

## 第一章 我国全国及东、中、西部老年家庭结构比较分析

郭志刚

家庭是社会的基本单位。千百年来,中国家庭不仅承担着抚育下一代的职责,而且承担着给老年人养老送终的职责。但是,家庭是历史的产物,家庭的模式、结构、职能虽然具有相当大的稳定性,然而随着社会、经济、文化、人口等方面的变化,不但有关家庭的观念在不断变化,而且家庭的特征和职能也在不断变化。

中国在1970年代中期由政府启动的计划生育至今已经有30多年了,取得了举世瞩目的成功,加速了中国人口转变。在短短的20多年中,中国的总和生育率(TFR)便从1960年代中期的6.0(即平均每对夫妇生育6个孩子)急剧下降到1990年代中期的1.6,近年来调查统计所得到的生育率则更低。这种低生育水平已经显著低于更替水平(通常用 $TFR=2.1$ 代表),也就是说,我国现在一对夫妇平均生育不到2个孩子。长期维持这么低的生育水平,不但意味着未来人口老龄化将十分迅猛,而且意味着中国未来的人口负增长也将来得十分迅猛。面对中国人口老龄化迅猛发展、老年人口绝对数量迅速膨胀、社会经济状况和社会观念不断发展变化的趋势,那么中国 in 家庭规模、结构与养老职能方面有哪些新的变化趋势,这些巨大变化对老年人的生活保障有哪些影响,构成了本章的研究重点。

本章根据历次全国人口普查和最新的2005年全国1%人口抽样调查的公布资料以及原始数据样本,对全国与东、中、西部的家庭户规模和结构进行交叉列表,用以比较和分析中国家庭户的变化趋势和地区差异。本研究特别关注了改革开放以来人口流动大潮对家庭户居方面的巨大影响,以定量分析及统计绘图形式揭示了全国家庭户居的主要特征以及东中西部各地区的特点。同时,本研究利用中国老年人口健康影响因素跟踪调查数据,采用多元统计分析方法,重点关注并分析了微观家庭层面上主要亲属关系对老年人在家庭养老方面的支持作用及有关问题。

由于家庭在本质上是婚姻及代际亲属关系的组合,而本研究以家庭户为基本单位来研究户居,这种视角决定了我们必须将老年人或有老年人的家庭户与其他人口和其他类型的家庭户结合在一起分析,才能把握老年人和老年人家庭在整个社会中处于什么位置,进而了解老年人在自己生活的家庭户中处于什么位置,有哪些家庭养老资源。因此,如果仅仅将老年人或有老年人的家庭户单独抽出来进行分析,实际上很容易割裂了老年人与家庭、老年人家庭与整个社会之间的联系,从而难以把握老年人和老年人家庭与整个社会的关系。所以,本研究并没采取单独分析老年人或老年人家庭的研究策略,而是力图从人口、家庭、社会的整体框架着眼来把握老年人和老年人家庭的情况。

### 第一节 中国家庭户发展变化的趋势

由于中国成功地开展了计划生育,生育水平在近30年内迅速下降,以致每年出生数量大大减少,这种持续的变化自然导致了人口年龄结构也会出现重大变化,使中国正处于迅速的人口老龄化之中。这是政府和整个社会都已经关注到的一个宏观人口趋势,因为它将对宏观层面的社会经济发展产生重要影响。然而,这种宏观人口趋势同时还对微观家庭层面产生巨大影响,因为宏观人口结构的变动反映到微观家庭层面上,必然使家庭户内部各代人口数量发生相对变化,导致家庭代际结构与关系的变化。与此同时,近年来人口迁移流动大潮正在加剧家庭户的分化,从另一个方面显著地改变着当前家庭户的规模和类型结构。面对迅速的人口老龄化,中国政府除了大力建设城乡社会养老保障体系以外,仍需强调发挥家庭养老的作用,大力倡导老年人居家养老和社会提供居家养老服务的养老模式。

人口与家庭研究不仅需要实际调查统计数据来定量描述现实中的这种变化,而且需要与时俱进地进行相应理论和模型方面的深入探讨,使得我们能够正确理解家庭户规模与类型结构变化的含义及其未来的趋势。近年国内有关家庭变革的很多文献大多是从家庭社会学(潘允康,1994、2002;杨善华、沈崇麟,2000)以及微观家庭经济学角度进行研究的(田雪原、胡伟略,1997),主要探讨社会和经济变革对家庭观念、家庭关系以及家庭规模和结构的影响;社会经济变化对子女养育成本和生育意愿的影响。本研究则将人口因素(主要是人口结构的变动)作为有关家庭变迁的一个重要影响因素,根据家庭人口学框架来进行研究。这种家庭研究框架将人口总量及结构作为家庭户生成和演化的基础。

家庭人口学范式一方面接受家庭社会学关于人们如何依据社会条件、家庭观念与血缘婚姻关系组成家庭户生活并维系家庭关系的所有理论,另一方面关注宏观人口如何通过处于不同家庭生命周期阶段的家庭户中代际人口结构推动或制约着家庭的分化或聚合,而且通过人口统计手段来测量和分析家庭分化的程度。家庭人口学不满足于一般的定性分析,因而试图提高定量化和模型化程度。因此,它要求各种概念更加明确、追求概念向变量的操作化并且通过变量的测量和变量之间关系的分析来检验有关理论,以便最终从定量描述和分析转向预测。

### 1.1 人口结构、立户模式与家庭户的演化

在家庭人口学研究框架中,宏观人口变化只是影响家庭代际结构与代际关系的基础性原因之一,因为家庭户结构与代际关系不仅受到宏观人口结构的影响,而且还取决于家庭成员及各类亲属如何组成他们生活的家庭户的影响。这种组成方式就是家庭户的分化立户模式。对于同一人口,不同立户模式会产生出种种不同的家庭户类别,如社会学中所区分的多代联合家庭、主干家庭、核心家庭等。作为家庭分化立户最概要的指标,就是由总人口及其分化出的总户数所决定的平均家庭户规模。应当指出,以往家庭研究在概念上存在着将家庭分化立户模式等同于家庭户类别的简单化倾向。实际上,这两者之间存在着本质差别,因为家庭分化立户模式是决定着家庭生成、分化和衰亡过程的原则,而不同类别的家庭户则是体现分化立户模式的家庭演化结果。换句话说,即使是在同样代际人口结构的条件下,立户模式决定了人口如何组织他们的家庭户,不同的立户模式会导致社会有不同的家庭户类别结构。并且,社会中往往同时存在着多种家庭分化模式,此消彼长。因此,观测到的家庭户类别比例的变化其实是人口结构变化原因和家庭模式转变原因共同作用的结果,只有通过深入的分析才能把握两种原因的相对重要性。

特别需要指出,一种立户模式绝不意味着只产生一种与此对应的家庭户类别。如果仅从简单的核心家庭模式只产生出核心家庭类别来看,好像可以认为模式与结果是完全对应的,但是如果从更复杂的家庭模式来看时,问题并不是这样简单。这一点对于中国家庭户研究尤其重要,因为中国传统盛行多代主干家庭模式,这种家庭模式就比较复杂。

具体而言,核心家庭模式会导致彻底的家庭分化,因此它只产生出核心家庭,在户居方面割裂了除配偶外的所有成年人口之间的家庭关系。然而,主干家庭模式在老代拥有很多子女的条件下,一方面老一代要将其中一个成年子女及其配偶留在身边形成主干家庭,另一方面主干家庭立户模式还会将其他成年子女排斥出这个主干家庭户,另立分枝核心家庭。因此,年老一代生育得越多、存活子女越多,那么当年轻一代长大成人后,社会中的分枝核心家庭也会越多。并且可以推论,如果主干家庭模式不变,那么分枝核心家庭未来又会发展成新的主干家庭。这其实就是人口和家庭的实际历程。不过,以前的家庭社会学研究中并没有充分注意到这一点,因而简单地将核心家庭或二代户比例的扩大直接视为核心家庭模式正在被全社会广为接受的证据。这是不对的。其一是混淆了家庭户类别比例变化与家庭模式变化是两个不同概念,其二是这种概念混淆进而导致了对中国家庭模式核心化的程度和速度有所夸

大。

近年来，人口转变已经大大改变了人口结构，因此需要与时俱进地重新审视，在新的人口条件下主干家庭模式的分化结果会有什么新特点。其中的一个重要变化是，接受计划生育的第一代人正在进入老年，而它们与以前的老年人将十分不同。因为由于他们所拥有的子女数很少，甚至其中很多夫妇只有一个孩子，如果他们仍按主干家庭模式来分化立户，便没有其他子女可排斥，于是子代就很少再产生出分支核心家庭。并且，当两个独生子女家庭的子女结婚时，主干家庭模式的排斥力现在已经不反映在子代上，而是反映在小夫妻双方的两对老代夫妇之间了，这意味着只能有一方老年父母可以与子代生活于同一主干家庭，而另一方老年父母会（自愿或不自愿地）成为“空巢”家庭。也就是说，我们正在经历低生育的一代进入老年阶段，并且处于迅速发展的格局，所以主干家庭模式在某种程度上会促发更多的老年空巢家庭。可想而知，这种情况在生育政策更严、生育水平更低的城镇地区更为突出。

以上理论探讨区分了家庭户类别与家庭分化模式这两个概念，并且还表明各种类型家庭户比例的变化不仅是家庭分化模式的结果，而且还是社会中不同家庭分化模式与家庭代际人口结构之间互动过程的结果。这种新的理论认识应当作为研究的指导，才能使我们正确理解中国家庭户统计结果的内在意义，更好地把握家庭户的变化趋势。

至于近年来人们常提到的与独生子女结婚而产生的“四二一”结构，如果从上述概念框架来看，其实既不是指一种家庭户类别，也不是指一种家庭户分化模式，而是指一种微观上的家庭代际人口结构。试想，如果这三代的7个人真的在一户中生活，那么按社会学家庭类型定义便是一个多代联合家庭户，而实际上这种家庭户形成的可能性极小。这种“四二一”结构所指的只是由于这两个家庭的子女结婚所联结成的家庭亲属关系结构。其实，它并没有规定这三代中的7个人如何分化和组成家庭户，这种家庭亲属关系结构既可以按核心家庭模式分化为两个老年“空巢家庭”户和一个抚养子女的二代核心家庭户，也可以按主干家庭模式分化为一个三代主干家庭户和一个老年“空巢家庭”户，当然也存在着形成一个多代联合家庭户（在老代有两对婚姻）的可能性。因此，“四二一”结构仅仅是在关注微观家庭层面上日益增多的一种亲属关系结构，用以聚焦在这种条件下可能产生的家庭关系变化，但是并没有具体涉及家庭户分化模式和家庭户类别的问题。

综上所述，从概念上区分家庭户类别结构与家庭分化立户模式，有助于推动家庭变化理论的发展，有助于更好地理解实际观测的家庭户类别构成的变化，有助于对其变化原因的进一步探究，还有助于结合未来人口变化趋势来分析家庭户变化趋势。

总之，人口结构和家庭模式的互动导致了家庭类型结构的演化，从而势必会影响到相当一部分传统家庭养老支持功能。本研究将根据历次人口普查数据信息着重分析微观家庭户居角度反映出来的变化，并尝试剖析有关变化的原因和对可能的变化趋势加以讨论。

## 1.2 中国家庭户按户内人数和户内代数的分布变化

表1提供了1982年、1990年、2000年三次全国人口普查及2005年全国1%人口抽样调查的家庭户按户内人数的分布比例。通过比较，我们看到在1982-1990年期间家庭户按户内人数的分布是在向三人户、四人户和五人户集中。在这两个普查年份，这三种类型都处于前三位。1982年时它们的合计比例为53.9%，到1990年时却一跃提高到64.2%，增加了10个百分点以上。到2000年时，五人户比例明显减少，退出了前三位，而二人户比例则大幅度增加，排在第三位。这种向更小户型集中的趋势后来继续延续。2005年时，一人户和二人户的比例进一步提高，而四人户和更大规模户的比例都在减少，因此前三位排序变成了三人户、二人户及四人户。

表1 按户内人数分类的家庭户比例(%)

1982年	1990年	2000年	2005年
-------	-------	-------	-------

一人户	7.97	5.53	8.3	10.7
二人户	10.08	9.5	17.0	24.5
三人户	16.05	20.76	29.9	29.8
四人户	19.54	24.14	23.0	19.2
五人户	18.35	19.29	13.6	10.2
六人户	13.11	10.65	5.1	3.8
七人户	7.95	5.45	1.8	1.1
八人+户	6.94	4.69	1.2	0.7
合计	100.00	100.00	100.00	100.00

表 2 提供了 1982、1990、2000 年全国人口普查及 2005 年全国 1% 人口抽样调查的家庭户按户内代数分类比例。各个年份上都是二代户所占的比例最高。然而很值得注意的迹象是，一代户的比例在 1990-2000 年期间显著上升了近 8 个百分点，并且在之后的仅仅五年中又提高了近 8 个百分点。而二代户比例则有相应幅度的下降。此外，三代以上户所占比例在整个期间的比例大体维持不变。从这个角度来看，改革开放以来一方面小型家庭户日益发展，然而另一方面多代同堂家庭的社会地位依然比较稳定。

表 2 按户内代数分类的家庭户比例 (%)

户类型	1982 年	1990 年	2000 年	2005 年
一代户	13.77	13.53	21.70	29.35
二代户	67.46	68.02	59.32	52.69
三代+户	18.76	18.45	18.98	17.96
合计	100.00	100.00	100.00	100.00

以上这些家庭规模结构比例只能粗略地描述中国家庭户的一些表面变化，然而很难将其与人口变化联系起来进行分析。在后面的分析中，本研究将努力把家庭户特征与人口特征结合起来分析，以推进对中国家庭户变化及其影响因素方面的认识。

### 1.3 中国平均家庭户规模和户均人口结构的变化

图 1 提供了中国的平均户规模变化曲线。这是根据公安年报户籍统计的人口数和户数所计算出来的。尽管公安户籍统计资料中的人口数和户数未区别家庭户和集体户，然而由于集体户的户数和人数在总体中所占的比例很小，因此这条平均户规模曲线仍然可以用来反映家庭户规模的变化。并且，1982 年以来所进行的三次全国人口普查和三次全国 1% 人口抽样调查都分别提供了按家庭户口径得到的人口与户数统计，在图 1 中以菱形点标志了相应的平均家庭户规模作为补充信息。

如果忽略图 1 中平均户规模曲线在 1960 年左右出现的下凹，那么新中国 60 年平均户规模的变化可以分成两大阶段，分界点是 1973 年。在平均户规模的总体趋势上，前一段是不断扩大；后一段则是持续缩小。通过与图中提供的出生率曲线比较便能清楚地看出，中国户规模的变化其实与出生率的变化高度相关。这种关系由于 1960 年前后的天灾人祸受到了异常的短期干扰，但表现得不明显。然而借助对两条曲线各自加上“无异常”的假设虚线，就能清楚地看出家庭户规模的变化其实是在出生率由 35% 以上的高水平下降到 25% 以下时发生了逆转。这个转折点就是 1973 年，而这个年份正是全国计划生育运动的起始点。自那时以来，家庭户规模就伴随着出生率的降低一直在缩小。

