

流动经历对农民男孩偏好的影响

石人炳¹, 熊波²

(1. 华中科技大学社会学系, 武汉 430074; 2. 中南财经政法大学哲学院, 武汉 430073)

摘要: 以往关于迁移流动对出生孩子性别比或性别偏好的研究至少有两个不足: 一是很少将流动人口与原居住地非流动人口的生育行为和生育意愿进行比较; 二是只考察了迁移流动对性别偏好方向的影响而没有考虑性别偏好的强度。本文设计了测量男孩偏好强度的“男孩偏好强度指数”, 通过实地调查收集资料, 并运用多元回归分析对调查资料进行分析, 结果表明, 在控制了主要迁移选择性变量后, 流动经历能明显降低农村人口男孩偏好强度。研究结果支持“适应假说”。

关键词: 人口流动; 男孩偏好; 性别比

中图分类号: C921 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 04-0010-06

The Impacts of Migration on Son Preference

SHI Ren-bing¹, XIONG Bo²

(1. Department of Sociology at Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China; 2. Department of Philosophy, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: The previous studies on the impacts of migration on son preference have at least two deficiencies, one is that the authors didn't compare the fertility of migrants with that of non-migrants in the original area; the other is that the previous studies ignored the impacts of migration on the strength of son preference. In this paper, the authors designed an index to measure the strength of son preference. This study of 550 rural people demonstrates that people who have an experience of migration have less son preference than the non-migrant ones. The results support the adaptation/assimilation hypothesis.

Keywords: population migration; son preference; sex ratio

一、研究背景

迁移流动对生育行为的影响一直受到学者们的关注, 相关研究可以分为两大类: 一是迁移流动对生育数量的影响, 二是迁移流动对生育孩子性别结构的影响 (包括对性别偏好的影响)。比较而言,

收稿日期: 2011-02-22; 修订日期: 2011-05-23

作者简介: 石人炳 (1962-), 湖北天门人, 华中科技大学社会学系人口研究所教授, 博士。研究方向为人口社会学、社会政策。

前者的研究成果更加丰富,理论也更成熟。许多研究表明,人口从农村流迁到城市,或从发展中国家流迁到发达国家,其生育水平低于原居住地没有流动人口的生育水平^[1],而又明显高于流入地原居民的生育水平^[2]。对上述现象的解释主要有以下四种假说:一是中断假说(Disruption Hypothesis),认为迁移流动对生育行为产生影响的原因之一是迁移流动导致夫妇的分离,从而减少了夫妻的性交会^[3];二是选择假说(Selection Hypothesis),认为迁移流动者的生育水平所表现出的特点是由迁移的选择性所决定的^[4],即那些具有某些特征(包括年龄、受教育程度和生育水平等)的人更容易发生迁移行为;三是适应或融合假说(Adaptation/Assimilation Hypothesis),强调迁移流动目的地当前的社会经济状况和文化规范对迁移流动者生育行为的影响,并认为这种影响会胜过其原居住地的生育文化的影响^[5];四是社会化假说(Socialization Hypothesis),认为迁移流动没有影响生育率,因为在孩提时代,原居住地文化价值和规范要求是生育行为的主要的决定因素。在成长的过程中,人们所处的社会环境、家庭环境促使人们形成了特定的生育观念。即使人们离开原居住地,早期的生育观念仍然影响甚至决定着人们的生育行为。于是,第一代移民的生育行为将保持与原居住地居民相似^[6]。

与迁移流动对生育水平影响的研究相比,关于迁移流动对生育孩子性别结构或性别偏好影响的研究就要逊色得多。国外不多的研究一般得出如下结论:妇女从普遍存在男孩偏好的国家迁移到男孩偏好并不普遍的国家,她们生育孩子的性别比相对更高。阿尔蒙德(Almond)和艾德兰德(Edlund)运用美国人口普查资料比较了美国白人生育孩子性别比和来自中国、韩国、印度三个国家的妇女生育孩子的性别比^①,发现来自中国、韩国、印度三个国家的妇女生育所生的较高胎次的孩子性别比异常偏高,尤其是在已有孩子都是女孩的情况下^[7]。维拉波罗(Verropoulou)等根据希腊2006年的生育登记资料计算,亚洲移民生育孩子的性别比远高于希腊全国出生性别比,他们由此推测,亚洲移民的高出生性别比可能是性别选择性生育引起的^[8]。Almond等还研究了印度和中国移民在加拿大生育孩子的性别结构情况,也证明了迁出国男孩偏好文化对第一代移民存在影响^[9]。

