

# 高等教育对独生子女和非独生子女 差异的影响分析

田 丰<sup>1</sup>, 刘雨龙<sup>2</sup>

(1. 中国社会科学院 社会学研究所, 北京 100732;  
2. 中国社会科学院研究生院 社会学系, 北京 102488)

**摘 要:** 本文使用 CSS 2011 年调查数据, 分析了独生子女和非独生子女接受高等教育的差异, 并进一步研究了高等教育对就业、婚姻和职业流动的影响。研究发现, 先赋因素如家庭背景对独生子女和非独生子女在接受高等教育机会上的差异有显著影响, 而是否接受高等教育对两类人群后续的生命事件具有决定性的影响。独生子女和非独生子女之间差异的消失或者缩小是由个人在关键生命事件中获得的后致因素所决定的, 考虑到生命事件的连续性和因果关系, 两类人群身上体现出后致因素替代先赋因素的规律。

**关键词:** 独生子女; 高等教育; 差异

**中图分类号:** C92-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2014) 05-0051-11

**DOI:** 10.3969/j.issn.1000-4149.2014.05.006

## The Impact of Higher Education on the Differentiation between the Only Child and Non-only Child

TIAN Feng<sup>1</sup>, LIU Yulong<sup>2</sup>

(1. Institute of Sociology, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;  
2. Sociology Department, Graduate School of Chinese Academy of Social  
Sciences, Beijing 102488, China)

**Abstract:** The study focused on the differentiation between the only child and non-only child in access to higher education, and also did research on the impact of higher education on employment, marriage and occupation mobility. The data was sourced from China Social Survey conducted in 2011. The results shows that ascribed factors such as family background have a significant impact on

收稿日期: 2014-02-28; 修订日期: 2014-06-10

基金项目: 国家社科基金项目“社会转型期职业分层研究”(12BSH074)。

作者简介: 田丰, 社会学博士, 中国社会科学院社会学研究所副研究员, 中国社会科学院国情调查与研究中心副秘书长; 刘雨龙, 中国社会科学院研究生院社会学系博士研究生。

opportunities to higher education. Higher education has a decisive impact on the subsequent life events of the two groups. Therefore, the study suggests that the impact on shrinkage of differentiation was due to the self-actualized factors, from personal critical life events. Taken the continuity and causality of life events into account, there is evidence to see that the self-actualized factors have taken place of the ascribed factors for the difference between the only child and non-only child.

**Keywords:** the only child; higher education; differentiation

## 一、研究背景

第一代出生于 20 世纪 70 年代末 80 年代初的独生子女,大多已经离开学校,步入社会,进入人力资本的增量期和结婚生育期<sup>[1]</sup>。有学者推算,至 2009 年,我国 0~18 岁独生子女总量大约在 1.1 亿人左右<sup>[2]</sup>,独生子女从一个被视为新现象的少数群体,已经过渡成为社会青年一代中的主流群体。从个人生命发展历程来看,随着独生子女步入成年,他们的教育状况、婚姻家庭、就业和职业流动状况都值得广泛关注。

中国独生子女研究自 20 世纪 80 年代初开始,已经持续了 30 余年之久。风笑天在其《中国独生子女研究:回顾与前瞻》一文中,对过往研究进行了总结,认为在独生子女话题上存在十个研究的主要议题,这些议题主要集中在独生子女进入成年之前<sup>[3]</sup>。从风笑天对这些议题的类型划分可以看到,独生子女研究的拓展是伴随着独生子女生命历程的推移而进行的,从儿童期为主的心理研究到青少年期之后的社会化研究,是我国独生子女研究的基本脉络。

无论是关注独生子女儿童时期的性格特点,还是关注独生子女的教育、家庭和事业,始终有一个争论的焦点,即独生子女与非独生子女是否存有差异。尽管风笑天总结独生子女和非独生子女在性格特征上大体呈现“年龄越小差异越大、年龄越大差异越小”的趋势<sup>[4]</sup>;但他也承认步入社会之后的独生子女与非独生子女仍存有差异。而从个体生命历程角度来看,独生子女和非独生子女之间在关键生命事件上体现出来的差异是最容易被发现和研究的,故而,本文试图在延续前人研究的成果之上,跟进独生子女和非独生子女在关键生命事件上体现出来的差异,特别是前一生命事件(如接受高等教育)对独生子女和非独生子女在后续生命事件中(就业、婚姻和职业流动)影响的差异,探究其背后的社会家庭影响因素和生命历程因果关系链,从而进一步推进独生子女相关领域的研究。

## 二、理论回顾和文献综述

西方家庭中只生一胎的现象并不普遍,独生子女难以形成主流群体,但他们仍然备受研究者关注,其研究核心问题与中国学者一样:独生子女和非独生子女之间是否存在差异?在西方语境下,one child 或者 single child 是夫妻双方自主意愿下所做出的生育选择,故而学者们对西方独生子女的研究侧重家庭内部策略的探讨,其中有代表性的是贝克尔的家庭生育理论,他把生育子女看做一种理性行为<sup>[5]</sup>。考虑到西方社会独生子女的产生完全是家庭内部决策的结果,这也决定了西方社会中的独生子女群体与我国由计划生育政策带来的独生子女群体所产生的社会背景截然不同,因而从社会结构层次对独生子女和非独生子女的差异进行探讨显然是必要的。