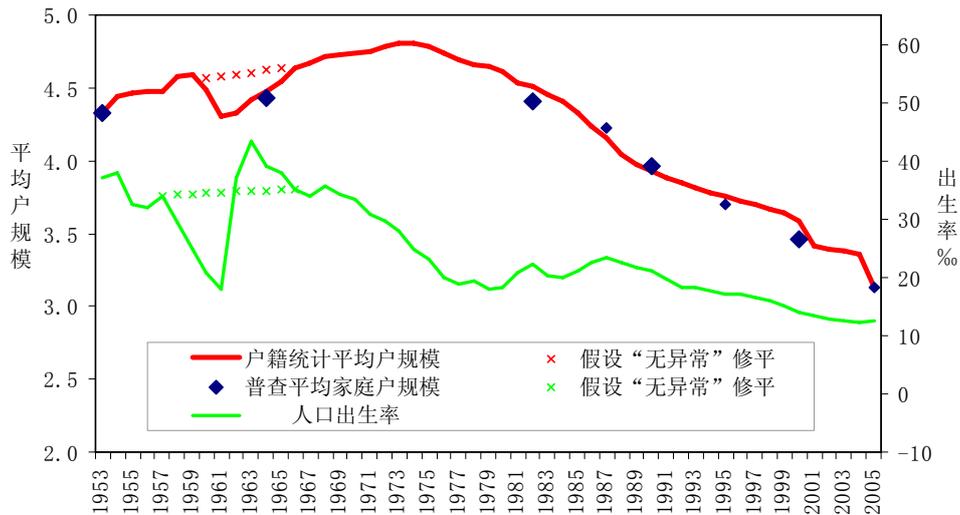


图1 中国平均户规模与出生率的变化

数据来源：1954-1994年各年总人口和总户数《中国人口统计年鉴（1995）》；1995年及以后各年总人口和总户数引自《中国人口统计年鉴（2001）》（所有数字均为公安年报户籍人口统计数）；2001-2005年家庭户平均规模转引自《人口和计划生育常用数据手册（2006）》；1999年及以前的出生率引自《中国人口统计年鉴（2001）》；2000-2005年出生率为国家统计局人口变动调查结果，转引自《人口和计划生育常用数据手册（2006）》。普查平均家庭户规模均为历次全国人口普查或1%人口抽样调查公布统计结果。

就严谨的人口学分析而言，真正对某一年份平均户规模起决定性影响的并不是某一年的出生率，而是该年的人口年龄结构。这是因为，就成家立业的可能性而言，不同年龄人口存在着极大的差异。少儿人口并没有能力单独自立一户，需要父母或其他成年亲属来抚育，纯粹属于家庭户中的附属人口。中国的计划生育大大地降低了出生率，年复一年，日益改变整个人口结构，使得人口中的少儿比例越来越低。少儿人口的相对减少在相当长一个时期中并不会影响基本上是由成年人口数量所决定的户数变化，因而平均每一户中所承载的少儿人数越来越少，导致了平均户规模越来越小。因此，出生转变只是一个基本动因，然而需要通过多年的低出生影响的积累，才能逐步改变人口年龄结构。而人口年龄结构对平均户规模的影响才更为直接和明确。

平均户规模只是从平均户内人数角度定量描述了家庭户的变化，并没有区分户内的不同人口：少儿、青壮年和老年人。如果在对平均户规模的分析中纳入这些人口结构信息，我们便可以使研究进一步深入。尽管以下分析采用的是总人口的年龄结构信息，因而是一种口径不太严格的匡算，但是也足以说明人口结构变化对家庭户平均规模变化的影响（见表3）。

首先，表3中各年份0-14岁少儿人口的比例变化与平均家庭户规模的变化十分对应。从1953年到1964年，少儿比例增加，则户规模也增加。后来随着少儿人口比例不断缩小，户规模也不断缩小。下面用各年的平均家庭户规模（即平均每户中的人数）直接乘以相应年份的年龄结构比例，便得到了平均每户中的少儿（0-14岁）人数、青壮年（15-64岁）人数、老年（65+岁）人数。然后，便可以分析平均每户中不同年龄段人口数的变化对平均户规模变化的影响。

可以看出，平均户规模的扩张对应着户内少儿人数的增加，而平均户规模的缩减则对应着户内少儿人数的减少。表3的第三层列出各时间段中每户少儿人数的变化量和户规模的变

化量，并且提供了两个变化量之间的比值（少儿人数变化/户规模变化）。这五段时期中两个变化量之比都是正的，这表明两个变化量的变化方向始终是相同的。

在第一个时期（1953-1964）中，由于户少儿人数的变化量比户规模的变化量大，这一比值表明的是户少儿人数变化量为户规模变化量的倍数。比如，这段时期中尽管每户中少儿人数增加量很大，平均户规模却没有增加那么多，这其实是因为每户中的青壮年人数和老年人数却减少了，部分地抵消了少儿人数增加对户规模增加的影响。而在第二个时期（1964-1982），每户少儿人数显著地减少了，但是平均户规模并没有减少相应的幅度，这是由于同期户内的青壮年人数和老年人数都增加了，因而又部分地抵消了少儿人数对户规模缩小的影响。也就是说，这两个阶段中，由于其他因素的抵消作用，少儿人数的变化作用并未完全在户规模的变化所表现出来。

**表 3 中国人口年龄结构的变化与平均每个家庭户内人口结构的变化**

年龄结构比例 (%)	1953 年	1964 年	1982 年	1990 年	2000 年	2005 年
0-14 岁	36.28	40.69	33.59	27.69	22.89	19.55
15-64 岁	59.31	55.75	61.5	66.74	70.15	71.37
65+ 岁	4.41	3.56	4.91	5.57	6.96	9.08
合计	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
平均家庭户规模 (人)	4.33	4.43	4.41	3.96	3.44	3.13
0-14	1.57	1.80	1.48	1.10	0.79	0.61
15-64	2.57	2.47	2.71	2.64	2.41	2.23
65+	0.19	0.16	0.22	0.22	0.24	0.28
差额的比较		1953-1964	1964-1982	1982-1990	1990-2000	2000-2005
户少儿人数变化量 (人)		0.23	-0.32	-0.38	-0.31	-0.18
户规模变化量 (人)		0.10	-0.02	-0.45	-0.52	-0.31
两个变化量之比		2.32	16.06	85.5%	59.4%	56.6%

注：历次普查的人口年龄结构和家庭户规模数据引自国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司编，《2000年第五次全国人口普查主要数据》，中国统计出版社，2001：第7-8页。2005年数据引自，《2005年全国1%人口抽样调查资料》，中国统计出版社，2007年。

在后三个时期中，户少儿人数变化的绝对量已经小于户规模变化的绝对量，因此这一比值可以理解为是户规模变化受户少儿人数变化的影响比例。比如，1982-1990年家庭户规模下降了0.45人，而同期每户少儿人数下降了0.38人，所以，少儿人数减少解释了户规模缩小量中的85.5%，所以这段时期户规模的缩小主要就是由于少儿数的减少所导致的。但是值得注意的是，后来少儿数减少的影响比例不断下降，在1990-2000年期间下降为59.4%，在2000-2005年期间则又减少为56.6%。也就是说，近十几年来少儿比例的减小虽然仍是平均家庭户规模缩小的首要原因，但是其他因素的影响正在不断增大。

以上分析只是将平均户规模与户内少儿人数联系起来，这是因为少儿人口变化并不影响户数变化，所以对户规模的影响十分单纯。但是，户均青壮年人数和老年人数就不同了，因为这两部分人口都具有自立成户的能力，因而他们的人口数量总是密切地与户数保持着一定的数量关系，并且这种数量关系反映出社会中的分家立户水平。但是，仅仅将青壮年和老年人口数与总户数联系起来分析则过于笼统，更重要的是具体分析青壮年和老年人口究竟是生活在哪些户类型中才能推断他们在分化立户中的作用。

#### 1.4 不同年龄人口在各种家庭户类型中的分布情况

本节将通过对家庭户人口按年龄组的分布来分析他们在不同户居类型中的比例，以便把握各种户居类型对不同年龄人口的相对重要性。这种分析还可以反映出老年人与户居方面反

映出的与其后代之间的关系，并且对中国特有的家庭生命周期的研究也有着重要的启发意义。

本节的统计分析所用的数据均为历次人口普查及 2005 年全国 1% 人口抽样调查的原始数据样本。按照这些调查所能提供的信息及操作的可行性，所汇总的家庭户类别包括单身户、一代户、夫妇二人户、二代户、隔代户、三代以上户。其中所谓的一代户是指只有兄弟及其他非直系亲属或非亲属所构成的家庭户，而所谓的隔代户指户内世代横跨三代，然而缺损中间一代，比如只有爷爷奶奶加孙辈组成的家庭户。为了便于对比，下面将着重反映各年龄组人口在各种户类型的分布，即以各年龄组总人口作为 100%，计算出地各种类型户人口在该年龄组中所占的比例。这样有助于我们排除不同年份或不同地区人口年龄结构的变化影响，以年龄组上的相对数来进行比较。更重要的是，这种分析可以清楚地告诉我们，不同的户类型对不同年龄的人口不同意义。由于本研究尤其关注对老年人口和老年人家庭户的分析，所以采用不同年龄的户居人口比例能够提供很多新的信息。

由于用表格来提供结果时涉及的年龄组和户居类型太多，交互分组比例就显得非常复杂、不易把握，所以这里仅提供相应的统计区域图来更直观的表达。图 2 中对各年龄组人口分别将在不同户类型中的比例迭加以来。由于各种户类型人口比例都用同样图案表示，因此可以清楚地看出某一户类型在不同年龄人口中的比例如何变化，以反映某种户类型对不同年龄人口的意义。

图 2 提供了 1990 年、2000 年和 2005 年的情况。这里先对 1990 年的家庭户人口按户类型的年龄别比例分布进行解释，以把握中国家庭户户居的一些基本特征。然后，我们再根据这种户居分布上新的变化来把握家庭户居的发展趋势。

1990 年的家庭户人口年龄别户居类型分布图显示出，生活在单身户中的人口比例是随年龄提高而增加的，在年轻段是因为单独立户的能力越来越强，后来则是因为丧偶离婚的情况越来越多。夫妇二人户人口比例在年龄变化趋势上呈马鞍型。在人们初婚立户至初育之间的阶段暂时显现，且比例很小，因为后来则会随着生育子女而转变为二代户，所以比例变得更小。然而后来夫妇户比例又随着子女长大离家而再度增大。这时的夫妇户其实就是所谓的空巢家庭户，且空巢期夫妇户比例扩大持续的时间很长，达到的水平也相对较高。最后，夫妇户所占比例会随着高龄丧偶概率日益增大和生活自理能力下降而需要后代同住，转化为其他户居类型，因而其比例在高龄段变得越来越小。

1990 年的图还显示出，在 55 岁以下的各年龄组，二代户人口占了全部人口的大多数。这段时期的二代户就是青壮年夫妇抚育子女的核心家庭户。但是也可以看到，二代户人口并不只涉及青壮年人口和少儿人口。在老年段，甚至是在“老老年”段，二代户人口仍占有相当的比例。因此，二代户实际上并不只具有“养小”的功能，而且也存在着“养老”的功能。严格地说，这时的二代户并不是真正意义上的核心家庭，因为核心家庭被定义为夫妇加未婚或非成年子女，而种老年二代户中的第二代既不是未成年人，而且还极可能为已婚有配偶者。所以，对于老年家庭供养研究而言，这种二代户的意义完全不同于通常所说的核心家庭户，这一点应该特别加以注意。

1990 年时，隔代户人口所占比例只有在老年人口中才有一定位置，总的来说没有显著意义。研究文献中曾经有人指出隔代抚育孙子女的现象在 1980 年代有所增加(刘英, 1987)。这里的统计结果证明，在“年轻老年”阶段的人口确实存在这种情况。但是，隔代户的另一个意义却尚未在研究文献中被提及，即对处于“老老年”的人口来说，他们本身已经很衰老，而他们的孙子女早已长大成人，所以更可能是相反的情况，即隔代养老。

1990 年时，三代以上户类型在少儿人口和青壮年人口中都占有十分显著的地位，对老年人口而言则已经成为主要的家庭户类型。这种统计现象标志着主干家庭模式在中国仍然占据主要地位，即大多数老年人都在多代同堂的家庭户中度过自己的晚年。主干家庭(即三代

以上户)户可以是不不断延续发展的,也可以从分化立户的核心小家庭(一代户或二代户)中重新发展起来。所以,从家庭养老的意义上看,多代主干家庭仍是一种主要的养老户居类型。

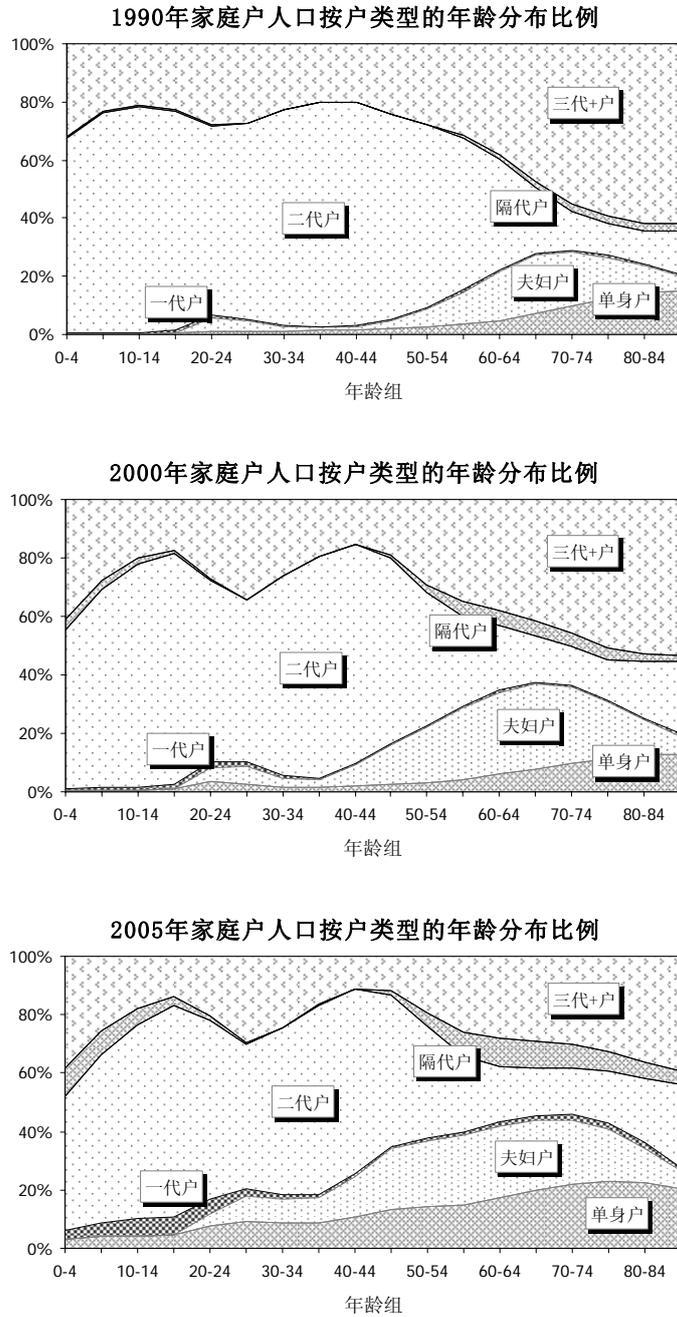


图 2 家庭户人口按户类型的年龄分布比例变化

下面通过比较 2000 和 2005 年全国家庭户人口的年龄别户居分布的来把握新的变化趋势。首先,2000 年时生活在单身户中的人口比例比 1990 年水平所提高、但在高龄段却有所下降;而且 2005 年这一比例则发生全面而显著的增加,并且高龄段中下降的特征也表现得更为明显了。