与国外对移民生育孩子性别比的研究不同,国内的相关研究主要是探讨人口流动对性别偏好的影响。研究发现流动人口生育意愿的变迁呈现出“内部失调性”,即外出经历对意愿子女数的影响较大,但对意愿性别偏好影响很小^[10-11]。可见,国内外的研究结论基本是一致的,即人们的孩子性别偏好受原居住地文化影响深刻而且稳定,迁移流动对已经形成的孩子性别偏好没有影响。

上述研究对于我们全面认识迁移流动对人们生育的影响无疑具有重要的帮助。但不难发现,已有的研究存在两个主要的不足:第一,多数研究中样本取自流(迁)入地,没有合适的对比参照群^②。研究者们往往将流迁人口的生育状况或生育意愿与流入地人口进行比较,但二者原本就存在差异,不能很好地说明流迁究竟带来了什么影响或这种影响有多大。第二,已有的相关研究没有考虑性别偏好的强度。孩子性别偏好不仅有方向(如偏好男孩还是偏好女孩),而且有强度,只有性别偏好达到一定程度,人们才可能采取选择性生育的行动,从而导致人口学后果。但国内已有的研究一般是通过问卷调查的方式收集资料,问卷中也只是了解了性别偏好的方向,仅仅根据这样的数据分析迁移流动对人们性别偏好的影响是不够的。第三,国外的研究多关注移民生育孩子的性别比,即关注迁移流动对生育行为的影响,但这样的分析是有问题的,因为实际生育孩子的性别比受两个方面因素的影响,一是生育意愿或孩子性别偏好,二是生育性别选择技术的可及性。举例来说,如果有人口从男孩偏好较强的一国迁移到没有明显男孩偏好的另一国后,生育孩子的性别比降低了,我们不能判断这种变化究竟是迁移导致人们男孩偏好弱化的结果,还是两国生育选择技术“可及性”差异的结果。

本研究特别关注了上述三个方面。首先,我们的研究以农村没有流动迁移经历的农民作为对照组,将有流动经历的农民的男孩偏好强度与之进行比较。本文所用数据来自对同一地区的调查,这就避免了将流迁人口与目的地人口比较时不同地区的文化差异的影响。其次,我们的研究主要考察人口

① 这三个国家被认为是普遍存在男孩偏好的国家。

② 在这一方面,尤丹珍、郑真真2002年的研究已有很好的改进。

流迁对孩子性别偏好的影响，而不是比较对家庭孩子性别结构（或出生性别比）的影响，排除了生育性别选择技术“可及性”的地区差异的影响。第三，我们在研究中引入了“男孩偏好强度”的概念，在具体的分析中，我们将设计“性别偏好强度指数”，并根据调查数据计算每个调查对象的指数值，在控制年龄、性别、受教育程度、收入水平、职业性质等变量后，分析流迁对人们生育孩子的性别偏好的影响。这样不仅排除了迁移的“选择性”的作用，而且同时考虑了性别偏好的方向和强度。

二、数据来源与变量选择

1. 数据

本研究使用的数据资料是2010年5月华中科技大学人口研究所师生在出生性别比持续偏高现象较为严重的鄂东南地区两个市针对年龄在18~45岁农村居民的问卷调查资料^①，调查采取了结构式问卷调查。我们在这两个市中选取了6个乡镇（街道）的12个村（社区），调查对象是年龄在18~45岁的常住人口。共发放问卷580份，回收有效问卷550份，样本情况详见表1。

2. 变量选择

（1）依赖变量。我们认为，从大的方向看，孩子性别偏好可以分为“有性别偏好”和“无性别偏好”。其中“有性别偏好”又可分为“男女偏好”和“均衡偏好”，前者包括“男孩偏好”和“女孩偏好”两类。结合本文的核心，这里只讨论男孩偏好。

