

亲子共同居住可以改善老年家庭的福利水平吗？

——基于 CHARLS 数据的证据

江克忠 裴育 邓继光 许艳红*

内容提要 本文利用“中国健康与养老追踪调查（CHARLS）”2008年的先导调查数据，对不同类型老年家庭的福利差异、老年人居住偏好、亲子现实居住模式以及后两者的匹配进行了实证研究。总体上，老年人多样化的养老需求、子女的需求、人口结构变化、个人观念和教育水平等因素，对老年人居住偏好和亲子现实居住模式都存在实质性的影响；传统上的“儿子偏好”和大家庭观念对老年人居住模式的影响依然存在。亲子共同居住并未明显改善老年家庭的福利水平。不同老龄群体中，老年人的居住偏好和现实居住模式都存在差异，现实中规模庞大的老年人的居住偏好没有得到满足。

关 键 词 共同居住 独立居住 CHARLS 数据

一 引言

伴随着生活水平的改善和医疗保健卫生事业的发展以及生育率的下降，中国人正

* 江克忠，南京审计学院公共经济学院，电子邮箱：jiangkezhong2012@163.com；裴育，南京审计学院，电子邮箱：peiyu6676@yahoo.com.cn；邓继光，上海金融学院国际经贸学院，电子邮箱：hdear@163.com；许艳红，中国人民银行阳新县支行，电子邮箱：xuyanghongyx@163.com。本文得到国家社会科学基金项目“劳动力转移刚性、产业转移与区域协调发展研究”（11CJY015）、教育部人文社科基金青年项目“财政分权、地方政府策略性行为与公共品供给”（12JYC790076）、教育部人文社科基金项目“基于一般均衡模型的房产税改革效应与政策模拟分析——以江苏省为例”（13YJA790089）的资助。作者感谢北京大学国家发展研究院中国经济研究中心提供 CHARLS 数据，感谢匿名审稿人的修改意见，但文责自负。

以一种前所未有的规模和速度老去。2011年，中国60岁及以上人口占总人口的比重为12.8%；到2050年，该比重将高达33.9%（United Nations, 2011）。与此同时，中国传统的家庭结构也在发生变化，其中成年子女与老年父母共同居住的比例大幅下降。2000年，中国有22.84%的老年人家庭属于“空巢家庭”；到2010年，该比例上升到31.77%（张翼，2012）。

亲子共同居住可以改善老年家庭的福利水平吗？传统的“养儿防老”观念认为，亲子共同居住有助于成年子女满足老年父母多样化的养老需求。在现代社会中，科技的进步减少了子女对父母经济帮助和情感慰藉的障碍；养老服务业的发展和政府社会保障的逐步完善减少了老年人对子女的依赖。就居住模式而言，王树新（1995）、鄢盛明等（2001）、龙书芹和风笑天（2007）等认为，“分而不离”的居住模式，即成年子女选择在老年父母居住地附近居住，可以在保持各自生活空间的同时，也满足老年父母的养老需求。有关发达国家的研究中，部分研究成果对亲子共同居住持悲观的态度，而对亲子各自独立居住持乐观的态度。其中，Pas et al.（2007）的研究发现，老年父母和成年子女各自独立居住并未导致传统家庭功能的弱化。Wenger et al.（2007）的研究发现，部分老年人正因为没有与成年子女共同居住，进而从家庭事务中解脱，而拥有更多的时间和机会享受生活。Litwak（1985）的研究发现，在缺乏流动机会和贫困的群体内，亲子共同居住的比例更高，进而认为亲子共同居住实际上是贫困的表现。Manacorda & Moretti（2006）的研究发现，相对于北欧国家和美国，南欧国家亲子共同居住的比例更高，部分原因在于文化背景的差异，更重要的原因在于南欧国家高失业率和高房价对其的影响。

如果亲子共同居住并不能改善老年家庭的福利水平，那么有必要对老年人的居住偏好以及现实居住模式的影响机制进行深入的研究，以发掘适合不同老龄群体的最优居住模式。无论是发达国家，还是继承了传统儒家思想的东亚国家，成年子女与父母共同居住的比例在过去的一个多世纪都呈下降趋势。其中，1850–2000年，美国白人老年人与成年子女共同居住的比例由65%下降到15%左右（Ruggles, 2007）；1990–2006年，韩国老年人单独居住的比例由26.7%上升到45.4%（Park et al., 2005）。既有的研究主要关注亲子现实居住模式的影响机制，对老年人居住偏好缺乏足够的关注，而且学者间对研究结论存在广泛的争议。其中，Parsons & Bales（1955）以社会和地理流动（social and geographic mobility）理论为基础，认为新的经济系统需要更加灵活和适合流动的家庭形式，以方便劳动力供给。Goode（1963）以城市化（urbanization）理论为基础，认为城市化削弱了传统的家庭功能，导致传统的大家庭让位于核心家庭。

