract: The analysis of the marriage patterns of intergenerational migrants could be an essential indicator to predict their future status attainment, and a key to understand the influences of family background on the marriage-matching. This paper verifies the mobility effect in occupational marriage matching with the Chinese General Social Survey 2006. The results indicate that the privileged family background could help downward mobile attain an excellent marital match and make up for the status loss caused by downward mobility. Thus they have more chance of homogamy, even hypergamy. While those upward mobile find it challenging to achieve a good match, the disadvantaged family background could block the full integration on the completed status. When comparing the marital chance between hypergamy and homogamy, the upward mobile is more likely to attain homogamy. According to the analysis of the mechanism, the lifestyle-related variables significantly reduce the influence of family background, which means the match of lifestyle and culture similarity is vital for the mating pattern of intergenerational mobiles. The mating pattern of mobile brings the multi-dimensional nature of "matching door" to the fore; this hidden view of "matching door" will probably enhance the social inequality.

Does the Populating Aging Promote the Industrial Structure Upgrading in China? ——An Empirical Analysis Based on Inter-Provincial and Threshold Characteristics

..... *Wang Xiyuan & Yang Xianming* 181

Abstract: The upgrading of industrial structure is not only the change of industrial structure but also the process of structural transformation from traditional industries with low productivity to new sectors with high productivity. This paper explores the impacts of population ageing on the upgrading of industrial structure. Based on the interprovincial panel data of China from 2009 to 2017, this paper uses a fixed-effect model and non-linear panel threshold model to conduct the empirical analysis. It points out the inherent logic defects of the mainstream view of "industrial structure upgrading" characterized by "industrial structure servitization" in the research of ageing population effect. It also draws the following conclusions: (1) Different from the general outcome of the existing investigation, the ageing population is not conducive to the upgrading of industrial structure, which calls more study on this issue; (2) The results of threshold regression shows that the improvement of human capital level, the perfection of