

人口流迁

中国人口迁移的家庭化趋势 及影响因素分析^{*}

周 皓

【内容摘要】 本文利用 2000 年五普数据,根据户记录的有关信息,证明了家庭迁移是我国 1990 年代人口迁移中的一个重要特征,而且目前的家庭迁移是以核心家庭的迁移为主要形式。在此基础上,利用罗吉斯蒂回归分析了家庭特征对于家庭迁移的影响作用。分析表明,除了家庭特征以外,户主的个人特征在家庭迁移中同样是重要的影响因素。

关键词: 家庭户;户主;人口迁移;家庭迁移

【作者简介】 周皓,1972 年生。首都经济贸易大学人口研究所副教授,副所长。北京:100026

经典的人口迁移理论认为,人口迁移是由独立的个人为达到预期收入最大化而进行的。但自 1980 年代以来,新迁移经济学对经典人口迁移理论的许多假设条件与结论发起了挑战。这种理论认为,人口迁移的决定并不是由独立的个人做出的,而是由相关的更大单位,特别是家族或家庭来共同做出的。这里,人们的行动可以被称之为“集体化”的行为,它不仅可以使个人的预期收入最大化,而且也可以使家庭风险最小化,并尽量脱离与本地各种市场相关联的条件的约束(Douglas, 1993)。在我国,由于几千年来家族观念与思想的延续,个人行为的决策在很大程度上仍然受到了家庭或家族的利益驱动,因此,从家庭户的角度来分析人口迁移,对我国人口迁移的研究与实际政策的制定都应该具有非常重要的意义。

全国范围内流动人口规模的急剧增加,是我国 1990 年代重要的社会现象之一。如果说早期出于经济原因的迁移,往往是经济活动能力较强的人先行迁移流动,离开自己的家庭。但是随着时间变化和人们对家庭生活的需要,便会开始大量出现投亲靠友的迁移流动。许多分离的夫妇与子女再度在迁入地团圆,乃至出现合家同时迁移(郭志刚, 2003)。也正是到了 1990 年代,早期于 1980 年代迁移与流动的先行迁移者开始逐步将本家庭成员接到迁入地,甚至于有部分经济能力较强或者所依赖的外部资源与社会网络更强的可能是同时到达迁入地。从而使人口迁移与流动的家庭化成为 1990 年代人口迁移与流动不同于 1970 和 1980 年代的一个重要标志。

本文首先通过五普与四普数据的对比来说明,1990 年代我国人口迁移与流动的家庭化趋势;然后再用五普数据,运用 Logistic 回归,分析家庭户的各种特征在决定是否携带子女、举家迁移的过程中的影响作用。需要说明的是,本文中的流动人口系指户籍登记地未发生变化的流动人口,即根据普查表中的“户口登记状况”R62 来判断的。在千分之一数据中,总人口为 1180111 人,其中按照 R6 来判断的流动人口共为 131392 人,占总人口的 11.13%。

1 中国人口迁移的家庭化趋势

抛开第五次人口普查数据中有关迁移/流动人口数据的偏差,我们可以相信,一旦调查到了

^{*} 本文最初提交国家统计局举办的“第五次全国人口科学讨论会”。非常感谢郭志刚教授、段成荣教授和于宏文处长对本文所提的建议和意见。

迁移/流动人口及其家庭户状况,那么有关他们家庭户的各种特征应该还是可信的。^①因此可以认为五普数据至少为分析流动人口家庭户特征等提供了很好的数据背景。

要证明人口迁移的家庭化趋势,首先必须明确,所有的迁移人口中,家庭式迁移的迁移人口所占的比例在这两次普查中应该有较大比例的上升;但这种比例的上升并不能完全说明迁移的家庭化趋势,因为家庭式迁移还涉及到了户内人员与户主的关系。尽管我们在判断迁移家庭户时,已经规定只有户主与配偶均为迁移人口时,该家庭户才算是迁移/流动的家庭户;但是除此以外,我们还应该确认,在该家庭户中,直系亲属如配偶、子女等占据了绝对的比例,才能真正称这个家庭户为“迁移的家庭户”,或者称之为“家庭式的迁移”。因此,本节通过五普与四普数据的对比,来说明 1990 年代我国人口迁移与流动的家庭化趋势。

1.1 迁移人口所在的户类型的分布

从户类型的角度来看,可以分为集体户与家庭户。但如果再予以细化,那么,迁移人口所在的家庭户又可以按照户主与配偶是否为迁移/流动人口,划分为迁移家庭户(或称为纯外户)和常住人口的家庭户(简称为常住户)^②。对于生活在后两种不同家庭户类型中的迁移人口,他们的各种特征有可能是完全不同于迁入集体户的迁移人口。表 1 和图 1 分别给出了 1990 年和 2000 年迁移人口所在户类型分布状况的数据和图示。

