

# 同胞数量、出生顺序与儿童的家庭教育投入

——基于 CFPS2018 数据的实证研究

刘书冰, 梁文艳, 杨靖

**[摘要]** 本文利用 2018 年中国家庭追踪调查数据库 (CFPS2018) 的义务教育阶段儿童样本, 考察了同胞数量、出生顺序和儿童所获得家庭教育投入间的关系。结果显示, 虽然在家庭教育的经济与非经济投入上存在同胞稀释效应, 但随着同胞数量的增加, 该效应总体呈现出边际递减的趋势。特别是在非经济投入的亲子监督指标上, 稀释效应遵循“阈值模式”, 即只有当同胞数量达到某特定值时, 稀释效应才会显现。此外, 在经济投入的基本性教育支出指标上, 同胞稀释效应在不同出生顺序样本上存在异质性, 即年长子女更加受到同胞稀释效应的影响。本文为同胞稀释效应相关研究贡献了最新的证据, 并从生育配套政策、公共教育政策以及家庭教育投入决策的视角给出了相关建议。

**[关键词]** 同胞数量; 出生顺序; 家庭教育投入; 资源稀释理论

## 一、引言

自 2015 年以来, 中国政府相继推行“单独二胎”、“全面二胎”和“三孩政策”以促进人口的均衡发展, 但出生率下降的趋势并未获得根本性改变。根据国家统计局的最新数据, 2022 年中国首次出现了人口内生性的负增长, 且

**[收稿日期]** 2023-03-07

**[基金项目]** 北京师范大学一流学科培优项目“高质量发展视角下的学校治理与改进数据库建设”(YLXKPY-ZYSB202207)。

**[作者简介]** 刘书冰, 北京师范大学教育学部, 电子邮箱地址: 202231010074@mail.bnu.edu.cn; 梁文艳(通讯作者), 北京师范大学教育学部/首都教育经济研究院, 电子邮箱地址: liangwenyan@bnu.edu.cn; 杨靖, 北京师范大学教育学部、四川省天全中学, 电子邮箱地址: 201523010066@mail.bnu.edu.cn。

2023年中国新生儿数量降至902万人,比上一年减少了54万人,再创历年新低<sup>①</sup>。究其原因,随着家庭的少子化和父母对子女发展的愈加重视,很多家庭出于对增加子女可能导致家庭教育投入稀释——即“数量与质量的权衡”(Quantity-quality Tradeoff)的担忧(风笑天和李芬,2016)而选择放弃生育更多孩子。此外,对家庭教育资源在不同出生顺序子女间可能存在的差别分配,以及因此可能引发的代内不公平问题,也进一步抑制了中国父母的生育意愿(郭筱琳和罗良,2019)。

尽管不少学者基于中国样本就同胞数量与家庭教育投入的关系开展研究,但该领域仍有很大的拓展空间。相关学者多基于生育政策松动前的样本开展分析(郭筱琳和罗良,2019;张月云和谢宇,2015;刘斌等,2018;陶东杰,2019),且对于家庭教育投入的同胞稀释效应的具体形式缺乏深入讨论。不仅如此,国内学者很少探讨上述同胞稀释效应是否在不同出生顺序样本上存在异质性。

基于此,为回应社会公众的生育焦虑,本研究基于2018年中国家庭追踪调查数据库(CFPS2018)中的义务教育阶段儿童样本,考察同胞数量对儿童所获得家庭教育投入的影响。相比已有研究,本文尝试在以下三个方面做出改进:第一,在考察同胞稀释效应大小的基础上,精细化地考察了同胞稀释效应的特定形式;第二,采用倾向得分匹配的方法进行稳健性检验,尽可能克服样本自选择偏误等问题;第三,构建相对出生顺序指数,估计同胞稀释效应在不同出生顺序样本上的异质性。

## 二、文献综述与研究假设

### (一)同胞数量对家庭教育投入的稀释效应

资源稀释理论认为同胞数量的增加会稀释每个子女获得的家庭资源,可能不利于子女的教育获得(Blake,1981)。已有研究发现,随着同胞数量的增加,个体在教育费用、教育存款、每月津贴和每星期营养食物支出等家庭经济投入,以及父母陪伴时间、家庭辅导时间和家校沟通等家庭非经济投入上的获得水平均会显著降低(Downey,1995;Hill and Stafford,1974;Steelman and Powell,1989;Wu,2016;郭筱琳和罗良,2019;张月云和谢

<sup>①</sup> 国家统计局:2023年我国全年出生人口902万人, <https://baijiahao.baidu.com/s? id=1788309078758470891&.wfr=spider&.for=pc>。

宇, 2015; 刘斌等, 2018; 陶东杰, 2019)。

进一步的, Blake(1981)提出, 同胞数量增加对个体所获得家庭教育投入的影响效应并不是线性的, 而是存在边际递减的特征。与之略有不同, 尽管 Downey(1995)同样承认稀释效应呈非线性的变化形式, 但认为在某些相对容易获取且面临资源约束性较小的投入维度, 可能表现为同胞数量达到某特定数值才会显示出稀释效应的“阈值”模式。Wu(2016)基于中国样本的研究证实了上述“阈值”模式: 同胞数量由 0 个增加到 1 个, 家庭教育经济支出就会显示出明显的稀释效应; 但对于父母监管这类非经济投入, 稀释效应在同胞数量达到 3 个及以上时才会出现。值得注意的是, 随着我国国民收入水平的快速提高, 家庭教育资源投入面临的约束程度很可能有所变化。此外, Wu(2016)是基于生育政策松动前出生的人口样本开展研究, 可能存在较强的源于生育决策的样本选择性偏误。基于此, 当下中国家庭教育投入同胞稀释效应的具体形式有待更加严谨的实证研究证据。