西方学者研究独生子女的主要方向是家庭影响,即从家庭子女数和出生序列的角度研究独生子女的心智及成就发展。其中,比较有代表性的是“家庭资源稀释理论”(Resource Dilution Hypothesis)和“汇流模型”(Confluence Model)。“家庭资源稀释理论”认为家庭中子女数量增多,则意味着每

一个孩子所获得的资源会减少, 父母难以给每个人同样的培育、照顾和金钱投入<sup>[6]</sup>。因此, 在只有一个孩子的家庭中, 独生子女受到父母的关注, 被寄予了更高的成就期望, 有着更多非独生子女难以比拟的资源。同样, 在“汇流模型”中, 扎琼克 (Zajonc) 和马库斯 (Markus) 认为儿童的智力成长和家庭背景存在这样的关系, 即子女的智力发育水平取决于家庭中其他成员智力的平均水平<sup>[7]</sup>。“家庭资源稀缺理论”和“汇流模型”都强调家庭背景对子女的影响, 两种理论都力图说明家庭规模的大小对子女在资源上的获得有重要作用。

在个体层面上, 西方学者早期对独生子女的研究主要集中于对独生子女心理特征的探讨, 独生子女被冠以诸如“以自我为中心, 依赖性强, 喜怒无常, 不合群……”等负面评价, 使社会大众对于这样的生育选择望而却步<sup>[8]</sup>。托尼·法布尔 (Toni Falbo) 和他的团队在长期的研究中, 通过数理统计、心理分析和计算机软件, 将独生子女和非独生子女进行参照实验和对比分析, 改变了对独生子女有失公正的看法, 他们总结成年后的独生子女和非独生子女在一般情况下并无显著性差异, 同时, 独生子女还在学习成就等方面具备更强的进取心<sup>[9]</sup>。针对独生子女成年后的状况, 托尼·法布尔又考察了在职业和经济上的成就表现, 他列出三种与成就有关的归纳资料: 已婚妇女就业经历、妻子和丈夫的职业性质、家庭收入的水平。研究认为, 除了在教育、结婚年龄等方面有差异之外, 独生子女和非独生子女几乎没有什么差别<sup>[10]</sup>。

中国的情况则截然不同, 中国独生子女的产生不仅仅是家庭内部策略的结果, 同时也是生育政策严格限制的结果, 且生育政策并非是整齐划一的, 而是依托于既存的社会结构, 即生育政策具有明显的城乡、地区差异<sup>[11]</sup>, 因而, 中国独生子女和非独生子女的差异比西方社会的情况更为复杂。有学者认为独生子女和非独生子女之间的差异本身涵盖了诸多的社会内容, 包括社会、家庭、个人等不同层面的因素都可能影响两者之间的差异<sup>[12]</sup>。

实际上, 近年来学者对独生子女生命历程中所有的关键生命事件, 例如升学、毕业、就业、结婚生育等展开了一些研究。大量的讨论集中在独生子女的婚姻家庭<sup>[13~16]</sup>, 以及和上一辈之间的代际关系上<sup>[17~20]</sup>。在关于独生子女教育获得的讨论中, 王晓焘通过 2007 年 12 个城市青年发展状况调查, 得出家庭规模对孩子教育获得存在负向影响的结论, 认为独生子女的教育获得普遍高于非独生子女<sup>[21]</sup>。肖富群则重点考察了农村青年独生子女的就业特征, 认为独生子女具备在教育获得方面的明显优势, 并强化了其就业优势<sup>[22]</sup>。在就业和职业适应上, 风笑天和王小璐认为独生子女和非独生子女之间不存在显著差异<sup>[23]</sup>。

可见, 现实中随着第一代独生子女步入成年期, 研究者们获得了研究独生子女和非独生子女在关键生命事件上差异的机会, 但学者们多受研究数据的限制, 较少关注前一关键生命事件对后续生命历程的影响, 从而未能实现全面地审视和比较独生子女群体与非独生子女群体当下发展状况和差异的研究目的。所谓关键生命事件对后续生命历程的影响就是, 将按照时间序列发生的关键生命事件视为连续因果链, 前一生命事件的结果会改变后续的生命历程。比如独生子女和非独生子女在家庭背景上的差异可能会影响他们在学业上的成就; 学业成就上的差异可能会影响他们的职业生涯; 家庭背景对职业生涯的影响可能消失, 也可能继续存在; 如果家庭背景影响会不断强化和扩大独生子女和非独生子女之间的差异, 那么家庭背景的影响就会转化为整个生命历程的影响。而本文恰恰希望在调查数据量化的基础上, 对独生子女和非独生子女在教育获得上的差异进行分析, 并进一步研究教育获得对就业、婚姻、职业流动的影响, 并检验生命历程中的因果关系链是否存在。

### 三、研究设计和数据来源

考虑到独生子女队列年龄的可观察性,本文按照生命历程的一般规律,选择独生子女接受高等教育、就业收入、婚姻和职业流动等关键生命事件作为分析对象,以检验社会结构、家庭背景和生命事件的影响。

