

老龄问题研究

中国高龄老人的居住方式及其影响因素

郭志刚

【内容摘要】 根据实际调查数据,对高龄老人的居住方式进行交互分析,发现各个交互类别中高龄老人与后代共同生活仍占居多数。对高龄老人是否与后代同住的多元 logistic 回归肯定了年龄、城乡、以前职业、婚姻状况均存在显著影响。模型还专门设立表达存活子女的数量和结构的两类自变量,结果发现:子女数从无到有具有突出的门槛效应,但后续递增的影响并不显著,高龄老人对子女的依赖存在很强的性别偏好。

【作者简介】 郭志刚,男,1954 年生,北京大学社会与发展研究中心研究员,北京大学社会学系教授。邮编:100871

1 研究背景和有关文献

面对迅速的社会发展和人口老龄化,老年人口的居住方式和供养模式正在得到越来越多的关注和研究分析。本文将通过实际调查的有关数据对当前高龄老人的居住方式的状况进行分析,并考察其主要的社会、经济、人口方面的影响因素。更细致地划分老年人口的居住方式有助于启示老年人口面对的状况及可能产生的问题,并且有助于分析老年人口居住方式的影响因素。

美国学者(Kobrin and Goldscheider, 1982)根据研究将影响老年人口居住安排的影响因素归纳为三个方面:人口条件是否存在,经济上是否可行,意愿是否合乎社会规范(demographic availability, economic feasibility, normative desirability)。日本关于父母和子女共同生活的一项研究表明(Kojima, 1986),在日本当教育、职业、城市化、以及住房所有权方面的条件都相同的时候,是否有子女就成了最为重要的因素。陈肇男与史培尔(1990)对台湾老年人口户居的研究分析认为,子女可得性并不是老年人与子女同住比例下降的原因。他们认为老年人单独居住的增加仅仅是出于以下几方面的影响:即差别死亡率造成的结构变化,对户居安排意愿上的变化,以及 1950 年以前从大陆向台湾的迁移人口的选择性影响,还有 80 年代迁移中的选择性影响。对中国 1990 年人口普查数据的分析表明(郭志刚,1992,1996),不仅子女的数量,而且子女的性别也对老年人口的居住方式有所影响。

2 数据及有关定义

这一研究采用中国 1998 年高龄老人健康长寿调查的原始数据(“中国高龄老人健康长寿研究”课题组,2000)。该调查涉及 22 个省、市、自治区,原始调查案例为 9093 名高龄老人。为了保证在特别高龄的年龄组也有足够的案例数,该调查采用非等比抽样。因此,如果要推断总体,需要对城乡、男女和各年龄组的案例进行加权。实际上,所应用的数据中附带有相关权数变量。本文的分析均是经过加权以后进行的。

居住方式根据高龄老人申报的其他共同居住者的关系汇总,包括以下 7 种类型:独居、只与配偶同住、2 代合住、3 代合住、4⁺代合住、与其他人合住、养老院。

由于本次调查的对象乃是 80 岁及以上的高龄老人,在 9000 多个案例中只有 10 人还与父母同住,说明所汇总的多代户中的绝大多数都是以调查对象本人作为最高一代,因此多代户可以近似视为高龄老人与后代同住。所以,在本文分析中,为了简明,我们主要采用多代户作为分类定义。

在研究老年人口居住方式时,许多学者(Kobrin, 1981; Wister and Burch, 1983)使用曾生子女数作为测量人口限制条件的指标。鉴于高龄老人的曾生子女数与存活子女数出入差距较大,即汇总结果表明曾生子女平均数为 4.7 个,而存活子女平均数为 3.1 个,本研究采用存活子女数作为人口限制条件的量度。

3 高龄老人的户居方式分布

表 1 提供了按城乡、性别、年龄划分的高龄老人户居方式的比例分布,从中可以看出以下几个特点:

(1)在所有城乡、性别、年龄的交互分类中,高龄老人在多代户居住都占了大多数,其百分比的值域分布于最小值 55%到最大值 89%之间(见图 1)。这一特征体现了中国传统家庭模式生命周期的本质,即大多数高龄老人都与后代同住,并反映出当代高龄老人十分依赖家庭及子女的照料与支持。从图 1 中还可以明显看出在与子女同住的分布比例方面存在着城乡、性别和年龄上的差别,即:城市低于农村、男性低于女性、较年轻的低于较年长的。