上述对性别偏好的分类可以看做是性别偏好的“方向”。如前所述，以往的相关研究多考虑迁移流动经历对性别偏好方向（主要是男孩偏好）是否产生影响，而忽视了对

男孩偏好强度变化的考察。为了克服以往相关研究的不足，本研究将特别关注流动经历对流动者男孩偏好强度的影响，即“男孩偏好强度”为本研究的依赖变量。

对男孩偏好强度的测量，国外有学者曾进行过探讨。一般来说，对孩子性别偏好的测量方法有两种：一是行为测量，二是态度测量^[12]。前者包括出生性别比的失衡状况和程度、分孩子性别的胎次递进比、婴儿死亡率的性别差异等；后者主要是父母意愿的孩子数量和性别结构、意愿的分性别胎次递进比等。上述两种方法各有优缺点^[13]。

考虑到我国计划生育政策对人们生育数量约束的实际以及本文研究的需要，我们不是直接借用国外学者的测量方法，而是专门设计了性别偏好强度指数。具体地说，我们通过如下方式计算孩子性别偏好得分：我们在问卷中设置了8个问题，每个问题有多个选项，对每个选项分别赋予不同的“男女偏好”分值（见表2）。其中，女孩偏好给负分，并且根据不同选项所反映的女孩偏好程度赋值从-1到-5不等。男孩偏好给正分，赋值与女孩偏好对应，不同选项赋值在1~5之间，0分为无男女偏好。根据受访者对8个问题的不同回答计算总的“男女偏好”的得分，“男女偏好”指数的值域在

表1 样本基本情况（N=550）

	类别	频数（人）	百分比（%）
性别	男	194	35.3
	女	356	64.7
年龄	18~24岁	62	11.3
	25~34岁	220	40.0
	35~45岁	268	48.7
受教育年限	0~8年	154	28.0
	9~11年	223	40.5
	12~15年	150	27.3
	16年及以上	23	4.2
户口性质	农业户口	372	67.6
	非农业户口	178	32.4
流动经历	有流动经历	157	28.5
	没有流动经历	393	71.5
户籍所在地	城市	125	22.7
	镇	102	18.5
	农村	323	58.8
婚姻状况	未婚	47	8.5
	初婚	485	88.2
	再婚	11	2.0
	离婚	7	1.3
收入水平	上等	2	0.4
	中上等	54	9.8
	中等	342	62.2
	中下等	108	19.6
	下等	44	8.0

① 本次调查中，湖北省人口和计划生育委员会宣教处李权林处长、岳勇副处长在调查选点和问卷设计等方面都给予了大力支持和帮助，在此表示感谢。

-26 ~ 26 分之间, 总分大于 0 则表明存在男孩偏好, 等于 0 则没有男女偏好 (可能是无性别偏好或存在均衡偏好), 小于 0 则存在女孩偏好。分值的绝对值越大, 表明性别偏好的强度越大。

(2) 解释变量与控制变量。本文的目的是考察流动经历对男孩偏好强度的影响, 故将“流动经历”作为解释变量。该变量是一个二分变量, 其取值为“有流动经历”和“无流动经历”。

已有的研究表明, 性别偏好受多种因素的影响, 包括居住地、收入水平和受教育程度等^[14], 故本研究中将上述变量作为控制变量。其中“户口所在地”分为城市、镇和农村; “受教育程度”在这里用受教育年限表示。根据以往的经验, 对收入水平确切值的调查存在一定的难度, 本次调查避开对“家庭人均年收入多少元”之类的问题的询问, 而是询问调查对象自我评价的收入水平在当地所处位置, 具体包括“上等”、“中上等”、“中等”、“中下等”和“下等”五类。此外, 考虑到个人的自然特征也可能影响其男孩偏好强度, 故文中还将“年龄”和“性别”作为控制变量。

