

# 独生子女政策与老年人迁移

吴要武

**提要:**20世纪70年代末,中国开始在城镇推行严厉的独生子女政策,如今,独生子女已进入劳动力市场,其父母则进入退休年龄。与高校扩招几乎同步并受过良好教育的独生子女一代,面对一个充分发育的城镇劳动力市场,到其他城市(尤其是大城市)寻找工作岗位已成为常态。由于养老模式尚未发生根本性改变,独生子女父母往往会跟随其子女迁移到目的地城市,使中国的老年人迁移呈现出一个独特现象——流向大城市。目的地城市的老龄人口数量增加给公共物品供给带来了挑战。

**关键词:**独生子女政策 老龄化 迁移 双差分模型

## 一、引言

中国已进入老龄化社会并处于持续加深的过程中,然而,我们对老龄化到来及其伴生问题的研究还很有限。近年来,城镇老年人迁移速度在加快,目的地更加集中在大城市,使大城市老年人口的绝对量快速增长,养老相关的公共物品和服务的需求增大。大城市实际承受的老龄化难题因外来老年人迁入而变得更加严重。对已经发生的重大社会变化,政府和学术界还缺少清晰认识和判断,更谈不上及时调整公共政策和改革社会服务体系,使城乡养老模式有弹性地调整以应对这个重大变化。

由于历史因素和经济发展不平衡,大城市老龄化程度一直攀高。但是,改革开放以来的大规模人口流动以城镇为目的地,作为迁移主体的年轻人口迁入缓解甚至降低了城市老龄化的“统计水平”,使城市人口结构特征被掩盖;另一方面也确实给(大)城市应对老龄化提供了更多资源:城镇养老保险实际上是一个现收现付体系,年轻劳动者是养老基金的贡献者,他们的迁入改善了基金账户;从社会照料的角度看,年轻劳动者迁入增加了服务供给并降低了服务价格。即使老年人迁入大城市增加了绝对数量,但似乎并不构成社会压力。

然而,由于收入水平和闲暇价格不同,老年人和年轻人的消费结构

是不同的(Aguiar & Hurst, 2008; Hurst, 2007; 张望芝, 2008), 迁入(大)城市的老年人需要消费与老龄化相关的私人物品和服务, 需要城市政府提供特定的公共物品, 如果忽略了日益增多的外来老年人的存在, 会导致与老龄化相关公共物品的供给不足——尤其是结构性供给不足, 加剧城市社会的紧张。

为了缓解大城市的拥挤和公共资源短缺, 一些学者提出了“异地养老”的设想: 将大城市的老年人迁移到周边卫星城或中小城市去。不能把这些主张简单视为部分人的主观愿望, 发达国家的退休者到生活成本较低的欠发达国家生活和养老是个经验事实(Hall, 2011)。然而, 这种设想忽略了中国特殊的经济和社会环境以及老年人实际做出的选择——迁往大城市。已发生的迁移显示的才是他们在一定约束条件下的真实偏好。“异地养老”设想背离了真实的迁移方向, 不可能受到老年人的欢迎。

本文的研究发现, 独生子女政策干预下出生的一代已经进入劳动力市场, 他们的父母则开始进入退休年龄, 由于传统的养老模式尚未发生根本变化, 退休后的父母更愿意与子女生活在同一个城市里。1999年开始的高校扩招与独生子女队列入大学的入学年龄几乎同步, 当城镇劳动力市场发育和独生子女受教育水平迅速提高同时发生时, 受过良好教育的独生子女会越来越多地到其他城市——尤其是大城市——寻找工作岗位, 也带动了其父母随之迁移。中国老年人迁移因而呈现出独特特征——向大城市迁移。

今后一段时间, 独生子女的父母正在全面进入退休者行列, 可以预期, 他们会成为向大城市迁移的重要人群。这些老年人到大城市是去长期生活和养老的。从这个经验认知中得到的政策含义是清晰的: 大城市政府在设计社会经济发展规划时, 必须把这些外来老年人纳入到本市养老保障和公共服务体系中去。从中央政府的角度看, 老年人迁移到生活成本更高的大城市未必是个正确方向, 但这是养老模式尚未发生根本变化和独生子女政策所诱导出来的特殊结果。在公共政策上要尽快对这种迁移方向作出反应: 如接受这种迁移模式, 应在目的地采取接纳措施和政策组合; 如不接受这种迁移模式则要进行相应的干预。

有关老龄化和独生子女政策的文献众多, 但中文文献中严肃的经验研究还很少见, 本文尝试借鉴一个自然实验框架(Angrist & Pischke,

2010),从独生子女父母的迁移选择角度对独生子女政策的长期影响做个经验评估。

## 二、背景介绍

1970年代初,为了控制人口过快增长,中国政府推行“晚稀少”的政策,实行“晚婚晚育”和减少子女数量;同时,政府加大与人口控制相关的公共服务供给——普及计划生育知识和提供药具等,城乡出生率开始迅速下降(徐剑,2010)。1979年,政府实施了更严厉的生育政策:一对夫妇只生一个孩子<sup>①</sup>被称为“独生子女政策”,这一政策一直持续到今天。政策执行的效果在城镇和农村是不同的:在城镇得到了严格执行,独生子女家庭成为普遍现象;但农村很多家庭会生育两个或多个子女。

30年过去了,独生子女陆续进入劳动力市场和婚育年龄,其父母则进入退休年龄。中国的经济环境在此期间发生了巨大变化,由一个发展水平低下的计划经济国家转变为中等收入水平的新兴市场经济国家。随着城镇劳动力市场的发育,劳动力流动成为经济生活的常态。当城镇独生子女进入劳动力市场时,到其他城市寻找工作成为常态,为工作而向其他城市迁移更加活跃。

1999年,中国开始扩大高校招生规模,与独生子女队列进入大学的几乎同步,到2010年,高校招生规模达到682万,为1998年的6.3倍。高校扩招大大提高了城镇独生子女的受教育程度,也使他们在劳动力市场上获得了更高的信息搜寻能力和市场竞争力,使他们更容易竞争到其他城市的优势工作岗位。2000年,城镇劳动力市场上20-27岁的外来大学毕业生占同年龄组大学毕业生的比例为12.2%(限于篇幅,部分数据没有以图表列示。如有读者感兴趣,可来信向作者索要。下同。);2005年,这个比例上升到38.4%;区分“大专”和“本科及以上”后,“本科及以上”者上升幅度更大,由11.8%上升到41.6%;“大专”从12.3%上升到36.8%。这意味着,年轻大学毕业生到其他城市

<sup>①</sup> 在《1979年政府工作报告》中明确提出了“要订出切实可行的办法,奖励只生一个孩子的夫妇”。各省市很快取得共识,将“奖励”和“惩罚”同时运用并严格执行了。

就业成为一个普遍现象。<sup>①</sup>

1998 - 2002 年推进的国有企业改革,使超过 6000 万职工从国有、集体企业“下岗”,年轻的下岗者大多通过市场实现了再就业,大龄下岗者则进入养老保障体系。在社会养老保险现收现付体系下,养老保险设计最初是以县级统筹为基本模式的(3 个直辖市除外),后来将“省级统筹”作为改革目标,但至今也没有真正完成。而提高养老保险统筹层次和激进的国企改革共同诱导了大量的提前退休现象(赵耀辉、徐建国,2001)。提前退休使那些愿意随同成年子女迁移的独生子女父母有了迁移入城的可能。

