

老人的居住模式与子女的赡养行为

社会
2009·5
Society
第29卷

谢桂华

摘要:本文使用 2006 年全国社会综合调查的抽样数据,分析了老年人的居住模式、与子女的居住距离和儿女数量对子女赡养行为的影响。研究发现,老人的居住模式和居住距离并不明显影响子女给予的经济支持,但会影响子女在日常照料和情感慰藉方面给予的支持。有同住子女的父母可以得到子女更频繁的关心和照顾,而空巢家庭的父母从子女处获得的日常照料和经济支持则较少;子女居住得离父母越近,则越经常给予父母日常照料和情感慰藉。研究也发现,子女给予父母各方面照料的频繁程度不受兄弟姐妹数量的影响,独生子女并不比非独生子女更频繁地照顾父母。

关键词:居住模式 居住距离 赡养行为 子女数量

父母年老之后与至少一个已婚儿子同住并接受儿孙的赡养,这样的家庭被看作是中国传统的家庭模式(Logan, Bian & Bian, 1998)。社会变迁在多大程度上影响到传统的家庭结构模式,以及家庭结构的改变又将如何影响到老人的福祉,是一个长期以来广为关注的问题(费孝通,1983)。

统计数据表明,老人传统居住模式正在经历着变迁。虽然绝大多数老人依然与子女同住,但空巢家庭(包括单身户和夫妻二人户)的比例正在快速增长。2000 年全国人口普查的相关数据显示,在 60 岁以上的老人中,8.7% 是单身户,25.0% 是夫妻二人户,处于空巢家庭的比例为 33.8%;¹而 2006 年的一项全国抽样调查发现,上述三项指标分别为

谢桂华 中国人民大学社会学系 讲师

本论文使用数据全部来自于由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部合作执行的中国综合社会调查项目(CGSS),项目主持人为李路路教授和边燕杰教授。作者感谢上述机构及其有关人员提供数据协助。文责自负。

1 根据 2000 年第五次全国人口普查抽样数据计算。

9.0%、32.2% 和 41.3%。¹那么,居住模式的改变是否会影响子女对父母的赡养行为呢?

其次,伴随着空巢家庭比例上升,老年人的居住意愿也发生了改变。调查显示,25.8%的老人不愿意与子女同住,其中城市老人不愿意同住的比例达 40.8%,超过了愿意同住的比例 37.2%(全国老龄工作委员会,2007),而城市住房条件的改善也使儿女与父母分居成为可能。相反,农村众多青壮年外出打工的现状导致很多老人即使不愿意,也不得不生活在空巢家庭里。

老人居住意愿中与儿女的分居是有条件的,很多父母的理想居住状态可以称为网络家庭(networked family),即儿女住在附近,彼此之间保持密切的联系(Unger, 1993)。2005 年的一项调查发现,北京、天津、上海和重庆 65 岁以上的老人中,41.5%的老人不愿意与子女同住,但其中 73.2%的老人希望子女最好住在附近(陆杰华等,2008),以便在需要时得到子女的照顾。那么,父母子女之间的居住距离是否会影响到子女对父母的赡养行为呢?

利用 2006 年中国综合社会调查的数据,本文探讨了老人家庭居住模式的变化和与儿女的居住距离对儿女赡养老人的行为的影响。我们试图回答三个问题,第一,与那些有子女同住的老人相比,非同住儿女对空巢家庭的老人是否会给予更多的(或者至少同样的)照顾?第二,是否如许多父母所期望的,居住在父母附近的子女给予老人的照顾与同住子女对老人的照顾相差无几?第三,是否如通常所预期,在照料父母方面,兄弟姐妹数量越少,则子女承担的职责越多?

一、居住模式与传统价值观

学者对中国老人居住模式和子女赡养模式的研究,通常在传统价值观延续和家庭现代化变迁的理论层次上进行讨论(参见 Logan, Bian & Bian, 1998; Logan & Bian, 1999、2003;夏传玲,2007)。

对上个世纪 80 年代和 90 年代初部分城市家庭的研究发现,传统的以父系为主、以父母为中心的居住模式仍占主流,城市中绝大多数老人与成年子女同住,特别是与已婚儿子同住;有儿子的父母与儿子同住

¹ 根据 2007 年全国老龄工作委员会报告中的数字计算。

的概率更高。研究发现,是否与儿女同住并不取决于子女的需求,更多的是以父母的需求为主。比如,子女更可能与年老或体弱丧偶的父母同住,健康状况较差或是有幼儿需要照顾的儿女,与父母同住的概率并不比其他子女高(Unger, 1993; Logan, Bian & Bian, 1998)。台湾 80 年代末的家庭研究也证实,与成年儿子同住依然是老人主要的居住模式(Lee, Parish & Wills, 1994)。

对父母与子女之间经济往来的研究也发现,父母与子女之间的经济往来和日常照顾大多是从子女向父母的流动:子女给予父母的经济资助和日常照料的频率和数量,远高于父母对子女的帮助;其中,儿子给予父母的经济支持及其与父母的联系又多于女儿。另外,子女给予的经济资助在一定程度上取决于父母的需求而非父母的社会经济地位,需求程度比较高的父母,如年龄较大或社会经济地位较低的父母,获得的经济资助较多(Logan & Bian, 2003; Lee, Parish & Wills, 1994; Bian, Logan & Bian, 1998)。但在日常照料方面,父母所获取的帮助与父母的需求无关,即儿女并不会忽视对年纪较轻、身体健康父母的照料¹(Bian, Logan & Bian, 1998)。