一对夫妇户人口比例也表现出了显著的增加,2005 年时这个比例的增加已经使 1990 年时的那种马鞍形几乎不见了。由于老年夫妇户就是“空巢家庭”户,可以看出“空巢”的年龄越来越提前,并且“空巢期”维持时间越来越长。比如,用达到 20%以上比例作为标准,

1990年时只有65-69岁这一个五岁年龄组，2000年时则有55-74岁的四个年龄组，到2005年时则有45-74岁的六个年龄组。一方面，这种情况显然是由于生育量减少、生育期缩短、夫妇共同存活水平提高等这样一些人口因素变化所导致的。另一方面，在家庭模式方面则反映出社会中核心家庭模式的影响力也在增强。此外，正如在前面理论探讨部分所述，这种变化中还可能在一定程度上体现了主干家庭模式在当前所发生一种新现象，即伴随着大批独生子女进入结婚成家的年龄，于是有许多独生子女夫妇在与某一方父母共同生活的同时又必须排斥另一方父母。这些原因都会导致老年夫妇户比例变得越来越大。

近年来，二代户在老年阶段以下人口中的比例发生明显的下降。比如在0-64岁人口中，二代户人口比例在1990年为70.06%，2000年又降为63.41%，2005年则已经降为54.62%。然而，本研究却发现，老年人口生活在二代户中的比例却是一种先降后升的情况。比如在65岁及以上的老年人口中，在二代户生活的比例从1990年的16.53%先下降到2000年的15.51%，到2005年时反而提高到17.55%。并且，这种二代户比例升高的趋势在较老的老年人口中表现得更为明显。比如，从85岁及以上老年人口的二代户比例来看，1990年为14.99%，2000年为24.48%，到2005年则达到了28.58%。这使我们猜想，中国的家庭户居的实际情况要比现有理论更为复杂，可能很多夫妇在刚进入老年时不与成年已婚子女共同生活，然而到更老的年龄阶段时则由于各方面状况不太好或丧偶情况的发生，又重新“回归”与后代一起生活，这时他们的子女大约处于壮年和“年轻老年”阶段，而更年轻的孙子孙女们都分出去另立家庭了。在图2中3个年份的子图都反映出，较老年年龄组的二代户比例发生明显增加，十分可能便是这种情况的反映。

近年来生活于隔代户的人口比例有了十分明显的变化。1990年时这种情况很还少，尤其是在少儿年龄段几乎可以忽略不计。但是，2000年时隔代户有所增加，无论是在老年段还是在少儿段都变得比较显眼。尤其到2005年时，这一比例又有了更为显著的增加。这种情况显然并不是因为子代死亡造成的，隔代户中的老年人实际上是在替不在本户的成年子女抚养幼年的孙辈，即隔代抚育。

形成老人隔代抚育可能有以下几种原因：1、原本三代户中的子代外出流动迁移，剩下老人与孙代在原户留守（主要发生于农村）；2、为了孙代能就近上个好学校（主要发生于城市）；3、老年人为了取得代际精神慰藉。

近年来，中国家庭户居中最重要的一种变化就是三代户中的人口比例明显地减少了。这在老年阶段人口中三代户比例上表现得尤其明显，而这其实与老年人口在单身户、夫妇户、二代户、隔代户比例的显著增长是相辅相成的。

通观我国近年来家庭户人口的户居方式变化，我们看到核心家庭模式确实正在社会中不断发展，然而多代共同生活的传统家庭模式有所消减，但是并未丧失其在社会中的重要地位。

### 1.5 老年人口的户居状况变化

为了聚焦比较老年人口的户居状况变化，仅将以上三个年份数据中60岁及以上老年人口专门作图加以比较（图3表4）。我们发现，近年来老年人口在户居方面的主要变化可以归纳为出以下几个趋势：三代户比例大幅度减少，夫妇户比例先升后降，二代户比例先降后升，单身户比例和隔代户比例则双双发生显著增加。这种表现在多种户居类型上复杂的此长彼消变化还可以通过进一步的归纳来对其趋势性特征加以简化。

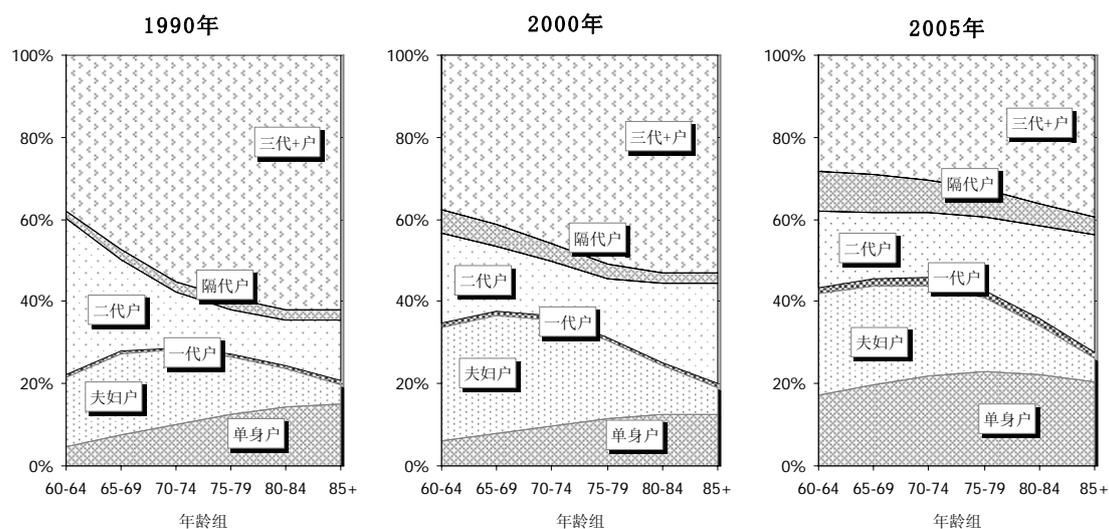


图3 老年家庭户人口按户类型的年龄别分布比例变化

如果将老年单身户人口比例与夫妇户人口比例合计起来，便可以大致反映有关老年人口中空巢家庭（即不与子女同住）的流行程度。这一指标不仅反映老年人的户居状况，而且能在一定程度上反映出核心家庭模式被整个社会接受的程度。

空巢阶段是核心家庭生命周期中特有的阶段，在主干家庭和联合家庭的发展过程中是不存在的，所以它是核心家庭的代表性特征。同时它不太受人口年龄结构的影响，相比之下，核心家庭（指夫妇正在抚养未成年或未婚子女的家庭）的数量却会受到人口年龄结构的很大影响。因此如前所述，简单地用核心家庭比例的增加来作为家庭核心化的佐证是不妥的，因为在主干家庭仍占主要地位的社会当中，当老代有较多的存活成年子女时，就会有很多子女要分出去另立门户，从而导致核心家庭数量及比例的增加。因此，在这种特定人口条件下，老年人在空巢家庭中的比例因为不受子代家庭分枝的影响，因而可以比较准确地描述核心家庭模式被社会接受的程度。同时，老年人与子女同住的比例又可以反映出传统家庭养老在社会上的流行程度。但是这种特定的人口情况已经发生了根本性的变化。

我们必须看到，计划生育以来产生的大量独生子女进入结婚成家阶段，而他们的父母则正在进入老年阶段。两个独生子女结婚时，主干家庭模式对同代并列婚姻单元的排斥并不体现在下一代中，而是体现在上一代中，使得其中一对老年夫妇不得不成为空巢家庭。因此，这一指标将会随着老年人口的更替，逐渐失去其测量社会中核心家庭模式接受度的能力。不过，这个指标至少仍然能够反映老年人是否与后代同住现状。

除了汇总老年人口在空巢家庭的比例以外，还可以将老年人口中在二代户、隔代户和三代户的合计比例作为老年人与后代共同生活的比例（由于一代户对这一研究的意义并不清楚，所以两种合计中都不包括一代户）。图3表4提供了1982年、1990年、2000年和2005年65岁及以上的老年人口中按是否与后代共同生活划分的比例，以比较不同时期的水平和变化趋势。

总的来说，在1990年以前，与后代共同生活的老年人大约占70%左右，而在空巢家庭生活的比例在30%以下。但是1990年以来，与后代共同生活的老年人比例正在迅速下降，而生活于空巢家庭的老年人比例则处于上升趋势。也就是说，传统多代同堂家庭模式正在削弱之中，失去了千百年来在中国社会上所占据的绝对主导地位，家庭核心化在社会中的地位正在日益提高，但是两者尚未易位。

我们还看到，女性老人比男性老人更倾向于与子女共同生活，这一来是由于老年人在

经济能力上还存在男强女弱的明显差异，二来是由于死亡率差异，丧偶老年人口中女性大大多于男性，而老年丧偶以后，成年子女更可能将其父母中存活的一方接回自己的家中来照料。

表 4 中国老年人口户居安排的比例变化

年份	在二代以上户的比例 (%)			在空巢家庭户的比例 (%)		
	男性	女性	合计	男性	女性	合计
1982	71.62	74.24	73.06	26.83	24.57	25.58
1990	69.45	75.01	72.49	29.78	24.44	26.86
2000	61.57	69.55	65.78	37.42	29.85	33.43
2005	53.88	59.51	56.73	44.09	38.89	41.46

为了评价这一水平，取得一个粗略的概念，可以将中国的水平跟其它一些国家和地区做一比较。第二次世界大战前，美国有 52% 的老人与子女同住（朱传一，1986），从 1950 年到 1970 年，与子女一起生活的老年人从 31% 下降到 9%（李松，1985）。美国在半个多世纪以前家庭核心化的程度就远远高于中国现在的水平，其中包含着文化传统、经济发展和社会制度等各方面的巨大差异。将中国的情况与同属东方文化、但经济更发达的日本做一比较。1960 年时日本 65 岁以上的老人与子女同住的比例为 87.3%，1970 年时为 79.9%，而到 1980 年时为 69.8%（张萍，1984），1997 年时日本老年人与子女同住的比例为 54.3%（Kim and Maeda, 2001）。40 年中降低 34 个百分点，家庭核心化的速度也是很快的，但是从水平上比起美国来仍然差得很远。据《读卖新闻》报道，2006 年日本一项有关老年人住宅环境的调查显示，“现在与孩子同居，将来还打算继续的”以及“现在分居，但是将来打算一块儿住的”被访者的两者合计仅为 40.1%，这比以前调查比例又进一步减少了（周永新，1988）。1994 年时韩国老年人中有 53.8% 与子女共同生活，而 2002 年韩国一项调查表明，60 岁以上的老人大部分（77.2%）愿意在不是子女家或养老院的自己家居住；但是同时有 53.0% 的老人回答说，将来想和子女一起居住<sup>1</sup>；这其实表明是否愿意与子女同住受到老年人年龄、身体状况及其他因素的影响。从同属中国文化圈的其它地区来看<sup>2</sup>，在 1980 年代的香港，60 岁以上的老年人约有四分之一或单独居住、或同其他老人住在一起，这意味着大多数老年人是与后代同住的；在台湾，1980 年代初有 75% 以上的 60 岁以上老年人同成年子女生活在一起，在 1999 年时台湾老年人与子女同住的比例已经下降到 49%<sup>3</sup>。总之，在东亚国家或地区中，与子女同住或愿意与子女同住的老年人比例都在不断降低。但是现在很难断定，东亚国家或地区的家庭核心化最终是否能够发展到美国那样的程度。

## 第二节 东中西部家庭户的比较研究

本节研究中对全国做东中西部三个地区的划分并不是纯粹的地理划分，而是按照地理情况与社会经济发展水平综合划分的国家标准口径<sup>4</sup>：其中东部地区包括 11 个省级行政区，中

<sup>1</sup> [http://chn.chosun.com/site/data/html\\_dir/2003/02/23/20030223000018.html](http://chn.chosun.com/site/data/html_dir/2003/02/23/20030223000018.html)

<sup>2</sup> <http://news.sina.com.cn/w/2006-10-31/174911382177.shtml>

<sup>3</sup> [http://www2.olps.tcc.edu.tw/upfiles/school/exam/e\\_467/89120\\_1140345874\\_%A%AEa%AEx%AB%AC%BAA.doc](http://www2.olps.tcc.edu.tw/upfiles/school/exam/e_467/89120_1140345874_%A%AEa%AEx%AB%AC%BAA.doc)

<sup>4</sup> 将我国划分为东部、中部、西部三个地区的时间始于 1986 年，由全国人大六届四次会议通过的“七五”计划正式公布。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 11 个省（市）；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西等 10 个省（区）；西部地区包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 9 个省（区）。1997 年全国人大八届五次会议决定设立重庆市为直辖市，并划入西部地区后，西部地区所包括的省级行政区就由 9 个增加为 10 个省（区、市）。由于内蒙古和广西两个自治区人均国内生产总值的水平正好相

部地区包括 8 个省级行政区，西部地区包括 12 个省级行政区（表 5）。

表 5 东中西部地区的划分

东部地带	中部地带	西部地带
北京、天津、河北、 辽宁、上海、江苏、 浙江、福建、山东、 广东、海南	山西、吉林、黑龙 江、 安徽、江西、河南、 湖北、湖南	重庆、四川、贵州、 云南、西藏、陕西、 甘肃、青海、宁夏、 新疆、内蒙古、广 西

由于家庭户的平均规模与结构较强地依赖于人口结构，而老年人的家庭结构也与所拥有的子女数量结构密切相关，因此在分析东中西部家庭规模结构及其变化时，首先需要了解东中西部的人口结构状况。

