

独生子女与非独生子女 居住方式差异分析

——基于 logistic 差异分解模型

原 新 穆滢潭

【内容摘要】利用 CGSS2008 调查数据,对 18~32 岁且父母至少一方健在的青年人的居住方式进行实证研究。结论是,人口特征、子代的需求状况、独生子女属性对年轻人居住方式的选择有着直接的显著影响,亲代的需求状况则通过独生子女属性对居住方式的选择发挥作用。通过反事实法对独生子女与非独生子女的居住差异进一步分解,结论是,独生子女与非独生子女居住差异的相当大比例来源于二者选择居住方式的差异,特征差异的贡献值较小,说明独生子女家庭人口结构劣势是影响其居住安排的主要因素。独生子女群体在与父母共同居住的选择上并没有以自我为中心,而是形成一种“需求导向”的居住模式:表现为在居住方式的选择上对于需求的变化更加敏感。

【关键词】独生子女;居住方式;差异分解

【作者简介】原新,南开大学人口与发展研究所教授,博士生导师;穆滢潭,南开大学社会学系博士研究生。天津:300071

Differences in Living Arrangement between Only Children and Non-only Children: A Logistic Decomposition Analysis

Yuan Xin Mu Yingtan

Abstract: Using data from the 2008 Chinese General Social Survey, the article examines patterns and determinants of living arrangement of young people (aged 18-32 with at least one parent alive), contrasting only children with non-only children. Results show that demographic characteristics, offspring demand and the only child status have significant impacts on the choice of living arrangement of the young children, while parental demand also plays a role in the choice of living arrangement of the only children. Logistic decomposition models suggest that the differences in living arrangement between the only children and the non-only children are largely a result of differences in their choice of living arrangement. Socio-demographic characteristics explain a relatively small proportion of the differences. Disadvantageous population structure in the only-child families is the major determinant of their living arrangement.

Keywords: The Only Child; Living Arrangement; Difference Decomposition

Authors: Yuan Xin is Professor, Institute of Population and Development, Nankai University, Tianjin, China. Email: nkageing @ 126. com Mu Yingtan is PhD Candidate, Department of Sociology, Nankai University, Tianjin, China.

计划生育政策实行三十多年以来,我国基本完成了人口转变,1992年总和生育率水平降至更替水平,进入低生育率时代,目前的生育率水平为1.5~1.6。持续了将近二十年的低生育水平在影响人口结构的同时,也给社会经济的诸多方面带来深远的影响。近几年逐渐凸显出来并引起热议的就是养老问题。家庭养老一直以来被看做是中国社会最为普遍、也是最重要的养老方式,而家庭养老方式的实现往往离不开家庭结构的保障,更具体地说,与老年人及其子女之间的居住方式直接相关。养老功能的实现,包括对亲代家庭的生活照料、社会参与、情感慰藉和医疗卫生保健都与子女和老年人的居住方式密切相关。因此,子代家庭与亲代家庭在居住方面是离是合,成为影响老年人生活的关键因素。20世纪90年代以后,急剧的人口老龄化和家庭在老年人支持中的重要地位表明在家庭变迁中考虑老年人居住安排具有重要意义(曾毅、王正联,2004)。考虑到独生子女家庭的人口结构特征,对于独生子女家庭老人来说,当他们迈进老年的时候,因为子女数量的唯一性,代际支持与居住方式之间的相关性所导致的养老问题会更加凸显。据推算,2010年我国独生子女总数1.4~1.5亿之间(王广州、胡耀岭、张丽萍,2013),如此大规模的独生子女家庭必将对传统居住安排形成巨大的冲击。

1 文献回顾

关于子女数量与居住安排之间的关系,学术界基本达成共识:独生子女家庭本质上是风险家庭(穆光宗,2007)。独生子女家庭的养老风险主要包括结构风险(空巢、失独风险等)与功能风险(孩子家庭功能弱化、父母赡养问题等)。独生子女家庭养老的真正挑战在于有无子女和有子女并提供赡养两个方面,“四二一”式的家庭结构变化改变了传统家庭养老的微观人口基础。独生子女家庭中子女的唯一性,迫使独生子女要同时受到“上养老,下育小”的双重挤压(原新,2004)。Kobrin和Goldscheider(1982)认为“人口条件是否存在”是影响老年人口居住安排的重要因素,子女资源的唯一性使得居住安排具有更小的选择空间,即使形成主干家庭也相对脆弱。从家庭发展的生命周期来看,相比非独生子女家庭,独生子女父母面临更高的空巢风险,表现为更早进入空巢期,且持续时间更长(何尔佳、王瑶滢,2010)。陈肇男与史培尔(1990)对台湾老年人口户居的研究分析认为,子女数量并不是老年人与子女同住比例下降的最主要原因。