从表 1 中可以看出迁移对降低城镇老龄化程度所起的作用:城市人口规模越大,老龄化因迁移而下降的幅度越大。2000 - 2005 年,城镇 60 岁及以上者所占比例由 10.1% 上升到 11.6%,提高了 1.5 个百分点,但这是被迁移人口“稀释”后的结果;观察本地人口的年龄结构会发现,从 11% 上升到 13.1%,上升了 2.1 个百分点。老龄化程度在不同规模城市内是不平衡的:城市规模越大,本地人老龄化程度越严重,在此期间上升幅度也越大。15 个副省级城市本地人的老龄化程度由 12.1% 上升到 15.2%;北京市从 15.4% 上升到 19.2%;天津市从 13.4% 上升到 15.7%;上海市则从 17.8% 上升到 21.4%。3 个直辖市老龄化程度因迁移分别下降了 5.3%、2% 和 6.3%。

表 1 60 岁及以上老年人所占比例 单位:%

地 区	所有人口			本地人口		
	2005	1990	2000	2005	1990	2000
大城市	8.8	10.6	11.9	9.2	11.6	14.2
中小城市	7.1	9.7	11.2	7.6	10.2	12.3
镇	6.9	9.3	11.2	7.3	9.9	12.0
副省级城市	9.4	10.4	11.7	10.1	12.1	15.2

① 原文在附表中报告了非户口迁移的大学毕业生的情况,但这其实会低估大学毕业生迁移的实际比例:一部分大学毕业生会得到目的地城市的户口,在技术上就被认定为“本地人”,减少了本文所计算的迁移数量。而大学毕业生是更容易突破户籍制度障碍的群体。高校扩招前,父母与子女通常生活在同一个城市里,子女迁移对父母是一个很大的冲击,尤其是当只有一个子女时,冲击就更大。限于篇幅,正文提到的附表、附图未列示,感兴趣的读者可向作者索要。

续表 1

地 区	所有人口			本地人口		
	2005	1990	2000	2005	1990	2000
北京市	9.7	13.4	13.9	10.2	15.4	19.2
天津市	8.1	12.8	13.7	9.1	13.4	15.7
上海市	11.7	15.3	15.1	12.6	17.8	21.4
总计	7.9	10.1	11.6	8.4	11.0	13.1

数据来源:人口普查或1%抽样调查数据(微观样本),相关年份。

与年轻人迁移方向一致,老年人也在向大城市迁移。图 1 显示了 3 个年份不同规模城市(镇)内 60 岁及以上的外来人口在城市(镇)同样年龄组中的比例。1990 - 2000 年期间,外来老年人的比例很低,在不同规模城市内也几乎没有变化,只有上海市出现了显著上升。然而,在 2000 - 2005 年期间,所有人口规模的城市(镇)内,外来老年人所占比例都出现显著上升,由 2000 年的 3.5% 提高到 12.7%。城市人口规模越大,外来老年人口的比例越高,3 个直辖市和 15 个副省级城市的外来老年人都在 15% 以上。镇的外来老年人口也迅速上升,但明显低于城市水平。由此可见,作为目的地,大城市更吸引老年人。

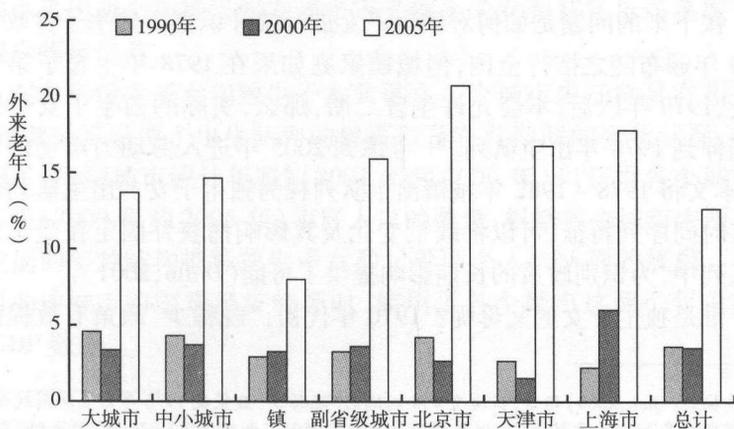


图 1 不同城市(镇)内外来老年人所占比例

### 三、数据介绍

本文主要使用的是国家统计局提供的1990年和2000年人口普查微观数据、2005年1%人口抽样调查微观数据。

在对迁移者的界定问题上,2000年人口普查和2005年1%人口抽样调查问卷中对流动人口设计的问题不同,为确保“迁移者”在不同数据中具有统计定义上的一致性,本文采用“户口登记地”作标准:如果被调查者的户口在外县、外省就被视为迁入人口。三个直辖市内,外县很可能仍在本市内,对外来人口限定为户口在其他省市。采用当前户口状况作为判断迁移者的标准,是假定迁移时未将户口转入目的地,这会将那些户口迁移者视为“本地人”。对已退休的老年人来说,将户口迁入目的地不容易但会发生。遗失户籍迁移者会导致测量误差,低估老年人迁移对本地老龄化程度的影响。

在对城市规模的分类中,计划经济体制下的城市偏向政策延续至今。行政级别越高的城市,享受优待的程度也越高,包括更多的中央政府转移支付和更多的公共投资。大城市得到的优待又高于小城市。依据这个事实,本文将城市区分为3个直辖市和15个副省级城市;其余城市划分为“大城市”——50万以上人口,“中小城市”——50万以下人口,“镇”为单独一类。

接下来的问题是如何对独生子女进行统计识别。独生子女政策是1979年颁布随之推行全国,但城镇家庭如果在1978年生育了第一个子女,1979年以后,不会允许生育二胎,那么,实际的独生子女可以向前延伸到1978年出生队列。<sup>①</sup>考虑到2005年进入劳动力市场的可能性,本文将1978-1982年城镇出生队列视为独生子女。出生队列演进具有时间序列特征,可以将政策变化及其影响捕获并固定在受干预出生队列中,为识别政策的长期影响提供了可能(Duflo,2001)。

谁是独生子女的父母呢?1970年代初,“晚稀少”政策有效提高了

---

① 钱楠筠(Qian,2009)指出,孩次有4年间隔的“晚稀少”政策使1976年出生队列就开始受到独生子女政策的影响了:如果城镇夫妇在1976年生育了第一胎,按照计划,要等到1980年才能生第二胎。然而,1979年开始执行独生子女政策,他们不再有生第二胎的机会,成了独生子女家庭。所以,将1978-1979年城镇出生队列视为“独生子女”,虽然存在测量误差,却与经验事实相一致。

城镇青年的初婚年龄,初婚年龄超过 25 岁,生育子女时则通常会在 28 岁甚至更大。<sup>①</sup> 在识别独生子女和其父母的迁移相关性时,为了控制测量误差,对独生子女父母年龄放宽一些:假定当时城镇夫妇的生育高峰出现在 28 - 30 岁,则出生在 1948 - 1954 年的人在此期间会生育子女,且作为独生子女政策的干预对象,会成为独生子女的父母。

在 2005 年时,1978 - 1982 年出生队列进入 23 - 27 岁,绝大多数城镇人口已完成教育阶段并进入劳动力市场。尽管高校扩招推迟了年轻人进入劳动力市场,23 - 27 岁城镇人口(本地人加上城镇迁移者)的劳动参与率达到了 78% - 86%,接近 25 - 44 岁年龄组的平均值(86%)。2000 年时,1978 - 1982 年出生队列为 18 - 22 岁,这时高校扩招后的毕业生尚未进入市场,这个年龄组的城镇人口劳动参与率介于 37% - 80% 之间,如果因工作而迁移,对其父母的迁移选择已开始产生影响。因此,按照出生队列来定义两个数据中的独生子女具有可比性。

在生命周期的不同阶段,人们的市场选择差异显著,为了准确估算独生子女父母向其他城市迁移的变化,本文还依据年龄组来划分:将 2005 年数据中的“23 - 27 岁”和“51 - 57 岁”城镇人口分别视为独生子女和独生子女父母,将 2000 年数据中的“23 - 27 岁”和“51 - 57 岁”城镇人口视为干预前参照组。这个分类可控制生命周期变化对估计结果的影响。尽管无法准确识别独生子女和其父母,在大样本数据中采用两个年龄组的方式来定义独生子女和其父母还是能有效地减少测量误差。

