

中国家庭孩子教育成本及其影响因素研究

杨凡 吴蓓蕾

【摘要】当前我国已处于深度低生育水平时期,家庭规模缩减、少子化特征愈发突出。同时,生育政策进一步调整优化,优生优育的观念获得普遍认同,在较高的教育期望驱使下,越来越多的家庭开始在孩子的教育方面花费更多的时间和金钱。本文基于2019年全国人口与家庭动态监测调查数据,利用多层线性模型、似不相关回归等分析方法,研究低生育率背景下中国家庭孩子的教育成本投入状况及其影响因素。研究发现:宏观层次的地区经济、教育发展差异和微观层次的家庭社会经济资源都是影响教育成本差异的原因。地区之间家庭教育成本差异大多源自家庭及个体层次特征构成的不同,仅有地区平均受教育年限具有独立影响。宏观因素还会对微观因素的影响产生调节作用,使稀释效应、家庭资源优势等各种效应更加凸显。资源稀释效应在低生育率背景下仍然成立,但出现了女孩的教育经济成本投入超过男孩的现象。经济成本和时间成本的影响因素存在共性和差异。在家庭内部分工方面,母亲承担了更多的陪伴和教育子女的责任,父亲的时间成本投入有明显的城乡差异。为了改善家庭面临的教育成本问题,应针对不同地区、不同阶段家庭教育成本的差异化特点,制定更具针对性的家庭支持政策;应倡导父母双方共同参与孩子的养育和教育过程,缓解母亲的养育教育压力;应推进落实双减政策,完善教育资源配置和教育服务优化,多举措促进教育资源的均等化。

【关键词】家庭教育成本;资源稀释;性别差异;低生育率

【作者简介】杨凡(1984-),女,浙江兰溪人,中国人民大学人口与发展研究中心副教授;吴蓓蕾(1999-),女,浙江宁波人,中国人民大学人口与发展研究中心硕士研究生(北京 100872)。

【原文出处】《人口学刊》(长春),2023.6.16~35

【基金项目】中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目“与高质量发展相均衡的劳动力发展指标体系研究”(22XNQ133)。

一、引言

20世纪90年代以来我国生育水平出现大幅下降,^[1]2020年全国育龄妇女总和生育率已降至1.3,并呈现出继续下降的趋势。随着生育水平的下降,我国家庭规模缩减、少子化特征愈发突出;与此同时,优生优育的观念获得普遍认同,家庭对于孩子质量日益重视,家庭教育投入不断增加。从成本角度看,孩子教育成本的持续升高会抑制家庭的生育意愿,进一步加剧低生育率的状况。^[2]

在此背景下,《中共中央 国务院关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》明确提出了要“降低生育、养育、教育成本”。党的二十大报告再次强调了“建立生育支持政策体系,降低生育、养育、教育成本”的任务。二十届中央财经委员会第一次会议一方面提出了将“教育强国建设作为人口高质量发展的战略工程,全面提高人口科学文化素质、健康素质、思想道德素质”,另一方面也提出“显著减轻家庭生育养育教育负担,促进人口长期均衡发展”。家庭作为社会的基本细胞,其对孩子的教育投入问题与提升人口素质、推动人口高质量发展和实现人口

长期均衡发展等宏大命题都紧密联系在一起。因此,在当前低生育率背景下,对我国家庭中孩子的教育成本及其影响因素进行研究具有重要的理论价值和现实意义。

本研究运用全国代表性数据,基于孩子成本理论、资源稀释理论与子女间资源分配的家庭决策框架,采用多层线性模型、似不相关回归等分析方法,描绘了我国家庭中孩子教育经济成本和时间成本的投入状况,研究个体、家庭以及地区等微观、宏观因素对孩子教育成本的影响,并进一步考察这些影响因素在不同规模家庭、不同地区之间的异质性。本文在传统经济成本研究基础上加入对时间成本的考察,并增加家庭内部性别分工的视角,区分了母亲和父亲时间成本的状况及影响因素的差异,拓展和深化了关于孩子生育养育教育成本领域的研究。本研究有助于深化对低生育率背景下全国家庭教育成本的共性与差异、家庭内部不同特征孩子之间的教育成本差异和父母在孩子教育成本分担差异等方面的认识,也为解决家庭之间和家庭内部的教育不平等、降低和合理分配家庭教育成本负担的政策制

定提供思路 and 依据。

二、文献回顾与研究假设

(一) 家庭教育成本的影响因素研究

广义的家庭教育成本指教育费用、物质投入等货币性投入与抚养孩子的时间、精力等非货币性投入的成本总和。^[3]狭义的家庭教育成本则主要指家庭为满足子女教育需要所支付的货币总和,通常可分为校内教育支出和校外教育支出。^[4]目前关于我国家庭教育成本的实证研究主要关注各类因素对狭义家庭教育成本的影响。

影响家庭教育成本的因素包含家庭资源、父母特征、子女特征等微观因素,也包含所处地区的发达程度、城市规模等宏观因素。

家庭人均收入水平与人均教育支出呈现出正向关系,^[5]决定了教育投资的结构:高收入家庭的课外教育支出更高。^[6]父母的职业、行业、受教育程度、教育观念和教育期望等因素会影响家庭教育投入。^[7]义务教育阶段的分权改革以及高等教育阶段的收费制度改革都使家庭的教育成本不断提升,家庭教育的直接成本随着子女教育阶段的提升而增加。^[8]

区域发展的不平衡性是我国的重要国情之一,因此有部分实证研究关注不同区域、不同城市以及城乡之间的家庭教育成本差异。有研究发现地区的发达程度是影响家庭教育成本的重要因素,^[9]东部地区家庭的平均教育成本高于中、西部地区。^[10]有研究发现中小城市家庭平均教育支出高于大城市,认为主要是由于中小城市优质教育资源缺乏、升学压力较大,导致家庭进行补偿性教育投资。^[11]有部分研究将城乡差异作为重要的研究视角,认为城市家庭的人均教育支出明显高于农村家庭,^[12-13]城市家庭在教育期望、陪伴关怀子女的投入等方面也高于农村家庭。^[14]

可见,多数研究对家庭教育成本的考察聚焦于经济成本,较少关注时间、精力等非经济成本;主要以家庭总体教育成本为研究内容,而对家庭内部不同子女间的教育资源分配以及父母之间的教育成本分担等问题探讨较少。与已有研究相比,本文将结合家庭内部(子女之间、父母之间)和家庭之间教育成本差异的视角,加入对家庭教育时间成本的考察,拓展和深化对家庭教育成本的研究。

(二) 资源稀释与子女间的资源分配决策

1. 资源稀释

兄弟姐妹的数量是家庭结构的重要方面,对家庭教育资源分配产生重要影响,研究结论较为一致:兄弟姐妹数量增加将对个人的教育程度产生负向影响。^[15-16]资源稀释理论认为在家庭资源有限的条件下,孩子数量增加稀释了个人的教育资源获得,对孩子的学业表现产生不利影响。^[17]不同资源的稀释程

度存在差异,对货币资源的稀释程度小于对时间投入和物品投入的稀释程度,^[18]当兄弟姐妹数较多时,资源稀释效应凸显。^[19]