本研究将家庭教育投入划分为家庭经济投入和家庭非经济投入两个维度, 在考察同胞数量稀释效应大小的基础上, 进一步揭示同胞稀释效应在上述两个维度的具体形式。参考已有研究发现, 提出第一组和第二组研究假设:

$H_{1a}$ : 同胞稀释效应在家庭教育投入的经济投入维度存在。

$H_{1b}$ : 同胞稀释效应在家庭教育投入的非经济投入维度存在。

$H_{2a}$ : 家庭经济投入维度的同胞稀释效应随着同胞数量的增加呈边际递减模式。

$H_{2b}$ : 家庭非经济投入维度的同胞稀释效应符合“阈值模式”。

## (二)不同出生顺序上家庭教育投入的同胞稀释效应

传统的资源稀释理论并不关注家庭教育资源可能因出生顺序不同而存在的分配异质性(Chu et al., 2007; Yu and Su, 2006)。一些基于欧美样本的研究发现, 年长子女获得的经济投入、作业督导以及教育期望更多, 因而相对较少受到同胞稀释效应的影响(de Haan, 2010; Hotz and Pantano, 2015)。原因可能在于: 从生理发育的视角看, 在同一时点上, 年长子女在认知能力发展水平方面存在优势, 能够更有效地通过语言和情感互动表达自身需求, 进而在家庭资源竞争中占据有利地位(Aizer and Cunha, 2012)。从投资策略的视角看, 为保证所有孩子的终生收入最大化, 家长在对子女进行家庭教育投资时也可能采取“强化型投资策略”(Becker and Tomes, 1979), 即对年长子女投入更多教育资源。从养育模式的视角出发, 为了对年幼子女起到榜样作用, 父母会对年长子女给予更高的期望, 并在作业督导方面施加更

为严格的纪律和惩罚(Hotz and Pantano, 2015)。从社会文化的视角看,在一些长子享有优先继承权的西方国家,重视长子的风俗文化使得年长子女获得更多的家庭教育投入(Chaumont, 1987)。

近年来,个别中国学者关注到出生顺序与家庭教育资源投入的关系,但所得结论与西方文献并不一致。例如,郭筱琳和罗良(2019)发现,“老二”所获得的亲子沟通和共同活动都要多于“老大”,这意味着,年长子女更可能受到同胞稀释效应的影响。归纳相关文献,不一致的原因可能在于以下几个方面:首先,在投资策略方面,受“不患寡而患不均”的传统儒家思想影响,中国父母在对子女进行教育投资时,为了缩小代内间的人力资本发展差距,很可能采取“补偿型投资策略”(方超等, 2020),即在家庭教育资源分配过程中将资源向年幼子女倾斜。其次,在养育模式方面,“长兄如父”“长姐如母”的早熟型角色文化鼓励“老大”成为家庭责任的主要承担者,进而使得中国父母很可能通过给予年长子女更加自由的发展空间来培养其家庭责任感和独立自主性(郭筱琳和罗良, 2019)。最后,在社会文化方面,尽管长子继承制也曾在中国长期存在,但民间同时流行着“百姓爱么儿”这一传统观念,滋生着教育资源分配过程中的“爱幼”行为(张兆曙和戴思源, 2018)。以上研究结论暗示,家庭教育投入的同胞稀释效应对于不同排行的子女很可能存在异质性。

为了回应中国父母对于家庭教育资源可能在不同出生顺序子女间差别分配,进而滋生代内不公平的担忧,本文将更加深入和细致地考察不同出生顺序上家庭教育投入的同胞稀释效应。具体来看,遵循上述中文文献(郭筱琳和罗良, 2019; 张兆曙和戴思源, 2018)所得到的结论,本文推断年长子女更可能因为同胞稀释效应而受到负向影响,并据此提出第三组研究假设:

$H_{3a}$ : 在家庭经济投入维度,年长子女更可能受到同胞稀释效应。

$H_{3b}$ : 在家庭非经济投入维度,年长子女更可能受到同胞稀释效应。

### 三、数据、变量与模型设计

#### (一)数据

本文基于北京大学中国社会科学调查中心2018年开展的中国家庭追踪调查数据(CFPS2018)开展研究。<sup>①</sup>该数据库通过被访者、监护人以及访员观察

<sup>①</sup> CFPS2020采用电话采访的方式对部分被访者进行追踪调查,调查方式的局限性使得CFPS2020没有提供包括家庭关系的相关数据,因而我们无法确定家庭内部每一个体的同胞结构,所以,CFPS2018为中国家庭追踪调查数据库中能够支持本研究的最新数据库。

等多种渠道,收集家庭内的每一位个体在受教育过程中所获得的教育投入信息,为本文系统化、类型化地测量家庭教育投入提供了可能。基于该数据库建立的被访对象家庭关系信息,本文可以确定每一位个体的同胞数量及出生顺序。同时,数据库提供了较为丰富的家庭背景信息,这为本文深入探讨和分析同胞数量、出生顺序和家庭教育投入间的关系提供了丰富而翔实的信息。删除核心变量上存在缺失值的样本,本文最终包括 2335 名有效样本。

## (二)变量

### 1. 同胞数量

同胞数量是指家庭内部某一个体的兄弟姐妹数目。<sup>①</sup>考虑到当前生育政策只放宽到 3 孩,且拥有 3 个以上同胞的个体很少,所以我们将样本划分为 4 类:同胞数量=0、同胞数量=1、同胞数量=2 以及同胞数量 $\geq 3$ 。图 1 呈现了不同同胞数量样本的分布情况。全样本的平均同胞数量约为 1 个;独生子女儿童有 461 人(占 20%),有 1 个同胞的儿童 1359 人,所占比例最高(接近 60%),拥有 2 个同胞的儿童 389 人(占 17%),拥有 3 个及以上同胞的儿童 126 人(仅占 5%)。