表 2 性别偏好测量指标

问题	选项	男女偏好赋值
如果只允许生一孩, 希望孩子性别	1. 女孩	-1
	2. 无所谓	0
	3. 男孩	1
如果恰有 2 个小孩, 您希望孩子性别是什么?	1. 2 个女孩	-3
	2. 1 男 1 女	0
	3. 性别无所谓	0
	4. 2 个男孩	3
如果恰有 3 个小孩, 您希望孩子性别是什么?	1. 3 个女孩	-5
	2. 2 女 1 男	-1
	3. 性别无所谓	0
	4. 2 男 1 女	1
	5. 3 个男孩	5
如果目前没有孩子, 只能生 1 个, 您会如何选择?	1. 运用 B 超等技术保证生 1 个女孩	-3
	2. 希望生 1 个女孩, 但不用 B 超	-1
	3. 孩子性别无所谓	0
	4. 希望生 1 个男孩, 但不用 B 超	1
	5. 运用 B 超等技术保证生 1 个男孩	3
如果已有 1 个女孩, 允许再生 1 个, 您会如何选择?	1. 运用 B 超等技术保证生 1 个女孩	-5
	2. 希望生 1 个女孩, 但不用 B 超	-3
	3. 孩子性别无所谓	-1
	4. 希望生 1 个男孩, 但不用 B 超	1
	5. 运用 B 超等技术保证生 1 个男孩	3
	6. 不再生育	-1
如果已有 1 个男孩, 允许再生 1 个, 您会如何选择?	1. 运用 B 超等技术保证生 1 个女孩	-3
	2. 希望生 1 个女孩, 但不用 B 超	-1
	3. 孩子性别无所谓	1
	4. 希望生 1 个男孩, 但不用 B 超	3
	5. 运用 B 超等技术保证生 1 个男孩	5
	6. 不再生育	1
如果已有 1 个男孩 1 个女孩, 让您再生 1 个, 您会如何选择?	1. 运用 B 超等技术保证生 1 个女孩	-5
	2. 希望生 1 个女孩, 但不用 B 超	-3
	3. 孩子性别无所谓	0
	4. 希望生 1 个男孩, 但不用 B 超	3
	5. 运用 B 超等技术保证生 1 个男孩	5
	6. 不再生育	0
您认为理想孩子性别结构是什么?	1. 女孩多于男孩	-1
	2. 男孩女孩一样多	0
	3. 孩子性别无所谓	0
	4. 男孩多于女孩	1
值域		-26 ~ 26

三、数据分析与结论

1. 数据分析

我们首先根据问卷资料计算各样本的男女偏好指数。本研究主要关注男孩偏好, 故将具有女孩偏好和无男女偏好的样本的男孩偏好强度指数都取值为 0, 具有男孩偏好的样本其男孩偏好的得分就是其“男女偏好”的分值, 并将其视为定距变量。然后, 我们以男孩偏好强度指数值作为依赖变量, 将年龄、性别、受教育年限、收入水平、户籍所在地等作为控制变量, 以是否有外出务工经历作为解释变量, 用 SPSS 软件进行多元回归分析 (所有分类变量和定序变量进行虚拟变量处理), 结果见表 3。

计算结果表明, 在控制了年龄、性别、受教育年限、收入水平、户籍所在地等变量之后, 流动经历对男孩偏好的影响通过了显著性检验, 回归系数为负数, 说明有流动经历者的男孩偏好强度较没有流动经历者有明显降低。

2. 结论及解释

前面的分析表明，流动经历对农民男孩偏好的强度有明显影响，即流动经历降低了农民男孩偏好的强度。

借鉴前面关于迁移流动对生育数量影响的理论解释，从研究结果看，流动对农民男孩偏好的影响可以排除“选择假说”，因为本研究将主要的迁移选择性变量加以控制。同时，本文的研究结果也不赞成“社会化假说”，该观点认为人们早期生活环境中的生育文化对个人观念和态度的形成具有持续和稳定的影响，这种生育观念和态度一旦形成，即使个体迁居到新的社会和文化环境也难以使其发生改变。这种观点显然不能解释本研究的结论。本研究证实了“适应假说”，即流入地文化和个人“城市经历”对流动人口的生育观念具有再社会化的作用。

