

北京城市内部人口迁居水平研究*

齐 心

(北京市社会科学院 城市问题研究所, 北京 100101)

摘 要:人口的市内移居正在逐渐成为人口迁移的主要部分。基于2008年对北京全境18个区县的大规模电话调查所获的数据,对北京市民的居住迁移水平及其影响因素进行了实证研究。从迁居次数与迁居率指标看,北京城市居民的迁居水平不高。改革开放以后,除20世纪80年代末至90年代初为一平台期外,迁居水平一直保持着快速上升的趋势,这与城市建设的发展和择居自由的提升都有莫大的关系。家户特征会影响其迁居的倾向,年龄、受教育程度、户籍身份、住房权属、房龄都对5年内的迁居概率有显著影响。

关键词: 迁居; 迁居水平; 北京

中图分类号: C 912. 81

文献标志码: A

文章编号: 1671 - 0398(2012)04 - 0006 - 07

一、研究背景

YOUQIN HUANG 和 F. FREDERIC DENG 利用1994年对中国大陆20个城市、4 073个样本(符合分析需要的样本数是3 724个)的调查数据,采用重复测量回归模型(Repeat Measures Regression),重构了中国城市的历史迁居率(参见图1)。他们的研究表明,迁居率随时间而变的轨迹是一条宽扁的V型曲线。20世纪50年代初期的年度迁居率相对较高,约在9%~11%,随后逐渐降低至20世纪60年代末期和70年代初期的不足6%。20世纪70年代末期,迁居率快速地由1973年的5.7%上升到1980年的8.0%。其后一直保持增长态势,在调查时点前的1993年达到9.9%^[1]。

20世纪70年代以前,中国城市较低的人口迁居率主要与住房制度、就业制度和住房供给等因素相关。新中国成立以后,逐步形成了住房的福利分配制度。在这种制度下,住房在很大程度上实现了公有化,并由政府或企事业单位统一分配。由于住房不是商品,不能自由买卖,只能被动等待单位分配,因而主动的迁居需求被严重压抑。职业的变动是引发迁居的常见原因之一,但由于在计划经济体制下职工与工作单位之间存在强烈的人身依附关系和事实上的终身雇佣制,这种类型的迁居也并不常见。新中国成立以后,我国长期贯彻“生产第一”的

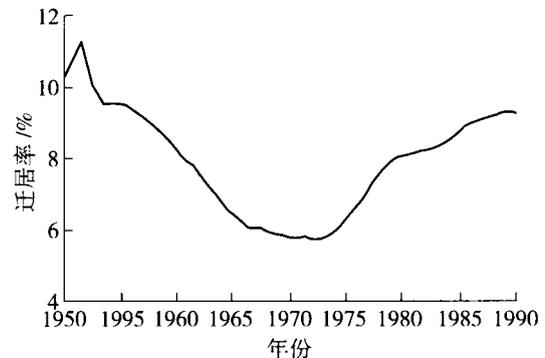


图1 重构的中国城市历史迁居率(Huang et al., 2006)

指导思想,住房投资在国民生产总值中所占的份额很小,住宅建设严重滞后。这种住房链源头的供给不足,导致迁居的链式反应难以发生。

改革开放以后,随着经济的快速发展,住房投资不断加大,住宅建设步入快速发展轨道。传统的单位制在一波又一波的冲击下濒于解体,个人相对独立于单位,获得了更大的择业自由。1988年启动的城镇住房制度改革逐步深化,重新赋予了住房商品的属性,城市居民可以根据自己的支付能力用货币从住宅市场上自由地购买或租赁自己需要的住宅。随着收入水平的快速提高,城市居民改善居住条件的愿望也更加迫切,推动城市迁居率持续走高的动因由外部限制因素的不断减少转变为内部需求的逐步增长。

收稿日期: 2012-03-01

基金项目: 韩国高等教育财团 ISEF 项目资助; 北京市社会科学院重点课题资助(072096)。

作者简介: 齐心(1969—),男,河北石家庄人,北京市社会科学院城市问题研究所副研究员,博士。

二、研究的数据来源

鉴于现有的数据资料无法完全满足本研究的需要,我们于2008年6—7月组织实施了一次覆盖北京全境18个区县^①的大规模电话调查。调查对象为居住时间在半年以上的北京市常住居民。全部电话号码均由计算机软件自动随机生成。调查阶段的中后期根据各区县实际人口的比例对样本的区县结构进行了配额控制,使两者基本保持一致。调查分两个阶段进行:第1阶段共1005个样本,询问了包括迁居、住房和户主个人及家庭背景的所有信息;第2阶段共4045个样本,重点了解了已有迁居经历或者未来3年有迁居打算者(共2530人)的个人及家