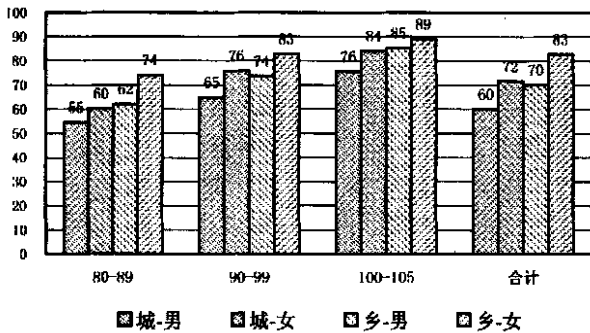


图 1 各城乡—性别—年龄交互组中高龄老人与子孙同住的比例(%)

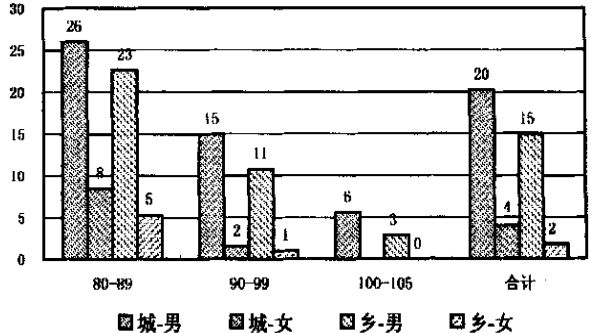


图 2 各城乡—性别—年龄交互组中老人与配偶同住的比例(%)

(2)只与配偶同住的比例的变化趋势则正好与在多代户的比例的情况相反(见图 2),是农村低于城市、女性低于男性、高龄组低于低龄组。城乡差异反映了社会经济发展状况的影响,鉴于城市社会经济发展水平高,城市老人夫妇要比农村老人夫妇显得相对更倾向于单独居住。然而这里城乡差异显得相对较小,而相对较大的性别年龄差异则主要反映出男性死亡率高于女性,因此越是到高龄,女性有存活配偶的情况越少。

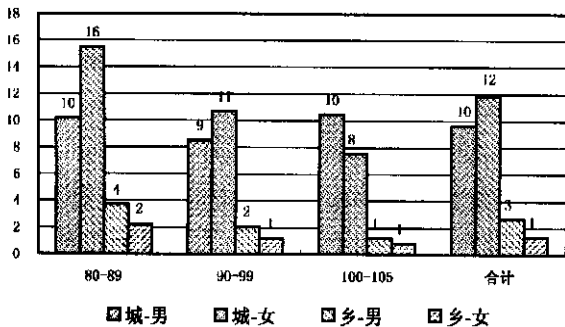


图 3 各城乡—性别—年龄中老人住养老院的比例(%)

(3)比较住养老院的比例,也能看出十分明显的城乡差异(见图 3)。无论是男是女、在哪个年龄组,城市老人住养老院的比例都要大大高于农村老人。此外,在城市的 80~89 岁和 90~99 岁年龄组,还可以看到女性高于男性。其中原因之一是女性中丧偶很多。由于此类中 100~105 岁组的案例过少,不再加以分析。

(4)各交互分组中高龄老人单独居住的比例也普遍存在女性高于男性的现象,这一点与住养老院的情况十分相似。然而不同的是,在单独居住类别,是农村高于城市。虽然单独居住也是不同后代同住的类型之一,但这种情况的城乡差异与仅同配

偶同住和住养老院两种情况相比正好是相反的,虽然还可以用城乡社会经济发展水平来解释时,即农村社会化养老水平较低,但应同时注意到,在农村老人经济上的独立性较小时,他们为什么没有选择与子女同住而选择独居,这种选择便显得很像是出于无奈。

鉴于高龄老人与其他人同住的情况极少,不再进行专门的讨论。

表 1 高龄老人分年龄、性别和城乡的户居方式分布

%

城乡 性别	户居类型	年龄组			合计
		80~90	90~99	100~105	
城 男	独居	7.9	9.4	6.3	8.2
	只与配偶	26.0	15.0	5.6	20.2
	多代合住	54.5	64.8	75.5	60.1
	与其他人合住	1.4	2.3	2.1	1.8
	养老院	10.2	8.5	10.5	9.7
	合计	100.0	100.0	100.0	100.0
	加权案例数	796	480	143	1419
城 女	独居	13.5	10.4	4.3	10.1
	只与配偶	8.5	1.6	0.0	4.0
	多代合住	60.2	75.9	84.1	71.6
	与其他人合住	2.3	1.4	4.1	2.5
	养老院	15.5	10.7	7.5	11.9
	合计	100.0	100.0	100.0	100.0
	加权案例数	779	635	492	1906
乡 男	独居	10.7	12.0	8.2	10.8
	只与配偶	22.6	10.7	2.8	15.0
	多代合住	62.0	73.6	85.3	70.1
	与其他人合住	0.9	1.7	2.5	1.5
	养老院	3.7	2.0	1.3	2.7
	合计	100.0	100.0	100.0	100.0
	加权案例数	967	833	319	2119
乡 女	独居	17.6	13.6	7.9	12.5
	只与配偶	5.2	1.0	0.0	1.8
	多代合住	74.0	82.7	88.9	82.7
	与其他人合住	1.1	1.5	2.4	1.7
	养老院	2.2	1.2	0.8	1.4
	合计	100.0	100.0	100.0	100.0
	加权案例数	945	1077	1310	3332