2. 子女间资源分配决策

在资源有限而子女数量众多的条件下,家庭对不同子女的资源分配决策构成了家庭内部教育不平等的重要条件。研究发现性别、出生次序等对家庭内部教育资源在不同子女间的分配具有重要影响。在“重男轻女”的传统文化影响下,家庭的资源会向儿子倾斜,较为年长的女性往往会牺牲更多的受教育机会。^[20]关于孩子出生次序对家庭教育资源分配的影响,结论并不统一。有研究发现出生次序较高(即出生较晚)的孩子更有优势;^[21]还有研究发现在较大规模的家庭中,头胎会带来明显的教育优势;^[22]也有研究发现出生次序对人力资本积累、工资水平不存在显著影响。^[23]

3. 低生育率的影响

生育水平快速且大幅度下降的趋势影响了家庭对子女的教育成本投入。在低生育率背景下,儿童的教育资源与兄弟姐妹数仍呈现显著负相关。^[24]生育率的下降使家庭经济收入在给定条件下,父母对子女的教育投资更加宽裕,因此不必采用重男轻女的投资偏好,从而缩减了家庭内部性别间的教育不平等。^[25]

(三) 研究假设

本文重点关注家庭中教育成本差异的影响因素,通过五个研究问题逐步展开。

从宏观视角出发,结构主义观点强调宏观社会结构对微观个体行为决策的影响,地区之间的结构化差异将深刻塑造家庭对子女的教育成本投入行为。据此,提出本文第一个研究假设:

假设1:地区发展差异在一定程度上能够解释家庭教育成本的差异,地区的经济发展水平和教育发展水平等宏观因素不仅会直接影响家庭教育成本,而且也会对微观因素的影响产生结构性调整作用。

新家庭经济学为研究家庭教育成本决策的微观机制提供了重要的理论框架,它强调了家庭预算约束和基于成本-收益的理性经济选择的重要性。家庭投资模型认为拥有较高社会经济地位的父母能够为子女投资更多数量和更高质量的教育资源。^[26-27]据此,提出第二个假设:

假设2:家庭的社会经济地位将显著影响家庭教育成本,家庭拥有的资源越多,孩子的教育成本越高。

资源稀释理论认为兄弟姐妹数量增加将减少家庭内部每个孩子的教育资源获得,从而对个人的教育成就产生不利影响。但这种影响的产生应当具备以下条件:一是由父母承担对孩子教育的主要成本,

当国家或社会提供主要的教育投入支持时,资源稀释效应可能不再产生;^[28-29]二是家庭资源总量不会随着孩子数量增加而增加,当孩子能够为家庭提供更多资源时,孩子数量的增加就不必然意味着家庭内单个孩子获得资源的减少。^[30]在我国,教育的私人成本仍占据较大比重,总体而言家庭教育投入的负担较重。^[31]随着社会经济发展和义务教育的普及,人均受教育年限延长,在家庭中处于青少年时期的孩子往往仅是消费者而非生产者的角色。在低生育率背景下,尽管家庭内部孩子数量大幅缩减,但资源稀释效应发挥作用的条件并未发生根本性转变。据此,提出本文的研究假设3:

假设3:在低生育率背景下,受资源稀释效应影响,孩子数量、孩子的出生次序、性别等都是影响孩子教育成本的重要因素。

考虑经济成本和时间成本具有不同的特征以及家庭传统分工背景下男性和女性所承担育儿责任的差异,本文提出研究假设4和研究假设5:

假设4:影响孩子教育经济成本和教育时间成本的因素存在明显差异。

假设5:影响母亲所承担的教育时间成本和父亲所承担的教育时间成本的因素存在明显差异。

三、数据、变量与分析方法

(一)数据来源与样本选取

本文主要的数据来自国家卫健委组织开展的2019年全国人口与家庭动态监测调查。该调查采用多阶段分层抽样,调查对象为中国大陆31个省(直辖市、自治区)截至2019年11月1日零时15-49周岁的女性,样本容量总计60000人。调查共询问了单个受访者最多5个子女的详细情况,将原数据进行长宽数据转换后得到以孩子为分析单位的样本数据。教育成本部分涉及的对象是高中及以下教育阶段的孩子,剔除关键变量缺失值后,全模型中经济成本的有效样本量为65036,时间成本的有效样本量为44653^①。

地区层面变量主要来自各统计年鉴、部分地区国民经济和社会发展统计公报以及第七次人口普查分县资料。其中各地级市人均地区生产总值数据来自《中国城市统计年鉴2020》;各地区平均受教育年限数据来自《中国人口普查分县资料2020》。

(二)变量与方法

研究涉及的变量基本情况如表1所示。因变量为家庭教育成本,包括经济成本和时间成本两个维度。其中,经济成本用“家庭一年内为孩子课外兴趣班、文化辅导班支出的总费用”进行衡量,由于经济成本存在0值且呈偏态分布,将其加1后取自然对数处理。时间成本通过加总问卷中“过去1周,母亲一共陪伴孩子多少小时”以及“过去1周,父亲一共

陪伴多少小时”问题进行衡量。

表1 变量的界定与描述

变量	均值/百分比	标准差
因变量		
经济成本(取自然对数)	2.52	3.87
时间成本(小时)	67.07	38.22
母亲时间成本(小时)	44.41	25.16
父亲时间成本(小时)	22.74	21.88
个体层次解释变量,层1分析单位数:65036		
家庭社会经济地位		
居住地类型(城市=1,农村=0)	46.89	
家庭年收入(取自然对数)	10.91	1.06
母亲受教育年限	9.81	3.63
母亲就业状况(参照组:料理家务)		
务农	22.71	
非农就业	41.27	
其他	6.11	
母亲年收入(取自然对数)	7.02	4.52
资源稀释与分配		
家庭中现有孩子数量	2.02	0.79
出生次序	1.58	0.70
性别(男=1,女=0)	52.99	
有兄弟	43.96	
控制变量		
教育阶段(参照组:学龄前)		
小学	35.85	
初中	17.02	
高中	12.46	
民族(汉族=1,少数民族=0)	88.91	
地区层次解释变量,层2分析单位数:217		
人均地区生产总值(万元)	6.20	3.56
平均受教育年限(年)	9.26	0.91

注:表中对各解释变量的描述统计仅为纳入经济成本多层模型的样本数据情况。时间成本模型中层1分析单位数为44653,层2分析单位数为217。

在家庭层次,主要关注家庭社会经济地位、资源稀释以及家庭资源内部分配的影响。家庭社会经济特征包含居住地域城乡类型、家庭年收入以及母亲的教育、就业以及母亲年收入状况。通过家庭现有孩子数量的影响检验资源稀释效应,用孩子的出生次序、性别以及兄弟姐妹的性别构成反映家庭教育成本分配的偏好状况。参考已有研究,将是否有兄弟作为自变量纳入模型以反映兄弟姐妹性别构成的影响。^[32]此外,将孩子的教育阶段、民族作为控制变量纳入模型。在地区层次,本文主要关注家庭所在地区的经济社会发展状况对孩子获得的家庭教育成本的影响,使用的变量包括受访者所处地市的人均地区生产总值和平均受教育年限。

首先,本文所使用的数据具有明确的嵌套结构与层级关系(家庭-地区),同时考虑孩子所获得的家庭教育成本投入既受到孩子个体和家庭因素的影响,又受到家庭所处地区发展特征的影响,这些因素的作用还可能存在层级之间的调节效应,因此本文采用多层线性模型(Hierarchical Linear Model)进行分析。出于数据结构和模型简约性的考虑,本文采用两层模型,将孩子个体作为层1分析单位,将家庭所处的地区(地级行政区划)作为层2分析单位。

先进行零模型分析,对于地区 j 的孩子 i 设定如下方差构成模型:

层1(个体层次):

$$Y_{ij} = \beta_{00} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

层2(地区层次):

$$\beta_{00} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (2)$$

将(2)式代入(1)式,得到:

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

u_{0j} 和 ε_{ij} 分别表示因变量家庭教育成本在地区层次和个体家庭层次的变异,模型设定:

$$u_{0j} \sim N(0, \sigma^2) \quad iid$$

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \tau_{00}) \quad iid$$

$$Cov(\varepsilon_{ij}, u_{0j}) = 0$$

在零模型的基础上,本文将依次引入个体家庭层面和地区层面的解释变量进行分析,研究孩子个体和家庭特征以及宏观层面的区域特征对其获得的教育经济成本和教育时间成本的影响。纳入宏观和微观层次解释变量的模型如下:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_k X_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

$$\beta_{0j} = \eta_{00} + \eta_{01} GDP_j + \eta_{02} Educ_j + u_{0j} \quad (5)$$

X_{kij} 表示一组反映孩子个体及其家庭特征的变量, k 为变量个数, GDP_j 、 $Educ_j$ 分别表示人均地区生产总值及地区平均受教育年限。

其次,本文将分别探讨各种因素对孩子获得的

母亲和父亲时间成本的影响,以进一步探究家庭教育成本中的配偶分工差异。对于一个孩子而言,需要同时估计母亲时间成本和父亲时间成本两个回归方程。考虑在家庭内部,父母陪伴孩子的时间可能受到性别意识、教育观念等其他难以观测到的内在动机因素影响。由于这些不可观测因素将同时影响一个孩子获得的母亲时间成本和父亲时间成本,故两个方程的扰动项可能具有相关性,采用似不相关回归(Seemingly Unrelated Regression)对两个方程进行联合估计可以提高估计效率。

此外,考虑不同规模家庭的教育投资决策机制可能存在一定异质性,也是出于探索低生育率背景下家庭教育成本特点的目的,本文将分别纳入家庭现有孩子数量与不同自变量的交互项。

最后,本文采用引入跨层交互项的方法,尝试检验地区经济发展程度和教育发展水平与个体家庭特征之间的交互效应,从而进一步探究影响家庭教育成本的宏观-微观交互作用机制。

四、实证结果分析

(一) 全国家庭中孩子教育成本的状况和差异

1. 孩子教育成本状况及家庭差异

结果显示一个孩子的平均教育经济成本约为2577元/年,父母时间成本为每周约67小时,其中每个孩子获得母亲的时间成本约为每周44小时(平均每天6.3小时),占总时间成本的65.7%,获得父亲时间成本约每周23小时(平均每天3.3小时),占总时间成本的34.3%。从父母的时间成本来看,母亲是家庭承担孩子养育工作的主要角色,父亲在家庭教育中的缺位现象仍然存在。

表2反映了不同群体中孩子获得的家庭教育成本状况。统计检验结果显示孩子获得的教育经济成本存在一定性别差异,女孩的平均经济成本已经超过男孩,而时间成本并没有呈现出显著的性别差异。不同教育阶段的孩子获得教育经济成本和时间成本也存在明显差异,与之后的教育阶段相比,学龄前阶段经济成本更低、时间成本更高。随着家庭中孩子数量的增加,平均每个孩子的教育经济成本和教育时间成本都有所减少。

家庭教育成本在城乡之间存在较大差异。尤其在经济成本方面,平均每个城市家庭孩子的教育经济成本约是农村家庭孩子的5倍;在总时间成本上,城市家庭孩子也有一定优势,这主要是由城市家庭父亲陪伴孩子的时间超过农村家庭父亲造成的。高收入家庭孩子获得的教育经济成本远超过中等收入和低收入家庭,而在时间成本上并未呈现出明显差异。母亲的受教育程度与孩子的教育经济成本和时间成本之间存在正向关系。

表 2 不同群体的孩子获得家庭教育成本状况

变量		经济成本均值(标准差)	时间成本均值(标准差)
性别	男	2514.94(11554.14)	67.11(38.17)
	女	2647.52(10033.97)	67.24(38.29)
教育阶段	学龄前	956.61(4304.56)	77.05(41.19)
	小学	3587.59(14861.31)	57.04(31.88)
	初中	3381.05(9885.64)	
	高中	3082.09(10761.25)	
家庭中孩子数量	一孩	5689.19(18223.76)	71.28(38.18)
	二孩	1980.44(7755.89)	66.07(37.78)
	三孩及以上	636.80(4323.82)	65.37(39.27)
城乡	城市	4493.72(14824.51)	68.77(37.07)
	农村	884.87(4708.33)	65.65(39.22)
家庭收入水平	高收入	5502.88(16674.99)	67.13(36.15)
	中等收入	1806.56(7443.22)	66.68(37.73)
	低收入	773.04(5388.67)	67.77(40.96)
母亲受教育程度	小学及以下	611.44(3470.80)	61.64(39.21)
	初中	1423.98(6811.96)	66.08(39.22)
	高中	3540.63(12427.99)	69.37(37.58)
	大专及以上学历	6888.40(18927.53)	71.69(35.23)
变量		母亲时间成本均值(标准差)	父亲时间成本均值(标准差)
性别	男	44.26(25.20)	22.85(21.80)
	女	44.61(25.12)	22.63(21.97)
教育阶段	学龄前	52.03(28.08)	25.02(23.76)
	小学	36.63(18.81)	20.41(19.49)
	一孩	45.79(25.40)	25.49(21.57)
	二孩	43.90(25.08)	22.17(21.47)
家庭中孩子数量	三孩及以上	44.35(25.04)	21.02(23.22)
	城市	43.82(24.66)	24.95(20.57)
	农村	45.00(25.62)	20.65(22.86)
家庭收入水平	高收入	42.86(23.87)	24.27(20.43)
	中等收入	45.05(25.50)	21.63(21.50)
	低收入	45.47(26.09)	22.30(23.73)
母亲受教育程度	小学及以下	41.40(24.77)	20.24(22.81)
	初中	45.04(25.96)	21.04(22.46)
	高中	45.80(25.45)	23.57(21.19)
	大专及以上学历	44.39(23.41)	27.30(19.70)

2. 教育成本的地区差异

本文构建多层模型分析影响家庭教育经济成本和教育时间成本的宏观和微观因素,第一步是拟合方差构成模型,即不包含任何解释变量的零模型,探究地区之间的差异在多大程度上影响了孩子获得的家庭教育成本,具体的模型拟合结果如表3所示。方差构成模型将随机效应分为层1、层2两部分,分别表示家庭教育成本差异中源于个体差异(组内差异)和源于地区差异(组间差异)的部分。根据计算得到的组内相关系数(Intra-class Correlation Coefficient,简称ICC),可以发现地区之间的差异解释了孩子获得的家庭教育经济成本总变动的12.9%,同时,解释了约4.7%的教育时间成本的总变动。这些结果表明地区之间的差异是导致孩子获得家庭教育经济成本存在差距的重要原因,也对教育时间成本的差异产生一定作用。