庭背景信息。

三、迁居次数与迁居率

对于人群而言,可以通过迁居次数与迁居率等指标反映该群体的迁居水平的高低,亦即居民居住流动性的大小。调查显示,北京居民迁居的频次不高。迁居次数为0次,即未曾迁居过的家庭户,占总样本数的46.9%。在发生过迁居的家庭户中,1次迁居占总样本的比例最大,达到20.1%;迁居次数在5次及5次以上的家庭户只占总样本的5.2%。平均下来,每个家庭户的迁居次数为1.3次,在每个居住地的居住时间长达24.6年。

表1 北京市居民的迁居次数 (n=5050)

	0次	1次	2次	3次	4次	5次及以上	合计	户均迁居次数
样本数/人	2366	1014	643	541	224	262	5050	1.3次(标准差:1.85)
百分比/%	46.9	20.1	12.7	10.7	4.4	5.2	100.0	

数据来源:2008年北京市城市居民迁居状况电话调查(以后如未特别注明,数据皆来源于本次调查)

迁居率可以界定为在一定时限内发生了迁居的家庭户的比例。根据时限的不同,可以分为1年、5年、10年迁居率,即分别在1年、5年、10年内发生了迁居的家庭户的比例。此外还有迁居发生率,即不限时间、所有发生过迁居的家庭户所占的比例。根据本次调查的数据计算,北京市居民1年、5年、10年的迁居率分别为4.5%、17.5%和31.1%,迁居发生率为53.1%。

对比国内同类研究,天津的迁居发生率为64%^[2],深圳为84%^[3],显示国内各个城市的人口迁居水平存在一定差异。同一个国家的不同城市的人口迁居水平存在较大差异其实是一种普遍现象,并非中国独有。那么如何解释同一国家不同城市人口迁居率的差异呢?

现在得到最多承认的是:发展越快的城市地区,人口迁居水平也越高。Moore and Clark使用美国住房调查的数据发现,那些较新的城市迁居水平也较高^[4]。增长迅速的新区之所以具有较高的人口迁居率,其原因在于新移民的到来和新的住房机会的产生。新移民的到来从两个方面提高了迁居率,首先,刚移民时要更换住宅,其次,这些新来者在初步适应当地生活后,往往会从他们最初的临时居所再次搬迁。此外,新移民的到来削弱了地方的社会联

系,即便是非移民的迁居率也因此而有所上升。住房机会的增加不仅体现在新住房的建造上,还体现在对空房链的影响上。新兴城市的平均房龄较短,而研究发现,房龄越长,迁居率越低。这是因为一个地区的存量住房中旧房的比例越高,空房链产出的空房就越多,从而压抑了迁居的发生,降低了迁居率。

库尔多夫发现,除了发展速度外,城市规模大小对迁居率有很大影响^[5]。他发现,加拿大1956—1961年城市内的迁居率与人口规模(千人)、增长率之间有如下关系:迁居率 = -28.67 + 10.24log人口 + 0.45增长率。其中,人口规模解释了迁居率的52%,增长率解释了迁居率的26%。他认为,大城市比小城市提供了更多的迁居机会,同时大城市地域范围大,人们即使迁居很远也没有超过城市边界,因而大城市的人口迁居率更高。

不同国家的城市之间的人口迁居率差距更为显著。据世界银行1992年对全球42个不同国家、每个国家一个大城市的调查显示:高收入和工业化国家的人口迁居水平更高,尽管这些国家城市的房龄更老。低收入国家的人口迁居率则要低得多,特别是拉丁美洲地区的城市,一年迁居率多在3%,是迁居率最低的地区^[6]。Long比较了发达国家的人口迁居水平,发现即使发达国家的人口迁居水平也不