注:为了简明,多代合住中的细致分类信息略去。

4 高龄老人居住方式影响因素的 logistic 回归分析

由于高龄老人居住方式的影响因素很多,本文采用 logistic 回归进行多元分析,以便在有统计控制的条件下检验有关自变量的单独影响。

在回归分析中,因变量为是否与后代同住,用虚拟变量表示。将独居、只与配偶同住、与其他人同住、以及住养老院的老人重新编码,作为不与后代同住的一类,而将生活于多代户中的老人作为与后代同住的一类。其中,与后代同住作为参照类。自变量包括:年龄、性别、上学年数、居住地类型、以前从事的职业、当前婚姻状态、存活子女数、子女构成类型。表 2 提供了这些变量的基本统计信息,并注明了其中的虚拟变量的参照类。

多数变量由变量名便可洞悉其含义,这里仅对少数几个变量稍加说明。以前职业的类别是由相应原始变量中的类别合并得到,农民指从事农、林、牧、副业、渔业及家务劳动的人员;工人指工人、商业或服务业工作者及其他;干部指专业技术人员、行政管理机构和军人。在这个模型中用存活子女数作为人口限制条件中数量侧面的反映,而子女性别构成的虚拟变量则用来反映人口限制条件的结构侧面。

将上述自变量全部纳入模型所得到的回归结果列在表 3 中。14 个变量中有 8 个自变量得到了在 0.05 水平统计性显著的结果。

与预期一致,年龄显示出存在显著的负的影响作用。值得提请注意的是,这一结果实际上意味着两种不同的涵义。在横贯调查数据中,年龄的划分既反映了年龄本身产生的变化,也反映了不同出生队列一生境遇的差异。要是作为年龄影响来理解,这一结果说明在年龄越老不与后代同住的可能性越小,即每增加一岁,不与后代同住的发生比会相应降低 5.7%。然而要是作为队列差异来理解,这一结果说明随着社会发展和世代更替,未来将有更多不与后代同住的老人。横贯调查数据是无法分清这两种不同影响的,只有通过纵贯调查数据的队列分析,才可能对此进行深入研究。杜鹃(1999)曾用两次人口普查的数据进行过老年户居方式的队列比较,其结果显示出这两种影响同时存在。因此可以推论在高龄老人中,年龄影响和队列差异也是同时存在的。

表 2 所用变量的平均数、标准差及虚拟变量的参照类

变 量	平均值	标准差	变 量	平均值	标准差
不与后代同住(参照类 = 与后代同住)	0.265	0.441	婚姻状况(参照类 = 有配偶并同住)		
年龄	91.132	7.834	有配偶不同住	0.015	0.121
性别(参照类 = 女性)			离婚	0.006	0.077
男性	0.399	0.490	丧偶	0.788	0.408
上学年数	1.805	3.576	未婚	0.012	0.111
居住地类型(参照类 = 农村)			存活子女数	3.094	2.104
城市	0.377	0.485	子女构成(参照类 = 男女双全)		
以前职业(参照类 = 农民)			无子女	0.113	0.316
工人	0.175	0.380	只有儿子	0.190	0.393
干部	0.083	0.277	只有女儿	0.118	0.322

表 3 logistic 回归分析结果

自变量	B	Sig	Exp(B)	Beta
年龄	-0.059	0.000	0.943	-0.254
男性	0.096	0.147	1.101	0.026
上学年数	0.009	0.305	1.009	0.018
城市	0.142	0.023	1.153	0.038
干部	0.422	0.000	1.524	0.064
工人	0.110	0.155	1.116	0.023
有配偶不同住	-1.239	0.000	0.290	-0.083
离婚	-0.655	0.045	0.519	-0.028
丧偶	-1.134	0.000	0.322	-0.255
未婚	0.220	0.469	1.246	0.013
存活子女数	0.032	0.095	1.032	0.037
无子女	2.534	0.000	12.603	0.442
只有儿子	-0.007	0.942	0.993	-0.001
只有女儿	0.769	0.000	2.158	0.137
常数项	4.410	0.000	82.285	0.000