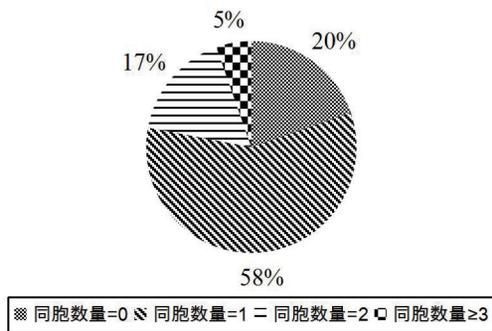


图 1 不同同胞数量儿童的样本分布情况

### 2. 出生顺序

出生顺序(绝对出生顺序)是指在多子女家庭中,同胞间的年龄排行顺序。<sup>②</sup>考虑到同胞数量和出生顺序具有高度相关性,本文参考 Booth 和

<sup>①</sup> CFPS2018 家庭成员问卷收录了每一名受访者所有子女的信息,包括子女样本编码、子女出生年份、子女出生月份等。本文将“子女样本编码”作为子女的基本信息,即只要“子女样本编码”存在有效值,我们就认为这一子女是存在的,由此确认家庭内部子女数量,将家庭内部子女数量减 1,进而可确认家庭内部每一子女的同胞数量。

<sup>②</sup> 我们利用 CFPS2018 家庭成员问卷中“子女出生年份”和“子女出生月份”信息,确认了家庭内部每一子女的绝对出生顺序,即子女出生的自然顺序。长子(女)(包括独生子女)取值为 1,第二胎子女取值为 2,依此类推。本研究在考察不同出生顺序上家庭教育投入的同胞稀释效应时,在总样本中进一步剔除了在出生顺序变量上有缺失值的样本以及多胞胎样本。

Kee(2009)的做法构建相对出生顺序指数,严格估计家庭教育投入同胞稀释效应在不同出生顺序上的异质性。具体来看,同胞数量和绝对出生顺序具有高度的相关性。家庭内部子女的绝对出生顺序最大值减1即为同胞数量。这种关联在我们将子女数不同的家庭样本放在一起估计不同出生顺序上家庭教育投入的同胞稀释效应时会带来问题。以绝对出生顺序取值为2的子女为例,这一数值在“二孩家庭”中表示排行最靠后的子女,而在“三孩家庭”中则表示排行中间的子女。这说明,绝对出生顺序的同一个取值可能会混合不同的特征,进而很容易造成估计偏差。为此,本文参考Booth和Kee(2009)的做法,构建了相对出生顺序指数(Birth Order Index, BOI)。具体步骤如下:

第一步,计算出第 $k$ 个家庭中所有子女绝对出生顺序的平均值 $\overline{BO}_k$ :

$$\overline{BO}_k = (N_k + 1) / 2$$

其中, $N_k$ 为第 $k$ 个家庭内部的子女数目。

第二步,计算第 $k$ 个家庭中第 $i$ 个子女的相对出生顺序指数 $BOI_{ki}$ :

$$BOI_{ki} = ABO_{ki} / \overline{BO}_k$$

其中, $ABO_{ki}$ 为第 $k$ 个家庭中第 $i$ 个子女的绝对出生顺序。

相对出生顺序指数的实质是在同胞数量不同的家庭中,对子女的绝对出生顺序取值进行标准化,使得家庭内部各子女相对出生顺序的均值为1,完全独立于同胞数量。

### 3. 家庭教育投入

本文重点考察两类家庭教育投入:家庭经济投入和家庭非经济投入。

家庭经济投入包括年总教育支出、基本性教育支出和扩展性教育支出3个变量。其中,年总教育支出反映了子女为了接受教育所获得的来自家庭的全部货币性投入,由“过去12个月,包括交给学校、参加补习班、请家教及其他费用,你家为你支付的教育总支出约为多少钱?”这一题项考察;基本性教育支出反映了子女为了接受正规学校教育所必需的金钱花费,由“过去12个月,您家一共向孩子就读的学校支付了多少元?”这一题项考察;扩展性教育支出反映了父母为提高子女综合素质和扩展某些能力而额外付出的教育费用,由“过去12个月,您家支付孩子参加亲子班或课外辅导班,及请家教一共花了多少钱?”这一题项考察。在后文的回归分析中,本研究还对年总教育支出、基本性教育支出和扩展性教育支出3个变量取对数形式,<sup>①</sup>以降低标准差。

<sup>①</sup> CFPS2018对于“年总教育支出”这一问题的回答取值进行了界定:子项若出现拒绝回答或“不知道”的答案均视为0值,空值及小于零的值也一律按0计算。因此,本研究在数据清理的过程中对这一变量中取值为0的样本做缺失值处理,进而导致“年总教育支出”这一变量的最小值大于0,因此我们对“年总教育支出”变量直接取对数。

家庭非经济投入包括亲子沟通和亲子监督 2 个变量。其中，亲子沟通反映了父母和孩子关于学校生活的沟通程度，由“本学期/目前，您和这个孩子讨论学校里的事情的频率如何？”这一题项考察，取值范围从“1—从不、很少”到“5—很经常”。亲子监督反映了父母对孩子的学业表现和日常行为的监管和规范程度，包括“本学期/目前，您经常要求这个孩子完成家庭作业吗？”“本学期/目前，您检查这个孩子的家庭作业的频率如何？”“本学期/目前，您阻止或终止这个孩子看电视的频率如何？”以及“本学期/目前，您限制这个孩子所看电视节目的类型的频率如何？”共 4 个调查题项，取值范围均从“1—从不、很少”到“5—很经常”，本文通过取均值的方法合成了亲子监督变量。