(二)家庭中孩子教育成本的影响因素分析

1. 影响家庭教育经济成本的微观和宏观因素

本文利用多层线性模型对影响家庭教育经济成本的宏观和微观因素进行探讨,表4中模型1是只

表4 家庭教育经济成本的宏观、微观影响因素

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型4.1	模型4.2
个体层次变量						
家庭社会经济地位						
居住地类型(城市=1)	0.835*** (0.033)		0.837*** (0.034)	0.787*** (0.036)	0.763*** (0.044)	0.017*** (0.002)
家庭年收入(对数)	0.343*** (0.014)		0.346*** (0.014)	0.317*** (0.015)	0.338*** (0.019)	-0.018*** (0.001)
母亲受教育年限	0.178*** (0.005)		0.175*** (0.005)	0.159*** (0.005)	0.149*** (0.007)	0.003*** (0.000)
母亲就业状况(料理家务)						
务农	-0.321*** (0.050)		-0.323*** (0.051)	-0.292*** (0.053)	-0.296*** (0.064)	-0.008** (0.003)
非农就业	0.129* (0.053)		0.130* (0.055)	0.078 (0.058)	0.062 (0.071)	-0.002 (0.003)
其他	0.014 (0.066)		0.013 (0.068)	0.053 (0.074)	0.090 (0.093)	0.002 (0.004)
母亲年收入(对数)	0.026*** (0.005)		0.027*** (0.005)	0.023*** (0.005)	0.024*** (0.007)	0.001* (0.0001)
资源稀释						
家庭中现有孩子数量	-0.222*** (0.026)		-0.221*** (0.026)	-0.061* (0.029)	-0.140*** (0.034)	-0.010*** (0.001)

纳入微观个体层次变量的结果,模型2是只纳入宏观层次地区特征的结果,模型3是同时包括个体层次和地区层次解释变量的多层线性模型拟合结果。为更好地反映多子女家庭对不同子女的投资偏好,模型4将只有一孩的家庭剔除后进行多层模型回归分析,以检验结论的稳健性。结果表明稀释效应、孩子特征、家庭资源和地区差异都会对孩子教育成本带来影响。

表3 孩子获得的教育成本方差构成模型

变量	经济成本(自然对数)	时间成本
截距	2.613*** (0.095)	67.232** (0.593)
个体层次标准差	3.622 (0.010)	37.327 (0.123)
地区层次标准差	1.398 (0.068)	8.318 (0.449)
组内相关系数 ICC	0.129	0.047

注:括号内数值为标准误;* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$;经济成本模型中层1样本量为65078,层2样本量为217;时间成本模型中个体层次样本量为44686,地区层次样本量为217。

续表 4

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 4.1	模型 4.2
家庭内部资源分配						
出生次序	-0.329*** (0.025)		-0.327*** (0.026)	-0.421*** (0.025)	-0.331*** (0.029)	0.001 (0.001)
性别(男=1)	-0.268*** (0.026)		-0.273*** (0.027)	-0.238*** (0.029)	-0.258*** (0.071)	-0.003* (0.001)
有兄弟	-0.044 (0.029)		-0.046 (0.030)	0.011 (0.030)	0.018 (0.075)	-0.003 (0.002)
控制变量						
教育阶段(学龄前)						
小学	2.813*** (0.032)		2.838*** (0.033)	2.410*** (0.036)	2.298*** (0.045)	0.040*** (0.002)
初中	2.420*** (0.041)		2.442*** (0.041)	1.971*** (0.045)	1.853*** (0.056)	0.045*** (0.002)
高中	1.423*** (0.045)		1.433*** (0.046)	1.234*** (0.052)	1.231*** (0.064)	0.047*** (0.002)
民族(汉族=1)	0.166** (0.059)		0.151* (0.059)	0.153* (0.065)	0.227** (0.080)	0.002 (0.003)
地区层次变量						
人均地区生产总值		0.069** (0.026)	0.007 (0.018)	0.011 (0.019)	0.000 (0.019)	-0.001* (0.001)
平均受教育年限		0.922*** (0.108)	0.490*** (0.075)	0.418*** (0.076)	0.458*** (0.079)	0.018*** (0.003)
截距	-4.119*** (0.177)	-6.346*** (0.908)	-8.705*** (0.653)	-7.604*** (0.662)	-7.968*** (0.697)	0.019 (0.025)
个体层次标准差	3.266 (0.009)	3.633 (0.010)	3.272 (0.009)	3.116 (0.009)	3.099 (0.012)	0.174 (0.0004)
地区层次标准差	0.814 (0.042)	1.012 (0.052)	0.687 (0.036)	0.676 (0.038)	0.669 (0.040)	0.021 (0.001)
N	67083	65078	65036	50030	32390	64774

注:括号内数值为标准误;* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$;模型 1 至模型 3 为全样本拟合结果,模型 4 为剔除一孩家庭孩子的样本拟合结果;模型 4.1 为既有男孩又有女孩家庭孩子样本拟合结果;模型 4.2 为因变量相对经济成本水平(教育经济成本占年收入比重)的拟合结果。

第一,家庭中现有孩子数量、孩子的出生次序、性别、教育阶段等都是影响孩子教育经济成本的重要因素。家庭中的孩子数量对于孩子的教育经济成本有显著负向影响,家庭中每增加 1 个孩子,单个孩子的教育经济成本将减少 20%,表明资源稀释效应在低生育率背景下对于家庭的教育经济成本的影响

依然成立。教育经济成本呈现出边际递减的特点,其他变量保持不变,孩子的出生次序每提高 1 个单位,其教育经济成本约减少 28%。与学龄前的孩子相比,“小、初、高”教育阶段的孩子教育经济成本都显著更高。

本研究发现控制其他变量条件下,女孩相较于

男孩的教育经济成本显著更高,男孩比女孩的成本少约24%,有兄弟对孩子获得家庭教育经济成本投入的影响不显著。这说明在低生育率背景下,家庭中的孩子数量减少,家庭内部在孩子教育投资方面的性别不平等程度得到了明显改善。近年来,女孩的教育经济成本超过男孩这一趋势在其他研究中也得到一定印证,有研究发现在社会经济地位较高的家庭中,女孩获得的教育资源投入超过男孩;^[33]当前中国家庭的校外教育支出呈现女孩占优的特征。^[34]

本研究证实了低生育水平条件下,家庭增加了对女孩的教育经济投入,这一现象有三方面的理论解释。一是由于性别平等和女性赋权运动的推进。有研究发现在优生优育的条件下,孩子数量减少,父母的性别意识改善,家庭会更加公平对待女孩和男孩。^[35]二是父母基于社会整体(特别是就业市场)性别不平等的认知,出于补偿性动机,更加重视对女孩的教育投资。在低生育率条件下,家庭对每个孩子的质量都很重视,希望增加对女孩的人力资本投资,使女孩能以较高的人力资本积累水平获得与男性同等的预期收入和社会经济地位。三是因为传统家庭养老方式发生明显转变,儿子不再是承担赡养责任的唯一角色,女儿在养老中的作用日渐重要。女儿对老年父母生活照料方面的支持已经超过儿子,尤其在城市群体中,女儿的经济支持和生活照料支持都已超过儿子。^[36]从代际转移的利己主义动机出发,与传统的“养儿防老”相比,在当前的家庭养老模式下,父母也将预期从女儿身上得到长期性回报,由此对增加女儿的教育投入产生激励。

第二,家庭社会经济地位、母亲的受教育水平和收入都给教育经济成本带来正向的影响。与已有研究发现一致,社会经济地位更高的家庭孩子教育经济成本更高。城市家庭孩子的教育经济成本显著高于农村家庭,控制模型中其他变量后,前者的教育经济成本约是后者的2.3倍;随着家庭年收入的增加,孩子教育经济成本也将显著上升;母亲的受教育年限每增加1年,一个孩子的教育经济成本约提高19%;母亲年收入与孩子教育经济成本之间具有显著正相关关系。这些结果都表明母亲在孩子的教育投入中具有重要的影响力。