表 1 两次普查中流动人口在 3 种户类型中的比例

	1990 年			2000 年			1990 年			2000 年		
	男	女	合计									
集体户	11112	3673	14785	16740	13490	30230	46.39	18.95	34.12	38.26	32.01	35.19
常住户	12635	12687	25322	5984	10115	16099	52.75	65.47	58.44	13.68	24.00	18.74
纯外户	206	3018	3224	21026	18542	39568	0.86	15.57	7.44	48.06	43.99	46.06
合计	23953	19378	43331	43750	42147	85897	100	100	100	100	100	100

注:按照“户主与配偶均为迁移人口”来判断。

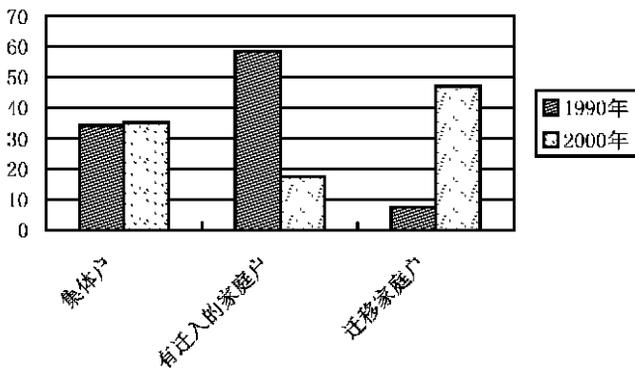


图 1 两次普查中迁移人口所属户类型的分布

数据表明,2000 年五普时,在所有迁移人口中,迁入到常住户的比例只有 17.64%,而迁入到户主与配偶均为迁移人口的迁移家庭户(即纯外户)的比例则高达 47.18%。这说明纯外户已成为迁移人

① 在本文中,我们只考虑五年内的迁移与流动人口,而且也仅只考虑这批人在迁入地的户类型。只要两次普查间能够相一致地进行对比,就没有必要考虑“迁移”(即户籍登记地的改变)与“流动”之间的区别,因此,在本章中,将统一使用“迁移人口”这一概念。但事实上仍然包括了“户籍迁移的人口”和户籍未改变的“流动人口”这两部分。

② 即相当于定义中的“有迁入人口的家庭户”。

口分布中最为主要的选择。当然我们并不能将他们统称为家庭化的迁移,因为其中有一部分的流动人口可能与户主之间是“其他”关系,而不一定是血缘或直系亲属的关系,这就需要从与户主关系上来剖析。

除此以外,迁移人口进入集体户的比例占到了迁移人口的 1/3 多(35.19%)。这一比例远高于全国总人口中集体户人口所占的比例,2000 年五普中集体户人口占总人口的比例仅为 5.18%。同时,生活在集体户中的流动人口在性别之间也存在着一定的差异。相对而言,居住在集体户中的男性流动人口的比例较高,达 38.26%;而女性则仅为 32.01%,两者相差近 5 个百分点。最直接的判断就是男性流动人口可能会从事如建筑等需要生活在集体户的工作。但女性更容易生活在户主不是流动人口的本地家庭户中。而且根据表中的数据可以发现,在本地常住户中,男性人口的比例仅为 13.68%,而女性迁移人口进入常住户的比例则高达 24%,几乎是男性人口的一倍。这种现象可能可以归因于女性流动人口可能会以婚姻的形式进入本地家庭,或者在本地家庭中从事服务工作。

为了便于对比,我们计算了 1990 年时在集体户、纯外户及常住户中的迁移人口比例。表 1 列出了 1990 年四普与 2000 年五普中,生活在三种户类型中的流动人口的人数和比例。

从表中的数据可以非常明显地看出,在 1990 年四普时,仅有 7.44%的迁移人口是生活在纯外户中,而有近 60%的人是迁入到非迁移家庭户(常住户)中,其余 34%的迁移人口则是迁入到集体户中。这也就是说,尽管迁移人口是以家庭户为迁入户类型的主要选择,但迁入的家庭户主要是非迁移家庭户(纯外户),而不是迁入到户主与配偶均为迁移人口的迁移家庭户中。由这种迁移人口在迁入地的户类型分布状况来看,在 1980 年代末期,尽管人口迁移的强度与规模比改革开放之初有进一步的加强,但仍然以个体的迁移为主;当时举家迁移的规模并不是很大。

比较四普与五普的结果,迁入到集体户中的迁移人口的比例在两次普查间变化并不是非常明显(1990 年时为 34.12%,2000 年时为 35.19%)。这也就是说,1/3 的迁移人口是进入到集体户中,而且表现得比较稳定。

在迁入地户类型的这种分布状况在两次普查之间表现得最为不同的是常住户与迁移家庭户之间比例的变化。在 1990 年时常住户是迁移人口最为主要的选择,且其比例占近 60%,但在 2000 年,这一比例则仅为 18.74%,相当于 1990 年时的 1/4。而迁入到纯外户中的迁移人口的比例由 1990 年时的 7.44%,上升到了 2000 年时的 46.06%,几乎提高到了 6 倍,并成为迁移人口的首要选择。这种显著的此消彼长的比例变化从一定程度上反映了人口迁移的家庭化趋势。对此的理解可以这样认为:如果说早期出于经济原因的迁移,往往是经济活动能力较强的人先行迁移流动,离开自己的家庭。但是随着时间变化和人们对家庭生活的需要,便会开始大量出现投亲靠友的迁移流动。许多分离的夫妇与子女再度在迁入地团圆,乃至出现合家同时迁移(郭志刚,2003)。

