

代际社会经济地位与同住安排^{*}

——中国老年人居住方式分析

陈皆明 陈 奇

提要:本文的主旨是研究父代与子代社会经济地位对同住安排的影响,在微观层次上探究同住安排的形成机制,从而寻找中国家庭制度变迁的脉络。从扩大家庭不再是具有约束性的文化理想这一理论预设出发,本文提出当代中国老年父母与其子女的居住安排主要受双方经济资源影响这一论点,认为同住安排的决定主要取决于父代和子代两代人的共同协商,父代与子代双方经济上的收益成为选择是否同住的重要因素。对中国家庭追踪调查2010年数据的实证分析为本研究假设提供了有力的支持。分析结果表明,父代和子代的经济条件越好,同住的可能性越低;反之,经济条件越差,则同住可能性越高。分析模型在农村和城市分样本中均适用。

关键词:居住方式 同住安排 社会经济地位 代际关系

长期以来,家庭居住方式是人类学、家庭社会学和社会人口学研究的一个重要课题(Yang,1959;Goode,1963;Parish & Whyte,1978;Whyte & Parish,1984;Davis-Friedmann,1985,1991;Tsui,1989;Logan et al.,1998;Xie & Zhu,2009;费孝通,1983;郭志刚,2002;王跃生,2006;风笑天,2009;杨菊华、李路路,2009)。居住方式研究的理论意义在于它反映了家庭的形成和家庭生活的组织方式,因而在结构层次上决定了家庭成员的互动方式,尤其是父代与子代成员之间的互动。推而广之,作为家庭生活的一个重要结构性特征,居住方式也反映了一个社会的基本组织形态(Goode,1963;Cohen,1976;费孝通,1983,1999)。

当代中国持续的经济的发展改变着人们的生活方式,其中包括居住方式。老龄化和大规模人口迁移更赋予居住方式这一课题格外突出的现实意义。大量的研究揭示了经济发展与居住方式之间的联系。作为

^{*} 本文得到西安交通大学实证社会科学研究所的经费支持。感谢西安交通大学李黎明,中国社会科学院唐灿、张翼、吴小英、王跃生,清华大学王天夫以及匿名审稿人的宝贵意见和修改建议。在资料分析中,得到北京大学“中国家庭追踪调查”团队的许多帮助,在此一并致谢!文责自负。

行动者,成年子女和父母是如何做出居住安排的决定?换言之,同住安排的微观机制是什么?这是本文希望回答的问题。

以往有关居住安排的理论研究多从跨文化比较研究的角度讨论不同文化背景下居住方式的异与同,因而大多从宏观层次上使用文化、历史或经济发展等概念来解释居住方式的差别(Goode, 1963; Laslett, 1972; Hajnal, 1982; Goody, 1990; Ruggles, 2007)。而一些微观层次上的实证研究虽然提供了大量的实证数据,但理论层次的挖掘略显不足。特别是对于居住方式,尤其是代际同住安排形成的微观机制,目前的研究尚少。

一、有关居住方式的理论和研究

有关居住方式的理论解释一般嵌入在关于家庭与人口变迁的理论之中。在家庭与人口研究中,占主导地位的理论框架是现代化理论。其基本论点是自18世纪以来的工业化和城市化过程引发了社会基本结构(包括家庭体系)的重组,即从所谓“传统社会”向“现代社会”的转变。^①由于西方的现代化进程早于其他地区,加之现代化理论的发展范式中隐含着历史单线发展的假定,西方社会的变迁往往被视为现代化过程中的先导(Inglehart, 1997)。^②在这个意义上,现代化过程同时也意味着西化。由此,西方目前的家庭体系被视为非西方社会家庭变迁的最终形态。在有关居住方式的研究中,由现代化理论所导出的一个推论是代际同住安排的日渐式微(Parsons & Bales, 1955; Goode, 1963)。

运用现代化理论(以及与之相关的结构功能主义)解释家庭变迁的社会学家,以美国的社会学家伯吉斯和古德为代表。伯吉斯提出现代核心家庭这一概念,以及核心家庭在现代社会中的核心作用这一命

① 现代化理论是一个庞杂的理论体系,吸收了几乎所有社会学理论奠基人有关社会变迁的部分观点(丁学良, 1988),由不同学科领域的众多研究者共同构建,并涉及到工业革命以来社会中政治、经济、文化、教育、家庭等诸多方面的变迁。

② 美国社会学家索顿(Arland Thornton)在其著作《侧面读历史:发展范式关于家庭生活的谬误和持久影响》(*Reading History Sideways: The Fallacy and Enduring Impact of the Developmental Paradigm on Family Life*)中,就单线发展论对家庭史的错误解读做了详尽的批评。“侧面读历史”的谬误主要表现为两点:一是假定发展中国家的家庭生活是西方发达国家家庭生活以往的状态;二是认为目前西方社会的家庭生活是非西方国家未来的家庭生活模式(Thornton, 2005)。

题(Burgess, 1916)。这一命题以后又由奥格本(William Ogburn)和帕森斯进一步完善(Ogburn, 1932; Parsons, 1949; Bengston, 2001)。古德也使用二分法,以亲子关系和夫妻关系的相对重要性为标准,将各类家庭划分为夫妻家庭和传统家庭,并提出现代化过程将使得所有家庭趋同为夫妻家庭这一论点(Goode, 1963)。这一观点也被称为趋同理论。^①

自1970年以来,由人口学家、历史学家领衔的一系列关于欧洲历史、人口和家庭的研究对现代化理论解释提出了质疑。代表人物有英国历史和人口学家斯通(Lawrence Stone)、麦克法兰(Alan Macfarlane)和拉斯莱特(Peter Laslett)。其基本观点是欧洲家庭远在工业化、城市化之前就已经具备了所谓现代家庭的主要特点,即核心家庭结构和低生育率(Shorter, 1977; Stone, 1980; Laslett, 1972; Macfarlane, 1986, 1987)。根据这些研究结果,现代化理论提出家庭的演变在欧洲历史上并不存在。这也意味着,家庭比较研究所观察到的不同社会的家庭模式的差别并不取决于经济发展水平。惟一的解释是不同文化的影响。更进一步讲,甚至在工业革命之前,在东西方两大文化区域中已经存在两种迥然不同的家庭体系(Hajnal, 1982)。这一类观点可称为文化影响论。

上述两种理论代表着对不同社会历史事实的解释,其立足点是宏观层面的理论解释。但是,对于居住安排的微观机制,这两种理论均未给出系统的解释。这一层面的理论在方法论上的弱点是用宏观现象来解释宏观现象,而二者之间的因果动力机制往往被忽略了,成为黑箱(Coleman, 1986; Hedström & Swedberg, 1998; Goldthorpe, 2006)。解决这一问题的办法是引入社会行动理论,认识到具体的个人是行动者,是各种社会现象的建构者。微观层次上的理性选择/社会交换理论体现了这种努力。20世纪80年代以来,一批来自不同学科的研究人员对家庭变迁,尤其是家庭生育行为的变迁进行了微观层次的研究(Caldwell, 1976, 1982; Becker, 1976, 1991)。其基本点是将家庭成员视为社会行动者:包括居住安排在内的有关家庭的社会现象,均可理解为作为行动者的个体在不同的结构和文化条件下做出的理性选择和社会交换的结果。我们将之称为有关居住安排的理性选择/社会交换理论。