在分析独生子女和独生子女父母在一个城市内迁移具有相关性时,需要计算这两个出生队列的规模以及在此期间的变化状况,本文使用了《中国城市统计年鉴》(2001 年和 2006 年)以获得各个城市相关年份(2000 年和 2005 年)市区人口的数量,根据各个城市内两个普查数据的年龄结构推算独生子女和父母两个人口队列的规模。在控制目的地城市的宏观经济特征时,使用了各个城市这两个年份的人均 GDP 数据。

<sup>①</sup> 1948 - 1954 年出生队列中,城镇迁移者的初婚年龄平均为 25.2 岁。50 万人以上大城市男性的初婚平均年龄则超过 26 岁。副省级城市和直辖市甚至超过了 27 岁。大城市男女平均初婚年龄在 26 岁以上。所以,本文假定独生子女父母比子女大 28 岁是符合经验事实的。

## 四、识别策略

本文的识别策略来自两个方面:一是利用经验数据证明独生子女迁移和父母迁移之间存在正相关性;二是对中国老年人迁移的环境进行分析,说明独生子女与其父母迁移之间的相关性可以解释为因果关系。

### (一) 独生子女的父代和子代迁移相关性

中国无论城镇还是农村,一直是以家庭养老为主,辅之以社区养老,至今没有发生显著变化(赵仲杰,2010)。机构养老基本上限于失去自理能力的鳏寡孤独者,即使在北京这样养老资源丰富的大城市,机构养老者也不足2%。虽然大多数城镇老年人不采取“扩展型家庭”的生活模式,但老年父母更愿与成年子女生活在同一个城市里,当老年人需要生活和健康照料时,子女可以较为便利地探望和帮助(龙书芹、风笑天,2007)。一旦子女向其他城市迁移,无疑提高了家庭照料的成本并降低了老年人的福利。

在对老年人迁移原因的分析中,已有的经验研究显示,独生子女的父母进入退休年龄后,第一位的担心是“老时身边无人照料”,其次才是“经济拮据”,再次为“担心子女发生意外,老时无依无靠”(李承惠,2006)。担心子女异地工作时,自己老无所依(王树新、张戈,2008)。单独生活的老年人更容易成为犯罪分子的侵害对象。这些因素给老年人迁移到子女所在城市提供了激励。国外对老年人迁移的研究发现,家庭越小,老年人越容易随同全家迁移(Lin,1997)。由此可以推断,进入退休阶段后,独生子女的父母会比非独生子女父母有更强的迁移激励。

要检验这个研究假设,人口普查数据固然有样本巨大的优势,但也存在明显的局限:如果父母与子女不生活在同一个家庭内,很难把父母和子女的信息准确匹配起来。本文的办法是,虽然在个人层面上无法匹配独生子女和其父母,但可以在城市(以“地级市”为观测单位)层面上假定:把1978-1982年出生队列的城镇人口视为独生子女的子代,把1948-1954年出生队列的“城镇人口”视为独生子女的父代。这就成了一个可检验的命题:

一个城市内,如果子代人口(本地人+城镇迁移者)在2000-2005年期间因迁移(迁入或迁出)而增加或减少;则父代人口(本地人+城镇迁移者)也会因迁移呈现同方向增加或减少。比如,当子代到北京来就业时,绝对增加了北京市1978-1982年出生队列的人口(包括户口迁移和非户口迁移);父代来北京投奔子女时,也绝对增加了北京市1948-1954队列的人口。依据两者的相关性,就可以推测为子代的迁移引起了父代的迁移。

两个队列之间的正相关性清晰地显示在图2中。横轴代表一个城市内1978-1982年出生队列(2000-2005年)增长的比例,纵轴代表1948-1954年出生队列在此期间增长的比例。对散点图的非线性拟合方程为近似线性的上凹函数(Convex),拟合优度达到0.61。这个结果意味着:一个城市来自其他城镇的年轻队列人数越多,则来自其他城镇的老年队列人数也同样增多。子代迁移人口和父代迁移人口间呈现显著的正相关性,意味着统计结果与预测方向一致。

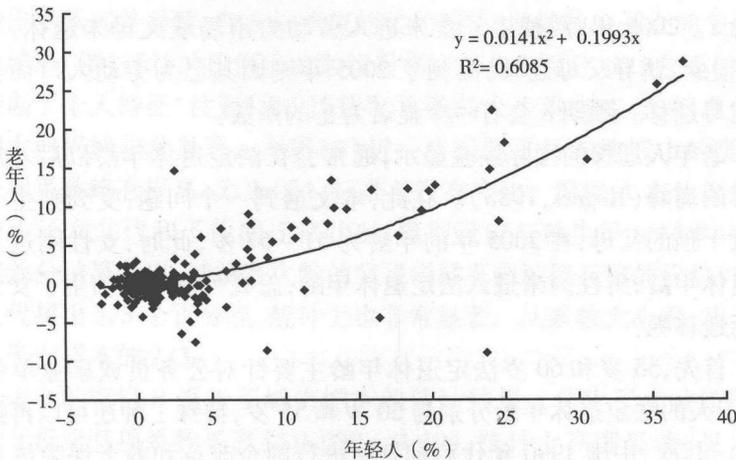


图2 年轻人迁移和老年人迁移的关系

## (二)对独生子女父母引致性迁移的检验

即使观察到年轻队列和老年队列在迁移上存在正相关性,又怎能证明这种相关是一种因果关系呢?根据中国独生子女政策的执行时间

和覆盖范围,本文借鉴证伪检验的思想和分析传递机制,证明城镇老年队列的迁移是年轻队列迁移所推动的:在传统家庭养老模式下,独生子女的父母有跟随子女迁移的激励,而非独生子女的父母随子女迁移的激励就会减弱——他们可以与没有迁移的其他子女生活在原来的城市(镇)里。尤其是存在户籍制度时,跨城市迁移意味着较高的制度成本:老年人失去户口所在地城市的福利优待但无法(全部)享受目的地城市的优待。

我们设计了一个可检验的命题:相比于非独生子女的父母,城镇独生子女父母会发生更多的迁移。本文构建一个双差分估计方程(DID)作为识别方程,比较独生子女父母和非独生子女父母在迁移行为上表现出的不同:<sup>①</sup>

$$Y_{ij} = D_{ij}a + T_{ij}b + D_{ij} \cdot T_{ij}c + e_{ij} \quad (1)$$

等式左边的  $Y_{ij}$  为二分变量:取值 1 代表城镇迁移者,取值 0 代表农村迁移者。下标  $i$  代表观测个体,下标  $j$  代表是否受到独生子女政策的干预,取值为(0,1)。 $D_{ij}$  为二分变量:取值 1 代表父代,取值 0 代表子代。 $T_{ij}$  为调查年份,2000 年为基期,取值为 0;2005 年为报告期,取值为 1。2000 年,因独生子女未进入劳动力市场或父母未退休,不会(或很少)诱导父母迁移;而到了 2005 年则因其已为劳动人口而会诱导父母迁移。预期  $c$  会有一个显著为正的系数。

老年人迁移的国际经验显示,通常会在法定退休年龄以后才出现迁移的高峰(Rogers,1988)。在此,本文遇到一个问题:受到独生子女政策干预的父母,在 2005 年的年龄为 51-57 岁,此时,女性刚进入法定退休年龄,男性尚未进入法定退休年龄,怎么可能随着独生子女开始养老迁移呢?

