

我国现行生育政策 与“四二一”家庭

郭志刚 刘金塘 宋健

一、前言

近年来,人们一直对由于计划生育产生的独生子女及其家庭结构的情况给予了很大的关注,尤其是联系到养老问题,很多人担心会出现所谓“四二一”家庭问题,即将来人口的赡养与抚养情况将呈现“倒三角”结构,对独生子女家庭的养老前景极为忧虑。我们相信,“四二一”家庭在历朝各代都会存在,而它之所以在今天如此备受关注,是因为中国的计划生育形成了社会历史上从未有过的大量独生子女。那么,究竟现行计划生育政策会造成多少“四二一”家庭?独生子女父母与独生子女的数量在全国占怎样的比重?“四二一”家庭出现的可能性有多少?这些问题无论对于社会发展规划和学术研究都是必要的基础信息。然而在这一方面,严谨的研究结果很少,且量化的研究更少。本文将就以上问题进行一些定量分析的探索与测算。

二、研究方法

确实,不仅“四二一”家庭的量化研究是一个困难的课题,而且



定一个普适的家庭参照对象，并保证由此划分出的整个社会中存在的各个家庭所属成员彼此独立，几乎是不可能的事。而户则正是出于能够在空间范围上限制并隔断各种复杂的联系而加强了资料收集的可行性。

就统计而言，“四二一”家庭是一个更为复杂的特定组合群体概念。这种家庭涉及了三代人，其中“二”特指两个独生子女结婚形成的中间一代，“四”是指他们的父母，“一”指这对独生子女夫妇所生育的独生子女。他们只需要具有这种直接亲属关系结构，不需要生活在一起。

从以上“四二一”家庭概念定义可以分解出，其形成的必要条件有如下几项：

- ①中间一代为性别不同的两个独生子女。
- ②这两个独生子女之间存在婚姻关系。
- ③这两个独生子女结婚后只生一个子女。
- ④独生子女夫妇双方的父母仍然同时生存。

由于上述这4个条件必须同时存在，因此我们需要知道这7个人同时存在的概率，然而由于上、中两代中3对夫妇之间的年龄差不确定，上与中、中与下之间两个代际间隔也不确定，所以社会中存在的“四二一”家庭数确实很难由人口预测来估计。但是这些困难并不意味着我们无法开展“四二一”家庭的量化研究。其实，我们通过放松一些条件，便可以有所作为。

第一，可以放松中间一代夫妇生多少个子代的限制，一来因为实际上现行生育政策中明确规定独生子女夫妇可以生育两个子女，二来如果他们真生育两个子女则实际上家庭负担会更重（宋健，2000）。所以，这样做并不改变研究的性质。

第二，可以放松要求上代中4个老人同时存活的条件，因为即使其中的一些死亡了（注意，这是四二一家庭瓦解的必由之路），对于其他生存的老人来说，依然仅有下代一对独生子女夫妇可依靠。



定一个普适的家庭参照对象，并保证由此划分出的整个社会中存在的各个家庭所属成员彼此独立，几乎是不可能的事。而户则正是出于能够在空间范围上限制并隔断各种复杂的联系而加强了资料收集的可行性。

就统计而言，“四二一”家庭是一个更为复杂的特定组合群体概念。这种家庭涉及了三代人，其中“二”特指两个独生子女结婚形成的中间一代，“四”是指他们的父母，“一”指这对独生子女夫妇所生育的独生子女。他们只需要具有这种直接亲属关系结构，不需要生活在一起。

从以上“四二一”家庭概念定义可以分解出，其形成的必要条件有如下几项：

- ①中间一代为性别不同的两个独生子女。
- ②这两个独生子女之间存在婚姻关系。
- ③这两个独生子女结婚后只生一个子女。
- ④独生子女夫妇双方的父母仍然同时生存。

由于上述这4个条件必须同时存在，因此我们需要知道这7个人同时存在的概率，然而由于上、中两代中3对夫妇之间的年龄差不确定，上与中、中与下之间两个代际间隔也不确定，所以社会中存在的“四二一”家庭数确实很难由人口预测来估计。但是这些困难并不意味着我们无法开展“四二一”家庭的量化研究。其实，我们通过放松一些条件，便可以有所作为。

第一，可以放松中间一代夫妇生多少个子代的限制，一来因为实际上现行生育政策中明确规定独生子女夫妇可以生育两个子女，二来如果他们真生育两个子女则实际上家庭负担会更重（宋健，2000）。所以，这样做并不改变研究的性质。

第二，可以放松要求上代中4个老人同时存活的条件，因为即使其中的一些死亡了（注意，这是四二一家庭瓦解的必由之路），对于其他生存的老人来说，依然仅有下代一对独生子女夫妇可依靠。



2. 研究的技术关键

根据以上分析,现行生育政策的基本特征是要求生育独生子女,而“四二一”家庭或“X二”家庭关系结构的基本特征也正是独生子女及其父母通过“双独”婚姻所形成。

因此,研究的第一个技术关键是如何在人口预测中增加判别上下两代人与独生子女特征相连的属性,并解决如何在每轮预测中根据上一代的生育进程反映上下两代人在这些属性方面的变化,并通过统计指标的不断调整和更新,反映每轮预测之后的最新状况。

对于上一代,需要取得各出生队列^①的终身只生育一个孩子的人数和所占比例。在人口预测的实际操作时,上代的情况以队列中的妇女来近似代表。这是因为:一方面,妇女是生育的直接承担者;另一方面,我国妇女普遍结婚、且女性的平均寿命长于男性,因此我们可以用女性队列的生育孩次分布近似地代表夫妇的子女数分布。

对于下一代,也需要在人口预测中按出生队列估计其在不同年龄时身为独生子女的人数和所占比例。

母子两代与独生子女属性相连的分布统计是研究“X二”家庭的必要条件,但尚不充分。真正能够形成“X二”家庭,还要求第二代中的独生子与独生女结婚。

这涉及到第二个技术关键,即子代中不同类型组合(如“双独”婚姻、“单独”婚姻以及“非独”婚姻)的婚姻匹配概率的计算,影响因素十分复杂。但是,只要取得婚姻市场两性中的独生子女比例,便可以在一定假设条件下对不同类型的婚姻组合的概率进行匡算。

本研究通过解决这两个技术关键问题,完成了在现行计划生

① 人口统计中将同年出生的一批人称为出生队列,或简称为队列。



2. 研究的技术关键

根据以上分析,现行生育政策的基本特征是要求生育独生子女,而“四二一”家庭或“X二”家庭关系结构的基本特征也正是独生子女及其父母通过“双独”婚姻所形成。

因此,研究的第一个技术关键是如何在人口预测中增加判别上下两代人与独生子女特征相连的属性,并解决如何在每轮预测中根据上一代的生育进程反映上下两代人在这些属性方面的变化,并通过统计指标的不断调整和更新,反映每轮预测之后的最新状况。

对于上一代,需要取得各出生队列^①的终身只生育一个孩子的人数和所占比例。在人口预测的实际操作时,上代的情况以队列中的妇女来近似代表。这是因为:一方面,妇女是生育的直接承担者;另一方面,我国妇女普遍结婚、且女性的平均寿命长于男性,因此我们可以用女性队列的生育孩次分布近似地代表夫妇的子女数分布。

