

中国城市家庭的亲属关系

——基于五城市家庭结构与家庭关系调查

唐 灿 陈午晴

内容提要 本文把中国城市家庭的亲属关系置于传统-现代的维度中,考察了个体家庭与多组亲属关系实际交往的状况,分析了影响亲属交往疏密的主要因素,并评价了传统和现代因素在城市社会与城市家庭变迁过程中的作用及其互动方式。研究发现,中国城市居民和家庭普遍在重视发展密切的亲属关系方面延续了中国传统;与传统的亲属关系有着本质不同的是,亲属关系失去了控制和支配个人的权力;以血缘、亲缘关系远近排列的差序格局和空间距离,是影响亲属关系频度和亲密度的主要变量;中国城市居民的亲属关系有着自身的变化和发展逻辑,其与现代性因素之间并非简单线性或相互排斥的关系;亲属间的互助互惠等工具性行为,对于人们的现代性没有明确的正向或负向影响。

关键词 亲属关系 传统 现代性 “孤立的核心家庭” “前现代模式的残余”

唐 灿,中国社会科学院社会学所研究员 100732

陈午晴,中国社会科学院社会学所副研究员 100732

长久以来,亲属关系一直是社会学、人类学和历史学理解和认识家庭与社会变迁的重要指标,学者们通常以核心家庭与扩大的亲属群体的互动程度来区分前现代和现代家庭的行为和特点。这一看法来源于社会学关于从前现代到现代社会的发展是从“社区”向“社会”进化的理论假设。在涂尔干和滕尼斯等的著作中我们读到:在传统时代,人是以群的状态整体存在的,社区(会)的基本构成形式主要是血缘、地缘和宗教共同体等,亲属关系成为这种社会组织结构的核心内容之一;现代社会的基础是个人的(非肉体意义上,而是精神层面的个人——个人的自由个性、独立人格、个人权利),是非私人化的、契约

性的。家庭团体和亲属关系不再是社会生活的基础,社会按照工作关系和科层制构成。

然而,亲属关系消失,一直被社会学家们认为是由于工业社会的流动性、城市社区的开放性和异质性所致,这种变化造成私人关系相对萎缩,亲属联系削弱,邻居关系淡化,偏向社会团结的传统观念逐渐淡薄。家庭社会学理论中关于家庭制度变迁以及核心家庭孤立化的假说,就是上述理论在家庭研究领域的延伸和具体化。帕森斯曾将现代美国的主流家庭模式描绘为“孤立的核心家庭”,认为这种家庭与扩大的亲属关系并没有利益瓜葛。在他看来,前现代和农村的社会关系网络往往妨碍个人的主动性,妨

碍地理上的流动性,阻碍职业成就和职业流动,它们是“传统主义”和低效的显现。(Parsons,1943)

古德进一步将与亲属关系是否保持紧密的联系赋予了传统或现代,落后或进步的价值意义。他认为,夫妇式家庭制度的观念能够最大限度地满足个人主义和平等主义的价值观念,而这种个体平等、独立和自由观念是与工业化所需的价值观念相吻合的,是进步的(古德,1964/1982)。英国社会人类学家杰克·古迪(Jack Goody)也持相同看法,“摒弃亲属关系的意图,由来已久。一个时期以来,在世界的不同地区,我们正在目睹由亲属关系组成的广阔集团如氏族、家族、宗族的消失,这是肯定的。”(古迪,1996:3)

亲属关系对于中国的家庭与社会研究更具有特别意义。国外汉学研究的一个主要观点是,汉人社会是一个宗族社会,父系亲属制度具有特别的重要性,是汉人社会生活的支配性组织原则,家族关系主宰了所有其他关系。以这种视点研究中国社会、家庭的近代学者有林耀华、许烺光、葛学溥(Kulp II, D.H)等。当代学者莫里斯·弗里德曼(M. Freedman)则被认为开创了“宗族范式”。弗里德曼认为,在研究中国文化和社会时一定要考虑谱系和亲缘问题,它们和中国人的生活太密切相关。父系谱系是中国社会的基本结构(弗里德曼,2000)。美国学者费正清也认为,中国的社会单元是家庭而不是个人(费正清,1987:17-19)。把中国家庭理解成为一个共同体(corporate unit),是一个经济合作组织,是一个完全由理性的、明白自己利益之所在的成员组成的经济单位,一直以来,被西方学者用来解释中国家庭结构与西方的形式不同,也被广泛用来解释华人和东亚地区的经济发展模式。

但是,工业社会(包括中国)的城市家庭是否完全如帕森斯、古德等所说的那样,是孤立的、削弱了与扩大亲属群体的联系?在上个世纪60年代前后以来在许多国家进行的有关现代社会亲属关系的“规模虽小,但理论意义重大的调查”(古德语),对社会学界接受现代家庭亲属关系的多种模式产生了重要的影响。古德说,这些研究“迫使我们接受统一社会的不同家庭形态”(古德,1964/1982:3-5)。

一、理论与文献回顾

(一)现代社会亲属关系的两个假说

1. “孤立的核心家庭”。这一概念出自结构功能主义大师帕森斯。他所描绘的核心家庭式样是,与父

母分开生活,彼此经济独立,同时也独立于任何特殊主义的亲属关系群体,不受扩大亲属群体及其权利和义务等关系的制约。虽然可能与亲属存在一定的社会关系,但是这种关系更多的是一种选择而不是责无旁贷的义务。他说,随着工业社会普遍的分化趋势,美国的核心家庭,特别在居住和经济方面,已经成为结构孤立的群体(Parsons,1943)。古德在其1960年代初的研究中支持了帕森斯关于工业化导致个人主义和平等主义的价值观念,导致扩大家庭和亲属关系走向瓦解的理论。帕森斯和古德的有关假说,在很长一段时间中都是其他家庭社会学研究对话的基础。

2. “前现代模式的残余”。这是美国家庭历史学家哈雷雯(T.K.Hareven)在对19世纪后期和20世纪早期移民工人的亲属模式的研究中发现,工人在亲属群体中迁移并且带着亲属援助的传统模式,他们使这些模式适应工业制度,并且发展出与农村中的那些习惯做法有着相当不同的新的功能。哈雷雯把这种在工业化背景下延续或兼容传统习惯的做法称之为“前现代模式的残余”(Hareven,1975)。这里借用哈雷雯的说法来定义另一种关于亲属关系的假说。

在帕森斯和古德之后,越来越多的研究发现,虽然现代社会中核心家庭占据主导地位,但是亲属网络并没有如想象的那样消失,它还担负着大量社会功能,核心家庭并不完全独立。G.罗森堡和D.安斯波在1973年的研究——《工人阶级的亲戚关系》中又说,在现代家庭制度中,亲戚间交往的频繁与否主要由两种变量决定,第一是,是否近亲,其顺序排列为,(1)夫妇双方的兄弟姐妹和后裔;(2)配偶的直系家庭,包括父母和兄弟姐妹;(3)更远的亲戚。也就是说,与直系家庭关系越远的亲戚,社会交往的就越少。第二是其他一系列因素,如地理位置、交通和通讯费用等等。但亲戚们无论住的远近,上述交往的等级保持不变(转引自古德,1964/1982:173-177)。

在如何解释“残余的”亲属关系与家庭现代性的问题上,研究者又分为两种不同观点:一是消极的亲属关系。古德在1982年重新修订的《家庭》一书中,对前20年中社会学家关于亲属关系的新发现予以肯定,并部分修改了自己的观点。他承认,在工业化和亲属模式的瓦解这二者之间,并不存在着机械的联系。如果人们感到维持扩大的亲属纽带得大于失的话,那么这种纽带就会得到保持(古德,1964/1982:再版前言)。但是他更多地把维持亲属关系解释为向现代化过渡阶段的过渡性特征,是阻碍家庭现代化