首先,55 岁和 60 岁法定退休年龄主要针对公务员或事业单位职工,工人的法定退休年龄分别为 50 岁和 55 岁,特殊工种还可以再提前 5 岁。其次,中国 1990 年代后期开始进行国企改革和养老保险体系改革,引发了大量的提前退休现象。2005 年,在城镇 51-57 岁非农业人口中,男性退休者已占其队列人口的 10% - 44%,女性退休者占

① 需要指出,由于本文的数据决定了通过观察目的地城市外来人口的来源地来分析独生子女父母迁移,这个方程并不是一个微观意义上的“选择”方程,而是一个“统计”方程。

50.6% - 62%。这意味着,当年受独生子女政策干预的父母,在2005年已经有相当多是退休者了。

识别策略1:依据出生队列来定义“独生子女”,在两个调查年份,出生队列是不变的。估计结果报告在表2中。被解释变量为二分变量:城镇迁移者,1;农村迁移者,0。由于独生子女政策在城镇得到严格执行,农村迁移者就构成了一个控制组。当目的地城镇既吸引农村人口也吸引其他城镇人口迁移时,根据两个群体在年龄结构上发生的变异,可以把独生子女政策的影响识别出来:假定在此期间,农村人口和城镇人口都向(大)城市迁移,在缺少外部干预的条件下,有同样的迁移速度或差异稳定,当独生子女开始进入市场并到其他城市寻找工作时,城镇独生子女的父母因为有更强的迁移激励,迁移的增长速度会突然增加,这个变异会在双差分框架中被识别出来。窗格A和B分别是所有城镇样本和城市样本的估计结果(见表2)。

表2的窗格A左边为接受独生子女政策干预的父代和子代,方程(1)是基础方程,交互项系数为0.078,统计上高度显著;控制了时间效应和出生队列差异后,与农村相应的父代相比,城镇独生子女的父代向其他城市(镇)迁移的比例在此期间提高了7.8个百分点。方程(2)增加控制了个人特征“性别”和“民族”,系数的大小没有变化,标准差略有增大但仍然非常显著。方程(3)进一步控制了目的地城市的类型,交互项系数略有提高,为0.084,标准差没有变化。窗格A右边报告了非独生子女父代和子代的迁移状况,模型设定与独生子女样本一致。从双差分结果看出,城镇更大龄的父代同样有向城镇迁移的优势,比农村父代超出5.3个百分点,统计上也非常显著。从系数大小看,相当于独生子女样本的2/3。

表2的窗格B报告了城市样本的估计结果。独生子女政策干预下的父母交互项系数提高到0.099 - 0.104,统计上高度显著(见左半部分);未受到独生子女政策干预的父母交互项系数与所有样本一致,介于0.051 - 0.052之间,统计上也高度显著(见右半部分)。

从表2的估计结果可得出如下判断:城镇独生子女的父代在此期间向其他城市(镇)迁移的速度显著加快,但非独生子女父代的迁移速度也同样在加快,只是不如独生子女的父代快。如果把非独生子女的父代迁移状况视为一个证伪检验,是一个不完美但符合需要的结果:在

数量上低于独生子女的父代。<sup>①</sup>

表2 目的地迁移者

变 量	独生子女组			非独生子女组		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
窗格 A						
父代	.130 (.004)	.129 (.004)	.123 (.004)	.172 (.006)	.172 (.006)	.171 (.006)
年份	.169 (.003)	.170 (.003)	.158 (.003)	.156 (.003)	.155 (.003)	.148 (.003)
父代 × 年份	.078 (.006)	.078 (.007)	.084 (.006)	.053 (.010)	.053 (.010)	.053 (.009)
观测值	181511	181511	181511	137515	137515	137515
窗格 B						
父代 × 年份	.100 (.007)	.099 (.007)	.104 (.007)	.051 (.011)	.052 (.011)	.052 (.011)
观测值	140269	140269	140269	106407	106407	106407

注：(1)左边窗格为独生子女及其父母样本，右边窗格为非独生子女及其父母。这里的父代(1)和子代(0)以出生队列来定义，不随调查时间而改变。窗格 B 为剔除镇样本后的城市样本，出于简洁只报告了交互项系数。(2)括号内为稳健标准差。(3)被解释变量为“城镇迁移者，1；农村迁移者，0。”以出生队列衡量。

识别策略 2：由于生命周期影响市场参与，本文所观测的出生队列处在生命周期剧烈变动阶段(45 岁以后)。表 2 的检验结果不够满意，可能是受到生命周期变化干扰的结果，为了控制这个干扰，接着用年龄组来定义独生子女及其父母。2005 年的 23 - 27 岁年龄组为独生子女，51 - 57 岁年龄组为独生子女的父代；在 2000 年数据中，选择“23 - 27 岁”和“51 - 57 岁”年龄组，分别作为 2005 年两组人口的“干预前参照组”。非独生子女的父代和子代以 2005 年的“59 - 63

① 1970 - 1978 年，政府执行“晚稀少”政策，显著减少了城镇家庭的子女数量，两个孩子的家庭数量增加。相对于独生子女父母来说，最缺少迁移激励的是多子女的父母，两个子女的父母(近似于参照组 1942 - 1946 年出生队列)迁移可能性虽然低于独生子女父母，但肯定会高于多子女的父母。

岁”和“31 - 35 岁”来定义,2000 年的同样年龄组作为相应的“干预前参照组”。

仍然采用(1)式作为识别方程,结果报告在表 3 中(窗格 A 和 B 口径同表 2)。城镇独生子女的父代,在此期间向其他城市(镇)迁移的态势在加快,交互项系数为 0.058 - 0.06 且高度显著。然而,非独生子女人口组的交互项系数为负值(-0.009),接近于 0 且统计上不显著(见窗格 A)。当仅仅观察城市样本时,独生子女政策干预组的交互项系数略微上升到 0.06 - 0.062,统计上仍高度显著;非独生子女群组的系数下降到 -0.022 至 -0.023,在 95% 水平上显著(见窗格 B)。可以说,使用年龄组来识别时呈现出完美的结果:城镇独生子女的父代向其他城镇迁移在加速,显著不同于非独生子女父代的表现。

### (三)一个扩展性检验

在 1990 - 2000 年期间,独生子女样本在 1990 年还没有进入市场,在 2000 年只有约一半人开始进入市场,独生子女的父母则大多未退休,可以推断,独生子女的父母随子女迁移的激励较小。相对于 2000 - 2005 年,这是“安慰剂干预期”(placebo treatment period)。这一时期的存在为我们提供了另一个证伪检验机会:独生子女进入劳动力和迁移较少,独生子女的父母尚未退休,因此,相对于非独生子女父母,独生子女的父母在此期间不会有更快的迁移速度。将 2000 年的 18 - 22 岁年龄组视为“独生子女”,1990 年的 18 - 22 岁年龄组视为“人为的独生子女”(干预前参照组);依此思路,将 2000 年的 26 - 30 岁视为“非独生子女”,则 1990 年的 26 - 30 岁为“人为的非独生子女”。将 2000 年的 46 - 52 岁视为“独生子女父母”,54 - 58 岁视为“非独生子女父母”,则 1990 年数据中的年龄组分别就是“人为的独生子女父母”和“人为的非独生子女父母”。结果报告在表 3 的窗格 C(所有样本)和窗格 D(城市样本)中。<sup>①</sup>

与 2000 - 2005 年样本的回归结果完全相反(见表 3 窗格 c),城

<sup>①</sup> 在双差分框架下,利用“基期 - 报告期”以前的观测数据,与“基期”数据混合以构建证伪检验是一个标准策略。参见迪那多和李“4.1.1. 评估”(DiNardo & Lee, 2011)。内森·南和钱楠筠在评估马铃薯对人口和城市化的影响时也采用了这个识别策略(Nunn & Qian, 2011)。

