

人口流迁

中国人口迁移的选择性： 基于五普数据的分析^{*}

唐家龙 马忠东

【内容摘要】人口迁移的选择性一直以来都是人口学家和经济学家关注的焦点。文章利用 2000 年中国人口普查微观数据,重点考察了 1990 年代后期在转型社会中中国人口迁移的选择性问题。研究表明,中国人口迁移具有较强的年龄选择性和教育选择性,但青年迁移者中,女性所占比例有所上升且呈现出高于男性迁移风险的态势。同时,户籍制度是影响迁移决策和决定迁移类型的重要因素。

关键词:人口迁移;选择性;临时迁移;户口迁移;中国;普查数据

【作者简介】唐家龙,南开大学劳动经济学专业博士研究生、天津市科学学研究所副研究员、总工程师;马忠东博士,香港科技大学社会科学部副教授,香港科技大学人口与社会分析中心主任。

1 研究背景

长期以来,人口迁移选择性都是人口学家和经济学家共同关注的焦点问题。人口迁移的选择性就是指迁移者区别于未迁移者的特征,通常是指人口学特征。在中国的开放发展过程中,经济转型和人口迁移共生的现象十分明显。在过去的几十年里,改革开放使中国的经济走上了快车道,人均 GDP 和人均收入水平屡创新高。与此同时,快速的经济增长使得区域经济差异扩大,人口迁移和流动的数量不断地攀升。例如,2000 年中国人口普查数据表明,跨县人口迁移数量已经从 1982 年的 700 万陡然上升到 2000 年的 7900 万(Liang & Ma, 2004)。

对于发展中国家而言,迁移能不能有效地消除或减小经济不平衡增长所带来的区域不平等和个人收入差距?能不能有效地促进劳动力资源的有效配置?国内外的学者对此予以了极大的关注。迁移选择性是这一问题的集中体现。这是因为迁移者的人口学特征决定了迁移能不能发挥上述作用,如果能发挥作用,能够在多大程度上有效的问题。

本文利用 2000 年第五次中国人口普查 0.95% 的微观数据,较系统地分析了 20 世纪 90 年代后期人口迁移的选择性,希望对迁移者的选择性特征有所揭示,从而为进一步探讨迁移的效率及其对迁出地和迁入地的社会经济环境影响提供基础性资料。

2 有关文献回顾

从微观层面来看,迁移选择性之所以重要,是因为它直接与个体的收入能力相关联,与迁移的决策行为相关联。微观经济学假定,迁移的目的是个人收益最大化,迁移决策本质上是对经济刺激的反应,是基于成本——收益计算的理性选择。例如,潜在的迁移者可以通过计算预期的收益净现值来计

^{*} 感谢香港研究资助局(项目 RGC6305.04H)及香港科技大学 NSC06/07. HSS01 基金对前期研究的支持,感谢香港科技大学吴小刚副教授的评论和周国伟博士的帮助,感谢国家统计局人口与就业司的支持以及《人口研究》编辑部匿名评审的修改意见。

算迁移的成本和收入(Borjas, 1990)。人们从工资率低的区域向工资率高的区域流动,对调节地区间劳动力资源配置起到了重要作用,也为抹平区域差异和个人收入差距起到重要的作用。

跨区域的人力资本流动不仅是对区域间总体工资水平差异的反应,也是对区域间人力资本回报差异的反应。这意味着,如果不同区域间教育的回报差异明显,将对具有不同教育水平的人的迁移行为产生较大的影响。在这一假定下,如果其它因素保持不变,能够提高在迁入地报酬水平和就业能力的个体特征会增加国际流动的可能性(Massey, et al., 1993)。因此,年青人和教育水平更高的个体将面临更高的迁移风险。

但劳动迁移的新经济学理论认为,家庭户才是分析的有效单位,迁移的目的不是为了收入最大化而是收入多样化(Stark, 1991)。当迁出地收入波动、资本市场有缺陷、农村保险市场缺位时,迁移是一种保证收入多元化的有效手段。例如,一个农户在种植庄稼上投入时间和金钱,期望能够在将来通过农产品来维持家庭的收入。然而,人为事件和自然事件可能减少收成甚至导致颗粒无收,使得家庭陷入收入或者生存用品不足的窘境(Massey, et al., 1993)。为了缓解这种风险,家庭会决定将富于竞争力的成员派到外地去,从而实现收入多元化,或者通过婚姻关系将风险分散。同时,家庭也会通过迁移来减轻他们在当地经济中的相对剥夺感(Stark, 1991)。相对剥夺理论同时也预期,处于当地社区收入流分布尾部的人迁移可能性较高,从而导致一个负的选择性。