因此,无论是居住模式还是子女对父母的支持模式,在某种程度上都反映出传统家庭结构与关系的延续和传统的孝顺父母的价值观在现代社会的不断再生(Lee, Parish & Wills, 1994; Logan, Bian & Bian, 1998; 刘爱玉、杨善华, 2000)。但也有学者对这种结论提出了质疑。罗根和边馥琴(Logan & Bian, 1999)在分析了 1987 年调查的 9 城市父母居住意愿和实际居住模式后指出,父母与子女的高同住率并不能完全归结为文化的作用,而是文化和现实环境(比如住房条件)共同作用的结果。

子女的数量及其对父母的照料之间的关系或许也体现了文化价值观与现实的平衡。罗根和边馥琴(同上, 2003)提出,子女对父母的照料首先体现了他们对赡养父母的义务的认可(ceremonial giving),每个子女都有义务照料父母,因此,子女数量与父母获得经济支持的概率呈现

1 这个结论也可能和测量方法有关。这里“日常照料”量化为儿女提供的帮助的类型。所以这里可能应该是年龄大身体差的父母获得的帮助的种类(比如洗衣、做饭、购物等)并不比其他的父母多,但在具体的帮助量方面(比如子女做这些事情的次数或者时间长度)并不清楚。

正相关的关系,即子女越多,父母获得经济支持的概率越高;其次,子女对父母的照料又是子女间责任的分享与分配(distributive giving),受到家庭结构的影响,即虽然子女越多,父母所获得的经济资助的数额越大,但每个子女的平均支付额却减少了(Zimmer & Kwong, 2003; 郭志刚、张恺悌, 1996; Bian, Logan & Bian, 2003)。但是,父母所获得的日常照料与子女的数量呈现一种非线性的关系,即当子女达到一定数目之后,子女的数量与获得日常照料的概率呈现静止的关系(不再递增)(Zimmer & Kwong, 2003)。

也有学者主张,父母子女的代际关系中也存在着互惠互助理性交换的原则,比如中国传统的“养儿防老”的观念就体现了父母期待子女以赡养父母作为回报。研究发现,较富裕儿子给予父母的经济资助相对较多,但他们与父母同住的概率比较低,其父母更有可能是独住或与其他较不富裕的子女同住。如果将父母对子女的教育视为一种投资的话,教育程度高的子女给予父母的经济资助也越多(Lee, Parish & Wills, 1994)。

在居住模式和子女的赡养行为之间的关系,以及这些关系是如何体现着传统价值观的延续或者变异方面,相关研究发现,孝顺的观念并不会因为与父母的分居而消失。虽然与儿女同住的父母获得日常照料的概率更高,但其他子女也经常对父母提供帮助,并不受父母是否与其他子女共住因素的影响;从子女的角度来看,不和父母同住的儿子给予父母的经济资助比同住的儿子多;在农村中,与子女同住的父母获得经济帮助的概率低(Lee, Parish & Wills, 1994; Zimmer & Kwong, 2003; Bian, Logan & Bian, 1998)。但由于很多相关研究的重点不在于探讨老人家庭结构与子女赡养之间的关系,因此,在二者的关系上还有很多方面值得探讨,如子女对空巢家庭老人的照料与非空巢家庭老人的照料是否不同?

在现有的资料中,很多有关子女赡养方面的研究是从老人的角度出发,将儿女视为一个整体,研究老人从所有子女那里获得的帮助(参见 Zimmer & Kwong, 2003; Bian, Logan & Bian, 1998; Logan & Bian, 2003)。子女作为主体,他们对父母所提供的照料是如何受到各种主客观因素的影响的,除了李妍珠等对台湾家庭所作的分析之外(Lee, Parish & Wills, 1994),相关的研究成果并不多见。

另外,在控制了老人居住模式的变量之后,子女对父母的照料是否受到他们与父母之间居住距离的影响呢?虽然有研究表明,子女与父母之间的联系受到他们与父母居住距离的影响,即与子女住的越近的父母,与子女的联系越频繁,也越可能获得子女的帮助(Bian、Logan & Bian, 1998; 鄢盛明等, 2001)。但由于数据收集方面的限制,这些研究中的居住距离大多使用非直接测量方法(用关联度高的变量作为代理变量,比如用“是否居住于同一行政区域”,或者用“父母子女间联系的频度”来测量父母与子女居住距离)进行研究。

二、研究设计

本研究中,我们将特别关注子女对老人的赡养行为是否受到老人的居住模式和居住距离的影响。首先,某个子女对父母的照料是否在某种程度上取决于父母的居住模式?与父母同住的子女和不同住但其父母与其他兄弟姐妹同住的子女相比,或与父母生活在空巢家庭的子女相比,在对父母提供的赡养行为上是否有显著差异?其次,与父母居住距离较近的子女是否会对父母提供更多的支持?子女给予父母的赡养在多大程度上取决于父母的社会经济地位以及子女自身特征和婚姻家庭状况?再者,在对父母的照料方面,除了以往研究所关注的对父母的经济支持和日常照料,本文也加入了子女对父母的情感慰藉这一项,从而探讨各因素在这三个方面如何影响子女对父母的照料。

(一)研究假设

本研究从子女的角度出发,旨在研究父母的居住模式、与子女的居住距离,以及父母子女的个人特征与经济状况是如何影响子女对父母的赡养行为的。子女对父母的赡养行为大致可分为三个方面,即经济支持、日常照料和情感支持。根据传统家庭结构的特征和以往研究者的相关研究结果,本文提出如下 5 个假设。

假设 1 子女对父母的经济支持在一定程度上受到父母居住方式和居住距离的影响,即对于不与父母同住的子女来说,无论父母是何种居住方式,他们对父母的经济支持高于与父母同住的子女;居住得离父母越远的子女,对父母的经济支持度越高。