对于下一代,也需要在人口预测中按出生队列估计其在不同年龄时身为独生子女的人数和所占比例。

母子两代与独生子女属性相连的分布统计是研究“X二”家庭的必要条件,但尚不充分。真正能够形成“X二”家庭,还要求第二代中的独生子与独生女结婚。

这涉及到第二个技术关键,即子代中不同类型组合(如“双独”婚姻、“单独”婚姻以及“非独”婚姻)的婚姻匹配概率的计算,影响因素十分复杂。但是,只要取得婚姻市场两性中的独生子女比例,便可以在一定假设条件下对不同类型的婚姻组合的概率进行匡算。

本研究通过解决这两个技术关键问题,完成了在现行计划生

① 人口统计中将同年出生的一批人称为出生队列,或简称为队列。



计未来社会中“X二”家庭的数量可能达到的程度。所以,如果90年代或今后实际生育水平高于现行政策的要求,那么社会中独生子女及其父母的数量和比例都会低于这里的预测值,因而未来能够形成的“X二”家庭也会相对减少。于是,按照这样一种较低生育水平的预测结果实际上提供了未来这一程度的数量上限。

表1 出生时预期寿命假设

年份		1990	2000	2010	2020	2030	……	2100
城镇	男性	70.70	71.70	72.70	73.70	74.70	……	81.70
	女性	75.05	76.05	77.05	78.05	79.05	……	86.05
农村	男性	67.58	68.58	69.58	70.58	71.58	……	78.58
	女性	70.91	71.91	72.91	73.91	74.91	……	81.91

表2 妇女总和生育率假设 单位:‰

年份	1990	1995	2000	2005	2010	2015	……	2100
城镇	1.23	1.14	1.09	1.29	1.42	1.45	……	1.45
农村	2.36	1.78	1.56	1.56	1.56	1.56	……	1.56

4. 对母子两代与独生子女关联属性的判别

在预测中判别母子两代与独生子女关联属性时,孩次是一个重要概念。它本来便属于常规人口统计的内容。但是,与上述对同一核心家庭在参照对象不同的情况下可以分为两个概念的情况类似,在对“X二”家庭的专门分析中,孩次概念也需要根据不同参照划分为更具体的概念。因为,对于母亲和子女都有孩次属性问题。

母亲的孩次属性指一个妇女的曾生子女数。并且,母亲的孩次属性是可变的,比如从0孩次随其初次生育变化为1孩次,还可以随后续生育依次递进到更高孩次。在预测判别中,独生子女的



计未来社会中“X二”家庭的数量可能达到的程度。所以,如果90年代或今后实际生育水平高于现行政策的要求,那么社会中独生子女及其父母的数量和比例都会低于这里的预测值,因而未来能够形成的“X二”家庭也会相对减少。于是,按照这样一种较低生育水平的预测结果实际上提供了未来这一程度的数量上限。

表1 出生时预期寿命假设

年份		1990	2000	2010	2020	2030	……	2100
城镇	男性	70.70	71.70	72.70	73.70	74.70	……	81.70
	女性	75.05	76.05	77.05	78.05	79.05	……	86.05
农村	男性	67.58	68.58	69.58	70.58	71.58	……	78.58
	女性	70.91	71.91	72.91	73.91	74.91	……	81.91

表2 妇女总和生育率假设 单位:‰

年份	1990	1995	2000	2005	2010	2015	……	2100
城镇	1.23	1.14	1.09	1.29	1.42	1.45	……	1.45
农村	2.36	1.78	1.56	1.56	1.56	1.56	……	1.56

4. 对母子两代与独生子女关联属性的判别

在预测中判别母子两代与独生子女关联属性时,孩次是一个重要概念。它本来便属于常规人口统计的内容。但是,与上述对同一核心家庭在参照对象不同的情况下可以分为两个概念的情况类似,在对“X二”家庭的专门分析中,孩次概念也需要根据不同参照划分为更具体的概念。因为,对于母亲和子女都有孩次属性问题。

母亲的孩次属性指一个妇女的曾生子女数。并且,母亲的孩次属性是可变的,比如从0孩次随其初次生育变化为1孩次,还可以随后续生育依次递进到更高孩次。在预测判别中,独生子女的



母亲便是处于孩次 1 状态的妇女。以下将在容易发生概念混淆的时候，将母亲的孩次专称为生育孩次。由于我们对“X 二”家庭的研究旨在反映群体状况，母亲一代的操作定义是出生队列。我们需要在预测中跟踪每一妇女队列在各年份（即她们处于各年龄）时的孩次分布。在“X 二”家庭研究中，需要的信息不是一般意义上的母亲生育孩次，而是母亲在老年阶段的生育孩次，即她的终身生育孩次。这时的生育孩次才能决定其是否有可能处于“X 二”家庭。

本预测用 1990 年人口普查的育龄妇女的曾生子女数结构（国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司，1993）作为基础输入信息。

对子女而言，也有孩次属性问题，我们将其专称为出生孩次。一个孩子的出生孩次等于其母亲生他时的生育孩次。然而，与母亲生育孩次属性不同的是，子女的出生孩次属性是不可变的。子女的出生孩次对于判别其是否为独生子女是有用的，但对子女是否能形成“X 二”家庭（即成为“双独”婚姻中的一方）而言，真正有效的信息是子女在有可能结婚成家时的同胞属性，即这时其同母所生所有子女总数的情况。按照研究的具体要求，可划分为独生子女和非独生子女两种类型。划分方法是看其有没有其他的兄弟姐妹。子女的出生孩次属性与其同胞属性既有关联，又不等同。对于某个孩子，虽然其出生孩次终生不会发生变化，但是其同胞属性却可能由于母亲的后续生育而发生变化。比如所有的一孩出生时都是独生子女，但随着后来弟弟或妹妹的降生，便从独生子女转变为非独生子女。换句话说，独生子女一定是一孩，但一孩不一定是独生子女。因此要研究独生子女本人的情况，仅看其出生孩次是不够的，还需要追随其母亲的后续生育情况更新其同胞属性。在预测中，对子女一代的操作定义也是出生队列，各队列出生时的一孩人数便作为该队列当时的独生子女人数，然后在以后的各轮预测中追随其母亲一代后续的二胎生育情况不断调整更新该队列的独生子女的数量。所以，每个子女



队列中的独生子女人数随年龄提高而递减。

本预测采用根据 1990 年全国人口普查 1% 原始抽样数据对家庭中母子关系匹配得到的 0~14 岁的独生子女比例(郭志刚, 2001)作为基础输入信息。^①

5. 孩次递进预测方法

常规人口预测方法不能胜任研究“X二”家庭研究的需要,即使是分孩次的年龄别生育预测也有一定问题。主要是因为这类方法的生育预测以时期年龄别妇女合计人口作为生育预测的基数,完全不考虑该年龄组业已形成的生育孩次结构。^②