与微观经济假设不同,二元劳动力市场理论认为迁移是需求驱动的结果。它认为,对迁移行为的分析应当结合经济结构的现实。发达工业社会为迁移者提供了工作机会,但二元的劳动力市场往往迫使迁移者只能进入低层次的职业类别中,这些职业对工作经验、技能和教育的要求几乎没有(Piore, 1979)。由于迁移者更多地只能进入低层次职业,这一理论预期的结果是,竞争力较弱者会发生迁移,从而形成负的迁移选择性。

迁移的选择性模式还会随着经济发展的阶段而不断变化。社会资本理论认为,重复的迁移(repeat migration)行为能够为迁移者构筑一个联系迁出地和迁入地的网络。这种人际关系网络,包括亲戚关系、朋友关系、同乡关系、同事关系等,可以为迁移者在目的地寻找工作起到降低成本和减少风险的作用,从而引发更多的迁移行为,使那些竞争能力不是很强的人也能够迁移,并最终导致迁移选择性弱化(Massey, et al., 1993)。

负选择性还可能由于累积因果(cumulative causation)过程而出现。Massey et al(1993)认为,迁移改变了迁出地在收入和土地分配、农业生产组织、迁移文化等方面的社会背景,改变了区域间的人力资本分布和社会分层,从而会形成负的选择性。首先,迁移行为提高了迁移者及其家庭在迁出地的社会经济地位,从而为留守者起到示范作用(Findley, 1987)。留守者感觉到相对剥夺,会出现通过迁移提升自身地位的想法,最终形成链式迁移(chain migration)。其次,迁移逐渐成为社会文化的一部分并融入到个人的价值体系中。因此,越来越多的迁移发生。第三,迁移带来的收入使得一些资本密集型的农业投资行为得以实现,将进一步的解放劳动力,或者迁移收入使得家庭成员有了额外收入而放弃了农业活动,从而使得当地经济恶化,引致更多的迁移(Massey, et al., 1994)。显然,这种情况下迁移的选择性将更加弱化。

在微观层次,实证研究通常关注迁移者的人口学特征,分析年龄、性别、婚姻状况、教育水平、职业和生命周期对迁移决策的影响。大量的研究文献表明,迁移倾向随着年龄的变化而变化,迁移峰值年龄出现在20~29岁这个年龄段。同时,男性比女性迁移风险高也是长期以来被大家公认的事实。但是,这并不必然意味着不同的时间和不同的地方,迁移的选择性会一成不变。

但是,这些理论预测在中国是否成立,一时还难有定论,因为中国的人口迁移不仅仅受到个体社会经济特征的影响,还受到户籍制度和市场转型的双重影响。首先,当前户籍制度的松动缓慢,这意

意味着迁移者融入迁入地的进程仍然迟滞。同期群替代会继续产生大量的临时性迁移。从这个角度来说,迁移还会具有较强的年龄选择性。其次,市场转型理论预测,人力资本的回报会随着社会主义国家转型的进程而增加(Nee, 1989)。随着转型推进,平等的社会分配制度将发生显著变化,人力资本的回报将建立在个人的生产率之上,而不再是平均分配。这种分配方式在中国的私营经济和外资公司中已经较为普遍。从而,转型社会中会逐渐形成对教育的递增回报模式,使得教育水平高的人群更加偏好迁移,引致趋强的正向选择性。

改革开放以来,迁移的选择性发生了明显的改变。中国早期的迁移主要由男性构成,但这种局面在 19 世纪 90 年代开始改变。近期的迁移者“更年青,性别比更平衡,教育水平更高”(Zhao, 2001)。Liang 和 Ma(2004)对 2000 年中国人口普查数据的描述性分析发现,跨县的户口迁移者呈现出正的选择性而跨县的临时性迁移则没有确定的模式。

由于 Liang 和 Ma(2004)已经对迁移的原因,如升学、打工等做了非常细致的分析,在此不再赘述,有兴趣的读者可以参阅他们的文章。很明显,迁移的原因和迁移的类型有着直接的关系。例如,升学通常会改变个人的户口,而打工者较多的是临时性居住地的改变。然而,为了从全局上了解中国人口迁移的选择性,本文后面并未对此做出区分,主要是针对影响迁移决策的年龄、性别、婚姻状况、受教育程度和户口类型、分省的迁移量进行描述性分析,然后建立多元统计模型,对中国在 20 世纪 90 年代后期人口迁移的选择性进行一个更加系统和完整的分析。

3 概念、方法与数据处理

本研究主要使用中国第五次人口普查 0.95% 的微观数据。迁移被定义为跨越了县级行政区划的居住地改变。因此,迁移成立的第一个条件是,在普查时点上被调查者发生了跨越县级行政区划的位移,在县内的居住地改变则不被认为是迁移。其第二个条件是户口登记地是否改变。被调查者要么将自己的户口登记地改变到了当前居住地,要么离开他/她的上一个居住地至少 6 个月以上。如果被调查者改变了户口登记地,而且户口登记地为另一个县级行政区,我们称之为户口迁移(permanent migration)。如果被调查者只是临时改变居住地,离开原居住地 6 个月以上但户口登记地没有发生改变,我们称之为临时迁移(temporary migration)。这种界定与 Ma 和 Liang(2004)的概念定义一致。