^① 公平地说,古德并未提出工业化是夫妻家庭出现的直接起因,而仅认为工业化的发展与夫妻家庭的出现在历史上二者相关,在理论上二者相互匹配。此外,古德提出,夫妻家庭的出现也有可能是工业化发展的一个决定因素(Goode, 1963)。

根据现代化理论,居住方式由社会经济发展水平所决定。随着经济的发展,不同社会的家庭体系都会趋同于西方的核心家庭模式。但是,按照文化影响理论的观点,不同的居住安排古已有之,并非由经济发展水平所决定。早在工业革命之前,核心家庭已经是西欧社会的主要家庭模式。

微观层次上的理性选择/社会交换理论强调从社会行动者的角度探讨包括居住方式在内的家庭制度的形成和运作机制。这一理论流派并不否定社会经济结构与文化规范等宏观因素的影响,但认为所有宏观条件均通过行动者而发生作用。在一定的文化和经济环境下,一种社会制度的形成和维持是由具有理性判断能力的个体的行动来完成的。因此,某种居住方式的形成,是具体的、无数的家庭中父代与子代互动、商谈和交换的结果。在子女成年、父母渐入老年后,是否同住是父代与子代在一定的社会环境制约下,一定的文化价值观的指导下,通过共同商量而形成的共同决定。那么,在中国特定的文化(家庭主义与孝道价值观)和社会经济条件下(市场经济与社会主义分配体系的混合体),父代与子代是怎样共同决定他们的居住方式的?实证研究已在这方面做出了努力和贡献。部分研究侧重文化伦理和家庭结构对居住安排的影响。例如,郭志刚(2002)发现,老年人在选择同住子女时具有强烈的性别偏好,更倾向于与儿子同住。这显然是传统男权文化作用的结果。但风笑天(2009)在进一步考虑了子女数量和结构后发现,在现实生活中子女结构的约束下,男权文化的影响也很容易被淡化。例如,在非独生子女家庭中,老年父母与儿子居住的比例显著高于与女儿居住的比例;但当父母仅有独生子女时,老年父母与女儿居住的比例大大增加。许琪(2013a)也认为,在没有儿子的情况下,城市中的老年人愿意与女儿同住,以作为不能与儿子同住的补偿和替代。

除去文化上的考虑,越来越多的实证研究也开始关注居住安排的经济逻辑及个人选择的重要性。罗根和边馥芹(2003)发现,中国的老人们在居住安排上存在着居住意愿和实际居住状况不一致的现象。喜好独居的老人可能因为子女缺少住房而与子女同住,喜好与子女同住的老人也可能因为住房偏小而与子女分居。因而看似传统的同住现象也未必出于传统的考虑。在做出居住安排的选择时,人们关心的主要是现实生活中的实际收益,而并不在意自己的居住安排是否符合传统。在研究代际同住的影响因素时,许琪(2013b)将焦点放在子女的需求

上。年轻夫妇初入职场时,常常面临着繁重的工作压力和家务负担,而与父母同住既可节省他们在经济上的开销,又可获得父母在家务方面的帮助。因此,当子女经济状况较为窘迫时,如工资收入低或住房条件差,与父母同住的几率就会显著提高。罗根等的研究表明,三世或四世同堂已不再是人们心目中的理想居住方式。在城市居住的大部分老年父母和成年子女更倾向于独立居住(Logan et al., 1998)。谢宇及其合作者指出,在当代中国城市中,成年子女对父母的养老支持包括同住安排,其象征性意义大于实际支持(Xie & Zhu, 2009)。

上述实证研究从不同角度讨论了当代中国的养老制度。在这些研究中,一个共同的主题是中国传统家庭制度的衰落。表现在代际同住安排上,数代同堂的扩大家庭已不再是具有强大约束力的文化理想。

二、同住选择的经济利益与家庭责任感作用机制： 理论框架及研究假设

本文中的代际同住安排(以下简称同住)是指步入老年的父代与已成年的子代共居一户,在交往频率、资源交换以及感情维系等各个层面形成一个生活共同体。当父代与已婚的子代共居一户时,同住可以理解为两个或两个以上小家庭的组合。

同住代表着父代与子代的资源共享,因而同住选择必然涉及到经济因素的考虑。在宏观层次上,同住安排(表现为同住率)主要受人口、文化与社会经济等结构性条件所制约(Goldscheider & Goldscheider, 1989; Logan et al., 1998; Ruggles, 2007; Ruggles & Heggeness, 2008)。^① 根据文化影响论的观点,家庭生活反映了社会的基本价值取向,虽然家庭作为抚养年幼子女的基本单位这一观念在各种文化环境下被普遍接受,但成年子女婚后是从夫居、从妻居,还是独立居住的安排,不同社会文化的差异极大(Hajnal, 1982)。中国传统文化提倡成年子女(主要是儿子)与父母同住。但是,尽管老人与子女同住仍被社会所认可,传统孝

① 在宏观层次上的人口结构因素,如年龄结构(子女多寡)或预期寿命和世代长度(父代与子代同期存活时间的长短),对居住安排或各类家庭结构在社会中的比例有着重要影响(Zeng, 1986, 1991)。本文的焦点是微观层次上影响同住选择的因素,而不是同住率,故对人口结构因素的作用不予讨论。

道观念中包括同住的诉求,但在今天已经大大弱化。^① 当同住作为诉求已不再是具有强大约束力的文化理想,作为规范也不再是一种文化诫命时,我们可以推论,经济上的收益或广义的成本效益分析,将是人们选择是否同住的主要因素。

同住的决定涉及到步入老年的父母和已经成年的子女两代人。在传统的家庭权威结构被削弱之前,至少在理想情况下,同住安排的决定权掌握在父代手中。根据现代化理论,中国社会的现代化发展大大削弱了家庭中父代的权威。作为生产单位的家庭的经济功能大幅度降低;依托于家庭财产控制的父代权力也被大幅度减弱;子女在成年之后很快便会获得相对于父母的经济上的独立。此外,由于现代经济的劳动分工和技术进步,再加上教育的迅速普及,子代的就业机会和收入潜力往往大于父代(Cowgill,1972)。所有这些变化直接或间接地导致了父代权威的衰落,其中包括同住安排的决定权。当同住安排不再仅仅取决于父代的愿望,而更多的是父代与子代双方共同商定的选择时,两代人的经济利益同时成为了重要的决策因素。

同住的主要经济优势在于资源共享以及总体经济效益的提高,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(费孝通,1999)。当父代与子代均处于较低社会经济地位时,同住是改善经济状况的重要途径。对于父代,尤其是缺乏独立、稳定的经济收入来源的鳏寡老人,与成年子女同住可以说是维持正常生活的惟一途径。而对于子代,在无力通过其他方式为老年父母提供养老时(如定期寄钱),同住不仅能够为父母提供花费最少的养老服务,还能在父母力所能及及时获得家务等方面的帮助。与之相对应,当父代与子代均处于较高社会经济地位时,同住的机会成本也随之增加,使同住所可能带来的经济收益失去其吸引力。即使在父母需要工具性养老支持,或子代需要家务方面的帮助时,父代或子代均可通过购买社会服务的方式,如雇佣保姆来获得同住可能带来的好处。