第三,地区教育水平对家庭教育经济成本具有重要影响。在宏观影响因素方面,模型2的结果显示:在不放入个体层次解释变量的情况下,地区的经济发展水平和教育发展水平都对孩子获得的家庭教育经济成本具有重要影响,表明地区的经济和教育发展对于家庭教育经济成本投入的增加有明显的促进作用。这可能是由于在教育发展水平更高的地区,校外教育服务资源的种类更加丰富、质量也更

高,家庭可选择的校外教育支出项目更多,同时教育发达地区家庭对孩子的教育期望更高、对教育服务的需求层次较高,促使家庭为孩子的校外补习、兴趣班等投入更多经济资源。表4中模型3是将个体层次解释变量和地区层次解释变量共同纳入多层线性模型的拟合结果。在加入微观层次的变量后,家庭所在地区的平均受教育年限对孩子获得教育经济成本的影响相较于模型2有所下降,但效应仍然显著。这表明地区的教育发展水平对于家庭教育经济成本的效应基本不受各地区孩子个体以及家庭社会经济特征构成差异的影响。而在控制孩子个体及家庭特征后,宏观层次上人均地区生产总值的效应变得不再显著,表明模型2中经济发展程度较高的地区孩子所获得的家庭教育经济成本更多,这更多是依赖于家庭社会经济特征的影响。

为检验以上结果的稳健性,模型4将样本中的一孩家庭剔除后拟合多元线性模型。与模型3相比,微观和宏观影响因素分析的结论基本相同。为进一步检验女孩经济成本超过男孩这一结论的稳健性,模型4.1将样本范围限于既有男孩又有女孩的家庭,模型4.2将因变量替换为教育经济成本占家庭年收入的比重以反映相对经济成本水平的变化。结果显示在排除仅有女孩家庭的影响后,既有男孩又有女孩的家庭中女孩获得的课外教育经济成本仍显著超过男孩。在相对教育经济成本水平上,女孩与男孩的差异较小,但仍有一定优势。这些结果都表明女孩教育经济成本有超过男孩的趋势。

2. 影响家庭教育时间成本的微观和宏观因素

本文采用多层线性模型对影响家庭教育时间成本的微观和宏观因素进行分析。表5中模型5至模型7分别是只纳入个体层次解释变量、只纳入地区层次解释变量以及同时纳入个体层次和地区层次解释变量的多层模型拟合结果,模型8是在模型7基础上剔除一孩家庭样本后拟合的结果,以检验结论的稳健性。模型结果显示微观、宏观因素对家庭教育时间成本的影响明显不同于对家庭教育经济成本的影响。

两种成本影响因素比较一致的地方体现在两点:第一,城市家庭孩子相比于农村家庭孩子,教育时间成本更高。城市家庭与农村家庭在教育时间成本上的显著差异一方面反映了城乡家庭父母差异化的教育理念和教育方式,城市父母更加重视对子女的陪伴;另一方面,由于农村劳动力外流现象普遍存在,导致农村家庭父母双方或一方与子女分离,减少了父母对子女的教育陪伴时间。第二,资源稀释理论在时间成本上也成立。家庭中的孩子数量对于单个孩子获得的教育时间成本具有显著负向

表 5 家庭教育时间成本的宏观、微观影响因素

变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
个体层次变量				
家庭社会经济地位				
居住地类型(城市=1)	2.680*** (0.427)		2.513*** (0.434)	2.445*** (0.487)
家庭年收入(对数)	0.111 (0.187)		0.058 (0.190)	-0.105 (0.213)
母亲受教育年限	1.012*** (0.062)		1.019*** (0.064)	1.013*** (0.073)
母亲就业状况(料理家务)				
务农	-2.705*** (0.657)		-2.885*** (0.668)	-2.539*** (0.727)
非农就业	-11.429*** (0.686)		-11.554*** (0.699)	-10.593*** (0.783)
其他	-6.943*** (0.826)		-7.200*** (0.839)	-6.352*** (0.971)
母亲年收入(对数)	-0.730*** (0.065)		-0.714*** (0.066)	-0.678*** (0.073)
资源稀释				
家庭中现有孩子数量	-4.601*** (0.358)		-4.582*** (0.363)	-3.676*** (0.426)
家庭内部资源分配				
出生次序	4.693*** (0.346)		4.641*** (0.351)	4.619*** (0.357)
性别(男=1)	-0.449 (0.336)		-0.448 (0.342)	-0.414 (0.392)
有兄弟	0.329 (0.376)		0.297 (0.382)	0.682 (0.399)
控制变量				
教育阶段(小学=1)	-15.896*** (0.362)		-15.856*** (0.368)	-15.822*** (0.425)
民族(汉族=1)	-0.857 (0.746)		-1.046 (0.759)	-1.107 (0.871)
地区层次变量				
人均地区生产总值		-0.599** (0.219)	-0.290 (0.215)	-0.277 (0.235)
平均受教育年限		3.232*** (0.901)	1.086 (0.884)	1.100 (0.965)

续表 5

变量	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
截距	74.989*** (2.274)	40.989*** (7.567)	67.529*** (7.741)	66.035*** (8.452)
个体层次标准差	35.214 (0.116)	37.358 (0.125)	35.261 (0.118)	35.181 (0.135)
地区层次标准差	7.978 (0.430)	8.150 (0.446)	7.983 (0.435)	8.472 (0.478)
N	46023	44686	44653	34167

注:括号内数值为标准误;* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$;模型 5 至模型 7 为全样本拟合结果,模型 8 为剔除一孩家庭孩子的样本拟合结果。

影响,并在剔除一孩家庭子女后依旧显著。这可能是由于在有多子女的家庭中,孩子之间可以相互陪伴,年长的孩子可以起到陪伴、照顾年幼孩子的作用,为父母分担了一些照料责任。

两种成本影响因素的差异主要体现在以下五个方面:第一,家庭年收入对教育时间成本的影响并不显著。意味着不同收入水平的家庭在孩子教育成本上的差异往往来自经济资源方面,而在时间成本上差异不大,普遍存在较高的教育期望,愿意投入时间精力教育孩子。第二,母亲的年收入对孩子的教育时间获得具有显著的负向影响。母亲的年收入与教育经济成本呈现显著正相关关系,却与教育时间成本呈负相关关系。这是由于在家庭中母亲通常承担了更多的照料养育责任,收入水平高的母亲在能够为孩子提供更多经济成本的同时,面临着激烈的工作与家庭冲突:工作时间延长,陪伴孩子的时间减少。同时,收入水平较高的母亲教育陪伴子女的时间机会成本也更高,促使她们利用校内外的托育、教育资源或长辈的隔代照料替代自己对孩子的教育陪伴。第三,在教育时间成本上并未呈现出明显的性别差异。第四,相较于经济成本的递增模式,时间成本呈现出随教育阶段推进而递减的模式。第五,在控制了个体层次的孩子个体特征和家庭特征后,地区的经济发展程度和教育发展水平对时间成本的影响并不显著。

模型 7 的拟合结果中个体层次解释变量的效应与模型 5 的结果基本保持一致。模型 8 以模型 7 为基础,剔除了样本中一孩家庭的影响,结果发现各解释变量均与模型 7 的结果较为接近,验证了以上结论的稳健性。