本文借鉴了 Ma 和 Liaw(1997)以及段成荣(2000)的数据处理方法对迁移数据进行了处理,但主要以 Ma 和 Liaw 的方法为蓝本,选取了 1998、1999、2000 年为研究年份,样本量扩大为原来的 3 倍。经过数据处理取得了迁移年龄、教育年限、原省居住地、城乡居住类型等的准确资料。这种方法可以准确地了解迁移行为发生时的个体特征,从而可以发现迁移与人生阶段如学校毕业、进入劳动力市场、婚姻等之间更加准确的关系。

尽管 2000 年中国的人口普查资料提供了从 1995 年 11 月 1 日到 2000 年 10 月 31 日期间的所有迁移人口信息,但本研究仅关注发生在 1998~2000 年期间的临时迁移和户口迁移行为,主要是基于以下两点考虑:第一,考虑到中国人口迁移同期群替代的效应,这样处理能够将不同年份间迁移者返回迁出地对分析的影响减弱,有利于控制年龄对迁移行为的影响。因为距离当前时间越远,临时迁移人口的数量也就越小。第二,同时,这种处理对户口迁移影响不大,因为户口迁移人口的数量在年际间的波动很小。

4 描述性分析

从 1995 年 11 月初到 2000 年 10 月底,共有 7900 万人口发生了跨县迁移,占总人口的 6.36%(Liang & Ma, 2004),远远高于 1990 年中国人口普查的数据。在本文的研究年份 1998~2000 年间,

关于这两种处理方法的特点、差异,笔者将另文阐释,有兴趣的读者可以来函索取有关内容。

跨省迁移量达到 6300 万,占到总迁移人口的 80%。从这个角度来说,选取这 3 年的迁移人口进行分析也是有较好的代表性的。下面主要对 1998~2000 年内发生的迁移行为在年龄、性别和教育水平、婚姻、迁移数量的分省分布等方面进行描述性分析。

4.1 年龄

人力资本理论预期,年青人可以通过迁移投资获得较长的收入流,因此他们在人生的转折点上迁移倾向较高。2000 年的普查数据证实了这一理论预期。如图 1 所示,婴幼儿的总迁移率相对较高,0 岁组的迁移率达到 1.28%左右,然后迁移率随年龄增加持续下降,直到 13 岁左右,即在小学毕业和升初中的转折点,迁移率下降到最低点,约 0.36%左右。然后,在短短几年内迁移率陡然上升,直到年龄段达到 18~20 岁左右,迁移率上升到峰值的 8.02%左右。这意味着 1 年中 100 个人就有 8 人发生了迁移。峰值以后的迁移率随年龄增长快速下降,直到 35 岁左右迁移水平才趋于平稳。

儿童迁移高峰主要是伴随着年青人的迁移峰值而出现,跟随他们的父母去新的工作环境,或者家庭人口数量增加导致他们改变了居住地。严善平(2004)认为,对年青人来说,他们大多在 15~34 岁这个年龄间开始加入劳动力大军,劳动参与率较高。对于 1995~2000 年 5 年间的分析表明,55.1%的迁移是劳动力迁移(经商、工作调动、工作分配);13.7%是学习或培训,7.3%是婚姻迁移(Liang & Ma, 2004)。

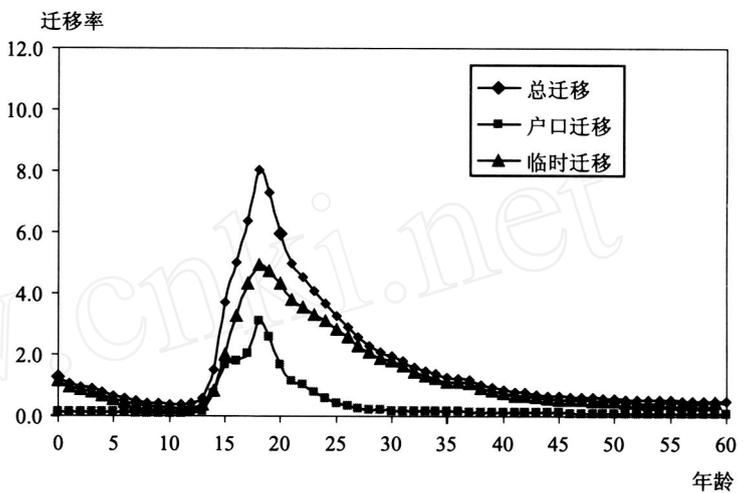


图 1 1998~2000 年中国人口分迁移性质的跨县迁移曲线
数据来源:根据第五次全国人口普查 0.95%微观数据资料整理。

临时迁移率在各个年龄都要高于户口迁移率。这说明,当地区收入差异较大时,不能实现户口迁移(通常是通过接受中高等教育和婚姻的方式)的人们更多地采用了自我救济——短期外出打工的方式。总体来看,临时迁移和户口迁移都遵循了生命周期理论的预期,迁移行为直接受到年龄的显著影响。