镇独生子女的父代在 1990 - 2000 年期间向其他城镇迁移速度为负值,交互项系数介于 -0.014 和 -0.018 之间,在 95% 水平上统计显著;非独生子女父母的迁移速度反而显著为正,交互项系数介于 0.117 和 0.121 之间,在 99% 水平上显著。窗格 D 报告了 1990 - 2000 年城市样本的双差分交互项系数。与所有城镇样本的结果基本一致:独生子女父母的交互项系数为负值,但统计上不显著;非独生子女父母的交互项系数略为增大,介于 0.136 和 0.137 之间,统计上高度显著。

由前面的检验结果和经验事实可以判断:2000 - 2005 年期间发生的独生子女迁移和其父母迁移之间可以解释为因果关系。

表 3 目的地迁移者

变 量	独生子女组			非独生子女组		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
窗格 A						
父代	.150 (.005)	.149 (.005)	.147 (.005)	.234 (.007)	.234 (.007)	.233 (.006)
年份	.142 (.003)	.142 (.003)	.132 (.003)	.169 (.003)	.168 (.003)	.162 (.003)
父代 × 年份	.058 (.007)	.058 (.007)	.060 (.007)	-.009 (.010)	-.009 (.010)	-.009 (.010)
观测值	156703	156703	156703	109241	109241	109241
窗格 B						
父代 × 年份	.060 (.008)	.060 (.008)	.062 (.008)	-.023 (.011)	-.022 (.011)	-.022 (.011)
观测值	122264	122264	122264	85118	85118	85118
窗格 C						
父代 × 年份	-.015 (.007)	-.014 (.007)	-.018 (.007)	.117 (.011)	.117 (.011)	.121 (.010)
观测值	212037	212037	212037	121033	121033	121033
窗格 D						

续表 3

变量	独生子女组			非独生子女组		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
父代 × 年份	-.011 (.008)	-.010 (.008)	-.013 (.008)	.136 (.012)	.136 (.012)	.137 (.012)
观测值	157552	157552	157552	90223	90223	90223

注：(1)窗格 A 和 B 是 2000 - 2005 年样本；窗格 C 和 D 是 1990 - 2000 年样本。左半部分为独生子女及其父母样本，右半部分为非独生子女及其父母。窗格 A 和 B 的父代(1)和子代(0)以 2005 年的年龄组(“51 - 57 岁和 23 - 27 岁”为独生子女父代和子代；“59 - 63 岁和 31 - 35 岁”为非独生子女父代和子代)来定义。窗格 B 为剔除镇样本后的城市样本，简单起见，这里只报告了交互项系数。窗格 C 和 D 为 1990 - 2000 年样本，以年龄组来定义，子代为“18 - 22”岁(独生子女)和“26 - 30”岁(非独生子女)；父代为“46 - 52”岁(独生子女父母)和“54 - 58 岁”(非独生子女父母)。(2)括号内为稳健标准差。(3)被解释变量为“城镇迁移者，1；农村迁移者，0。”以年龄组来衡量。

虽然老年人向其他城镇迁移是个重要态势，但不同目的地城市对老年人迁移的吸引力是不同的，表 4 显示，大城市更吸引老年人迁移。沿着上述两个识别路径分别讨论：采取出生队列来定义独生子女时，50 万人以上大城市吸引其他城镇老年人交互项系数为 0.146，统计上高度显著；在 50 万人以下的中小城市内，这个系数迅速下降到 0.055，同样显著；然而，镇并不吸引独生子女的父代迁入，统计上不显著异于 0；15 个副省级城市和北京市的交互项系数分别为 0.172 和 0.219，是对独生子女父代最有吸引力的目的地；天津的系数为负但不显著；上海市为 0.117 且统计上显著。

各城市内，非独生子女的父代迁移状况接近于总样本结果：系数要小于独生子女的父代群体且标准差显著增大。尽管如此，在“大城市”、“副省级城市”，“北京市”和“上海市”仍有显著为正的系数。由这个结果能做出如下推论：大城市不仅吸引城镇独生子女的父母，也吸引年龄更大的城镇非独生子女的父母。

使用年龄组定义独生子女时，独生子女群组内双差分结果与理论预期一致，而且把不同城市规模对老年人的吸引力更准确地显示出来：北京市、副省级城市、大城市和小城市都有显著为正的系数，并依次递减，镇的系数不显著异于 0；但在这个分组下，天津市和上海市的系数都不显著异于 0(见表 4)。非独生子女群组内，所有城市内老年人迁移系数都不显著，这个结果与表 3 右边窗格结果一致。

结合上述不同独生子女分类和迁移结果,可以说得到了与预期一致的结果:大城市在吸引老年人迁移,尤其是独生子女的父母。天津市和上海市的估计结果不够稳健,似乎弱化了本文的研究结论,但从描述性统计结果可知,上海市一直有最多的外来老年人,2000年的基数太大使后来的增长速度不如其他大城市高。天津市作为一个老工业城市,自身就业压力较大,对外来大学毕业生吸引力小,对外来老年人同样缺少吸引力,尽管如此,其外来老年人数也不低于其他副省级城市,可以把天津市看作大都市中的一个异常值。

表4 不同城市内城镇老年人迁移(双差分交互项系数)

地区	按出生队列		按年龄组	
	独生子女	非独生子女	独生子女	非独生子女
大城市	.146 (.017) [25280]	.106 (.025) [20526]	.090 (.019) [22429]	.032 (.025) [16350]
中小城市	.055 (.013) [39187]	.006 (.017) [33249]	.036 (.013) [35477]	-.063 (.018) [27701]
镇	-.004 (.014) [41242]	.050 (.020) [31108]	.029 (.015) [34439]	.021 (.020) [24123]
15副省级	.172 (.014) [49915]	.081 (.022) [34272]	.112 (.015) [41788]	-.011 (.023) [25315]
北京	.219 (.027) [8315]	.122 (.045) [5472]	.195 (.033) [6722]	-.099 (.046) [4565]
天津	-.072 (.041) [4495]	-.013 (.068) [2870]	-.097 (.051) [4020]	-.072 (.080) [2641]
上海	.117 (.018) [13077]	.098 (.026) [10018]	-.011 (.020) [11828]	.039 (.029) [8546]

注:(1)2000-2005年样本(以下同)。(2)模型设定如表2、3的基础方程[1],这里报告不同城市内交互项“父代×年份”的系数和稳健标准差(圆括号内);方括号内为观测值。(3)被解释变量为“城镇迁移者,1;农村迁移者,0”。

#### 四、模型设定与回归结果

根据数据结构特征(出生队列具有时间序列的属性)和研究目的,本文的经验方程设定为三次差分线性方程:来自城乡的迁移者在目的地分布状况是方程的被解释变量;时间变化(2000-2005)(0-1)、两类人口群体(受独生子女政策干预群体与未受政策干预群体(0-1)、父代和子代(0-1)),以及上述3个变量之间的两次交互项和三次交互项,成为模型关注的主变量。基本的方程形式设定如下:

$$Y_i = D_i \gamma + T_i \delta + F_i \xi + D_i \cdot T_i \lambda + D_i \cdot F_i \beta + T_i \cdot F_i \rho + D_i \cdot T_i \cdot F_i \beta + X_i \eta + \varepsilon_i \quad (2)$$

$Y_i$  是被解释变量,取值1代表城镇迁移者,取值0代表农村迁移者。解释变量中, $D_i$  代表独生子女政策覆盖状况,取值为1代表受到独生子女政策干预(1978-1982年出生队列和1950-1954年出生队列),取值为0代表未受到独生子女政策干预(1970-1974年出生队列和1942-46年出生队列)。 $T_i$  代表着时间变化,在此为2000年和2005年(0,1),假定2000年为干预前,独生子女还没有大规模进入劳动力市场,2005年为干预后,独生子女开始进入劳动力市场。 $F_i$  代表父代或子代,取值为1代表父代,包括1942-1946年和1950-1954年出生队列;取值为0代表子代,包括1970-1974年和1978-1982年出生队列。 $\beta$  是本文关注的三次交互项系数,代表城镇独生子女的父代在此期间向目的地城市迁移的净增长状况。为兼顾对独生子女政策覆盖状况准确识别和控制生命周期对市场行为的影响,对“父代和子代”的定义分别以出生队列和年龄组来区分。 $X$  在此为控制性解释变量,包括性别、民族等个人因素和城市类型、城市人均GDP等宏观因素。被解释变量为二分变量,决定了模型设定形式为线性概率方程。