孩次递进预测方法有可能完成我们所需要的预测工作。孩次递进预测与一般人口预测的不同之处在于,这种预测是在条件概率生

① 这一估计直接由人口普查原始数据推算出来,与计划生育部门的独生子女领证率统计无关。该方法得到的估计值曾与杨叔章、郭震威(2000)所引用张二力、陈建利估计的按 5 年出生队列的独生子女比例进行过比较(郭志刚, 2001)。在较早的 1976~1980 年出生队列,前者的估计值略低于后者。由于前者队列独生子女比例只反映 1990 年普查时的情况,不是终身情况,所以这些队列比例以后还会随年龄变化,且年龄越小变化越大,因此较晚的队列由于年龄过小而无可比性。杨叔章、郭震威的论文中未说明张二力、陈建利的估计方法,但由于其最晚出生的队列已经为 1986~1990 年队列,其实际独生子女比例至今还处于可能变化的年龄段,并且他们在研究中并不考虑其变化,意味着这一估计是终身独生子女比例,所以可推测该估计是根据计划生育部门的独生子女领证率所做出的,因为独生子女领证情况反映孩子的父母表示不再生育的保证。现在还无法评价这两种估计的相对准确性。但应该承认,本研究采用了略低的独生子女比例作为基础输入,从而逻辑上将有助于得到未来形成“X二”家庭数量上限的有效性,因为较高的独生子女比例会得到较大的上限结果。但是,由于独生子女比例最高的队列其实是 90 年代出生的队列,而本研究关于其独生子女比例的取得只依赖于预测中代表政策生育水平的假设,不受更早队列估计误差的影响。并且,较早队列的估计误差对在许多队列的独生子女比例基础上计算的其他时期汇总指标的影响也变得更小。

② 本研究曾用分孩次的年龄别生育率进行过尝试,最大的问题是结果中若干年份的 0 孩次妇女人数会出现负值,但所占比例极小。并且,其母亲和子女的队列终身比例,以及其他时期指标的水平 and 动态变化都与本文结果比较接近。



育的基础上进行分孩次的预测。也就是说在预测中,只有尚未生育的妇女才能生育一孩,只有只生育了一个孩子的妇女才能生育二孩,等等。所以,孩次递进预测可以克服常规人口预测的上述缺陷。

孩次递进预测有两种基本类型:一是生育间隔别孩次递进模型(Feeney, 1985; Feeney and Yu, 1987),二是年龄别孩次递进模型(马瀛通、王彦祖、杨叔章, 1986; 马瀛通 1989; 马瀛通, 1993)。

有的人口学家认为,生育间隔别递进的生育预测的可靠性高于按年龄别递进的生育预测(Ni Bhrolchain, 1992)。但是对于我们的特定研究而言,间隔别模型并不好用。比如,由于该模型是按在各孩次的生育间隔划分育龄妇女,这样一来虽然可以按孩次和递进间隔预测每年出生,但按间隔的育龄妇女分组中已经不包含育龄妇女的年龄信息,这样便很难追踪某一特定年龄育龄妇女(即队列)的生育孩次分布,并且还给模型的死亡预测部分造成了一定困难。也就是说,这种递进生育模型的注重点是得到更准确的年度分孩次出生人数,而没有考虑提供其他信息。我们没有采用间隔别模型的另一个原因是,由于我们预测的基础信息来自于1990年普查,而普查数据中没有提供育龄妇女在特定孩次上的间隔信息。^①

而后一种孩次递进生育模型则没有上述缺点。虽然有些学者认为马瀛通等人提出年龄递进预测模型没有包含生育间隔因素,看起来该模型无法根据二孩的生育间隔分布分解每年的二孩出生数以调整相应间隔年以前所生一孩的同胞属性。其实这是一种误解。马瀛通等人提出的年龄别递进生育模型中实际上包含了递进

^① 虽然母子匹配方法也可以应用于普查原始数据得到母亲孩次间隔的信息,但这种方法更适用于母亲年龄较轻、孩子年龄较小的情况,因为孩子年龄越小,离开母亲的可能性越小。但是对年龄较大的妇女,子女年龄也较大,很多已经离开母亲。这样一来,即使母亲匹配上其所生的其他一些子女,也难以断定他们的孩次,因而难以断定子女之间的孩次间隔是哪一孩次的间隔。



生育的间隔分布，这一信息可以用来将该年所生二孩数分解并相应调整其若干年前所生育的一孩子女的同胞属性。因此，我们采用这种年龄别孩次递进预测模型。

一方面，这种方法能够根据各队列妇女的分孩次生育不断调整她们的曾生子女数分布，并得到她们在生育期结束时（即50岁）的终身孩次结构，而终身只生育一孩的妇女便是独生子女的母亲。她们的数量和比例直接对应“X二”家庭中的老代女性，并折射相应的老代男性的情况。另一方面，孩次递进预测方法可以记录子女一代的出生孩次，更重要的是能够胜任进一步构建和更新子女同胞属性的工作。其方法是，根据每年妇女分孩次生育预测确定该年出生的孩次结构和同胞结构（一孩为独生子女，二孩、三孩等为非独生子女）。每年各队列母亲所生的二孩意味着她们以前所生的独生子女一孩现在已经转变为非独生子女一孩，孩次递进预测方法可以按照二孩生育数量并根据其内含的孩次递进间隔分布调整前若干年出生一孩中相应数量的同胞属性。对于更高的孩次出生也可以同样调整母亲若干年前所生育的前一孩次的同胞属性。

在预测中，我们假设不同生育孩次的妇女和不同出生孩次的子女在年龄别死亡率上无差异，这样实际上是假设死亡对这两个孩次分布比例及子女的同胞分布比例没有影响。

于是，我们不仅可以得到各年份不同年龄的育龄妇女的曾生孩次分布，还可以不断积累各年份出生的子女的同胞分布。由于生育年龄的上限是49岁，以后不可能再生育，于是我们便可以将各年份50岁妇女的曾生孩次比例作为这一队列的终身孩次比例。又由于育龄阶段为15~49岁，共35年间隔，那么对于各子女队列来说，到35岁时其母亲便肯定结束了生育，于是队列的同胞分布不可能再发生变化，我们将他们这时的同胞分布作为该队列的终身同胞分布。其实，现在的实际情况是，子女到了婚育年龄时其母亲



还继续生育的情况已经极为罕见了。

我国在生育政策方面的城乡差异很大，因此预测包括了城乡两个部分。我们所设计的预测模型中可以容纳城乡迁移的情况，而迁移能够改变城乡“X二”家庭结构的程度。但是为了简化，后面我们只讨论假设不存在迁移情况下的预测结果。

三、队列终身状况的分析

人口预测是按队列移算的原理进行的，首先能够得到的是各队列与独生子女属性相连的终身统计指标。由于只有终身只生了一个孩子的父母和到了成年仍然还保持着独生属性的子女才可能与“X二”家庭直接有关，所以它们是时期汇总统计和婚姻组合概率计算所需的必要信息。此外，对不同队列的终身状况的分析还有助于确定未来受“X二”家庭结构问题困扰最大的队列。

1. 按出生年份划分的母亲队列终身生育孩次分布情况

我们用妇女队列到达 50 岁时的生育孩次分布情况作为该队列的终身分布，以后分布比例不再变化。表 3 显示了部分城乡母亲队列的终身孩次分布情况，并同时列出了她们达到 50 岁时的年份。