但是，Ferrie (2005) 对社会和地理流动理论提出了质疑，因为 20 世纪中叶与 19 世纪中叶相比，美国职业和人口的流动性都大幅下降，这与亲子共同居住比例也大幅下降的现实相矛盾。Elman (1998) 对城市化理论也提出了质疑，其对美国的研究表明：与农村相比，城市地区老年人更倾向于与子女共同居住，而非独立居住。Kobrin (1976) 以人口结构变化 (demographic change) 理论为基础，认为由于生育率的下降，父母可以选择与其共同居住的子女数目下降，进而导致亲子共同居住比例的下降。但是，Kramarow (1995) 的实证研究结果表明生育率的下降对亲子共同居住比例下降的影响可以忽略不计。Goldscheider & Lawton (1998) 以及 Engelhardt et al. (2005) 等提出富裕假说 (affluence hypothesis)，认为老年人偏好独立居住，随着政府社会保障和福利政策的实施及完善，老年人有了可靠的收入来源，对子女的依赖下降，导致亲子共同居住比例下降；富裕假说隐含了亲子共同居住是源于父母的需要的观点，认为老年人只有在因健康等原因无法独立生活时才会与子女共同居住。Ruggles (2003) 对富裕假说提出了质疑，其研究发现美国经济状况较差的老年人选择独居的概率更高，患有慢性病和残疾的老年人与子女共同居住的概率更低。Aquilino (1990) 和 Ruggles (2007) 等提出了经济发展假说 (economic development hypothesis)，认为亲子共同居住是源于子女的需要，而非父母的需要；随着雇佣劳动崛起、公共教育的普及和家庭工厂的瓦解，子女对家庭的依赖弱化了，进而导致成年子女与父母共同居住的比例下降。在借鉴国外研究成果的基础上，张文娟和李树茁 (2004)、王萍和左冬梅 (2007)、杨恩艳等 (2012)、张丽萍 (2012) 等对中国亲子居住模式的影响机制也进行了实证研究，研究结论也存在争议。

本文利用“中国健康与养老追踪调查 (CHARLS)”2008 年的先导调查数据，对与已婚子女共同居住和没有与已婚子女共同居住的老年家庭的福利差异进行了综合考察，以检验亲子共同居住是否显著改善了老年家庭的福利水平。同时，对老年人居住偏好、老年人与已婚子女现实居住模式以及两者之间的匹配进行研究。

二 居住模式对老年家庭福利的影响

(一) 数据来源和样本选择

CHARLS 项目收集了一套代表中国中老年家庭和个人的高质量微观数据。该项目采用多阶段分层抽样，在所有阶段都是按照人口比例随机抽样；问卷设计参考了包括美国健康与退休调查 (HRS)、英国老年追踪调查 (ELSA) 以及欧洲健康、老年与退

休调查（SHARE）等项目的经验。2008 年的先导调查在甘肃和浙江两省进行，调查提供了 1569 户家庭和 2685 位个人的信息，应答率达到 85%，问卷覆盖健康、经济、家庭情况、代际关系等多方面的信息；同时，还提供了受访家庭 4391 个子女的信息^①。

我们选择家庭受访者及其已婚子女为研究对象，将未婚和还在上学的子女排除在外；在将家庭受访者与已婚子女样本匹配的基础上，将没有已婚子女的受访家庭排除在外，进而得到本文研究的样本。样本共包括 1207 户家庭受访者和 3390 个已婚子女。

（二）两类老年家庭福利差异比较

我们将老年家庭分为两类：家庭受访者至少与一个已婚子女共同居住的（共同居住）和家庭受访者没有与已婚子女共同居住的（独立居住）^②。从表 1 可以看出，与子

表 1 两类家庭收入、支出和资产均值比较

变 量	全样本	共同居住	独立居住	P 值
家庭人均总支出(元/年)	6352.553	5051.814	7150.735	0.0000
食品支出	3603.081	2849.172	4065.707	0.0000
其他支出	2790.187	2244.782	3122.913	0.0000
家庭人均收入(元/年)	8095.099	7231.314	8625.149	0.1778
家庭代际转移收入	820.702	225.989	1185.64	0.0177
工资性收入	3081.061	4238.049	2371.091	0.0000
经营性收入	2421.044	1806.361	2798.236	0.2108
农业收入	445.186	389.703	479.232	0.3723
其他非经营性收入	1836.496	686.277	2222.813	0.0000
家庭人均资产(元)	61582.43	43161.14	72886.40	0.0224
房产	49988.35	35401.40	58939.43	0.0062
有形资产	10256.29	6103.549	12804.56	0.3839
金融资产	1337.79	1656.191	1142.408	0.8465
样本数	1207	459	748	

注：P 值指单因素（one-way）方差分析的 P 检验值，以检验相关变量的平均值之间是否存在显著的差异。

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

① 数据详细介绍和说明参见 <http://charls.ccer.edu.cn/zh-CN>。

② 在 CHARLS 问卷中，子女的居住位置包括“这个家里”、“同一院子（公寓）或者相邻的院子（公寓）”、“本村（社区）的其他房子里”、“本县（市）的其他村（社区）”、“本省的其他县（市）”、“外省”和“国外”。根据对 CHARLS 数据的分析，如果子女属于受访家庭的成员，其居住位置都在“这个家里”，同时，还有子女虽然不是家庭成员，但其仍然居住在受访家庭。根据以上特征，如果子女居住位置是“这个家里”，我们将亲子居住模式界定为共同居住；如果子女的居住位置是其他情况，则将亲子居住模式界定为独立居住。

女共同居住的老年家庭的人均总支出、食品支出、其他支出都显著低于独立居住的老年家庭；而且，与子女共同居住的老年家庭的人均资产（包括人均房产）也显著低于独立居住的老年家庭；同时，与子女共同居住的老年家庭的人均收入低于独立居住的老年家庭，但是差异不显著。

（三）居住模式对老年家庭福利的影响

参照其他研究成果，结合本文的研究目标，我们选择家庭人均支出，包括家庭人均总支出、食品支出及其他支出作为衡量老年家庭福利水平的变量^①，考察不同家庭居住模式对以上变量的影响。根据凯恩斯的消费支出理论，我们建立以下模型：

$$\ln E_i = \alpha + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 F_i + \beta_3 x_i + \mu_i \quad (1)$$