关于独生子女居住方式的经验研究表明,独生子女和非独生子女在婚后与父母的关系方面并不存在显著差异,但是与父母同住的独生子女比例达到62.5%,明显高于非独生子女的37.9%(风笑天,2000、2007)。农村已婚独生子女与父母同住的比例高达80%左右,特别是已婚独生女与父母同住比例明显高于同龄非独生子女的长女,同时,已婚子女的独生子女身份、性别、婚配对象是否独生子女等因素对父母的居住方式也有显著影响(风笑天,2009)。从家庭居住方式的现实需要出发,独生子女在居住安排上更侧重亲代需求,而已婚非独生子女更多地考虑自身需求状况(丁仁船、吴瑞君,2012)。

总体上,现有文献对于中国第一代独生子女给予了特别关注,主要以独生子女父母为主体,更多关注其养老需求和方式;而且多数被调查群体相对单一(或者仅限于独生子女群体或者单纯关注城市、农村群体等)。本文利用中国综合社会调查(CGSS2008)数据,从子女的角度出发,以第一代独生子女与其同龄人比较为基础,通过青年子女与其亲代所处生命历程阶段对双方的需求进行测量,把子代、亲代需求因素纳入定量分析框架中,探讨独生子女与其父母之间的居住关系。

2 研究设计与方法

2.1 理论框架

Kobrinand和Goldscheider认为影响老年人居住安排的因素可以归纳为以下三个方面:人口基础是否存在(demographic availability),经济状况是否可行(economic feasibility)和是否符合文化规范(normative desirability)。对于独生子女家庭而言,老年人与子女同住的微观人口基础客观上被削弱了,但是独生子女可能对老年父母负有更强烈的责任感。理性选择理论认为家庭成员根据自身的需

要和资源状况(主要是经济资源)对居住方式进行安排(Logan and Bian, 1999、2003),即依据现实需要和现有条件进行决策,通过对亲属间的组合方式进行选择以最大限度地满足家庭整体利益。理性选择理论经常与生命历程理论结合起来对老年人的居住状况进行分析,认为子代与亲代所处的生命历程阶段,会影响到双方的需求状况,进而影响到居住方式的选择。一般认为,子女的婚育期也会影响家庭经济的积累,结婚意味着个体的资源状况得到改善,经济上自立能力增强,因此结婚后与父母分开居住的意愿更强;既然第一代独生子女是否结婚会对他们父母的居住方式产生重大影响,那么反过来讲,对于第一代已婚独生子女来说,他们目前已经生育了或者尚未生育孩子、或者他们的孩子目前是否处于需要照顾的年龄段,也会对他们父母的居住方式产生影响。结婚和生育两个生命事件分别代表了子代家庭同住需求的两个方向。

从理论上讲,子女与老人居住方式的选择还受到居住地等因素的影响。现代化理论认为工业化、城市化进程会弱化传统的家庭观念(Goode, 1963),子女在工作后由于流动性、独立性、竞争性增强,越来越倾向于选择离开亲代家庭。由于城市与乡村之间在养老观念上存在差别,因此,子女的居住地是影响选择当前居住方式的重要因素,同时,居住安排不可避免地受到子女性别、年龄、教育程度等因素的影响。受传统观念的影响,子女性别也会对居住安排产生影响(Whyte M. K & Xu Q, 2003),一般来说,儿子与父母同住的比例会高于女儿;子代的教育程度越高,传统家庭观念越淡薄,独立性更强,因而也会影响到居住方式的选择。

2.2 研究方法 with 模型设定

本文主要采用 logistic 回归分析法,四个模型都把居住方式作为因变量,将交互分析中与子女居住方式相关的受访者独生子女属性、人口特征、子代和亲代需求特征以及 14 岁以前居住地等作为自变量,用 logistic 回归分析对各变量的影响作用作综合评价。其中,模型一为独生子女模型,分析独生子女属性对子女居住模式的影响;模型二为需求模型,分析子代和亲代需求特征对居住方式的影响;模型三为完全模型,分析独生子女属性和需求特征对居住方式选择的共同作用;模型四为交互模型,在 logistic 回归的基础上,通过反事实法构建独生子女与非独生子女家庭的居住模型,验证独生子女和非独生子女居住关系的差异与子女数和群体特征之间的相互作用,并把独生子女和非独生子女的居住方式差异分解为特征差异和系数差异,计算二者的贡献率。

被解释变量:居住方式,是否与父母同住,与父母至少一方共同居住为 1,否则为 0。

解释变量:

- (1) 独生子女属性:独生子女和非独生子女,独生子女为 1,非独生子女为 0;
- (2) 性别:男性为 1,女性为 0;
- (3) 年龄:为了便于计算年龄的边际效应,未采用不同年龄阶段的虚拟变量,单位为年;
- (4) 受教育程度:受教育程度分为初中及以下、高中、大学及以上三个等级,初中及以下为 1,高中为 2,大学及以上为 3;
- (5) 婚姻状况:由于离婚者、丧偶者与有配偶者相比在资源占有上处于不利地位,因此,把研究对象分为有配偶和无配偶两类,有配偶为 1,无配偶为 0;
- (6) 有无 6 周岁以下儿童:在子女年龄较小需要照顾的情况下,许多青年夫妇倾向于选择与父母同住来获取支持,有 6 岁以下儿童为 1,没有 6 岁以下儿童为 0;
- (7) 14 岁以前居住地:个体的社会化主要发生在 14 岁以前,以居住地来代表价值观念的差异,城市为 1,乡村为 0。

2.3 数据来源与样本描述

本文采用 CGSS2008 调查数据(2008 年全国综合社会调查),从中选取 1975 ~ 1989 年出生(即

18~32周岁)的受访者为研究对象,进入研究样本还需同时满足另外一个条件:受访者的父母至少有一位健在,这是与父母共同居住的前提条件。符合条件的样本共计1524个,其中男性710人,占46.59%;有配偶者906人,占59.58%;14岁以前居住地为城市和乡村的比例分别为41%和59%;与父母共同居住者占36.42%。统计结果显示(见表1),独生子女与父母共同居住的概率(56.66%)明显高于非独生子女(30.32%);相比非独生子女,独生子女主要集中在中低年龄组,受教育程度较高。但是,独生子女的居住差别并不能被特征的差别所解释,因为独生子女主要集中在未婚阶段,比例为65.44%,非独生子女中已婚且有6岁以下子女的所占比例最高(43.13%)。

表1 调查样本基本情况
Table 1 Basic Information of the Sample

项目	是否独生(%)		项目	是否独生(%)	
	否	是		否	是
年龄(岁)			子代生命历程		
18~22	24.34	44.19	未婚	32.54	65.44
23~27	32.79	43.63	已婚有6岁以下子女	24.34	17.85
28~32	42.87	12.18	已婚无6岁以下子女	43.13	16.71
性别			父亲是否60岁以上		
男			是	23.91	6.52
女	55.85	45.33	否	76.09	93.48
教育程度			父亲是否小学以下		
初中及以下	49.19	10.76	是	45.94	17.28
高中、中专、技校	26.90	25.50	否	54.06	82.72
大学及以上	23.91	63.74	是否同住		
14岁以前居住地			是	30.32	56.66
城市	30.23	78.47	否	69.68	43.34
乡村	69.77	21.53	——	——	——

3 实证分析

3.1 影响居住方式的因素分析

实证分析发现了三个非常明显的趋势:第一,独生子女与父母同住的比例高于非独生子女;第二,居住方式受到人口特征、子代与亲代需求以及独生子女属性的共同影响;第三,独生子女与非独生子女家庭在子代和亲代需求上存在明显差异。

通过列联表分析各个次样本内独生子女的影响效果,并构建logistic回归模型,控制其他相关因素来估计独生子女与需求因素之间的关系。

(1)从年龄变量分析,任何年龄段的独生子女与父母同住比例均显著高于非独生子女,而且,非独生子女与父母同住比例随年龄上升而下降,可是,低龄独生子女和大龄独生子女与父母同住比例明显高于中龄独生子女(见表2)。将受访者分为18~22岁、23~27岁和28~32岁三个年龄组,控制了性别因素后发现:18~22岁独生女与父母同住的比例最高(76.54%),其次是18~22岁独生男(69.33%),再次是18~22岁非独生男(60.98%),28~32岁非独生女与父母同住的比例最低,仅有13.03%。从低年龄组到高年龄组非独生子女选择与父母同住的比例呈降低趋势,女性从45.68%降低到13.03%,男性则从60.98%降低到30.28%,而独生子女的居住方式随着年龄呈现“V”字形,低年龄组和高年龄组与父母同住比例较高。

(2)从性别变量分析,不同性别比较,无论独生子女还是非独生子女,儿子与父母同住的比例明显高于女儿;同一性别比较,独生女和独生男与父母同住的比例均显著高于非独生女和非独生男。虽然

在任何年龄段独生子女与父母共同居住的比例普遍高于非独生子女,但是独生子女属性对女性居住方式选择的影响较大。从性别内部来看,28~32岁年龄组女性的居住方式差距最为明显,独生女与父母同住比例是非独生女的3倍以上,18~22岁年龄组独生女与非独生女共同居住的差异最小,但也在1.5倍以上。相比女性群体,独生男和非独生男与父母共同居住的比例差异较小,该差异在28~32岁年龄组内最大,仅为1.6倍左右。