在研究设计时,我们试图厘清社会家庭背景的决定作用和生命历程影响作用的不同。首先,为了区分独生子女和非独生子女所处的社会结构差异,我们选择独生子女出生时的户籍性质作为社会结构变量,即假定非农户籍和农业户籍能够代表人口所处社会位置和社会环境的不同。其次,我们选择父母的受教育程度作为家庭背景变量。事实上,父母受教育程度除了属于家庭变量之外,还包含了一些遗传禀赋的考虑,即假定一个人的受教育程度与其智力发展水平呈正相关关系时,父母的智力发展水平能够对子女的智力发展水平产生较大决定作用,且影响到子女的受教育程度。最后,我们试图检验前一关键生命事件对后续生命事件的影响,比如是否接受高等教育对婚姻、收入的影响,尤其是收入。因为根据西方国家发展的经验,随着高等教育的普及,社会趋于公平,高等教育普及往往被视为减少社会不平等的关键因素,但高等教育普及本身并不可能改变一个人在接受高等教育之前成长阶段的社会和家庭背景,也就是先赋因素,它改变的是一个人接受高等教育之后的生命历程,也就是后致因素。故而,可以认为是否接受高等教育本身是减少社会不平等的关键生命事件。就独生子女和非独生子女的差异而言,如果我们承认独生子女和非独生子女在社会和家庭背景上存在先赋差异,那么在接受过高等教育之后能否消除社会和家庭等环境的先赋差异,也是本文关注的要点之一。

本文的分析思路是:第一步分析独生子女和非独生子女在接受高等教育几率上的差异。考虑到在子女进入大学之前,其父母的受教育程度和家庭背景影响不可忽视,城乡教育水平的差异比较明显,因此,重点分析社会和家庭背景对独生子女和非独生子女在接受高等教育机会上的差异的影响。第二步分析独生子女和非独生子在初职收入和婚姻年龄分布上的差异。考虑到除了固有的社会和家庭背景外,教育状况也是影响收入和婚姻年龄差异的重要原因,因此,需要重点观察是否接受高等教育对独生子女和非独生子女收入和婚姻年龄差异的影响。第三步是分析独生子女和非独生子女就业后职业流动的状况。如果非独生子女在接受高等教育几率低的情况下,又无法实现向上的职业流动,那么势必会出现社会流动性的丧失,独生子女会进一步巩固之前获得的优势,导致社会结构的固化和新的不平等。

根据上述研究思路,我们提出以下四个假设。

假设 1: 家庭背景对独生子女和非独生子女是否接受高等教育有显著影响。

假设 2: 家庭背景和接受高等教育导致独生子女与非独生子女的职业收入差异。

假设 3: 接受高等教育对形成独生子女和非独生子女的结婚年龄差异有显著影响。

假设 4: 家庭背景和是否接受高等教育对独生子女和非独生子女向上职业流动有显著影响。

本文的数据来自中国社会科学院社会学研究所于 2011 年 7~11 月开展的第三次“中国社状况综合调查”(CSS 2011)。该调查在全国通过 PPS 抽样,覆盖了全国 28 个省、市、自治区的 100 个县(市、区)的 480 个村居,共入户访问了 7036 位年满 18 周岁及以上的城乡居民。为了重点检验当代独生子女与非独生子女在教育、职业收入和婚姻年龄上的差异,我们选择年龄处于 20~34 岁之间的被调查者,共计 1396 个有效样本,其中已婚的样本为 922 个。其样本特征分布见表 1。

表1 独生子女和非独生子女的样本特征

| 变量                     | 独生子女  |      |     | 非独生子女 |      |      |
|------------------------|-------|------|-----|-------|------|------|
|                        | 均值/比例 | 标准误  | 样本数 | 均值/比例 | 标准误  | 样本数  |
| 受教育年限（年）               | 13.77 | 0.16 | 314 | 10.97 | 0.11 | 1082 |
| 高等教育（接受过高等教育为1，没有为0）   | 0.62  | 0.03 | 314 | 0.26  | 0.01 | 1082 |
| 现在户口性质（非农户口为0，农业户口为1）  | 0.37  | 0.03 | 314 | 0.83  | 0.01 | 1082 |
| 出生时户口性质（非农户口为0，农业户口为1） | 0.22  | 0.02 | 314 | 0.62  | 0.01 | 1082 |
| 结婚年龄（岁）                | 24.53 | 0.25 | 129 | 23.11 | 0.11 | 793  |
| 初职职业（%）                |       |      |     |       |      |      |
| 国家机关党群组织企业负责人          | 2.33  |      |     | 1.21  |      |      |
| 专业技术人员                 | 27.13 |      |     | 13.38 |      |      |
| 办事人员和有关人员              | 22.48 |      |     | 9.96  |      |      |
| 商业工作人员                 | 13.18 |      |     | 11.67 |      |      |
| 服务性工作人员                | 10.08 |      |     | 11.67 |      |      |
| 农林牧渔水利业生产人员            | 6.20  |      |     | 20.82 |      |      |
| 生产工人运输工人和有关人员          | 16.28 |      |     | 28.37 |      |      |
| 警察及军人                  | 1.16  |      |     | 2.21  |      |      |
| 不便分类人员                 | 1.16  |      |     | 0.70  |      |      |
| 终职职业（%）                |       |      |     |       |      |      |
| 国家机关党群组织企业负责人          | 6.23  |      |     | 3.72  |      |      |
| 专业技术人员                 | 28.40 |      |     | 12.47 |      |      |
| 办事人员和有关人员              | 22.18 |      |     | 10.76 |      |      |
| 商业工作人员                 | 14.01 |      |     | 19.11 |      |      |
| 服务性工作人员                | 10.12 |      |     | 13.28 |      |      |
| 农林牧渔水利业生产人员            | 5.45  |      |     | 17.00 |      |      |
| 生产工人运输工人和有关人员          | 11.67 |      |     | 22.13 |      |      |
| 警察及军人                  | 1.17  |      |     | 0.80  |      |      |
| 不便分类人员                 | 0.78  |      |     | 0.70  |      |      |