① 2010年7月份,北京市东城区和崇文区合并为新东城区,西城区和宣武区合并为新西城区。

尽相同。有些国家,诸如新西兰、美国和澳大利亚,迁居率似乎较高。而另外一些国家,诸如爱尔兰、比利时和荷兰,迁居率则相对较低。在新西兰,1/5的家庭曾在前1年中搬过家,而在爱尔兰这一比例只有1/17^[7]。根据本次调查的结果,北京市1年的迁居率为4.5%。因而,从世界范围看,北京的人口迁居水平较低。

各国住房市场的状况不同,可能是造成其迁居率不同的重要原因之一。发达国家住房市场的效率要好于不发达国家,因而迁居较容易发生。政府对住房市场的干预往往会提高自有住房的价格、降低租金水平,从而带来较低的迁居率。住房的产权结构也是重要的解释因素之一,因为租房者的迁居频率通常更高。除此而外,迁居率还受到该国人口迁移率、人们更换工作的频率等因素的影响。

四、迁居水平变动的时问特征

为了研究迁居率随时间的变动趋势,需要获取历年的迁居率数据。有3种基本的方法可以得到历史迁居率数字。一种方法是逐年调查在之前的一年中发生了迁居的人口数量,这种方法得到的迁居率数字无疑也是最准确的。譬如美国的“当期人口调查”,自1947年起,除20世纪70年代的几年以外,连续调查了美国的年度迁居率,获取了相当准确、完整的迁居率时间序列数据。获得历史迁居率的另外一种方法是通过回溯性调查,在一次调查中,请被访者回忆其住房生涯中历次迁居的情况,然后

将某一年度当中发生的迁居数量与该年度的样本数量相除,即可得到该年的迁居率,也称为“粗迁居率”。这种方法虽然远较第1种方法简便易行,但由于调查是回溯性的,因而其所获得的粗迁居率也有明显的局限性^[1]。这是因为,随着时间的推移,样本量和样本的年龄结构发生着变化,这种变化并非完全随机的,而是与被访者当时的年龄直接相关。所以,时间越往前推,粗迁居率的误差也越大。因为它不仅反映了样本随时间的变动,而且混杂了年龄和时间的影响。第3种方法是利用与迁居率相关的因素的历史数据,采用回归模型来重建历史迁居率。这种方法也存在问题,那就是这些相关因素(比如人口和住房状况)的历史数据经常是很难取得的,并且它们与迁居率之间的关系也有待明确。

本研究的数据收集方式是电话调查,问卷的容量十分有限,不能详尽地了解被访者历次迁居的情况,因此无法获得哪怕是粗迁居率的数字,只能通过最后(最近)一次迁居发生的时间分布来近似地反映居民迁居的时间特征。图2显示了北京居民最后一次迁居发生的年代的分布情况。为了消除可能是调查误差引起的年度迁居数量的剧烈波动,便于观察长期趋势,图2中同时显示了3年移动平均迁居线。从图2中可以看到,绝大多数最后一次迁居都发生在改革开放以后。改革开放以后,虽然总体上迁居数量保持快速上升的趋势,但我们也要注意似乎存在一个“平台期”,即20世纪80年代末90年代初,这一时期内,最后一次迁居发生的