男女对比分析,在独生子女内部比较,18~22岁年龄组独生女与父母同住的比例高于同年龄组独生男的比例,在23~27岁年龄组独生男与父母同住的比例远高于独生女的同住比例,在进入初婚年龄后,从夫居的婚姻模式导致独生女与父母共同居住的比例大幅下降。18~32岁年龄组的人群大多面临着抚养子女的压力,独生女的同住比例上升到42.86%,虽然这一比例略低于独生男与父母同住的比例,但是却远高于非独生女与父母共同居住的比例,独生子女属性通过影响传统照料模式影响居住方式的选择。

表2 分性别、独生子女属性和年龄的同住情况

Table 2 Living Arrangement by Gender, the Only Child Status and Age

%

年龄组(岁)	女性		男性	
	非独生女	独生女	非独生男	独生男
18~22	45.68	76.54	60.98	69.33
23~27	15.38	35.38	40.34	47.19
28~32	13.03	42.86	30.28	51.72

(3)从受教育程度变量分析,情况比较复杂(见表3),与年龄组对居住模式的影响相比,受教育程度对居住方式选择的影响呈现更为复杂的趋势:首先,在控制了性别和教育程度后,除了教育程度为初中及以下的男性群体,独生子女的同住比率普遍高于非独生子女;随着教育程度的提高,女性非独生子女与父母同住的比率逐渐上升,原因在于随着受教育程度的提高、传统观念趋于弱化和结婚年龄的推迟。相反,男性非独生子女的同住比例随着受教育程度的提高呈下降趋势,从初中及以下的50.43%下降到大学及以上的28.57%。就独生子女群体而言,教育对不同性别同住率的影响也呈现相反趋势,女性与父母的同住比例随着教育程度的提高经历了先降后增的“V”字形过程,而男性则经历了先增后降的倒“V”字形过程。

表3 分性别、独生子女属性和教育程度的同住情况

Table 3 Living Arrangement by Gender, the Only Child Status and Education

%

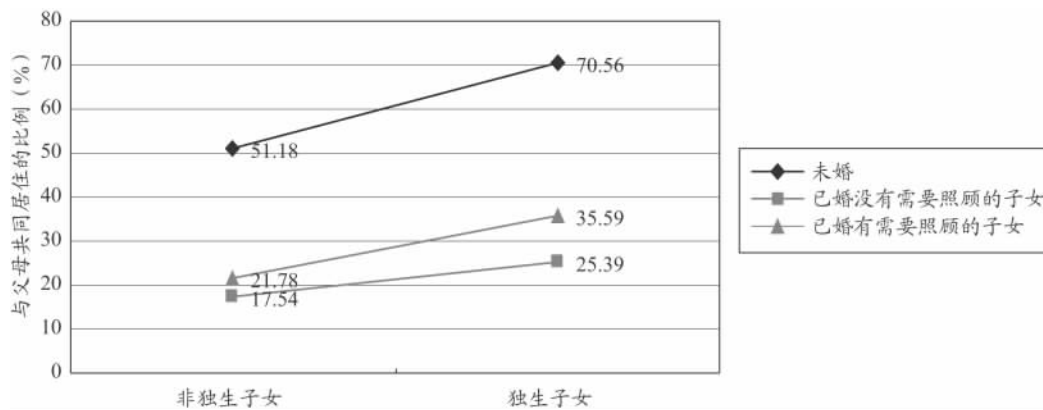
受教育程度	女性		男性	
	非独生女	独生女	非独生男	独生男
初中及以下	17.25	66.67	50.43	46.15
高中、中专	27.88	40.91	37.33	80.43
大学及以上	25.85	62.5	28.57	49.59

(4)从婚姻和抚育状况分析,婚前与父母同住和依赖父母养育小孩的特征十分显著。结婚和抚育是家庭生命历程中最重要的事件之一,因此也是考察居住方式变迁的关键节点。根据婚姻状况和抚育状况将子代家庭分为三类:未婚、已婚且无6岁以下的孩子和已婚且有6岁以下的孩子。从图1中可以发现:第一,在三种类型中,独生子女与父母共同居住的比例均高于非独生子女;第二,在独生子女和非独生子女中,未婚者与父母共同居住的比例最高,其次是已婚且有6岁以下孩子的家庭,已婚且无6岁以下孩子的家庭比例最低;第三,与非独生子女相比,独生子女在结婚前更倾向于与父母同住,比例达到70.56%,远远高于非独生子女的51.18%,结婚后二者之间的差异大幅下降,独生子女