#### 四、分析结果

##### 1. 独生子女和非独生子女接受高等教育机会的差异分析

1999 年高等教育扩招以来，中国每年新录取大学生数量快速增加，从 1998 年的 108 万人增加到 2012 年的 685 万人，高等院校招生规模扩大了 6.3 倍；同时，高考录取率也提高了 2.2 倍。一般来说，高等教育毛入学率在 15% 以下时属于精英教育阶段，15% ~ 50% 时为高等教育大众化阶段，50% 以上时为高等教育普及化阶段。在部分地区，如北京、上海等地，高等教育的录取率超过了 90%，甚至有人认为未来中国高考录取率可能达到 100%，这意味着高等教育已进入普及化阶段。但在中国现行的教育体制下，城乡之间在教育水平上存在比较明显的差异，城镇地区独生子女比例高于农村地区，城镇地区家庭所能提供的教育资源和其他物质资源比农村地区丰富，加之城乡本身既有的人口素质差异，这些固有的社会环境差异造成独生子女与非独生子女在接受高等教育机会差异上的复杂性大为增加。本文在使用 Logit 模型分析独生子女和非独生子女在接受高等教育机会差异时以是否接受过高等教育为因变量，自变量包括年龄、性别、父亲和母亲的受教育年限、出生时的户籍性质等因素（见表 2 模型 A）。在模型 A 中，我们建立了 5 个子模型，主要结论如下。

（1）从模型 A（1）~ A（4），独生子女回归系数的显著性很强，说明与非独生子女相比，独生子女接受高等教育的可能性确实要更高；模型 A（5）中，加入了独生子女与出生时户籍的交互项，独生子女变量本身的显著性消失，交互项的显著性较强，虽然模型的整体解释力并没有产生较大变化，说明没有足够的理由在统计上认为模型 A（5）优于 A（4），但从现实情况来看，这一回归系数

表 2 独生子女与非独生子女在接受高等教育机会的 Logit 回归模型

| 变量                      | 模型 A (1)            | 模型 A (2)           | 模型 A (3)            | 模型 A (4)            | 模型 A (5)            |
|-------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 常数项                     | -1.02 ***<br>(0.07) | -0.95 **<br>(0.45) | -4.10 ***<br>(0.70) | -2.45 ***<br>(0.75) | -2.29 ***<br>(0.76) |
| 独生子女 (以非独生子女为参照组)       | 1.51 ***<br>(0.14)  | 1.50 ***<br>(0.14) | 0.95 ***<br>(0.18)  | 0.59 ***<br>(0.19)  | 0.22<br>(0.28)      |
| 年龄                      |                     | -0.00<br>(0.01)    | 0.04 **<br>(0.02)   | 0.02<br>(0.02)      | 0.02<br>(0.02)      |
| 女性 (以男性为参照组)            |                     | -0.02<br>(0.12)    | -0.02<br>(0.14)     | -0.07<br>(0.15)     | -0.06<br>(0.15)     |
| 父亲的受教育年限                |                     |                    | 0.14 ***<br>(0.05)  | 0.13 ***<br>(0.05)  | 0.13 ***<br>(0.05)  |
| 母亲的受教育年限                |                     |                    | 0.09<br>(0.06)      | 0.08<br>(0.06)      | 0.08<br>(0.06)      |
| 交互项 (父亲的受教育年限和母亲的受教育年限) |                     |                    | 0.01<br>(0.01)      | 0.00<br>(0.01)      | 0.01<br>(0.01)      |
| 出生时户口 (非农业户口为参照组)       |                     |                    |                     | -1.09 ***<br>(0.18) | -1.30 ***<br>(0.22) |
| 交互项 (出生时户口和独生子女)        |                     |                    |                     |                     | 0.64 *<br>(0.37)    |
| N                       | 1397                | 1397               | 1144                | 1144                | 1144                |
| pseudo R <sup>2</sup>   | 0.072               | 0.072              | 0.211               | 0.235               | 0.237               |
| ll_0                    | -898.82             | -898.82            | -752.62             | -752.62             | -752.62             |

注: \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*\*  $p < 0.001$ ; 括号内为标准误 (SE)。

的变化,说明独生子女与非独生子女在接受高等教育机会上的差异可能最主要体现在农村家庭的独生子女和非独生子女身上,而城镇家庭的独生子女和非独生子女在这方面则不是很明显。另外,从模型 A (1) 到模型 A (4),独生子女变量系数从 1.51 下降到 0.59,即独生子女接受高等教育的可能性在模型 A (1) 中是非独生子女的 4.5 倍,在模型 A (4) 中该数值已下降到 1.8 倍,这意味着独生子女和非独生子女在接受高等教育机会上的差异可能被新增的变量所解释,也意味着独生子女与非独生子女之间的差异本身包含了城乡、家庭等社会结构和社会环境因素。

(2) 从父亲受教育年限、母亲受教育年限及两者交互项的影响来看,父亲受教育年限的影响是显著的,其系数为 0.13,意味着父亲受教育年限每增加一年,子女接受高等教育的可能性增加 13%,而母亲受教育年限和交互项的影响不显著,其原因是父亲与母亲的受教育年限相关性超过 0.6,存在共线性的影响。

(3) 出生时户口性质的影响也比较显著。其实农业户口居民在教育质量和生活环境上明显不如非农户口,因而户籍性质差异背后隐藏着更多的教育和社会环境信息,其系数为 -1.09,意味着出生时为农业户口其接受高等教育的可能性仅为非农业户口者的 33.6%。