其中， $\ln E_i$ 为家庭人均总支出对数（或者为家庭人均食品支出对数、家庭人均其他支出对数）； $\ln Y_i$ 为家庭人均收入对数； F_i 为家庭类型变量（如果受访者至少与一个已婚子女共同居住，则 $F_i = 0$ ；如果受访者没有与任何一个已婚子女共同居住，则 $F_i = 1$ ）。向量 x_i 为其他反映家庭特征和家庭受访者特征的变量，包括家庭人均资产对数、家庭人口规模、受访者居住偏好是否满足^②、已婚子女数目、未婚子女数目、年龄、婚姻状况、户籍、学历、性别、自评健康状况、日常生活能力（ADL）^③、功能性日常生活能力（IADL）^④ 等。各变量的描述性统计如表 2 所示。

根据表 3 的回归结果，我们得出以下简要结论：随着家庭收入水平和资产水平的提高，家庭人均总支出、食品支出和其他支出都显著增加，这与传统的消费理论相吻合。无论老年家庭是否与已婚子女共同居住，对家庭支出的影响都不显著，说明在保持其他因素不变的情况下，亲子共同居住并未显著影响老年家庭的福利水平。人口规模越大的家庭，人均总支出以及食品支出显著下降。同时，相对于城镇家庭，农村家庭的各类人均支出都显著低于城镇家庭；当家庭受访者日常生活有困难时，该家庭的

① 其他支出包括医疗支出、税费支出、耐用品支出、教育支出、衣着支出和交通支出等。

② 根据 CHARLS 问卷调查内容，如果家庭受访者居住偏好模式与现实居住模式一致，则确定其偏好得到满足；反之，则其居住偏好没有得到满足。

③ 根据 CHARLS 问卷的调查内容，我们将受访者“穿衣”、“洗澡”、“吃饭”、“起床和下床”、“上厕所”、“控制大小便”等 6 种日常生活都“没有困难”界定为没有困难，将其中任何一种“有困难”或“无法完成”界定为有困难。

④ 根据 CHARLS 问卷的调查内容，我们将受访者“做家务”、“做饭”、“买食品杂货”、“管钱”、“吃药”等 5 种功能性日常生活都“没有困难”界定为没有困难，将其中任何一种“有困难”或“无法完成”界定为有困难。

人均总支出以及其他支出显著增加；当家庭受访者功能性日常生活有困难时，该家庭的人均总支出以及食品支出显著下降。

表2 变量描述性统计

变量名	均值(或比例)	变量名	均值(或比例)
家庭没有已婚子女	61. 97%	初中学历以上	5. 22%
家庭人口规模	3. 644	男性	48. 47%
受访者居住偏好得到满足	65. 95%	自评健康很好	9. 92%
已婚子女数目	2. 839	自评健康好	19. 30%
未婚子女数目	0. 348	自评健康一般	39. 13%
年龄	63. 26	自评健康不好	29. 58%
有配偶	67. 85%	日常生活有困难	15. 08%
农村户口	83. 84%	功能性日常生活有困难	36. 04%
非文盲初中学历及以下	47. 56%	样本数	1207

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

表3 家庭人均支出回归结果

	家庭人均总支出对数	人均食品支出对数	人均其他支出对数
家庭特征变量			
家庭人均收入对数	0. 171 *** (7. 60)	0. 109 *** (6. 00)	0. 167 *** (8. 23)
家庭人均资产对数	0. 155 *** (6. 41)	0. 124 *** (6. 55)	0. 152 *** (7. 34)
家庭没有已婚子女	-0. 0891 (-0. 69)	0. 000404 (0. 00)	0. 0808 (0. 72)
家庭人口规模	-0. 119 *** (-3. 23)	-0. 111 *** (-3. 82)	-0. 0380 (-1. 19)
受访者特征变量			
受访者居住偏好得到满足	-0. 00514 (-0. 07)	-0. 0109 (-0. 19)	-0. 0557 (-0. 87)
已婚子女数目	0. 00715 (0. 25)	-0. 0161 (-0. 73)	0. 0264 (1. 09)
未婚子女数目	0. 0643 (1. 05)	-0. 00816 (-0. 17)	0. 0116 (0. 22)
年龄	-0. 00638 (-1. 27)	-0. 00417 (-1. 07)	-0. 00967 ** (-2. 23)
有配偶	0. 153 * (1. 70)	-0. 0979 (-1. 39)	-0. 00811 (-0. 10)
农村户口	-0. 175 * (-1. 71)	-0. 212 *** (-2. 68)	-0. 252 *** (-2. 84)
非文盲初中学历及以下	0. 00184 (0. 02)	0. 0297 (0. 46)	0. 128 * (1. 78)
初中学历以上	-0. 0177 (-0. 10)	-0. 0717 (-0. 52)	0. 236 (1. 55)
男性	0. 0881 (1. 09)	0. 0319 (0. 51)	-0. 0493 (-0. 71)
自评健康很好	-0. 0233 (-0. 08)	0. 0862 (0. 39)	-0. 322 (-1. 33)
自评健康好	0. 0273 (0. 10)	-0. 0123 (-0. 06)	-0. 195 (-0. 84)
自评健康一般	0. 0459 (0. 17)	-0. 0352 (-0. 17)	-0. 0623 (-0. 27)
自评健康不好	-0. 0110 (-0. 04)	-0. 0564 (-0. 27)	0. 0324 (0. 14)

续表

	家庭人均总支出对数	人均食品支出对数	人均其他支出对数
日常生活有困难	0.207* (1.75)	-0.0399 (-0.42)	0.211 ** (2.04)
功能性日常生活有困难	-0.244 *** (-2.77)	-0.139 ** (-2.03)	-0.0533 (-0.70)
常数项	7.348 *** (13.86)	7.540 *** (18.10)	6.532 *** (14.17)
样本数	984	950	958
R ²	0.2486	0.2565	0.2685

注：（1）学历以文盲为参照组，自评健康状况以自评健康非常好为参照组；（2）括号内为 t 检验值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