比较两性之间的差异,可以发现,在 1990 年时,男性人口在集体户与常住户之间的分布几乎是均匀的,而迁入到纯外户的比例极低;但女性则不同。女性迁移人口更多的是迁入到常住户中,而在集体户与纯外户之间的比例基本相同,这与上述的解释是相同的。而且,选择常住户的男性迁移人口的比例较高,可能有一部分男性迁移人口在没有能力和条件携家带着、独自闯荡时只能落于常住户中。

而这种举家迁移的最好例证就是在 2000 年五普时,男性迁移人口将纯外户作为在迁入地户类型的主要选择(其比例高达近 50%);随之而提高的是纯外户作为女性迁移人口的主要选择(由 1990 年的 15.57%提高到 2000 年的 43.99%)。不论是男性还是女性,迁移家庭户是他们在迁入地的最主要选择。与此同时,男性迁移人口选择常住户的比例则下降到了 13.68%,降低为原来的 1/4。相应的女性迁移人口的这一比例的下降幅度达近 40 个百分点。这同样从一定程度上反映了人口迁移的家庭化趋势。

1.2 户内关系

五普中纯外户较高的比例和两次普查中生活在纯外户的流动人口比例的明显变化是否能说明人口迁移的家庭化呢? 尚且不能。如果说在纯外户中, 户内人口与户主的关系是以“其他”关系为主; 那么, 即使是纯外户的比例再高, 也并不能被称为是“迁移的家庭户”。因此要想说明迁移具有家庭化的趋势, 我们还必须搞清楚, 在纯外户中, 户内成员与户主必须是直系亲属, 如配偶、子女、父母亲, 而且这部分人应该是主要的, 占绝对多数。表 2 给出了 2000 年五普数据中纯外户中户内成员与户主关系的分布。最后两列是以合计为基础计算的。

首先我们来看迁入人口合计的比例。在迁入家庭户的人口中, 户主、配偶、及其子女所占的比例累计达 89.88%, 这也就是说, 近九成的迁移家庭户中的迁移人口是核心家庭成员。如果按照分性别来看, 在男性人口中, 户主占了 60%, 其子女占到了 1/4, 而作为配偶而迁移的男性人口的比例仅为 3.89%。三者累计比例高达 90.47%。这一方面说明在男性人口中是以户主或子女的身份, 即核心家庭的成员出现; 另一方面也说明了在迁移家庭户中男性作为配偶的比例较低。在女性人口中, 一半以上是作为配偶的身份出现, 而作为户主进行迁移的女性人口的比例也达到了 16.2%。三者累计的比例亦高达 89.21%。同时, 迁移家庭户中的两性在立户倾向上与常住人口不同(周皓, 2003)。

如果再观察“与户主关系”为“其他”的人员在迁移家庭户中的比例, 可以发现, 事实上这部分人口的比例是极低的, 仅占迁移人口的 4%左右。这说明目前的人口迁移中仍然是以核心家庭的举家迁移为主要形式。而且如果将“其他”户内关系的流动人口比例剔除, 那么, 直系亲属所占的比例则高达 96.19%。

表 2 纯外户中户内成员与户主关系的分布

	人数			比例			以户主为
	男	女	合计	男	女	合计	100
户主	12889	3038	15927	60.61	16.20	39.80	100.00
配偶	828	9423	10251	3.89	50.24	25.61	64.36
子女	5522	4271	9793	25.97	22.77	24.47	61.49
父母	220	387	607	1.03	2.06	1.52	3.81
岳父母或公婆	51	63	114	0.24	0.34	0.28	0.72
祖父母	9	11	20	0.04	0.06	0.05	0.13
媳婿	35	217	252	0.16	1.16	0.63	1.58
孙子女	294	225	519	1.38	1.20	1.30	3.26
兄弟姐妹	576	395	971	2.71	2.11	2.43	6.10
其他	841	725	1566	3.95	3.87	3.91	9.83
合计	21265	18755	40020	100.00	100.00	100.00	—

其次再来看“以户主为 100”。这一列是分母以合计的户主人数的, 分子以各类与户主关系的人数为基础计算得到的。从某种意义上说, 它表示每 100 个纯外户中, 除户主以外会有多少与户主以某种关系生活的户内成员。以配偶为例, 表中的数据表明, 在 100 个纯外户中, 至少有 64.36 个配偶与户主一起在流入地。其次则是子女, 数量达 61.49。如果将它们理解为发生比例, 那么也可以认为至少有 64.36% 的家庭中配偶与户主一起流动。而每 100 个纯外户中有 61.49% 的家庭户会带着子女。