从表 3 可以看到，早期母亲队列的终身一孩比例很少，而终身二孩和多孩比例还相当高。比如 1940 年出生的母亲队列一孩比例城乡分别只有 3.8% 和 2.38%，而二孩及以上的比例城乡分别为 95.1% 和 96.3%，并且其中绝大多数还是多孩。这是因为 1940 年出生队列的妇女在 70 年代开展计划生育时已经基本度过了生育高峰期，而在 1980 年前后明确提出“一对夫妇只生育一个子女”的计划生育政策要求时，已经年近 40 岁，生育过程已接近尾声，因此其终身孩次分布几乎没有受到该政策的影响。而在



表3 城乡女性出生队列的终身生育孩次分布 单位:%

出生 队列	50岁时 年份	城 镇				农 村			
		0孩	1孩	2孩	3+孩	0孩	1孩	2孩	3+孩
1940	1990	1.06	3.83	19.24	75.87	1.31	2.38	9.17	87.14
1945	1995	1.05	7.06	33.46	58.43	1.04	3.10	17.06	78.81
1950	2000	1.17	26.79	41.64	30.40	0.92	9.26	32.47	57.36
1955	2005	1.16	56.34	31.18	11.32	0.87	20.58	43.93	34.62
1960	2010	1.13	68.29	24.57	6.01	0.95	23.56	49.06	26.43
1965	2015	1.16	71.72	23.66	3.47	0.88	26.39	51.79	20.93
1970	2020	1.90	74.71	22.33	1.06	1.34	39.88	52.44	6.34
1975	2025	2.00	65.51	31.94	0.56	1.49	43.63	52.69	2.18
1980	2030	2.00	56.31	41.02	0.66	1.50	43.81	52.69	2.00
1985	2035	2.00	52.71	44.53	0.77	1.50	43.81	52.69	2.00
1990	2040	2.00	52.03	45.17	0.80	1.50	43.81	52.69	2.00
1995	2045	2.00	51.99	45.21	0.80	1.50	43.81	52.69	2.00
2000	2050	2.00	51.99	45.21	0.80	1.50	43.81	52.69	2.00

后来出生队列中,妇女的生育过程则受到计划生育的影响越来越大,因此终身生育孩次分布情况发生了显著的变化。由于队列终身只生育一孩比例是研究的焦点,下面分别分析城、乡在该指标上总的变化趋势:

(1) 城镇统计的动态可大致分为五段:①40年代中后期队列的一孩比例已经显现出加速提高的端倪。②50年代各队列的一孩比例的递增幅度极大,前后相差近42个百分点,相继队列平均递增幅度在4%以上。③60年代各出生队列的一孩比例还在增加,但是由于一孩比例已处于70%的水平,因此递增幅度已经不大了。其中,1968年队列终身一孩比例将是有史以来的世界之最,比



例高达 75.2%。④ 70 年代各出生队列则由于本身为独生子女的比例越来越高而生育政策允许“双独”结婚可以生两个孩子的原因，终身只生一孩的比例出现显著下降。⑤ 80 年代及其以后出生的队列终身一孩比例将在 52% 左右稳定下来不再变化^①。

(2) 农村女性各队列的终身一孩比例基本呈单调增加，没有城镇那种先上升后下降的变化。但是也可以划分出比较明显的 4 个段落：① 1945 ~ 1955 年各出生队列的一孩比例呈明显递增，上了第一个台阶。② 1956 ~ 1964 年各出生队列比例表现的是在第一个台阶上原地踏步和波动，而提高趋势并不明显。她们的生育高峰正逢 80 年代前期、中期时生育政策屡屡变化因而计划生育工作发生一定混乱的时期。尽管如此，这些队列二孩比例的增加正是当时生育政策“开小口子”调整的应有之意，并且多孩比例也仍然在显著递减。③ 1965 ~ 1975 年出生队列的终身一孩比例再次出现显著递增，并跃上第二个台阶。而这次递增则是伴随二孩比例同时微微递增和多孩比例的大幅度递减，说明 80 年代后期及 90 年代中农村育龄妇女的生育日益接近或基本体现了现行生育政策的要求。④ 1975 年以后出生的队列的生育将主要发生于 90 年代后期和新世纪中，因此她们的终生一孩比例完全从属于预测的生育水平假设，不受既往实际生育史的影响。按照张二力、陈建利计算的农村现行生育政策要求^②，今后新进入生育的农村女性队列终身生育一孩的比例将维持在 44% 的水平上，这也将是未来农村的母亲队列所

① 这一结果与预测采用张二力、陈建利(1995)按照现行生育政策计算的未来年份生育水平作为假设有关。他们提到了双独夫妇结婚会“面临是否愿意生第二个孩子的问题”，但没有提供在计算未来年份生育水平时双独夫妇选择生育二孩的百分比。那么，从上述预测结果可以计算出，他们假设这一比例约为 46.9% 左右(即二孩及以上比例占一孩及以上比例的比例)。

② 从我们的预测结果同样可以计算出，张二力、陈建利提供的农村现行生育政策就全国平均水平而言，将有 55.5% 左右的农村妇女生育二孩。



能达到的最高一孩比例水平。

以上分析已经得出城、乡终身只生育一孩的比例最大值,便得知了问题最严重时的队列及水平。然而需要说明的是,这些队列的一孩比例所对应的妇女只是有可能在老年阶段生活于“X二”家庭中的老年人口比例。然而要真的成为“X”,其实还只是老年母亲所生育的独生子女能与其他独生子女结婚的那一部分。于是,问题还涉及到这一代老年人所生的子女中独生子女的比例,那么生育两个以上的母亲便需要成倍地加权。并且,由于独生子女夫妇双方的父母大多数处于不同出生队列,因此直接计算老年父母一代生活于“X二”家庭的概率较为困难,而直接从子女一代进行计算会简单一些。

顺便指出另外一个值得注意的信息。上述结果表明,在现行生育政策条件下,对于80年代以后女性出生队列(为21世纪中进入生育阶段的新一代)的终身一孩比例,城乡之间的差距只有8个百分点^①。也就是说,如不考虑今后农村发生大规模超生的情况,那么在终身生育水平上的城乡差异较大的只是60年代和70年代的出生队列,她们的生育高峰期在80年代和90年代已经度过。而2000年以后进入生育阶段的队列,终身生育水平上的城乡差异已经不太大了(总和生育率上的差别只有0.11),于是所谓“人口逆淘汰”观点不仅在理论上存在问题,而且仅就人口发展而言,也很脱离城乡在新世纪中的实际。^②

① 这主要还是因为我们在预测中根据张二力、陈建利提供的总和生育率分解孩次别总和生育率时对城乡女性终身不育比例和多孩生育比例假设之间的差距所致。我们假设城镇2015年以后的分孩次的总和递进生育率不再变化,分别为:一孩0.98,二孩0.46,三孩0.008,四孩0.002。而假设农村2000年以后的分孩次的总和递进生育率不再变化,分别为:一孩0.985,二孩0.547,三孩0.02,四孩0.008。