图 2 呈现了不同同胞数量的儿童群组所获得的各类家庭教育投入情况。结果显示，随着同胞数量的增加，儿童获得的平均各类家庭教育投入全部单调递减。这一结果初步支持了本文的第一组推断，即同胞稀释效应可能存在于家庭经济投入和家庭非经济投入维度。

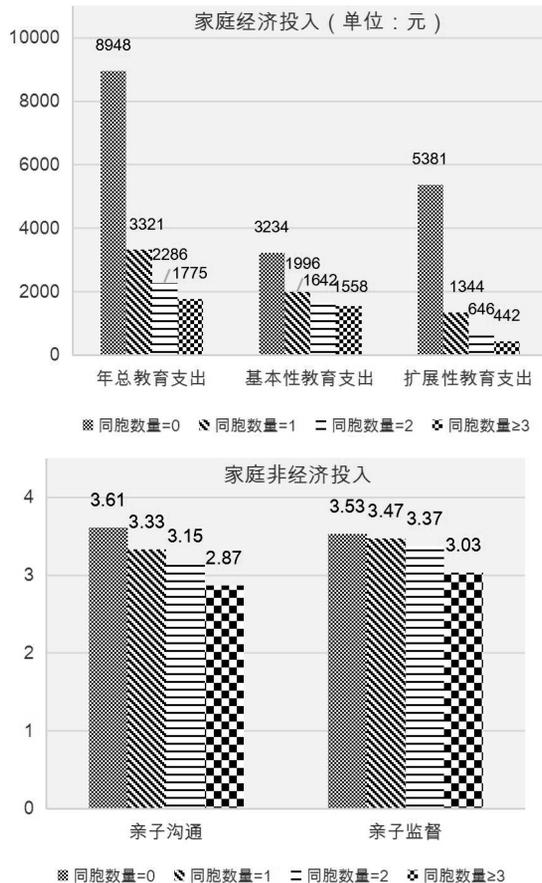


图 2 不同同胞数量儿童群组的家庭教育投入

#### 4. 控制变量

本文引入三类控制变量：第一类是个体特征变量，包括性别(0=女性、1=男性)、年龄、学段(0=小学，1=初中)、民族(0=少数民族，1=汉族)、户籍(0=农村，1=城市)、省份(0=欠发达省份，1=发达省份)、<sup>①</sup> 出生时体重、受访者的 BMI 是否正常(0=否，1=是)、<sup>②</sup> 受访者过去 12 个月平均每月因病就医是否超过 1 次(0=否，1=是)和学业表现。<sup>③</sup> 第二类是家庭特征变量，包括家庭年总收入的对数、<sup>④</sup> 父亲和母亲的最高受教育水平(1=小学，2=初中，3=高中或中专，4=大专或本科，5=本科以上)、父亲工作状态(0=未工作，1=在业)、母亲工作状态(0=未工作，1=在业)、父母年龄；第三类是学校特征变量，包括就读学校的城乡类型(0=农村，1=城镇)和就读学校的办学性质(0=私立，1=公立)。表 1 呈现了控制变量的描述性统计分析结果。

表 1 控制变量的描述统计

变量种类	变量名称	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
个体特征 控制变量	男孩	2335	0.523	0.500	0	1
	年龄	2335	10.758	2.461	5	16
	初中	2335	0.247	0.431	0	1
	汉族	2335	0.874	0.332	0	1
	城市户籍	2335	0.188	0.390	0	1
	发达省份	2335	0.234	0.424	0	1
	出生时体重	2335	6.468	1.062	2.5	14
	BMI 正常	2335	0.295	0.456	0	1

① 本文按照 2021 年各省人均 GDP 水平是否大于全国平均水平，将各省划分为发达省份和欠发达省份。

② 身体质量指数(Body Mass Index, 简称 BMI)是目前国际上常用的衡量人体胖瘦程度以及是否健康的一个标准。

③ CFPS2018 分别询问了父母对子女的数学成绩和语文成绩的评价，有差、中、良、优四个等级。参考柳建坤和贺光桦(2019)的做法，本研究将其分别赋值为 0—3，并通过将上述两类成绩的每一等级所对应的数值相加，得到一个从 0 到 6 的连续型数值型变量作为儿童的学业表现。数值越大，代表儿童的学业表现越好。

④ 家庭年总收入为所有家庭成员年净收入的总和。由于“家庭年总收入”这一变量存在较多取值为 0 的样本，因此，我们先对“家庭年总收入”这一变量的取值做加 1 处理，再取对数。

续表

变量种类	变量名称	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
个体特征 控制变量	过去 12 个月平均每月 因病就医超过 1 次	2335	0.007	0.085	0	1
	学业表现	2335	2.376	1.807	0	6
	父亲和母亲的 最高受教育水平	2335	2.167	1.261	0	6
家庭特征 控制变量	家庭年总收入的对数	2335	10.838	1.040	0	13.816
	父亲在业	2335	0.962	0.192	0	1
	母亲在业	2335	0.837	0.370	0	1
	父亲年龄	2335	38.799	5.358	24	64
	母亲年龄	2335	36.695	4.962	23	62
学校特征 控制变量	城镇学校	2335	0.409	0.492	0	1
	公立学校	2335	0.907	0.291	0	1

### (三) 模型设计

#### 1. 识别同胞数量对家庭教育投入的稀释效应

首先,为了验证假设  $H_{1a}$  和  $H_{1b}$ ,即考察同胞数量对各类家庭教育投入的稀释效应,本文建立如下模型:

$$investment_i = \alpha + \beta_0 SIBN_i + \sum_{j=1}^J \delta_j chi_{ij} + \sum_{j=1}^J \eta_j fam_{ij} + \sum_{j=1}^J \lambda_j sch_{ij} + \epsilon_i \quad (1)$$