(4) 从模型 A (1) ~ A (5) 的依次变化来看,在加入年龄和性别变量后,独生子女变量的回归系数基本上没有变化,而加入父亲、母亲受教育程度及其交互项后,独生子女系数明显下降。再加入出生时户籍性质时,独生子女系数再次明显下降。说明与非独生子女相比,独生子女的优势是多种原因综合作用的结果,包括城乡差异、家庭背景,以及独生子女身份背后的其他因素。在加入出生时户籍与独生子女交互项的 A (5) 模型中,独生子女变量本身的显著性消失,而交互项较为显著,虽然模型整体上与 A (4) 的差异不大,却也给我们提供了另外一种理论上的解释,即接受高等教育机会的差异主要体现在农业户籍的独生子女和非独生子女身上。总的来看,不考虑其他变量的影响,假设 1 是成立的,但控制了其他因素后,假设 1 只在部分条件下成立,故而在不考虑社会结构性因素的

情况下，独生子女与非独生子女之间的差异往往被夸大。相较于城市家庭，长期处于城乡二元结构不均衡分配下的农村家庭，在资源上处于弱势地位。再加之如“家庭资源稀缺理论”中所说，子女数量增多，会减少父母对单个子女的投入，所以在独生子女与非独生子女之间会产生接受高等教育机会上的差异。这一点在家庭资源更为紧缺的农业户籍家庭中体现得更为明显。

## 2. 独生子女和非独生子女收入差异分析

根据之前的文献综述，独生子女和非独生子女在收入上的差异可以归结于两者所处的环境差异和个人关键生命事件差异的多重影响。从所处环境来看，我们强调家庭背景的影响，选择本人的户籍性质和独生子女的父亲是否接受过高等教育两个变量作为影响因素。从个人关键生命事件来看，我们选择独生子女是否接受过高等教育作为影响变量。是否接受过高等教育不仅仅是一个孤立的生命事件，它本身还和个体的人力资本有关，能够直接影响收入差异。除了上述因素外，在模型中还控制了性别和年龄因素，以收入的对数为因变量建立了模型 B 的 4 个子模型（见表 3）。

表 3 独生子女与非独生子女收入影响因素的线性回归模型

| 变量                         | 模型 B (1)            | 模型 B (2)             | 模型 B (3)             | 模型 B (4)             |
|----------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 常数项                        | 9.74 ****<br>(0.04) | 9.20 ****<br>(0.26)  | 8.89 ****<br>(0.26)  | 8.92 ****<br>(0.28)  |
| 独生子女（以非独生子女为参照组）           | 0.34 ****<br>(0.08) | 0.17 **<br>(0.08)    | 0.07<br>(0.08)       | 0.04<br>(0.09)       |
| 年龄                         |                     | 0.05 ****<br>(0.01)  | 0.06 ****<br>(0.01)  | 0.06 ****<br>(0.01)  |
| 女性（以男性为参照组）                |                     | -0.44 ****<br>(0.06) | -0.46 ****<br>(0.06) | -0.46 ****<br>(0.07) |
| 农业户口（以非农业户口为参照组）           |                     | -0.51 ****<br>(0.07) | -0.24 ***<br>(0.07)  | -0.24 ***<br>(0.08)  |
| 接受过高等教育（以没有接受过高等教育为参照组）    |                     |                      | 0.57 ****<br>(0.08)  | 0.54 ****<br>(0.09)  |
| 父亲接受高等教育（以父亲没有接受过高等教育为参照组） |                     |                      |                      | -0.30<br>(0.31)      |
| 交互项（本人和父亲接受高等教育）           |                     |                      |                      | 0.34<br>(0.34)       |
| N                          | 1136                | 1135                 | 1135                 | 983                  |
| R <sup>2</sup>             | 0.015               | 0.147                | 0.186                | 0.181                |

注：\*  $p < 0.10$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*\*\*  $p < 0.001$ ；括号内为标准误（SE）。

（1）在模型 B（1）和模型 B（2）中，独生子女对收入均有正面的影响，即独生子女的收入要高于非独生子女，但在模型 B（3）加入是否接受过高等教育变量后，独生子女影响的显著性消失，这意味着是否接受过高等教育是影响收入更为重要的变量，而收入差异可能只是独生子女与非独生子女之间接受高等教育机会差异的表象。

（2）在模型 B（4）中，加入了父亲是否接受过高等教育的变量，以及本人与父亲是否接受过高等教育的交互项，发现这两个变量均没有显著影响，故而，也可以认为模型 B（3）优于 B（4）。这说明，如果把父亲是否接受过高等教育作为家庭背景变量来看，在控制了本人是否接受过高等教育变量后，家庭背景的影响其实也不显著。这说明高等教育不仅削弱了独生子女和非独生子女之间的差异，也使得家庭背景的影响不显著，它发挥了推进社会公平的作用，也可以看做人生的新起点或转折点。

（3）年龄变量回归系数显著为正值，说明年龄越大收入越高，而本文分析的年龄跨度较短，并没有出现曲线变化的形式，故没有放入年龄的平方变量。女性的收入显著低于男性，农业户籍的收入

显著低于非农户籍。此外，我们还尝试放入独生子女与户籍性质的交互项，但发现变量影响不显著。

总的来看，在没有控制其他变量的情况下，独生子女的收入高于非独生子女的收入，但在控制其他变量，尤其是是否接受过高等教育变量后，两者之间在收入上的差异不显著。因此，假设 2 是不完全成立的，家庭背景对独生子女和非独生子女职业收入的差异没有显著影响，高等教育对收入有影响，同样也解释了独生子女与非独生子女之间的收入差距是由于高等教育机会差异造成的。