② 此外,本预测尚未考虑乡→城迁移。如考虑未来人口城镇化进程和农村的社会经济发展,城乡人口增长的差别会越来越小。



2. 子女队列的终身同胞属性分布

“X二”家庭的产生紧密地与子代中的独生子女属性相连，在我们的预测中是用子女的同胞特征（即其兄弟姐妹的数量）的比例来表达的。对于本文的研究目的而言，同胞属性最简明的有效分类就是独生子女与非独生子女两类。随着其母亲后续发生的生育行为，其以前所生子女的同胞属性也会随之发生变化，因此某一子女出生队列在年龄较轻时的同胞属性分布只反映当时的暂时状况。然而，女性的生育期为15~49岁，共35年。那么随着母亲生育行为的终止，子女的同胞属性在35岁以后便不会再发生变化。实际上，根据对1997年国家计生委进行的中国人口与生殖健康抽样调查数据的统计分析，90年代中40岁以上妇女的生育率已经极低。也就是说，因为我们的预测开始于1990年，那么所预测的子女队列达到25岁时的同胞分布也几乎可以视为终身分布了。尽管如此，我们还是按照严格口径，用子女队列的年龄达到35岁时的同胞属性分布作为该队列的终身同胞分布。表4提供了部分子女队列的终身同胞属性分布。

预测结果显示，城镇按出生队列的独生子女比例的变化可大致分为4个阶段：①随着计划生育工作的开展，70~80年代中的出生队列的终身独生子女比例迅速提高。②80年代中至90年代末的出生队列的终身独生子女比例达到并基本稳定在60%的水平。其中，独生比例最高的是1989年队列，达到了64.6%。这十几个出生队列便是形成“X二”家庭的主要源泉，必须特别关注。③2000~2010年出生队列的终身独生子女比例将会发生大幅度的递减，这是由于他们的父母中已经有很大比例为“双独”夫妇，因而按照政策允许他们生育两个孩子。④按照现行生育政策，城镇2010年以后出生的队列的终身独生子女比例将基本稳定于35%的水平上。

而农村预测结果中如果忽略80年代末90年代初出生队列在



表 4 分城乡子女出生队列的终身同胞属性分布 单位: %

出生 队列	35 岁时 年份	城 镇		农 村	
		独生	非独生	独生	非独生
1976	2011	13.50	86.50	1.59	98.41
1980	2015	41.80	58.20	3.61	96.39
1985	2020	59.45	40.55	5.27	94.73
1990	2025	61.25	38.75	13.97	86.03
1995	2030	62.92	37.08	22.97	77.03
2000	2035	58.09	41.91	25.61	74.39
2005	2040	39.75	60.25	26.34	73.66
2010	2045	34.38	65.62	27.42	72.58
2015	2050	34.22	65.78	27.27	72.73
2020	2055	33.69	66.31	26.28	73.72

终身独生子女比例上的波动,大体是循序缓慢提高的变化动态。如果继续执行现行生育政策,那么这一提高的过程在 2000 年以后出生的队列将变得十分不明显,到 2010 年以后的队列基本上不再变化,稳定在 27% 的水平上。

相比之下,早年出生队列的终身独生子女比例在城乡之间的差别并不是很大,但是由于社会经济发展程度不同和实行的生育政策不同,城乡同年出生队列之间的差别一度极为显著地拉开距离。差别最大的是 80 年代中期出生的队列。以后出生队列的城乡差距则由于农村计划生育工作的深入开展而逐步缩小。到 21 世纪以后的出生队列时,由于城镇“双独”夫妇生育的情况越来越多而导致城乡时期出生中的独生子女比例日益接近。以后,城乡差距虽仍然存在,但已经不大,只有 8 个百分点。



应该指出，我们预测的这些队列的独生子女比例并不像通常人们想像得那样高，特别是城镇的队列独生子女比例，即使在最高的队列也不到 2/3。这是因为，人们判断独生子女比例的信息来源主要是根据城镇地区普遍实行的独生子女政策。然而即使如此，我们根据 1990 年人口普查 1% 原始数据进行家庭户内母子匹配得到的信息表明，1990 年城镇少儿人口中的独生子女比例比计划生育统计的独生子女领证水平要略低。其中有迁移和常住外来人口的影响，也有超计划生育的影响。即使直接根据 1990 年普查数据也反映出有较年轻的城镇女性人口生育了 2 个或更多的孩子。比如 25 岁组这一比例已经在 10% 以上，30 岁组则超过了 24%。如果从子女角度来看，生了两个，权数便是 2，生了 3 个权数便是 3，所以子女中的独生比例要明显低于母亲中只生育一个孩子的比例。然而，只有独生子女比例的比例才直接影响形成“X 二”家庭的可能性。

四、时期分析

以上队列分析虽然提供了基础信息，从父母和子女各自的角度分别定量测量了不同队列的情况。然而从实际工作的角度却更为关心不同时期的家庭结构状况。如前所述，虽然我们并不能直接提供以家庭为分析单位的数据，但是却可以从宏观人口的角度来描述未来不同时期可能发生的情况。比如，未来各年份的老年妇女中终身只生育一个孩子的汇总比例可以折射时期整个老年人口中有可能处于“X 二”家庭的人口比例。^①又如，各年份成年人口中独生子女的比例可以折射时期成年子女中有可能处于“X 二”家庭

^① 这种“可能”只是生活于“X 二”家庭的必要条件，然而能否真的生活于“X 二”家庭，还依赖于更多的条件。



的人口比例。将这两种情况联系起来分析则可以提供可为综合的信息。

1. 时期老年妇女人口中只生育一个孩子的比例

尽管在预测中各队列妇女到达 50 岁时便可以取得其终身生育孩次的比例,但是这里定义老年妇女为 60 岁及以上的妇女。这一方面是出于符合人口统计关于老年定义的常规,另一方面也是出于研究目的具体要求。我们要研究的不是一般“X 二”家庭的数量,而是这类家庭可能出现的困难及其社会影响程度。50 多岁的人完全可能处于“X”的状态中,但是他们在这个年龄通常各方面的状况仍十分良好,并不需要特别的照料,甚至还能够帮助他们刚成家立业的成年子女。因此,这时其“X 二”家庭并不形成很大的问题和困难。^① 所以,我们将统计口径定为 60 岁及以上对于反映这种实际困难将更为贴切。

鉴于预测在 1990 年结束时可得到第一个队列(1940 年出生队列) 50 岁的状况,然而要计算 60 岁以上人口的比例,则必须到 35 轮预测以后才能得到所有老年段年龄组队列终身比例。而这样可能已经错过了对于研究最重要的时期,因此我们在操作中采用一个假设来弥补这个问题。通过上述队列分析,我们已知较早妇女队列终身只生育一孩的比例很低,因此在计算时期指标时假定没有队列终身统计的那些更早队列的水平等于 1940 年出生队列水平。这种假设不会影响研究的有效性。

表 5 提供了若干年份的时期老年妇女中独生子女母亲的比例。需要重申,这里虽然只提供了老年妇女的情况,但由于我国妇女普遍结婚和生育,并且寿命比男性长,因此可以借助老年妇女状

^① 实际上这涉及到家庭生命周期问题,李建民、原新、王金营(2000)对此有专门论述。



表 5 时期 60 岁及以上老年妇女中只生育一孩的比例 单位：%

年份	城镇	农村	年份	城镇	农村
	一孩比例	一孩比例		一孩比例	一孩比例
2005	4.26	2.46	2045	66.23	38.85
2010	8.42	3.70	2050	62.83	41.54
2015	22.41	8.45	2055	59.25	43.41
2020	36.79	13.05	2060	55.07	43.80
2025	50.04	17.57	2065	52.82	43.81
2030	59.95	24.35	2070	52.12	43.81
2035	65.75	30.97	2075	52.00	43.81
2040	67.79	35.59	2080	51.99	43.81