上文的研究结果表明不同的居住模式并未对老年家庭的各类支出产生显著的影响，而且，与已婚子女共同居住的老年家庭的人均总支出、人均食品支出和其他支出都显著低于没有与已婚子女共同居住的老年家庭。但是，由于 CHARLS 项目没有提供子女收入水平的调查数据，我们无法判定以上的结果更多是由于老年父母收入水平低还是已婚子女收入水平低所导致。所以，有必要对老年人居住偏好、现实居住模式以及二者之间的匹配情况进行深入的研究，以发掘适合不同老年群体的最优居住模式。

三 老年人居住偏好特征及影响因素

（一）老年人居住偏好的特征

CHARLS 问卷调查采用情景模拟的方法，针对不同类型的家庭受访者（是否有配偶），对其居住偏好分别展开调查^①。我们根据调查内容，分别将有配偶和没有配偶的家庭受访者的居住偏好划分为两类：与成年子女共同居住（共同居住）和不与成年子女共同居住（独立居住）^②。

从表 4 可以看出，无论受访者是否有配偶，偏好与成年子女共同居住的家庭受访者的年均收入水平都显著低于偏好独立居住的家庭受访者；其他包括学历、功能性生

① 有关居住偏好的调查，CHARLS 问卷设计以下问题：假定一个老年人有配偶和子女，您觉得怎么样的生活安排对他最好？假定一个老年人没有配偶，但是有子女，您觉得怎么样的生活安排对他最好？备选答案包括：（1）独居（或者与配偶住）；（2）与成年的孩子一起住；（3）住养老院；（4）其他。

② 选择住养老院和其他的样本数较少，同时为了保证研究结果的可靠，我们选择将此两类居住模式的样本删除。

活能力等变量也存在显著的差异。同时，对有配偶的受访者群体而言，偏好与成年子女共同居住的比例（43.46%）低于没有配偶的受访群体（69.13%）。

表4 受访者居住偏好及主要特征变量描述性统计

	有配偶				无配偶			
	全样本	共同居住	独立居住	P 值	全样本	共同居住	独立居住	P 值
个人收入(元/年)	5915.24	3742.92	7661.73	0.0388	1913.17	1304.59	3125.71	0.0169
年龄	60.56	59.57	61.37	0.0042	68.96	68.52	69.91	0.2010
农村户口(比例)	83.27%	88.35%	79.69%	0.0010	85.05%	89.69%	75.21%	0.0002
已婚子女数目	2.548	2.352	2.692	0.0009	3.454	3.531	3.333	0.3187
未婚子女数目	0.422	0.466	0.386	0.1188	0.191	0.206	0.162	0.4430
学历(比例)								
文盲	40.42%	40.06%	40.39%	0.9231	61.60%	64.50%	55.56%	0.0983
初中及以下	53.48%	56.53%	51.31%	0.1398	35.05%	33.97%	38.46%	0.3994
初中以上	6.11%	3.41%	8.30%	0.0041	3.35%	1.53%	5.98%	0.0169
男性(比例)	54.70%	59.09%	51.97%	0.0433	35.31%	32.82%	40.17%	0.1671
自评健康状况(比例)								
非常好	2.22%	2.47%	2.06%	0.7094	1.75%	1.73%	1.83%	0.9464
很好	10.43%	10.19%	10.78%	0.7920	8.77%	8.66%	9.17%	0.8760
好	19.69%	21.30%	18.58%	0.3524	18.42%	17.75%	18.35%	0.8934
一般	40.16%	37.35%	41.74%	0.2213	36.84%	35.50%	40.37%	0.3871
不好	27.51%	28.70%	26.83%	0.5694	34.21%	36.36%	30.28%	0.2714
日常生活有困难(比例)	11.84%	13.64%	10.48%	0.1688	21.91%	24.05%	15.38%	0.0576
功能性生活有困难(比例)	28.33%	31.25%	25.55%	0.0733	52.32%	61.07%	33.33%	0.0000
样本数	810	352	458		379	262	117	

注：P 值指单因素（one-way）方差分析的 P 检验值，以检验相关变量的平均值之间是否存在显著的差异。

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

（二）老年人居住偏好的影响因素

根据家庭受访者是否有配偶以及对其居住偏好的分类，我们建立以下模型：

$$y_i = \alpha + \beta x + \mu_i \quad (2)$$

其中，如果受访者偏好与成年子女共同居住，则 $y_i = 0$ ；如果受访者偏好不与成年子女共同居住，则 $y_i = 1$ 。向量 x 包括家庭受访者的特征变量、受访者已婚子女的特征变量。其中，受访者的特征变量包括：个人年收入①、年龄、婚姻状况、户籍、学历、

① 个人年收入主要包括：工资收入，从个体经营或开办私营企业中赚得的收入和养老金收入，还包括失业补助等政府性补助收入。

性别、自评健康状况、日常生活能力 (ADL)、功能性日常生活能力 (IADL)、已婚子女数目、未婚子女数目等。子女的特征变量主要包括：年龄、性别、户籍、学历、成年子女数目、未成年子女数目、是否有工作等。