然而,应该认识到,同住是两代人在亲子关系(包括其中所隐含的契约关系)条件下形成的家庭组合。同住并不总是意味着父代和子代双方同时从中获益。由于资源共享,父代与子代同住,无论家庭户内部的财

^① 即使在传统中国社会,维持大家庭的道德约束力也并非人们想象的那样强大。在农村社区,儿子长大成家后分家的现象在普通农民中十分普遍(Cohen,1976;费孝通,1999)。

政支出如何分配,都包含一定程度的资源平均化。当父代和子代间存在较大社会经济地位差异时,平均化趋势意味着资源从经济条件较好的一代向经济条件较差的另一代转移。差距愈大,同住后的资源转移的规模也愈大。因此,可以推论,在代际间存在较大社会经济地位差异,但两代人仍然共同作出同住的决定时,经济逻辑不再是主导双方的共同动力:经济条件较差的一方仍旧希望通过同住安排以获得经济上的收益,而经济条件较好的一方,其经济动力减弱,家庭责任感则成为选择同住的主要驱动力(陈皆明,2010;杨善华、贺常梅,2004)。出于两代人同时认可的亲子关系中所附加的相互责任,以及主要由父代长期培养的相互责任感,父代或子代在考虑自我利益的同时,也会关心对方的福祉。因此,当社会经济地位上存在的代际差距增大时,家庭责任感开始发生作用,促使处于优势地位的一方承受一定程度上的经济损失,选择同住;鼓励处于劣势地位的一方坦然获取对方的馈赠和帮助,接受同住。

同住意味着父代与子代间的相互家庭支持。当子代的经济条件明显优于父代时,同住有着明白无误的养老内涵;而当父代的经济条件明显好于子代时,同住安排也意味着父代对子代的继续帮助或投资(陈皆明,1998)。换言之,当父代与子代共同做出是否同住的决定时,两代人不能仅从各自的自我利益出发考虑同住的代价(如住房条件的恶化以及个人隐私的降低),否则只有在两代人均受益的情况下同住才能出现。但当父代与子代在考虑自我利益的同时也关心对方的福利时,这样即使有一代人要蒙受一定的损失,同住仍有可能实现。

需要指出,以上的描述仅仅是分析层面上的讨论。除了直接的经济资源共享,同住也有利于家务上的互助以及代际情感交流。因此,在资源转移和家务互助方面,同住的选择往往隐含着二者之间的交换。但即使考虑到这些因素,我们分析的基本思路,即是否同住由父代与子代共同决定,同住代表着两代人间的互助,以及在社会经济地位出现差异时会出现一方对另一方出于责任感的帮助,依然成立。

在一般情况下,同住意味着父代与子代的资源共享和平均化。当同住安排不再是文化诫命时,是否同住主要成为基于经济收益和家庭责任感的选择。当父代的权威已不足以单方面作出此决定时,是否同住体现为父代与子代共同商定的结果。当父代与子代均处于较低的社会经济地位时,规模经济的考虑和家庭责任感共同驱使双方选择同住。当父代与子代的社会经济地位有较大差异时,经济因素和责任感的作

用机制则有所不同:条件较好的一方将主要被责任感所驱使,而条件较差的一方为获得经济收益选择同住。但是,在父代与子代的经济条件差异较大时,由于父代与子代在考虑同住时的经济逻辑不一致,其共同选择同住的动力相对较弱。当父代与子代均处于较高社会经济地位时,资源共享的收益不足以抵消同住的机会成本,家庭责任感也失去感召力,因而同住的可能性最低。因此,对同住安排的基本模式,父代与子代各自的社会经济地位的高低具有叠加的效果。

根据以上讨论,我们得出如下假设:

假设 1:在其他条件相等的情况下,父代社会经济地位愈高,与其子女同住的可能性越低;社会经济地位越低,则同住可能性越高。

假设 2:在其他条件相等的情况下,子代社会经济地位越高,与其父母同住可能性越低;社会经济地位越低,则同住可能性越高。

从假设 1 和假设 2 出发,在父代与子代社会经济地位均低的情况下,同住可能性最高;在父代与子代社会经济地位均高的情况下,同住可能性最低。

三、数据、变量和分析策略

(一)数据

本文实证分析所使用的资料来自北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)主持的中国家庭追踪调查(Chinese Family Panel Study,下文简称CFPS)2010年的数据。资料的收集采用了分层多阶段地区随机抽样框架,调查涉及全国25个省/市/自治区,样本包括14960个家庭户及其所有家庭成员。^①

由于我们的关注点是老年人与其成年子女的同住情况,因此在分析时挑选了家庭问卷中有年龄在60岁及以上父母的个案,并分别从成人问卷和家庭成员问卷中匹配进其住房和个人(包括父母和子女)的相关信息。删除有缺失值的样本后为4471户(农村2372户,城市2099户);老年父母均健在的3055户中,老年父母处于鳏寡或离异状

^① 关于该调查的其他相关信息,可参见谢宇等《中国民生发展报告2013》(2013),或登陆中国家庭动态追踪调查网站(<http://www.iss.edu.cn/cfps/>)。

态的 1416 户(女性 968 位,男性 448 位)。要强调的是,本文所使用的资料的分析单位并非老年人个体,而是含有 60 岁及以上父母以及子女(包括非同住子女)的家庭,即“父代—子代”集合体。

此外,由于 2010 年的 CFPS 采用了“隐性”分层多阶段抽样,并对上海、辽宁、河南、甘肃、广东等 5 个省市做了过度抽样,在资料分析过程需进行加权处理,以消除统计估计值的偏误以及对估计值标准误过于乐观的计算。在本文所汇报的研究结果中,所有分析均进行了复杂调查特征的加权处理,包括抽样设计权数和事后分层调整权数。

(二)变量

本文的因变量为家庭户中 60 岁及其以上的老年父母是否与其子女同住。该变量为二分变量:同住和不同住。在回归分析中,变量的编码 1 = 同住,0 = 不同住。

本文所关注的问题是父代与子代的社会经济地位对同住安排的影响。社会经济地位是一个多维度概念,其测量也比较复杂。分析中所使用的主要解释变量试图就父代的教育、职业与收入进行测量。由于资料的限制,对于父代社会经济地位,我们采用父代的教育程度和收入作为其指标。父代教育程度变量的编码过程如下:首先,若老年父母均健在,则取父母中较高的教育年限;然后以样本的平均值(3.97 年)为分割点,将父代教育程度转换为两个类别(低和高)的二分变量。父代收入变量的编码过程大致类似:当老年父母均健在时,取其收入的平均值,然后以样本的平均值(6698 元)为分割点,将父代收入分为低和高。由于有部分老年父母无收入,最后的收入变量为三分变量:无收入、低收入和高收入。采取上述变量编码方式,主要是变量值的分布偏斜较大,采用类别变量可以更明晰地揭示这些变量对同住安排的影响。以下关于子代教育和社会经济地位指数的编码方式也是出于同样原因。