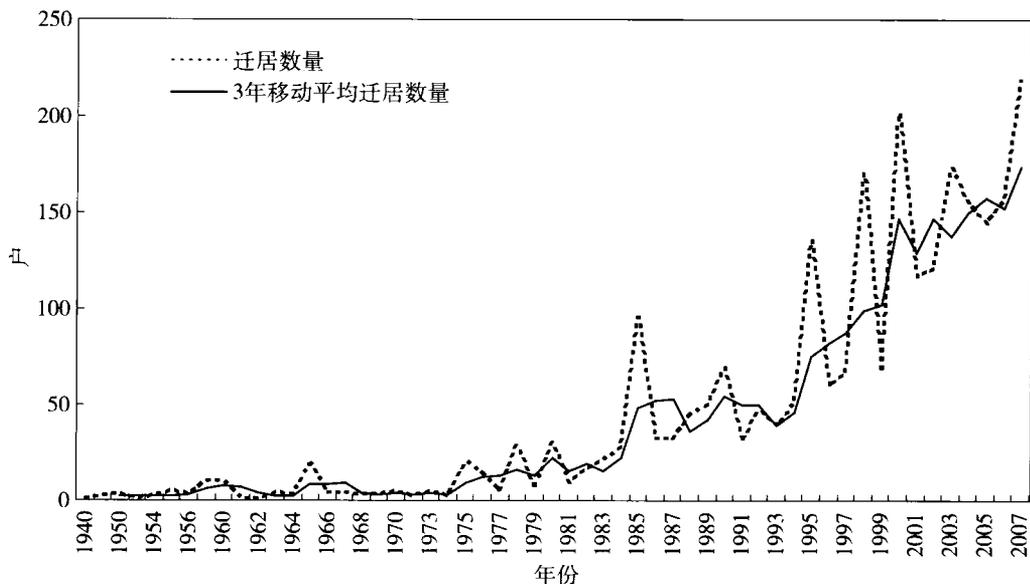


图2 北京居民最后一次迁居发生的时间

数量没能像其他年份那样保持快速增长,而是基本维持不变。

对于迁居率的历时性变动,存在两种不同的解释模式,一种着眼于需求方,一种着眼于供给方。着眼于需求方的解释模式强调个体居住需求的变动而引发迁居率的波动,着眼于供给方的解释模式则强调住房制度、住房供给对迁居的限制或刺激作用。譬如,薛立敏等人从需求的角度这样分析台湾地区迁移率下降的原因:“近年来结婚或生育率等之下降,使得家户因生命周期变化而对住宅空间的需求减少,因而降低家户调整住宅消费的概率,使得都会区内部的迁移率下降;亦有可能因近年经济不景气失业率提高,有工作者即使不满意也不轻易换工作,同时也因经济负担能力的下降而延缓其迁移的决策,使得总体迁移率下降”^[8]。在市场经济或者国家对住房市场干预较少的国家中,个人具有较大的择居自由,迁居主要是个人决策的结果,因而从微观的角度解释迁居率的变动是适宜的。而在非市场经济或者国家对住房市场的干预较多的国家中,能否迁居取决于住房的供给以及是否具有获取住房的资格,而这两者都取决于住房政策,因而住房政策的变动才是迁居率变动的真实原因。

就中国以及北京而言,由于经济体制由计划经济向市场经济的转轨尚未完全完成,整个住房体系还积淀着许多历史因素的影响,因此需要将供给和需求两方面的因素结合起来考虑,才能较为充分地解释迁居率的变动。改革开放以后,北京市迁居率的快速提高,应该与城市建设的发展和择居自由的提升都有莫大的关系。20世纪80年代末90年代初迁居率增长的减缓则可能与住房制度改革有关。北京市的住房制度改革是从1988年开始的,经过3年试点后,于1990年出台了《北京市房改扩大试点实施方案》,通过“小步提租,不发补贴”,逐步实现住宅商品化。1992年颁布的《北京市住房制度改革实施方案》,标志着北京市的房改进入了全面推广阶段。1994年出台的《北京市人民政府贯彻国务院关于深化城镇住房制度改革决定的通知》中,提出了把住房实物福利分配的方式改变为以按劳分配为主的货币工资分配方式,标志着住房制度改革逐步进入深化阶段。这段时间的房改措施,大多是以增加对现有住房的所有权为目标的,加之住房制度的激烈变动增加了人们的观望情绪,由此在一定程度上抑制了这一时期的迁居行为。但持续不断的住房制度改革,毕竟逐渐打破了以住房

福利分配制度为核心的传统住房制度的坚冰,赋予了人们更高的择居能力,为迁居率的进一步提高奠定了基础。

五、影响迁居率的家庭户特征

迁居是以家庭户为单位进行的。不同的家庭户,具有不同的人口、社会和经济特征,有着不同的居住偏好,克服迁居障碍的能力也有所差异,导致某些类型的家庭户会比其他类型的家庭户更可能迁居。为了解各种家庭户特征对迁居水平的影响,我们采用 Logistic 回归分析方法,其中,因变量为最近5年内是否发生过迁居(没有迁居过为0,迁居过为1),自变量包括以下内容。