### 2.1 东中西部人口结构与家庭户规模的差异

表 6 和表 7 分别提供了根据全国 2005 年 1% 人口抽样调查公布资料和原始数据样本汇总的按东中西部地区划分的人口结构。这两种统计结果在人口结构分布方面十分近似。从表中可以看出，东部地区少儿比例最低，中部地区居中，而西部地区的少儿比例最高。从老年人口比例来看，则是东部地区最高，中、西部地区比较接近，西部甚至还比中部略高一点。这种分布差异实际上主要是由于东中西部所实行的计划生育政策不同，因而在出生水平上存在着显著的差异。这两个表还反映出，劳动年龄人口比例正好是按东中西依次排序。这个特征不仅反映了不同地区几十年来的人口自然变动，而且其中也反映了改革开放以来的人口迁移与流动的巨大影响。

表 8 和表 9 分别是根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查公布资料和数据样本汇总的分地区的家庭户概要统计。两种统计在家庭户人数、家庭户所占比例上也是十分接近的。并且可以看出，东部地区的家庭户人口在总人口中的比例和家庭户户数在总户数中的比例都相对较低，反映出集体户在东部地区较多。但是，表 8 和表 9 在各种平均户规模上存在着非常大的差别，根据 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据样本统计出的各种平均户规模要远远低于公布资料的水平。这么大的差距根本不会是出于抽样调查随机误差所致，很可能是由于两种统计采用了不同的人口统计口径<sup>5</sup>。由于本研究后面的分析将主要基于原始数据样本来进行东中西部在老年家庭方面的分析，所以反映的是数据样本的情况。换句话说，以下分析结果反映的是家庭户在调查时的实际居住情况，其中并不包含本户那些已经外出的家庭成员。

表 6 2005 年东中西部人口年龄结构（公布）

人口结构指标	东部地区	中部地区	西部地区	全国
少儿人口比例	16.8%	20.2%	22.8%	19.6%
劳动年龄人口比例	73.8%	71.0%	68.3%	71.4%
老年人口比例	9.4%	8.8%	8.9%	9.1%

注：此表根据《2005年全国1%人口抽样调查资料》公布数据整理计算。

当于上述西部 10 省（市、区）的平均状况，2000 年国家制定的在西部大开发中享受优惠政策的范围又增加了内蒙古和广西。

<sup>5</sup> 2005 年 1% 人口调查同时采用现有人口和户籍人口两种口径进行调查。然而，国家统计局对外提供的数据样本中已经将调查时不在本户的本户户籍人口删去了。

**表 7 2005 年东中西部人口年龄结构（样本）**

人口结构指标	东部地区	中部地区	西部地区	全国
少儿人口比例	17.2%	20.9%	23.3%	20.1%
劳动年龄人口比例	73.8%	7%	68.2%	71.2%
老年人口比例	9.0%	8.4%	8.5%	8.7%

注：此表根据2005年全国1%人口抽样调查数据样本统计。

**表 8 2005 年东中西部平均户规模（公布）**

地区	家庭户人数 所占比例 (%)	家庭户 所占比例 (%)	平均户规模 (人/户)	家庭户规模 (人/户)	集体户规模 (人/户)
东部	95.2	96.4	3.08	3.04	4.02
中部	99.1	99.3	3.18	3.17	3.92
西部	99.0	99.1	3.26	3.25	3.70
全国	97.6	98.1	3.26	3.25	3.70

注：此表根据《2005年全国1%人口抽样调查资料》公布数据整理计算。

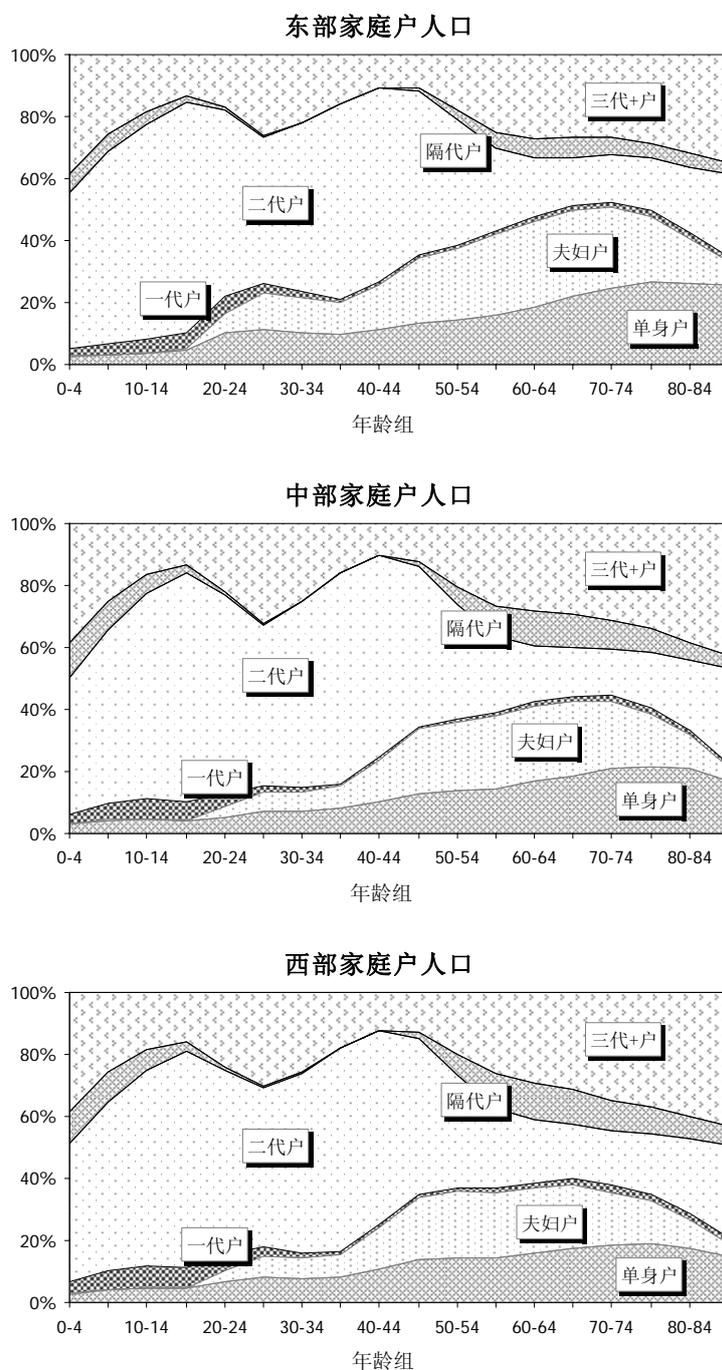
**表 9 2005 年东中西部平均户规模（样本）**

地区	家庭户人数 所占比例 (%)	家庭户 所占比例 (%)	平均户规模 (人/户)	家庭户规模 (人/户)	集体户规模 (人/户)
东部	95.1	96.3	2.46	2.43	3.28
中部	99.1	99.3	2.57	2.56	3.43
西部	99.0	99.1	2.61	2.61	3.03
全国	97.5	98.0	2.54	2.52	3.27

注：此表根据2005年全国1%人口抽样调查数据样本统计。

## 2.2 东中西部人口的家庭户类型分布

图4中提供了东中西部家庭户人口年龄别的户类型分布状况。从成年的家庭户人口在单身户和夫妇户的比例来看，东部最高，中部居中，西部最低。然而从三代户、隔代户和两代户来，排序便发生了掉转。东中西部户居分布的基本特征是，东部的家庭分化水平最高，中部次之，西部较低。



4 2005年东中西部家庭户人口的年龄别户类型分布

其次，东部地区在隔代户比例上明显低于中西部地区，这与以往的情况有很大不同，很有可能是因为人口外出流动对中西部的家庭户居状况的影响。即中西部许多家庭户中由于青壮年劳动力全部外出，家中只剩下老人和少儿留守。中西部地区家庭户居方面所反映出的这种新现象，既关系到那里的家庭养老问题，也涉及到少年儿童的培养教育问题。需要密切关注这种留守家庭的发展变化趋势，研究这种家庭可能产生的困难和问题，及时制定对策和采取措施。

结合以上两个特点，可以同时认为，东部地区在 20-34 岁较高的单身户、夫妇户以及一代户比例并不一定完全是东部地区的家庭分化程度较高所致，也有可能是因为吸纳了较多的外来流动人口的影响。这种推测将留待后面在人口流动对家庭户居状况影响时再深入进行分析。

### 2.3 东中西部老年人口与子女共同居住的状况

为了聚焦各地区的老年人口居住状况，图 5 将东中西部 60 岁以上老年人口的年龄别户居类型比例图横向排出，以方便地区间的水平比较。可以看出，处于不同社会经济文化条件下的东中西部老年人口在户居偏好上有着明显差别。而且各地区的老年人随着逐渐进入高龄，其户居类型比例的变化也是十分明显的。与东部老年人口相比，中西部老年人口的三代户比例较高，而在单身户和一代户中的比例较低。

这里我们更容易看出，在隔代户比例上是西部最高、中部次之、东部最低的结果，所以现在隔代户的情况与以往有了很多不同点。比如，过去隔代户多是在东部发生，而现在隔代户却更多在中西部发生。1990 年时，东中西部 65 岁及以上老年人口中的隔代户比例分别为 2.80%、2.26% 和 2.19%。而 2005 年时东中西部的相应比例则分别为 5.75%、8.89% 和 9.84%。又比如，过去隔代户多是城市现象，而现在隔代户却更多在农村发生。1990 年全国市镇县的 65 岁及以上老年人口中隔代户比例分别为 7.18%、3.75% 和 1.66%。而 2005 年时市镇县的相应比例则变为 6.02%、7.67% 和 8.76%。

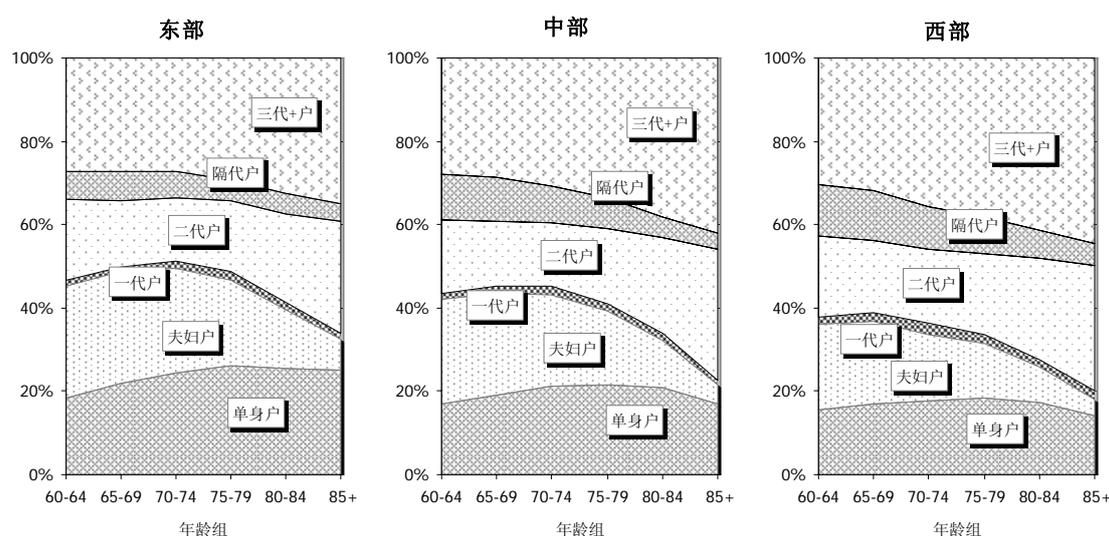


图5 2005年东中西部老年家庭户人口的年龄别户类型分布

因此，当前中西部中的隔代户比例显著增加实际上是与改革开放以来的农村劳动力人口流出相联系的新现象，这种人口流动造成原来的家庭户成员在空间上跨跃了很大距离。而这种留守隔代户的前景既有可能随着子代的返乡回归多代户，也可能随着孙子女投奔已经在

新居住地站稳脚根的父母而使原地只剩下留守老人,还可能全家三代人重新在新居住地聚合为一户。最终哪一种可能性成为现实将会受到未来户籍制度改革、人口流动迁移政策和社会保障体系发展以及家庭各代人口的具体情况的影响。

表 10 提供了东中西部老年人口与子女同住的比例和居于空巢家庭的比例,不同的是这里对老年人口分别采用 60 岁及以上和 65 岁及以上两种老年口径。由于居住在一代户的老年人既不能算是与后代同住,也不能算是居于空巢家庭,因此在下表两种情况中都不包括一代户比例。从表 10 中的结果来看,不论是在哪个地区,老年人口的一半以上都是在与后代一起居住,这是不同地区传统多代家庭延续的共性表现。但是东中西部之间在多代同住程度上则存在着比较显著的差别,西部显得更为“传统”,与后代同住的比例要比东部高 12 个百分点左右,而中部的同住比例则居于东西部之间。

表 10 东中西部老年人口户居安排的比例

老年口径	地区	与后代同住(%)	居于空巢家庭
60 岁及以上	东部	52.2%	46.3%
	中部	57.3%	41.0%
	西部	63.9%	34.0%
65 岁及以上	东部	51.8%	46.6%
	中部	57.6%	40.5%
	西部	64.8%	33.0%

### 第三节 流动迁移对中国家庭结构的影响

改革开放以后,人口流动经历了一个十分迅速的增长过程。1984 年,由于国家放松了对农村人口进入中小城镇的控制,当年全国登记的流动人口就猛增到 2000 多万。此后,人口流动的增长更是势不可挡,人口流动的流向也逐渐突破小城镇而大量进入大城市,1995 年时全国约有 8000 多万农村劳动力在外流动。根据 2000 年人口普查数据,全国流动人口数量已经达到 1 亿人以上(翟振武、段成荣,2006)。而 2005 年 1% 人口抽样调查数据则表明,全国流动人口数量达到 1.47 亿人。更深入的分析表明,流动人口离开户口登记地外出流动的平均时间已经达到 4.5 年,表明很多流动人口是“流而不动”,其实早就定居于现居住地,只是因为户籍问题尚未解决而被作为流动人口。流动人口主要流向城市和城镇,其中流向城市者占 65%,流向城镇者占 19%,二者合计占全部流动人口的 84%。无论省内流动人口还是跨省流动人口,以流向城市和城镇为主的格局没有差异(段成荣、杨舸,2008)。

规模巨大的人口流动大潮,同时会对家庭、户居和代际关系造成很大的影响。由于农村家庭户中的青壮年外出流动,在空间上脱离了他们原来所在的家庭户,与父母、配偶、子女分居两地,于是原来的代际关系便被人口流动断开。近年来有关流动儿童、留守儿童、留守老人成了热门话题,就是从不同角度反映了这些因人口流动而产生的家庭、户居和代际关系变化及其引发的社会问题。