由于资料的限制,子代社会经济地位的测量采用子代的教育程度和测量职业类别的国际社会经济地位指数(ISEI),^①这两个变量的编

① 关于近期我国以国际社会经济地位指数为测量指标的职业结构分布,详见李强(2005)。本文之所以未使用“收入”作为子代社会经济地位测量指标,是因为调查资料中没有非同住子女的个人收入信息。尽管 CFPS 调查数据十分翔实,但涉及非同住家属时,只询问了职业、教育等基本信息,未问及收入。

码较为复杂。首先,对于有与老年父母同住的子女的家庭户,若同住子女只有1人,则取同住子女自身的教育年限和社会经济地位指数;若多于1人,则取其同住子女的教育年限和社会经济地位指数的平均值;对于没有同住子女的家庭户,则取所有非同住子女的教育年限和社会经济地位指数的平均值。其次,按照样本的平均值(分别为10.67年和35.05)作为分割点,分为高、低两组。问卷编码中,若子女无工作或职业无法确定,则社会经济地位指数定为缺失值。如果全部删除缺省值,会损失大量的个案(1122户),因此我们保留了这些个案,同时将缺失值单独编码为无工作及其他。

其他的控制变量包括家庭户中老年父母的年龄,老年父母的婚姻状况、自评健康,是否有在世儿子、女儿,是否有单身子女,住房建筑面积,居住地以及父母的观念是否传统。在多元分析中引入老年父母年龄的目的是控制随着父母年龄增长而可能带来的不同的需要。其测量过程如下:若父母均健在,则使用年龄较长者的年龄;若父母已经丧偶或离异,则使用健在者年龄。父母的婚姻状况表明目前同住的父母是否单身;同理,将其带入分析中的目的是控制父母婚姻状况所引起的不同的个人需要。自评健康是另一个测量父母需要的变量,编码为三分变量:较好、一般和较差。当父母均健在时,取健康条件较差的父母的值。有关子女是否在世的变量测量了同住的人口条件。是否有单身子女部分描述了同住的性质。单身子女的定义不仅包括未婚子女,也包含了丧偶以及离异的子女。住房建筑面积描述了住房条件。居住地变量测量了家庭户的居住地为农村还是城市。此变量也用来将样本分为农村和城市分样本,分别进行统计分析。最后,模型还对父代的观念是否传统做了统计控制。在成人问卷中的一系列态度题项中,我们选择了三个题项,以测量父代的传统观念,分别是:“您认为死后有人念想是否重要”、“您认为传宗接代是否重要”、“你认为子女有出息是否重要”。预定选择为从1-5的李克特量表。测量传统观念的变量由对此三题的回答加总而成。取值范围为3-15,得分越高表明观念越传统。^①

因变量和四个主要自变量在农村、城市分样本和总样本中的基本统计特征如表1所示,囿于篇幅,其余控制变量未在表中给出。

① 在信度检验中,Cronbach alpha 值为0.59,表明三变量之间有一定内在一致性。

表 1 主要变量的基本特征(已加权)

	农村样本		城市样本		全部样本	
	频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比
是否同住						
不同住	842	35.49	907	43.21	1748	39.09
同住	1530	64.51	1192	56.79	2723	60.91
父代受教育程度 ^a						
低(<3.97年)	1645	69.36	1026	48.88	2675	59.82
高(≥3.97年)	727	30.64	1073	51.12	1796	40.18
父代收入 ^b						
无收入	456	19.21	529	25.20	984	22.0
低(<6698元)	1638	69.06	852	40.57	2494	55.78
高(≥6698元)	278	11.73	718	34.23	993	22.22
子代受教育程度 ^c						
低(<10.67年)	1325	55.86	854	40.68	2181	48.78
高(≥10.67年)	1047	44.14	1245	59.32	2290	51.22
子代社会经济地位指数 ^c						
低(<35.05)	1503	63.36	718	34.22	2225	49.77
高(≥35.05)	380	16.04	746	35.54	1124	25.13
无职业及其他	488	20.59	635	30.24	1122	25.09

注:a. 父母均健在时,取教育程度较高者。b. 父母均健在时,取平均收入。c. 非同住子女如有两人或以上,取平均值。

资料来源:2010年“中国家庭追踪调查”。

(三)分析策略

为了清晰、简洁地表明父代和子代社会经济地位与同住安排的关系,我们首先将四个解释变量进行了简单的分类,然后使用列联表分析和逻辑回归模型做逐步分析。考虑到农村和城市地区在经济发展、老年福利政策以及养老金分配等方面的差异,致使代际资源对居住安排的影响可能存在不同的机制,在分析总样本的同时,我们对城市和农村的分样本分别进行分析。具体步骤包括以下三步:(1)使用列联表分析方法就父代和子代的社会经济地位对同住安排的影响进行二元分析;(2)使用逻辑回归模型就二者的关系进行多元分析;(3)根据多元分析的结果估计在不同父代和子代社会经济条件下的预测概率。

二项式逻辑回归模型在通过最大似然法对资料进行拟合估计后的预测方程为:

$$\ln\left(\frac{\hat{p}_i}{1-\hat{p}_i}\right) = \sum_{k=0}^K \hat{\beta}_k x_{ik}$$

其中 $i = 1, 2, 3, \dots, n$ 表示具体个案; $k = 0, 1, 2, 3, \dots, K$ 表明回归模型中的解释变量数; x_k 为第 k 个解释变量; $\hat{\beta}_k$ 为关于 x_k 的回归系数估计; \hat{p}_i 为预测概率。通过简单代数变换, 预测概率可表达为:

$$\hat{p}_i = \frac{\exp\left(\sum_{k=0}^K \hat{\beta}_k x_{ik}\right)}{1 + \exp\left(\sum_{k=0}^K \hat{\beta}_k x_{ik}\right)}$$

代入有关父代和子代的社会经济地位变量的不同值和其他控制变量的平均值, 即得到在不同组合情况下的同住预测概率。预测概率的计算有助于表明父代和子代的经济条件对同住概率的影响机制。

四、分析结果

(一) 主要变量的基本特征描述

表 1 中的(加权)描述分析表明, 在当代中国, 与成年子女同住仍然是老年父母选择的主要居住方式。整体而言, 60 岁以上老年人与子女同住的比例为 60.91%; 农村地区和城市地区分别为 64.51% 和 56.79%。此结果与 20 世纪末所做调查的数据近似 (Logan et al., 1998; 鄢盛明等, 2001; 郭志刚, 2002)。这表明, 在近 20 年期间, 中国社会父代和子代的同住率并未发生重大变化。

如前所述, 父代的受教育程度和收入、子代的受教育程度和社会经济地位指数 (ISEI) 分别用来测量父代与子代的社会经济地位。就父代的社会经济地位而言, 生活在农村地区的老年人与生活在城市地区的老年人相比明显处于劣势。例如, 在农村地区的老年人中, 近七成的人受教育程度低于平均水平; 而在城市中, 这一比例不到一半。

子代的社会经济地位以教育程度和 ISEI 为指标, 调查也表明城市地区明显优于农村地区。农村中受教育程度低于平均水平的人群所占比例为 56%; 而在城市地区, 这一比例仅占城市样本的 41%。应该指出的是, 尽管城乡差距仍然明显, 但是与父代的受教育程度相比, 子代受教育程度之间的城乡差距明显减小。