2 家庭迁移的影响因素分析

以往的研究更多地关注于个体的迁移, 但家庭迁移尽管是几个个体的共同迁移, 但与独立的个体迁移之间仍然存在着较大的区别。在完成个体迁移的情况下, 如何实现举家迁移需要整个家庭的决策与实施。这可以被看成是面对社会变迁的家庭策略之一。因此, 在个体层次上的迁移并不完全等同于家庭迁移。本节利用五普数据, 以家庭层次为基本的分析单位, 研究家庭户迁移中的影响因素。

2.1 变量的选择

由于是在家庭户层次上的分析,所关注的焦点也在于:到底哪些因素使家庭户举家迁移。因此,在模型中,因变量即为:家庭户是否是迁移家庭户。由于这一因变量为二分类变量,即家庭户为迁移家庭户,则该家庭户的编码为 1;否为 0;为了分析各种影响因素的作用,这里我们将利用二分类罗吉斯蒂回归(Binomial Logistic Regression)来进行分析,所用的数据是以一个家庭户为一个案例的数据。^①

个体层次的变量:对人口迁移的研究最初是从对个人的特征开始的,如雷文斯坦在总结人口迁移时得出的“女性多于男性”等都是对个人特征的描述。而且,已有甚多的文献研究分析了个人特征对人口迁移的影响作用,并已证明了这种影响作用的显著性。这些个人特征包括:性别、年龄、受教育水平及婚姻状况。因此,这 4 个变量作为个人的基本特征而首先保留。

其次,在个人特征中,我们还有必要加入以下两个变量:个人的户籍属性和个人的迁移经历。

尽管我国的户籍制度在近年来已经有所松动(如 1998 年公安部颁布的户口改革方案),但至少到目前为止仍然没有非常大的变化;特别是在迁移人口发生迁移行为时所对应的 1995 年到 2000 年间,因此可以说户籍属性(即农业户口与非农业户口)在本质上仍然可以被看成是一种社会身份的象征。同时,也已有文献证明,由于户籍状况所附带的社会经济背景,而对人口迁移行为,特别是涉及到人口的迁移与/流动的判断有着至关重要的作用,因此“户籍属性”必须被加入。

在本研究中除了上述个人特征以外,还加入了另外一个新的重要变量:迁移经历。本文认为,在人口迁移、特别是省际迁移与流动人口中,有迁移经历的人在再度迁移时,其迁移成本,特别是迁移的心理成本比没有迁移经历的人要小得多,进而也更容易迁移。因此,迁移经历对于个人的迁移行为有重要的影响作用。^②

家庭层次的变量:本文不再赘述迁移家庭户重要特征的描述性分析。事实上不论从个体迁移的角度来看,还是从家庭迁移的角度来看,家庭户的特征对迁移行为必然会有一些的影响作用。但在如何选择家庭变量来表示家庭的特征,由于受到普查数据与普查项目的限制而确实存在一定的困难。本研究根据普查项目和普查数据,将选择以下几个变量来表示家庭户特征:(1)家庭规模;(2)家庭户的户内代际关系;(3)户内是否有老年人;(4)户内是否有小孩;(5)住房面积;(6)住房类型;(7)迁出地属性。

由于家庭规模与家庭结构、家庭所处的生命周期阶段等都存在着内在的联系,而在家庭结构及所处的生命周期阶段等无法被直接描述的情况下,家庭规模可以部分地表示家庭的这些特征,因此,家庭规模作为家庭户的重要特征而被加入。但是,有一点必须说明,由于普查数据是来自于迁入地的调查结果,因此普查所得到的迁移家庭可能并不是真正的在迁出地所属的家庭。如一个迁移的核心家庭,它既可能是由一对迁移的夫妇在迁入现住地之后,生育一个孩子而形成的;也有可能是从一个原迁出地中的联合家庭或者主干家庭分化出来而形成的。而在我们利用普查数据进行分析时,前一种形式可以根据有关信息得到判断,但后一种情况则无法将这些家庭户复原到迁出时的状况。因此,我们在这里作一个比较强的假定,即普查结果中的迁移家庭与在迁出地的家庭是同质的。这也就是说,这个迁移家庭的所有性质,在迁移前后均未发生变化。事实上迁移家庭户在家庭户总数中所占的比例不是太大(仅为 4.61%),因此这种较低比例的迁移家庭户的这种同质性假定是可以成立的;换言之,我们总可以从剩余的 95.4%的非迁移家庭户中找到对迁移家庭同质的家庭户来代替。

家庭户的户内代际关系,与家庭规模相类似,可以部分地反映家庭户的结构。尽管通过这个简单的指标我们无法深入地考察家庭户内各成员之间除名份以外的各种真实社会关系,但我们可以通过

① 由于关注点是在迁移的家庭户,因此在分析数据中不包括集体户及单身户。不论是家庭功能、家庭结构等各方面,单身户与真正的家庭户之间存在着很大的差异,因此,在本节所用的数据中将不包括单身户。