(一)家庭户户主特征

户主的人口、社会和经济特征在很大程度上代表了家庭户的人口、社会和经济特征,主要包括以下6项。

1. 性别。少数研究发现,男性比女性有更高的迁居率,但多数以西方国家为背景的迁居研究认为,性别不能很好地预测迁居意向和行为。尽管如此,我们还是将其纳入分析之中,以检验在中国的背景下性别对迁居水平的影响。

2. 受教育程度。一般认为,受教育程度高的人往往伴随高收入与较好的就业状态,他们更加容易在住宅市场上找到满意的住宅,并且有能力迁居到地方效用更高的居住地。从因果关系的逻辑上讲,我们应当用迁居发生之时或之前的户主特征来解释迁居的发生,而不能用调查时点的户主特征来解释之前业已发生的迁居,因为后者会带来所谓的“同时性偏差”问题。不过考虑到5年的时间间隔不长,家户的特征不应发生大的变化,因而所有变量还是使用了调查时点的数据,暂时忽略同时性偏差的存在。

3. 年龄。大多数研究都表明,年龄是一个对迁居有重大影响的因素。由于许多生活事件通常集中于某些特定的年龄段发生,因而人的一生之中有些年龄阶段有较高的迁居几率。因为年龄对迁居率的影响具有明显的非线性特征,因此需要将年龄细分为适当的年龄组。考虑到年龄是家庭生命周期的主要标志,而家庭结构也与家庭生命周期有莫大关系,因此采用 SPSS 15.0 以后版本提供的“最优分段”(Optimal Binning)分析过程,参考家庭结构的信息,得到如下年龄段的划分:27岁以下、27~32岁、32~37岁、37~54岁、54~60岁、60岁以上。随着年龄

段的提高,家庭户的规模和核心家庭的比例不断增大,这种趋势60岁以后才发生逆转。

4. 单位性质。在传统的住房福利分配制度中,很大一部分住房是由单位建设和统一分配的,因此单位的性质在很大程度上影响着个人的住房机会,进而影响其迁居的可能性。

5. 职业。这里的职业分类采用了陆学艺等在进行中国社会阶层研究时的分类体系,10个职业类别分属5个社会地位等级。高社会等级的职业群体的居住满意度较高,相应的迁居的动机较低;但与此同时,高社会等级职业群体的择居能力更强,迁居更为容易。

6. 户籍。即是否具有北京市户口。这是一个颇具中国特色的影响变量。预计有户口的北京市居民的迁居概率要低于外来人口的迁居概率。这可能是因为前者在北京市的居住生活时间长,在当地建立了丰富的社会网络,对所居住的社区归属感强,因而不易发生迁居。

(二)家庭户结构特征

家庭户结构的概念包括家庭户规模和家庭户类型两个方面的内容。

1. 家庭户规模。即家庭户的人口数。有研究认为,一个家庭户的成员越多,越不易发生迁居,因为迁居的时候得考虑到户内每个人的迁居成本,且可能户内部分成员将面临失业的问题。

2. 家庭户类型。我们将家庭户划分为4种类型:(1)单身/单亲家庭,即一人户,包括少量单亲家庭,占全部家庭户的12.9%;(2)夫妻家庭,只有一对夫妻共同生活的家庭,占18.5%;(3)核心家庭,一对夫妻及其子女组成的家庭,占44.0%;(4)扩大家庭,以上3类家庭之外的其他家庭,多为三代同堂的较大家庭,或与直系亲属以外的人共同生活,占24.6%。

(三)家庭户住房特征

家庭户住房特征包括住房权属和房龄长短。

1. 住房权属。即是否拥有所住房屋的产权。这里的“拥有产权”含已购房但只有部分、有限产权的情况。拥有自己住房的人往往居住满意度较高,较不易发生迁居。

2. 房龄。老房子的居住条件较差,住户的居住满意度应该较低,迁居率应该较高。但也有些研究表明,房龄越长,其中的住户迁居率反而越低。

表3显示了家庭户特征对5年迁居概率影响的Logistic回归分析结果,可以看到:

性别、家庭户的规模和类型对5年内迁居的概率没有显著影响。职业变量整体上也是不显著的,各个职业类别迁居的可能性相差不大。唯一的例外是,农业劳动者的迁居概率大大低于其他职业群体的迁居概率。农业劳动者因为其与土地的固定联系,因而迁居的难度大大高于其他职业群体。此外,与该群体守土自安的传统心理可能也有一定关系。单位性质对近5年内迁居概率的影响也是不显著的,这显示,经过20年的住房制度改革,特别是1999年启动的住房分配货币化改革,单位已经在很大程度上退出了住房建设者和分配者的角色。