在方程(1)中,  $investment_i$  是被解释变量,表示儿童个体  $i$  获得的某类家庭教育投入;  $SIBN_i$  为核心解释变量,表示个体  $i$  拥有的同胞数量,通过分析其系数  $\beta_0$  的取值及显著性,即可检验假设  $H_{1a}$  和  $H_{1b}$ 。 $chi_{ij}$ 、 $fam_{ij}$ 、 $sch_{ij}$  分别表示个体特征层面、家庭特征层面和学校特征层面的控制变量向量。 $\alpha$  为常数项,  $\epsilon_i$  为随机误差项。

其次,为了验证假设  $H_{2a}$  和  $H_{2b}$ ,即准确刻画家庭经济投入维度和非经济投入维度上同胞稀释效应的特定形式,本研究以独生子女作为参照组,引入特定同胞数量的虚拟变量,构建如下方程:

$$investment_i = \alpha + \beta_1 SIBN_i^1 + \beta_2 SIBN_i^2 + \beta_3 SIBN_i^3 + \sum_{j=1}^J \delta_j chi_{ij} + \sum_{j=1}^J \eta_j fam_{ij} + \sum_{j=1}^J \lambda_j sch_{ij} + \epsilon_i \quad (2)$$

在方程(2)中,  $SIBN_i^1$ 、 $SIBN_i^2$  和  $SIBN_i^3$  是核心解释变量,均为虚拟变

量,分别表示儿童个体  $i$  是否拥有“1个同胞”“2个同胞”和“3个及以上同胞”(1=是, 0=否)。其余各项参数设置同方程(1)。据此,  $\beta_1$  代表有1个同胞的儿童相对独生子女在特定家庭教育投入上的差距;  $\beta_2 - \beta_1$  代表拥有2个同胞的儿童相对拥有1个同胞的儿童在特定家庭教育投入上的差距;  $\beta_3 - \beta_2$  代表有3个及以上同胞的儿童相对拥有2个同胞的儿童在特定家庭教育投入上的差距。通过分析系数  $\beta_1$ 、 $\beta_2 - \beta_1$  和  $\beta_3 - \beta_2$  的取值及显著性变动趋势,即可检验假设  $H_{2a}$  和  $H_{2b}$ 。

## 2. 识别不同出生顺序上家庭教育投入同胞稀释效应的异质性

为了验证假设  $H_{3a}$  和  $H_{3b}$ , 即判断在家庭经济投入维度和非经济投入维度, 年长子女是否更可能受到同胞稀释效应, 我们在方程(1)中引入“相对出生顺序指数”及其与同胞数量的交互项, 构建如下方程:

$$investment_i = \alpha + \beta_4 SIBN_i + \beta_5 BOI_i + \beta_6 SIBN_i \times BOI_i + \sum_{j=1}^J \delta_j chi_{ij} + \sum_{j=1}^J \eta_j fam_{ij} + \sum_{j=1}^J \lambda_j sch_{ij} + \epsilon_i \quad (3)$$

在方程(3)中,  $BOI_i$  表示儿童个体  $i$  的相对出生顺序指数, 是一个连续变量。其余各项参数设置同方程(1), 通过分析系数  $\beta_6$  的取值及显著性检验假设  $H_{3a}$  和  $H_{3b}$ 。

## 四、研究结果

### (一) 家庭教育投入的同胞稀释效应及其具体形式

表2报告了方程(1)的估计结果。结果显示, 同胞数量的系数全部显著为负。这意味着, 同胞稀释效应存在于家庭经济投入和非经济投入维度。由此, 假设  $H_{1a}$  和  $H_{1b}$  得到了支持。

表2 家庭教育投入同胞稀释效应的总体估计结果

家庭教育投入	家庭经济投入			家庭非经济投入	
	年总教育支出(log)	基本性教育支出(log)	扩展性教育支出(log)	亲子沟通	亲子监督
同胞数量( $\beta_0$ )	-0.268*** (0.083)	-0.127* (0.072)	-0.314** (0.155)	-0.108*** (0.037)	-0.110*** (0.030)
个体特征控制变量	是	是	是	是	是
家庭特征控制变量	是	是	是	是	是

续表

家庭教育投入	家庭经济投入			家庭非经济投入	
	年总教育支出(log)	基本性教育支出(log)	扩展性教育支出(log)	亲子沟通	亲子监督
学校特征控制变量	是	是	是	是	是
N	2330	2168	2168	2333	2212

注：1. \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著；2. 括号内为省份层面聚类标准误。

表3报告了模型(2)的估计结果。通过比较系数 $\beta_1$ 、 $\beta_2 - \beta_1$ 和 $\beta_3 - \beta_2$ 的取值及显著性变动趋势，我们发现，在家庭经济投入维度，稀释效应随着同胞数量的增加而减弱。具体来看，对于儿童获得的各项经济类教育支出，相对于同胞数量由0个增加到1个时产生的稀释效应( $\beta_1$ )，同胞数量由1个增加到2个时的稀释效应( $\beta_2 - \beta_1$ )，以及由2个增加到3个及以上时的稀释效应( $\beta_3 - \beta_2$ )全部不再显著，且在绝对数值上明显减少，甚至在个别指标上取值为正。由此，假设 $H_{2a}$ 得到支持，说明家庭经济投入维度的同胞稀释效应随着同胞数量的增加呈边际递减模式。