下面我们从不同角度来描述人口流动在家庭、户居和代际关系方面所带来的种种影响。

#### 3.1 从数据中识别流动人口并剥离市区人户分离情况

从人口普查数据中筛选出流动人口是一件很困难的技术工作。就最新的 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据而言,尽管问卷中调查了户口登记地情况(R6)、调查时点居住地情况(R7)和离开户口居住地时间的情况(R8),都能提供一些调查时不在户口登记地的人的有关信息,但是要识别出流动人口并不简单,因为这样识别出的所谓流动人口中其实还包括着大量的城市里的人户分离人口,即由于拆迁搬家、几处住房、上班上学方便、照顾老人病人等种种原

因，并不在户口登记所在街道或行政区内居住。因此，如果仅凭几项数据信息，便会将他们混同于一般的流动人口，然而实际上他们与一般流动人口是极为不同的。

中国人民大学人口学系的段成荣、杨舸（2008）根据人口数据可提供的信息，提出了一种从流动人口中识别和剥离开城市人户分离人群的操作方法。其分析思路可以从他们设计的分析框图中清楚地看出（图6）。本研究按照段成荣、杨舸提出的上述操作思路，从2005年全国1%人口抽样调查数据中识别出流动人口，并剥离了市区人户分离人口①。

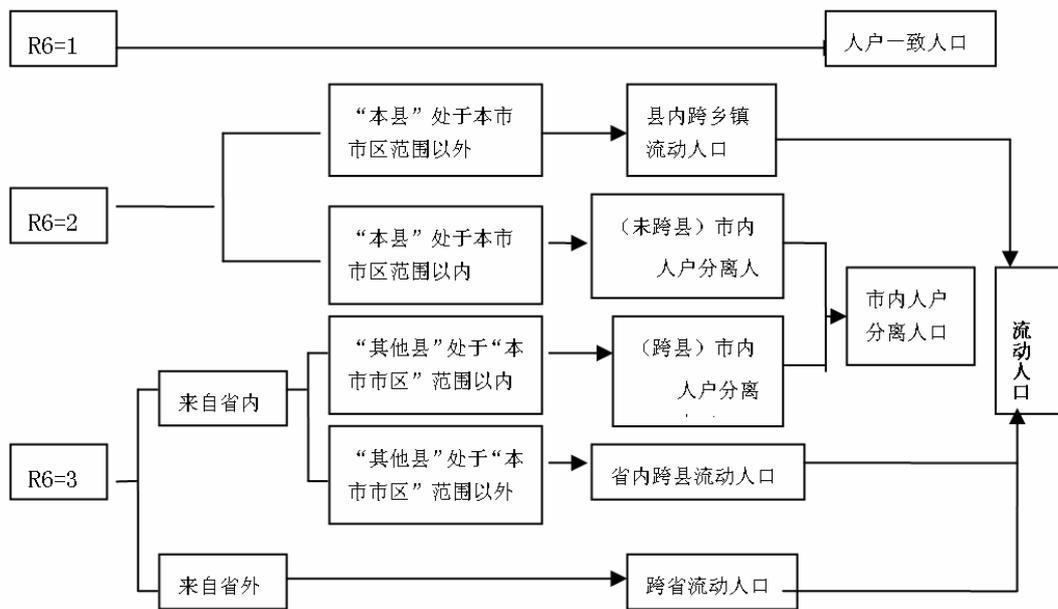


图6 从人口普查数据中识别流动人口和市内人户分离人口的分析框图

来源：段成荣、杨舸，中国流动人口状况，中国的社会服务政策与家庭福利国际研讨会论文集，中国人民大学人口与发展研究中心，2008年3月。

根据段成荣、杨舸（2008）的研究，如果上述市区人户分离人口不分离出去，那么他们将在笼统的“流动人口”中占20%以上。将人户分离情况剥离出去以后，汇总的流动人口占到数据样本总人数的8.84%，也就相当于13亿人口中的1.15亿。这个结果与2005年全国1%人口抽样调查公报中所说流动人口有1.4亿差别很大，因此公报中所说的1.47亿流动人口中肯定是没有将市区人户分离的情况剥离出去。

### 3.2 按流动状况划分的人口家庭户居结构

图 7 提供了数据样本中以年龄别人数为纵轴绘制的流动人口家庭户居结构,它其实可以看作横躺卧的分年龄的户居类别人口金字塔,于是我们可以同时把握流动人口的年龄结构及户居结构。有比较才能鉴别,图中还提供了常住户籍人口的相应状况作为分析的参照。

从图 7 可以看出,流动人口的年龄结构与常住户籍人口差别很大,现阶段的流动人口主要是年轻力壮的劳动力。正是因为如此,流动人口中的少儿和老年比例大大低于常住户籍人口。因此,流动人口仍主要处于在流入地打拼的阶段,因此老年父母和子女随行的情况相对较少。尽管如此,2005 年时的流动人口不像早年那样多为单身流动,已经显现出家庭流动特征,其中居住于夫妇户和二代户的已经占了很大比例,甚至还有一定比例的三代户。

所以,我们看到早期的人口流动只是促使了家庭户的分化,然而人口流动的进一步发展,又会出现全家在流入地重新聚合,或者是举家同时流动。近年来有文献称这种现象为人口流动家庭化,比较强调的只是后者,然而在实际中前者的情况也不能忽视。

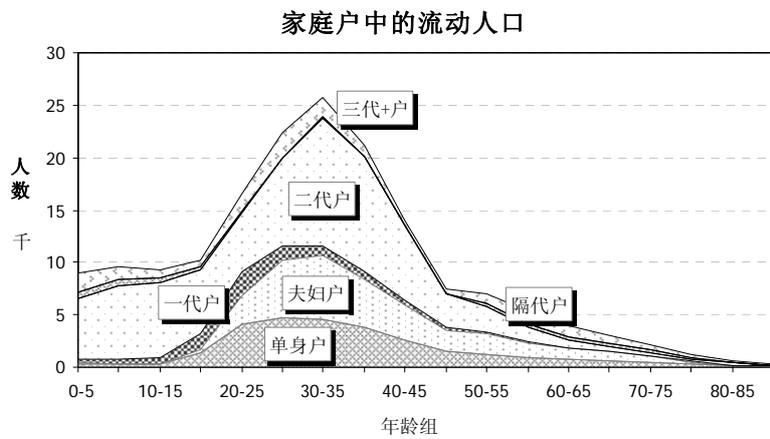
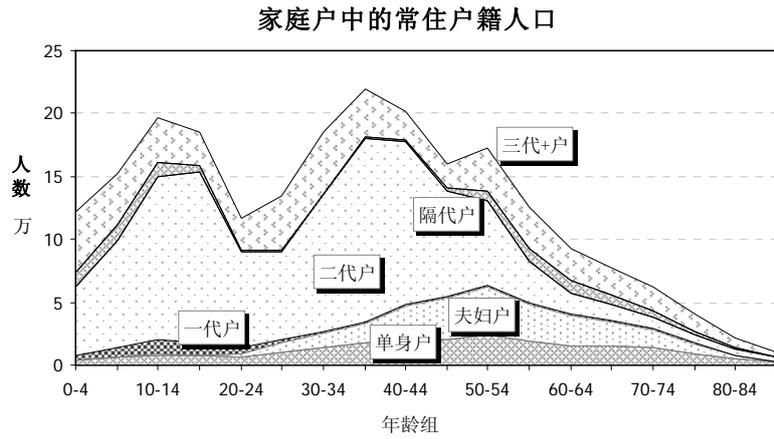


图7 2005年家庭户人口按流动状况的户类型年龄分布

图 8 提供了以年龄组人数为 100% 的年龄别标准化的流动人口户居结构，以便表达各种户居类型对不同年龄流动人口的相对重要性。可以看出，以相同年龄组比例对比，流动人口中选择单身户和夫妇户的远多于常住户籍人口，尤其是在人口流动能量最大的青壮年组。但是就老年人口而言，尽管流动数量相对较少，但是二代户、三代户其实对于老年流动人口而言仍然非常重要。

结合图 7 和图 8，我们可以看出人口流动确实是一种高度选择的过程，总是先由家庭中能力最强、身体最好的青壮年首当其冲。为了减少拖累，他们往往是只身前往，或者是夫妇同行。如果这些先行者能够在流入地站住脚，往往也是未成年子女先跟进，最后才是家中的老年人口。在流入地形成的人际关系网络以及流入人口自成社区，有助于引入老家更多劳动力，也有助于老家留守的儿童与老人前来流入地完成原家庭户的重新聚合。

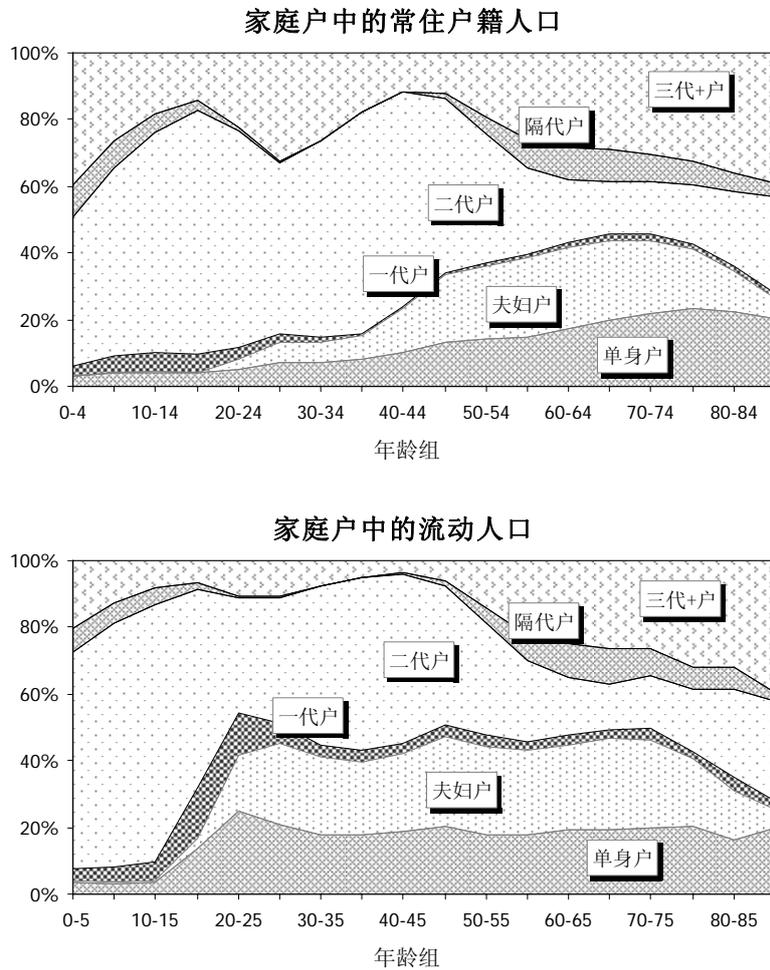


图8 2005年家庭户人口按流动状况的户类型年龄分布

表 11 提供了 65 岁及以上老年人口按流动状况划分的户居比例。从中可以看出，即使是在老年流动人口中二代户和三代户所占的比例也并不比老年户籍常住人口低多少。老年流动人口中的隔代户甚至还略高于常住户籍人口，而老年流动人口中的夫妇户和一代户比例却相对高于常住户籍人口，而单身户则低于常住户籍人口。这种情况在一定程度上体现了老年人口在流动中也显现出一定程度上对家庭养老支持的依赖。

2005 年老年人口按流动状况的户居分布 (%)

老年人口 (65+)	单身户	夫妇户	一代户	二代户	隔代户	三代+户
常住户籍人口	21.34	20.14	1.77	17.61	7.85	31.29
流动人口	19.44	23.63	3.03	17.03	8.38	28.49

### 3.3 东中西部按流动状况划分的家庭户居状况

按地区分别按不同流动状况人口分析家庭户居状况可以更好地揭示人口流动大潮对不

同地区的人口户居状况产生的影响。图 9 提供了东中西部各自的常住户籍人口与流动人口的户居类型比较。

我们发现，上述对全国流动人口分析中的两个特点在东中西部内部都同样存在，即流动人口中选择单身户和夫妇户的远多于常住户籍人口，以及二代户、隔代户、三代户对老年流动人口而言仍然非常重要。

常住户籍人口基本上是本地原居民在一些人口流出后的留守人口。由于流出人口毕竟只是总人口中的一小部分，因此在图中可以看出，常住户籍人口的单身户和夫妇户的比例，其实在东中西部之间的差异并不是很大。但是在流动人口户居状况上，东中西部的地区差异就十分显著了。应当注意，当前人口流动中有很大大比例是跨地区范围的，而人口流动的总流向是从中西部流向东部。正因为如此，在东部的流动人口中实际上有相当一部分是来自于中西部地区。对于这种长距离流动和地区间社会经济水平差异，自然导致举家流动的困难更大。因此，东部流动人口在单身户和夫妇户的比例都远高于中西部相应水平并不是只反映了东部总体上在家庭模式方面更加小型化与核心化，而且也反映出由来自中西部的流入人口由于条件限制而只能单身或夫妇一起流入，不能将子女与老人同时带来。相比东中西部常住户籍人口在单身户和夫妇户的比例差异不大，便可以肯定中西部向东部的流动人口在户居方面的特征已经对东部整体家庭户居状况产生了不可忽视的影响。