表 5 居住偏好 Logit 模型 (评定模型) 回归结果

	有配偶	无配偶
家庭受访者特征变量		
收入水平	0.0182 *** (2.66)	-0.00424(-0.40)
年龄	-0.223 *** (-2.84)	-0.548 *** (-4.71)
年龄的平方	0.00185 *** (3.04)	0.00430 *** (5.19)
城镇户口	0.295(1.55)	1.228 *** (3.96)
初中及以下	-0.0322(-0.27)	-0.297(-1.51)
初中以上	0.640 ** (2.27)	-0.0364(-0.07)
女性	0.422 *** (3.47)	-0.547 *** (-2.87)
自评健康很好	-0.0978(-0.26)	0.450(0.61)
自评健康好	-0.0517(-0.14)	0.380(0.53)
自评健康一般	0.0977(0.28)	0.516(0.72)
自评健康不好	0.152(0.42)	0.455(0.64)
日常生活有困难	-0.364 ** (-2.33)	-0.259(-1.10)
功能性日常生活有困难	-0.276 ** (-2.28)	-1.606 *** (-8.61)
已婚子女数目	0.194 *** (4.60)	-0.111 ** (-2.14)
未婚子女数目	0.00608(0.07)	-0.528 ** (-2.43)
子女特征变量		
年龄	0.0218 * (1.91)	0.00666(0.47)
女性	0.0460(0.43)	0.0473(0.30)
城镇户口	0.0951(0.59)	0.0248(0.09)
初中及以下	0.234(1.32)	-0.0116(-0.05)
初中以上	0.0811(0.37)	0.313(1.03)
成年子女数目	-0.251 *** (-3.20)	-0.103(-1.01)
未成年子女数目	0.00892(0.12)	-0.0737(-0.74)
没有工作	0.0898(0.65)	-0.0884(-0.45)
常数项	5.509 ** (2.20)	17.12 *** (4.25)
样本数	1889	1102
R ²	0.2763	0.2658

注：（1）学历以文盲为参照组，自评健康状况以自评健康非常好为参照组；（2）括号内为 t 检验值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

根据表 5 的回归结果，我们得到以下简要结论：无论受访者是否有配偶，其偏好独立居住的概率与年龄之间存在 U 型曲线关系；功能性日常生活有困难的受访者偏好与子女共同居住的可能性较高；对于有配偶的受访者而言，随着个人收入水平的提高，其偏好与子女共同居住的可能性较低；相对于文盲组，学历为初中以上的受访者偏好与子女共同居住的可能性也较低；当受访者日常生活能力有困难时，其偏好与子女共同居住的可能性较高；对于没有配偶的受访者而言，相对于农村居民，城镇居民偏好与子女共同居住的可能性较低；相对于男性，女性受访者偏好与子女共同居住的可能性较高；同时，当受访者子女数目越多（包括已婚和未婚）时，其偏好与子女共同居住的可能性都较高。

总体上，子女的特征变量对受访者居住偏好影响不显著。其中，对于有配偶的受访者而言，随着子女年龄的增长，受访者偏好与该子女共同居住的可能性更低；而且，当某个已婚子女的成年子女数目越多时，受访者偏好与该子女共同居住的可能性越高。

四 亲子现实居住模式特征及影响因素

（一）亲子现实居住模式的特征

根据 CHARLS 问卷的调查内容，我们以已婚子女居住位置为标准，将亲子现实居住模式划分为两类：共同居住（即至少有一个已婚子女与受访者共同居住）和独立居住（即受访者至少有一个已婚子女，但他们各自独立居住）。从表 6 可以看出，与已婚子女共同居住的家庭受访者的年均收入水平显著低于没有与已婚子女共同居住的家庭受访者；同时，其他包括婚姻状态、户籍、已婚或未婚子女数目、学历等变量也存在显著的差异。

表 6 受访者现实居住模式及主要特征变量描述性统计

变 量	共同居住	独立居住	P 值
个人收入(元)	3262. 76	5466. 96	0. 0962
年龄	63. 78	62. 95	0. 1633
有配偶(比例)	61. 66%	71. 66%	0. 0003
农村户口(比例)	89. 11%	80. 61%	0. 0001
已婚子女数目	2. 993	2. 745	0. 0095
未婚子女数目	0. 192	0. 444	0. 0000
学历(比例)			

续表

变 量	共同居住	独立居住	P 值
文盲	51.85%	44.39%	0.0116
初中及以下	44.66%	49.33%	0.1150
初中以上	3.49%	6.28%	0.0339
男性(比例)	44.88%	50.67%	0.0508
自评健康状况(比例)			
非常好	2.18%	2.01%	0.8428
很好	9.22%	10.33%	0.5517
好	18.69%	19.66%	0.6939
一般	36.89%	40.46%	0.2401
不好	33.01%	27.55%	0.0541
日常生活有困难(比例)	20.48%	11.76%	0.0000
功能性日常生活有困难(比例)	45.75%	30.08%	0.0000
样本数	459	748	

注: P 值指单因素 (one-way) 方差分析的 P 检验值, 以检验相关变量的平均值之间是否存在显著的差异。

资料来源: 根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

同样地, 我们根据已婚子女居住位置, 将已婚子女类型划分为两类: 与父母共同居住和与父母各自独立居住。从表 7 可以看出, 在两种类型的已婚子女中, 年龄、性别、学历等特征变量都存在显著的差异。

表 7 已婚子女特征变量描述性统计

变 量	总样本	共同居住	独立居住	P 值
年龄	39.21	36.22	39.89	0.0000
男性(比例)	50.98%	87.48%	43.15%	0.0000
农村户口(比例)	77.03%	85.34%	75.26%	0.0000
学历(比例)				
文盲	15.37%	8.75%	16.77%	0.0000
初中及以下	64.93%	72.77%	63.30%	0.0000
初中以上	19.69%	18.48%	19.94%	0.4150
成年子女数目	0.528	0.346	0.571	0.0001
未成年子女数目	1.106	1.198	1.092	0.0036
现在有工作(比例)	82.21%	87.60%	81.08%	0.0001
样本数	3390	607	2793	

注: P 值指单因素 (one-way) 方差分析的 P 检验值, 以检验相关变量的平均值之间是否存在显著的差异。

资料来源: 根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

(二) 亲子现实居住模式的影响因素

我们根据亲子间现实居住模式的分类，建立以下的 Logit 模型：

$$y_i = \alpha + \beta x + \mu_i \quad (3)$$

其中，如果已婚子女与受访者共同居住，则 $y_i = 0$ ；如果已婚子女没有与受访者共同居住，则 $y_i = 1$ 。在向量 x 中，增加家庭受访者的婚姻状况作为一个解释变量，其他解释变量与前文相同。