同住比例为 17.54% 和 21.78%。非独生子女同住比例分别为 25.39% 和 35.59%。另外,独生子女在抚养子女时更倾向于选择与父母同住以获得帮助,表现为“有 6 岁以下孩子”和“没有 6 岁以下孩子”之间的差异明显高于非独生子女家庭。由此可见,在选择居住方式的过程中,独生子女家庭的“子代需求导向”更加明显。结婚前与父母同住比例较高,结婚后家庭经济状况得到改善,与父母同住的比例骤然降低,在有 6 岁以下子女需要抚养,自身需求增强的情况下,相当比例的独生子女再次选择与父母同住。

图 1 子代需求与居住安排之间的关系

Figure 1 Relationship between Offspring Demand and Living Arrangement



3.2 对居住差异的分解

模型一,通过居住方式对虚拟变量独生子女进行回归,可以确定独生子女是否是影响居住方式的重要因素。表 4 列出了该模型的回归结果,总体而言,独生子女模型在解释因变量的变化上拟合效果较好,卡方检验整体显著(伪 $R^2 = 0.1298$),所有变量影响显著。在控制了受访者的基本特征之后,独生子女属性显著提高了“与父母同住”的可能性($e^{0.714} = 2.04$)。基本特征中,男性对共同居住有明显的正向影响($e^{0.775} = 2.17$),主要原因在于无论独生子女还是非独生子女,婚后从夫居仍旧是主要的居住模式。随着受访者年龄与受教育程度的提高,他们可以获得、利用的资源不断增加且自立能力得到增强,同时,他们还承受更多的工作压力和家庭责任,因而更加倾向、也有条件选择独立居住,与父母同住的比例呈降低趋势。另外,受教育程度还与受访者的文化观念相关联,一般来说,受教育程度越高,在选择居住方式时受传统观念的束缚就越少,越倾向于独立居住。

模型二,建立了居住方式作为子代与亲代需求的函数,其中,子代和亲代需求由 4 个虚拟变量表示,回归结果见表 4 需求模型,测量子代生命历程阶段的变量非常显著,已婚且没有 6 周岁以下子女的年轻人“与父母共同居住”的风险比最低,大约相当于未婚者的 25.86%,相比而言,有 6 岁以下子女需要抚养显著提高了年轻人与父母共同居住的可能性,大约为前者的 1.26($e^{0.234} = 1.26$)倍,但是仍然远远低于未婚者与父母同住的比例。代表亲代家庭需求的变量对共同居住的比例影响为负,尽管这种影响看起来很明显,但是检验结果显示统计性并不显著。在加入了亲代与子代需求变量之后,受访者的基本特征对居住方式的影响依然显著,其中性别对选择共同居住的影响最为显著,但是作用强度下降了 16.13%;而年龄对居住方式的影响强度下降最为明显:年龄通过需求因素对居住方式发挥间接影响,与上文的描述性分析一致,低龄人员的自立能力较弱,因此与父母同住比例最高,大龄子女面临着抚养下一代和照顾父母的双重责任,通过选择与父母同住达到减小压力的目的。出乎意料的是,受教育程度对居住方式选择的负向影响作用更强:受教育程度越高可以获得的替代资源越丰富,面对需求压力更可能通过选择除与父母共同居住以外的其他居住方式。

模型三,加入了独生子女虚拟变量后,模型得到进一步改善,整体模型检验显著(伪 $R^2 = 0.1664$)。独生子女的回归系数为 0.695,说明在考虑了与需求状况和人口学特征有关的同住比例方差和独生子女在各类别中不是均匀分布的事实后,独生子女与父母共同居住的比例是非独生子女的 2.00 倍,尽管这个值比模型一中估计的要小一些,但该估计的居住差异在 0.001 显著水平下非常显著。独生子女属性对于居住方式的影响既有直接效应,也有通过需求因素的中介效应。

表 4 影响年轻人居住方式的 logistic 回归结果

Table 4 Logistic Regression of Factors Influencing Offspring's Living-arrangement