的消极因素。他认为,在现代生活中,亲戚关系已经不再占主要地位了,这是因为当代世界提供了更多的选择机会(古德,1964/1982:249-268)。二是积极的亲属关系。哈雷雯把与亲属群体密切互动的家庭关系看作为,“是一种对新经济机会做出反应的传统生产模式……这些关系与他们在农村时的本来面目已经大相径庭”。(Hareven,1975)她认为,传统的习惯以及传统的人际关系可以帮助劳动者更快适应工业化过程。很多学者持相同看法,认为传统的习惯以及传统的人际关系不仅使劳动者更能适应工业化过程,而且直接地支持了这一过程(Ben-Amos,2000;马尔蒂娜·雪迦兰,1998;Litwak,1960;Sussman,1959)。

对于现代家庭与亲属的密切关系,无论持消极还是积极的观点,其共同之处是,二者都认为,与传统社会不同,现代社会亲属关系的主要特征是,扩大家庭不再具有控制和支配核心家庭的权力,个体在家庭内部的自主、自由和平等权利得到尊重。二者的差别在于,对于扩大的亲属关系对家庭现代性的影响有着完全不同的预期和评价。

(二)国内相关研究

有研究发现,即使在工业化和城市化发展中的今天,中国城市家庭依然有别于帕森斯和古德关于“孤立的核心家庭”的定义,保留着与扩大的亲属关系密切交往的传统。潘允康、徐安琪、马春华、王跃生等采用了“家庭网”“网络家庭”“核心家庭网络化”和“亲属圈家庭”等概念对此加以描述和概括。

学者们同时发现,传统的做法与传统的亲属关系还是有了本质的区别。首先是,家族和亲属体制不再有主宰个体家庭的权力,彼此的联系和交往更多的呈现为“分而不远”“疏而不离”(徐安琪,1995),以个体家庭为独立经济和决策单位的、多种亲属关系之间的网络化家庭群;其次,家庭网不再是以男性世袭为中心的单系网络,而是双系同时得到发展,“许多人将姻亲看得比宗亲还重要”(闫云翔,1996)。另外,家庭网是一种松散的联接,没有特定的规范作为准则(潘允康,1995);第三,判别亲属关系亲疏远近的差序格局其基本标准发生改变,“利益原则”、“经济利益纽带”“合作的有效和互惠的维持”等理性因素,越来越多地替代疏密不同、远近有别的血缘、姻亲关系,改变了传统亲属关系的内涵(杨善华等,1999;张国庆,2003;王思斌,1987)。

在工业化的城市中亲属关系得以维持原因,有学者分析认为,第一,户籍制和单位制限制了人们的

地域流动和职业流动,居住空间距离较近;第二,社会保障体系不完善,子女抚养和老人赡养的职能依然主要由家庭承担;第三,传统伦理规范的沿袭(徐安琪,1995)。现代亲属网络的主要功能是提供和交流相互的支持与救助,亦即城市亲属关系的互惠性和工具性。郭于华指出,传统的亲缘关系与现代社会、经济关系的交织、融混是一种现实的存在。亲缘关系是信任结构建立的基础,也是实际获得资源的重要途径(郭于华,1994)。康岚的看法是,核心家庭与父母家庭间的互惠需求,家本位与个人本位之间的张力是扩大的亲属关系得以维系并发生改变的缘由(康岚,2009)。杨菊华和李路路认为,亲属关系之所以异于现代化的假设,是因为传统的家庭凝聚力具有强大的抗逆力性和适应性,有助于家庭应对社会和家庭的变迁(杨菊华等,2009)。

在上个世纪80年代社会学恢复后较早的家庭研究中,有学者曾将密切的亲属关系视为影响现代化的消极因素,断言传统的亲缘关系会随着现代化的进程迅速衰落下去(王思斌,1987;边燕杰,1986)。但是如上文所引述,之后的研究越来越多地把密切互动的亲属关系视为扩大的家庭成员出于互惠和互助需求而挖掘和发展传统资源的行为。

二、研究问题与假设

把城市家庭的亲属关系置于传统-现代的维度中,考察城市社会中个体家庭与多组亲属(与父母亲属,与兄弟姐妹亲属,与父辈亲属,与祖辈亲属)关系实际交往的状况,分析影响亲属交往疏密的主要因素,评价传统和现代因素在城市社会与城市家庭变迁过程中的作用及其互动方式,据此探讨中国城市社会和家庭是否存在或存在何种有别于经典现代化理论的特殊发展路径,以此在上述国内研究的基础上,对中国城市家庭的亲属关系研究加以丰富、系统和进一步深化,这些就是本文所要研究的问题。

本文关于亲属关系的概念,参考了帕森斯关于核心家庭/标准家庭的定义,即,孤立的夫妻家庭的重要性在于其标准的家户单位。它意味着家是一个居住单位,是一个理所当然的有着共同的经济基础,特别是共享工资收入的单位。也不必负担配偶一方的任何特定亲属。典型夫妇式家庭与父母分开生活,并且彼此经济独立……通常独立于任何特殊主义的亲属关系(Parsons,1943);此外,也参考了古迪关于亲属的概念:“我们这里所说的‘亲属’,其定义是夫妻

以外的关系”(杰克·古迪,1998)。本文所指的亲属关系,是指核心家庭(父母与未成年子女)之外的其他血缘、姻缘或亲缘关系。考虑到由于存在婚前同居、单身等等有别于标准核心家庭模板的事实上的家庭行为,亲属关系在本文被具体操作为 18 岁以上的成年人,包括其配偶/伴侣和子女之外的其他血缘、姻缘和亲缘关系。

为了验证前述有关亲属关系的理论,本文主要设定了以下操作性假设:

假设一,中国城市家庭和个人的亲属关系,并不像经典现代化理论^[1]所预示的那样趋于“消失”,而是依然活跃。无论在情感还是行为层面,人们都保持着与亲属群体的密切互动、互助和亲密性。相互间的责任和义务,依然是亲属关系的主要内容之一。

假设二,与传统亲属制度的本质“大相径庭”,亲属关系不再有支配和主宰个体的权力,个人的自主性、独立性和平等主义是当代城市亲属关系的基础。

假设三,依血缘、姻缘、亲缘关系的远近,形成亲属交往疏密不同的差序等级。无论空间距离远近,上述交往等级次序不变。

假设四,年龄、教育程度、城市发展水平作为主要的现代化因素,对亲属关系的密切程度有着重要影响。

(1)假定年龄越轻,现代性越高,传统的亲属交往行为越少;

(2)假定教育程度越高,现代性越高,传统的亲属交往行为越少;

(3)假定城市经济发展程度越高,现代性越高,传统的亲属交往行为越少。

假设五,作为传统亲属关系的主要特点之一,互惠性和工具性将会妨碍现代性发展。在这里,现代性主要以个人的自主性、教育程度、地理的流动性、

职业成就和城市发展的现代化水平为指标。

本文数据主要来自中国社会科学院社会学研究所 2008 年“5 城市家庭结构与家庭关系调查”。该调查按照随机原则,计划每个城市抽取 800 个样本,最后总共获取 4016 个有效样本^[2]。按照调查设计,5 个城市的选取按照经济发展水平、地理分布和文化地理区域等三个标准复合确定了城市经济、文化、地理条件框架。其中广州和杭州等沿海城市假定为现代化发展水平最高组别;郑州代表中部次发达地区;哈尔滨代表市场经济发展相对滞后,但拥有较深厚的城市化传统的转型城市类型;兰州则作为经济和文化欠发达、欠现代化地区的代表。5 个城市按照假设的现代化水平形成梯度排列。