表5为采用“出生队列”区分独生子女时,三次差分的估计结果。双线左边窗格为城镇全样本估计结果,双线右边窗格为城市样本的估计结果。模型(1)是基础方程,只有3个自变量“父(子)代”、“(是否)独生子女”和“年份”,以及由此产生的两次和三次交互项;模型(2)控制了“性别”和“民族”;模型(3)又在(2)的基础上控制了“城市类型”;模型(4)在(3)的基础上控制了各个城市两个年份的人均GDP(对数值)。

显然,三次差分模型中最受关注的是三次交互项系数。在城镇全

样本的基础方程(1)里,交互项系数为 0.026,意味着来自其他城镇的独生子女父母迁往当前城镇的比例在此期间提高了 2.6 个百分点。控制了个人特征(2)和进一步控制城市类型(3)时,这个系数几乎没有变化,分别为 0.025 和 0.028;进一步控制了体现城市宏观经济环境的人均 GDP 后,三次交互项系数提高到 0.031(见表 5)。

由表 4 可知,人口规模更小的“镇”对其他城镇的老年人缺少吸引力,下面去掉目的地为“镇”的样本,专门考察城市对其他城镇的独生子女父母的吸引力。在表 5 右边窗格(双线右边)中,模型设定形式分别与(1)-(4)对应。基础方程(5)中三次交互项的系数提高到 0.049,扩展方程(6)和(7)几乎没有变化,分别为 0.047 和 0.048;增加了城市宏观经济特征后,系数不变,为 0.048。这些三次交互项系数意味着一个不容忽视的结果:在控制了各种因素后,目的地城市来自其他城镇的独生子女父母,比 2000 年净增了 4.7-4.9 个百分点。在所有样本和城市样本中,我们还在模型中控制了出生队列的固定效应,但三次交互项的系数和显著性没有变化。这意味着估计结果是相当稳健的。

表 6 为采用“年龄组”定义独生子女时的估计结果。黑线左边窗格为城镇全样本,双线右边窗格为城市样本。使用年龄组控制了生命周期的影响,对独生子女父母迁移能作更准确的估算。城镇全样本显示,在此期间,51-57 岁的城镇人口向其他城镇迁移的比例净增长了 6.7-7.7 个百分点;城市样本估计结果显示,目的地城市内来自其他城镇的 51-57 岁人口,净增了 8.3-8.9 个百分点。

表 5 城镇老年人迁移(按出生队列定义)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
父代	.172 (.006)	.172 (.006)	.171 (.006)	.157 (.006)	.200 (.007)	.200 (.007)	.197 (.007)	.183 (.007)
独生子女	-.023 (.002)	-.024 (.002)	-.022 (.002)	-.014 (.002)	-.012 (.002)	-.013 (.002)	-.013 (.002)	-.007 (.002)
年份	.156 (.003)	.156 (.003)	.150 (.003)	.168 (.003)	.174 (.004)	.174 (.004)	.171 (.004)	.188 (.004)
父代 × 独生 子女	-.043 (.007)	-.042 (.007)	-.047 (.007)	-.053 (.007)	-.069 (.008)	-.066 (.008)	-.068 (.008)	-.072 (.009)
父代 × 年份	.053 (.010)	.053 (.010)	.054 (.009)	.066 (.010)	.051 (.011)	.051 (.011)	.052 (.011)	.064 (.011)

续表 5

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
独生子女 × 年份	.014 (.004)	.014 (.004)	.009 (.004)	.005 (.004)	-.004 (.005)	-.003 (.005)	-.004 (.005)	-.006 (.005)
父代 × 独生子女 × 年份	.026 (.012)	.025 (.012)	.028 (.011)	.031 (.012)	.049 (.013)	.047 (.013)	.048 (.013)	.048 (.013)
性别	-	+	+	+	-	+	+	+
民族	-	+	+	+	-	+	+	+
城市类型	-	-	+	+	-	-	+	+
人均 GDP 对数值	-	-	-	+	-	-	-	+
观测值	319026	319026	319026	300799	246676	246676	246676	237666

注:(1)以出生队列来衡量独生子女政策的覆盖状况,在两个调查时间中出生队列不变。“父代”包括“1948-1954年”和“1942-1946年”出生队列,子代包括“1978-1982年”和“1970-1974年”出生队列。(2)“独生子女”政策覆盖了“1948-1954年”(父代)和“1978-1982年”(子代)出生队列,未覆盖“1942-1946年”(父代)和“1970-1974年”(子代)出生队列。(3)被解释变量为“城镇迁移者,1;农村迁移者,0”。

按照同样的年龄组划分和模型设定形式,我们采用 1990-2000 年样本做了三次差分估计,独生子女父母的三次交互项系数为 -0.13 左右且高度显著(见表 6)。这意味着,在独生子女没有进入劳动力市场时,独生子女父母迁移的速度反而显著低于更大龄的非独生子女父母。

结合前文看出,无论是用“出生队列”还是用“年龄组”来定义独生子女政策影响的人群,得到的估计结果都是稳健一致的:受独生子女政策干预的城镇父母,向其他城市迁移的比例在此期间显著增加。

那么,这些城镇老年人,他们到目的地城市来做什么呢?

表 6 城镇老年人迁移(按年龄定义)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
父代	.234 (.007)	.234 (.007)	.235 (.006)	.229 (.007)	.275 (.008)	.273 (.008)	.272 (.008)	.266 (.008)
独生子女	.017 (.002)	.016 (.002)	.019 (.002)	.027 (.002)	.021 (.003)	.020 (.003)	.021 (.003)	.029 (.003)
年份	.169 (.003)	.168 (.003)	.163 (.003)	.186 (.003)	.191 (.004)	.189 (.004)	.187 (.004)	.206 (.004)

续表6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
父代× 独生子女	-.085 (.008)	-.084 (.008)	-.088 (.008)	-.099 (.008)	-.103 (.009)	-.101 (.009)	-.103 (.009)	-.112 (.010)
父代×年份	-.009 (.010)	-.009 (.010)	-.010 (.010)	-.006 (.010)	-.023 (.011)	-.022 (.011)	-.023 (.011)	-.019 (.011)
独生子女× 年份	-.027 (.005)	-.026 (.005)	-.031 (.005)	-.036 (.005)	-.037 (.005)	-.036 (.005)	-.038 (.005)	-.042 (.005)
父代×独生 子女×年份	.068 (.012)	.067 (.012)	.069 (.012)	.077 (.012)	.083 (.014)	.083 (.014)	.084 (.014)	.089 (.014)
观测值	265944	265944	265944	249212	207382	207382	207382	199376

注:(1)这里以年龄来衡量独生子女政策的覆盖情况,在两个调查数据中同一个年龄的人,为不同的出生队列。以2005年数据中的“51-57岁”和“59-63岁”为父代,以“23-27岁”和“31-35岁”为子代;2000年数据中的相应年龄组分别是2005年的“干预前控制组”。“独生子女”政策覆盖了2005年的“51-57岁”(父代)和“23-27岁”(子代);未覆盖“59-63岁”(父代)和“31-35岁”(子代)。(2)控制变量与表5中的(1)-(8)列相同。(3)被解释变量为“城镇迁移者,1;农村迁移者,0”。