② 个体迁移经历的判断是根据五普数据进行分析的,具体方法及结果请见:周皓,《中国人口迁移与家庭户研究》,北京大学社会学系博士后出站报告,2003 年 9 月。

这个指标反映家庭户的基本结构,比如说一对夫妇户、二代户等。

第3与第4个指标分别是:户内是否有老年人和户内是否有小孩。这两个变量可以从某种方面说明家庭的功能问题。如果说,家庭户内有老年人或小孩,那么,家庭户作为社会的基本单位,所承担的各项功能(包括对老年人的赡养功能、和对小孩的教育和抚育功能等)是齐全的;当然,并不一定没有老年人或小孩的家庭户并不需要承担这些功能,但相对而言可能会较弱一些。在所承担的功能越多的情况下,家庭主要成员的负担也就会越重。因此从整个家庭的迁移行为来考察,户内有老年人或小孩的情况无疑将增加举家迁移的各种经济成本(当然有可能会减少家庭迁移时各家庭成员的心理成本),从而降低举家迁移的可能性。

从另一个角度来看,如果户内有老年人,那么,它可能意味着家庭迁移的行为并没有对中国家庭户的分化起到很强的作用,相反,却意味着在中国主干家庭仍然处于主要地位,即使是在迁移家庭户中也是如此。

而从现有的部分调查结果来看,父母亲的迁移与流动的主要动力来自于对于子女未来的期望(如希望子女能够得到更好的教育、有更为开阔的视野等),因此,家庭户内有子女的情况,一方面可能会对家庭的迁移产生阻碍作用,但在另一方面却又有可能存在着促进的作用。因此,户内有小孩的情况到底会对家庭迁移产生何种作用仍然有待于进一步的验证。

第5和第6个变量是从家庭户的住房角度来考虑的。由于2000年的五普是第一次将人口普查与住房调查相结合,因此,普查信息所能够提供的家庭户的住房变量将是一个十分重要的新信息。在有关住房的15个普查项目中,本研究仅选择了住房面积和住房类型这两个指标。这是由于住房面积表明住房的大小,从某种程度上说明在住房条件上的好坏。但住房面积的大小所表示的住房条件的好坏还取决于另一个变量:住房类型。如果说住房仅作为生活用房,那么,住房面积的大小直接表示着住房条件的好坏;但如果住房同时还兼作生产经营用房,那么面积大小就不能直接表示了。因此,这两个变量必须同时被放入方程才能表示迁移人口的住房条件。

第7个变量是迁出地属性。在普查表中,有关迁出地类型被分为四类:乡、镇的居委会、镇的村委会和街道。我们将其重新归成两类:乡和镇的村委会被归为农村,而镇的居委会和街道则被归为城镇。^①这也就是说,我们将迁出地属性划分为农村和城镇两类。这完全是由我国现行的农村与城镇之间的二元经济类型所决定的。城市家庭与农村家庭由于制度安排的不同,而面临着不同的问题,同样也会采取不同的家庭策略来应对社会变迁。

除此以外,作为家庭户主要成员的户主,尽管从分析单位的角度来看属于个人层次,但是既然将其定义为户主,那么他也已经不再仅仅是户主本人的个人特征,而更应该被看成是这个家庭户的户主的特征。而且,在对迁移家庭户户主的特征描述中可以发现,迁移家庭的户主在受教育水平、迁移原因等个人特征上与非迁移家庭户的户主之间存在着较大的差异。这种差异,从家庭户层次来看,可以被认为是家庭户特征的不同。因此,在研究家庭户时,我们不能不将户主的特征作为一个重要的变量加以考虑。当然,有关户主个人特征的变量与上面提及的个人特征的变量相同。

综上所述,罗吉斯蒂回归分析中包括个人层次和家庭户层次(包括户主)的变量。个人层次包括:性别、年龄、受教育水平、婚姻状况、户籍属性和迁移经历,共6个变量。家庭户层次包括:家庭规模、家庭户的户内代际关系、户内是否有老年人、户内是否有小孩、住房面积、住房类型、迁出地属性,共7个变量。

2.2 影响因素的分析

表3给出了家庭迁移的影响因素分析结果。其中模型一仅包括家庭户特征,模型二在模型一的

^① 这一划分方法与“市镇县”的划分基本相同。如果要对市镇县重新归类的话,那么,会将市镇同时归入城市,而县则归为农村。

基础上加入了户主特征的自变量。本节中所选用的自变量包括家庭户层次的变量和户主特征的变量两类。

首先来看模型一。在模型一中,仅包括了家庭户层次的自变量。除了家庭规模以外,其他的家庭户特征在模型中均非常显著。从户内代际关系来看,相对于一对夫妇户而言,不论是二代户还是假三代或三代及以上户而言,它们的发生举家迁移的可能性远强于一对夫妇户。这表明户内代际关系的复杂会使家庭户的迁移变得比较困难。当然,这种家庭的代际关系也与家庭规模存在一定的相关性(尽管在上述检验中相关性并不是很强),从而由于家庭规模的扩大而使迁移成本增加。