三、调查结果及其分析

本文关于亲属关系的讨论主要围绕亲属之间的空间距离、互动频度、亲密程度及互助倾向等 4 个关系维度来展开。除了考察成年人在亲属关系不同维度上的实际状况,我们将更进一步比较不同亲属关系在上述 4 个关系维度上可能的差异,以及城市居民自身的现代性元素对亲属关系的影响,尤其是广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市所代表的现代化城市类型在亲属关系上的差异。

(一)亲属空间距离

此处,亲属空间距离指亲属之间住所上的距离远近。具体关于亲属空间距离的测度,以 18 岁以上成年人与不同亲属对象住所上的远近关系来衡量,分别有“住在一起”、“住在附近”、“住在同一城市”、“住在同一省份”及“住在省外”5 个等级。

1. 总体分布。总体上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市 18 岁以上成年人与亲属之间居住距离分布的调查结果如表 1:

表 1 五城市 18 岁以上成年人与亲属之间居住距离分布情况及比例

| | 有效样本数 | 住在一起 | 住在附近 | 在同一城市 | 在同一省 | 在省外包括国外 |
|----------------|--------|-------|-------|-------|-------|---------|
| 与父母的空间距离 | 2709 人 | 12.3% | 20.3% | 36.3% | 20.5% | 10.5% |
| 与最亲一位兄弟姊妹的空间距离 | 3563 人 | 1.5% | 14.5% | 53.5% | 16.8% | 13.6% |
| 与祖父母的空间距离 | 353 人 | 1.4% | 4.5% | 31.4% | 40.8% | 21.8% |
| 与最亲一位父辈亲属的空间距离 | 1707 人 | 0.2% | 4.4% | 44.9% | 29.6% | 20.9% |

若以居民自身住所为中心,“同住”为扩大的中心,“附近”为小半径的小圈,“同城”为中半径的中圈,“同省”为大半径的大圈,那么,接近三分之一的人与父母的空间距离落在小圈以内,接近七成的在中圈以内,九成在大圈以内;与最亲兄弟姊妹有近七成在中圈以内,八成以上在大圈以内;与祖父母有近

四成在中圈以内,近八成在大圈内;与最亲父辈亲属有半数人在中圈内,近八成不出大圈。由此,“同城”这个中圈是当前城市居民亲属之间相当关键的互动空间,而“同省”这个大圈则几乎是城市居民亲属之间互动空间的“边界”。

若分别给空间距离“同住”赋值 1,“附近”赋值

2,“同城”赋值3,“同省”赋值4,“省外”赋值5,则分值高低即表示亲属之间空间距离的相对远近。均值分析结果表明,城市居民与父母的空间距离平均得分最低,为2.97,即接近“同城”这个中圈;其次是与最亲兄弟姊妹的空间距离,得分为3.27,超出了“同城”这个中圈;再次是与父辈亲戚的空间距离,得分为3.67,介于“同城”与“同省”之间且偏向“同省”大圈;最后是与祖父母的空间距离,平均得分为3.77,趋于“同省”大圈。详见表2。

表2 亲属空间距离(均值)

| 序 | 亲属关系 | 有效人数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|-------|------|--------|---------|------|------|
| 1 | 与祖父母 | 353 | 3.7705 | .88935 | 1.00 | 5.00 |
| 2 | 与父辈亲戚 | 1707 | 3.6661 | .85929 | 1.00 | 5.00 |
| 3 | 与兄弟姊妹 | 3563 | 3.2661 | .92136 | 1.00 | 5.00 |
| 4 | 与父母 | 2709 | 2.9679 | 1.14918 | 1.00 | 5.00 |

注:各排行之间存在统计意义上的显著差异, $P<0.01$ 。

2. 城市类型与亲属空间距离。在城市居民与父母的空间距离上,五城市在“同住”这个距离圈的中心差别不大,差别主要体现在“附近”、“同城”、“同省”3个距离圈上。具体地说,广州(17.3%)、杭州(18.0%)、郑州(18.8%)在“附近”这个小圈距离上低于平均水平(20.3%);兰州(28.0%)明显高于平均水平,哈尔滨(20.3%)持平。在“同城”这个中圈距离上,广州(43.0%)、杭州(44.5%)明显高出平均水平(36.3%),郑州(27.7%)、兰州(29.3%)低于平均水平;哈尔滨(36.1%)持平。在“同省”这个大圈,广州(15.4%)、杭州(15.5%)低于平均水平(20.5%),郑州(31.9%)则明显超出平均水平,兰州(18.9%)、哈尔滨(21.1%)基本持平。

五城市在城市居民与兄弟姊妹的空间距离上,情况与上述类似。其中,广州(10.9%)在“附近”这个小圈距离上明显低于平均水平(14.5%);郑州(12.9%)略低;兰州(18.4%)高出;杭州(14.8%)和哈尔滨(15.6%)持平。在“同城”这个中圈距离上,广州(63.0%)和杭州(61.4%)明显高出平均水平(53.5%);郑州(47.7%)和兰州(40.5%)较低,哈尔滨基本持平;在“同省”这个大圈,郑州(25.3%)明显高出平均水平(16.8%),杭州(12.7%)较低,广州、兰州和哈尔滨与平均水平基本持平。

综合以上分析结果,城市18岁以上成年人与亲属之间的空间距离大体呈现如下格局:

首先,空间距离的远近与不同亲属关系的亲疏远近之间存在一定的相关匹配,即成年人与父母的空间距离最近,接下来依次是兄弟姊妹,父辈亲戚,

然后是祖父母。也就是说,越近的血缘、亲缘关系,空间距离越是相近。

其次,成年人与父母存在一定比例的同住,也有少量跨省而居,但大多数人住在同一城市。也可以说,“同城”这个距离圈几乎是成年人与父母空间距离的平均边界;其他亲属之间空间距离的边界则依亲疏远近介于“同城”与“同省”之间。

再次,五城市在亲属间空间距离上的异同显示:虽然城市现代化水平的高低没有改变中国人在亲属空间距离上的亲疏远近的等级排列,但是,现代化水平较高的城市在同城范围内亲属空间距离上相对拉长。不过数据还显示,这种空间距离的扩展也不是一个线性正比的关系。事实上,现代化发展水平较高的广州和杭州在亲属空间距离上比现代化发展水平较低的兰州、哈尔滨更多地突显“同城”这个中圈,而兰州和哈尔滨在“附近”这个小圈上胜出;不能由经典现代化理论解释的是,郑州这个相对发展水平中等的城市在亲属空间距离上,却比其它4个城市更偏重“同省”大圈。

(二) 亲属互动频度

这是指亲属之间在交往、联络(各种通讯方式)上的频繁程度。此处主要考察城市居民与不同住的父母、不同住的最亲兄弟姊妹、不同住的祖父母及不同住的最亲父辈亲戚等4类对象的互动频度,并将互动频度依次设定为“基本不走动”、“每年几次”、“每月一两次”、“每周一两次”及“几乎每天”5个档次。

1. 总体情况。调查结果显示,18岁以上成年人与父母的联系中(2377人),分别属于“基本不走动”、“每年几次”、“每月一两次”、“每周一两次”及“几乎每天”5个档次的人所占比例依次为0.3%、6.4%、22.8%、54.1%、16.6%。几乎每天联络的人超出一成半,每周(包括每天)有联络的人高达七成。

在成年人与兄弟姊妹的联系中(3509人),分别属于“基本不走动”、“每年几次”、“每月一两次”、“每周一两次”及“几乎每天”5个档次的人所占比例依次为2.6%、21.7%、39.1%、31.3%、5.4%。也就是说,每周联络(包括每天)的人超出三成半,每个月(包括每天、每周)有联络的人达到七成半。