## 五、老年人迁移的目的

一些对北京市流动老年人的研究显示,2000年,外来老年人迁移目的是和子女团聚(孟向京等,2004),这些已退休老年人大多数有多个子女,其研究结论未必能解释今天独生子女父母的迁移目的。本文将独生子女父母和更大龄的非独生子女父母作为分析对象,比较迁移者和目的地城市(镇)本地老年人的生活状况的差异,以推断这些老年迁移者在目的地城市(镇)居留的时间。

本文的策略是观察城镇迁移者的两个特征:

1. 迁移者中退休者的比例及其变化。在2005年,“51-57岁”城镇迁移者中退休者的比例比2000年出现显著增加,从38%上升到41.3%,但在不同规模城市内分布不平衡:北京从43.9%上升到51.9%;上海从49.3%上升到52.1%;15个副省级城市从41.2%上升到44%,都高于全国平均水平。城市人口规模越小,退休者的比例越低。在60-69岁的城镇迁移者群体,也有同样变化趋势,2005年,北京、上海的退休者在90%

以上,天津从 60% 上升到 83%; 15 个副省级城市从 69.4% 上升到 79.1%。中小城市和镇的比例最低。

2. 迁移者家庭内关系的变化。观察老年迁移者在目的地家庭内的关系,以推断他们在城市居留的时间。迁移者如果仅仅为了帮助成年子女照顾孙辈,他们通常会与子女生活在一起,在户内通常是“父母/岳父母”、“祖父母/外祖父母”,而不是“户主或配偶”。这类迁移者在目的地可能是短期居留。周皓(2002)用 1995 年 1% 人口抽样调查数据研究北京市迁移者时发现,有少量来自其他省份的老年人,其在家庭内关系主要是“父母/岳父母”或“祖父母/外祖父母”。我们推断,那些以“户主/配偶”生活的老年迁移者没有与子女生活在一起,更可能是以养老为目的,且会长期居留。

在 51 - 57 岁年龄组的城镇迁移者中,以“户主或配偶”身份生活的比例由 2000 年的 69.2% 上升到 82.3%; 在中小型城市内,以“户主或配偶”身份生活的比例反而更高。观察一下各类城市发生的相对变化,北京市、15 个副省级城市和 50 万以上大城市发生的变化幅度更大。在 60 - 69 岁年龄组中,以“户主或配偶”身份生活的比例要低于 51 - 57 岁年龄组,在此期间从 60.3% 上升到 74%,同样是在中小城市和镇内,“户主或配偶”身份者的比例最高,但北京市和 15 个副省级城市有更显著的上升。

为了保持经验分析口径的一致性,回归分析仍将 59 - 63 岁年龄组视为独生子女父母的参照组。回归结果给出了同样的证据:独生子女父母以退休者身份在目的地生活的比例快速增加。结果见表 7。解释变量“城镇迁移者”的参照组为目的城市(镇)的“本地人”。

表 7 窗格 A 为所有城镇样本。左边的独生子女父母双差分结果显示,城镇迁移者以退休者身份生活的比例在此期间增加了 6.7% - 8.4%; 更大龄的非独生子女父母样本中,城镇迁移者中的“退休者”增加了 15% - 17.9%,估计结果在统计上非常显著。窗格 B 为城市样本。独生子女父母中的城镇迁移者以“退休者”身份生活的比例增加了 7.1% - 8.3%; 非独生子女父母中的城镇迁移者则增了 14.3% - 15.3%。

这意味着,无论是迁移者中的独生子女父母还是非独生子女父母,以退休者状态在目的地城市生活的比例在增加。从经验上可知,如果父母有独立的生活来源,可减少子女的开支和照料负担,更可能在高生活成本的目的地城市长期居留下去。

表 7 城镇迁移者的生活状况

变 量	独生子女父母(51 - 57 岁)				非独生子女父母(59 - 63 岁)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
窗格 A								
城镇迁移者	.104 (.007)	.107 (.007)	.068 (.007)	.059 (.007)	.115 (.009)	.112 (.009)	.059 (.009)	.050 (.010)
年份	-.051 (.002)	-.055 (.002)	-.042 (.002)	-.045 (.002)	-.109 (.003)	-.109 (.003)	-.084 (.003)	-.092 (.003)
城镇迁移者 × 年份	.084 (.009)	.086 (.009)	.067 (.009)	.074 (.009)	.179 (.013)	.177 (.013)	.150 (.013)	.150 (.013)
观测值	343890	343890	343890	317412	184683	184683	184683	169694
窗格 B								
城镇迁移者 × 年份	.071 (.010)	.074 (.010)	.075 (.010)	.083 (.010)	.144 (.014)	.143 (.014)	.144 (.014)	.153 (.014)
观测值	234440	234440	234440	223857	127700	127700	127700	121581

注:(1)城镇迁移者的参照组为城镇本地人。(2)控制变量与表5中的(1)-(8)相同。  
(3)被解释变量为“退休,1;其他,0”。

接着分析城镇迁移者中家庭内关系为“户主/配偶”在此期间的变化状况(见表8),解释变量同表7。窗格A报告了城镇所有样本的双差分估计结果。在独生子女父母样本中,相对于城镇本地人,城镇迁移者中的“户主/配偶”比例在此期间增长了11.9% - 12.4%;非独生子女父母样本中,相对于城镇本地人,城镇迁移者中的“户主/配偶”比例增长了12.7% - 13.5%。窗格B报告了城市样本的估计结果(交互项系数),独生子女父母样本中,城镇迁移者中的“户主/配偶”比例增长了12.4% - 13%;非独生子女父母样本中增长了13% - 13.8%。

可以看出,城市样本的结果接近于所有城镇样本,无论是独生子女父母还是更大龄的非独生子女父母,城镇迁移者中的“户主/配偶”比例都有非常显著的增长。

概言之,独生子女父母在目的地城市以“退休者”和“户主/配偶”身份生活的比例在提高;法定退休年龄以上的城镇迁移者,在目的地以“退休者”身份生活的比例更高,大城市其如此。在此可以对本研究的结论做个引申:随着独生子女父母全面进入退休年龄,目的地城市将会迎来

更多外来“退休者”以“户主/配偶”的身份生活。本文预期,他们到目的地是以长期养老为目的,其生活模式与本地“退休者”没有差异。老龄化的到来不仅会产生巨大的社会负担,而且越来越多地由(大)城市来承担。

表 8 城镇迁移者的生活状况

变 量	独生子女父母(51-57岁)				非独生子女父母(59-63岁)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
窗格 A								
城镇迁移者	-.242 (.007)	-.242 (.007)	-.236 (.007)	-.237 (.007)	-.275 (.009)	-.277 (.009)	-.282 (.009)	-.291 (.010)
年份	.006 (.001)	.007 (.001)	.006 (.001)	.007 (.001)	-.011 (.002)	-.011 (.002)	-.007 (.002)	-.008 (.002)
城镇迁移者× 年份	.124 (.008)	.124 (.008)	.119 (.008)	.121 (.008)	.135 (.012)	.134 (.012)	.127 (.012)	.132 (.013)
观测值	348908	348908	348908	322183	185523	185523	185523	170486
窗格 B								
城镇迁移者× 年份	.130 (.009)	.130 (.009)	.125 (.009)	.124 (.009)	.134 (.013)	.133 (.013)	.130 (.013)	.138 (.014)
观测值	238547	238547	238547	227862	128357	128357	128357	122222