根据表 8 的回归结果，我们得到以下简要结论：对于受访者的特征变量，随着年龄的增长，受访者与子女共同居住的可能性增大；相对于有配偶的受访者，无配偶的受访者与子女共同居住的可能性较高；相对于男性，女性受访者与子女共同居住的可能性较高；当受访者子女数目越多（包括已婚子女和未婚子女）时，其与子女共同居住的可能性较低；当受访者功能性日常生活有困难时，其与子女共同居住的可能性较高。

对于已婚子女的特征变量，随着子女年龄的增长，受访者与该子女共同居住的可能性较低；相对于男性已婚子女，受访者与女性子女共同居住的可能性较低；相对于农村户籍的已婚子女，受访者与城镇户籍的子女共同居住的可能性较低；当已婚子女自己的成年子女数目越多时，受访者与该子女共同居住的可能性较高。

表 8 亲子居住模式 Logit 模型回归结果

变量	(1)	(2)
家庭受访者特征变量		
收入水平	-0.00414* (-1.66)	-0.00396(-1.60)
年龄	-0.0342 *** (-3.38)	-0.0309 *** (-2.78)
无配偶	-0.251 ** (-2.13)	-0.146(-1.16)
城镇户口	0.0588(0.29)	0.0891(0.41)
初中学历及以下	-0.0759(-0.62)	-0.142(-1.09)
初中学历以上	0.222(0.76)	0.0604(0.19)
女性	-0.367 *** (-2.98)	-0.419 *** (-3.22)
已婚子女数目	0.306 *** (7.49)	0.310 *** (6.98)
未婚子女数目	0.239 ** (2.16)	0.295 ** (2.46)
自评健康很好		-0.322(-0.74)
自评健康好		-0.0373(-0.09)
自评健康一般		-0.0107(-0.03)
自评健康不好		-0.0926(-0.22)
日常生活有困难		-0.00460(-0.03)
功能性日常生活有困难		-0.263 ** (-2.03)

续表

变量	(1)	(2)
已婚子女特征变量		
年龄	0.0929 *** (8.11)	0.0901 *** (7.22)
女性	2.460 *** (17.34)	2.372 *** (15.94)
城镇户口	0.729 *** (3.86)	0.714 *** (3.59)
初中学历及以下	0.234(1.25)	0.110(0.53)
初中学历以上	0.225(0.98)	0.0894(0.36)
成年子女数目	-0.172 ** (-2.32)	-0.193 ** (-2.39)
未成年子女数目	-0.0206(-0.28)	0.0390(0.49)
没有工作	-0.220(-1.42)	-0.0925(-0.56)
常数项	-1.362 *** (-2.64)	-1.175 * (-1.72)
样本数	3308	3000
R ²	0.2987	0.2874

注：（1）学历以文盲为参照组，自评健康状况以自评健康非常好为参照组；（2）括号内为 t 检验值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

五 居住偏好与现实居住模式匹配研究

（一）居住偏好与现实居住模式的匹配情况

我们将受访者居住偏好与现实居住模式进行匹配，从表 9 可以看出，对有配偶的受访者而言，56.54% 的受访者偏好不与成年子女共同居住，43.46% 的受访者偏好与成年子女共同居住；现实中，65.31% 的受访家庭没有已婚子女，34.69% 的受访家庭至少有一个已婚子女。对无配偶的老年人而言，30.87% 的受访者偏好独居，69.13%

表 9 老年人居住偏好与现实居住模式匹配情况统计

有配偶	没有已婚子女与其共同居住	至少有一个已婚子女与其共同居住	合计
偏好与成年子女各自独立居住	357	101	458
偏好与成年子女共同居住	172	180	352
合 计	529	281	810
无配偶	没有已婚子女与其共同居住	至少有一个已婚子女与其共同居住	合计
偏好与成年子女各自独立居住	97	20	117
偏好与成年子女共同居住	110	152	262
合 计	207	172	379

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

的受访者偏好与成年子女共同居住；现实中，54.61% 的受访家庭没有已婚子女，45.39% 的受访家庭至少有一个已婚子女。从受访者居住偏好是否得到满足来看，66.30% 的有配偶受访者的偏好得到满足，65.70% 的无配偶受访者的偏好得到满足。

（二）居住偏好与现实居住模式匹配情况影响因素

我们根据家庭受访者的居住偏好是否得到满足的情况，建立以下的 Logit 模型：

$$y_i = \alpha + \beta x + \mu_i \quad (4)$$

其中，如果受访者居住偏好没有得到满足，则 $y_i = 0$ ；如果受访者居住偏好得到满足，则 $y_i = 1$ 。解释变量与上文相同。

根据表 10 的回归结果，我们得到以下简要结论：无论受访者是否有配偶，随着年龄的增长，其居住偏好得到满足的可能性下降，但是下降速度趋缓；当受访者未婚子女数目越多时，其居住偏好得到满足的可能性越低。