在成年人与祖父母的联系中(348人),每天联络的人极少,分别属于“基本不走动”、“每年几次”、“每月一两次”、“每周一两次”及“几乎每天”5个档次的人所占比例依次为4.3%、55.5%、28.4%、10.1%、1.7%。其中,每周(包括每天)联络的人超出一成,每

个月(包括每天、每周)有联络的人占到四成;

在成年人与父辈亲戚的联系中(1705 人),分别属于“基本不走动”、“每年几次”、“每月一两次”、“每周一两次”及“几乎每天”5 个档次的人所占比例依次为 21.6%、58.9%、14.3%、4.6%、0.6%。每周联络的人很少,每个月(包括每天、每周)联络的人有两成,但八成的人每年都有联络。

分别给互动频度“基本不走动”赋值 1,表示很少联络;“每年几次”赋值 2,较少联络;“每月一两次”赋值 3,表示时常联络;“每周一两次”赋值 4,表示联络频繁;“几乎每天”赋值 5,表示联络极频繁。

均值分析结果表明,城市居民与父母的互动频度得分最高,为 3.80,即约“每周一两次”的频繁;其次是与最亲兄弟姊妹的互动频度得分为 3.15,超出“每月一两次”的时常联络;再次是与祖父母的互动频度得分为 2.49,介于“每年几次”的较少联络与“每月一两次”的时常联络之间,可以说“联络不少”;最后是与最亲父辈亲戚的互动频度得分为 2.04,即处于“每年几次”这种较少联络的水平。详见表 3。

表 3 亲属互动频度(均值)

| 序 | 亲属关系 | 有效人数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---------|------|--------|--------|------|------|
| 1 | 与父母 | 2377 | 3.8035 | .79488 | 1.00 | 5.00 |
| 2 | 与最亲兄弟姊妹 | 3509 | 3.1508 | .90848 | 1.00 | 5.00 |
| 3 | 与祖父母 | 348 | 2.4943 | .80163 | 1.00 | 5.00 |
| 4 | 与最亲父辈亲戚 | 1705 | 2.0375 | .77202 | 1.00 | 5.00 |

注:各排行之间存在统计意义上的显著差异, $P < 0.01$ 。

2. 五城市在亲属互动频度上的差异。以五城市在亲属关系上的互动频度做方差分析,结果在成年人与父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚的关系均呈现出显著差异(组间方差显著性 $P < 0.01$)。在成年人与父母的关系上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的互动频度依次是 3.49、3.86、3.81、3.89、4.00,总体平均值是 3.80。可以看出,广州的得分最低,哈尔滨最高,其余与总体平均值持平。

在成年人与兄弟姊妹的关系上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的互动频度依次是 2.93、3.15、3.21、3.19、3.28,总体平均值是 3.15。与父母互动频度的情况类似。

有意思的是,城市类型对成年人与祖父母互动频度的影响与其对与父辈亲戚互动频度的影响同样有类似的格局。具体地说,在成年人与祖父母的互动频度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次是 2.29、2.48、2.64、2.53、2.64,总体平均值是 2.49;在成年人与父辈亲戚的互动频度上,广州、杭

州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次是 1.84、1.97、2.16、2.00、2.18,总体平均值是 2.04。广州得分仍然最低,郑州和哈尔滨并肩处于最高端,而杭州和兰州一同处于平均水平。

综合上述关于亲属互动频度的分析,可以得出以下几个基本结论:

首先,五城市 18 岁以上成年人与父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚等 4 类对象的互动频度都相当高,并按照亲属血缘、亲缘关系远近梯次下降。其中,城市居民与父母的互动频度最高,差不多是“每周一两次”的频繁程度;与最亲兄弟姊妹的互动频度则超出“每月一两次”的水平。

其次,五城市在亲属互动频度上的差异在一定程度上显示出,现代化发展水平愈高的城市,其亲属互动频度愈低。譬如,广州无论是成年人与父母、兄弟姊妹还是与祖父母、父辈亲戚的关系,在互动频度上都不如哈尔滨这个现代化发展水平较低的城市。不过,五城市之间的差异还是有限。

(三) 亲属亲密程度

这指亲属之间在情感上的亲近程度。那么,成年人与同住父母的关系亲密程度如何?与不同住父母的关系亲密程度有变化吗?更有比较意义的是,相对与父母关系的亲密程度,成年人与其他亲属的亲密程度又如何?此处讨论的亲密程度依据个体主观认定,而亲密关系对象主要是同住父母,不同住父母,同住兄弟姊妹,不同住兄弟姊妹,不同住祖父母及不同住父辈亲戚(同住的祖父母或父辈亲戚极少,故暂且不予考虑)。

1. 总体情况。分别给亲密关系“很疏远”赋值 1,“较疏远”赋值 2,“一般”赋值 3,“较亲密”赋值 4,“很亲密”赋值 5。均值分析结果表明,城市居民与上述 6 种对象的亲密关系程度呈现显著差异。其中,与同住父母的亲密程度最高,得分 4.84,平均接近“很亲密”的水平;其次是与不同住父母的亲密程度,得分 4.66,趋近“很亲密”的水平;接下来是与最亲同住兄弟姊妹和不同住兄弟姊妹,得分是 4.57 和 4.18,前者趋向“很亲密”水平,后者超出“较亲密”水平;然后是与祖父母亲密程度得分为 3.79,接近“较亲密”水平;最后是与父辈亲戚亲密程度得分 3.20,超出“一般亲密”水平。详见表 4。

显然,五城市居民不仅与父母关系很亲密,与其他不同亲属也维持相当亲密的关系。事实上,与父母的亲密程度均值虽然明显高于其他亲属关系,但与其他亲属的亲密程度得分也相当高。此外,同住的亲属亲

密度也明显高于不同住的亲属。值得指出的是,不同亲属之间确实存在一个亲疏远近的差序格局。

表4 亲属之间亲密关系(均值)

| 序 | 亲属关系 | 有效人数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|----------|------|--------|---------|------|------|
| 1 | 与同住父母 | 332 | 4.8373 | .45064 | 3.00 | 5.00 |
| 2 | 与不同住父母 | 2377 | 4.6605 | .57772 | 1.00 | 5.00 |
| 3 | 与同住兄弟姊妹 | 54 | 4.5741 | .68960 | 3.00 | 5.00 |
| 4 | 与不同住兄弟姊妹 | 3510 | 4.1764 | .79322 | 1.00 | 5.00 |
| 5 | 与祖父母 | 348 | 3.7931 | .90643 | 1.00 | 5.00 |
| 6 | 与父辈亲戚 | 1705 | 3.2035 | 1.04432 | 1.00 | 5.00 |

注:各排行之间存在统计意义上的显著差异 $P < 0.01$ 。

2. 影响亲属关系亲密度的基本因素。我们考察了年龄、教育程度、出生地、户籍、流动性、职位及自主性等个人背景变量对亲属互动频度的影响。此处,自主性以成年人在配偶选择问题上是否能不受父母影响而自己做出决定。

逐步回归分析模型的最终结果显示:在成年人与不同住父母关系的亲密度上,年龄、出生地、流动性及职位没有影响,教育程度有正面影响,即教育程度愈高,与父母关系亲密度愈高;户籍的影响在于,非农户口人群与父母关系亲密度高于农业户口人群。在成年人与兄弟姊妹关系的亲密度上,出生地、户籍、流动性及职位等变量没有影响,年龄有负面影响,即年龄组别愈高,与兄弟姊妹关系亲密度愈低;其次,教育程度有负面影响,即教育程度愈高,成年人与兄弟姊妹关系亲密度愈低;在表征个人自主性的配偶选择权上,接近两成的人是完全由自己决断,六成的人在做出决定时会征求父母意见,另外有超出一成的人与父母共同决定。数据分析结果是,自主性与亲属亲密度这两者之间无关。