况来折射整个老年人口可能的家庭结构状况。

这种比例只是作为一个定量的参照上限，表明时期社会老年人口中有可能处于“X二”家庭所涉及的老年人口比例。

如果仅从老年一代人口来看全社会中“X二”家庭发生的可能性，可以从表 5 看出，在 21 世纪的前 10 年问题并不太严重，因为计划生育产生的第一代独生子女父母这时虽已结束生育过程，但尚未进入老年。并且，城、乡老年人在这一方面虽然存在相对差距，但问题并没有本质差别。

2010~2040 年，城乡老年妇女中只生育一个孩子的比例同时迅速攀升，但增加的速率差别较大。因此，这段时期中整个社会的老年人口才会开始真正体验“X二”家庭结构的问题。在这一时期中，农村老年人中独生子女父母的比例大约一直保持在城镇老年人相应水平的一半。2040 年时，城镇老年人口独生子女父母的比



例率先达到峰值,高达 67.8%。前面按照队列口径计算已经揭示出,有 20 多个队列的妇女终身一孩比例连续保持在 60% 以上,当她们都进入老年阶段时便构成了这一时期老年女性一孩比例最高的年份。并且,农村老年妇女这时的相应比例也已经较高,达到 35.6% 的水平。

然而,从这一比例的变化动态来看,2040 年以后城镇老年妇女的一孩比例便发生转折,开始明显下降。2040~2060 年期间构成一个阶段,这一比例从最高点 67.8% 下降到 55%。

2060 年以后,城镇这一比例将逐渐稳定于 52%,不再变化。而这时农村相应比例也达到了最高点 44%,以后不再变化。于是,城乡差距已经历 50 多年先扩大再缩小的变化过程,最后稳定在 8 个百分点。

2. 时期成年人口中的独生子女比例

这里的成年人口定义为 25~49 岁人口,即最有可能处于上有老、下有小的年龄段的人口。而他们之中的独生子女即那些有可能处于“X 二”家庭中“二”的状况的人,与形成“X 二”家庭有关。在计算该时期指标时,如果一个队列尚未达到 35 岁(即终身独生子女比例的计算尚未完成),便直接采用该队列当时的独生子女比例。而时期中出现较早队列根本没有独生子女比例时,我们假定其水平等于预测中第一个得到的队列(1976 年出生队列)的相应值。因为第一个队列统计值在 2011 年预测中才能得到,所以时期成年人口统计从 2011 年起开始计算。^①表 6 提供了有关的统计值。

从表 6 的统计结果可以看到,在 2011 年城镇成年人口将有近 1/4 的人是独生子女,而农村的相应比例尚不到 3%。并且,这

^① 这时该年龄段中已有一个队列(35 岁)有终身统计值,25~34 岁也有当年的状况水平,36 岁及以上按假设处理。



表 6 时期 25 ~ 49 岁成年人口中的独生子女的比例 单位: %

年份	城镇	农村
	独生子女比例	独生子女比例
2011	24.31	2.73
2015	32.43	4.90
2020	42.50	7.92
2025	53.48	12.25
2030	58.45	16.36
2035	54.18	20.56
2040	47.72	24.09
2045	42.20	26.45
2050	36.78	26.69
2055	34.51	26.81
2060	34.26	26.83

一时期统计指标的动态比较简单。2011 ~ 2030 年阶段城镇成年人口的独生子女比例呈线性增加, 2030 年达到最大值 58.45%。在随后的年代中这一时期指标值又逐渐缩小, 并且在 2055 年以后稳定在 34.51% 的水平。时期农村成年人口的独生子女比例变化动态更为简单。在 2045 年之前, 这一比例逐年提高。2045 年达到近 27% 的水平, 之后便稳定下来不再变化。城乡之间在这一时期指标上差距最大时是 2030 年, 正值城镇指标达到极大值。这时的差距为 42 个百分点。而这一指标值在城乡都稳定下来时, 其差距只有 7 个百分点。



3. 时期的两代人综合分析

将以上老年母亲和成年子女中有可能生活于“X二”家庭的比例合在一起分析,可以对时期中的家庭结构的情况提供更为综合的描述。并且,我们还将这些统计指标与各年份预测人口中65岁及以上的老年人口比例相比较。

由于预测是按现行生育政策要求的生育水平为假设操作的,所以预测得到的未来老年比例较高。在城镇最高时接近32%,农村最高时超过28%。实际上,预测表明在2080年以后,城乡老年比例还会有一定提高,城镇在2100年达到33%,农村相应统计值接近29%。同时,时期老年母亲中的一孩比例、成年子女中的独生子女比例和人口老龄化过程并不是完全吻合的。就城镇而言,成年子女的独生子女比例最早达到其峰值,比老年比例进入高峰期时(2036年超过30%)早6年,比老年母亲一孩比例达到峰值早10年。其中的原因可能与该指标定义的年龄段有关。由于定义成年人口的年龄为25~49岁,而不是25~59岁,意味着计算该指标时不考虑更早出生的10个队列(而这些更早的队列中独生子女较少),于是时期成年人口的独生子女比例最大值便会提前10年到达。

然而,一来研究的基础数据中没有这些较早队列在1990年时的独生子女情况^①,以至预测无法再追踪并记录他们的独生子女属性的变化过程。二来如果按25~59岁口径,所计算的时期成年人口中的独生子女比例的峰值水平只会低于现在得到的峰值水平,因为现在计算的2030年峰值所对应的25~49岁人口是1981~

^① 在利用1990年人口普查原始数据进行家庭中母子匹配时发现,15岁及以上的人口不与母亲在同户的情况已经过多,匹配和对独生子女比例估计的结果将不太可靠(郭志刚,2001)。因此,本预测只采用其0~14岁人口部分的匹配结果作为基础输入。



2005年的出生队列，其中已经包括了所有终身独生子女比例最高的那些队列。所以，如果按25~59岁计算成年人口独生子女比例，将会使这一指标的峰值年份向后推移10年，并且所达到的峰值会低于现在口径所得到的水平。由于我们的研究目的是确定按照现行生育政策可能对家庭结构形成的最大影响程度及其具体年份，所以为了取得统计上的最大影响程度，按现在口径更为恰当。至于最大影响所在的年份，可按照上述逻辑按不同口径向后推算。

农村时期母亲队列指标和子女队列指标也有类似的问题。因为农村队列独生子女比例是在较长时期中单调上升的，所以换用成年人口的口径虽然也会使峰值年份推后，但由于其子女队列的终身独生子女比例最后会收敛于27%的最高水平，而我们计算的时期最高峰值已经达到这一水平，所以换用统计口径也不会再得到更大的时期峰值。

由于25~49岁人口是社会经济活动中最活跃的部分，所以对于未来家庭结构给他们造成的负担而可能造成社会经济损失时，是比较有效的口径。此外，根据未来寿命水平的预期，未来这个年龄段人口的父母仍然生存的可能性很大，在考虑形成“X二”家庭结构时受老年父母死亡的影响较小。