父代与子代相比,有两点值得注意。首先,从父代到子代,全民受教育水平有了显著提高。父代平均教育年限仅约为 4 年,而子代平均教育年限约为 11 年。再者,无论父代或是子代,城乡间的差别仍然很大。例如,农村中子代的社会经济地位指数处在低组的比例为 63%,而城市中这一比例仅为 33%;农村中子代的社会经济地位指数处在高组的比例约为 16%,而城市中这一比例约为 36%。

(二)同住安排的二元分析

有关父代和子代社会经济地位与同住安排的二元分析结果见表 2。

表 2 农村和城市地区同住安排与父代和子代社会经济地位的二元分析(已加权) 单位:%

农村分样本				
自变量	是否与子女同住			基于设计效应的 F 检验
	不同住	同住	合计	
父代受教育程度				
低	31.85	68.15	100.00	12.47 ***
高	43.73	56.27	100.00	
父代收入				
无收入	25.26	74.74	100.00	12.90 ***
低	35.91	64.09	100.00	
高	49.82	50.18	100.00	
子代受教育程度				
低	34.52	65.48	100.00	.51
高	36.73	63.27	100.00	
子代社会经济地位指数				
低	34.67	65.33	100.00	16.18 ***
高	53.44	46.56	100.00	
无职业与其他	23.65	76.35	100.00	
城市分样本				
父代受教育程度				
低	36.99	63.01	100.00	13.43 ***
高	49.15	50.85	100.00	

续表 2

农村分样本				
自变量	是否与子女同住			基于设计效应的 F 检验
	不同住	同住	合计	
父代收入				2. 47 [!]
无收入	38. 41	61. 59	100. 00	
低	41. 72	58. 28	100. 00	
高	48. 50	51. 50	100. 00	
子代受教育程度				10. 61 ^{***}
低	37. 33	62. 67	100. 00	
高	47. 24	52. 76	100. 00	
子代社会经济地位指数				21. 10 ^{***}
低	37. 27	62. 73	100. 00	
高	57. 28	42. 72	100. 00	
无职业与其他	33. 21	66. 79	100. 00	

注:[!] $p < 0. 1$, * $p < 0. 05$, ** $p < 0. 01$, *** $p < 0. 001$ 。

结果显示,在农村地区,父代的教育程度和收入越低,与子女同住比例越高;反之,同住比例越低。在子代经济条件与同住安排之间的二元分析中,我们发现了类似的模式:即社会经济地位指数越高,则与父母的同住比例越低。总体而言,父代或子代的社会经济地位越高,则两代人之间同住的比比例越低。卡方检验表明,除了子代教育,所有这些差异均统计显著。

城市分样本呈现出与农村分样本几乎相同的模式。在父代中,教育水平处于较低组中的人的同住比例高于教育水平较高组的比例(分别为 63% 和 51%);收入状况亦是如此,无收入和低收入组中人的同住比例高于高收入组的人的同住比例(分别为 62%、58% 和 52%)。从子代角度看,处在较低教育组和较低社会经济地位指数组的人的同住比例要高于处在较高教育组和较高社会经济地位指数组的人。除父代收入稍显著外,其他三个变量均高度显著。列联表分析表明,假设 1 和假设 2 在农村样本和城市样本中均获得支持。尽管农村的经济发展水平和公共服务水平远低于城市地区,表现在个人层次上的社会经济地位的指标也远低于城市居民,但我们在理论部分所探讨的父代、子代社会经济地位与同住安排的关系机制在农村和城市地区同样适用,即无论是父代还是子代,同住者的经济资源均低于非同住者。

(三) 多元分析

上述 8 个交互分析仅描述了每一个解释变量与同住安排变量之间的二元关系,并没有控制其他相关变量的影响。另外,列联表分析仅解释了变量间的统计显著性,未能给出父代、子代所拥有的资源究竟在何种程度上会影响居住安排的回答。为了达到这一目的,我们使用逻辑回归模型,在尽量控制相关协变量的情况下,观察两代人的资源是否仍然对采取何种居住安排存在影响。首先在模型中分别加入父代和子代的资源(“父代资源”模型和“子代资源”模型),观察两代人经济资源对同住安排的影响大小;随后在模型中同时加入父代和子代的资源(“父代—子代资源”模型);最后,加入其他的控制变量(全模型),观察有关父代与子代资源的影响在引入控制变量后是否继续呈统计显著。^①

逻辑回归的结果见表 3。在“父代资源”模型中,父代所持有的资源越少,与子女同住的可能性越大。其中,无收入组和低收入组的老年人与子女同住的发生比率分别是高收入组老年人的 1.8 倍和 1.4 倍;同样,受教育程度低于平均水平的老年人与子女同住的发生比是较高教育水平组的 1.6 倍。在加入子代资源(见“父代—子代”资源模型)后,父代资源变量的大部分系数仍然统计显著。

表 3 代际资源对居住安排影响的逻辑回归分析(发生比率)

	父代资源模型	子代资源模型	父代—子代资源模型	全模型
父母收入(参照项:高)				
无收入	1.811 ***		1.813 ***	1.856 ***
低收入	1.365 *		1.286 [!]	1.215
父母受教育程度(参照项:高)	1.629 ***		1.435 **	1.292 *
子女社会经济地位(参照项:高)				
社会经济地位低于平均水平		2.204 ***	1.970 ***	1.930 ***

① 逻辑回归的嵌套模型中的回归系数大小无法直接比较(洪岩壁,2015)(在此,我们感谢一位评审人的提醒)。在本研究中,我们使用嵌套模型的主要目的是检验父代与子代经济资源对同住安排的作用是否虚假,而并不在于测量回归系数的大小变化。

续表 3

	父代资源模型	子代资源模型	父代—子代资源模型	全模型
缺失值		2.982 ***	2.831 ***	3.033 ***
子女受教育程度 (参照项:高)		1.151	1.112	1.010
父母年龄 (参照项:60-64岁)				
65-69岁				.818
70-74岁				.623 ***
75-79岁				.527 ***
80-110岁				.813
父母婚姻状况 (参照项:在婚)				
母亲丧偶或离异				2.701 ***
父亲丧偶或离异				1.645 **
有无在世儿子 (参照项:无)				1.891 ***
有无在世女儿 (参照项:无)				.756 *
有无单身子女 (参照项:无)				3.835 ***
住房面积				1.007 ***
父母自评健康 (参照项:健康)				
一般				1.126
较差				1.103
传统观念				1.064 **
城乡(参照项:城市)				1.051
截距	.868	.758 ***	.511 ***	.060 ***
F检验值	12.39 ***	26.91 ***	17.01 ***	18.01 ***
个案数	4471	4471	4471	4471

注:(1)¹p<0.1,*p<0.05,**p<0.01,***p<0.001。(2)表中的回归系数为发生比率。(3)由于在拟合逻辑回归时考虑了权重和设计因素,因此采用加权后最大似然比进行估计(也叫pseudo似然估计)。Stata并未输出似然比统计值,而是输出了F统计值。(4)由于篇幅限制,表中未列出标准误。