3. 五城市在亲属关系亲密度上的比较。进一步看城市类型与亲属关系亲密性的关系。方差分析结果表明,除了与同住兄弟姊妹的亲密关系之外,广州、杭州、郑州、兰州与哈尔滨五城市在同住父母、不同住父母、不同住兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚5类对象上的亲密关系均存在显著差异(组间方差显著性 $P < 0.01$)。

在成年人与同住父母的亲密性上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为4.70 4.98, 4.85 4.82 4.85,总体均值为4.84。广州得分最低,杭州最高,郑州、兰州及哈尔滨三城市差别不大。在成年人与不同住父母的亲密程度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为4.50 4.69 4.66, 4.70 4.78,总体均值为4.66;广州依然得分最低,其次,杭州、郑州及兰州类似,而哈尔滨得分最高。

在成年人与不同住兄弟姊妹的亲密程度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为3.89 3.98 4.31 4.34 4.36,总体均值为4.18;即广州最低,杭州比较低,其它三城市则处于最高水平。

在成年人与祖父母的亲密程度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为3.44 3.56, 4.04 4.09 4.16,总体均值为3.79;广州与杭州同样处于较低水平,而其它三城市一同处于较高水平。

最后,在成年人与父辈亲戚的亲密程度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为2.61 2.72 3.49 3.43 3.67,总体均值为3.20;广州和杭州一同处于较低水平,郑州和兰州同时居中,而哈尔滨则处于较高水平。

综合上述关于亲属亲密程度的分析,我们得出以下几点认识:

首先,与亲属互动频度类似,五城市18岁以上成年人与父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚等4类对象的关系亲密度相当高,并按照血缘关系远近梯次下降。其中,城市居民与父母的关系亲密度最高(依同住与否略有差别),几乎就是主观上“很亲密”的顶端;与兄弟姊妹关系的亲密度虽然不如父母,但明显超出了“比较亲密”的水平(依同住与否也略有差别);与祖父母及父辈亲戚的关系亲密度也都明显超出“一般”水平而趋向“比较亲密”的水平。

其次,出生地、职位、流动性及个人自主性等变量对亲属互动频度没有影响,但教育程度、户籍和年龄对成年人与父母的关系亲密度有一定的影响,年龄和教育程度对成年人与兄弟姊妹的互动频度起一定的作用。值得思考的是,教育程度和年龄原本是两个可以表征个人现代性的基本元素,也就是说,教育程度愈高、年龄愈年轻,表征个人现代性愈高。可此处关于亲属亲密度及上一节关于亲属互动频度的研究结果却是,教育程度愈高,成年人与父母及兄弟姊妹的互动频度或亲密度愈高;年龄愈大,成年人与父母及兄弟姊妹的互动频度或关系亲密度愈弱。由此,在中国城市居民的亲属关系中,现代性的提升与亲属关系的弱化并非确然的相关。另一个有力的例证是,自主性与亲属亲密度这两者之间无关。显然,这个结果表明,城市居民在亲属关系亲密度上的增强或减弱,并不以牺牲或提升个人自主性为前提。

与城市类型与亲属互动频度类似,五城市在亲属亲密度上的差异也在一定程度上显示出,现代化发

展水平愈高的城市,其亲属亲密程度愈低。尤其是广州,各种亲属关系的亲密程度都要弱于哈尔滨。同样,五城市之间在亲属亲密程度上并未出现巨大差异。

(四) 亲属互助倾向

这是指亲属之间在日常生活或遇到困难时互助互惠的倾向。此处,主要通过“重病求助”、“借钱”及“给钱接济”三种互助方式,来考察城市居民与不同住父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚之间的互助关系。

1. 总体情况。调查结果显示,互惠互助是城市居民相当活跃的一种亲属互动关系,当然,不同亲属之间的互助关系也呈现出较大差异。对于重病求助来说,有超出半数的人(53.4%)表示会向父母求助;会求助于兄弟姊妹的人更是达到五成半(56.1%);另有一成的人(10.8%)会求助于父辈亲戚,而求助于祖父母的人则极少(4.0%)。对于借钱来说,分布与重病求助类似,其中,向父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚借钱的比例分别为 52.6%、56.3%、3.5%及 11.0%。

以给钱的方式接济亲属的情形则相对复杂。其中,有 9.8%的人从不拿钱接济父母,16.8%的人偶尔给钱接济父母,40.5%的人是对方有需要时接济,每年都给钱的人为 24.0%,每月给钱的人为 8.8%。对于最亲的一位兄弟姊妹,从不给钱的占 42.2%,偶尔给的占 10.3%,在对方需要时给的占 44.0%,每年或每月给钱的人极少,仅占 2.9%和 0.6%。对于祖父母,从不给钱的人占 17.6%,偶尔给钱的占 36.4%,需要时给的占 29.5%,另有 15.6%的人每年给钱,每月给钱的仅占 0.9%。对于父辈亲戚,58.0%的人从来不给钱,偶尔给的占 17.7%,需要时给的占 22.0%,每年都给的仅占 2.2%,每月给钱的情形在样本中没有出现。

对于亲属之间的求助方式,分别给“会求助”赋值 1,“不会求助”赋值 0,则分值即为求助倾向;同样,“会向对方借钱”赋值 1,“不会向对方借钱”赋值 0,分值为借钱倾向;对于亲属之间的接济方式,也分别给“从来不给”、“偶尔给”、“有需要时给”、“每年给”及“每月给”赋值 1 2 3 4 5,分值表示相对高低的接济频度。均值分析结果表明,在父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚 4 类亲属中,求助倾向最高的对象是兄弟姊妹,均值为 .561,即超过半数的人会求助;其次,求助父母的倾向得分为 .534,也超过半数,再次是求助父辈亲戚的倾向,有 0.1 的概率,求助祖父母的倾向则微乎其微。借钱的倾向也类似求助倾向的格局。详见表 5 和表 6。

在接济对象中,频度最高的是父母,均值达到

表 5 亲属之间求助倾向(均值)

| 序 | 亲属关系 | 有效人数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|--------|------|-------|--------|-----|------|
| 1 | 求助兄弟姊妹 | 3444 | .5607 | .49638 | .00 | 1.00 |
| 2 | 求助父母 | 2341 | .5335 | .49898 | .00 | 1.00 |
| 3 | 求助父辈亲戚 | 1687 | .1079 | .31033 | .00 | 1.00 |
| 4 | 求助祖父母 | 347 | .0403 | .19705 | .00 | 1.00 |

注:各排行之间存在统计意义上的显著差异, $P < 0.01$ 。

表 6 亲属之间借钱倾向(均值)

| 序 | 亲属关系 | 有效人数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---------|------|-------|--------|-----|------|
| 1 | 向兄弟姊妹借钱 | 3467 | .5633 | .49605 | .00 | 1.00 |
| 2 | 向父母借钱 | 2359 | .5261 | .49943 | .00 | 1.00 |
| 3 | 向父辈亲戚借钱 | 1688 | .1102 | .31322 | .00 | 1.00 |
| 4 | 向祖父母借钱 | 347 | .0346 | .18298 | .00 | 1.00 |

注:各排行之间存在统计意义上的显著差异, $P < 0.01$ 。

3.05,达到“有需要时给”的水平;其次是接济祖父母,频度均值为 2.46,介于“偶尔给”与“需要时给”之间;接下来,依次是最亲的兄弟姊妹(2.09)和最亲的父辈亲戚(1.69),前者略微超出“偶尔给”的水平,后者则接近“偶尔给”的水平。详见表 7。