为什么流动经历对农民的性别偏好强度具有重要的影响作用？对这一问题的回答应该从影响人们男孩偏好的原因入手。以往的研究认为，导致人们男孩偏好的原因很多，其中最主要原因不外乎以下几个：首先，男孩偏好与“儿子传宗接代”的传统文化有关，“不孝有三，无后为大”的传统生育观在一些农村地区仍然盛行；其次，“养儿防老”是一些人强烈想要有儿子的内在动机之一；最后，农村的“宗族房头”观念、人多（这里是指男人多）势力大的观念也强化了男孩偏好^[15]。但与农村相比，城市居民大多不再有儿子传宗接代的思想，较为完善的养老保障体系也使他们不再将养老寄托在儿子身上，女儿对老人的体贴照料甚至强于儿子。较为完善的正式制度与正式组织以及高流动性也使得“宗族房头”观念在城市缺乏生存的土壤。所以，城市居民的男孩偏好已大为弱化，很多人已经没有性别偏好甚至一些人偏好女孩。当农村人口流动到城市，城市市民的生育观念以及全新的社会经济环境不能不对他们的生育观念产生影响，或者说对他们起到再社会化的作用，对他们早期社会化所形成的生育观念产生冲击和动摇，一定程度上淡化了他们的男孩偏好。当然，总体而言，如果期望再社会化的作用能够对早期社会化所形成的性别偏好观念产生颠覆性的影响还有待时日。

国内也有学者预言，社会结构（社会生活环境）的变动将从根本上解决农村的高出生率和性别偏好问题。认为只有将农民置于一个新的都市环境之中，使一部分农村人口转变为城镇人口，才能使他们认识到一个新的生活方式，进而使农民不必再固守于传统的生育模式，不再拘泥于孩子的性别^[16]。本文的研究结论一定程度上验证了上述观点。

值得一提的是，尽管本文的研究认为，流动经历可以一定程度上降低农民的男孩偏好，但我们并不否认，加强对流动人口的计划生育服务和管理是当前治理出生性别比偏高问题的重点。目前，在许多农村地区打击“两非”处于高压态势的情况下，不排除少数男孩偏好强烈的人以躲避管理偷生男孩为动机的流动。因此，我们认为，一方面，流动经历有利于农民男孩偏好强度的弱化；另一方面，在当前一些农民仍存在男孩偏好，其中部分甚至男孩偏好还很强烈的情况下，加强对流动人口的计划生育服务与管理，杜绝流动中的“两非”，仍是必要的和重要的。

四、讨论

在以往的研究中，无论国外学者对移民生育行为的观察，还是国内学者对流动人口生育意愿的考察，都认为迁移流动对人们生育孩子的性别结构和人们的孩子性别偏好没有明显影响。但本文的研究

表3 男孩偏好强度影响因素多元回归分析结果

变量	非标准化 回归系数	标准误	标准化 回归系数	显著 水平
常数项	1.295	0.959		0.177
性别（女）	0.334	0.291	0.049	0.251
年龄	0.068	0.020	0.149	0.001 **
受教育年限	-0.091	0.049	-0.097	0.050 *
户籍所在地（农村）				
城市	-1.384	0.410	-0.178	0.001 **
镇	-0.033	0.367	-0.004	0.929
流动经历（没有流动经历）	-0.354	0.305	-0.049	0.047 *
收入水平（下等）				
上等	-1.582	2.262	-0.029	0.485
中上等	1.089	0.644	0.100	0.091
中等	-0.449	0.505	-0.067	0.374
中下等	-0.477	0.562	-0.058	0.396

$R^2 = 0.101$, sig = 0.000, * 表示 $p < 0.05$, ** 表示 $p < 0.01$ 。

得出与上述研究相反的结论,原因何在?

笔者认为,两个主要原因导致这种研究结论的差异。首先,分析的参照群体不一样,以往的研究多将流动人口的行为和态度与流入地居民进行比较,而通过这种比较来说明流动经历对生育的影响是存在缺陷的。本文选择与流动人口有共同社会化经历的流出地人口作为参照群体,克服了以往研究的不足,同时也可能造成了结论的差异。其次,本文选取了“男孩偏好强度”作为依赖变量,而不仅仅是“是否有男孩偏好”(即性别偏好方向)。流动经历对性别偏好的方向没有显著影响,并不表明其对性别偏好强度没有显著影响。这也许是本研究结论的价值所在。