在“子代资源”模型中,子代、父代资源对同住的影响大致相同。如子女低于平均水平的经济指数的发生比率为 2.2 ($p < 0.001$)。换言之,低于社会经济指数平均水平的子女与父母同住的几率是高于该指标子女的两倍以上。教育程度较高者与父母同住的几率是教育程度较低者的 1.2 倍,但统计不显著。在加入父代资源(见“父代—子代”资源模型)后,子代资源变量系数的统计显著性基本无变化。

在全模型中,我们加入了父母年龄、婚姻状况等控制变量。模型结果显示,除了子女教育程度,父代和子代资源变量仍然具有明显的影响,且统计显著($p < 0.05$)。与父母高收入组相比,父母无收入组的同住发生比率仍为 1.9 ($p < 0.001$)。低教育程度组与高教育程度组的发生比率有所下降,但前者与子女同住的发生比率仍比后者高出约 30% (发生比率为 1.29)。子女的社会经济地位指数变量在全模型中仍然显著。

控制变量在模型中的作用有几点值得注意。我们将父母年龄进行分类,试图发现父母年龄与同住间可能存在的非线性关系。回归结果显示,年龄与同住安排之间的确存在非线性关系,呈 U 型曲线的特征:在父母 80 岁之前,同住几率随着老人年龄的增长而下降;但老人在 80 岁之后,同住几率则有所回升。其原因或许在于家庭生命周期中父母家庭责任的变化。较为年轻的老年人或仍有未成家的孩子,或子女虽然已经成家,但生活、工作压力较大,需要父母搬去同住以便帮忙照顾孙子女、外孙子女。因此,年轻老年人和子女同住的几率仍然较高。待子女逐渐步入中年生活后,父母和子女在有能力的情况下便分开居住,同住几率随之下降。而在父母步入八旬高龄之后,由于健康原因,子女为了方便照料父母而将父母接回自己家中同住,同住几率也因此开始回升。

另外,如其他研究所揭示,老年人的婚姻状况和同住几率之间也存在显著的关系。当老年父母丧偶或离异时,与子女同住的几率大大增加。我们的逻辑回归结果显示,在其他条件相同的情况下,丧偶或离异的老年男性其同住发生比率是在婚老年人的 1.6 倍;丧偶或离异的老年女性与成年子女同住的可能性则更高,是在婚老年人的 2.7 倍。在这种情况下,同住有着明显的养老含义。

父母自评健康与同住安排的关系统计不显著。城乡变量统计不显著。测量传统观念的复合变量对同住安排有显著正影响:传统观念越强,则同住几率越高。

在前面的二元分析中我们发现,尽管城市和农村中代际资源对同住安排的影响模式在总的趋势上一致,但仍然存在些许差别。这意味着城市和农村中可能存在着不同的作用机制。因此,在对全部样本进行回归分析后,我们按照城乡分样本再次分别进行了分析。结果见表4。

表4 农村和城市地区代际资源对居住安排影响的逻辑回归分析

	农村样本		城市样本	
	发生比率	标准误	发生比率	标准误
父母收入(参照项:高)				
无收入	2.725 ***	.218	1.550 *	.202
低收入	1.656 **	.177	1.012	.206
父母受教育程度(参照项:高)	1.317 [!]	.165	1.312 [!]	.163
子女社会经济地位(参照项:高)				
社会经济地位低于平均水平	2.050 ***	.186	1.902 ***	.167
缺失值	3.574 ***	.266	2.774 ***	.166
子女受教育程度(参照项:高)	1.018	.144	1.064	.163
父母年龄(参照项:60-64岁)				
65-69岁	.710 *	.156	1.034	.185
70-74岁	.585 **	.177	.683 [!]	.204
75-79岁	.587 *	.207	.476 ***	.191 ***
80-110岁	.650	.324	1.034	.234
父母婚姻状况(参照项:在婚)				
母亲丧偶或离异	3.410 ***	.211	2.145 ***	.150
父亲丧偶或离异	1.621 **	.184	1.755 [!]	.287
有无在世儿子(参照项:无)	2.559 ***	.222	1.515 [!]	.219
有无在世女儿(参照项:无)	.845	.210	.666 *	.191
有无单身子女(参照项:无)	3.700 ***	.166	4.178 ***	.171
住房面积	1.007 ***	.001	1.008 ***	.001
父母自评健康(参照项:健康)				
一般	1.067	.168	1.172	.139
较差	.882	.164	1.500 *	.188
传统观念	1.049	.033	1.094 **	.029
截距	.043 ***	.623 ***	.055 ***	.473
F 检验值	14.2 ***		12.46 ***	
个案数	2372		2099	

注:[!] p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

分样本的两个回归模型显示,无论是父代还是子代资源,对同住影响均存在城乡差异,但差别不大。首先,父代收入在农村中对同住的影响要大于在城市中的影响。在农村地区,无收入和低收入老年人与子女同住的发生比分别是高收入老年人的 2.7 倍和 1.7 倍。而在城市中,无收入老年人与子女同住的发生比仅为高收入的老年人的 1.6 倍,而低收入老年人和高收入老年人之间的差异统计不显著。无论在农村还是在城市地区,子女社会经济地位对同住与否都有显著影响。子代的受教育程度与居住安排之间关系不显著。父母的受教育程度和子代社会经济地位指数对同住安排的影响并不存在明显的城乡的差异。

(四)同住预测概率

为了更加直观地展现表 4 中的回归结果,以及不同组合情况下的同住概率,我们将子代资源和父代资源分别划分为高、中、低三个类别,然后组成父代与子代的社会经济地位的 9 种不同组合,根据回归模型的预测方程计算出这 9 种不同组合情况下的预测概率。我们选用经济收入和教育两个变量来测量父代的经济资源,选用社会经济地位指数和教育来测量子代的经济资源,并使用如下划分标准:当父代的教育和收入均为高时,父代的资源为“高”;父代的教育为低,收入处在“无收入组”或“较低组”时,父代的资源为“低”;其余组合为“中”。当子代的教育和社会经济地位指数均为高,子代的资源为“高”;子代的教育和社会经济地位指数都为低,子代的资源为“低”;其余组合为“中”。

父代与子代不同资源组合情况下的预测概率值见表 5。农村样本中同住的平均预测概率为 0.617;城市样本中同住的平均概率为 0.527;即在其他条件相同的情况下,农村地区老年父母与子女同住的概率要大于城市地区。但是,就父代与子代资源对同住概率的影响模式而言,农村与城市地区大致相同。在控制子代资源后,无论是农村还是城市的样本,随着父代资源的降低,同住概率均逐渐上升。如农村地区,在控制了子代资源后,父代资源在“高”、“中”、“低”三种情况下的同住概率分别为 0.434、0.540 和 0.673。同样,在控制了父代的资源后,无论是农村还是城市的样本,随着子代资源的降低,同住率也在上升。

在同时考虑到父代和子代资源时,不同资源组合产生的同住概率差别更大。以城市样本为例,与父代和子代资源的“高一高”组合相对

应的同住概率值为 0.353;与父代和子代资源的“低—低”组合相对应的同住概率则高达 0.691,提高了近一倍。

表 5 不同代际资源组合的同住预测概率

			父代资源			
			高	中	低	平均
农村样本	子代资源	高	.371	.429	.562	.475
		中	.432	.546	.667	.614
		低	.494	.576	.694	.654
		平均	.434	.540	.673	.617
城市样本	子代资源	高	.353	.417	.537	.416
		中	.448	.546	.640	.502
		低	.562	.614	.691	.636
		平均	.417	.566	.643	.527