表 7 亲属之间接济频度(均值)

| 序 | 亲属关系 | 有效人数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|--------|------|--------|---------|------|------|
| 1 | 接济父母 | 2376 | 3.0522 | 1.07400 | 1.00 | 5.00 |
| 2 | 接济祖父母 | 346 | 2.4566 | .98371 | 1.00 | 5.00 |
| 3 | 接济兄弟姊妹 | 3501 | 2.0940 | 1.01166 | 1.00 | 5.00 |
| 4 | 接济父辈亲戚 | 1697 | 1.6853 | .88952 | 1.00 | 4.00 |

注:各排行之间存在统计意义上的显著差异, $P < 0.01$ 。

2. 影响亲属互助关系的个人背景因素。考察年龄、教育程度、出生地、户籍、流动性、职位、自主性等个人基本背景变量对求助倾向的影响,逐步回归分析的结果表明:在成年人向父母求助的倾向上,教育程度、户籍、职位、流动性、出生地没有影响;年龄的负面影响较大,即年龄愈大,成年人向父母求助的倾向愈低;其次,自主性也有一定的负面影响,即愈自主,愈不向父母求助。在求助兄弟姊妹的倾向上,教育程度、出生地、户籍没有影响;年龄的负面影响同样最大;其次是职位的负面影响,即职位愈高,求助倾向愈低;自主性也有一定的负面影响,即成年人相对父母的自主性愈强,愈不可能向其求助(见表 8)。

表 8 求助倾向回归分析

| 模型 | 非标准化系数 | | 标准系数 | | t | Sig. |
|--------------|--------|------|-------|--|---------|------|
| | B | 标准误差 | Beta | | | |
| 求助父母 (常量) | 1.002 | .036 | | | 27.866 | .000 |
| 倾向 年龄组 | -.117 | .007 | -.349 | | -15.993 | .000 |
| R 方=.119 自主性 | -.109 | .027 | -.089 | | -4.068 | .000 |
| 求助兄弟 (常量) | 1.028 | .041 | | | 24.783 | .000 |
| 姊妹 年龄组 | -.109 | .006 | -.327 | | -17.904 | .000 |
| R 方=.101 职位 | -.050 | .018 | -.050 | | -2.754 | .006 |
| 自主性 | -.048 | .022 | -.039 | | -2.181 | .029 |

同样考察借钱倾向。在成年人向父母借钱的倾

向上,教育程度、出生地、户籍没有影响,年龄的负面影响最大,即年龄的组别愈高,向父母借钱的倾向愈弱;其次是自主性的负面影响,即成年人的自主性愈强,向父母借钱的倾向愈弱;流动性也有负面影响,即流动人口向父母借钱的倾向弱于本地户口人群;最后是职位的负面影响,即职位高的人群向父母借钱的可能性偏低(逐步回归模型,调整R方=.126)。在成年人向兄弟姐妹借钱的倾向上,教育程度、出生地、流动性及户籍没有影响,年龄的负面影响依然最大,即年龄愈大,成年人求助兄弟姐妹的可能性愈低;其次是职位的负面影响,即职位高的人群向兄弟姐妹借钱的可能性较小;自主性有一定的负面作用,即自主性愈强,愈不可能向兄弟姐妹借钱(逐步回归模型,调整R方=.099)。

关于接济频度的影响因素,回归分析结果如下:

在接济父母的频度上,教育程度、出生地、户籍及自主性没有影响,职位的正面影响最大,即职位高的人群更经常接济父母;其次是年龄的正面影响,即年龄的组别愈高,接济父母愈频繁;流动性也有一定的正面影响,即流动人口接济父母的频度更高一些。

在接济兄弟姐妹的频度上,出生地、户籍、流动性及自主性没有影响,教育程度的正面影响最大,即教育程度愈高,愈是经常接济兄弟姐妹;其次,年龄是负面影响,即年龄的组别愈高,接济兄弟姐妹的频度愈低;职位有一定的正面影响,也就是说,职位高的人群接济兄弟姐妹的频度更大。详见表9。

表9 接济频度回归分析

| 模型 | 非标准化系数 | | 标准系数 | | Sig. |
|------------|--------|------|-------|--------|------|
| | B | 标准误差 | Beta | t | |
| 接济父母 (常量) | 2.159 | .140 | | 15.395 | .000 |
| 频度 职位 | .203 | .049 | .094 | 4.118 | .000 |
| R=.020 年龄组 | .077 | .017 | .107 | 4.458 | .000 |
| 流动性 | .304 | .076 | .095 | 4.004 | .000 |
| 接济兄弟 (常量) | 1.835 | .090 | | 20.277 | .000 |
| 姊妹频度 教育程度 | .083 | .020 | .096 | 4.248 | .000 |
| R=.022 年龄组 | -.035 | .014 | -.052 | -2.541 | .011 |
| 职位 | .093 | .042 | .046 | 2.217 | .027 |

3. 城市类型与亲属互助关系。方差分析结果表明,在成年人重病求助亲属方面,五城市在求助父母、求助兄弟姐妹及求助父辈亲戚等倾向上的差异比较明显,但在求助祖父母的倾向上没有什么差别。具体地说,在成年人求助父母的倾向上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为.606, .597, .536, .418, .491, 总体均值为.534, 其中,广州和杭州的比例较高,兰州较低,郑州和哈尔滨接近平均值;在

成年人求助兄弟姐妹的倾向上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为.601, .487, .644, .506, .558, 总体均值为.561, 广州和郑州的比例较高,杭州和兰州较低,哈尔滨接近平均值;在成年人求助父辈亲戚的倾向上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为.060, .024, .198, .095, .127, 总体均值为.108, 郑州的比例远远高出其他城市的水平。

在成年人向亲属借钱方面,五城市在父母、求助兄弟姐妹、祖父母及父辈亲戚等4类亲属上的差异均比较显著。具体地说,在成年人向父母借钱的倾向上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为.572, .571, .537, .453, .486, 总体均值为.526, 其中,较高的广州、杭州及郑州差异不大,兰州和哈尔滨偏低;在成年人向兄弟姐妹借钱的倾向上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为.618, .468, .668, .510, .544, 总体均值为.563, 广州和郑州较高,兰州和哈尔滨居中,杭州较低;在成年人求助祖父母的倾向上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为.000, .053, .015, .125, .041, 总体均值为.035, 兰州的比例远远高出其他城市的水平;在成年人求助父辈亲戚的倾向上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为.055, .019, .214, .095, .129, 总体均值为.110, 郑州和哈尔滨远远高出其他城市的水平。

在接济亲属的频度上五城市在接济父母、兄弟姐妹、祖父母及父辈亲戚上的差异都比较显著。其中,在成年人接济父母的频度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为3.32, 3.01, 3.21, 3.04, 2.66, 总体均值为3.05, 显然,广州居民接济父母的水平最高,其次是郑州,接下来是杭州和兰州处于平均水平,哈尔滨明显低于平均水平;在成年人接济兄弟姐妹的频度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为2.07, 2.08, 2.51, 2.11, 1.70, 总体均值为2.09, 郑州相当突出,广州、杭州和兰州没有差异,哈尔滨仍然居于末位;在成年人接济祖父母的频度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为2.47, 2.75, 2.46, 2.34, 2.18, 总体均值为2.46, 杭州高居首位,广州和郑州差不多处于平均水平,兰州和哈尔滨较低;在成年人接济父辈亲戚的频度上,广州、杭州、郑州、兰州及哈尔滨五城市的得分依次为1.64, 1.50, 2.05, 1.55, 1.59, 总体均值为1.68, 可以说,郑州表现得比较积极,而杭州较低。

综上所述,关于亲属互助倾向,可以得出以下几

个结论：

首先，城市居民在亲属之间互惠互助的来往处于相当活跃的状态。其中，半数以上的成年人在自己遇到特殊困难时会求助于父母或兄弟姊妹，也会向父母或兄弟姊妹借钱；对父母的接济，则基本上能做到依照对方的需要给予接济；对兄弟姊妹，也有四成多的人能在对方需要时伸出援手。