(三) 母亲时间成本和父亲时间成本影响因素的异同

本文利用似不相关模型进一步分析家庭与孩子个体特征对其获得的母亲、父亲时间成本的影响。

表 6 为父母时间成本似不相关回归模型结果,模型 9 是全样本数据拟合的结果,模型 10 是在剔除一孩家庭后拟合的结果,从而检验结论的稳健性。

母亲的时间成本和父亲时间成本影响因素相似的地方体现在三个方面:父母的时间成本分配都存在一定的出生次序差异。对于排行靠后的孩子,父母付出的教育时间成本更多,这是由于年幼的孩子往往需要更多生活上的照料与陪伴,而年长的孩子生活的独立性更强。相比于学龄前的孩子,小学阶段孩子获得的父母教育时间成本都大大减少;孩子性别、兄弟姐妹性别构成对父母时间成本均没有显著影响,表明父母在时间、精力等非货币性资源的投入上并不存在明显的性别偏好;随着母亲的教育程度提高,孩子获得的父母时间成本都显著增加。两者影响因素的差异体现在以下三个方面。

第一,居住地的城乡类型对母亲时间成本的影响并不显著,但却显著影响了父亲时间成本,进而显著影响了父母总时间成本。这是由于在城乡家庭中母亲都是子女的主要照料者,对孩子的时间成本投入都较多,不存在显著差异;但父亲的时间成本有明显差异,城市家庭孩子获得的父亲时间成本显著高于农村家庭孩子,反映出农村家庭中“男主外、女主内”的传统家庭性别分工思想更加根深蒂固,总体而言农村父亲对孩子教养过程的参与程度更低;同时,也有一部分农村家庭父亲外出务工与孩子分离,造成父亲陪伴时间减少。

第二,家庭年收入对母亲和父亲时间成本的作用方向相反,家庭收入越高的孩子获得的母亲时间成本越多,但获得的父亲时间成本越少。这是由于在控制母亲个人收入的条件下,家庭收入越高,意味着父亲收入越高,对于家庭事务和孩子教育的参与都会减少,就需要母亲承担更多教养孩子的责任,体现了家庭内部性别分工的替代性作用。从经济理性选择的视角出发,这一效应体现出“时间可

表 6 父母时间成本的 SUR 模型

变量	模型 9: 全样本		模型 10: 剔除一孩家庭	
	母亲	父亲	母亲	父亲
家庭社会经济地位				
居住地类型(城市=1)	0.015 (0.240)	3.090*** (0.230)	-0.175 (0.270)	3.124*** (0.259)
家庭年收入(对数)	0.743*** (0.115)	-0.946*** (0.110)	0.821*** (0.130)	-1.153*** (0.124)
母亲受教育年限	0.526*** (0.038)	0.489*** (0.036)	0.473*** (0.043)	0.501*** (0.042)
母亲就业状况(料理家务)				
务农	-3.579*** (0.409)	0.892* (0.392)	-3.130*** (0.446)	0.483 (0.428)
非农就业	-11.209*** (0.429)	-0.434 (0.411)	-10.263*** (0.480)	-0.573 (0.461)
其他	-7.923*** (0.526)	-0.301 (0.504)	-7.423*** (0.609)	-0.421 (0.584)
母亲年收入 (对数)	-0.984*** (0.040)	0.336*** (0.038)	-0.955*** (0.045)	0.371*** (0.043)
资源稀释				
家庭中现有孩子数量	-2.960*** (0.216)	-0.820*** (0.207)	-2.212*** (0.248)	-0.231 (0.238)
家庭内部资源分配				
出生次序	3.612*** (0.219)	0.868*** (0.210)	3.502*** (0.223)	0.947*** (0.214)
性别(男=1)	-0.429 (0.213)	0.041 (0.204)	-0.267 (0.245)	0.032 (0.235)
有兄弟	0.270 (0.238)	-0.124 (0.228)	0.630 (0.248)	0.231 (0.238)
控制变量				
教育阶段(小学=1)	-12.331*** (0.228)	-3.958*** (0.218)	-12.613*** (0.263)	-3.773*** (0.253)
民族(汉族=1)	0.624 (0.345)	-3.843*** (0.330)	0.970* (0.385)	-4.341*** (0.369)
常数项	48.920*** (1.322)	29.837*** (1.267)	45.818*** (1.541)	30.329*** (1.479)
R ²	0.207	0.034	0.199	0.032
卡方	11958.340	1598.500	8750.240	1172.000
两方程误差相关性系数	0.350		0.343	

注: * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$; Breusch-Pagan 独立性检验结果均显著。

及性”和“相对资源”在配偶分工中的作用。^[37]一方面,父母双方中收入高的一方,教育孩子成本的时间机会成本也更高,因而收入高、工作时间更长的一方会缩减孩子的教育时间成本;另一方面,也反映出母亲的相对收入增加将提高她在家庭内部的议价能力,从而减少她在家庭照料上的时间成本。

第三,由孩子数量增加带来的资源稀释效应在时间成本方面依旧有着显著的影响,尤其是对母亲的时间成本而言。无论是否剔除一孩家庭,孩子获得的母亲时间成本都随着家庭中孩子数量的增加而明显减少。同时,孩子获得的父亲时间成本也有所下降,但这一效应在剔除一孩家庭样本后变得并不显著。在多子女家庭中,孩子之间的相互陪伴为母亲减轻了较多的照料负担,父母与子女代际陪伴时间一定程度上被兄弟姐妹代内之间的陪伴所替代。

(四)不同规模家庭教育成本影响因素的差异比较

本文重点关注的问题之一是低生育率背景下家庭教育成本的偏好是否与传统大家庭中存在差异。因此,研究各个因素在不同规模(孩子数量)的家庭之间的异质性影响可以近似作为低生育率群体与高生育率群体之间的比较。

表7是因变量为家庭经济成本且包含交互项的多层线性模型结果。可以发现城乡、家庭年收入等

自变量对不同规模家庭的教育经济成本的影响存在一定的异质性。具体表现为:孩子数量越多,城乡家庭之间的差异越小;随着家庭中孩子数量的增加,家庭年收入高带来的教育经济成本高的趋势被削弱;孩子数量越多,母亲受教育程度和母亲年收入提高对家庭教育经济成本的正向影响越小;此外,随着家庭中孩子数量的增加,男孩与女孩的经济成本差异缩小。

(五)家庭教育成本差异的宏观-微观作用机制

由前文的讨论分析可知地区层面的经济和教育发展水平对子女获得家庭教育经济成本具有重要的效应。在模型3的基础上,本文分别加入家庭年收入、现有孩子数、性别、家庭居住地的城乡类型与地区层面人均地区生产总值、平均受教育年限变量的跨层交互项。研究发现家庭资源的优势、稀释效应、女孩优势等系列效应在经济教育水平较高的地区会被凸显。

首先,地区的人均生产总值与家庭年收入之间的跨层交互效应显著,在经济越发达的地区,家庭年收入高带来的在孩子教育经济成本上的优势越被凸显。这可能是由于经济发达地区校外教育服务的市场往往更加完善且选择多样,平均价格也可能更加高昂,为收入较高的家庭提供了丰富的教育培训项目,强化了高收入家庭在子女教育培训方面的经济优势。

表7 包含交互项的教育经济成本多层线性模型(N=65036)