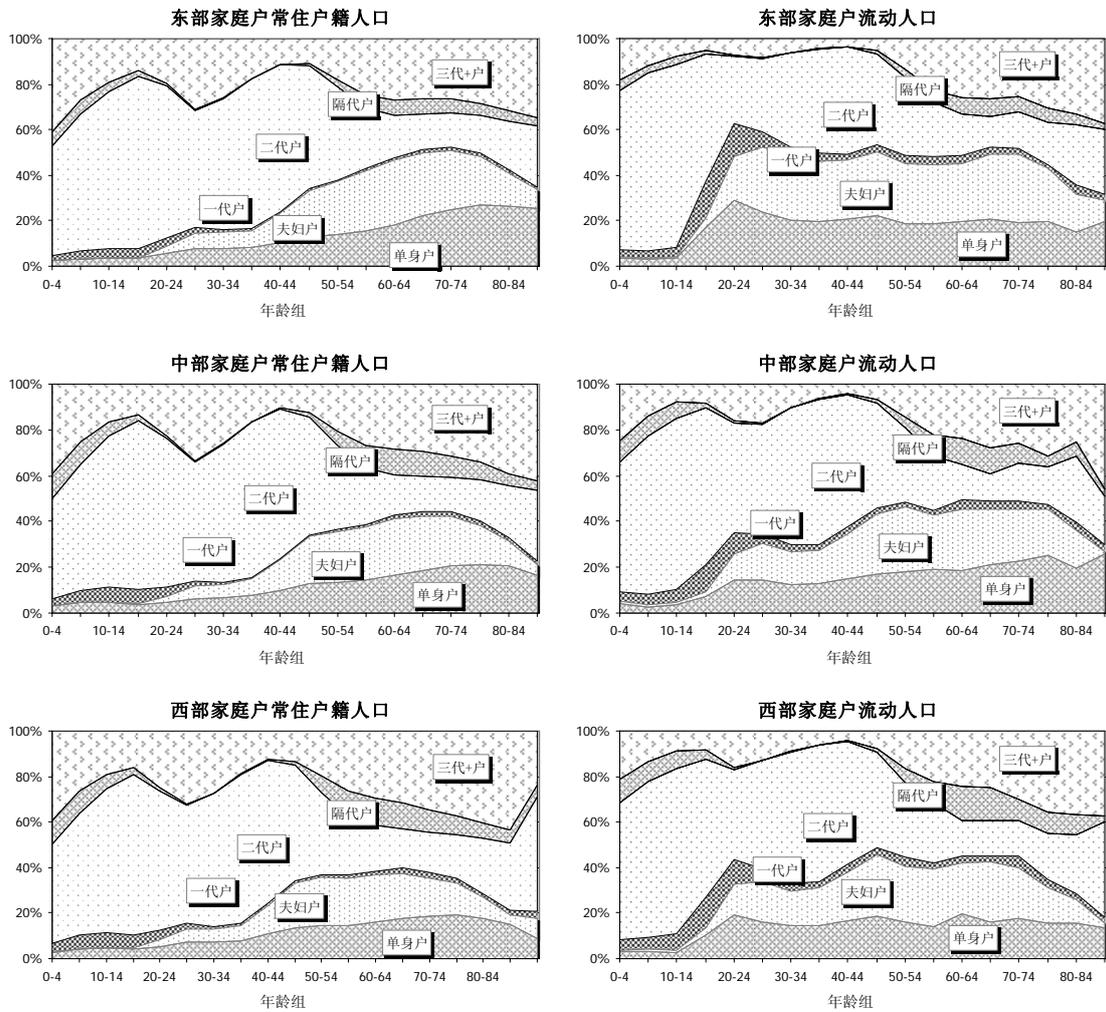


图 9 东中西部家庭户人口按流动状况的户类型年龄分布

将常住户籍人口作为留守人口来看待,我们就更容易理解中西部常住户籍人口中的一代户(托人代管的留守儿童)和隔代户(留守儿童和老人)的人口比例远高于东部地区的原因。这是因为,由于中西部有大量青壮年流动人口外出流动,导致原有家庭户分裂,家中只剩留守儿童和老人。所以,这种情况其实也是人口跨地区流动的一种后果。同时,也正是因为这种青壮年劳动力跨地区的流动,导致表6和表7中都显示出东部人口中劳动年龄人口比例远高于中西部,也导致了西部的老年人口比例甚至略高于中部。

所以,人口流动产生了地区间人口与家庭状况的互动,宏观人口变化比较容易被政府和公众注意到,然而在微观家庭方面出现的一系列新问题就容易被忽视。并且,特别是中西部由于大量青壮年人口流出而产生的对家庭户及家庭养老功能的影响是一个急需研究的问题。

以上流动人口分析,都是就东中西部的家庭户人口展开的,然而实际上很多流动人口申报为集体户人口。前面的表8和表9已经揭示出东部地区和集体户比例和集体户人口比例都明显高于中西部,所以人口流动对家庭户居的影响远不只像本研究前面以家庭户人口对东中西部所做的分析。图10提供了东中西部分别按总人口(含集体户人口)的口径和按家庭户人口的口径所计算的年龄别流动人口所占比例。我们发现,用不同人口口径来统计流动人口比例时,峰值年龄是不同的,而且同一年龄组的流动人口比例差异极大。在总人口口径统计中,东部流动人口比例峰值为33.7%,峰值年龄为20-24岁组,而家庭户人口统计的东部相应峰值比例22.4%,峰值年龄却是25-29岁组。所以,如果从总人口来看,东部吸引的青壮年流动人口的数量和比例都要远大于仅从家庭户人口分析时的结果。

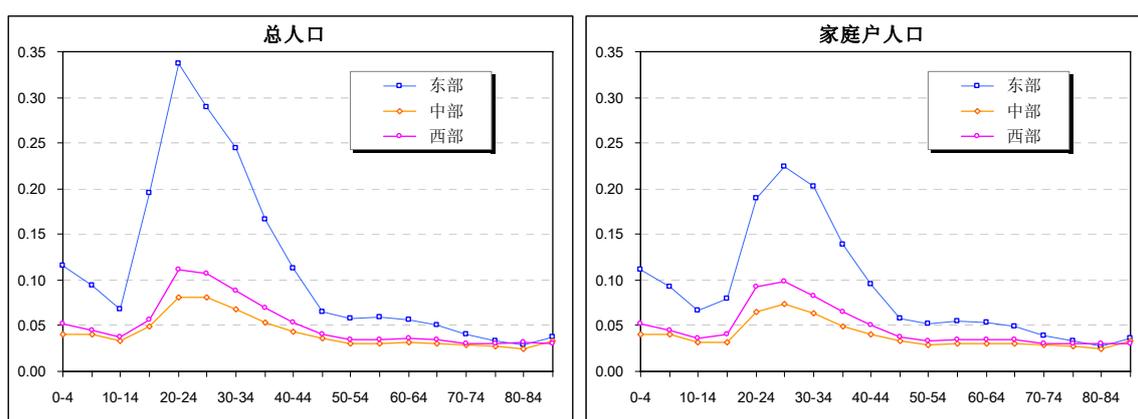


图10 东中西部按总人口和家庭户人口分别统计的流动人口比例

## 第四节 主要亲属对老年人生活的重要性研究

### 4.1 研究背景及研究方法

中国的养老是以家庭养老为基础的。从社会发展来看,家庭养老不仅体现了代际之间在经济和生活上的互惠互助,而且体现了双方在精神上的互相慰藉。各级政府依靠和调动社会各方面的力量,采取多种养老方式,以满足老年人的基本需求。但是,一些老年人对自己的养老并不满意。其中比较普遍的原因是:家庭养老的观念淡化;“父母在,不远游”的束缚已彻底打破;高龄老人越来越多,空巢老人越来越多,老年家庭越来越多;农村养老保障还没有完全建立起来,农村集体经济基础薄弱,拿不出较多资金来解决老年人的生活保障问题;老年人的家庭地位发生了根本变化。传统的家庭养老已经遇到了前所未有的挑战。

一些学者利用中国老龄科学研究中心组织的1992年中国老年人供养体系调查的数据进行研究,发现大多数老年人对生活现状表示满意,经济收入、孤独感、健康自评和婚姻状况

是影响老年人生活满意度评价的最主要因素,改善老年人的物质生活与精神生活具有同等重要的意义(齐锜,1998)。桂世勋(2001)、黄润龙(2002)等也进行了相关的研究。

在经济供养方面,有的学者发现子女对父母的经济资助并不随子女数的增加而增加(夏传玲等,1995);一些学者验证了这一观点,并进一步提出了“老人经济供给‘填补’理论”(桂世勋、倪波,1995)。随后又有学者利用相同数据重新检验了这一结论,并发现了上述结果其实主要反映了“年轻”老年人的状况,而更老的老年人则反映出完全不同的情况(郭志刚、张恺悌,1996)。

在共同居住方面,有的学者通过数据分析发现: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,并且高龄老人对子女的依赖存在很强的性别偏好(郭志刚,2002)。张文娟等(2004)的研究也表明老年人在居住安排上表现出对儿子的强烈偏好。杜鹏(1999)认为,虽然中国家庭总体上正趋于核心化,但对于老年人而言三代家庭仍然是最主要的居住方式,而且老年人年龄越高,其居住于三代户的比例越高。国外经典的老年学理论认为现代化进程导致了家庭结构的变化,为老年家庭成员带来可悲后果(Cowgill,1974)。Goode(1970)指出,社会现代化进程与经济发展导致家庭规模减小,核心家庭逐渐占据主导地位,老年人可获得的社会资源减少。另外,经济发展带来的劳动力外流削弱了家庭赡养老年人的能力,主干家庭取代作为家庭养老基础的联合大家庭(Yuan,1987),已经成为最常见的家庭结构(Wu,1991)。

随着社会变迁,情感支持已经成为一个相对独立于物质供养而日趋重要的问题。有的学者甚至提出了“精神赡养”的概念(穆光宗,2004)。

在生病照顾方面,仅仅用一般健康人的标准来评价所有人的健康状况是不妥当的,这会抹煞各个人群(如不同年龄)的多样性和异质性。例如,有人虽然带病或身有残疾,但他已经适应或学会了带病生活,所以其自身的评价往往偏于良好。另外,有学者发现高龄老人在户居方式和经济供养上主要依赖儿子,但女儿在生活照顾上显得更为重要,有女儿的高龄老人往往对生活和健康状况的评价更为满意(陈卫、杜夏,2002)。郑真真等(2002)认为改善高龄老人生活质量的重点应当是加强社会和家庭的人文支持和关怀力度。Chen A. J. (1989)发现东南亚地区的大多数老年人已经慢慢从传统的全面依靠家庭向依靠国家、当地政府、社会等非家庭力量过渡;Lowe V. H. (1980)的研究发现随着社会和政府力量对家庭养老重负的分担,香港以及正进行着类似变革的其他地区都有可能导致生育率的大幅下降。

本次研究的数据来自于2002年中国老年人口健康影响因素跟踪调查的数据。该调查是北京大学老龄健康与家庭研究中心组织的跟踪调查,首次调查于1998年在全国22个省、市、自治区开展(中国高龄老人健康长寿研究课题组,2000)。在1998年的基础调查及2000年的跟踪调查中,只调查80岁及以上的高龄老人,但是从2002年调查开始,调查的老年人范围扩大到60岁及以上。2002年调查样本规模为16064名老年人。

研究框架由三个部分组成。第一是老年人对生活的满意度问题,包括经济供养、共同居住、情感支持和生病照顾这四个方面。第二是现今中国社会的老年人在养老过程中对家人尤其是核心家人的偏好和依赖。第三点则要考虑在社会的变迁和国家政策的影响下,家庭已无力独立承担养老的重任。

在这种框架下,为了保证老年人有一个愉快晚年(即生活状况自评好),许多问题需要我们做出具体研究:老年人的各种需求中到底有哪些必须通过核心家人提供,有哪些需求满足可以转移到社会或社区?老年人的生活满意度还受到哪些社会经济因素的影响?核心家人的结构和数量对于老年人生活满意度到底有怎样的影响?这些便构成了本节将要讨论的问题。

老人的生活满意度可以分别从经济供养、共同居住、情感慰藉和生病照顾这四个方面采取逐步深入的方式来进行研究。这里仅以经济供养为例对本节采用的分析策略加以说明。首

先，我们分析老年人钱是否够用对生活满意度的影响。然后，进一步对那些不能自我经济支持的老人进行具体研究，探讨他们是否由家人供养所导致的生活满意度差别。如果结果证明由家人供养对老人的生活满意度有显著效应，则进一步探讨在那些由家人供养的那些老人中，是否由核心家人供养对老人生活满意度的影响。

在所有的阶段性研究模型中，老年人的核心家人构成（包括是否有配偶以及子女结构），社会经济变量（包括老人的年龄、性别、居住地点、民族、职业、上学年数等）和健康状况自评都作为模型解释变量，其中后两者作为控制变量，而核心家人的结构则是分析的主要关注。

根据以往文献理论和现实观察，模型所要检验的假设如下：

经济供养方面是否得到满足会影响老年人的整体生活满意度，而具体的满足方式对于老年人来说并不重要，子女结构和配偶对经济供养没有统计意义上的显著影响。

与经济供养类似，生病是否得到照顾会影响满意度，而由谁照顾并不重要，同住配偶、有无女儿对生病照顾有影响，有无儿子对之无影响。

在共同居住方面，有其他人同住、尤其是与核心家人同住会显著提高老年人的满意度，有无配偶、儿子对共同居住有影响，而有无女儿对之无影响。

情感慰藉对老年人的生活满意度很重要，来自家人或熟人的情感慰藉更为重要，核心家人结构对情感慰藉有显著影响。

老年人需求满足的优先级可以排列为：由核心家人 > 由其他家人满足 > 由外人满足，其中核心家人包括配偶和子女；

核心家人的构成（包括配偶、子女结构）对老年人的需求满足方式会有影响。

检验上述各假设的变量模型用图 11 和图 12 来示意。

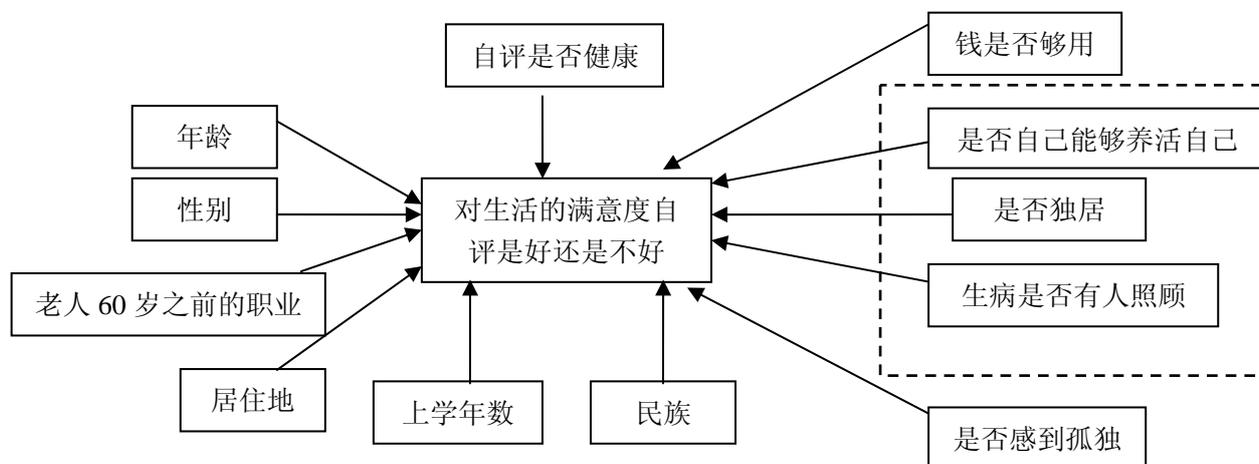


图11 生活满意度影响因素的模型<sup>6</sup>

<sup>6</sup> 虚线框表示在不同分析中将被替换的内容。

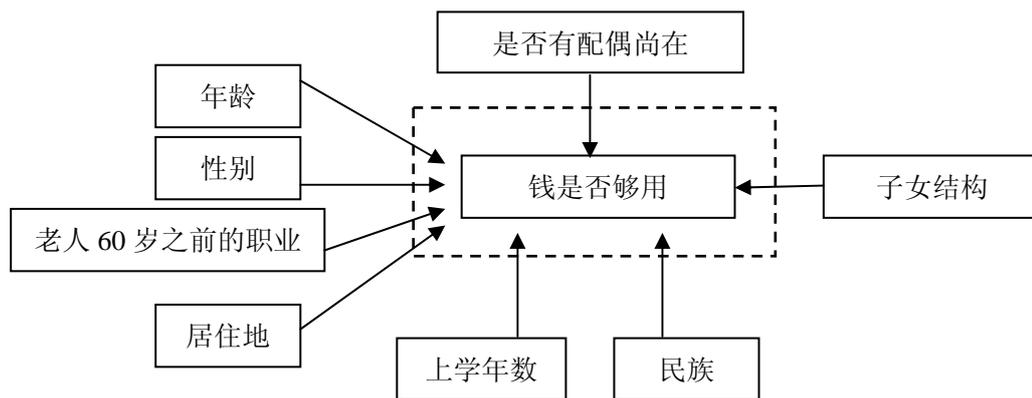


图12 需求满足方式影响的模型<sup>7</sup>

#### 4.2 需求满足方式对老年人生活满意度的影响

本节侧重于考察老年人需求是否满足和由谁来满足对老年人生活满意度的影响，探讨老年人需求满足方式的理想模式。

##### 附表 1. 老年人生活满意度的影响因素

本部分主要讨论会影响到老年人生活满意的因素。首先将各自变量加入模型，重点考察在经济供养、共同居住和生病（生活）照顾等需求满足方面的差别对老年人生活满意度的影响。由于模型纳入变量较多，使用 Logistic 回归的筛选方法精简，最终结果在表 12 中提供。