4.2 性别

分析表明,迁移的性别选择差异是相当明显的。男性的总迁移率为 1.74%,女性的总迁移率为 1.66%。总体来看,迁移者的性别比为 111 左右,未迁移者的性别比只有 107。

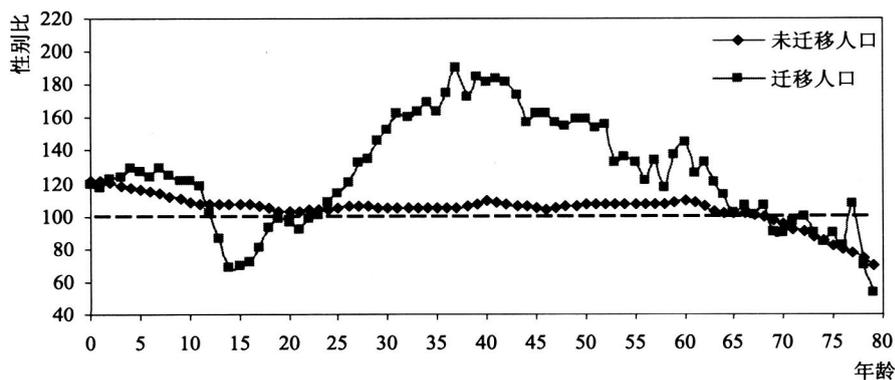


图 2 1998~2000 年中国人口跨县迁移的年龄别的性别比分析
数据来源:根据第五次全国人口普查 0.95%微观数据资料整理。

如图 2 所示,对于 13~23 岁的年轻人来说,女性的迁移者多于男性。但 23 岁以后,男性迁移者多于女性,这种情况一直持续到 60 岁左右。性别迁移模式充分反映了中国女性传统的婚姻家庭角色以及女性受教育程度低的特点。

4.3 受教育程度

受教育程度是迁移选择性的中心议题,因为教育水平通常作为人力资本和收入能力高低的表征。数据分析表明,年龄在 15~29 岁的迁移人口占到 1998~2000 年间总迁移人口的 65.8%。所以,下面将主要分析 15~29 岁人口迁移率与教育水平的关系。图 3 显示的是教育与迁移率的关系。

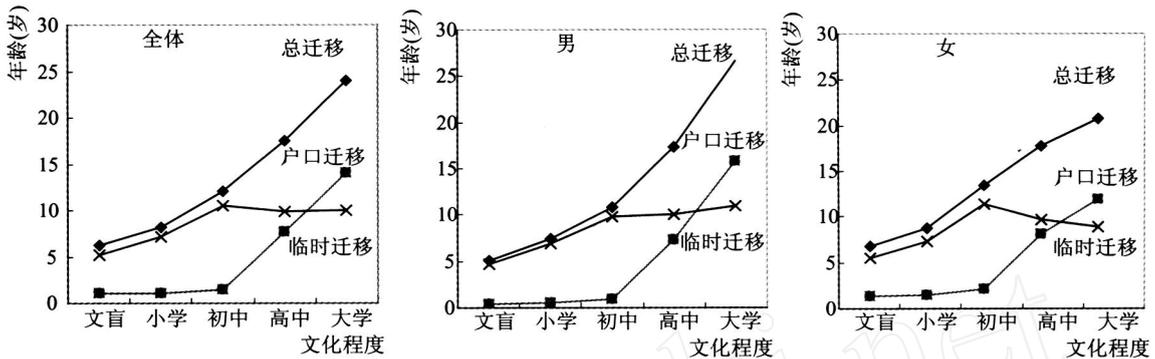


图 3 1998~2000 年中国 15~29 岁人口受教育程度的跨县迁移率分析
数据来源:根据第五次中国人口普查 0.95%微观数据资料整理。

表 1 1998~2000 年中国 14 岁及以上人口分婚姻状况的跨县迁移率

	总迁移率	户口迁移率	临时迁移率	迁移人数(1000)
全体人口				
总量	2.06	0.46	1.60	2767344
单身	5.29	1.53	3.76	550921
已婚	1.11	0.13	0.98	2167002
结婚当年	7.49	2.96	4.52	49421
男性				
单身	4.73	1.41	3.32	330967
已婚	1.26	0.12	1.14	1056682
结婚当年	3.97	0.78	3.19	24708
女性				
单身	6.14	1.71	4.42	219954
已婚	0.96	0.13	0.83	1110320
结婚当年	11.01	5.15	5.86	24713