需要特别强调的是,本文所关注的“性别偏好”实际上是人们关于生育态度的内容之一。从实际操作来看,测量态度并不容易,这主要是因为态度作为一种内隐的心理准备状态,人们在表达态度的时候会受到许多因素的影响。例如,人们会判断,自己的态度如果表达出来,是否符合社会或他人的预期和要求,特别是能否符合社会的道德规范、法律和习俗等。因此,一些人在要求表达态度时,“会选择自我保护的策略”^[17]。在过去的十多年里,我国计生部门为遏制持续偏高的出生性别比开展了大量的工作,男孩偏好特别是B超选择性生育是与社会期望(准确地说是政府期望)相反的,故不排除一些被访者为了适应外界的压力而隐瞒自己的真实态度,甚至迎合社会期望的情况。在调查过程中,我们通过解释研究目的打消被访者顾虑和讲究提问技巧来尽量避免“自我保护策略”对数据质量的影响。同时要说明的是,由于测量态度时的“自我保护策略”可能同时出现在有流动经历者和没有流动经历者身上,这就一定程度上消解了其对本文研究结论的影响。

参考文献:

- [1] Brockenhoff, M. Migration and the Fertility Transition in African Cities [J]. //Richard E. Bilborrow ed. Migration, Urbanization, and Development: New Directions and Issues [M]. New York: United Nations Population Fund (UNFPA) and Kluwer Academic Publishers, 1998.
- [2] Kahn, J. R. Immigrant and Native Fertility during the 1980s: Adaptation and Expectations for the Future [J]. International Migration Review, 1994, 28.
- [3] Clifford, D. Spousal Separation, Selectivity and Contextual Effects: Exploring the Relationship between International Labour Migration and Fertility in Post-Soviet Tajikistan [J]. Demographic Research. 2009, 32.
- [4] Kulu, H. Migration and Fertility: Competing Hypotheses Re-examined [J]. European Journal of Population, 2005, (1).
- [5] Brockenhoff, M., X. Yang. Impact of Migration on Fertility in Sub-Saharan Africa [J]. Social- Biology, 1994, 1-2.
- [6] E. H. Stephen, F. D. Bean. Assimilation, Disruption and the Fertility of Mexican-Origin Women in the United States [J]. International Migration Review, 1992, (1).
- [7] D. Almond, L. Edlund. Son Biased Sex Ratios in the U.S. 2000 Census [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2008, 15.
- [8] G. Verropoulou, C. Tsimbos. Differentials in Sex Ratio at Birth among Natives and Immigrants in Greece: An Analysis Employing Nationwide Micro-data [J]. Journal of Biosocial Science, 2010, (3).
- [9] Almond, D., L. Edlund, K. Milligan. Son Preference and the Persistence of Culture: Evidence from Asian Immigrants to Canada [C]. Working Paper 15391, National Bureau of Economic Research, URL <http://www.nber.org/papers/w15391>, 2009.
- [10] 谢永飞, 刘衍军. 流动人口的生育意愿及其变迁——以广州市流动人口为例 [J]. 人口与经济, 2007, (1).
- [11] 尤丹珍, 郑真真. 农村外出妇女的生育意愿分析——安徽、四川的实证研究 [J]. 社会学研究, 2002, (6).
- [12] McClelland, G. E. Determining the Impact of Sex Preferences on Fertility: A Consideration of Parity Progression Ratio, Dominance, and Stopping Rule Measures. Demography, 1979, 16.
- [13] Widmer, K. R., G. H. McClelland, C. A. Nickerson. Determining the Impact of Sex Preferences on Fertility: A Demonstration Study [J]. Demography, 1981, (1).
- [14] 楚军红. 中国农村产前性别选择的决定因素分析 [J]. 中国人口科学, 2001, (1).
- [15] 严梅福, 石人炳. 中国农村婚嫁模式在生育率下降中的作用 [J]. 中国人口科学, 1996, (5).
- [16] 李银河. 生育与村落文化 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 1994: 58-94.
- [17] 杨宜音, 张曙光. 社会心理学 [M]. 北京: 首都经济贸易大学出版社, 2008: 76.

[责任编辑 方志]