在家庭非经济投入维度，随着同胞数量增加，同胞数量对亲子监督的稀释效应近似于“阈值模式”。具体来看，同胞数量由0个增加到1个时，亲子监督的同胞稀释效应没有得到支持( $\beta_1$ 不显著)；但同胞数量由1个增加到2个，以及由2个增加到3个及以上时，同胞数量对亲子监督的稀释效应不仅显著且作用不断加大。但是，同胞数量对亲子沟通的稀释效应却没有表现为“阈值模式”，而是呈边际递减模式。具体来看，对于儿童获得的亲子沟通投入，相对于同胞数量由0个增加到1个时显著的稀释效应( $\beta_1$ )，同胞数量由1个增加到2个时，尽管稀释效应仍然显著但效应值有所减弱( $\beta_2 - \beta_1$ )；同胞数量继续由2个增加到3个及以上时，稀释效应不再显著( $\beta_3 - \beta_2$ )。由此，假设 $H_{2b}$ 在亲子监督指标上得到支持，在亲子沟通指标上被拒绝。

表3 家庭教育投入同胞稀释效应具体形式的估计结果

家庭教育投入	家庭经济投入			家庭非经济投入	
	年总教育支出(log)	基本性教育支出(log)	扩展性教育支出(log)	亲子沟通	亲子监督
有1个同胞( $\beta_1$ )	-0.500*** (0.105)	-0.281** (0.113)	-0.721*** (0.236)	-0.117* (0.062)	-0.043 (0.050)

续表

家庭教育投入	家庭经济投入			家庭非经济投入	
	年总教育支出 (log)	基本性教育支出 (log)	扩展性教育支出 (log)	亲子沟通	亲子监督
有 2 个同胞 ( $\beta_2$ )	-0.694*** (0.224)	-0.428** (0.162)	-0.946** (0.420)	-0.198** (0.082)	-0.122* (0.061)
有 3 个及以上同胞 ( $\beta_3$ )	-0.710*** (0.203)	-0.188 (0.219)	-0.660* (0.331)	-0.354** (0.170)	-0.432*** (0.129)
有 2 个同胞— 有 1 个同胞 ( $\beta_2 - \beta_1$ )	-0.193 (0.163)	-0.147 (0.088)	-0.224 (0.246)	-0.081* (0.048)	-0.080* (0.044)
有 3 个及以上 同胞—有 2 个 同胞 ( $\beta_3 - \beta_2$ )	-0.016 (0.229)	0.240 (0.186)	0.286 (0.310)	-0.156 (0.182)	-0.310** (0.126)
个体特征控制变量	是	是	是	是	是
家庭特征控制变量	是	是	是	是	是
学校特征控制变量	是	是	是	是	是
N	2330	2168	2168	2333	2212

注：同表 2。

## (二)不同出生顺序上家庭教育投入同胞稀释效应的异质性

表 4 报告了方程(3)的估计结果。系数  $\beta_0$  的取值及显著性揭示了稀释效应在不同出生顺序样本中的异质性。结果显示，交互项系数仅在基本性教育支出指标上显著为正 ( $p < 0.1$ )，而在其余 5 个家庭教育投入指标上均不显著 ( $p > 0.1$ )。上述结果表明，在基本性教育支出上，年长子女更可能受到同胞稀释效应的影响。但在其他的家庭教育投入指标上，同胞数量对不同出生顺序子女的稀释效应不存在显著性差异。由此，假设  $H_{3a}$  仅在基本性教育支出指标上得到支持，在年总教育支出和扩展性教育支出指标上被拒绝；假设  $H_{3b}$  被拒绝。

表4 不同出生顺序上家庭教育投入同胞稀释效应的估计结果

家庭教育投入	家庭经济投入			家庭非经济投入	
	年总教育支出(log)	基本性教育支出(log)	扩展性教育支出(log)	亲子沟通	亲子监督
同胞数量( $\beta_4$ )	-0.599** (0.252)	-0.380** (0.167)	-0.323 (0.232)	-0.202*** (0.068)	-0.148** (0.059)
相对出生顺序( $\beta_5$ )	-0.571* (0.317)	-0.523* (0.255)	0.317 (0.316)	-0.176 (0.111)	-0.221** (0.091)
同胞数量× 相对出生顺序( $\beta_6$ )	0.349 (0.215)	0.251* (0.140)	0.022 (0.185)	0.093 (0.074)	0.029 (0.065)
个体特征控制变量	是	是	是	是	是
家庭特征控制变量	是	是	是	是	是
学校特征控制变量	是	是	是	是	是
N	2266	2113	2113	2269	2154

注：同表2。

## 五、稳健性检验

识别同胞数量稀释效应的一个主要挑战在于，同胞数量与家庭教育投入之间的关系存在自选择问题。在中国，对培养“高素质儿童”的关注使得父母更可能为了避免孩子数量对家庭资源的“稀释”而倾向于生育更少的子女，进而保证出生的子女可以获得较高的家庭教育投入。这就意味着，一个人拥有同胞的数量，也可以被认为是家庭对孩子教育发展重视程度的结果，而同胞数量本身并不必然构成影响孩子获得家庭教育投入的原因。为此，本文采用倾向得分匹配(PSM)的方法进行稳健性检验。

为从总体上考察家庭教育投入的同胞稀释效应，本文将独生子女作为控制组(Treat=0)，将拥有同胞的儿童作为处理组(Treat=1)，基于Logit模型计算得到倾向得分值，<sup>①</sup>采用半径匹配(caliper=0.05)的匹配方法估计同胞

① 倾向得分(Propensity Score)的模型是：倾向得分=Logit(是否为男孩、年龄、是否读初中、是否为汉族、是否为城市户籍、所在省份是否为发达省份、出生时体重、BMI是否正常、过去12个月平均每月因病就医是否超过1次、学业表现、家庭年总收入的对数、父亲和母亲较高一方的受教育水平、父亲是否在业、母亲是否在业、父亲年龄、母亲年龄、就读学校是否为城镇学校、就读学校是否为公立学校)。