数据来源:根据第五次中国人口普查 0.95%微观数据资料整理。

首先,中国人口迁移整体上显示出较强的正向选择性,教育水平越高,迁移率越高。如图所示,从文盲到大学,迁移率由 1.90% 陡升到 10.62%。其次,高中及以上人群的户口迁移率和临时迁移率都远高于其它人群,大学以上人群的户口迁移率比高中教育程度人群高得多,但中小学人群的户口迁移水平较低,且中小学间差别不大。第三,高中及以上人群的临时性迁移率与初中教育程度人群差不多。可见,受教育程度较高的人群不迁移则已,一旦迁移就选择就业、居住地变化——户口迁移。在中国,这些较高教育者通常都拥有城镇户口(有的出生时就是城镇户口,有的通过婚姻或接受正规的中高等教育取得了城市户口)。这也从侧面证实,受教育程度高的人群容易实现户口所在地或户口类型的改变(Wu and Treimen, 2004)。第四,教育选择性在男女之间没有呈现出显著的差别,但受过大

学教育以上的女性的临时迁移率与男性存在着细微的差别,她们选择临时迁移的风险较低。但这是对教育与迁移率高低之间关系分析的简单相关分析,这种关系是否成立还需要通过多元分析进行统计检验加以确定。

4.4 婚姻状况

总体来看,已婚人口迁移率较低,单身者迁移率较高。但当我们把结婚时间与迁移联系起来时,发现在结婚当年迁移的风险比单身迁移的风险还高。已婚者迁移率(不含结婚当年迁移)大致在 1.11%左右,单身的迁移率为 5.29%,而新婚当年的迁移率达到 7.49%。

单身女性迁移风险较高,可能是由于她们比同龄男性更早地进入劳动力大军。女方“嫁给”男方是中国的传统习俗,这对解释女性在结婚当年户口迁移率明显升高有着显著作用。婚后受到家庭角色的限制,迁移风险下降。这种角色限制,最大的体现就是她们成为了孩子的母亲(Roberts, 2003)。

4.5 户口类别

表 2 1998~2000 年中国 14 岁及以上人口分户口类别的跨县迁移率

	总迁移率	户口迁移率	临时迁移率	迁移人数(1000)
全体				
非农业户口	2.45	1.18	1.27	918354
农业户口	1.45	0.11	1.34	2783006
男性				
非农业户口	2.45	1.16	1.29	487612
农业户口	1.49	0.08	1.41	1419911
女性				
非农业户口	2.45	1.20	1.25	430743
农业户口	1.41	0.15	1.26	1363095

数据来源:根据第五次中国人口普查 0.95%微观数据资料整理。

如表 2 所示,农业人口的临时迁移率高于城镇人口。从数量上看,他们占总迁移人口的 60%。这可能是因为,对农村居民而言,平均的受教育水平要低于城市居民,同时在当地社会中工作机会不多,只好外出找工作。但囿于户口制度的阻碍,农村居民不能改变户口所在地;但对城市居民而言,城市的工作机会较多,有一定的社会福利保障,从而不太容易发生临时迁移。因此,尽管中国已经经历了 20 余年的改革开放,户籍身份仍然对农业人口和非农业人口的迁移行为有着较大的影响。城乡人口间户口的高度隔离限制了国内的户口迁移(Wu & Treimen, 2004),但这并不能妨碍农业人口的临时迁移。

同时,户口类别的差别对迁移的影响还存在着性别上的差异,尤其是农业人口的迁移风险在性别上有明显差异。可以看到,女性农业人口的户口迁移风险较高,男性的临时迁移风险较高,但非农业户口的男女迁移风险差异不大。

5 模型与结果

上述分析提供了中国人口迁移的简单概貌,下面通过多元统计模型来进一步确证这些分析在统计上的显著性。在研究中,我们将关注迁移选择性的一般模式,并将所有迁移区分为临时迁移和户口迁移,再利用二元或多分类的 Logistic 模型进行回归分析。

对于二元的迁移决策,对应于二元 Logistic 回归模型。对于区分为未迁移、临时迁移和户口迁移的多元分类,对应于多分类 Logistic 回归。二分类的 Logistic 回归已经为大家所详知,不再赘述。多