表 12 老年人生活满意度影响因素的 logistic 回归结果

	B	Beta <sup>8</sup>	Sig.	Exp(B)
钱够用（参照钱不够用）	1.319	0.288	0.000	3.741
自己能供养自己（参照不能供养自己）	-0.106	-0.026	0.084	0.908
非独居（参照独居）	0.501	0.094	0.000	1.651
生病有人照顾（参照生病没人照顾）	0.742	0.058	0.000	2.101
不感到孤独（参照感到孤独）	0.455	0.118	0.000	1.577
健康自评好（参照健康自评不好）	1.536	0.423	0.000	4.646
上学年数	0.014	0.027	0.052	1.015
年龄	0.015	0.097	0.000	1.015
男性（参照女性）	-0.239	-0.065	0.000	0.788
居住地（参照农村）				
城市	0.315	0.144	0.000	1.371

<sup>7</sup> 中间的虚线框表示不同分析中将被替换的内容。

<sup>8</sup> Beta 值为标准化回归系数，可以用于比较各个自变量对因变量的相对影响程度（参见郭志刚，1999）。

城镇	0.039	0.018	0.424	1.043
老人 60 岁之前的职业（参照农民）				
干部	0.479	0.172	0.000	1.615
工人	0.081	0.029	0.066	1.084

注：a. 纳入最初模型的变量还包括民族，但在筛选中已被排除。

b. 回归因变量为生活状况自评为不满意，卡方值为 3477.786，显著度为 0.000，案例数为 14259。

表 12 的分析结果表明，显著影响老年人生活满意度的因素及其具体影响方式包括：

1. “钱是否够用”的回归结果表明，具有足够经济供养的老年人对生活的满意度自评明显高于那些生活供养不够用的老年人，钱够用的老人相对钱不够用老人的生活满意度的优势比（odds ratio，即表中的 exp(B)值）为 3.74 倍。

2. 独居对于老年人生活满意度存在显著的负面影响，非独居（与家人同住或住养老院）老人中满意度发生比（odds）是独居老人的 1.65 倍。

3. 生病时有人照顾的老年人的生活满意度明显高于那些无人照顾的老年人，前者的生活满意度发生比是后者的 2.10 倍。

4. 情感上不孤独的老年人的生活满意度明显高于那些感到孤独的老年人，前者的生活满意度发生比是后者的 1.58 倍。

5. 自评健康的老人比自评不健康的老人对生活满意得多，健康老人相对不健康老人的满意度优势比高达 4.65 倍，可见健康对于老年人满意地度过晚年生活有多么重要。

6. 在老年人的社会经济变量中，“老人 60 岁以前的职业”、“居住地”对老年人生活满意度存在显著影响。具体而言，干部的满意度明显高于农民老人的满意度，其优势比为 1.62 倍；但是工人与农民没有显著差异。以居住在农村为参照，居住在城市的老年人明显更为满意，但是居住于城镇的老年人与农村老年人没有显著差异。

7. “性别”和“年龄”这两个人口学变量对老年人生活满意度也存在显著影响。在控制其他变量以后，男性的满意度低于女性，男性中满意发生比仅达到女性相应水平的 79%。同时结果表明，年龄增加促进满意度提高。这一结果其实与高龄老人家庭和社会地位下降的理论并不一致。这种结果的产生可能有两个方面的原因：第一是选择效应，即长寿的老年人一般都是对生活比较满意的老年人，他们要么生活条件较好，要么心态较好，因此导致高龄老人反而对生活更加满意；第二是高龄老人以前经历过较多的苦难，反而更加豁达，更容易满足。

8. 对这些显著变量的标准化系数（Beta）绝对值的比较表明，它们对老年人生活满意度的相对影响作用从大到小依次排列为：是否健康 > 钱是否够用 > 干部与农民的差别 > 城市与农村的差别 > 是否感到孤独 > 年龄 > 是否独居 > 性别 > 生病是否有人照顾。

#### 附表 2. 老年需求是否由家人提供对老年人生活满意度的影响

在这一部分，我们试图探索在上一模型中统计性显著的变量背后，是否还有更深层的原因。

分析结果发现（表 13），虽然在样本规模上与上个模型分析的差别不大，但在分析结果方面却发生了较大的变化，尤其是我们主要关注的三个需求满足方式的变量上。具体结果解释如下：

在我们考察的三个变量中，变量“生病时有人照顾的老人是否由家人照顾”由于显著水平较低而被排除出最终模型。另外，对那些经济上不能自我支持的老年人来说，其经济来源无论是来自于家人还是非家人（包括朋友、邻居、社会和政府等等）都无所谓，这种经济来

源的途径差异对老年人生活满意度并没有显著影响。

唯一取得统计性显著的变量是“非独居的老人是否与家人同住”，但其结果出人意料，非独居的老人中与家人同住者会明显降低生活满意度，这似乎显示出老年人更喜欢养老院等与非家人共同居住的方式，与家人同住的老人中满意发生比仅为住养老院老人的 0.55 倍。这一结果值得我们进一步的思考，首先我们考虑到“共同居住”与“生病照顾”之间可能存在共线性问题，因为将两者分别纳入模型中时，则二者分别都能得到较高统计显著度（0.000）。并且，当“生病时有人照顾的老人是否由家人照顾”与“不能自养的老人是否由家人供养”同时纳入模型时，前者也会变得不显著，说明“经济供养”对“生病照顾”也可能存在一定相关。然而，变量“不能自养的老人是否由家人供养”无论在何种情况下都始终不显著。

表 13 老年需求满足方式对老年人生活满意度的影响

	B	Beta	Sig.	Exp(B)
钱够用（参照钱不够用）	1.350	0.294	0.000	3.856
不能自养的老人由家人供养（参照没由家人供养）	0.194	0.031	0.073	1.214
非独居的老人与家人同住（参照没与家人同住）	-0.597	-0.074	0.000	0.55
不感到孤独（参照感到孤独）	0.505	0.131	0.000	1.657
健康自评好（参照健康自评不好）	1.567	0.432	0.000	4.792
年龄	0.016	0.103	0.000	1.016
男性（参照女性）	-0.209	-0.057	0.000	0.812
居住地（参照农村）				
城市	0.279	0.128	0.000	1.321
城镇	-0.038	-0.017	0.535	0.963

注：a.初始模型中曾经包括变量：老人 60 岁之前的职业、上学年数、有人照顾的老人是否由家人照顾、民族，但依次在筛选中被淘汰。

b.因变量为生活状况自评为不满意，卡方为 1988.083，显著度为 0.000，案例数为 8694。

由此我们可以认为，“生病时有人照顾的老人是否由家人照顾”、“不能自养的老人是否由家人供养”和“非独居的老人是否与家人同住”三个变量之间存在共线性，因此导致第一个变量只有单独纳入模型才会显著。其中，“不能自养的老人是否由家人供养”则始终不能显著，这说明它的独立解释能力相对最小。而“非独居的老人是否与家人同住”对老年人生活满意度的独立影响相对最强，即使在其他相关自变量也纳入模型时，依然能够取得显著。

另一个值得深究的结果是在这些非独居的老人中，住养老院的老年人明显比与家人共住的满意度要高，也是一个不太好理解的现象。易松国和鄢盛明（2006）也曾在另外的调查分析中发现，养老院老人满意度高于居家老人，他们猜测这是因为养老院接受调查的人大都是身体较好的人，而居家老人则包括各种身体状况的被访者。而我们将本节研究数据中那些住养老院的老年人选出来进一步分析的结果表明，住养老院的老人一般都是农民和工人、年龄偏大、没上过学、无子女或少子女、同时也没有配偶的孤寡老人，他们一般都属于社会中的底层弱势群体，因此无论从心态上和实际条件来看都是处于易于满足的群体，所以当他们住进养老院时，就会觉得生活很好了，因此生活满意度便很高。这很可能是住养老院的老人满意度比居家老人甚至与家人共住的老人更高的主要原因。

### 附表 3. 核心家人与非核心家人的作用差别

接下来我们只对那些与家人同住、由家庭供养、照料的老年人进行分析，以讨论由一般

家人与核心家人来满足老年人的需求在影响其生活满意度上是否存在差异。分析结果表明，虽然在同住、照料、供养三个方面是否由核心家人来满足需求导致老年人生活满意度存在一定差异，但这种差异仅存在于样本当中，不能推断到总体（表 14）。考虑到三者之间可能存在相关，我们将三个变量分别再纳入到表 14 模型进行单独分析，并将三个结果汇总到表 14 中。

表 14 生活状况自评与其影响因素的 Logistic 回归结果

	B	Beta	Sig.	Exp (B)
钱够用（参照钱不够用）	1.376	0.300	0.000	3.959
不感到孤独（参照感到孤独）	0.478	0.124	0.000	1.614
健康自评好（参照健康自评不好）	1.578	0.435	0.000	4.847
年龄	0.016	0.103	0.000	1.016
男性（参照女性）	-0.199	-0.054	0.000	0.819
居住地（参照农村）			0.008	
城市	0.23	0.105	0.006	1.258
城镇	-0.059	-0.027	0.364	0.943

注：a. 初始模型的变量还包括：与家人同住的老人是否与核心家人同住，上学历数，由家人供养的老人是否由核心家人供养，老人 60 岁之前的职业，由家人照顾的老人是否由核心家人照顾和民族；但在筛选中依次淘汰。

b. 回归模型因变量为生活状况自评不好，卡方值为 1767.108，显著度为 0.000，案例数为 7733。

表 15 三个自变量分别再加入 0 模型后各自结果的汇总表

	B	Beta	Sig.	Exp (B)
由家人照顾的老人由核心家人照顾	0.213	0.034	0.002	1.260
与家人同住的老人由核心家人同住	0.193	0.025	0.032	1.213
由家人供养的老人由核心家人供养	0.145	0.019	0.072	1.156

如表 15 所示，除了变量“由家人供养的老人是否由核心家人供养”对老年人生活满意度的影响不显著之外，其他两个变量均显著，而且他们对老年人生活满意度的影响力从大到小依次为“由家人照顾的老人由核心家人照顾” > “与家人同住的老人由核心家人同住” > “由家人供养的老人由核心家人供养”，可见生病照顾的满足方式是老年人最为重视的，其次是共同居住的满足方式，而经济供养的满足方式是老年人最不重视的，即究竟由谁来满足老年人的经济需求并不重要。

而在表 14 模型中分别尝试分别加入表 15 中 3 个自变量的时候，原来表 13 中那些自变量就作为控制变量，其中的“钱是否够用”、“是否感到孤独”和“自评是否健康”仍然始终都能显著。

#### 4.2 主要亲属构成对老年人需求满足的影响

这里所指的核心家人构成包括两个变量，即配偶是否尚在和存活子女构成，其中子女构成包括无儿无女、仅有女儿、仅有儿子和儿女双全四个类别。本节中主要考察这两个变量是如何对老年人各方面需求的满足及其满足方式产生影响，从而间接地影响到老年人生活满意度的。模型中的控制变量主要是社会人口变量，包括上学历数、年龄、性别、民族、居住地和老人 60 岁之前的职业。

##### 1) 经济供养

模型分析的因变量是老年人在用钱上是否够用，用以反映老年人的经济供养状况，再来

考察核心家人构成在经济供养方面的影响。

分析结果表明（16），是否有配偶尚在对老年人的钱是否够用并无显著影响，因此这个解释变量在取得最终模型前已经被淘汰。

在儿女结构方面，以儿女双全为参照类，则无儿无女的老人在可用钱数上明显比儿女双全的老人少，即无儿无女的老人中钱足够用的发生比仅为儿女双全老人相应水平的0.556倍。类似的情况也出现在仅有女儿的老人中，这些老人中钱够用的发生比仅为儿女双全老人相应水平的0.836倍。仅有儿子这个类别的钱够用的发生比虽然略低于儿女双全的老人，但这种差别并不显著，因而不能推断总体。可见，现今社会中儿子在家庭经济供养上的贡献仍是极为重要的。

表 16 核心家庭构成对经济供养的影响

	B	Beta	Sig.	Exp(B)
子女结构（参照子女双全）				
无儿无女	-0.587	-0.347	0.000	0.556
仅有女儿	-0.179	-0.106	0.005	0.836
仅有儿子	-0.055	-0.033	0.364	0.946
居住地（参照农村）				
城市	0.417	0.191	0.000	1.517
城镇	0.206	0.094	0.000	1.229
老人 60 岁之前的职业（参照农民）				
干部	0.855	0.306	0.000	2.352
工人	0.064	0.023	0.154	1.066
上学年数	0.064	0.123	0.000	1.066
年龄	0.006	0.039	0.000	1.006
汉族（参照少数民族）	0.429	0.054	0.000	1.536

注：a. 纳入初始模型的变量本来还包括是否有配偶尚在和性别，但它们依次被淘汰。

b. 回归模型的因变量为钱不够用，回归卡方值为 482.212，显著度为 0.000，案例数为 15928。

## 2) 共同居住:

以下的分析是针对所有老人来分析核心家人构成在共居与独居发生比上的影响，因变量为是否共居，参考类是独居。

这一分析的结果表明（表 17），配偶的作用非常显著，有配偶的老年人中非独居相对于独居的发生比是无配偶老人的 23.7 倍，可见配偶在增加老人共居方面的重大作用，同时也表明有配偶的老人很少有与配偶分开居住。