以往的研究发现,不与父母同住的子女对父母的经济支持高于与

父母同住的子女(Lee, Parish & Wills, 1994)。或许这是出于一种补偿心理,以弥补自己没能在父母身边照料的不足,也可能是子女之间责任分享的模式。同理,由于距离父母较远的子女在日常照料父母方面有着地理距离的制约,因此他们会从经济上给予弥补。

假设 2 在控制了其他变量之后,子女对父母的日常照料,在某种程度上会受到居住方式和居住距离的影响,即子女对同住父母的日常照料可能多于空巢家庭的父母,而对与其他子女同住父母的日常照料可能最少。

父母是否与子女同住以及子女对父母的社会支持,既受文化的影响,又受环境的制约(Logan & Bian, 1999; 2003)。有研究表明,与子女同住的父母获得事务性帮助的概率更多,虽然不能确认这种帮助完全是来自于同住子女(Zimmer & Kwong, 2003),但不可否认,同住的便利使得同住子女更多地担负起日常照料父母的义务;对于与其他子女同住的父母来说,非同住子女可能由于不方便或者不必要,因而不会给予父母与同住子女同等程度的照料。

居住距离可能在客观上制约了父母与子女间面对面的互动,因此居住地较远的子女给予父母的日常照料可能也较少。此外,由于子女对父母的情感支持与交流也可以通过电话等方式来表达,因此我们提出另 3 个假设。

假设 3 子女对父母的情感慰藉不受居住方式和居住距离的影响。

假设 4 儿子给予父母的各种社会支持高于女儿。

假设 5 子女给予父母的各种支持不受兄弟姐妹数量的影响。

现有研究确认了老人赡养对儿子依赖,即无论是在与子女同住还是子女赡养方面,儿子依然扮演着比女儿更重要的角色,只有在父母没有儿子的情况下,女儿才会更多地担负赡养父母的责任(Bian, Logan & Bian, 1998; Lee, , Parish & Wills, 1994)。

(二)变量和模型

本文使用中国人民大学社会学系主持的“2006 年中国综合社会调查项目”中的家庭调查子项目的数据。通过不等概率分层抽样的方法,此项目在全国 30 个省、市、自治区进行,共抽取了 3 208 个城乡样本,进行面对面的问卷访谈,询问了有关被访者个人和家庭的各种相关信息,

最终获得有效问卷 3 207 份¹。由于本文探讨的是老年父母的赡养问题,因此将样本界定为双亲中至少有一位健在且年满 60 周岁的被访者,共获得 1 432 个样本,其中 626 名被访者的双亲中有一位健在。

1. 因变量

我们将子女给予父母的 3 种支持,即经济支持(给予父母金钱)、日常照料(帮助父母做家务,比如打扫卫生、做饭等)和情感支持(与父母谈心等)作为因变量。问卷调查了被访者在过去一年中给予父母的 3 种支持的频繁程度,经过综合之后形成 3 个四维定序变量,即经常、有时、很少和从不。需要说明的是,此处的维度是由子女自己主观认定的。

2. 自变量

自变量中,主要涉及父母的居住模式和子女与父母的居住距离。父母的居住模式为定类变量,分为 4 种,即与被访者同住、与其他子女同住、父母二人独住和一人独住。由于处于其他居住模式(比如养老院)父母的比例非常低,在分析中忽略不计。与父母的居住距离分为 5 种,即与父母同住、步行 15 分钟之内、车程 1 小时以内、车程 3 小时之内和车程 3 小时以上。

其他自变量还包括:子女的性别(为定类变量,以“女性”为参照群体)和兄弟姐妹的数量(连续变量)。另外,我们也将被访者子女的性别、是否有兄弟,合并为一个三分变量,即男性、女性有兄弟和女性无兄弟,以深入探讨赡养父母中的性别角色差异。

3. 控制变量

控制变量主要来自于被访子女信息和父母信息两大类。

在被访子女的信息中,我们将年龄、教育程度²和 2005 年户内人均收入作为控制变量,其中,后 2 个变量可以用来测量子女的客观的社会经济地位。同时,我们也将子女主观经济地位作为一个控制变量,由被访子女对自己的社会经济地位进行主观认定。但由于仅有 38 人认为

1 抽样过程分为四层:区县、街道/镇、居委会/村委会和居民户(个人)。详细抽样方案参见《中国综合社会调查 2003 年抽样框和样本抽取过程说明》(<http://www.cssod.org>)。2006 年的综合社会调查延用了 2003 年的抽样方案,家庭调查是在总调查选取的居委会/村委会之中抽取一半进行调查。

2 教育程度中的高中,包括普通高中、职业高中以及中专技校等相当于高中水平的教育。

自己属于“上层”或者“中上层”，因此，通过合并，我们将被访子女的主观社会经济地位分为3类，即中层、中下层和下层。其次，被访子女的婚姻状况和城乡居住状况也被作为控制变量。由于我们访问的是那些父母年满60岁且健在的子女，大多数人处于中年已婚状态（平均年龄为42岁），只有少数人未婚，因此，我们将婚姻变量中的“在婚”归为“是”，将离婚和丧偶归为“否”；将城乡居住状况分为“城镇”和“农村”（以“农村”为参照群体）。

在父母的信息中，我们将父母教育程度和健康状况作为控制变量。父母教育程度可以用来间接估计父母的社会经济地位，以父母中健在的、教育程度较高的那位为代表。父母的健康状况反映的是子女对父母健康状况的评估，以健在的、健康状况较差的那位为代表。由于父母的年龄与子女的年龄有较高的相关性，我们在此忽略父母的年龄。