分类 Logistic 模型的特点在于,不需要对自变量做多元正态分布的假设,适用于分类反应变量的类别较多,且类别之间无序次关系时(王济川、郭志刚,2001)。对于有 $j = 1, 2, \dots, J$ 类的非序次反应变量,对于事件 ($Y = J$) 发生和事件 ($Y = 0$) 不发生的多分类 Logit 模型可以通过以下概率函数形式描述:

$$\text{Prob}(Y = J) = \frac{e^{\beta_j X}}{1 + \sum_{i=1}^J e^{\beta_i X}} \text{ 和 } \text{Prob}(Y = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^J e^{\beta_i X}}$$

X 在这里代表影响迁移选择行为的自变量矩阵,如年龄、性别等,表示自变量对因变量产生影响的参数估计,采取似然函数来获得。

通过线性变换,可以得到,

$$\text{logit}\left(\frac{p_j}{1 - p_j}\right) = \beta_j + X$$

其中, p_j 表示事件 J 发生的概率。 $\frac{p_j}{1 - p_j}$ 表示事件 $Y = J$ 发生的概率与事件 $Y = 0$ 不发生的概率之比。多分类 Logistic 回归的参数解释与二元 Logistic 回归相同(王济川、郭志刚,2001)。

5.1 模型变量说明

对二元 Logistic 模型,因变量设定为未迁移 = 0,迁移 = 1;对多分类 Logistic 模型,因变量设定,未迁移 = 0,户口性迁移 = 1,临时性迁移 = 2。关于自变量的说明如下:

年龄:分为 15~16 岁、17~19 岁、20~23 岁、24~29 岁 4 组。由于年龄在 15~29 岁间的年轻人体现了中国人口迁移风险的基本模式,我们将重点关注这个年龄段。15~16 岁差不多是初中毕业的年龄,17~19 岁正好是进入高中或加入劳动力市场的年龄,20~23 岁是女性平均结婚年龄附近的一个年龄段,24~29 岁通常是结婚后逐渐成熟的阶段。

性别:女性 = 1,男性 = 2。预期女性的迁移风险较高。但基于家庭角色理论,预期女性的迁移倾向在不同的年龄段也和男性有所不同,即年龄和性别对迁移倾向存在着交互作用。

少数民族变量:少数民族 = 1,汉族 = 0。

婚姻状况:如果在研究年份结婚,定义为结婚年。结婚年 = 2,单身 = 1,已婚 = 0。教育年限:按连续变量处理,设定文盲为 0 年,半文盲为 0.5 年,小学毕业为 6 年,初中毕业为 9 年,高中毕业为 12 年,技校毕业为 13 年,大专毕业为 13 年,大学毕业为 16 年,研究生为 19 年。对于那些在学或辍学的,教育年限按对应教育阶段学龄的一半计算。

户口:非农业户口 = 1,农业户口 = 0;

居住地类型:市 = 2,镇 = 1,县 = 0。

5.2 统计分析及解释

模型 1 采用的是二元 Logistic 回归,模型 2 采用的是多分类 Logistic 回归,两个模型不区分迁移的原因(经济原因、婚姻迁移、投亲靠友等),对所有的迁移者进行分析,以期从整体上了解中国人口迁移在个体层面的决定因素。利用统计分析软件包 SAS8.2 得出的统计分析结果如表 3 所示。对于 Logistic 回归,传统的确定系数 R^2 不能用于模型拟合优度的测量,McFadden(1974)提出了 Rho 方标准,作为 Logistic 回归模型拟合优度的测量,认为 Rho 方在 0.2 左右时模型对数据拟合不错。模型 1 和模型 2 的 Rho 方分别为 0.082 和 0.119,表明模型的拟合效果尚可。同时,所有的回归系数在统计水平 $\alpha = 0.01$ 或 0.001 下均显著,说明年龄、性别、教育等变量对迁移决策的影响在统计上是显著的。

教育选择性。根据模型 1 和模型 2 的估计结果,在其余条件不变的情形下,随着受教育年限的增加,男性的迁移风险呈现递增的趋势。对于女性的一般迁移和户口迁移风险而言,受教育年限越高,女性的迁移风险也呈递增趋势。因此,总的来看,男性和女性都表现出较强的教育选择性。但是,对于临时迁移而言,女性的迁移风险先随着受教育年限的增加而下降,在教育年限达到 6.6 年以后,迁

移风险开始递增。

其它选择性特征。少数民族人口的迁移风险低于汉族人口。相对于已婚者而言,单身者迁移风险较高,而在结婚当年发生迁移的风险要远高于已婚者和单身者。从户口和迁出地性质来看,非农业户口者的迁移风险较农业户口者低,但非农业户口者发生户口迁移的风险较高,农业户口者发生临时迁移的风险较高;居住在乡村者的迁移风险高于居住在城市的人,但低于居住在镇上的人。