年龄对迁居可能性的影响是显著的,并且两者的关系是非线性的。具体来说,迁居概率先是随年龄的提高而上升,到27~32岁年龄组达到最高峰,此时的迁居概率是60岁以上年龄组的4.8倍。此后,随着年龄的增长,迁居概率逐渐回落,60岁以上年龄组是所有年龄组中迁居概率最低的。从生命历程的角度看,27~32岁正是结婚生育的高峰,因为建立新家庭和家庭人口增加而导致的迁居,可能是这一年龄段迁居率达到高点的原因。

受教育程度与迁居概率之间存在显著的正相关关系,受教育程度越高,迁居概率也越高。受教育程度与迁居率的关系可能反映了家庭收入水平的间接影响。高收入家庭更容易实现迁居,因为他们更有财力支付迁居所需要付出的各种成本。而教育程度则与收入水平相关,较高的教育程度也意味着较高的收入潜力。

户籍对迁居概率的影响方向与我们的假设一致,有北京户口者的迁居可能性只是无北京户口者的1/3。流动人口主要是因为工作原因而迁居的,随着工作地点的变换会相应地改变居住地点,而户籍人口则更多是因为获取了新的住房而发生迁居,相对而言,获得新住房要比获得新工作的难度要大,因此,户籍人口迁居的可能性小而流动人口迁居的可能性大。

关于住房权属对迁居概率的影响的假设也得到证实,有产权者的迁居概率要大大低于无产权者。购买房子将使很多家庭长期承受沉重的经济负担,从而束缚了家庭的移动性。拥有住房产权的家庭在迁居时还要涉及产权的转移,需要付出不菲的交易成本,而租住者则没有这部分费用。另外拥有产权的家庭可以通过对现有住房的装修改造,而非迁居的形式,来满足自己变化了的居住需求。

表3 家庭户特征对5年迁居发生概率的影响：逻辑斯特回归结果

家庭户特征	最近5年内是否发生过迁居		
	标准误	沃德值	比数比值
性别(以女性为参照组)	0.097	0.230	0.954
年龄(以60岁以上为参照组)		62.798	***
27岁以下	0.240	16.476	2.654***
27~32岁	0.220	51.549	4.836***
32~37岁	0.214	38.348	3.769***
37~54岁	0.177	16.732	2.059***
54~60岁	0.185	11.121	1.856**
受教育程度(以硕士及以上为参照组)		10.671	*
初中及以下	0.239	6.336	0.548*
高中(含职中、中专)	0.231	6.137	0.565*
大专	0.235	3.114	0.660
大学	0.218	1.127	0.793
单位性质(以无单位为参照组)		7.008	
党政机关	0.336	0.017	1.045
企业	0.260	0.037	0.951
事业单位	0.278	0.244	0.872
社会团体	0.370	2.642	1.825
个体、家庭经营、单独做事	0.282	1.368	1.390
职业(以城乡无业失业半失业者为参照组)		15.308	
国家与社会管理者	0.381	0.056	0.914
经理人员	0.302	0.393	1.209
私营企业主	0.545	0.618	1.535
专业技术人员	0.290	0.000	1.004
办事人员	0.274	0.025	1.045
个体工商户	0.313	0.389	0.823
商业服务业员工	0.329	0.774	1.336
产业工人	0.300	0.106	1.103
农业劳动者	0.346	9.324	0.347**
户籍身份(以无北京户口为参照组)	0.139	57.525	0.349***
家庭户规模	0.059	0.410	0.963
家庭户类型(以夫妻家庭为参照组)		1.201	
核心家庭	0.152	1.122	0.851
扩大家庭	0.196	0.597	0.859
单身或单亲家庭	0.172	0.473	0.889
住房权属(以无产权为参照组)	0.110	56.206	0.437***
房龄	0.005	165.637	0.939***
常数项	0.340	18.029	4.245***
考克斯和斯奈尔决定系数		0.240	
样本量		3433	