由于本研究设计的因变量为定序变量，因此，我们采用定序的logistic回归模型(ordered logistic model)来分析各个自变量和控制变量的影响。设定因变量 Y_k 代表子女给予父母的支持， $k=1, 2, 3$ ，分别代表子女支持的3种类型（“1”表示“经济支持”，“2”表示“日常照料”，“3”表示“情感支持”）； P_LA 代表父母居住模式变量， DT 变量代表被访者（子女）与其父母之间的居住距离变量， $SIBS$ 代表兄弟姐妹变量（数量、女性是否有兄弟）， P_VAR 代表父母的特征变量（包括教育、健康状况）； R_VAR 代表被访子女的特征（包括性别、年龄、教育程度、收入和对个人社会经济地位的认知）。

我们使用以下公式作为分析模型：

$$\ln \frac{P(Y_k \leq m)}{P(Y_k > m)} = \tau_m - (\beta_1 * P_LA + \beta_2 * DT + \beta_3 * SIBS + \beta_4 * P_VAR + \beta_5 * R_VAR)$$

此公式用于预测父母居住模式、居住距离和子女数量对于被访者给与的各种社会支持的影响，“m”代表因变量的赋值（1—4分别代表“经常”、“有时”、“很少”和“从不”）， τ_m 为截点(cut-points)。¹模型中的 β 为回归系数向量，代表众多自变量和控制变量的回归系数，其中 β_1 为父母居住模式的回归系数向量， β_2 为居住距离的回归系数向量， β_3 为

1 $\Pr(Y_k = i) = \Pr(\tau_{i-1} < \sum \beta X + \epsilon_i \leq \tau_i)$

为子女数量(兄弟姐妹变量)的回归系数。

上述模型的左边表明的是因变量的频繁程度之间的几率的自然对数,比如,假如因变量为经济支持($k=1$), $m=2$ 代表“有时”给予父母经济支持,则模型左边表明被访者“经常”和“有时”给予父母经济支持相对于“很少”和“从不”给予父母经济支持的几率的自然对数,¹ β 代表当自变量增加一个单位时,这个几率比的变化($\exp(-\beta)$)。由于 β 前面有负号,因此 β 越大,几率比的变化幅度越小。因为公式右边 β 系数不随 m 取值的变化而变化(随 m 变化的是截点)。所以,在控制了其他变量之后,某个自变量变化一个单位所带来的几率比的变化(对于 m 的任一取值, $1 \leq m < 4$)是等值的。 β 所反映的是一个趋势:当 $\beta > 0$ 时, $\exp(-\beta) < 1$, $Y_k > m$ 发生的可能性更高;当 $\beta < 0$ 时, $Y_k \leq m$ 发生的可能性更高。

三、子女支持和老人的居住模式

(一)子女给予老人支持的描述分析

表 1 给出了测量支持的三个变量的统计分布。需要注意的是,这里报告的不是具体的数量(比如金钱的数量、帮助的次数,或是所花费的时间),而是由子女自己估计的频繁程度。因而,首先它不反映数量的多少(比如就经济支持而言,在数额上,“经常”并不一定比“很少”更大);其次,因为每个人衡量的标准不一,所以有较强的主观性。与其他

表 1:被访者对父母赡养行为的分布情况

变量	经济支持	日常照料	情感慰藉
经常	23.16	24.28	23.25
有时	38.42	34.20	42.16
很少	24.42	26.67	27.10
从不	14.00	14.85	7.49
总计	100.00	100.00	100.00
样本量	1 429	1 421	1 428

1 分子中的 $Y_k \leq m$ 表明因变量 Y 可以等于 1(“经常”)或者 2(“有时”),分母中的 $Y > m$ 则表明 Y 可以等于 3(“很少”)或者 4(“从不”)。

研究相比,本研究所提供的信息,虽然比“有”和“无”这样的二元变量更为详细,但与那些涉及相关方面具体数据进行分析的研究相比,研究结果可能会有不一致的地方。

从表 1 可以看出,绝大多数的子女都给予父母一定的支持,对父母在经济、日常照料和情感三个方面给予的“经常”或者“有时”的支持比例较高,均在 60% 上下。不过“从不”帮助父母的人所占的比例也不低,有 14% 的人报告说过去一年从未给予父母“经济支持”或“日常照料”。

(二)居住模式和居住距离的描述分析

表 2 给出了两个自变量的分布状况。就老年父母的居住模式来看,虽然超过一半的被访者的父母目前与子女同住,但父母居于空巢家庭的也不少。其中,31% 的父母是夫妻二人户,还有约 13% 的父/母一人居住。分类中的“其他”选项指父母居住于养老机构,或者父母居住状况缺失等情况。由于样本很小,我们在统计分析中忽略了这部分样本。居住距离方面,绝大多数的父母与被访子女相距不算太远,其中 44.16% 的父母与子女住在一起或在步行 15 分钟范围内。

表 2:被访者父母的居住模式、与子女的居住距离

居住模式	百分比	居住距离	百分比
住在一起	15.36	住在一起	15.67
与其他儿女同住	38.83	步行 15 分钟之内	28.49
与配偶同住	30.94	车程 1 小时以内	33.55
自己一个人住	12.64	1-3 小时车程	9.90
其他	2.23	车程 3 小时以上	12.39
总计(样本量)	100.00 (1 432)	总计(样本量)	100.00 (1 404)

(三)子女支持和父母居住模式、居住距离的 logistic 回归分析

表 3 的第 2 列的“描述统计”给出了其他自变量和控制变量的统计分布。就本文中的另一个自变量——兄弟姐妹的情况而言,被访者平均有 3 个兄弟姐妹(不包括被访者自己),由于被访者大多出生于实行计划生育政策之前,他们中的独生子女很少,只占 5%。如果将被访者的性别和兄弟姐妹情况作一个交叉分析后发现,被访者父母家中的“纯女户”很少:47% 的被访者为女性且有兄弟,只有 8% 的被访者为女性且没有兄弟。