	独生子女模型	需求模型	独生—需求模型	交互模型
	Exp(B) (S. E)	Exp(B) (S. E)	Exp(B) (S. E)	Exp(B) (S. E)
独生子女 ^a	.714 *** (.154)		.695 *** (.175)	1.380 *** (.271)
14 岁前居住城市 ^b	-.562 *** (.137)	-.666 *** (.134)	-.495 *** (.142)	-.330 *** (.160)
男性 ^c	.775 *** (.118)	.650 *** (.121)	.633 *** (.122)	.845 *** (.142)
年龄 ^d				
23 ~ 27 岁	-1.269 *** (.142)	-.771 *** (.155)	-.754 *** (.157)	-.768 *** (.159)
28 ~ 32 岁	-1.539 *** (.151)	-.759 *** (.177)	-.642 *** (.180)	-.686 *** (.193)
受教育程度 ^e				
高中、中专	-.161 *** (.153)	-.320 ** (.160)	-.352 * (.160)	-.326 *** (.163)
大学及以上	-.424 ** (.160)	-.663 *** (.166)	-.819 *** (.173)	-.814 *** (.177)
子代需求 ^f				
结婚没有 6 周岁以下孩子		-1.359 *** (.187)	-1.385 *** (.188)	-1.208 *** (.218)
结婚且有 6 周岁以下孩子		-1.125 *** (.164)	-1.107 *** (.165)	-1.021 *** (.180)
亲代需求				
父亲 60 岁以上 ^g		-.174 (.482)	-.136 (.320)	-.179 (.148)
父亲教育程度为小学以下 ^g		-.349 (.302)	-.302 * (.493)	-.307 * (.189)
交互项				
独生子女* 已婚没小孩				-.548 (.394)
独生子女* 已婚有小孩				-.114 (.370)
独生子女* 父亲 60 岁以上				.078 (.523)
独生子女* 父亲小学以下				.273 * (.372)
独生子女* 14 岁前居住城市				-.744 * (.338)
独生子女* 性别				-.722 ** (.280)
常数	.342 * (.185)	1.128 (.193)	.859 *** (.202)	.604 *** (.224)
N	1524	1524	1524	1524
Pro > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.1298	0.1568	0.1664	0.1724

注:a-参照群体为非独生子女;b-参照群体为农村;c-参照群体为女性;d-参照群体为初中及以下;e-参照群体为未婚;f-参照群体为 60 岁以下;g-参照群体为小学以上。

模型四,加入了独生子女与需求变量的交互项,以估计独生子女属性在不同需求状况下差异效应,并进一步确定其显著性。由表 4 的回归结果可知,模型得到了部分改善(伪 $R^2 = 0.1724$)。独生子女虚拟变量与子代需求的乘积项系数为负,说明独生子女在三个阶段居住方式差异比非独生子女更加明显,“已婚且无 6 岁以下小孩”的独生子女效应为 -1.756,“已婚且有 6 岁以下小孩”的独生子女效应为 -1.135,不难发现,虽然照料子女需求对子代家庭居住方式具有显著的正向影响,但是,独生子女的影响强度明显大于非独生子女。另外,独生子女与父亲受教育程度交互项的系数为正值,一般而言,父亲的受教育程度与亲代家庭的经济状况相关联,因此,独生子女降低了亲代经济需求对居住

方式的影响强度。换言之,独生子女家庭面对亲代家庭的经济压力时,更倾向于采取共同居住的方式来应对。独生子女属性与基本特征的交互分析表明:独生子女属性显著提高了14岁以前居住地对居住方式的影响:相比城市独生子女家庭而言,农村独生子女及其父母的社会经济资源处于劣势,更多通过共同居住来缓解家庭与工作压力。相反,独生子女属性显著减小了性别间的居住差异:对于独生子女家庭而言,一方面子代家庭在获取亲代资源时的先天优势对独生女具有溢出效应,亲代家庭有限的经济、时间资源更多地流向独生女;另一方面,当独生女父母年老需要照料时女儿也是其唯一可以选择的重要资源,客观上冲击了传统从夫居的居住模式。

依据 logistic 回归分析,独生子女与非独生子女在做居住选择时面临不同系列的限制。这可能是因为,与非独生子女相比,处于独生子女组别中的个体在居住方式选择上处于优势地位。也可能是因为,与独生子女相比,处于非独生子女组别的个体更具有不利的个体特征。因此,居住表现的组间差异可能同时是独生子女状况与特征不利因素的结果。为了确定独生子女——非独生子女之间的居住差异(定义为在不同居住形式上独生子女与非独生子女的比例差异)在多大程度上是由特征差异造成的,在多大程度上是由系数差异造成的,通过对两个次样本的概率估计:如果独生子女与非独生子女用各自的系数估计值评估他们具有的特征,那么对他们处于不同居住形式的预测概率会产生怎样的影响;如果独生子女的特征用非独生子女的系数估计值进行评估,那么就可以得出他们处于不同居住形式的预测概率(见表5)。

表5 独生子女和非独生子女与父母共同居住的概率估计值

Table 5 Estimated Probability of Only Child and Non-only Child Co-residing with Their Parents