其次，年龄在成年人向父母或兄弟姊妹求助、借钱的倾向上都是负面作用，对于接济兄弟姊妹的倾向也是负面影响，但对于接济父母的影响是正向的；教育程度对于亲属之间求助、借钱倾向不起作用，对于接济父母也不起作用，但影响到兄弟姊妹之间的接济；自主性对于亲属之间的求助、借钱倾向有一定的负面作用，但自主性对于亲属之间的接济频度没有作用；与自主性类似，职位对于亲属之间求助、借钱倾向也是负面作用，但对于亲属之间的接济是正面影响；流动性对于向父母借钱的倾向是负面作用，但对于接济父母的频度是正面作用。从中可以看出，现代性对于中国人亲属之间的互助互惠关系可能起到一定的作用，如上述亲属互助倾向中流动性、自主性及职位的负面影响，以及年龄的正面影响。但也不尽然，如职位、流动性对接济的正面影响。尤其是年龄对于亲属互助的负面影响，以及教育的正面影响，再次让我们看到，现代性与中国人密切的亲属关系并没有出现简单、线性的此起彼落的关系。其实，当代中国人在亲属之间密切的情感和利益关联深深扎根于中国文化关于亲属责任、义务及亲情的内在逻辑，也是个体面对社会巨大变革的一种理性选择。与之相比，现代性的影响当在其次。

最后，关于城市类型与亲属互助倾向的关系，可以说，依据现代化水平逐级提升的五城市没有改变不同成年人与父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚之间互助倾向的差序格局；另外，现代化发展水平较高的城市也没有出现弱化亲属互助倾向的趋向，相反，现代化水平最高的广州在在多种亲属关系上的互惠互助表现都最为活跃。

现代性对于中国人亲属之间的互助互惠关系可能起到一定的作用，如上述亲属互助倾向中流动性、自主性及职位的负面影响，以及年龄的正面影响。但也不尽然，如职位、流动性对接济的正面影响。尤其是年龄对于亲属互助的负面影响，以及教育的正面影响，再次让我们看到，现代性与中国人密切的亲属关系并没有出现简单、线性的此起彼落的关系。其

实，当代中国人在亲属之间密切的情感和利益关联深深扎根于中国文化关于亲属责任、义务及亲情的内在逻辑，也是个体面对社会巨大变革的一种理性选择。与之相比，现代性的影响当在其次。

关于城市类型与亲属互助倾向的关系，可以说，依据现代化水平逐级提升的五城市没有改变不同成年人与父母、兄弟姊妹、祖父母及父辈亲戚之间互助倾向的差序格局；另外，现代化发展水平较高的城市也没有出现弱化亲属互助倾向的趋向，相反，现代化水平最高的广州在多种亲属关系上的互惠互助表现都最为活跃。

四、结论

(一)中国城市居民和家庭普遍在重视发展密切的亲属关系方面延续了中国传统，亲属关系并不像经典现代化理论所预示的那样趋于“消失”，亲属间的亲密情感和密切的互动、互助行为相当活跃。尤其与父母亲属的关系，即使在家庭结构日趋核心家庭化的背景下，也依然在很大程度上维持着传统的“团结”。有超过 12%的成年人仍然与父母同住，三分之一的成年人住在父母的附近，七成人没有离开父母居住的城市；与父母的日常互动和亲密度维持在很高的“每周一两次”和“很亲密”的水平左右；与父母的相互接济和互助行为也非常频繁。单凭数据分析很难解释空间距离和紧密联系之间的关系，究竟是因为较短的地理半径导致了亲属紧密交往的便利呢？还是紧密的，或者是有责任义务的父母亲属关系限制了人们在地理意义上流动的愿望，即所谓“父母在不远游”呢？一项关于上世纪 50 年代伦敦东区工人阶级的调查曾经有过类似的发现，自立门户的亲戚们可能相互住的很近，并且实际上每天都能互相见面。研究者对此解释为，一个“婚姻”家庭和一种“扩大的”心态并存(彼得·伯克 2001: 66)。

与兄弟姐妹和其他亲属的联系也维持在相当活跃和比较活跃的水平上。值得注意的是，城市居民与兄弟姐妹亲属的亲密度、互动频度和互助愿望之间存在一定关联，同时，求助与接济倾向之间存在正相关，即你来我往的互惠意向。在这里，我们似乎看到的是莫斯所描绘的初民社会中，只在某种关系之间进行的、以社会义务为基础、并由此达到社会团结的馈赠-回礼行为(莫斯 2002)。当然，这种馈赠-回礼的行为不再局限于非货币形式，同时也包括了现代信用体系建立背景下的，货币形式的互助和互惠；

第二,耐人寻味的是,现代化水平最高的城市广州在多种亲属关系上的互惠互助意向都最为活跃。我们很难用传统或现代对上述亲属间的联系与互助互惠行为加以定义,或许,传统和现代从来都不是两个互相排斥的系统。

(二)当代中国城市社会中的亲属关系不再是传统意义上的亲族关系,其本质性的区别在于,亲属关系失去了控制和支配个人的权力。在密切的亲属联系中,个体依然能够发展和保持自身的自主性。上述特征验证了经典现代化理论的假设。与之有所不同的是,这种自主性并不削弱亲属间的亲密性,也不特别增进彼此间的关系,而是与亲属关系的亲疏远近基本无关。同时,自主性因素虽然对于向亲属求助的愿望有影响,但是回归分析说明,这种影响作用比较微弱,与经典现代化理论所预示的自主性与经济独立性高度相关的结论有所不同^[9]。据此我们认为,家庭或个人的自主性和平等化趋势与亲属模式的瓦解二者之间,在中国城市的现代化发展过程中并不存在机械的联系。

(三)中国城市亲属间交往的频度和亲密度,主要取决于两种变量,一个是依血缘、亲缘关系亲疏远近不同而排列的差序格局。四组亲属关系的顺序是:父母、兄弟姐妹、父辈亲属和祖辈亲属。与个人关系越远的亲属,情感联系和互动、互助关系越少;第二个是距离,亦即流动性。空间距离的远近与各组亲属的互动频度都有显著的负向关联,与除父母之外的其他亲属在互助倾向和亲密度两个维度上也有显著的负相关。但就亲密度而言,空间距离并不能改变亲属间在情感方面的排列顺序。这个结果基本验证了前述 G. 罗森堡和 D. 安斯波^[10]的发现(见“理论与文献回顾”部分)。

(四)把年龄、教育程度和城市发展水平作为主要的现代化因素,我们发现,中国城市居民的亲属关系存在与经典现代化理论不尽相符,甚至相悖之处。其一,年龄组别越低,与亲属关系的互动和亲密程度反而越高,求助各组亲属的倾向也越高。但是乐于接济亲属的意愿反倒越低^[11]。其二,教育程度因素也出现与年龄因素相似的倾向。其三,以现代化发展水平排列,发展水平愈高的城市,显示出亲属互动频度和亲密度愈低的倾向,这与经典现代化理论的预设较为一致。但是城市发展水平与亲属间的空间距离并没有出现简单的线性关系;在发展工具性的互助互惠关系方面,现代化发展水平较高的城市也没有出

现弱化的趋向,甚至还出现如广州那样相反的案例。如此这些告诉我们,中国城市居民的亲属关系有着自身的变化和发展逻辑,现代化因素虽然在某些方面有着重要影响作用,但是还有至少同现代性同样重要的其他因素,比如,特殊的区域文化因素、区域发展不平衡因素等,对城市家庭或个人选择及建构亲属关系发生影响作用。