在儿女结构的影响方面，以儿女双全为参照，仅有女儿这一类与之存在显著差异，且出乎意料的是仅有女儿也可以明显增强老人共居的可能性；而仅有儿子尽管也有促进作用，但与儿女双全的统计性却并不显著。这种结果既可能是在表明女儿在增强老人共居可能性方面的作用大于儿子，但也有另一种可能解释，即老人如果仅有女儿也许增强了住养老院的倾向。于是，我们对那些共居的人做了进一步的分析。结果表明，仅有女儿的老人中并非有很多住到了养老院，而是仍然与家人同住。因此，仅有女儿的确是减少老人独居的可能性，并且仅有女儿的作用确实还高于儿女双全，其原因可能是由于传统观念的影响，当还有儿子

的条件下，女儿就不会主动承担与老年人共住的责任，但在没有儿子的条件下，女儿其实会更主动地与老人共住。

表 17 共同居住的影响因素的 Logistic 回归分析表

	B	Beta	Sig.	Exp(B)
有配偶尚在（参照无配偶）	3.166	0.809	0.000	23.710
子女结构(参照子女双全)				
无儿无女	-0.135	-0.080	0.057	0.873
仅有女儿	0.380	0.225	0.000	1.462
仅有儿子	0.064	0.039	0.360	1.066
居住地（参照农村）				
城市	0.268	0.123	0.000	1.307
城镇	0.97	0.444	0.109	1.102
年龄	0.037	0.239	0.000	1.038
男性（参照女性）	-0.189	-0.052	0.000	0.827
汉族（参照少数民族）	-0.411	-0.052	0.000	0.663

注：a. 纳入初始模型的变量还包括：上学年数和老人60岁之前的职业，但筛选中被淘汰。

b. 回归模型的因变量老人是否与所有类型其他人同居，回归卡方值为1189.463，显著度为0.000，案例数为13790。

### 3) 生病照顾：

在下面的模型中（表 18），研究对象是所有老人，因变量是在老人生病时是否有人照顾。我们首先来看配偶对老人生病是否有人照顾的影响。结果表明：有配偶在会显著提高生病老人有人照顾的可能性。有配偶老人的有人照顾发生比将近无配偶老人相同指标值的 6 倍，配偶的重要作用再一次得到体现。

表 18 生病照顾的影响因素的 Logistic 回归分析表

	B	Beta	Sig.	Exp(B)
有配偶尚在（参照无配偶）	1.772	0.453	0.000	5.881
子女结构（参照子女双全）				
无儿无女	-1.146	-0.678	0.000	0.318
仅有女儿	-0.201	-0.118	0.302	0.818
仅有儿子	-0.223	-0.132	0.192	0.813
年龄	0.067	0.432	0.000	1.078
男性（参照女性）	-0.244	-0.067	0.036	0.784
汉族（参照少数民族）	-0.573	-0.072	0.066	0.564

注：a. 纳入初始模型的变量还包括：上学年数、居住地和老人 60 岁之前的职业；但依次被淘汰。

b. 回归因变量为老人生病时是否有人照顾，回归卡方值为 265.736，显著度为 0.000，案例数为 15915。

在儿女结构方面，虽然其他三种类别相对儿女双全类在老人生病有人照顾的水平上有所较低，但其中只有无儿无女才与儿女双全差异取得统计性显著，且无儿无女老人的有人照顾发生比只有儿女双全老人 31.8%。仅有女儿和仅有儿子与儿女双全相比，差异并不显著，因而并没有为女儿在生病照顾中发挥着比儿子更重要的作用的传统观点提供有力的佐证。

#### 4) 情感慰藉

在对情感慰藉的模型中，研究对象也是所有老人，因变量是老人是否感到孤独。

分析结果表明（表 19），配偶在老年人的情感慰藉方面发挥着重要的作用，有配偶的老人明显比无配偶的老人更少的感到孤独。具体的说，有配偶的老人中不感到孤独的发生比是无配偶老人中的 2.64 倍，可见配偶在消除老年人孤独感方面的重要作用。

儿女结构方面，虽然样本显示其他三类老人均比儿女双全的老人更多地感到孤独，但除了无儿无女的老人与儿女双全的老人有显著差别外，仅有女儿和仅有儿子的老人的差别均未取得统计性显著，可见儿子和女儿在老年人的情感慰藉方面的作用大体类似。

表 19 情感慰藉的影响因素的 Logistic 回归分析表

	B	Beta	Sig.	Exp (B)
有配偶尚在（参照无配偶）	0.972	0.248	0.000	2.643
子女结构（参照子女双全）				
无儿无女	-0.159	-0.094	0.006	0.853
仅有女儿	-0.074	-0.044	0.194	0.929
仅有儿子	-0.094	-0.056	0.078	0.911
居住地（参照农村）				
城市	0.413	0.189	0.000	1.511
城镇	0.089	0.041	0.048	1.093
上学年数	0.034	0.066	0.000	1.035

注：a 纳入初始模型的变量还包括：年龄、性别、老人 60 岁之前的职业、民族；但已经被淘汰。

b. 回归因变量为老人是否不感到孤独，卡方值为 848.032，显著度为 0.000，案例数为 14308。

#### 4.3 小结

通过前面各模型分析以及相关的进一步讨论，本节分析结果可以概括为以下几个方面。

钱是否够用对老年人的生活满意度有显著影响。但是对于经济上满足的老年人来说，经济供养的具体来源并不是他们关心的重点，无论是自己挣得、政府社会提供、还是核心家人或其他家人供给都不能明显的影响到他们总的生活满意度。

但是，居住方式（即与人共居或独居）则显著地影响了老年人的生活满意度。独居会大大减少老年人的生活满意度，而与核心家人共住的老人比那些仅与其他家人共住的老年人对生活更加满意。

生病时是否有人照顾对老年人的生活满意度有重要影响。有人照顾比无人照顾的老年人对生活表现出更加满意。并且，生病时由家人照顾会明显促进老年人对生活的满意度，生病时由核心家人照顾还可以进一步提高老年人的生活满意度。

是否孤独对老年人生活满意度影响重大，因此当前消除老年人的孤独感是增加其生活满意度的一个重要因素。

根据数据分析结果的比较，可以得到四种基本需求的满足在影响老年人生活满意度方面的作用由大到小的排序依次为：情感慰藉 > 共同居住 > 生病照顾 > 经济供养。

配偶在非经济方面的影响一直都是非常重要的。存活儿女结构的影响现在主要体现在无儿无女与儿女双全的差异，而子女性别对老年人生活满意度影响的差别在减小。儿女双全的老年人无论在哪个需求方面的满足都是四种儿女结构类型中最好的，如果再加上有配偶的

话，老年人的晚年生活就基本满意了，而无儿无女的老人一般总是处于最差的情况。

当前老年人的基本需求满足方式可以概括为：经济供养上主要依靠儿子，而共同居住、生病照顾和情感慰藉上则主要是配偶的作用，再加上儿子、女儿的辅助。

针对上述分析结果中反映出的社会现状，我们认为在赡养老人的全社会分工中，政府和社会方面的工作应主要集中在维护和发扬家庭养老的传统，主要关注那些丧偶和无儿无女的老年人，同时为其他有困难的家庭提供帮助。这种外部支持主要是在经济帮助方面。而在居住方面，一方面适当扩大养老院等养老场所的规模，同时应继续倡导和鼓励子女与老年人共同居住，承担更多的日常照料和情感慰藉的责任。

## 第五节 本章结语

本章对全国与东中西部家庭户结构状况进行了分析，揭示了人口年龄结构与社会家庭分化立户模式及其两者之间的互动对家庭户规模、结构、类型的影响，并注重分析了老年人口和老年人家庭户的情况。本章还针对当前人口发展的新特点进行了研究与讨论，比如实行计划生育的第一代人口正在进入老年阶段，而他们之中有相当大一部分身为独生子女父母。老年人口更新的这个特点会使传统主干家庭模式产生出与以往不同的结果，即产生出比以往更多的老年空巢家庭。在家庭模式日益核心化的大趋势下，加上人口流动加剧了对原有家庭户的分化作用，老年人口中不与子女共同居住的情况会更多。全国人口普查与抽样调查数据的定量分析结果证明，自1990年以来，老年人与子女同住的比例确实正在加速减少，而老年空巢家庭的比例正在加速增长。

本章还开展了按东中西部地区划分的人口与家庭户类型分析，揭示出地区之间在人口年龄结构和家庭户结构方面的差别。本章还专门研究分析了人口流动对地区间家庭户类型结构的重要影响，发现人口流动对东部家庭小型化的影响，以及中西部由于大量青壮年劳动力流出导致留守家庭户（只老年人与少儿组成）的比例显著增加。

本章最后还通过多元统计分析揭示了主要直系亲属在老年人经济供养、生活照料和精神慰藉等方面的重要作用，分析了配偶、儿子、女儿在这三方面的侧重面，并且发现主要直系亲属提供家庭养老支持可以显著增加老年人的生活满意度。

因此，家庭养老至今仍然是养老保障体系的重要支柱之一。在大力建设城乡社会养老保障体系以外，应当继续强调发挥家庭养老的作用。此外，政府和社会都要关注社会中老年空巢家庭以及中西部农村的老年留守家庭越来越多的情况，在倡导老年人居家养老的同时，必须加强对老年人家庭的服务需求研究，大力建设由社会提供居家养老服务的制度和体系，解决老年人家庭的实际困难。

## 参考文献：

- [1]刘英、薛素珍：《中国婚姻家庭研究》，社会科学文献出版社，1987年。
- [2]雷洁琼、杨善华、蔡文眉：《改革以来中国农村婚姻家庭的新变化》，北京大学出版社，1994年。
- [3]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年。
- [4]沈崇麟、杨善华：《当代中国城市家庭研究》，中国社会科学出版社，1995年。
- [5]查瑞传、曾毅、郭志刚：《中国第四次全国人口普查资料分析》，高等教育出版社，1996年。
- [6]沈崇麟、杨善华、李东山：《世纪之交的城乡家庭》，中国社会科学出版社，1999年。
- [7]国家统计局人口(和社会科技)统计司：《中国人口统计年鉴》，中国统计出版社，1988-2000年。

- [8]国务院人口普查办公室和国家统计局人口统计司：《中国 1982 年人口普查资料》，中国统计出版社，1985 年。
- [9]国务院人口普查办公室和国家统计局人口统计司：《中国 1990 年人口普查资料》，中国统计出版社，1993 年。
- [10]国务院人口普查办公室和国家统计局人口和社会科技统计司：《中国 2000 年人口普查资料》，中国统计出版社，2002 年。
- [11]国务院人口普查办公室和国家统计局人口和社会科技统计司：《2000 年第五次全国人口普查主要数据》，中国统计出版社，2001 年。
- [12]国务院全国 1% 人口抽样调查领导小组办公室、国家统计局人口和就业统计司编：《2005 年全国 1% 人口抽样调查资料》，中国统计出版社，2007 年（电子数据光盘版）。
- [13]朱传一：《美国的老年学研究 with 老龄问题》，袁缉辉主编：《老龄问题》，复旦大学出版社，1986 年。
- [14]李松：《从一些数字看美国老年人问题》，《世界知识》，1985 年 24 期。
- [15]张萍：《日本的婚姻与家庭》，中国妇女出版社，1984 年。
- [16]周永新：《东亚和东南亚发展中国家的城市老年人》，载《老龄问题国际讨论会文集》，劳动人事出版社，1988 年。
- [17]陈卫、杜夏：《中国高龄老人养老与生活状况的影响因素——对子女数量和性别作用的检验》，《中国人口科学》，2002 年第 6 期，49—55 页。
- [18]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 年第 3 期，53—58 页。
- [19]杜鹏：《中国老年人主要生活来源的现状与变化》，《人口研究》2003 年第 11 期，37—43 页。
- [20]桂世勋、倪波：《老人经济供给‘填补’理论研究》，《人口研究》1995 年第 6 期，1—6 页。
- [21]桂世勋：《中国高龄老年人口生活质量研究》，《南方人口》2001 年第 4 期，1—8 页。
- [22]郭志刚：《关于中国家庭户变化的探讨与分析》，《中国人口科学》2008 年第 3 期，2—10 页。
- [23]郭志刚、张恺悌：《对子女数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》，《人口研究》1996 年第 3 期，7—15 页。
- [24]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 年第 1 期，37—42 页。
- [25]郭志刚主编：《社会统计分析方法——SPSS 软件应用》，中国人民大学出版社，1999 年。
- [26]黄润龙、牛飏：《高龄老人的生活质量差异及成因》，《人口与经济》2002 年 10 月增刊，129—132 页。
- [27]刘英：《中国城市家庭的发展与变化》，刘英、薛素珍主编：《中国婚姻家庭研究》，社会科学文献出版社，1987 年。
- [28]穆光宗：《老龄人口的精神赡养问题》，《中国人民大学学报》2004 年第 4 期，124—129 页。
- [29]齐铤：《中国内地和香港地区老年人生活状况和生活质量研究》，北京大学出版社，1998 年。
- [30]易松国、鄢盛明：《养老院老人与居家老人健康状况比较分析》，《中国人口科学》2006 年第 3 期，73-79 页。
- [31]夏传玲、麻凤利：《子女数对家庭养老功能的影响》，《人口研究》1995 年第 1 期。
- [32]张文娟、李树苗：《代际支持对高龄老人身心健康状况的影响研究》，《中国人口研究》，

2004 年增刊, 37—42 页。

- [33]郑真真:《高龄老人自我状况主观评价及其影响因素分析》,赵宝华主编:《提高老年生活质量对策研究报告》,84—92页,华龄出版社,2002年。
- [34]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年。
- [35]Chen, A.J., Jones, G., Domingo, L., Pitaktepsombati, P., Sigit, H., Yatim, M.B. (1989). *Ageing in ASEAN: Its Socio-Economic Consequences*. Singapore: Institute of Southeast Asian Studies., xvii, *Social Issues in Southeast Asia*, 117.
- [36]Cogwill, P. (1974). Aging and Modernization: A Revision of theory. In J. Gubrium (Ed.). *Later Life: Community and environmental Policies (pp.123-146)*. New York: Free Press.
- [37]Goode, W. J. (1970). *World Revolution and Family Patterns*. New York: Free Press.
- [38]Kim, Ki Ik and Daisaku Maeda. (2001). A Comparative Study on sociodemographic Changes and Long-term Health Care Needs of the Eldely in Japan and South Korea. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 16: 237-255.
- [39]Lowe, V.H. (1980). *Family Structure and Fertility in Hong Kong (pp.192)*. University of Wisconsin, Madison, Wis., United States.
- [40]Wu, C. P. (1991). *The Aging of Population in China*. Malta: Union Print.
- [41]Yuan, F. (1987). The Status and Role of the Chinese Elderly in Families and Society. In J. H. Schulz & D. Davis- Friedmann (Eds.). *Aging China: Family, Economics, and Government Policies in Transition (pp.36-46)*. The Gerontological Society of America.