变量	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
家庭中现有孩子数量	-0.071*	1.476***	0.249***	0.015	-0.265***
居住地类型(城市=1)	1.677***	0.828***	0.815***	0.835***	0.837***
家庭年收入(对数)	0.344***	0.678***	0.342***	0.345***	0.346***
母亲受教育年限	0.170***	0.172***	0.283***	0.173***	0.175***
母亲年收入(对数)	0.026***	0.026***	0.025***	0.100***	0.027***
性别(男=1)	-0.263***	-0.267***	-0.259***	-0.271***	-0.492***
交互项					
孩子数量×城市	-0.421***				
孩子数量×家庭年收入		-0.158***			
孩子数量×母亲受教育年限			-0.055***		
孩子数量×母亲年收入				-0.035***	
孩子数量×男孩					0.109***
截距	-8.845***	-12.274***	-9.547***	-9.156***	-8.597***

注: *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001;表中的模型已控制模型3中的其他变量。

表 8 包含跨层交互项的家庭教育经济成本多层模型

	家庭收入	现有孩子数	男孩	城市
主效应				
各列对应的个体变量	0.480*** (0.029)	-0.283*** (0.036)	-0.274*** (0.027)	0.830*** (0.063)
人均地区生产总值	0.042* (0.019)	0.009 (0.019)	-0.002 (0.019)	0.014 (0.022)
平均受教育年限	0.513*** (0.079)	0.547*** (0.079)	0.547*** (0.080)	0.352*** (0.091)
交互效应				
人均地区生产总值	0.064*** (0.011)	-0.035** (0.012)	0.018 (0.010)	-0.010 (0.024)
平均受教育年限	-0.023 (0.043)	-0.136** (0.049)	-0.109** (0.040)	0.263** (0.098)

注:括号内数值为标准误;* $P<0.05$,** $P<0.01$,*** $P<0.001$;对模型中跨层交互项所涉及的层1连续变量都进行了以组均值对中处理,层2变量都进行了以总均值对中处理;表中的模型还控制了原模型3所包括的其他变量的主效应。

其次,资源稀释效应也将受到地区整体发展水平的影响,体现为家庭现有孩子数对孩子获得教育经济成本的效应与人均地区生产总值、人均受教育年限之间呈显著的负向相关。表明在不同地区都存在一定的资源稀释效应。但随着人均地区生产总值和人均受教育程度的增加,家庭孩子数量的斜率更加陡峭,稀释效应表现得更为明显。

再次,通过拟合不同性别的孩子获得的教育经济成本在不同地区之间的变动情况,发现性别与地区的人均受教育水平的跨层交互效应显著。控制模型其他变量,家庭所在地市的平均受教育年限相较于均值水平每增加1年,男孩获得的教育经济成本大约会降低11%。这表明在教育水平发达的地区,家庭对于女孩的补偿性投资动机更强,男孩和女孩获得的教育经济成本差距扩大。

最后,拟合包含居住地城乡类型与地区层面变量交互项的模型,平均受教育年限的跨层交互项显著。表明在整体教育发展水平更高、高学历人群集中的地区城乡之间的差异会更加显著。这一方面可能是由于在平均教育水平更高的地区教育资源更丰富、课外教育服务市场更完善、可供选择的教育资源范围更为广泛,使城市家庭相比农村家庭的资源优势发挥更加明显。另一方面也可能是平均教育水平更高的地区往往高学历人群比例较高,而高学历群体主要集中在城市,他们对教育投入的重视和相对更高的家庭社会经济资源致使城乡家庭的差异扩大。

五、总结与讨论

(一) 家庭教育成本投入的一般模式

本文在实证分析的基础上总结了家庭教育经济

成本投入和教育时间成本投入的一般模式(见下页图1),其主要特点如下。

第一,地区差异和家庭经济社会资源都会对教育成本产生影响,而且宏观因素使微观因素的影响作用凸显。家庭教育成本在不同地区呈现出显著的差异化特征,这些差异大多源自家庭及个体层次特征构成的不同,仅有地区平均受教育年限具有独立影响。这可能是由于在平均受教育年限更高的地区,高学历群体更加集中,相对而言教育资源更加丰富,也更容易形成注重教育培养的整体社会氛围,从而促使家庭为子女教育投入更多资源。另外,地区的经济发展水平和整体的受教育程度还会对微观层次因素的影响产生调节作用,使稀释效应、家庭资源优势等各种效应更凸显。

第二,资源稀释依然存在,家庭在教育成本投入方面存在一定的出生次序、性别、学段等偏好。低生育率背景下,资源稀释效应在家庭教育时间与经济成本上都有明显体现,但解释机制可能存在一定的差异。资源稀释理论的基本假设主要是针对一些具有排他性的家庭资源,认为在家庭总资源量一定的条件下,孩子数量增加,平均每个孩子能获得的资源减少,比如家庭在教育培训方面的货币性成本。但时间成本的情况略有不同,在多子女家庭中父母往往可以同时陪伴不同的孩子,这种共享性使不同子女获得时间成本投入的排他性削弱,本文发现的孩子获得的时间成本投入与其家庭内部孩子数量呈负向关系,更可能是由于多子女家庭中孩子之间的相互陪伴与父母的陪伴产生了一定的替代,孩子之间形成的互动陪伴关系可以减少父母的陪伴压力。而

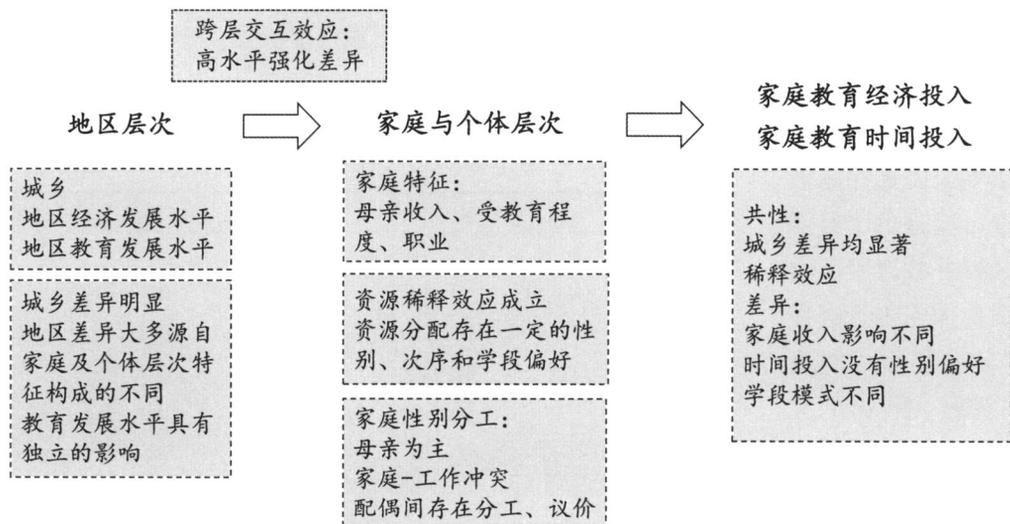


图1 家庭教育成本投入的一般模式

家庭内部的资源分配偏好在低生育率背景下也发生了一定的转变,尤其在对不同性别子女的投资策略上从倾向于投资教育回报率更高的男孩转为增加对处于相对弱势地位的女孩的补偿性投资,女性社会经济地位的提高、性别平等观念在社会范围内的普及以及家庭养老模式的转变都可能强化了这一投资决策的转变动机。此外,在低生育率背景下,不同出生次序的孩子获得的教育成本差异可能更多源自不同年龄阶段孩子的差异化需求,表现为对于比较年长的孩子,家庭的教育经济成本投入更多,而对于更年幼的孩子,父母的陪伴照顾更多。