注:(1)城镇迁移者的参照组为城镇本地人;控制变量与表5中的(1)-(8)列相同。  
(2)被解释变量为“1,户主/配偶;0,其他”。

## 六、结论与讨论

独生子女政策干预下出生的人口开始进入劳动力市场,其父母则开始进入法定退休年龄,独生子女因寻找工作向其他城市迁移的时候,也引致其父母随同迁移。大城市更吸引年轻劳动者,城镇老年人也有同样的迁移方向。这个独特的迁移特征是独生子女政策诱致的,但却不是政策设计者所希望的。本文分析显示,独生子女父母向大城市迁移不仅已发生且有加重的态势。他们在目的地城市以“退休者”身份生活,不与子女居住在一起,因此,他们来大城市更可能是以长期养老为目的。

独生子女的父母开始全面进入退休年龄,下一阶段会发生更大规

模以大城市为目的地的老年人迁移浪潮,随着劳动密集型产业向中西部转移,大城市内的年轻劳动力(农民工)可能会减少,社会资源的禀赋结构发生变化,服务价格上升,维持家庭养老模式的成本上升,转向社会化和集约化养老就会增加,这给公共政策带来了严峻挑战。

外来老年人的迁入无疑推动了养老模式的改变。然而,面对外来老年人迁入,很多城市政府对其当前影响和长期影响都缺少正确的判断。短期来看,这不仅会直接增加老年人口总量,也给公共物品的供给带来了沉重压力,尤其是那些与退休者相关的公共物品(Hurst,2007);一些研究老年人照料的经验分析发现,对老年人的照料会直接减少子女的劳动参与率和工作时间(蒋承、赵晓军,2009);家庭养老模式下,农村父母的健康状况则影响成年子女参与城镇劳动力市场(Giles & Mu,2007),从而减少城镇农民工的供给。从长期看,则影响城市工资和价格体系,提高家庭养老的成本,推动养老模式向集约化和规模化方向转变。

老龄化对社会经济的影响是多方面的,从政策干预的角度,无论是流入地还是流出地政府都要关注老年人迁移浪潮,从公共物品供给和产业结构调整等多个方面给出应对措施。现行城镇养老保险体系仍然是地区分割体制,户籍制度又加重了这种分割。独生子女的父母在目的地城市会因户籍制度的歧视而带来很多不便。独生子女父母随同子女迁移的方向很难在短期内扭转,中央政府要尽快打破目的地城市政府对非户籍迁移老年人的制度性歧视,让外来老年人也能得到相对公平的社会服务。从长期看,则要加强独生子女政策长期影响的研究,从制度上消除或减轻老年人迁移的障碍,另一方面,要尽快实现地区间、城市间公共服务的均等化,改善与养老有关的公共和私人服务体系,降低老年人迁移的激励,鼓励其在其工作生活的城市安度晚年。

从长期的视角来看,今天老年人扭曲的迁移方向是独生子女政策诱导出来的结果,为了有效应对老龄化挑战,不仅需要采取短期措施进行各种必要的干预,同样需要有长远的眼光,尽快推进体制改革,放开人口控制政策,缓解养老压力。这样的人口政策调整在短期不会产生效果,但对长期内缓解老龄化风险来说,却是必要的应对措施。

#### 参考文献:

蒋承、赵晓军,2009,《中国老年照料的机会成本研究》,《管理世界》第10期。

李承惠,2006,《近六成独生子女父母更愿意与子女共同生活度晚年——谈独生子女家庭面

- 临的养老困难及对策》,《数据》第8期。
- 龙书芹、风笑天,2007,《城市居民的养老意愿及其影响因素——对江苏四城市老年生活状况的调查分析》,《南京社会科学》第1期。
- 孟向京、姜向群、宋健、万红霞、陈艳、韩中华、何云燕,2004,《北京市流动老年人口特征及成因分析》,《人口研究》第6期。
- 王树新、张戈,2008,《我国城市第一代独生子女父母养老担心度研究》,《人口研究》第4期。
- 徐剑,2010,《中国人口政策效果分析》,吉林大学博士学位论文。
- 张望芝,2008,《城区老年人消费行为实证研究——以石家庄为例》,中国海洋大学硕士学位论文。
- 赵仲杰,2010,《北京城区独生子女家庭的养老问题研究——以北京市西城区、宣武区为例》,中央民族大学博士学位论文。
- 赵耀辉、徐建国,2001,《我国城镇养老保险体制改革中的激励机制问题》,《经济学季刊》第1卷第1期。
- 周皓,2002,《省际人口迁移中的老年人口》,《中国人口科学》第2期。
- Aguiar, Mark & Erik Hurst 2008, “Deconstructing Lifecycle Expenditure.” NBER. Working paper, 13893.
- Angrist, Joshua & Jorn-Steffen Pischke 2010, “The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con Out of Econometrics.” *The Journal of Economic Perspectives* 24(2).
- DiNardo, John & Davide S. Lee 20P1, “Program Evaluation and Research Designs.” In Orley Ashenfelter & David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*. North Holland: Elsevier.
- Duflo, Esther 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment.” *The American Economic Review* 91(4).
- Giles, John & Ren Mu 2007, “Elderly Parent Health and the Migration Decisions of Adult Children: Evidence from Rural China.” *Demography* 44(2).
- Hall, Kelly 2011, “Retirement Migration, The Other Story: Vulnerable, Older British Migrants in Spain.” (<http://www.social-policy.org.uk/lincoln2011/Hall%20K%20P2.pdf>)
- Hurst, Erik 2007, “Consumption in Retirement: Recent Developments.” Memo.
- Lin, Ge 1997, “Elderly Migration: Household versus Individual Approaches.” *The Journal of the RSAI* 76(3).
- Nunn, Nathan & Nancy Qian 2011, “The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment.” *The Quarterly Journal of Economics* 126.
- Qian, Nancy 2009, “Quantity-Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China.” NBER. Working paper 14973.
- Rogers, Andrei 1988, “Age Patterns of Elderly Migration: An International Comparison.” *Demography* 25(3).

作者单位:中国社会科学院人口与劳动经济研究所  
责任编辑:杨 可

likely to divorce. The findings from this research are consistent with studies conducted in other countries and suggest that children play an important role in stabilizing marriage and resolving contradictions in marriage. The authors also find that the positive effect of children on marital stability and the effect of children's gender are stronger in rural areas, which is probably due to the differences of modernization and cultural values between rural and urban areas. All these findings imply that the change of marriage values and the decline of fertility rate are two important factors contributing to the increase of divorce rates in recent years.

One-Child Policy and Elderly Migration ..... *Wu Yaowu* 49

**Abstract:** At the end of 1970s, the Chinese government enacted the one-child policy, which was strictly implemented in urban areas. Now, those children born under this policy begin to join the labor market, while their parents are retiring. In China's well-developed urban labor market, it's quite normal for the one-child generation, who has received good education with the expansion of China's higher education, to search for jobs in other cities, especially in the big ones. However, China's elderly care model largely remains unchanged, so parents intend to move to destination cities with their children, which illustrates a unique phenomenon of elderly migration in China: moving to big cities. This leads to the increasing number of elderly people in the destination cities and raises challenges to public facilities and services to the local communities.

Analysis of Timing and Risk Factors of Sexual Debut among Chinese Unmarried Youth: A social cost perspective .....  
..... *Guo Wei, Zheng Xiaoying & Wu Zheng* 74

**Abstract:** Based on the data from the National Youth Reproductive Health Survey in 2009, which examines the sexual behavior of over 22,000 unmarried youth aged 15 – 24 from mainland China, we use Kaplan-Meier method to estimate the gender-specific survival distribution of sexual debut across urban/rural status and regions. We also use Cox regression models to estimate the risk difference of the timing of sexual debut among Chinese youth in terms of the variables affecting youth's social cost and sex knowledge acquisition. The study shows that there are gender, urban/rural, and regional differences in the timing of sexual debut and the age-related prevalence of sexual experience. The results indicate that social cost variables including gender, community setting, and family structure, are significantly associated with the timing of sexual debut among Chinese youth; while only educational attainment of the variables affecting youth's sex knowledge acquisition is significantly associated with