说明：* 显著性概率 $P < 0.05$, ** 显著性概率 $P < 0.01$, *** 显著性概率 $P < 0.001$

我们的实证研究结果证实,房龄对迁居概率有负向的影响,房龄越长,迁居的概率反而越低。我们推测,这可能与家庭收入差异有一定关系。因为新住房通常是从高收入户向低收入户“过滤”,因而老房住户的收入水平较低,较不易克服迁居的成本而发生迁居。另外一个可能的原因

是,较老的房子大都位于城市的传统式街坊社区或部落式单位社区,这里人际关系密切,居民的归属感强,迁居带来的社会资本损失较大;而较新的房子大都位于新建的商品房社区,居民异质性强且注重私密性,彼此来往很少,迁居带来的社会资本损失较小。

六、结论

基于2008年对北京全境18个区县的大规模电话调查所获数据,对北京市民的居住迁移水平及其影响因素进行了实证研究,研究的主要发现是:

1. 迁居次数与迁居率是反映人群迁居水平的主要指标。从这些指标看,北京城市居民的迁居水平并不高。城市发展速度和规模可以在很大程度上解释国内各城市迁居水平的差异,新兴大城市的迁居水平理论上应该较高。住房市场的状况、住房产权结构、该国人口迁移率、人们更换工作的频率则是造成不同国家城市迁居水平不同的一些原因。

2. 通过最后一次迁居发生的时间分布可以近

似地反映居民迁居的时间特征。绝大多数最后一次迁居都发生在改革开放以后。改革开放以后,除20世纪80年代末至90年代初为一平台期外,迁居数量一直保持着快速上升的趋势。改革开放以后北京市迁居率的快速提高,与城市建设的发展和择居自由的提升都有莫大的关系。

3. 迁居是以家庭户为单位进行的,因而家户特征会影响其迁居的倾向。数据分析显示,年龄、受教育程度、户籍身份、住房权属、房龄都对5年内的迁居概率有显著影响,年轻者、受教育程度较高者、流动人口、无住房产权者以及房龄较短者发生迁居的概率也较大。

参考文献:

- [1] HUNG Y, DENG F F. Residential mobility in Chinese cities: a longitudinal analysis[J]. *Housing Studies*, 2006, 21(5): 625-652.
- [2] 柴彦威, 胡智勇, 仵宗卿. 天津城市内部人口迁居特征及机制分析[J]. *地理研究*, 2000, 19(04): 391-399.
- [3] 史中华, 柴彦威, 刘志林. 深圳市民迁居特征的时空分析[J]. *人文地理*, 2000, 15(03): 37-42.
- [4] MOORE E G, CLARK W A V. Stable structure and local variation: a comparison of household flows in four metropolitan areas[J]. *Urban Studies*, 1986, 23(3): 185-196.
- [5] 周春山. 改革开放以来大都市人口分布与迁居研究[M]. 广州: 广东高等教育出版社, 1996: 238.
- [6] PERSAUD T. Housing delivery system and the urban poor: a comparison among six latin american countries: latin america and the caribbean technical department regional studies program report(23)[R]. Washington D. C.: World Bank, 1992: 85.
- [7] LONG L. Changing residence: comparative perspectives on its relationship to age, sex and marital status[J]. *Population Studies*, 1992, 46(1): 141-158.
- [8] 薛立敏, 曾喜鹏, 谢钰伟. 台湾地区近年来迁移行为变化之影响因素分析——家户迁移决策与迁移地点选择之联合估计[J]. *人口学刊*, 2007(34): 69-107.

Research on the Level of Residential Mobility in Beijing

QI Xin

(The Urban Studies Institute, Beijing Academy of Social Sciences, Beijing 100101, China)

Abstract: Residential mobility is becoming the main part of population migration. Relying on the data from a large-scale telephone survey throughout Beijing in 2008, the paper discusses the level of residential mobility in Beijing and its influencing factor. From the number and rate of mobility, the residential mobility level is not high in Beijing. After the reform and opening up, mobility rate keeps a fast rising with the development of urban construction and the promotion of freedom to choose their residence and domicile, except in the late 1980s and early 1990s, which is a platform period. Family features affect its move tendency, and the age, education, housing ownership, household registration and the room age have the significant effect on the move probability within five years.

Key words: move; residential mobility; Beijing

(责任编辑 刘健)