注:回归模型的因变量为不与后代同住,回归卡方值为 1925.730,自由度为 14,显著度为 0.000,加权案例数为 8959。

尽管上一节的交互表分析显示出高龄老人居住方式存在性别差异,但采用多元分析对其他自变量加以控制后,性别的影响并不显著。因此虽然性别的回归系数(B)表明男性只比女性略倾向于不与后代同住,但这个结果只能反映样本情况,不能推广到总体。其标准化回归系数(Beta)值也表明,性别

对因变量的相对解释力远低于年龄的影响。

上学年数也不显著。其原因一方面是由于这一经历已经太遥远,并且可能并没有真实反映本人实际得到的教育,或者上学年数与后来的生活经历之间联系很弱;另一方面也是因为这一变量本身的观测值变化很小,表 2 说明其平均值小于 2 年。进一步分析表明,约 2/3 的高龄老人从未上过学,还有 30% 只上过 1~6 年学。因此,当代高龄老人这样一种很低的平均受教育水平便很难产生对因变量的显著作用。但是,上学年数的回归系数是正值,符合教育程度越高独立性越强的理论预期。

与农村相比,城市对不与后代同住具有显著的促进影响。这是由于城市地区具有较高社会经济发展水平,拥有退休制度和社会保险制度,并能够为老年人提供较多的社会服务。并且,城市老人的生活观念也相对比较开放。因此,城市高龄老人不与后代同住的发生比要比农村高龄老人高出 15%。

以前职业是以农民为参照,回归结果说明,干部不与后代同住的发生比是农民的 1.52 倍。但是,以前职业是工人的老人与农民的差别太小,不能从样本推断总体。

回归模型对婚姻状况对不与后代同住的影响也进行了检验,并得到的统计性显著的结果。在其他条件不变的情况下,有配偶不同住、离婚和丧偶的高龄老人与后代同住的可能性明显低于有配偶并同住的高龄老人。在这三种类别中,通过比较 $Exp(B)$,可以看出有配偶不同住的差异最大(即值相距于 1 的差距最大);而比较标准化回归系数 $Beta$,可以看出回归模型中丧偶比前两种婚姻状况对不与后代同住的解释力相对要大,这是因为样本中近 80% 的案例都是丧偶的。另外一种婚姻状况未婚的影响是正的,但统计性并不显著。究其原因:一是因为高龄老人中从未结婚的人极少;二是因为实际上有些未婚的人可能会收养子女,最后是因为模型已经控制了存活子女数与其他自变量的影响。

与预期不同,在控制其他变量的条件下,存活子女数上的差别对高龄老人是否与后代同住的影响并不显著,尽管其回归系数的作用方向与预期的吻合。事实上,在对居住方式和存活子女数进行交互表分析时,便可以明显看出当子女数从 0 变为 1 时,居住方式类型的比例相应发生很显著的变化,然而当子女数继续增多时,许多居住类型的比例变化相对并不显著,有些居住类型的比例甚至发生逆反变化。这意味着每多一个存活子女的边际作用是很不相同的(参见图 4)。由于子女数的作用并不是简单的线性作用,并且由于模型中还专门加入了反映子女构成情况的其他变量,因此存活子女数自己单独的解释能力变得很小。

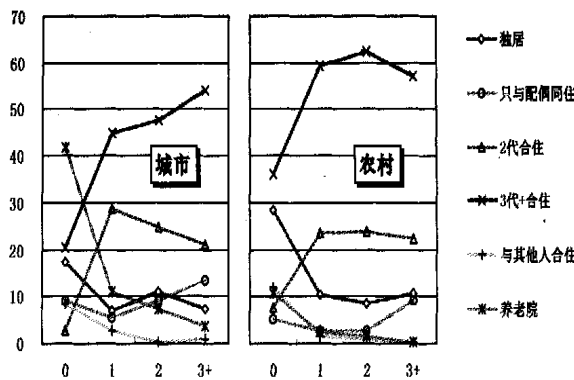


图 4 城乡高龄老人按存活子女数的户居方式比例 (%)