根据以上所述，如果考虑换用口径，那么时期母亲指标和子女指标的峰值年份将会重合。并且这两个指标达到最大值的时间基本上与人口老龄化程度最高的时间重合。

五、未来“双独”婚姻出现的时期最大可能性

形成家庭的基本要素是结婚。但是以上所有统计结果反映的只是形成“X二”家庭结构的人口条件，即只考虑个体与独生子女有关的属性（是否为独生子女的父母或独生子女本人），以及群体



的汇总水平(如队列或时期的部分人口),尚未考虑婚姻问题。但是,形成“X二”家庭的必要条件是两个独生子女结婚。

如本文开始时所述,对于整个社会而言,家庭作为分析单位的操作性很差,因为家庭所涉及人数太多,关系类型太复杂。我们将“四二一”家庭结构研究转化为“X二”家庭结构研究,便是为了避免那些操作方面的困难。其实,这一转化的实质是要将分析单位从家庭先换成个人,然后再换为婚姻。因为婚姻关系直接涉及的只是性别不同的两个人,并且通常夫妇的年龄差并不大。这样分析就简化得多,增加了操作性。

在得到时期成年人口独生子女比例的基础上,借助一些假设条件,我们便可以计算不同时期人口条件下夫妇双方均为独生子女的婚姻概率(郭志刚,1995;杨叔章、郭震威,2000)。

下面,用时期中“双独”婚姻的概率来反映“X二”家庭或“四二一”家庭中“二”的可能性。同样,还可以计算出夫妇中只有一方为独生子女的婚姻概率,以及双方都为非独生子女的婚姻概率。

在计算“双独”婚姻概率时的假设条件如下:

- ① 夫妇双方在同一人口群体中配为夫妇。^①
- ② 这个群体的男女比例差异可以忽略。
- ③ 同一队列乃至同一群体中男女独生子女比例的差异可以忽略。
- ④ 不存在城乡之间的通婚。
- ⑤ 男女选择配偶时不存在对独生子女属性方面的选择性。
- ⑥ 所有的人都结婚并处于有配偶状态之中。

在这样的假设条件下,我们便可以对该人口群体中的男女按

① 这个人口群体沿用时期中25~49岁人口的定义,并沿用前面描述的方法来计算该群体汇总的独生子女比例。由于这个群体的年龄跨度远远大于通常的夫妇年龄差,便意味着绝大部分的夫妇年龄差问题都可以在这个群体中被抵消。



对半分，然后按预测中得到的独生子女和非独生子女的比例计算上述不同婚姻类型的期望概率。由于预测是在 1990 年人口普查的数据基础上按现行生育政策要求得出队列独生子女比例，因此取得的时期各种婚姻类型的概率便可以揭示现行生育政策导致未来各时期中这一人口群体中各类婚姻的比例，其中“双独”婚姻概率便代表这一群体中处于“X 二”家庭的比例。由于形成“四二一”家庭的人口条件更多，因此这一群体的“双独”婚姻中只可能有一部分处于“四二一”家庭，因此其比例还要再打折扣。但我们可以视“双独”婚姻概率为逻辑上的数量上限。

在两性中独生子女属性分布相互独立的条件下，按照统计原理，计算各类婚姻概率的公式如下：

①时期成年人口中“双独”婚姻的概率为：

$$P_{\text{双独}} = k_{\text{独生子女}}^2$$

其中， $k_{\text{独生子女}}$ 为独生子女比例

②时期成年人口中“单独”婚姻的概率为：

$$P_{\text{单独}} = k_{\text{独生子女}} \times (1 - k_{\text{独生子女}}) \times 2$$

其中， $(1 - k_{\text{独生子女}})$ 为非独生子女比例

③时期成年人口中“双非”婚姻的概率为：

$$P_{\text{双非}} = 1 - P_{\text{双独}} - P_{\text{单独}}$$

时期成年子女中独生子女的比例已经在表 6 中提供，表 7 中给出了若干时期成年子女中各类婚姻的概率。

计算出的时期“双独”概率就是对“X 二”家庭在社会中的存在比例的测量，从而指示了“四二一”家庭结构严重程度的上限。“双独”概率的计算结果可能出乎许多人的预料，因为即使在城镇中，双独婚姻的概率也并不是非常高。用成年子女中的独生子女比例来测量各时期可能处于“二”状态的人口时，城镇在 2030 年为最大值，独生子女比例为 58%。这意味着 2030 年时，城镇成年人口中“双独”婚姻的概率约为 34%，这意味着成为“二”的人口比例，也



可以理解为“双独”婚姻占有所有婚姻的比例。也就是说,在城镇的时期成年人口中独生子女比例最高的年份,每3对婚姻中有一对是“双独”婚姻。由于“双独”交互概率是男性独生子女比例乘以女性独生子女比例(即所计算的独生子女比例的2次方),而比例是一个小数,因而平方值只能变小。并且,独生子女比例越小,其平方值变小的速率越快。所以58%的独生子女比例看来已经不小,然而对应“双独”结婚的概率却不是很大。农村“双独”婚姻概率更是这样,虽然其时期独生子女比例最大值达到27%,然而相应的“双独”婚姻概率只有7%。

表7 时期成年子女中各类婚姻的期望概率 单位:%

年份	城镇			农村		
	“双独” 婚姻概率	“单独” 婚姻概率	“双非” 婚姻概率	“双独” 婚姻概率	“单独” 婚姻概率	“双非” 婚姻概率
2011	5.91	36.80	57.29	0.07	5.31	94.61
2015	10.52	43.83	45.66	0.24	9.32	90.44
2020	18.06	48.88	33.06	0.63	14.59	84.79
2025	28.60	49.76	21.64	1.50	21.50	77.00
2030	34.16	48.57	17.26	2.68	27.37	69.96
2035	29.35	49.65	20.99	4.23	32.67	63.11
2040	22.77	49.90	27.33	5.80	36.57	57.62
2045	17.81	48.78	33.41	7.00	38.91	54.10
2050	13.53	46.50	39.97	7.12	39.13	53.74
2055	11.91	45.20	42.89	7.19	39.24	53.57
2060	11.74	45.05	43.22	7.20	39.26	53.54

从根据数据结果所给出的曲线图(此处略)中可以看出,城镇



“双独”婚姻概率曲线的形状几乎与独生子女比例完全相同，也是先升后降，但是其幅度相对要小得多。其中在 20% 水平以上维持的时间为 23 年，也就是说在这些年代里，5 对婚姻中约有一对为“双独”婚姻。

与城镇“双独”婚姻概率相比，城镇“单独”婚姻概率值却一直保持在相对较高的水平上。在 2020~2045 年期间的 26 年中，这一概率保持在近 50% 的水平上。这就是说，每两对夫妇中就有一对为“单独”婚姻。而城镇中的“双非”婚姻概率则大致是在另一半概率中与“双独”概率互补。

农村的“单独”婚姻概率一直随年代提高，直至 2045 年达到 39%，以后便稳定在这一水平上。而“双非”婚姻的概率则是从极高的水平一路下降，到 2045 年降至 54%，之后也稳定不变了。

表 7 的计算乃是在一定假设条件下的大体匡算，忽视了迁移的影响、男女性比例不等、城乡之间的通婚可能、独生子女与非独生子女之间的婚配选择性、独生子女比例在性别之间的差异，以及婚龄差等婚配中的具体因素，但计算结果仍可以显示出夫妻双方均为独生子女的概率变化趋势。