户内是否有老年人及小孩这两个变量在模型一中的系数呈负向,这说明相对于没有老年人或小孩的家庭户来说,有老年人或有小孩子的家庭户更不容易迁移。如果户内有老年人,那么该家庭户举家迁移的可能性仅为无老年人的家庭户的 73%;而有小孩的家庭户举家迁移的可能性仅为无小孩的家庭户的 81%。

其次我们先来看迁出地的类型。迁出地的参照组为农村。在模型中迁出地这一变量的系数为负值,因此可以认为,相对于农村人口而言,城市人口进行举家迁移的可能性仅为 31%。

再次,我们来看有关住房的变量。在模型中可以看出这两个住房变量的系数均为负值,这说明住房对家庭迁移的作用亦为负向,即住房的性质对家庭迁移是阻碍的作用。由于住房面积被作为连续变量来对待,因此,如果住房面积提高一个单位,家庭迁移的可能性就会降低 1.35%。而从住房用途来看,与兼作经营的住房相比,居住在生活用房中的家庭户的迁移可能性会降低 49%。

这里要注意的是,对于迁移家庭户而言,这两个变量都是在迁入地的指标。而在分析过程中,我们将这两个指标等同于迁出地的指标,因此可以认为,迁移家庭户在迁入地的住房面积应该是小于迁出地的住房面积;或者说迁移家庭户在迁入地的住房条件较差。这一点从几次流动儿童的调查中可以看到一些实际的佐证。

再来看模型二。在模型二中加入了户主的个人特征。由表 3 中的回归结果可以看到:性别、年龄、受教育水平及户籍状况和迁移经历在模型中都是非常显著的。

从户主的性别来看,相对于女性户主而言,以男性为户主的家庭户更容易迁移,其发生迁移的概率比以女性为户主的家庭户发生迁移的概率要高出 15%(是原来的 1.15 倍)。

再来看两个简单的指标:户籍状况及迁移经历。从户籍状况来看,该变量在方程中的系数为负值,说明相对于参照组而言,这个指标属性的家庭户更不容易迁移。即:相对于农业户口的户主而言,户主为非农业户口的家庭户进行家庭迁移的可能性仅为农业户口的家庭户的 24%。而且该变量在方程中极为显著($\text{sig.} = .0000$)。

同时,“迁移经历”这一变量在模型中也极为显著。而且相对于无省际迁移经历的户主而言,有迁移经历的家庭户更容易迁移,其发生概率是参照家庭户的 2.22 倍。由此可以看到户主的迁移经历对于家庭户的迁移与否具有很强的影响作用。

下面来看两个类别较多的变量:年龄和受教育水平。

从户主的年龄来看,相对于参照组,各年龄组的显著性及发生比率都有不同的变化。最为显著的是 25~29 岁、30~34 岁和 35~39 岁组。如户主年龄在 30~34 岁组的家庭户,发生家庭迁移的发生风险比参照组高了 40%;而且这一年龄组的发生风险比是年龄分组中最高的;其次是 35~39 岁,其发生风险比参照组高了 33.8%;再次则是 25~29 岁组,比参照组高了 25.6%。而且这 3 个年龄组都在 0.01 水平上显著。除了这 3 个年龄组以外,20~24 岁组在 0.10 的水平上显著,其发生风险比参照组高了 20%。40 岁及以上各组的年龄,都不显著,而且发生风险比也都在 1 附近;因此,可以认为,户主的年龄处于这些年龄组的家庭户发生家庭迁移的概率与参照组是相同的。由此,我们可以看到,户主的年龄对于一个家庭户是否进行举家迁移是非常重要的一个变量。

表 3 家庭迁移的影响因素分析结果

		模型一			模型二		
		B	Sig.	Exp(B)	B	Sig.	Exp(B)
截距		1.7025	0.0000	5.4877	1.4354	0.0000	4.2015
家庭规模		0.0325	0.1147	1.0331	-0.0369	0.0708	0.9638
户内代际关系	参照组: 一对夫妇户		0.0000			0.0000	
	二代户	-0.4491	0.0000	0.6382	-0.2711	0.0000	0.7626
	假三代户	-0.5832	0.0001	0.5581	-0.3200	0.0435	0.7262
	三代以上户	-0.3318	0.0009	0.7177	0.0089	0.9346	1.0090
	包括其他	0.6747	0.0000	1.9634	0.8212	0.0000	2.2731
是否有老年人	无老年人	-0.3147	0.0000	0.7300	-0.2714	0.0005	0.7623
是否有小孩	无小孩	-0.2075	0.0000	0.8126	-0.3436	0.0000	0.7092
住房面积		-0.0135	0.0000	0.9866	-0.0107	0.0000	0.9893
住房用途	兼作经营	-0.4974	0.0000	0.6081	-0.3107	0.0000	0.7329
迁出地	农村	-1.1508	0.0000	0.3164	-0.2149	0.0000	0.8066
性别	女性				0.1377	0.0013	1.1477
年龄 [*]	参照组: 0~19 及 60+				0.0001		
	20~24 岁组				0.1857	0.0562	1.2041
	25~29 岁组				0.2276	0.0047	1.2556
	30~34 岁组				0.3418	0.0000	1.4075
	35~39 岁组				0.2912	0.0005	1.3380
	40~44 岁组				0.1054	0.2206	1.1111
	45~49 岁组				0.0892	0.3080	1.0933
	50~54 岁组				0.0751	0.4238	1.0780
	55~59 岁组				-0.0308	0.7698	0.9696
受教育水平	未上过学及扫盲班					0.0000	
	小学				0.1433	0.1481	1.1541
	初中				0.0152	0.8757	1.0153
	高中				-0.1194	0.2426	0.8875
	大学专科或本科				-0.2023	0.0625	0.8168
	研究生				-0.0319	0.8924	0.9686
户籍状况	农业户口				-1.4018	0.0000	0.2461
迁移经历	有迁移经历				0.7966	0.0000	2.2180