### 3. 独生子女和非独生子女婚姻事件分布概率的分析

在模型 B 中，我们验证了独生子女和非独生子女的差异会受到个人自身关键生命事件的影响，甚至这种影响能够抹去独生子女和非独生子女之间表象上的差异，或者说独生子女与非独生子女之间的差异可以解释为他们之前所处的社会家庭背景和曾经关键生命事件上的差异。为了进一步验证独生子女个体生命历程中前一生命事件对后续生命事件的影响，本文还使用生存分析的方法研究了他们在婚姻这一关键生命事件的分布概率差异。

从结婚年龄的分布概率来看（见图 1），独生子女和非独生子女均出现了一个显著上升的斜坡形态，说明从 20 岁前后开始到 30 岁前后，随着年龄的增加，独生子女和非独生子女结婚年龄的概率逐渐增加，到 30 岁前后达到顶峰，并开始下降。虽然两者在形态上较为相似，但也有显著的区别，图 1 中两条曲线完全是分离的，独生子女结婚年龄的概率分布与非独生子女不同，独生子女结婚年龄分布明显滞于非独生子女。

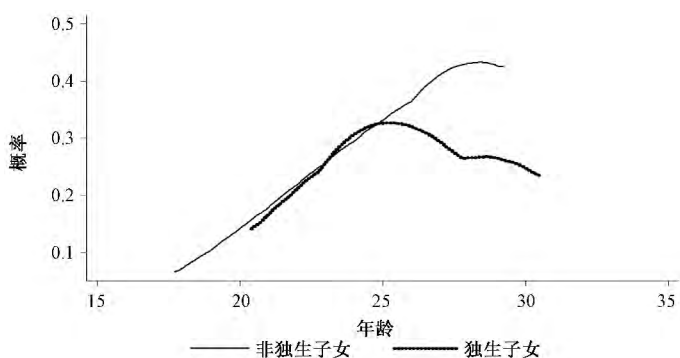


图 1 独生子女和非独生子女结婚年龄的概率分布

为了检验前一生命事件对后续生命事件的影响，我们加入了是否接受过高等教育的新变量，产生了 4 条不同的结婚年龄概率分布曲线（见图 2）。从图 2 中可以看到，接受过高等教育的独生子女和非独生子女，两者结婚年龄的概率分布曲线在 27 岁之前是接近重合的，在 27 岁之后，两者概率分布曲线交叉后分离，独生子女结婚概率要略高于非独生子女。而没有接受过高等教育的独生子女和非独生子女结婚概率曲线在 25 岁之前几乎是重叠的，之后两者出现分化，独生子女趋于缓慢下降，非独生子女仍然上升，到 30 岁前后达到峰值。图 2 关键之处在于，图 1 中两者的结婚概率曲线变化在图 2 中演变为接受过高等教育和没有接受过高等教育的结婚概率曲线变化，独生子女和非独生子女的结婚概率曲线差异在某种程度上或者某个阶段上被缩小了或者被抹去了。说明后致因素，即关键生命事件上的差异，可能是导致独生子女和非独生子女后续生命事件差异的主要原因。

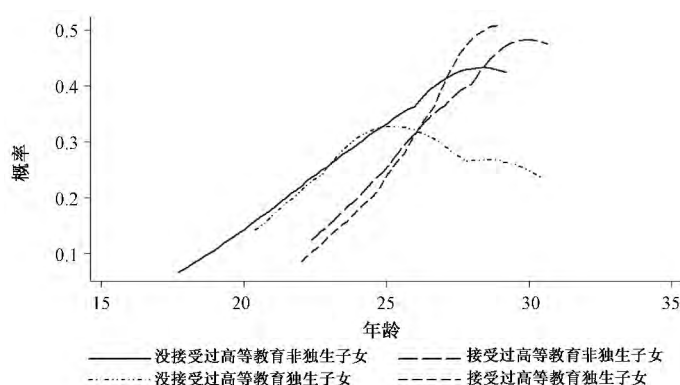


图 2 是否接受过高等教育的独生子女和非独生子女结婚年龄的概率分布

总的来看，在控制了是否接受过高等教育变量后，独生子女和非独生子女在结婚年龄概率分布上的差异转化为两者内部是否接受过高等教育的差异，在两个独生子女和非独生子女群体之间并没有明显的区别。因此，假设3是成立的，是否接受高等教育对结婚年龄有显著影响，甚至是决定性因素。

#### 4. 独生子女和非独生子女的向上职业流动分析

模型C分析的是独生子女和非独生子女的职业流动状况，由于大部分的独生子女和非独生子女均处于职业上升期，他们现在的职位与初职相比绝大多数处于持平或者上升的势头，因而本文只分析了独生子女和非独生子女向上职业流动和没有职业流动的比较（见表4）。