虽然独生子女的实际婚配存在极为复杂的多种可能，一时还难以具体模拟，但我们可以定性地讨论以上所忽略的各种婚配因素对于双独婚姻与家庭可能性的大致影响。

①关于人口中男女比例失调。按照有关学者研究结果，独生子女政策与人们的男孩偏好相冲突，造成了一定程度的性别比失调问题，近年来出生性别比显示出男婴超常地多于女婴，这将导致未来婚姻市场中一部分男性将很难结婚。这一情况虽然与我们的计算假设不合，然而当实际中发生这种情况时，将会导致婚配概率的下降和实际婚配数量的减少，从而这里所计算的“双独”概率仍然不失作为测量家庭结构问题严重程度的上限的有效性。

②关于男孩中的独生子女比例高于女孩相应比例。农村很多



地区的现行生育政策是由第一孩的性别决定了随后的条件生育政策,因而会使第一孩为男孩时便成为终身的独生子女,而第一孩为女孩时还要继续生育,那么女孩成为独生子女的可能便会减小。在双独婚配上所起的影响是,由于降低了女孩中独生子女比例,而使双独婚配可能性降低。因此,这也不会动摇所计算的婚姻概率作为上限的有效性。

③关于城乡间的迁移。实际上主要是农村到城镇的人口迁移。如果迁移在独生子女属性上没有选择性的话,农村向城镇的迁移不会改变农村的独生子女比例,但会减少城镇中独生子女的比例,其结果也不会影响这一研究的有效性。

④关于城乡之间通婚可能。随着人口流动和信息交流的扩大,城乡联姻的可能性提高。由于城乡生育政策差别及其独生子女比例的差异,城乡联姻将会降低城镇中双独婚配的可能性,提高农村双独的可能性。

⑤关于夫妻年龄差。夫妻年龄差的存在导致婚姻匹配在不同出生队列中进行。如果两个队列的独生子女比例相等,那么没有什么影响;如果两个队列的独生子女比例不等,则会降低高独生子女比例队列的处于双独婚配的可能性,并提高独生子女比例较低的队列中双独婚配的比例。由于本研究计算时期婚配概率时,采取了包括许多个队列的汇总统计,因此受这些因素影响也不大。

⑥关于婚配中在独生子女属性上的选择性。现在还没有这方面的迹象,如果实际中真的存在,会有以下两种情况:一是不愿意选择与自己独生子女属性不同的异性为偶,这将会提高“双独”婚配概率,减少“单独”婚配概率。二是相反的情况,那么其影响正好与前一种结果相反。

总之,当考虑上述忽略因素时,除了婚配在独生子女属性上的选择性方面有一种情况将会提高“双独”婚配概率以外,其他的因素几乎都是降低表7中城镇双独婚配的期望概率。



最后，由于“X二”家庭的条件少于“四二一”家庭的条件，因此，未来成为“四二一”家庭人口的可能性会显著低于上述统计结果。此外，这些结果都是在不考虑城乡迁移的假设条件下得到的。如果考虑迁移，城镇独生子女比例便会减少，因而会缓解城镇“四二一”家庭结构这类问题的严重程度。

六、小 结

本文从探讨研究“四二一”家庭结构的操作性困难入手，提出了“X二”家庭研究的命题，这样可以提高分析的操作性，并且使“四二一”家庭结构研究的本质更加一般化。

本文抓住独生子女属性这一关键，以1990年人口普查数据为基数，按我国现行计划生育政策下母亲一代终身生育孩次分布和子女一代的终身同胞结构两个角度进行预测和分析，并计算了不同时期两代人中与独生子女属性有关的比例指标，最后计算了城乡按独生子女属性划分的不同类型婚姻组合的期望概率，借以描述现行生育政策对未来家庭结构变化的影响和未来家庭结构变化的程度。

文章的主要结论为：现行生育政策对人口的生育结构及未来的家庭结构都起到很大的影响作用，但是未来社会中形成“四二一”家庭的比例实际上远远低于人们的预期。然而，未来社会中与“四二一”家庭类似情况将更为普遍，比如“X二”家庭，以及“单独”婚姻的情况。这些情况虽然困难程度低于“四二一”家庭，然而问题的性质是相同的。所以，同样应该引起政府和公众的重视。

需要申明，本研究在方法上进行了一系列的创新，但仍不成熟，因此所有统计结论仅供参考。此外，本文对量化结果仅仅为今后这些方面的研究提供了一些基础信息，本文所评论的多与少、严重与不严重主要是就数量本身而言的，本文并未深入涉及这类家



庭结构实际意义。低生育水平下的未来人口与家庭结构对社会经济发展的影响和人民群众在养老保障、日常生活、家庭负担等方面产生困难的严重性,还有待从多学科角度展开深入研究。

参考文献

1. 国务院人口普查办公室、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。
2. 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:《2000 年第五次全国人口普查主要数据》,中国统计出版社,2001。
3. 黄荣清、刘琰:《中国人口死亡数据集》,中国人口出版社,1995。
4. 张二力、陈建利:《现行生育政策下的模拟终身生育水平》,《中国人口科学》,1999 年第 5 期。
5. 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。
6. 郭志刚:《低生育率下我国家庭模式的发展前景》,《人口研究》增刊,1995。
7. 郭志刚:《利用人口普查原始数据对独生子女信息的估计》,《市场与人口分析》,2001 年第 1 期。
8. 姚新武编:《中国生育数据集》,中国人口出版社,1995。
9. 国家计划生育委员会:《1997 年全国人口与生殖健康调查——技术文件》,1997 年 9 月。
10. 彭佩云主编:《中国计划生育全书》,中国人口出版社,1997。
11. 宋健:《四二一结构:形成及其发展趋势》,《中国人口科学》,2000 年 2 期。
12. 马瀛通:《人口控制实践与思考》,甘肃人民出版社,1993。
13. 马瀛通、王彦祖、杨叔章:《递进人口发展模型的提出与总和递进指标体系的确立》,《人口与经济》,1986 年第 1 期、第 2 期。
14. 马瀛通:《人口统计学》,红旗出版社,1989。
15. 杨叔章、郭震威:《中国独生子女现状及对未来人口发展的影响》,



中国独生子女：从“小皇帝”到新公民

《市场与人口分析》，2000年第4期。

16. 李建民、原新、王金营：《持续的挑战：21世纪中国人口形势、问题与对策》，科学出版社，2000。

17. N. Keyfitz, Form and Substance in Family Demography. In J. Bongaarts, T. Burch, and K. Wachter ed., *Family Demography: Method and their Applications*. Oxford University Press, 1987. 凯菲茨著，曾毅、郭志刚等译：《家庭人口学：模型及应用》，北京大学出版社，1994。

18. Feeney, Griffith: *Parity Progression Projection. International Population Conference, Florence 1985, vol. 4. International Union for the Scientific Study of Population*, 1985.

19. Feeney, Griffith and Yu Jingyuan: *Period Parity Progression Measures of Fertility in China. Population Studies*, 41, 1987.

20. Ni Bhrolchain, Maire: *Period paramount? A Critique of the Cohort Approach to Fertility. Population and Development Review*: 18: No. 4, 1992.

(发表时间:2002)