被访者的社会经济地位从主观和客观两个方面测量,教育和收入属于客观指标,约 28% 的被访者接受过高中或者同等水平的教育,10% 的被访者接受过大专及以上的教育,远远超过全国平均水平。¹其次,被访者 2005 年的户内人均收入超过 9 000 元,也超过同时期的全国平均水平。根据相关信息的显示,2005 年城镇人口的可支配收入为 10 493 元,农村人均纯收入为 3 255 元(国家统计局,2006)。²但有意思的是,被访者对自身社会经济地位的评价却普遍较低,32% 的人认为自己属于社会中下层,更有高达 40% 的人认为自己属于社会“底层”。

就父母的情况看来,父母的教育水平远远低于子女的教育水平,仅 15% 的父母接受了初中水平的教育,9% 的父母接受过高中及以上水平的教育。不过被访子女对父母的健康评估比较乐观,53% 的被访者认为他们年老的父亲或者母亲身体“很健康”,认为“一般”的占 16%,约 30% 的被访子女认为自己父/母的身体不太健康。

表 3 的 3-15 列给出了子女支持各因变量的回归估计。模型 1-4、5-8 和 9-12 分别就经济支持、日常照料和情感慰藉作了回归分析。由于各因变量的缺失数量不同,关键自变量(父母的居住模式和居住距离)也存在一定的缺失,因此各个回归模型间的样本量并不一致。就各个因变量来说,第一个模型估计了父母居住模式和居住距离对社会支持变量的影响;第二个模型是第一个模型的简化形式,通过删除一些没有显著影响的控制变量以提高模型的预测力;第三、四个模型则分别检验了女被访者是否有兄弟和被访者是否独生子女对赡养父母行为的影响。

由于预测模型中因变量的排序从小到大(1 至 4)表明对父母获得子女支持的频率从“经常”到“从不”的降序变化,因此回归系数越大,则表明被访者越可能不经常给予父母相应的支持;回归系数越小,则表明被访者越可能经常给予父母各种相应的支持。

比较每个因变量内部的各种模型(模型 1-4、5-8 和 9-12),我们看到各自变量和控制变量对因变量的统计估计基本是稳定的,因此我

1 根据《中国劳动统计年鉴》(国家统计局、劳动和社会保障部,2006)中的信息,2005 年的全国就业人员中,12% 接受过高中教育,7% 接受过大专及以上的教育。

2 用统计年鉴中的城乡人口数据加权后,全国人均收入为 6 367 元。

表 3:子女对父母的赡养行为与父母居住模式和居住距离的定序 logistic 回归

描述	经济支持			日常照料				情感慰藉				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
年龄	41.71 (8.60)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)
男性	0.45 (0.50)	-0.51*** (0.11)	-0.52*** (0.11)	-0.51*** (0.11)	0.33*** (0.11)	0.33*** (0.11)	0.32*** (0.11)	0.27** (0.11)	0.27** (0.11)	0.27** (0.11)	0.27** (0.11)	0.27** (0.11)
兄弟姐妹数量	3.16 (1.73)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.14 (0.24)	0.14 (0.24)
独生子女	0.05 (0.22)	-0.37 (0.23)	-0.37 (0.23)	0.54*** (0.12)	-0.29** (0.12)	-0.29** (0.12)	-0.29** (0.12)	-0.29** (0.12)	-0.29** (0.12)	-0.29** (0.12)	-0.24** (0.12)	-0.24** (0.12)
女性(有兄弟)	0.47 (0.50)	0.35** (0.20)	0.35** (0.20)	0.35** (0.20)	0.50** (0.20)	0.50** (0.20)	0.50** (0.20)	0.50** (0.20)	0.50** (0.20)	0.50** (0.20)	0.43** (0.婚0)	0.43** (0.婚0)
女性(无兄弟)	0.08 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)	0.20 (0.27)
在婚	0.91 (0.29)	-0.27 (0.18)	-0.27 (0.18)	-0.27 (0.18)	0.07 (0.19)	0.07 (0.19)	0.07 (0.19)	0.07 (0.19)	0.07 (0.19)	0.07 (0.19)	0.11 (0.18)	0.11 (0.18)
居住城市	0.68 (0.47)	0.08 (0.13)	0.08 (0.13)	0.08 (0.13)	0.19 (0.13)	0.19 (0.13)	0.19 (0.13)	0.19 (0.13)	0.19 (0.13)	0.19 (0.13)	0.14 (0.13)	0.14 (0.13)
初中	0.38 (0.49)	-0.13 (0.14)	-0.13 (0.14)	-0.13 (0.14)	-0.12 (0.13)	-0.12 (0.13)	-0.12 (0.13)	-0.12 (0.13)	-0.12 (0.13)	-0.12 (0.13)	-0.41*** (0.14)	-0.42*** (0.14)

(续表)