表4 独生子女与非独生子女职业向上流动的Logit回归模型

| 变量                         | 模型 C (1)             | 模型 C (2)             | 模型 C (3)           | 模型 C (4)           |
|----------------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| 常数项                        | -2.96 ****<br>(0.16) | -3.49 ****<br>(0.24) | -2.93 **<br>(1.38) | -3.24 **<br>(1.45) |
| 独生子女（以非独生子女为参照组）           | -0.34<br>(0.40)      | -0.78*<br>(0.41)     | -0.83*<br>(0.42)   | -0.94 **<br>(0.45) |
| 接受过高等教育（以没有接受过高等教育为参照组）    |                      | 1.29 ****<br>(0.32)  | 1.06 ***<br>(0.37) | 1.20 ***<br>(0.40) |
| 年龄                         |                      |                      | -0.01<br>(0.04)    | 0.01<br>(0.04)     |
| 女性（以男性为参照组）                |                      |                      | -0.07<br>(0.31)    | -0.08<br>(0.32)    |
| 农业户口（以非农户口为参照组）            |                      |                      | -0.38<br>(0.39)    | -0.44<br>(0.41)    |
| 父亲接受高等教育（以父亲没有接受过高等教育为参照组） |                      |                      |                    | -0.31<br>(0.64)    |
| N                          | 1018                 | 1018                 | 1017               | 885                |
| pseudo R <sup>2</sup>      | 0.002                | 0.047                | 0.046              | 0.060              |
| ll                         | -190.04              | -181.52              | -178.68            | -161.70            |

注：\*  $p < 0.10$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*\*\*  $p < 0.001$ ；括号内为标准误（SE）。

（1）与独生子女相比，非独生子女向上职业流动的可能性更大。在表4模型C（2）、C（3）和C（4）中，控制了是否接受过高等教育变量之后，是否为独生子女变量的回归系数为负值，意味着独生子女在初职之后职业向上流动的可能性比非独生子女要小，原因可能是非独生子女的初职层次相对较低，有比较大的上升空间；而独生子女之前就占据了相对较高的职业岗位，上升空间较小。这也说明尽管独生子女在初职就业中占据一定优势，但非独生子女的后天努力仍能缩小两者之间的差距。

（2）接受高等教育有助于向上的职业流动。无论是独生子女还是非独生子女，接受高等教育的女子女职业向上流动的可能性均大于没有接受高等教育者，这一分析结果与当前社会发展的趋势是一致的，即高等教育成为跨越职业门槛的敲门砖。

（3）社会结构和家庭背景的影响不显著。户口性质和父亲是否接受过高等教育对向上职业流动没有影响，这意味着先赋性的因素虽然可能影响独生子女和非独生子女的初职差异，但对他们的职业流动而言，影响是不显著的。

综合上述分析结果，假设4被证明是错误的，非独生子女向上职业流动的可能性要大于独生子女，高等教育在向上职业流动过程中发挥着积极的作用，而社会结构和家庭背景的影响消失，这意味着独生子女之前获得的优势并不能持续地保持，非独生子女的劣势却意味着更多的上升空间，而高等教育对提高社会流动性具有显著正向影响。

## 五、主要结论

以往的研究已经证明独生子女和非独生子女差异的形成原因是非常复杂的,包括社会结构、家庭背景和个人禀赋等因素。本文在考虑到上述影响因素之外,着重从个体生命历程角度来研究关键生命事件对独生子女和非独生子女差异的影响,力图从中探求其变化的真正原因。因此,本文从当代独生子女业已经历的关键生命事件中选择接受高等教育、职业收入、结婚年龄和职业流动作为研究内容,来检验社会结构、家庭背景和关键生命事件的不同影响。研究主要有以下三点发现。

第一,本研究在一定程度上验证了托尼·法布尔的研究结论<sup>[24]</sup>,独生子女和非独生子女在教育机会上存在差别;社会结构和家庭背景对独生子女和非独生子女在接受高等教育机会上的差异有显著影响。在没有控制其他变量的情况下,独生子女和非独生子女在接受高等教育机会上存在显著的差异,但在加入出生时户籍、父亲受教育年限等变量后,独生子女与非独生子女在接受高等教育机会上的差异缩小。特别是在加入出生时户籍与独生子女的交互项后,独生子女与非独生子女在接受高等教育机会上的总体性差异不再显著,而出生时为农业户籍的独生子女和非独生子女之间存在着显著差异,这说明独生子女和非独生子女在接受高等教育机会上的差异可以用其所处的社会结构变量和家庭背景变量加以解释。这一结论与“家庭资源稀缺理论”和“汇流模型”所强调的家庭背景对子女的影响的结论较为一致,与王晓燕在城市青年中的研究结论有所不同<sup>[25]</sup>。但总体上可以认为,独生子女和非独生子女在接受高等教育上的差异实际上是两个群体背后的家庭因素所决定的。

第二,高等教育对独生子女和非独生子女在就业收入和婚姻时间上具有决定性影响。托尼·法布尔发现了独生子女和非独生子女在教育和婚姻上的差异<sup>[26]</sup>,却没有进一步验证两个生命事件之间的关联。本文则进一步分析发现是否接受高等教育作为一个关键的生命事件对于独生子女和非独生子女后续的生命事件(结婚时间)具有显著的影响,甚至是决定性的影响。从独生子女和非独生子女的婚姻年龄概率分布来看,在控制了是否接受高等教育变量之后,独生子女与非独生子女之间的差异很大程度上转化为群体内部是否接受过高等教育的子群体之间的差异。从独生子女和非独生子女的收入差异来看,在控制了是否接受过高等教育变量之后,两者之间差异消失。故而,就造成独生子女和非独生子女之间差异的影响因素而言,高等教育比社会结构和家庭背景因素更能发挥重要的作用,这也意味着前一关键生命事件的状况能够直接影响到后一生命事件的结果,社会结构和家庭背景必须通过特定生命事件因果关系链才能对独生子女和非独生子女产生影响,这一点与肖富群关于农村青年独生子女的就业研究结论<sup>[27]</sup>也是较为一致的。