表 3 1998~2000 年中国 15~29 岁青年人口迁移的 Logistic 回归分析

自变量	模型 1		模型 2	
	总迁移	户口迁移	临时迁移	
年龄(15~16 岁为参照组)				
17~19 岁	0.362 ***	0.875 ***	0.214 ***	
20~23 岁	-0.051 ***	-0.382 ***	0.067 ***	
24~29 岁	-0.243 ***	-1.334 ***	0.044 ***	
性别(男性为参照组)				
女性 × 年龄				
17~19 岁	-0.019 ***	-0.266 ***	0.055 ***	
20~23 岁	-0.009 **	0.109 ***	-0.052 ***	
24~29 岁	-0.067 ***	0.393 ***	-0.132 ***	
民族(汉族为参照组)				
受教育年限	0.040 ***	0.074 ***	0.028 ***	
受教育年限的平方	0.003 ***	0.006 ***	0.003 ***	
女性 × 受教育年限	-0.035 ***	-0.193 ***	-0.024 ***	
女性 × 受教育年限平方	0.000 **	0.003 ***	0.001 ***	
婚姻状况(已婚为参照组)				
单身	0.083 ***	-0.221 ***	0.225 ***	
结婚当年	0.497 ***	1.217 ***	0.265 ***	
户口类型(农业户口为参照组)				
居住地类型(乡为参照组)				
市	-0.209 ***	-0.369 ***	-0.195 ***	
镇	0.800 ***	0.460 ***	0.881 ***	
截距	-3.709 ***	-5.693 ***	-4.360 ***	
样本量	8679280			
Rho 方	0.082		0.119	

注释: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ (双尾检验)。

根据表 3,对女性临时迁移而言,考虑到交互项后,受教育年限对迁移决策的真实回归系数为 $-0.119 (= 0.074 - 0.193)$,其平方项的系数为 $0.009 (= 0.006 + 0.003)$,因此,二次曲线的对称轴正好是受教育年限为 $6.6 (= 0.119 / [2 \times 0.009])$ 左右。由于平方项的系数为正,一次项的系数为负,所以在对称轴的左边,迁移的风险随着受教育年限的增加而下降,在受教育年限大于 6.6 年(略高于小学毕业)后,迁移的风险随着受教育年限的增加而加速增加。但是,对男性的迁移或女性的户口迁移而言,对称轴所在位置为负,因此,对于受教育年限有限取值范围而言,我们观察到教育表现出递增的选择性,即受教育年限越高,迁移的风险越大。男性教育选择性递增的结论也可由此得出。

6 结论与讨论

作为社会转型过程中的中国人口迁移,是劳动力跨区域配置的重要途径。迁移人口较强的年龄和教育选择性以及逆向的性别选择性是迁移者个体特征、现行制度(尤其是户籍制度)和市场机制共同作用的结果,同时也是各种理论预期混合的产物。遗憾的是,我们没有办法对这种混合进行分离。

从年龄上看,中国人口迁移整体上显示出一种正的选择性,这从前述的迁移曲线分析和模型模拟结果都可以看出。但中国并没有出现墨西哥人往美国迁移过程中趋弱的年龄选择性。

从性别上看,迁移人口的性别比相对均衡,但分年龄的迁移风险差别明显。模型 1 和模型 2 表明,女性的迁移风险在各个年龄段均高于男性,低年龄组女性的迁移风险高于高年龄组的女性,且迁移风险随年龄先增加后减少。女性在 15~19 岁年龄段的迁移风险相对较高,进入 20 岁(法定的结婚年龄)后的迁移风险相对下降。这和墨西哥-美国的迁移中由于社会网络效应而发生的逐渐女性化的模式有着一致之处(Roberts, 2003)。可见,中国的性别迁移模式正发生着改变,全球化过程和制造业的国际转移也是影响迁移者的性别构成变化的原因(He & Gober, 2003)。在 1980 年代,女性很少外出打工,但当前各种制造业尤其是适宜于女性的轻工业得到了大力发展,使得大量女性加入到劳动力队伍中,从而使中国人口迁移在性别选择上表现为女性占优。

从教育来看,男性人口呈现出一种递增的迁移选择性。模型显示,以受教育年限为表征的人力资本积累水平对迁移决策有着显著影响。总体上,受教育年限越高越容易发生迁移,对户口迁移而言,教育年限的高低有着显著的作用,受过高中及以上教育的人更容易发生户口迁移。严善平(2004)认为,区域间机会差异有着重要的影响。这是由于受过较好教育的人,迁移距离和户口对迁移决策的约束性较弱。当区域人力资本回报差异越大和户口分割越大时,对教育投资的回报水平就越高,从而教育水平越高的人迁移的风险也越高,与市场转型理论的预期相一致。