描述	经济支持				日常照料				情感慰藉			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
高中	0.28 (0.45)	-0.12 (0.16)	-0.08 (0.15)	-0.05 (0.15)	-0.43*** (0.16)	-0.33** (0.15)	-0.35** (0.15)	-0.35** (0.15)	-0.47*** (0.16)	-0.54*** (0.15)	-0.54*** (0.15)	-0.54*** (0.15)
大专及以上	0.10 (0.30)	-0.32 (0.22)	-0.27 (0.21)	-0.24 (0.20)	-0.05 (0.22)	0.05 (0.21)	0.03 (0.21)	0.05 (0.21)	-0.73*** (0.23)	-0.81*** (0.21)	-0.82*** (0.21)	-0.80*** (0.21)
户内人均收入	9.26 (11.90)	-0.01** (0.00)	-0.01** (0.00)	-0.01** (0.00)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
(2005年)												
户内人均收入缺失	0.08 (0.27)	0.05 (0.19)	0.07 (0.19)	0.11 (0.19)	0.09 (0.19)	0.64*** (0.19)	0.64*** (0.19)	0.64*** (0.19)	0.63*** (0.19)	0.63*** (0.19)	0.61*** (0.19)	0.63*** (0.19)
社会经济地位:	0.32 (0.46)	0.32** (0.13)	0.33** (0.13)	0.32** (0.13)	0.09 (0.13)	0.09 (0.13)	0.09 (0.13)	0.09 (0.13)	0.10 (0.13)	0.09 (0.13)	0.10 (0.13)	0.09 (0.13)
中下												
社会经济地位:	0.40 (0.49)	0.61*** (0.13)	0.63*** (0.13)	0.62*** (0.13)	0.21 (0.13)	0.21 (0.13)	0.21 (0.13)	0.21 (0.13)	0.32** (0.13)	0.32** (0.13)	0.32** (0.13)	0.31** (0.13)
低												
父母教育:初中	0.15 (0.35)	0.06 (0.15)	0.07 (0.15)	0.10 (0.15)	-0.14 (0.15)	-0.11 (0.15)	-0.12 (0.15)	-0.12 (0.15)	-0.23 (0.16)	-0.24 (0.15)	-0.25* (0.15)	-0.25 (0.15)
父母教育:高中	0.09 (0.29)	0.41** (0.19)	0.44** (0.19)	0.49** (0.19)	-0.12 (0.19)	-0.10 (0.19)	-0.10 (0.19)	-0.11 (0.19)	-0.24 (0.19)	-0.25 (0.19)	-0.27 (0.19)	-0.25 (0.19)
及以上												
父母教育:缺失	0.11 (0.31)	0.31* (0.16)	0.31* (0.17)	0.31* (0.17)	0.24 (0.17)	0.24 (0.17)	0.23 (0.17)	0.23 (0.17)	0.34** (0.17)	0.35** (0.17)	0.34** (0.17)	0.35** (0.17)
父母健康:一般	0.16 (0.36)	0.03 (0.15)			-0.18 (0.15)				0.02 (0.15)			

(续表)

描述	经济支持				日常照料				情感慰藉			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
父母健康:很好	0.53 (0.50)	-0.10 (0.11)			-0.01				0.03 (0.11)			
父母与其他子女同住	0.40 (0.49)	0.13 (0.18)	0.05 (0.18)	0.05 (0.18)	1.15*** (0.18)	1.17*** (0.18)	1.17*** (0.18)	1.17*** (0.18)	0.52*** (0.18)	0.51*** (0.18)	0.52*** (0.18)	0.50*** (0.18)
父母二人同住	0.32 (0.47)	0.27 (0.18)	0.22 (0.18)	0.22 (0.18)	0.82*** (0.19)	0.83*** (0.18)	0.84*** (0.18)	0.84*** (0.18)	0.41** (0.18)	0.40** (0.18)	0.40** (0.18)	0.40** (0.1 母)
父/母一人独居	0.13 (0.34)	0.36* (0.20)	0.32 (0.20)	0.31 (0.20)	0.85*** (0.21)	0.86*** (0.20)	0.87*** (0.20)	0.86*** (0.20)	0.43** (0.21)	0.41** (0.21)	0.41** (0.21)	0.41** (0.21)
车程 1 小时以内	0.34 (0.47)	0.01 (0.13)	0.02 (0.13)	0.02 (0.13)	0.43*** (0.13)	0.46*** (0.13)	0.45*** (0.13)	0.46*** (0.13)	0.40*** (0.13)	0.37*** (0.13)	0.37*** (0.13)	0.37*** (0.13)
车程 3 小时以内	0.10 (0.30)	-0.05 (0.19)	-0.02 (0.18)	-0.03 (0.19)	0.70*** (0.19)	0.75*** (0.19)	0.74*** (0.19)	0.73*** (0.19)	0.36* (0.19)	0.33* (0.19)	0.33* (0.19)	0.31* (0.19)
车程 3 小时以上	0.12 (0.33)	0.16 (0.17)	0.21 (0.17)	0.20 (0.17)	1.81*** (0.19)	1.84*** (0.18)	1.84*** (0.18)	1.84*** (0.18)	1.29*** (0.18)	1.27*** (0.18)	1.27*** (0.18)	1.26*** (0.18)
截点 1(τ_1)	—	-2.09	-1.81	-1.75	-0.63	-0.65	-0.75	-1.06	-1.49	-1.42	-1.44	-1.74
截点 2(τ_2)	—	-0.32	-0.05	0.01	1.06	1.03	0.93	0.63	0.50	0.56	0.54	0.25
截点 3(τ_3)	—	1.09	1.36	1.43	2.69	2.66	2.56	2.25	2.51	2.57	2.55	2.26
样本量	1 400	1 382	1 382	1 382	1 376	1 376	1 376	1 376	1 381	1 381	1 381	1 381

注:括号内为标准误。

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

们将首先通过分析模型 1、5、9(或 2、6、10)来揭示各自变量和控制变量的作用,通过分析模型 3、7、11 和模型 4、8、12 中涉及兄弟姐妹情况的变量,从而揭示其对被访者赡养行为的影响。

检视父母居住模式对被访者赡养行为的影响(对照组为和父母同住的子女),我们发现,父母的居住模式不会影响到子女对于父母的经济支持的频繁程度(虽然一人独居的父或母显示可能有些影响,但影响不稳定),即同住和非同住子女在给予父母经济支持的频繁程度上没有显著差别,并且子女也不会因为父母生活在空巢家庭里而更经常(或者更不经常)地给予他们经济支援。这与假设 1 不相吻合,即我们提到的补偿效应或者子女间的分工效应都不存在。