表 10 居住偏好与现实居住模式匹配情况 Logit 模型回归结果

变量	有配偶	无配偶
家庭受访者特征变量		
收入水平	0.00429(1.26)	-0.0168(-1.40)
年龄	-0.157**(-2.07)	-0.348***(-3.21)
年龄的平方	0.00132**(2.25)	0.00296***(3.82)
城镇户口	0.121(0.70)	0.961***(3.27)
初中学历及以下	-0.171(-1.46)	-0.166(-0.94)
初中学历以上	0.311(1.16)	-0.0889(-0.19)
女性	0.168(1.42)	-0.213(-1.23)
已婚子女数目	0.0408(1.01)	-0.218***(-4.57)
未婚子女数目	-0.167*(-1.89)	-0.489***(-2.62)
自评健康很好	-0.236(-0.61)	0.292(0.47)
自评健康好	-0.298(-0.81)	0.185(0.31)
自评健康一般	-0.128(-0.36)	0.362(0.60)
自评健康不好	-0.0575(-0.16)	0.372(0.62)
日常生活有困难	-0.359**(-2.34)	-0.274(-1.43)
功能性日常生活有困难	-0.186(-1.56)	-1.022***(-6.37)
子女特征变量		
年龄	0.0146(1.32)	-0.0232*(-1.81)
女性	-0.126(-1.21)	-0.855***(-5.89)
城镇户口	0.0787(0.50)	-0.116(-0.45)
初中学历及以下	0.0137(0.08)	-0.0573(-0.29)

续表

变量	有配偶	无配偶
初中学历以上	-0.135(-0.62)	0.0260(0.10)
成年子女数目	-0.180**(-2.35)	0.0203(0.22)
未成年子女数目	0.00726(0.10)	-0.0373(-0.43)
没有工作	0.191(1.40)	-0.0123(-0.07)
常数项	5.004**(2.06)	12.03***(3.22)
样本数	1906	1107
R ²	0.2654	0.2573

注：（1）学历以文盲为参照组，自评健康状况以自评健康非常好为参照组；（2）括号内为 t 检验值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据计算得到。

对于有配偶的受访者而言，当其日常生活能力有困难时，其居住偏好得到满足的可能性越低；当受访者某个已婚子女的成年子女数目越多时，受访者与该已婚子女的现实居住模式满足受访者居住偏好的可能性越低。

对于没有配偶的受访者而言，相对于农村居民，城镇地区受访者居住偏好得到满足的可能性较高；受访者子女（包括已婚和未婚）数目越多，其偏好得到满足的可能性都越低；功能性日常生活能力有困难的受访者，其居住偏好得到满足的可能性较低；随着已婚子女年龄的增长，受访者与该已婚子女的现实居住模式满足其居住偏好的可能性越低；相对于男性子女，受访者与女性已婚子女的现实居住模式满足其居住偏好的可能性也较低。

六 简要结论

本文利用 CHARLS 项目 2008 年先导调查数据，对不同类型老年家庭的支出、收入和资产等状况进行了综合考察；同时，对老年人居住偏好、亲子现实居住模式以及二者的匹配情况进行了综合考察和实证研究。综合本文的研究，我们得到以下结论：

总体上，亲子共同居住并未对老年家庭的支出等福利水平造成显著的影响。而且，与成年子女共同居住的老年家庭，其家庭人均各类支出、家庭人均资产、家庭人均房产价值等都显著低于没有与成年子女共同居住的老年家庭。

老年人多样化的养老需求对其居住偏好和现实居住模式都存在实质性的影响。偏好与成年子女共同居住的老年人，其个人收入显著低于偏好独立居住的老年人；

现实中与成年子女共同居住的老年人，其个人收入也显著低于与成年子女保持独立居住的老年人。这体现了经济状况较差的老年人对子女经济支持的需求。日常生活有困难（或者功能性日常生活有困难）的老年人，其偏好与成年子女共同居住的概率以及现实中与成年子女共同居住的概率都显著高于没有困难的老年人。这体现了身体状况较差的老年人对子女提供生活照料的需求。没有配偶的老年人偏好与成年子女共同居住的概率高于有配偶的老年人；现实中，没有配偶的老年人与成年子女共同居住的概率也显著高于有配偶的老年人。这体现了情感需要慰藉的老年人对子女情感支持的需求。

子女需求对老年人居住偏好以及现实中亲子居住模式也存在实质性的影响。其中，随着子女年龄的增长，有配偶的老年人偏好与该子女共同居住的可能性越低；现实中，随着子女年龄的增长，老年人与该子女共同居住的可能性也越低。可能的原因在于：子女年龄较小时，其经济状况较差，还不具备独立居住的能力。

家庭人口结构的影响具有不确定性。其中，对于有配偶的老年人，当已婚子女数目越多时，其偏好与成年子女共同居住的可能性越低；对于没有配偶的老年人，其子女数目越多（包括已婚和未婚子女）时，其偏好与成年子女共同居住的可能性越高。但在现实中，子女数目越多（包括已婚和未婚）的老年人与成年子女共同居住的可能性反而越低。

个人观念、教育水平等因素对老年人居住偏好以及现实亲子居住模式也存在实质性的影响。其中，对于有配偶的老年人，当其学历越高时，其偏好与成年子女共同居住的可能性越低；对于没有配偶的老年人，城镇户籍的老年人偏好与成年子女共同居住的可能性较低；相对于农村户籍，老年人与城镇户籍成年子女共同居住的可能性较低。

传统上的“儿子偏好”和大家庭观念在现实中的影响依然存在。虽然老年人在居住偏好上对子女性别不存在差异，但在现实中，相对于男性子女，老年人与女性已婚子女共同居住的可能性较低；当某个子女的成年子女（老年人孙辈）越多时，有配偶的老年人偏好与该子女共同居住的可能性越高，现实中，老年人选择与该子女共同居住的比例也越高。

总体上，相当规模的老年人的居住偏好与现实居住模式存在差异，即其居住偏好没有得到满足。其中，无论是否有配偶，年龄越大和未婚子女数目越多的老年人，其居住偏好得到满足的可能性越低。对于有配偶的老年人，当其日常生活有困难时，其居住偏好得到满足的可能性较低；当老年人已婚子女的子女（老年人的孙辈）数目越