	同住概率		同住概率
总体			
独生子女(独生子女系数估计)	0.5666		
独生子女(非独生子女系数估计)	0.4118		
非独生子女(非独生子女系数估计)	0.3032		
14岁以前居住地为城市		14岁以前居住地为农村	
独生子女(独生子女系数估计)	0.6101	独生子女(独生子女系数估计)	0.4078
独生子女(非独生子女系数估计)	0.4235	独生子女(非独生子女系数估计)	0.3696
非独生子女(非独生子女系数估计)	0.3446	非独生子女(非独生子女系数估计)	0.2852
已婚无6岁以下子女		已婚有6岁以下子女	
独生子女(独生子女系数估计)	0.2540	独生子女(独生子女系数估计)	0.3559
独生子女(非独生子女系数估计)	0.206	独生子女(非独生子女系数估计)	0.2396
非独生子女(非独生子女系数估计)	0.1754	非独生子女(非独生子女系数估计)	0.2178
父亲60岁以上		父亲教育程度为小学以下	
独生子女(独生子女系数估计)	0.3913	独生子女(独生子女系数估计)	0.4754
独生子女(非独生子女系数估计)	0.2614	独生子女(非独生子女系数估计)	0.3348
非独生子女(非独生子女系数估计)	0.2000	非独生子女(非独生子女系数估计)	0.2677

次样本估计结果如表5所示,作为一个整体以及在各自的次样本中,独生子女和非独生子女两类人群与父母共同居住的概率估计值。对样本中所有成员进行计算,独生子女处于与父母同住的概率为56.66%。当独生子女的特征用非独生子女的系数进行评估时,与父母同住的比例下降到41.18%。在其他被分析的次样本中效果类似:14岁以前居住地为村镇、有配偶者和有6周岁以下子女者,也即当独生子女用非独生子女的系数进行评估时,与父母共同居住的概率总是下降的,没有与父母共同居住的概率普遍上升,只是变化的程度随着次样本的不同而存在差别。

表6的分解结果显示,对样本中所有个人进行计算,在共同居住的独生子女和非独生子女之间,

41.23% 的居住差异是由于独生子女次样本和非独生子女次样本中成员的特征差异引起的,58.77% 是由于非独生子女的选择方式不同于独生子女的选择方式。在具体分组方面,对于子代与亲代需求较强(已婚有 6 岁以下子女、父亲年龄在 60 岁以上和父亲教育程度为小学以下)者来说,在与父母共同居住的比例上,相对来说较大比例的独生子女—非独生子女差异来自于两组人之间的居住选择方式上的差别,也即较大比例的差异是因为某些特征应用到非独生子女身上比应用到独生子女身上时会导致更低共同居住水平,尤其是子代需求较高者的系数贡献百分比最高,达到 84.21%。但是,对于 14 岁以前居住地为农村者来说,系数的差别解释了仅仅 31.16% 的差异,超过 2/3 的居住差异是由于二者的特征所导致的。

表 6 对独生子女与非独生子女共同居住差异的贡献率

Table 6 Decomposition of Living Arrangement Differences between Only Children and Non-only Children

同住概率	特征差异(%)	系数差异(%)	总差异(%)
总体	41.23	58.77	26.34
14 岁以前居住地为农村	68.84	31.16	—
已婚无 6 岁以下子女	38.93	61.07	—
已婚有 6 岁以下子女	15.79	84.21	—
父亲 60 岁以上	32.10	67.90	—
父亲教育程度为小学以下	32.31	67.69	—

4 结论

第一,独生子女与父母同住的比例高于非独生子女,尤其是处于未婚阶段的人,独生子女保持了较高的与父母同住的比例,这使得我们对独生子女家庭更早形成空巢家庭的传统观念进行反思,尤其是这种差别的绝大部分来源于二者在居住方式选择上的差异,而非特征差异的时候。独生子女在客观上弱化了家庭养老的结构基础,但是主观上选择与父母共同居住对“家庭主义”起到强化的作用。

第二,与非独生子女相比,独生子女结婚前后居住方式的差异更大,结婚后,子代家庭的经济状况得到改善,需求降低,同时与父母共同居住的比例也大大降低了。由此可见,独生子女独立性强的特点在婚后更加明显。另一方面,当以是否有 6 岁以下子女为标准对子代生命历程进行阶段划分时,独生子女群体前后两个阶段的差异远远高于非独生子女,子代需求因素对于独生子女的影响要高于非独生子女。从亲代需求来看,随着亲代经济状况和身体健康状况下降,同住比例呈现下降趋势,但是独生子女属性缩小了前后差异。因此,独生子女群体在与父母共同居住的选择上并没有以自我为中心,而是形成一种“需求导向”的居住模式:表现为在居住方式的选择上对于需求的变化更加敏感。原因在于,与非独生子女家庭相比,独生子女家庭意味着家庭结构简化,家庭人力资源短缺,可获取的亲属资源相对匮乏,所以在面临需求增强的状况时自然而然的选择互相支持。问题在于,独生子女的家庭代际支持中存在不可避免的结构性矛盾——资源分配不对等,子女减少意味着亲代可以集中资源为子女提供更有力的支持,反过来,当父母的需求增强时,独生子女往往面临着独木难支的尴尬境地。