父母的居住模式显著地影响到被访者日常照料父母的频繁程度。相比而言,与父母同住的子女最经常给予父母各种日常帮助,其次是父母生活在空巢家庭的子女,而和被访者兄弟姐妹同住的父母最不经常从被访者处得到日常照料方面的帮助。这个结果与我们的假设 2 是吻合的。帮助同住的父母可能是出于同住一个屋檐下的方便,帮助空巢家庭的父母可能是出于父母的需要,而与兄弟姐妹同住的父母因为日常生活有其他子女照料,所以也不需要被访者太多的介入,并且也可能因兄弟姐妹的小家庭的存在而并不是很方便。

与我们的假设 3 相反,在对父母的情感慰藉方面,我们可以很明显地看出与父母同住和不同住的差异。首先,相对于不同住的子女,同住的子女更经常地与父母谈心聊天;其次,不同住的子女并不受父母居住模式的影响,也就是说,无论父母是与其他子女同住,还是生活在空巢家庭里,都不会影响被访者与他们交流的频繁程度。

与父母的居住模式的作用相仿,与父母的居住距离并未影响被访者给予父母的经济支持的频繁程度,但会影响另外两种支持,即与父母居住距离越远,越不经常给予父母日常照料上的支持,也越少给予父母情感慰藉。这或许是距离产生的间隔,影响了双方的交流。

对于另外一个重要的自变量,兄弟姐妹的数量,我们可以看到,兄弟姐妹的数量并未显著影响被访子女对父母的各方面的赡养行为,即被访子女不会因为有多兄弟姐妹的存在而推卸自己的赡养责任,不给父母各种支持;也不会因为兄弟姐妹数量较少而更经常地帮助父母。特别要提到的是,被访者是否是独生子女也不会影响他们对父母的社

会支持的频繁程度(见模型 3、7、11)。

结合性别与兄弟姐妹变量来看,首先,性别是一个重要的影响因素,在对父母的赡养方面,子女间看似有着很明确的分工:儿子比女儿更经常给予父母经济支持,而女儿则比儿子更多地担负家务和情感慰藉两方面的工作。其次,当进一步把女性划分为“有兄弟的女性”和“没有兄弟的女性”之后(见模型 4、8、12),两性的差异依然存在;这就从某种程度上证明了一些研究者的发现,即没有兄弟的女儿比有兄弟的女儿担负了更多的照顾父母的责任,也更经常地给予父母经济帮助、日常照料和情感慰藉。然而,这种差异并不具备统计显著性。但这是否是由于没有兄弟的被访者样本量较小造成的,我们不能确定。

在控制变量方面,被访者的年龄越大,越经常给予父母各种支持。由于被访者的年龄与父母的年龄有很强的相关性,我们也可以说,年龄越大的父母,越经常得到子女的各种支持;但被访者目前的婚姻状况并未影响他们对父母的支持(可能样本的婚姻状况太趋同),目前的居住环境(城镇或乡村)也没有显著影响。

被访者的社会经济状况,无论主观还是客观,都会对他们的赡养行为产生一定的影响。首先,在控制了收入之后,被访者的教育状况不会影响到他们对父母经济支持的频繁程度;教育对日常照料的影响看不出太多的方向,似乎相较于只接受过小学或者以下教育的人来说,受过高中教育的人更经常给予父母日常照料,然而这种趋势并未在受过大专及以上教育的人中间保持,即受过大专或以上教育的人与未接受过大专教育的人相比,在给予父母的日常照料方面没有任何显著差异。但教育在情感慰藉方面的作用则很明显:子女接受的教育程度越高,越可能经常给予父母情感慰藉,或许他们更能了解父母在这方面的需要。

学者在研究台湾的家庭时发现,比较富裕的子女在赡养父母方面更有可能用金钱换时间,即与相对不富裕的其他子女相比,他们给予父母的金钱更多,但在日常照料方面的付出则相对少些(Lee, Parish & Wills, 1994)。这个发现与我们这里的结果部分重合,即在控制了其他变量之后,家庭相对富裕的子女更经常从经济上支持父母,但在日常照料和情感慰藉方面,看不出子女的经济状况对此有何影响,我们并未发现子女用金钱换时间的做法。

那些自认社会经济地位处于中下层或底层的被访者,较少给予父

母经济援助；自认底层的子女相对于那些自认处于中层或以上的子女来说，也较少关注父母的心理需求。

如果用父母的教育程度来测量父母的社会经济地位的话，我们发现父母的社会经济地位对于子女的赡养行为的影响不是很大，除了受过高中或者以上教育的父母较少获得被访子女给予的经济援助（或许是因为他们经济状况稍微好些）。但是令人疑惑的是，被访子女对父母健康状况的认知与他们的赡养行为之间没有任何显著的关系（见模型1、5、9），他们不会由于父母健康状况更差而给予更频繁的帮助。这可能验证了一些学者的研究，即子女对父母的帮助可能并不完全是以父母的需求为中心，可能更多的是孝心的表现（Bian、Logan & Bian，1998）。但也有研究发现，健康状况较差的父母获得子女（所有子女）日常事务帮助的概率更大（Zimmer & Kwong，2003）。这点需要在后续研究中进一步验证。

四、结论

从我们对父母的居住模式与子女的照料之间的关系分析发现，老人居住模式的转变确实会在一定程度上影响他们的福祉，影响的大小根据照料内容的不同而异：在经济支持方面的影响作用不是很明显，子女对父母经济资助的频率不受父母居住方式的影响，子女不会因为不与父母同住而更经常地给予其经济资助，也不会因为父母与自己同住或父母处于空巢家庭而忽略对其的经济资助。但在日常照料和情感慰藉方面，子女确实给予了同住父母更频繁的关照，其次是对空巢家庭的父母，然后是对与其他子女同住的父母，但后两者之间的差异不具备统计显著性，再考虑到与其他子女同住的父母可以从同住子女处得到更频繁的关心和照顾，因此，事实上，空巢家庭的父母从子女处获得的日常照料和情感慰藉的频繁度最低。