多时，该老年人与子女的居住模式满足其居住偏好的可能性越低。对于没有配偶的老年人，当其已婚子女数目越多和其功能性日常生活有困难时，其居住偏好得到满足的可能性越低；随着子女年龄的增长，老年人与该子女的现实居住模式满足其居住偏好的可能性越低；相对于男性已婚子女，老年人与女性已婚子女的现实居住模式满足其居住偏好的可能性较低。

参考文献：

- 龙书芹、风笑天（2007），《城市居民的养老意愿及其影响因素——对江苏四城市老年生活状况的调查分析》，《南京社会科学》第 1 期，第 98—105 页。
- 王萍、左冬梅（2007），《劳动力外流背景下中国农村老人居住安排的纵向分析》，《中国农村经济》第 6 期，第 28—38 页。
- 王树新（1995），《论城市中青年人与老年人分而不离的供养关系》，《中国人口科学》第 3 期，第 38—42 页。
- 鄢盛明、陈皆明、杨善华（2001），《居住安排对子女赡养行为的影响》，《中国社会科学院》第 1 期，第 130—140 页。
- 杨恩艳、裴劲松、马光荣（2012），《中国农村老年人居住安排影响因素的实证分析》，《农业经济问题》第 1 期，第 37—44 页。
- 张丽萍（2012），《老年人口居住安排与居住意愿研究》，《人口学刊》第 6 期，第 25—33 页。
- 张文娟、李树苗（2004），《劳动力外流背景下的农村老年人居住安排影响因素研究》，《中国人口科学》第 1 期，第 42—49 页。
- 张翼（2012），《中国家庭的小型化、核心化与老年空巢化》，《中国特色社会主义研究》第 6 期，第 87—94 页。
- Aquilino, William S. (1990). The Likelihood of Parent-Child Coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics. *Journal of Marriage and the Family*, 52 (2), 405—419.
- Elman, Cheryl (1998). Intergenerational Household Structure and Economic Change at the Turn of the Twentieth Century. *Journal of Family History*, 23 (4), 417—440.
- Engelhardt, Gary V., Jonathan Gruber & Cynthia D. Perry (2005). Social Security and Elderly

- Living Arrangements: Evidence from the Social Security Notch. *Journal of Human Resources*, 40(2), 354–372.
- Ferrie, Joseph P. (2005). The End of American Exceptionalism? Mobility in the U. S. since 1850. *Journal of Economic Perspectives*, 19(3), 199–215.
- Goldscheider, France K. & Leora Lawton (1998). Family Experience and the Erosion of Support for Intergenerational Coreside. *Journal of Marriage and Family*, 60(3), 623–632.
- Goode, William Josiah (1963). *World Revolution and Family Patterns*. Glencoe, IL: Free Press.
- Kobrin, Frances E. (1976). The Fall in Household Size and the Rise of the Primary Individual in the United States. *Demography*, 13(1), 127–138.
- Kramarow, Ellen A. (1995). The Elderly who Live Alone in the United States: Historical Perspectives on Household Change. *Demography*, 32(3), 335–352.
- Litwak, Eugene (1985). *Helping the Elderly: The Complementary Roles of Informal Networks and Formal Systems*. New York: Guilford Press.
- 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.
- Park, Keong-Suk, Voonchin Phua, James McNally & Rongjun Sun (2005). Diversity and Structure of Intergenerational Relationships: Elderly Parent – Adult Child Relations in Korea. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 20(4), 285–305.
- Parsons, Talcott & Robert Freed Bales (1955). *Family, Socialization and Interaction Process*. Glencoe, IL: Free Press.
- Pas, Suzan Van der, Theo van Tilburg & Kees Knipscheer (2007). Changes in Contact and Support Within Intergenerational Relationships in the Netherlands: A Cohort and Time-Sequential Perspective. *Advances in Life Course Research*, 12, 243–274.
- Ruggles, Steven (2003). Multigenerational Families in Nineteenth-Century America. *Continuity and Change*, 18(1), 139–165.
- Ruggles, Steven (2007). The Decline of Intergenerational Coresidence in the United States, 1850 to 2000. *American Sociological Review*, 72(6), 964–989.
- United Nations (2011). *World Population Prospects: The 2010 Revision, Volume I: Comprehensive Tables*. ST/ESA/SER.A/313.
- Wenger, G. Clare, Pearl A. Dykstra, Tuula Melkas & Kees C. P. M. Knipscheer (2007). Social

Embeddedness and Late-Life Parenthood: Community Activity , Close Ties , and Support Networks. *Journal of Family Issues* , 28(11) , 1419 – 1456.

Does Parent-Child Living Together Improve the Welfare of the Elderly Family? Evidence Based on CHARLS Data

Jiang Kezhong¹ , Pei Yu² , Deng Jiguang³ & Xu Yanhong⁴

(School of Public Economics , Nanjing Audit University¹; Nanjing Audit University²;

School of International Economics and Trade , Shanghai Finance University³;

Yangxin County Branch Bank , People's Bank of China⁴)

Abstract: This paper uses 2008 “China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) ” pilot survey data to conduct empirical study on the welfare difference between different types of elderly family , the elderly residential preferences and their current living mode , as well as the discrepancy between the above two. Overall , all the diverse needs of the elderly , the needs of children , the change of population structure , the individual conception and the level of education have a substantial impact on the elderly residential preference and their current living mode. The influence of traditional “son preference” and the big family values still have influence on current living mode. Parent-child living together does not improve the welfare of the elderly. Differences exist in different elderly groups: whether based on preferences or current modes , the proportion of the elderly with spouse living together with married children is lower than that of the single elderly. Moreover , many elderly people's living preferences have not been met.

Keywords: living together , living independently , China Health and Retirement Longitudinal Study

JEL Classification: J14 , J26 , H55 , I31

(责任编辑: 王姣娜)