第三,在子女性别与父母同住的关系上,无论独生子女还是非独生子女,儿子与父母同住的比例明显高于女儿,虽然伴随家庭小型化,子女独立居住的比例在不断升高,家庭养老的传统模式受到挑战,但也在从一定程度上反映出了父母倾向于与儿子同住,“娶媳妇”从夫居的新婚居住方式以及男孩偏好的传统文化在现在的独生子女一代中还有显著的体现。

参考文献/References:

- 1 曾毅,王正联. 中国家庭与老年人居住安排的变化. 中国人口科学 2004;5:2
Zeng Yi and Wang Zhenglian. 2004. Family and Changes of Living Arrangement of the Elderly in China. Chinese Journal of Population Science 5:2.
- 2 王广州,胡耀岭,张丽萍. 中国生育政策调整. 北京:中国社会科学文献出版社 2013:48、125
Wang Guangzhou, Hu Yaoling and Zhang Liping. 2013. Adjustment of Family Planning Policy in China. Beijing: Social Sciences Academic Press 48, 125.
- 3 穆光宗. 独生子女家庭非经济养老风险及其保障. 浙江学刊 2007;3:12
Mu Guangzong. 2007. Non-economic Risk for Old-age Support and Social Security of Only-child Families. Zhejiang Academic Journal 3:12.
- 4 原新. 独生子女家庭的养老支持—从人口学视角的分析. 人口研究 2004;5:49-50
Yuan Xin. 2004. Support for the Elderly of Only Child Families: A Demographic Perspective. Population Research 5:50.
- 5 Kobrin F. E. and C. Goldscheider. 1982. Family Extension or Nonfamily Living: Life Cycle, Economic and Ethnic Factors. Western Sociological Review 1:103-118.
- 6 何尔佳,王瑶涤. 独生子女家庭的风险问题研究. 人口与经济 2010;4:84
He Erjia and Wang Yaodi. 2010. Research on the Risk of the Single-child Families. Population & Economics 4: 84.
- 7 陈肇男. 台湾地区现代化过程对老人居住安排之影响. 转引自 郭志刚. 中国高龄老人的居住方式及其影响因素. 人口研究 2002;1:37-42
Chen Zhaonan. 2002. The Effect of Modernization Process on the Elderly Living Arrangements in Taiwan. Quoted from Guo Zhigang. Living Arrangements of the Elderly and Its Influencing Factors in China. Population Research 1:37-42.
- 8 乐章,陈璇,风笑天. 城市独生子女家庭养老问题. 青年研究 2000;3:16-18
Yue Zhang, Chen Xuan and Feng Xiaotian. 2000. The Pension Issues of One Child Families in Cities. Research of Youth 3: 16-18.
- 9 风笑天. 在职青年与父母的关系:独生与非独生子女的比较及相关因素分析. 江苏社会科学 2007;5:90-93
Feng Xiaotian. 2007. Relation between Working Youths and Their Parents: Analysis and Comparison between Only Children and Non-only Children. Jiangsu Social Sciences 5: 90-93.
- 10 风笑天. 城市独生子女与父母的居住关系. 学海 2009;5:24
Feng Xiaotian 2009. Living Arrangement of Only Child Families in Cities. Academia Bimestris 5: 24.
- 11 丁仁船,吴瑞君. 已婚独生子女家庭人口与居住安排关系研究. 人口与发展 2012;5:52
Ding Renchuan and Wu Ruijun. 2012. Living Arrangements of Married Only Children. Population & Development 5:52.
- 12 Kobrin F. E and C. Goldscheider. 1982. Family Extension or Nonfamily Living: Life Cycle Economic and Ethnic Factors. Western Sociological Review 1:103-118.
- 13 Bian Fuqin Logan J. R. & Bian Yanjie. 1998. Intergenerational Relations in Urban China: Proximity, Contact and Help to Parents. Demography 35:115-124.
- 14 John R. Logan and Bian Fuqin. 2003. Parents' Needs, Family Structure and Regular: Intergenerational Financial Exchange in Chinese Cities. Sociological Forum 1: 85-101.
- 15 Goode W. 1963. World Revolution and Family Patterns. New York: Free Press.
- 16 Whyte M. K&Xu Q. 2003. Support for Aging Parents from Daughters Versus Sons. In M. Whyte (ed.) China's Revolutions and Intergenerational Relations. Ann Arbor: Center for Chinese Studies, University of Michigan:167-196.

(责任编辑:宋 严 收稿时间:2014-01)