非农业户口者发生户口迁移的风险较高,农业户口者发生临时迁移的风险较高。这一事实说明,户口状态作为一个人口学特征和制度因素,对人口迁移有着决定性的作用,它是影响迁移决策和迁移类型的重要因素。事实上,由于个人的户口状态直接影响着就业渠道、工作合同类型,农业人口通常不太可能得到长期合约,就业选择面通常较窄,工作职位也受到限制,工资收入也较低,有时连正常的工资待遇和基本的社会福利都不能得到保障。

参考文献:

- 1 Borjas, G J. .1990. Self - Selection and the Earnings of Immigrants: Reply. *The American Economic Review*, Vol. 80, pp305 - 308.
- 2 Findley. 1987. An Interactive Contextual Model of Migration in Ilocos Norte, the Philippines. *Demography*, Vol. 24, No. 2, pp163 - 190.
- 3 He, C. , and Gober, P. .2003. Sexing Interprovincial Migration in China. *The International Migration Review*, Vol. 37, No. 4, pp 1220 - 1251.
- 4 Liang, Z. , and Ma, Z.D. 2004. .China's Floating Population: New Evidence from the 2000 Census. *Population and development Review*, Vol 30, No. 3, pp467 - 478.
- 5 Ma, Z.D. , and Liaw, K.L. , 1997. Explaining Hierarchical and Interprovincial Migrations of Chinese Young Adults by Personal Factors and Place Attributes: A Nested Logit Analysis. *Mathematical Population Studies*, Vol. 6, No. 3, pp217 - 239.
- 6 Massey, D. S. , Arango, J. , Hugo, G. , Kouaouci, A. , Pellegrino, A. , Taylor, J. E. . 1994. An Evaluation of International Migration Theory: the North American Case. *Population and Development Review*, Vol. 20, No. 4, pp699 - 752.
- 7 Massey, D. S. , Arango, J. , Hugo, G. , Kouaouci, A. , Pellegrino, A. , Taylor, J. E. . 1993. Theories of International Migration: A Review and Appraisal. *Population and Development Review*, Vol. 19, No. 3, pp431 - 466.

- 8 McFadden, D. . 1974. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior , Frontiers in Econometrics , Zarembka P. (ed.) . New York : Academic Press , pp105 - 142.
- 9 Piore, M.J. . 1979. Birds of Passage: Migrant Labor in Industrial Societies. Cambridge: Cambridge University Press.
- 10 Roberts , K. . 2003. The Changing Profile of Chinese Labor Migration. (draft) paper presented at the Workshop on Population Changes in China at the Beginning of the 21st Century , Australian National University , Canberra , Australia , Dec. , 10 - 12 , 2003.
- 11 Stark , O. . 1991. The Migration of Labor. Cambridge , Basil Blackwell.
- 12 Nee , Victor. 1989. A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism. . American Sociological Review 45(5) , pp663 - 681.
- 13 Wu , X. G, and Treimen, D. . 2004. The Household Registration System and Social Stratification in China : 1955 - 1996" , Demography , Vol. 41 , No. 2 , pp363 - 384.
- 14 Zhao , Y. . 2001. The Role of Migrant Networks in Labor Migration : The Case of China. , paper presented at the International conference on Urbanization in China , Xiamen , June 26 - 28 , working paper , China Center for Economic Research , Beijing University.
- 15 段成荣. 影响我国省际人口迁移的个人特征分析——兼论“时间”因素在人口迁移研究中的重要性. 人口研究, 2000;4
- 16 马忠东,张为民,梁在,崔红艳. 劳动力流动:中国农村收入增长的新因素. 人口研究,2004;3
- 17 王济川,郭志刚. Logistic 回归——方法与应用,北京:高等教育出版社,2001
- 18 刘建波,王桂新,魏星. 基于嵌套 Logit 模型的中国省际人口二次迁移影响因素分析. 人口研究,2004;4
- 19 严善平. 地区间人口流动的年龄模型及选择性. 中国人口科学,2004;3

Migration Selectivity in China :An Analysis Based on the 2000 Census Data

Abstract : Selectivity of human migration has long been the focus of demographers and economists. This paper goes into detail on the migration selectivity of Chinese migration in the transitional era of late 1990s , using the 2000 Chinese population census micro data. It reveals that the young adults and the more educated dominate the migrations stream with a more balanced sex ratio for the 15 ~ 29 age group , whereas more females in their early twenties are on the move than males. Meanwhile , the household registration system is the major determinants for migration decision and type of migration.

Key Words : Human Migration , Selectivity , Temporary Migration , Permanent Migration

Authors : Tang Jialong is associate research fellow , PhD Candidate in labor economics , Nankai University , general engineer in Tianjin institute for science of sciences ; John Ma is associate professor , the Division of Social Science , Director of Population and Society Analysis Center , The Hong Kong University of Science and Technology.

(责任编辑:石玲 收稿时间:2007 - 04)