第三,本文研究发现,尽管独生子女在初次就业中占据了一定优势,但非独生子女向上职业流动的可能性更大,且无论是独生子女还是非独生子女,接受高等教育的子女职业向上流动的可能性均大于没有接受高等教育的子女。研究再次证明了独生子女和非独生子女进入劳动力市场,他们之间的差距并没有持续扩大,而是逐渐缩小。在向上的职业流动过程中,高等教育也扮演着重要的角色,接受高等教育意味着更多的向上流动机会。因此,独生子女和非独生子女之间的差异缩小一定程度上可以解释为劳动力市场对相似人力资本的价值界定是一致的,并不区分独生子女和非独生子女的差异,从而为非独生子女通过职业流动缩小与独生子女之间的差异提供了机会。

通过本文的分析,可以为社会结构、家庭背景与个体生命事件对独生子女和非独生子女差异的影响提出一种探索性的理论假说,即后致因素替代先赋因素的规律。即将独生子女和非独生子女差异的影响因素区分为先赋因素和后致因素。先赋因素与个人选择和成就无关,比如户籍性质、家庭背景,这些因素都是先赋的,并非是个人的选择的。后致因素则是与个人选择和成就有关,比如是否接受高等

教育等。在独生子女和非独生子女成长过程中,在经历某些关键生命事件(接受高等教育)之前,也就是他们没有取得任何后致因素之前,先赋因素如社会结构和家庭背景等的影响是显著的。在取得一定个人努力的成就之后,独生子女与非独生子女之间的差异更多地表现在他们各自生命历程所经历的不同关键生命事件结果的差异上,也就是由后致因素所决定。且随着生命历程的延续,在他们进入同一个劳动力市场后,独生子女和非独生子女标签下所隐藏的差异并没有影响劳动力市场对他们的估价,这意味着在独生子女和非独生子女未来的人生发展历程中,先赋因素的影响越来越小,而后致因素发挥的作用越来越大。故而,从生命历程的因果关系链来看,独生子女和非独生子女之间的差异在没有后致因素之前有先赋因素的影响存在,当他们经历过特定生命事件之后,后致因素取代先赋因素发挥决定性作用,这就是后致因素替代先赋因素的规律。

#### 参考文献:

- [1] 郝克明. 中国独生子女群体实证研究 [M]. 广州: 广东教育出版社, 2010.
- [2] 王广州. 中国独生子女总量结构及未来发展趋势估计 [J]. 人口研究, 2009, (1).
- [3] 风笑天. 中国独生子女研究: 回顾与前瞻 [J]. 江海学刊, 2002, (5).
- [4] 肖富群, 风笑天. 我国独生子女研究 30 年: 两种视角及其局限 [J]. 中州学刊, 2010, (4).
- [5] 贝克尔. 家庭论 [M]. 北京: 商务印书馆, 1998.
- [6] Schmeer, K. K. Changing Sibship Size and Educational Progress during Childhood: Evidence from the Philippines [J]. Journal of Marriage and Family, 2009, (7).
- [7] Zajonc, R. B., B. M. Gregory. Birth Order and Intellectual Development [J]. Psychological Review, 1975, (1).
- [8] 同 [1].
- [9] 托尼·法布尔. 独生子女与独生子女家庭 [M]. 昆明: 云南教育出版社, 2001.
- [10] 同 [9].
- [11] 郭志刚, 张二力, 顾宝昌, 王丰. 从政策生育率看中国生育政策的多样性 [J]. 人口研究, 2003, (5).
- [12] 同 [3].
- [13] 邵国平. 独生子女恋爱观及其行为调查与分析 [J]. 青年研究, 2010, (2).
- [14] 杜林, 风笑天. 婚恋观和恋爱现状——独生子女与非独生子女大学生的比较研究 [J]. 青年探索, 2006, (2).
- [15] 郝玉章. 青年独生子女择偶观念与行为的实证研究 [J]. 中国青年研究, 2008, (8).
- [16] 肖富群, 风笑天. 性别平等与生育选择——农村独生子女与非独生子女的比较研究 [J]. 中国青年研究, 2010, (7).
- [17] 风笑天. 在职青年与父母的关系: 独生与非独生子女的比较及相关因素分析 [J]. 江苏社会科学, 2007, (5).
- [18] 风笑天. 第一代独生子女父母的家庭结构: 全国五大城市的调查分析 [J]. 社会科学研究, 2009, (2).
- [19] 郝玉章. 独生子女结婚成家过程中父母的参与和影响 [J]. 广西民族大学学报(哲学社会科学版), 2011, (9).
- [20] 宋健, 黄菲. 中国第一代独生子女与其父母的代际互动——与非独生子女的比较研究 [J]. 人口研究, 2011, (3).
- [21] 王晓焘. 城市青年独生子女与非独生子女的教育获得 [J]. 广西民族大学学报(哲学社会科学版), 2011, (5).
- [22] 肖富群. 农村青年独生子女的就业特征——基于江苏、四川两省的调查数据 [J]. 中国青年研究, 2011, (12).
- [23] 风笑天, 王小璐. 城市青年的职业适应: 独生子女与非独生子女的比较研究 [J]. 江苏社会科学, 2003, (4).
- [24] 同 [9].
- [25] 同 [21].
- [26] 同 [9].
- [27] 同 [16].

[责任编辑 武 玉, 方 志]