注: B= 回归系数, Sig. = 显著水平, Exp(B)= 发生比率

其中模型一: -2 Log likelihood, 25474.43 Cox & Snell R², 0.18826 Nagelkerke R² 0.25419;

模型二: -2 Log likelihood, 24021.80 Cox & Snell R², 0.23939 Nagelkerke R² 0.32323

※: 这里的年龄分组将 0~14 岁的儿童组和 60 岁以上的老年人口组合并成为被抚养人口组, 同时考虑到 15~19 岁组人口中已婚人口的比例较低, 因此, 将 15~19 岁组也合并到被抚养人口组。由此合并成为参照组。

再来看户主的受教育水平。这里的参照组是未上过学及扫盲班。从表中的发生风险比一系列数据可以看到, 户主的受教育水平对于家庭迁移并不是线性增强的影响作用, 即随着户主受教育水平的提高, 家庭迁移的可能性并不是逐步增强。由于在模型二中仅有大学专科或本科这一受教育程度在 0.10 的情况下显著, 而且该变量的系数为负值, 这表明, 相对于参照组(未上过学及扫盲班)而言, 户主的受教育水平为大学专科或本科的家庭户发生迁移的可能性要小, 仅为参照组的 81.7%。而其他受教育水平由于未能在模型中显著而不予讨论。

但事实上我们看受教育水平这一组变量的整体显著性在模型中依然是非常显著的。因此, 可以这样认为, 户主的受教育水平在解释家庭迁移时依然是一个重要的变量。

3 结论

本文根据 2000 年五普的数据,对作为 1990 年代的人口迁移与流动区别于 1980 年代的重要特征——“人口迁移的家庭化”作了定量的分析。结果表明,一方面是迁移家庭户已成为迁移人口在迁入地户类型中的首要选择,另一方面则是迁移家庭户的户内成员以配偶与子女为主。因此,我们完全有理由认为,人口迁移的家庭化趋势是 1990 年代人口迁移与流动的主要特征。而且这种家庭化迁移是以核心家庭为基础的。

从家庭迁移的影响因素分析中可以得到以下几点结论:

(1) 尽管家庭户规模对于个体的人口迁移行为是正向的刺激作用,但对于家庭迁移则是负向作用。当家庭户规模越大,那么,户内人数的增多会刺激着个体的人口迁移。如果从家庭层次来看,可以用新迁移经济学的家庭风险最小化理论来解释,即,为了整个家庭的利益而使其中某个家庭成员迁出本地,既可以提高家庭经济的收入,又可以实现家庭经济风险的最小化。家庭规模对于家庭迁移的影响则是负向的,即家庭规模越小,越容易迁移。同时,从户内成年人数对于人口迁移的影响作用同样也表明家庭户规模对个体迁移的激励作用;但是从另一个角度也可以认为是,我国的人口压力,特别是农村地区由于土地资源相对贫乏而产生的强大生存压力对于人口迁移的促进作用。

(2) 户内是否有老年人与是否有子女这两个变量对于人口迁移的影响起到了阻碍作用。从家庭功能来看,赡养老年人与抚育子女都是最主要的家庭功能之一。因此,如果家庭内有老年人或子女的话,这种阻碍作用是完全可以理解的;但是,从迁出地的分析中可以看到,是否与父母同住对于个体的人口迁移同样有着显著的影响,这也就是说,即使是有父母亲健在,但是成年的潜在迁移者如果不与父母同住,那么,来自于父母亲的影响作用会小得多。尽管这个结果无法使我们能够非常直接地得出以下结论,但至少可以间接地认为:在家庭迁移的决策过程中,由于老年人的存在,家庭整体会有一个比较合理的安排,使其中一个成年子女留在家中承担起赡养老人的职责,而另外的成年子女则为增加家庭收入,减少家庭经济风险而进行迁移。同时也可以看到,作为中国传统文化一部分的“孝观念”仍然对于中国人口的迁移,特别是个体迁移有着重要的影响作用。