注:(1)子代和父代的资源等级划分标准如下:a.子代的教育和社会经济地位指数都为高,子代的资源为“高”;b.子代的教育和社会经济地位指数都为低,子代的资源为“低”;c.其余组合为“中”。父代亦然。(2)计算概率时,其他控制变量取平均值。(3)子代社会经济地位为“无职业及其他”者(见表1),未进入概率计算。

以父代的收入和教育程度、子代的社会经济指数和教育程度来测量,我们使用二元和多元分析的方法探究,父代与子代社会经济地位对同住安排的影响。分析结果为两者之间的相关关系提供了有力的证据。假设1和假设2均获得实证结果的支持。此外,对农村和城市两个分样本的分析表明,这一机制在农村地区和城市地区同样存在。

五、小结与讨论

在居住方式的研究中,成年的子代与步入老年的父代之间的居住安排最具理论意义。居住安排受社会中占主导地位的规范制约,渐成惯习,并形成一套社会制度。当子女长大成人,完成“社会性断乳”(费孝通,1999),摆脱父母监护,获得经济独立,成立自己的家庭后,是否与老年父母同住,这一选择成为建立不同家庭体系的分水岭。本文的目的是研究父代与子代社会经济地位与同住安排的关系,在微观(父母—子女)层次上探究同住安排的形成机制,从而寻找家庭制度变迁

的脉络。通过对前人研究成果的梳理,我们得出在当代中国同住安排已不再是具有制约性的文化理想的理论预设。以此预设出发点,本文提出老年父母与其子女的居住安排受双方经济资源影响的论点,由此提出两个研究假设,并使用2010年中国家庭追踪调查数据进行了相关的实证分析。总体来讲,分析结果为研究假设提供了有力的实证支持。

综上,我们的主要发现为:1. 父母在年老后与成年子女同住仍是目前我国老年人选择的主要居住方式。超过半数的老年父母与子女同住。农村地区的同住率高于城市。2. 父代与子代的个人经济状况是决定同住安排的重要因素。父代与子代的经济资源均独立地对同住选择发生影响。当两代人的经济资源均处于较低水平时,同住的几率最高。当两代人的经济资源均处于较高水平时,同住的可能性最低。3. 父代与子代资源对同住选择的影响模式在农村和城市地区均适用。但是,父代与子代资源对同住选择的解释力在农村地区要大于城市地区。^①

费孝通先生在其名著《生育制度》中指出,即便在传统中国社会,扩大家庭也并不普遍,普通农民的家庭规模一般较小。只有生活在市镇的殷实人家,即商人、地主以及士绅家庭,其家庭规模较大(费孝通,1999)。美国社会学家古德也有类似的观察(Goode,1963)。近期有关发展中国家的居住模式的研究也发现,有财产者或高社会经济地位阶层的同住比例高于社会经济地位较低的阶层(Martin,1989)。凡此种种,都印证了扩大家庭是传统中国的文化理想这一判断。当扩大家庭的实现受到家庭经济条件的限制时,人们只有在获得一定的经济资源之后,才能充分地实现自己的理想居住方式(费孝通,1999;Ruggles & Heggeness,2008)。但是,我们的研究却得到了完全相反的结果。恰恰是父代和子代处于较低社会经济条件时,更有可能选择同住;而当父代与子代具有较高社会经济条件时,他们更多地会选择独立居住。这些发现为近几十年来有关中国家庭和养老研究的基本结论提供了进一步的佐证:扩大家庭在当代中国已不再是一种普遍的文化理想。我们进一步认为,当同住不再成为一种文化诉求时,在个人层次上,经济因素是选择是否同住的重要逻辑。

^① 其原因或许在于农村经济发展水平较低,因而经济资源的边际效用较大。但我们猜测,更深层的原因是因为农村的家庭户同时也是经济生产单位,因而与城市家庭相比,其行为的工具理性特征显得更为突出(Popkin,1979)。

同住安排的具体实现涉及到两代人共同的协商和决策,双方拥有的资源和情感联系都是协商过程中需要考虑的重要因素。作为资源共享的一种居住方式,老年父母并非是同住安排的惟一受惠者,其形成的初衷也往往并非是为了父代的养老支持。从子女的角度看,许多成年子女并非从始至终都与父母同居。相反,他们在工作或结婚后会搬出父母家庭,待父母需要时再搬回,或将父母接回自己家中照料。但我们的分析结果表明,经济条件愈好,同住的可能性愈低;反之,条件愈差,同住可能性愈高(Xie & Zhu, 2009; 章英华、于若蓉, 2014)。子代经济资源与同住几率的负相关性表明,子女在经济意义上也是同住的受惠者,或者说是主要受惠者。在这个意义上,同住现象不应视为养老的主要指标。从老年父母的角度看,也存在着这种经济条件与同住选择的负相关关系。对于高龄、丧偶等无法自我照顾的老年人而言,与子女同住是改善其生活状况的重要途径,但对于经济独立且自理能力强的父母来说,与子女同住往往并非首选。这说明,无论是从父代还是子代的角度,同住选择都更多的是基于(广义的)经济上的考虑。在扩大家庭已不再是一种文化理想的前提下,同住更多地体现为父代与子代之间的互助,或出于责任感的家庭关系的维系。换言之,同住已成为两代人在家庭周期过程中应对各种经济难题、提高生活质量的一个策略。

本文的研究发现是否也可以运用现代化理论来解释?根据现代化理论,观念的现代化是现代化进程的一个重要方面,而教育和现代化职业是转型社会中人们放弃传统观念,接受与现代社会相适应的观念的重要途径。^①换言之,本文的研究结果可能不足以表明居住安排是父母与成年子女受经济因素驱使而形成的。观念上的差异,尤其是对核心家庭理念的接受,也可能是造成我们所观察到的居住安排差异的根本原因。为了部分地检验这一理论解释,我们在分析资料时采用了两种方法。首先,在多元分析中纳入了测量传统观念的变量,以期发现在控制传统观念后,父代和子代的经济地位是否对居住安排有显著影响。其次,将样本分为农村和城市子样本,在一定程度上起到了检验现代化理论的解释力的作用。分析结果显示,即使加入了观念变量,或将样本按城乡分别分析,父代和子代的经济地位变量对居住安排仍然具有显著性影响。更

① 有关现代化理论对同住安排可能具有的解释力,我们特别感谢评审人之一给予的提示和建议。

重要的是,我们认为,在微观层次上的居住安排的经济因素分析与作为宏观理论的现代化理论并不冲突,前者在更多情况下是对后者的补充。

在宏观结构层次上,同住安排受到文化、人口、社会经济条件三方面的影响(郭志刚,2002)。假定文化规范和经济发展水平不发生大幅度变化的情况下,当独生子女的父母步入老年之后,同住率将会发生大幅度的下降。同理,当经济发展水平进一步提高时,我们的研究结果所得到的自然推论是同住概率的逐渐下降。但是,如上所述,同住率的升与降并不一定表征家庭养老制度的兴与衰。当父代与子代虽不同住但仍然保持紧密联系,包括经济、家务和感情的联系时,几代同堂的传统居住安排将更多地被网络式家庭所取代(Unger,1993)。结合前期的有关养老支持的研究,这是我们的研究得出的另一个推论。