父母的福祉也受到与子女居住距离远近的影响。研究发现，与父母居住距离的影响表现在对父母的日常照料和情感慰藉方面，而非经济支持方面。与父母居住距离的远近不会影响给予父母经济资助的频繁程度，居住得比较远的子女并没有更频繁地给予父母资助。但子女居住得离父母越近，则越经常给予父母日常照料和情感慰藉。

子女在照料父母方面的性别差异以两种方式存在。一是性别之间

的分工很明确,儿子可能更经常地从经济方面资助父母,而女儿则更经常地在日常生活和心理方面照顾父母;二是儿子依然在照顾父母方面扮演着很重要的职责,我们发现,没有兄弟的女性被访者无论是从经济支持、日常照料,还是情感慰藉方面的付出,都要多于那些有兄弟的女性被访者。

虽然有研究发现,子女数量多的老人从儿女处获得的经济资助和日常照料也较多(参见 Zimmer & Kwong, 2003; Logan & Bian, 2003),但这并不意味着子女对老人的照料会根据兄弟姐妹的数量而调整。本项研究发现,兄弟姐妹的数量并不影响被访子女对父母的照料,被访者既不会因为众多兄弟姐妹的存在而忽视对父母的照顾,也不会因为自己是独生子女而给予父母更频繁的照顾。这可能从一定程度上证实了罗根和边馥琴(Logan & Bian, 2003)提出的仪式性给予(ceremonial giving)的存在,即子女对父母的照料从某方面来看是一种仪式,表明他们对孝顺义务的承认,而不是对父母需求的回应。

总之,老年人家庭结构的变迁目前有一个比较明显的趋势,即空巢家庭的增多以及生育率的下降,而这两者都将影响到老人的日常生活,表现在从子女处获得的日常照料和情感慰藉等非经济方面,即使如许多老人所期望的,子女居住距离越近,给予父母的照料越频繁,但相较于同住还是有一定的差异。从频繁度来看,子女对生活在空巢家庭父母的照料并不如对同住父母的照料,而兄弟姐妹数量的减少也不会促使子女在经济、日常照料和情感慰藉方面给予父母更频繁的照料。因此,随着越来越多的独生子女的父母进入老年,以及越来越高比例的老人生活在空巢家庭,对他们的日常照料和情感慰藉将会成为一个亟待解决的问题。

当然我们也可以看出,孝顺父母的传统价值观依然普遍存在,绝大多数子女在过去的一年都从经济、日常照料和心理等方面给予了父母一定的支持。此外,传统的依靠儿子养老的方式也在发生着变化,虽然儿子仍然在赡养父母(经济上)上发挥着重要作用,女儿在日常照料父母和给予父母情感慰藉方面的作用已经超过了儿子。因此,传统赡养老人的模式也在发生着新变化。我们期待着将来能有更详实的研究数据让我们可以从数量方面,而不仅仅是概率方面,来体察这种变化。

参考文献

- 费孝通. 1983. 家庭结构变动中的老年赡养问题: 再论中国家庭结构的变动[J]. 北京大学学报(3).
- 国家统计局. 2006. 中国统计年鉴 2006[M]. 北京: 中国统计出版社.
- 国家统计局、劳动和社会保障部. 2006. 中国劳动统计年鉴 2006[M]. 北京: 中国统计出版社.
- 郭志刚、张恺梯. 1996. 对子女数量在老年人家庭供养中作用的再检验——兼评老年经济供给“填补”理论[J]. 人口研究(2).
- 刘爱玉、杨善华. 2000. 社会变迁过程中的老年人家庭支持研究[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版)37(3).
- 陆杰华、白铭文、柳玉芝. 2008. 城市老年人居住方式意愿研究——以北京、天津、上海、重庆为例[J]. 人口学刊(1).
- 全国老龄工作委员会. 2007. 中国城乡老年人口状况追踪调查研究报告[OL]. http://www.china.com.cn/policy/txt/2007-12/17/content_9393143.htm(国务院新闻办).
- 夏传玲. 2007. 老年人日常照料的角色介入模型[J]. 社会(3).
- 鄢盛明、陈皆明、杨善华. 2001. 居住安排对子女赡养行为的影响[J]. 中国社会科学(1).
- Bian, Fuqin, John R. Logan and Yanjie Bian. 1998. "Intergenerational Relations in Urban China: Proximity, Contact, and Help to Patents." *Demography* 35(1): 115-124.
- Lee, Yean-Ju, William L. Parish and Robert J. Wills. 1994. "Sons, Daughters, and Intergenerational Support in Taiwan." *American Journal of Sociology* 99(4): 1010-1041.
- Logan, John R., Fuqin Bian and Yanjie Bian. 1998. "Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangements." *Social Forces* 76(3): 851-882.
- Logan, John R. and Fuqin Bian. 1999. "Family Values and Co-Residence with Married Children in Urban China." *Social Forces* 77: 1253-1282.
- . 2003. "Parents' Needs, Family Structure, and Regular Intergenerational Financial Exchange in Chinese Cities." *Sociological Forum* 18: 85-101.
- Unger, Jonathan. 1993. "Urban Families in the Eighties: An Analysis of Chinese Surveys." in *Chinese Families in the Post-Mao Era*, edited by Deborah Davis and Stevan Harrell. London: University of California Press.
- Zimmer, Zachary and Julia Kwong. 2003. "Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and Future Implication." *Demography* 40(1): 23-44.