数量增加对家庭教育投入的平均处理效应(ATT)。<sup>①</sup>表5汇报的平均处理效应估计结果显示,同胞数量=0的儿童群体所获得的家庭经济投入和亲子监督均显著高于同胞数量 $\geq 1$ 的儿童群体,而在亲子沟通上并不存在显著性差异。除了在亲子沟通指标上研究假设没有得到支持,上述结果与前文OLS估计结果基本一致,一定程度上验证了OLS估计结果的稳健性。

表5 同胞数量增加影响家庭教育投入的平均处理效应(ATT)估计

家庭教育投入	匹配状态	处理组	控制组	平均处理效应	标准误	T值
年总教育支出(log)	匹配前	7.148	8.159	-1.010***	0.082	-12.38
	匹配后	7.155	7.637	-0.482***	0.118	-4.10
基本性教育支出(log)	匹配前	6.606	6.948	-0.342***	0.083	-4.14
	匹配后	6.604	6.873	-0.269**	0.123	-2.19
扩展性教育支出(log)	匹配前	4.756	6.474	-1.728***	0.160	-10.78
	匹配后	4.756	5.460	-0.704***	0.227	-3.10
亲子沟通	匹配前	3.258	3.610	-0.352***	0.057	-6.19
	匹配后	3.266	3.383	-0.118	0.074	-1.59
亲子监督	匹配前	3.419	3.532	-0.113**	0.044	-2.55
	匹配后	3.424	3.567	-0.143**	0.058	-2.46

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。

为了更加准确地考察家庭经济投入维度和非经济投入维度的同胞稀释效应形式,本文分别对三类样本中的稀释效应进行了更加细致的两两比较。具体来看,本文依次将同胞数量=0、同胞数量=1、同胞数量=2的儿童群体作为控制组(Treat=0),将同胞数量=1、同胞数量=2、同胞数量 $\geq 3$ 的儿童群体作为处理组(Treat=1),基于Logit模型计算得到倾向得分值,同时采用半径匹配(caliper=0.05)的匹配方法估计同胞数量增加对家庭教育投入的平均处理效应(ATT)。<sup>②</sup>表6汇报的PSM模型估计结果显示,对于家庭经济投入维度的各项指标以及非经济投入维度的亲子沟通指标,随着同胞数量增加,稀释效应呈边际递减模式;对于非经济投入维度的亲子监督指标,随着同胞数量增加,稀释效应存在阈值模式。这一发现支持了OLS的估计结果。

① 对匹配结果进行平衡性检验和共同支撑检验,相关结果满足平衡性和共同支撑假设。由于本文的篇幅所限,如需平衡性检验结果和共同支撑域检验结果请联系作者索取。

② 对匹配结果进行平衡性检验和共同支撑检验,相关结果满足平衡性和共同支撑假设。由于本文的篇幅所限,如需平衡性检验结果和共同支撑域检验结果请联系作者索取。

综上稳健性检验结果,可以认为本文关于家庭教育投入的同胞稀释效应及其具体形式的 OLS 回归估计结果是稳健的。

表 6 同胞数量增加影响家庭教育投入的平均处理效应(ATT)估计

家庭教育投入	控制组(同胞数量=0)		控制组(同胞数量=1)		控制组(同胞数量=2)	
	VS		VS		VS	
	干预组(同胞数量=1)		干预组(同胞数量=2)		干预组(同胞数量≥3)	
	ATT	T 值	ATT	T 值	ATT	T 值
年总教育支出(log)	-0.582***	-5.84	-0.263**	-2.51	-0.042	-0.15
基本性教育支出(log)	-0.260**	-2.48	-0.122	-1.18	0.055	0.26
扩展性教育支出(log)	-0.744***	-3.74	-0.360*	-1.86	0.156	0.36
亲子沟通	-0.156**	-2.35	-0.082	-1.14	-0.337*	-1.76
亲子监督	-0.026	-0.49	-0.088	-1.57	-0.339**	-2.29

注:同表 5。

## 六、结论与讨论

本研究利用 CFPS2018 数据,以义务教育阶段儿童样本为分析对象,在资源稀释理论视角下揭示同胞数量与家庭教育投入之间的关系,以及上述关系在不同出生顺序样本上的异质性。研究主要得到以下结论。

第一,同胞稀释效应存在于家庭经济投入和非经济投入维度,这与国内外已有众多研究结论相一致(Downey, 1995; Wu, 2016; 刘斌等, 2018; 陶东杰, 2019)。

第二,经济投入维度和非经济投入维度中亲子沟通指标的同胞稀释效应呈边际递减模式,非经济投入维度中亲子监督指标的同胞稀释效应符合同胞数量达到 2 个时才会发生稀释的“阈值模式”。出现上述结果的原因可能在于,相较于家庭经济投入和亲子沟通,亲子监督活动具有更强的溢出性,即父母对子女的监管和规范很可能会泛化到家庭内部的多个子女。

第三,从稀释效应在不同出生顺序样本的异质性看,在基本性教育支出上,年长子女更可能受到同胞稀释效应的影响;但在其他的教育投入指标上,同胞稀释效应不会因为出生顺序的不同而表现出异质性。上述结果与已有研究(郭筱琳和罗良, 2019)的发现并不完全一致。这意味着,随着社会经济的快速发展和社会养老保障体系的日益完善,“长兄如父”“长姐如母”“百姓爱么儿”等传统在我国的家庭养育文化中被逐渐淡化,在当前中国多子女家庭中,父母对不同出生顺序子女家庭教育资源的投资逻辑仅在基本性教育支出上存

在着倾向于年幼子女的偏好，而在其他家庭教育投入指标上的同胞稀释效应并不存在出生顺序差异。这一发现在一定程度上能够缓解现阶段中国百姓因家庭教育资源分配公平性所带来的生育焦虑。