参考文献:

- 陈皆明,1998,《投资与赡养:关于城市居民代际交换的因果分析》,《中国社会科学》第6期。
- ,2010,《中国养老模式:传统文化、家庭边界和代际关系》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期。
- 丁学良,1988,《现代化理论的渊源和理论构架》,《中国社会科学》第1期。
- 费孝通,1983,《家庭结构变动中的老年赡养问题》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- ,1985,《乡土中国》,北京:三联书店。
- ,1999,《生育制度》,北京:商务印书馆。
- 风笑天,2009,《城市独生子女与父母的居住关系》,《学海》第5期。
- 郭志刚,2002,《中国高龄老人的居住方式及其影响因素》,《人口研究》第1期。
- 洪岩壁,2015,《Logistic模型的系数比较问题及解决策略:一个综述》,《社会》第4期。
- 李强,2005,《“丁字型”社会结构与“结构紧张”》,《社会学研究》第2期。
- 罗根,约翰·边馥芹,2003,《城市老年人口与已婚子女同住的观念与现实》,《中国人口科学》第2期。
- ,2014,《中国城乡老年人居住的家庭类型研究》,《中国人口科学》第1期。
- 谢宇、张晓波、李建新、于学军、任强,2013,《中国民生发展报告2013》,北京:北京大学出版社。
- 许琪,2013a,《探索从妻居——现代化、人口转变和现实需求的影响》,《人口与经济》第6期。
- ,2013b,《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。
- 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。
- 杨善华、贺常梅,2004,《责任伦理与城市居民的家庭养老——以“北京市老年人需求调查”为例》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第4期。

- 章英华、于若蓉,2014,《家庭结构的持续与变迁:海峡两岸老年人居住安排的比较》,《社会学研究》第3期。
- Becker, Gary S. 1976, *The Economic Approach to Human Behavior*. Chicago: The University of Chicago Press.
- 1991, *A Treatise on the Family* (enlarged edition). Cambridge: Harvard University.
- Bengtson, Vern L. 2001, “Beyond the Nuclear Family: The Increasing Importance of Multigenerational Bonds.” *Journal of Marriage and Family* 63.
- Burgess, Ernest W. 1916, *The Function of Socialization in Social Evolution*. Chicago: University of Chicago Press.
- Caldwell, John C. 1976, “Toward a Restatement of Demographic Transition Theory.” *Population Development Review* 2.
- 1982, *Theory of Fertility Decline*. New York: Academic Press.
- Cohen, Myron L. 1976, *House United, House Divided: The Chinese Family in Taiwan*. New York: Columbia University Press.
- Coleman, James S. 1986, “Social Theory, Social Research, and a Theory of Action.” *American Journal of Sociology* 91.
- Cowgill, Donald O. 1972, “A Theory of Aging in Cross-Cultural Perspective.” In D. O. Cowgill & L. D. Holmes (eds.), *Aging and Modernization*. New York: Appleton-Century-Crofts.
- Davis-Friedmann, Deborah 1985, “Intergenerational Inequalities and the Chinese Revolution.” *Modern China* 11.
- 1991, *Long Lives* (expanded edition). Stanford: Stanford University Press.
- Goldscheider, Frances K. & Calvin Goldscheider (eds.) 1989, *Ethnicity and the New Family Economy: Living Arrangements and Intergenerational Financial Flows*. Boulder: Westview Press.
- Goldthorpe, John H. 2006, *On Sociology* (Vol 1). Palo Alto, CA: Stanford University Press.
- Goode, William J. 1963, *World Revolution and Family Patterns*. Glencoe, IL: Free Press.
- Goody, Jack 1990, *The Oriental, the Ancient and the Primitive*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hajnal, J. 1982, “Two Kinds of Preindustrial Household Formation System.” *Population and Development Review* 8.
- Hedström, Peter & Richard Swedberg 1998, “Social Mechanisms: An Introductory Essay.” In Peter Hedström & Richard Swedberg (eds.), *Social Mechanisms: An Analytical Approach to Social Theory*. Cambridge: Harvard University.
- Inglehart, Ronald 1997, *Modernization and Postmodernization*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Laslett, Peter 1972, *The Household and Family in Past Time*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Logan, John R., Fuqin Bian & Yanjie Bian 1998, “Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangements.” *Social Forces* 76.
- Macfarlane, Alan 1986, *Marriage and Love in England 1300 – 1840*. Oxford: Basil Blackwell Inc.

- 1987, *The Culture of Capitalism*. Oxford: Basil Blackwell Inc.
- Martin, Linda G. 1989, “Living Arrangements of the Elderly in Fiji, Korea, Malaysia and the Philippines.” *Demography* 26.
- Ogburn, William F. 1932, *Recent Social Trends*. New York: Mc-Graw-Hill.
- Parish, William L. & Martin K. Whyte 1978, *Village and Family in Contemporary China*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Parsons, Talcott 1949, “The Social Structure of the Family.” In Ruth N. Anshen (ed.), *The Family: Its Function and Destiny*. New York: Harper.
- Parsons, Talcott & Robert F. Bales 1955, *Family, Socialization and Interaction Process*. Glencoe, IL: Free Press.
- Popkin, Samuel 1979, *The Rational Peasant: The Political Economy of Rural Society in Vietnam*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Ruggles, Steven 2007, “The Decline of Intergenerational Coresidence in the United States, 1850 – 2000.” *American Sociological Review* 72.
- Ruggles, Steven & Misty Heggeness 2008, “International Coresidence in Developing Countries.” *Population and Development Review* 34.
- Shorter, Edward 1977, *The Making of the Modern Family*. New York: Basic Books, Inc.
- Stone, Lawrence 1980, *Family, Sex and Marriage in England, 1500 – 1800* (abridged edition). London: Harper & Row.
- Thornton, Arland 2005, *Reading History Sideways: The Fallacy and Enduring Impact of the Developmental Paradigm on Family Life*. Chicago: University of Chicago Press.
- Tsui, Ming 1989, “Changes in Chinese Urban Family Structure.” *Journal of Marriage and Family* 51.
- Unger, Jonathan 1993, “Urban Families in the Eighties: An Analysis of Chinese Surveys.” In Deborah Davis & Steven Harrell (eds.), *Chinese Families in the Post-Mao Era*. Berkeley: University of California Press.
- Whyte, Martin K. & William L. Parish 1984, *Urban Life in Contemporary China*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Xie, Yu & Haiyan Zhu 2009, “Do Sons or Daughters Give More Money to Parents in Urban China?” *Journal of Marriage and Family* 71.
- Yang, C. K. 1959, *The Chinese Family in the Communist Revolution*. Cambridge, MA: The M. I. T. Press.
- Zeng Yi 1986, “Changes in Family Structure in China: A Simulation Study.” *Population and Development Review* 4.
- 1991, *Family Dynamics in China: A Life Table Analysis*. Madison, Wis.: University of Wisconsin Press.

作者单位:西安交通大学实证社会科学研究所、
美国德克萨斯农工大学(陈皆明)
西安交通大学社会学系(陈奇)

责任编辑:张志敏