(3) 从家庭迁移的角度进行分析可以进一步看到,家庭中的老年人与子女对家庭户迁移的决策是非常重要的。从某种程度上说,家庭中老年人及子女的存在对于家庭迁移的阻碍在于使家庭迁移的成本有所提高(这一方面来自于家庭迁移的整体成本,另一方面也来自于在迁入地的住房条件等客观因素的限制;当然,从另一方面也可能会使迁移的心理成本有所降低);因此可以认为,作为传统家庭主要形式的主干家庭仍然是我国当前的主要形式,而其所赋予的功能并未能够随着社会的变迁而发生一定的变化。

而家庭中的子女对于家庭迁移的影响作用,既可能来自于迁移过程成本的提高,同时更为主要的是来自于迁入地的各种政策性限制,特别是流动儿童的受教育政策,以及医疗卫生保健政策等。由于我国目前在对待流动儿童的政策仍然依附于户籍制度,即户籍制度所附加的各种社会福利性政策,使没有迁入地户籍的流动儿童无法在迁入地享受应有的公民权利,从而进一步提高了家庭迁移的成本。尽管目前已经出现了家庭化迁移的趋势,但仍然有一部分迁移/流动人口并未携带子女同时迁移,从而导致了家庭两地分居的情况。但相信,随着各类社会福利政策与户籍制度的逐步脱钩,家庭化趋势可能会进一步明显,特别是携带子女一代的同时迁移会有所加强。因此,如何针对迁移/流动人口子女的各方面发展要求,而出台相应的配套政策,将不仅关系到迁移/流动人口的各项权利与保障,同时也将关系到第二代移民的正常发展,甚至是社会的稳定。

尽管主干家庭在社会中占据绝对的主要地位,但在今后的社会经济发展过程中,对于家庭迁移的基本判断则仍然是:家庭迁移以核心家庭为主;随着独生子女家庭的盛行,老年人口随子女迁移,从而出现主干家庭的整体迁移将在不久的将来逐步出现。

(4)家庭住房条件对于个体与家庭的迁移决策同样是一个重要的方面。在本文中,住房面积的大小及住房的用途作为住房条件的代表性指标,在模型中表现得非常显著。但由于所用指标是在迁入地的调查结果,因此这种住房条件的结论表明,迁移的个人或家庭户在迁入地的住房条件相对于常住人口而言是较差的。当然由于本研究未区分户籍迁移与流动人口,我们无法判断户籍迁移与流动人口之间的差异。但由于流动人口在样本中所占的比例较高,因此有理由相信,这种较差的住房条件主要发生在流动人口之中。因此,如果从政策的角度来看的话,如何解决流动人口的住房问题,是保持社会稳定的一个重要因素。当然这种政策解决方案仍然有赖于政府对于人口迁移与流动的态度和意见。如果说政府是鼓励人口迁移与流动,那么,解决流动人口的住房将有助于人口迁移的强度。

(5)在对个体人口迁移的影响作用中,个体特征与家庭户特征尽管都在模型中表现得非常显著,但是个体特征的作用强于家庭户特征。这也就意味着,在个体的人口迁移过程中,尽管家庭户特征对个体迁移行为有着重要的影响作用,或者说家庭户的某些因素只是个体做出迁移决策时的一个重要参考;但是,个体迁移最主要的仍然取决于个人的特征。这如果从省际社会经济的差异与个体迁移之间的关系一样,在相同的省级社会经济条件下,不同特征的个体所表现出来的迁移倾向也是完全不同的。

同时,个体的性别特征由于被置于家庭户特征之下,已经不再对个体的迁移决策起到决定作用,而必须从整个家庭的利益与风险来看,关键在于家庭成员的各种分工。这也正是将个人的迁移决策置于家庭背景下来考察,与仅从个体的角度考察迁移决策的重要差异之一。

但是,在家庭户迁移中,尽管家庭户特征对于家庭迁移的作用非常显著,但户主的个人特征对于家庭迁移的影响作用更为明显。即在家庭迁移过程中,户主的个人特征在某种程度上决定着家庭是否能够举家迁移。这时的户主个人特征已经不再被看成仅仅是户主个人的特征了,而应该被看成是一个家庭户的标志性特征。

综上所述,在影响家庭迁移决策的过程中,尽管家庭户的有关特征是重要的影响因此,但户主的个体特征在家庭迁移中同样是一个重要的影响因素。

参考文献:

- 1 Douglas S. Massey, et c. Theories of Intemational Migration: A Review and Appraisal. Population and Development Review 19 No. 3 (September 1993)
- 2 郭志刚. 中国 1990 年代的家庭户变迁. 第五次全国人口普查科学讨论会会议论文, 2003
- 3 周皓. 中国人口迁移与家庭户研究. 北京大学社会学系 博士后出站报告, 2003. 9

(责任编辑:陈 卫 收稿时间:2004—10)