本研究的结论为当前我国的生育配套政策、公共教育政策及家庭养育投入决策提供了一定的启示。首先，政府要为多子女家庭提供更多的经济支持和福利补贴，在公共教育服务方面进一步完善家校协同育人机制，减轻多子女家庭的养育负担，缓解育龄人口的生育焦虑。其次，在“三孩政策”放开的背景下，推进独生子女家庭父母再生育资源补偿机制的构建，有效减轻其家庭养育资源约束，让有生育意愿的年轻人“敢生”，真正释放生育政策开放的红利。最后，需要建立家庭养育的社会协同机制，以确保多子女家庭中不同出生顺序的子女在基本性教育支出方面能够公平获得资源。

尽管本研究得到了以上一些有价值的研究发现和启示，但仍存在一些不足之处，有待进一步的探讨。第一，因果识别方法还有待进一步改进。尽管我们通过尽可能引入控制变量来探究同胞稀释效应，但内生性问题仍然无法完全控制，未来可尝试基于追踪数据等开展更加严格的估计。第二，研究内容还有待进一步拓展。本研究仅考察了家庭教育投入的同胞稀释效应在出生顺序上的异质性，未来还可从性别、城乡等异质性层面开展更加深入的分析。

#### [参考文献]

- 方超、曾迪洋、黄斌，2020：《家庭规模、同胞结构与学龄儿童教育获得——来自中国教育追踪调查的经验证据》，《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第2期。
- 风笑天、李芬，2016：《生不生二孩？城市一孩育龄人群生育抉择及影响因素》，《国家行政学院学报》第1期。
- 郭筱琳、罗良，2019：《独生子女父母与不同出生顺序的非独生子女父母教育卷入的比较分析——以山东省聊城市小学生家长为例》，《教育科学研究》第5期。
- 刘斌、邵月芬、杜屏，2018：《同胞数量对小学生亲子关系的影响》，《教育科学研究》第11期。
- 柳建坤、贺光桦，2019：《农民失地会影响子女的学业表现吗——来自中国家庭追踪调查的证据》，《教育研究》第8期。
- 陶东杰，2019：《同胞数量与青少年认知能力：资源稀释还是生育选择？》，《教育与经济》第3期。
- 王洋，2023：《2022年全国人口负增长》，《中国人口报》1月18日。
- 张月云、谢宇，2015：《低生育率背景下儿童的兄弟姐妹数、教育资源获得与学业成绩》，《人口研究》第4期。

- 张兆曙、戴思源, 2018: 《中国农村家庭教育资源分配的“末孩优势”及其影响因素》, 《人口学刊》第5期。
- Aizer, A. and F. Cunha, 2012, “The Production of Human Capital: Endowments, Investments and Fertility”, *NBER Working Paper*, No. w18429.
- Becker, G. S. and N. Tomes, 1979, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”, *The Journal of Political Economy*, 87 (6): 1153-1189.
- Blake, J., 1981, “Family Size and the Quality of Children”, *Demography*, 18 (4): 421-442.
- Booth, A. L. and H. J. Kee, 2009, “Birth Order Matters: The Effect of Family Size and Birth Order on Educational Attainment”, *Journal of Population Economics*, 22 (2): 367-397.
- Chu, C. Y., Y. Xie and R. Yu, 2007, “Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan”, *Sociology of Education*, 80 (2): 91-113.
- Chaumont, J., 1987, “Amour, Famille et Propriété”, *Revue Philosophique de Louvain*, 85(3): 371-401.
- de Haan, M., 2010, “Birth Order, Family Size and Educational Attainment”, *Economics of Education Review*, 29(4): 576-588.
- Downey, D. B., 1995, “When Bigger Is Not Better: Family-size, Parental Resources, and Children’s Educational Performance”, *American Sociological Review*, 60(5): 746-761.
- Hill, C. R. and F. P. Stafford, 1974, “Allocation of Time to Preschool Children and Educational Opportunity”, *The Journal of Human Resources*, 9(3): 323-341.
- Hotz, V. J. and J. Pantano, 2015, “Strategic Parenting, Birth Order, and School Performance”, *Journal of Population Economics*, 28(4): 911-936.
- Steelman, L. C. and B. Powell, 1989, “Acquiring Capital for College: The Constraints of Family Configuration”, *American Sociological Review*, 54(5): 844-855.
- Wu, Q., 2016, “Sibship Size and Children’s Family Resources”, *The Journal of Early Adolescence*, 36(4): 575-594.
- Yu, W. and K. Su, 2006, “Gender, Sibship Structure, and Educational Inequality in Taiwan: Son Preference Revisited”, *Journal of Marriage and Family*, 68: 1057-1068.

## **Sibling Number, Birth Order and Family Education Investment: A Study Based on CFPS2018**

LIU Shu-bing<sup>1</sup>, LIANG Wen-yan<sup>1,2</sup>, YANG Jing<sup>1,3</sup>

(1. Faculty of Education, Beijing Normal University;

2. Capital Institute for Economics of Education, BNU; 3. Tianquan Senior High in Sichuan Province)

**Abstract:** This study investigates the relationship between sibling number, birth order and family education investment by using the samples of children in compulsory education stage from China Family Panel Studies in 2018(CFPS2018). The results show that although there is a sibling dilution effect on the economic and non-economic investment of family education, the effect generally shows a marginal decreasing pattern with the increase of the number of siblings. Specifically, the dilution effect on the parent-child supervision index of non-economic investment follows a “threshold model,” where dilution effect only appears when the number of siblings reaches a certain value. Moreover, on the basic education expenditure index of economic investment, the sibling dilution effect is heterogeneous across different birth order samples, that is, older children are more likely to be affected by dilution. This paper contributes the latest evidence to the related research on sibling dilution effect and provides some relevant suggestions from the perspective of fertility supporting policy, public education policy and family education investment decision.

**Key words:** sibling number; birth order; family education investment; resource dilution theory

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)