反映子女构成的几个虚拟变量以子女双全类型为参照。首先,无存活子女表现出最大的差异,在控制其他条件不变情况下,这一类中不与后代共同生活的发生比是子女双全类的 12.6 倍,并且标准化回归系数也名列所有自变量中最大的一个,说明其解释作用十分突出。但是严格地讲,这个虚拟变量虽然列在子女构成类别中,它实际上更多是代表了子女数量的作用,尤其是从无到有的边际作用。

只有儿子或只有女儿(不管多少个)两个虚拟变量是反映子女性别结构的。只有儿子这个虚拟变

量统计性非常不显著。只有儿子也可以理解为没有女儿,也就是说,有没有女儿与子女双全两类的高龄老人在是否与后代同住方面没什么明显差异。而只有女儿也可以理解为没有儿子,这一变量却显示出十分显著的正向影响,即没有儿子存活的高龄老人中不与后代生活的发生比是子女双全者的 2 倍多。因此,回归分析在多元统计控制的条件下肯定了在高龄老人的子女性别结构差异对居住方式的重要影响。显然,这反映出在当代高龄老人中仍然较强的体现着中国父系多代家庭模式的特征。

5 小结

本文根据中国 1998 年高龄老人健康长寿调查的原始数据,对高龄老人的居住方式进行分城乡 - 性别 - 年龄的交互表分析和比较。从中发现,城乡之间虽然存在明显差距,然而其共同点是,多数的高龄老人仍是与后代生活在一起的。本文对于不与后代同住的各种居住类型,还进行了更具体的比较分析。

本文应用 logistic 回归模型对是否与后代同住进行了分析。在多元统计控制的条件下,年龄、城乡的影响作用仍然取得了统计性显著的结果,但是性别的影响却并不显著。以前的职业不同(主要是干部一类)在不与后代同住方面存在显著差异。在婚姻状况的比较中,有配偶不同住、离婚、丧偶的老人比有配偶且同住的老人更倾向于与后代同住。作为本研究的主要关注点,回归分析检验了分别表达存活子女的数量和结构的两类自变量。主要发现有两点:一是有无存活子女非常重要,而不在于有多少子女。换句话说,即存活子女数增加的边际影响是不同的,但是从无到有具有突出的门槛效应。二是有没有儿子存在很重要的影响,没有儿子将导致高龄老人不与后代同住的可能性显著加大。

注释:

这里所列 7 种类型从字面上与该调查的调查数据集中的居住安排相同,然而定义并不完全相同。主要差别在于:当老人夫妇加一其他人(如兄弟或小保姆)三人同住一户时,调查数据集将其定义为“与其他人合住”,而本文将其定义为“只与配偶同住”,因为我们认为配偶同住的特征更为重要。此外,当隔代居住的情况发生时,如老人与孙子女共同居住,调查数据集将其定义为 2 代合住,而本文则定义为 3 代合住,即看作 3 代户的一种缺损形式。即本文采用的分类所重视的并不是户内世代的计数,而是户内世代之间的关系。

某种情况的发生比(odds)指这种情况发生的频数与不发生的频数之比。而 logistic 回归结果中提供的 Exp(B) 指标为发生比率(odds ratio),系自变量变化一个单位时发生比的变化倍数。

需要说明的是,当前无存活子女并不意味着不能与后代共同生活,比如与儿媳或女婿及孙子女共同生活。

参考文献:

- 1 陈肇男,史培尔.台湾地区现代化过程对老人居住安排之影响.人口变迁与经济社会发展研讨会抽印本,中央研究院经济研究所,1990
- 2 杜鹏.中国老年人居住方式变化的队列分析.中国人口科学,1999;3
- 3 郭志刚.试析老年妇女生育水平与其户居方式的关系.人口动态,1992;2
- 4 郭志刚.当代中国人口发展与家庭户的变迁.中国人民大学出版社,1995
- 5 郭志刚.中国老年妇女户居类型选择的影响因素.人口研究,1996;5
- 6 中国高龄老人健康长寿研究课题组.中国高龄老人健康长寿调查数据集(1998).北京大学出版社,2000
- 7 Kobrin, F. E. 1981. Family extension and the elderly: economic demographic and family cycle factors. *Journal of Gerontology*, 36(3): 370 ~ 377
- 8 Kobrin, F. E. and C. Goldscheider. 1982. Family extension or nonfamily living: life cycle economic and ethnic factors. *Western Sociological Review*, 13 (1): 103 ~ 118
- 9 Kojima, Hiroshi. 1986. Parent - child coresidence in the Japanese household. paper presented at 1987 PAA meeting.
- 10 Wister, A. V. and T. K. Burch. 1983. Fertility and household status of older women in Canada. 1921. *Canadian Studies in Population*, 10: 1 ~ 13