(五)按照经典现代化理论,亲属间密切的互助互惠等工具性行为,将会妨碍现代性发展。以自主性、教育程度、流动性、职业成就和城市背景为现代性指标,多元回归分析显示,并没有出现亲属互助互惠行为越密切,现代性越低这种明确的线性关系,而是呈现出非常复杂的情况。密切与否的互助互惠关系与有些现代性指标没有关系,例如是否求助父母与个人的职位高低和流动性之间没有关联;与有些现代性指标正向相关,如是否资助亲属与个人职位高度正相关;与有些现代性指标呈现关联程度偏弱的负相关,如是否向亲属借钱与教育程度、自主性和职位有着偏弱的负相关性。密切的互助和互惠需求与城市总体的现代化发展水平之间难于以简单函数加以解说的关联性,也表明了亲属关系的工具性与现代性之间错综复杂的关系。所以,亲属关系的互惠性和工具性是否妨碍,或者有助于现代性的发展,本文无法给出一个肯定或者否定的答案。

古德曾颇有洞见地分析过现代社会中亲属关系活跃的原因,他说,亲属关系(只是)被当作一种互助的源泉,当社会经济环境还不能提供更好的选择机会时,各种亲属模式就不大容易瓦解(古德,1964/1982:173-177)。考虑到中国城市社会保障和社会支持体系的现状,古德的上述评论颇有说服力。但是前述许多数据分析及结论也同时说明,密切的、互助互惠的亲属关系也并非全部源自功利性和实用性的考量,比如亲属关系的差序格局,成年人与父母亲属之间的亲情,对于祖辈的接济……许多都是纯粹的,单向的,不求回报的。我们深信,当代中国人在亲属间的密切情感和利益联系,也同时源于中国文化关于亲属责任、义务及亲情的内在逻辑。现代城市中的人们或家庭在地理范围扩大的亲属网络中生活,并且带着亲属间相互责任义务的传统模式。但是这种“前现代模式的残余”与传统相当不同的是,人们在其中发展并保持了自身的主体性。在这个充满风险和各种不可预知的转型时代,密切的亲属关系显然有助于那些脱离了“单位制”“集体化”的人们,成为他们

的依靠。无论其现代与否,可以肯定的是,它是有益的,它支持了个人或家庭对于社会变迁的适应过程。

对于中国城市社会和家庭来说,在现代和传统之间,或许并没有一条清晰的界限,彼此也并非相互排斥的对立两极。社会结构具有高度的“弹性”,自主而又密切的亲属关系,就是传统的家庭制度和家庭行为与城市现代生活方式高度“契合”的结果。

注释

[1]关于经典现代化理论的概念,详见唐灿:《家庭现代化理论及其发展的回顾与评述》〔北京〕《社会学研究》2010年第3期。

[2]有关此次调查的抽样方法等,详见马春华等:《中国城市家庭变迁的趋势和最新发现》〔北京〕《社会学研究》2011年第2期。

[3]马春华等撰写的文章中,曾用“自主而不自立”来描绘自主性和独立性间非统一化的关系,文章将其大致理解为是个人化和大家庭模式间的一种张力。

[4]闫云翔曾把年轻一代强调个人权利和利益,却忽视对他人的义务的倾向解释为“无功德的个人”。本文限于篇幅,在此不讨论这个问题。

参考文献

[1]边馥琴、约翰·罗根:《中美家庭代际关系比较研究》〔北京〕《社会学研究》2001年第2期。

[2]边燕杰:《试析我国独生子女家庭生活的基本特征》〔北京〕《中国社会科学》1986年第1期。

[3]彼得·伯克:《历史学与社会理论》,姚朋、周玉鹏等译,上海人民出版社2001年版。

[4]蔡禾等:《城市居民和郊区农村居民寻求社会支援的社会关系意向比较》〔北京〕《社会学研究》1997年第6期。

[5]古德:《家庭》,魏章玲译(1982年版,被修订)〔北京〕社科文献出版社1964年版。

[6]斐迪南·滕尼斯:《共同体与社会》,林荣远译〔北京〕商务印书馆1999年版。

[7]费正清:《美国与中国》〔北京〕商务印书馆1987年版。

[8]郭于华:《农村现代化进程中的传统亲缘关系》〔北京〕《社会学研究》1994年第6期。

[9]杰克·古迪:《序言》,马尔蒂娜·雪伽兰:《工业革命:从普罗大众到布尔乔亚》,载于安德烈·比尔基埃等主编《家庭史》(三),袁树仁等译〔北京〕三联书店1998年版。

[10]康岚:《反馈模式的变迁:代差视野下的城市代际关系研究》,博士论文,2009年。

[11]莫里斯·弗里德曼:《中国东南的宗族组织》,刘晓春译,上海人民出版社,2000年版。

[12]马塞尔·莫斯:《礼物》,汲喆译,上海人民出版社2002年版。

[13]马春华等:《中国城市家庭变迁的趋势和最新发现》,〔北京〕《社会学研究》2011年第2期。

[14]潘允康、阮丹青:《中国城市的家庭网》〔杭州〕《浙江学刊》1995年第3期。

[15]涂尔干:《自杀论》,冯韵文译〔北京〕商务印书馆2005年版。

[16]涂尔干:《社会分工论》,渠东译〔北京〕三联书店2005年版。

[17]闫云翔:《家庭政治中的金钱与道义:北方农村分家模式的人类学分析》〔北京〕《社会学研究》第6期。

[18]闫云翔:《私人生活的变革:一个中国村庄里的爱情、家庭与亲密关系1949-1999》,龚小夏译,上海书店出版社2006年版。

[19]杨善华、侯红蕊:《血缘、姻缘、亲情与利益——现阶段中国农村社会中差序格局的理性化趋势》〔银川〕《宁夏社会科学》1999年第6期。

[20]杨菊华、李路路:《代际互动与家庭凝聚力——东亚国家和地区比较研究》〔北京〕《社会学研究》2009年第3期。

[21]王跃生:《个体家庭、网络家庭和亲属圈家庭分析——历史与现实相结合的视角》〔广州〕《开放时代》2010年第4期。

[22]王思斌:《经济体制改革对农村社会关系的影响》,《北京大学学报》1987年第3期。

[23]王树新主编:《社会变革与代际关系研究》〔北京〕首都经济贸易大学出版社2004年版。

[24]徐安琪:《城市家庭社会网络的现状和变迁》,《上海社会科学院学术季刊》1995年第2期。

[25]徐安琪:《家庭结构与代际关系研究——以上海为例的实证分析》〔南京〕《江苏社会科学》2001年第2期。

[26]张文宏、阮丹青、潘允康:《天津农村居民的社会网》,〔北京〕《社会学研究》1999年第2期。

[27]折小叶:《村庄的再造》〔北京〕中国社会科学出版社1997年版。

[28]张国庆:《现阶段中国农村血缘与姻缘博弈现象探析》,《许昌学院学报》2003年第4期。

[29]张文娟、李树苗:《子女的代际支持行为对农村老年人生活满意度的影响研究》〔北京〕《人口研究》2005年第5期。

[30]Hareven, T. K., 1975, "Family Time and Industrial Time: Family and Work in a Planned Corporation Town, 1900-1924." Journal of Urban History 1.

[31]Parsons, T., 1943, "The Kinship System of the Contemporary United States." American Anthropologist, Vol.45, No.1(Jan. - Mar.).

[32]Ben-Amos, I. K. 2000, "Gifts and Favors: Informal Support in Early Modern England." The Journal of Modern History, Vol.72, No.2(Jun.).

[33]Sussman, M. 1959, "The Isolated Nuclear Family: Fact or Fiction." Social Problems, Vol.6, No.4(Spring.).

[34]Litwak, E. 1960, "Geographic Mobility and Extended Family Cohesion." American Sociological Review, Vol.25, (June).

〔责任编辑:方心清〕