第三,经济成本与时间成本的影响因素存在共性与差异。家庭的教育经济成本和教育时间成本由于其本身特性存在差异,导致相同的影响因素表现出的效应显著与否和作用方向可能存在一定不同。从共性角度,城市家庭孩子的教育经济成本和教育时间成本投入都显著高于农村家庭,这反映出当前城乡教育水平的差距,有一部分源于城乡教育资源分布的不均衡性,但也有一部分是城乡家庭的资源条件和教育观念、教育方式存在差异。农村地区有限的外部教育市场和家庭资源禀赋、劳动力外流带来的亲子分离等都从家庭层面扩大了农村孩子在教育方面的弱势。从差异角度,家庭年收入对孩子的教育经济成本有显著的正向影响,但对于时间成本的影响并不显著;母亲的个人收入水平对孩子的教育经济成本有正向影响,而在时间成本上呈现显著的负向影响。这反映出母亲在家庭中承担了更多的养育责任,面临着激烈的工作-家庭冲突。收入水平越高的母亲往往工作时长也越长,在有能力承担起孩子更高的经济成本的同时,会缩减养育时间成本投入,采用课外兴趣班、文化辅导的形式作为家庭教

育的补充。此外,时间成本投入在不同子女之间的分配并未呈现出明显的性别差异,表明父母在陪伴养育方面对不同性别子女的重视程度接近。

第四,关于母亲与父亲时间成本模式的差异。母亲承担了家庭养育照顾子女的主要责任,在城乡家庭之间母亲的成本并未有明显差异,而农村家庭孩子获得的父亲时间成本明显少于城市家庭孩子,表明父亲在家庭教育中的缺位现象在农村家庭中更为凸显。同时,父母的时间成本都受到其在家庭内的相对收入水平的影响。当母亲年收入一定、家庭年收入越高时,孩子获得的母亲时间成本越多,而父亲时间成本越少。而随着母亲相对收入的提高,母亲时间成本减少,父亲时间成本增加,反映出家庭内部配偶对子女教育陪伴方面存在一定的互替作用,也反映出女性相对经济地位的提升增加其在家庭中的议价能力,使其可以减少育儿时间成本的投入。此外,对于多孩家庭而言,随着孩子数量增加带来的对时间成本投入的稀释效应,更多体现在母亲的时间成本上,孩子之间的相互陪伴主要为母亲减轻了较多的照料负担,对于父亲的陪伴没有显著的影响。

(二)低生育率背景下家庭教育成本特点

基于以上实证结论,本文将已有文献对较高生育率下的家庭教育成本模式的研究结论与低生育率背景下家庭教育成本的特征进行比较分析,从而总结在不同生育率背景下的家庭教育成本模式可能存在哪些共性与差异,更好地剖析当前我国的低生育率背景会对家庭之间的教育成本差异和家庭内部的教育资源分配产生何种影响。

1. 与高生育率成本模式的共性

与以往研究结论相比,低生育率背景下家庭社会经济地位对于家庭的教育成本仍然具有显著影

响,尤其是对于教育经济成本而言。社会经济地位高、资源条件好的家庭会在子女教育上提供更多资源以帮助子女实现更高的教育成就,从而在未来的劳动力市场上取得更高回报,并将其作为阶层地位再生产的重要途径。此外,在低生育率背景下,尽管家庭中的孩子总数已经发生明显缩减,但是孩子数量增加仍然会对家庭中单个孩子的教育成本投入产生负向影响。随着我国社会经济发展和高等教育的扩张,人们的教育需求层次提升,促使家庭采取高投入的教育模式,但由于家庭资源有限,这种高投入模式在孩子数量较多时将无法维持,呈现出资源稀释效应;而难以维持对每个孩子的高教育成本投入也使顾虑孩子教育发展的家庭倾向于缩减孩子数量,反映了家庭对于孩子数量与质量的权衡。

2. 与高生育率成本模式的差异

与传统的多子女家庭相比,低生育率背景下的家庭教育成本模式呈现出一定的差异性。最为明显的差异在于家庭对不同性别子女的教育经济投入偏好发生转变,由“重男轻女”、牺牲家庭中年轻女儿的资源转移向年幼儿子的成本偏好,转变为增加对女孩的教育投资。同时,随着孩子数量的减少,对女孩的教育经济成本投入较高的趋势更加明显。其动因可能在于女性受教育程度的提高不仅具有提高生产力、直接提高工资收入的作用,而且有助于降低女性在劳动力市场上的受歧视程度,从而缩减性别间收入差距。^[38]对仅有女儿或孩子数量较少的家庭而言,增加对女儿的教育投入以帮助女儿获得更高的教育程度,将缩减未来劳动力市场中由性别歧视带来的工资差异,投资动机将更为强化。此外,随着家庭养老模式由“儿子养老”向“双系养老”转变,更多女性承担了照料老年父母的责任,削弱了过去儿子才能通过养老实现教育投入终身性、长期性回报的代际投资动机。

同时,本文在异质性分析中发现对于孩子数量较少的家庭,居住地城乡类型、家庭年收入、母亲受教育程度等家庭社会经济地位因素对孩子教育经济成本投入的影响更大,反映出在孩子数量缩减的情况下,家庭资源相对集中,家庭资源优势转化为教育成本优势的效应更为凸显。

(三) 政策建议

基于以上结论,本文提出以下五点政策建议。

第一,针对城乡家庭教育投入特点,开展针对性的政策引导和支持策略,缩小城乡教育不平等程度。完善农村地区的公共教育服务供给体系,改善农村教育基础设施,提高农村教育资源供给质量。引导家庭树立良性的教育投入理念,积极倡导理性教育投资,家长们可以根据自身情况和孩子的需要,制定

合理的教育投资计划。同时,政府部门也应该加强对教育市场的监管,规范校外教育服务供给市场,引导教育机构规范运营,保障消费者权益。

第二,根据不同地区教育发展程度和家庭教育成本状况的差异,政府部门可以采用因地制宜,精准施策的方式,引导家庭进行理性教育投资。在经济发达地区,政府可以加大对公共教育服务的投入,保障校内优质教育资源的供给,提高学校办学质量,同时引导家长合理规划孩子的教育辅导,尊重孩子的兴趣爱好,遵循孩子认知发展过程,采取更为科学的教育方式,避免过度投入给家庭带来沉重经济负担的同时对孩子的身心健康造成不利影响。在经济较为落后地区,政府可以通过提供财政补贴、助学贷款、公益性课程等,帮助解决经济困难家庭的子女教育问题。

第三,针对不同教育阶段子女家庭教育成本差异化特点,制定更具针对性的家庭支持政策。家庭特别是母亲在孩子学龄前主要表现为时间成本负担沉重,因此应侧重于减少家庭尤其是母亲的养育时间成本。要完善0-3岁儿童的托育服务体系,提高托育服务体系质量。政府还应当出台相关的政策法规保障女性的产假和育儿假权益,通过税收优惠、财政补贴等手段,鼓励和引导企业提供更多的家庭支持措施,尊重和保护职业母亲的劳动权益,促进职业母亲的稳定就业和家庭和谐发展,让母亲更容易实现家庭和工作的平衡。

第四,倡导父母双方共同参与孩子的养育和教育过程,尤其需要引导父亲更多参与家庭教育投入,缓解母亲养育压力。提倡家庭可以通过建立父母共同的家庭教育投入计划来鼓励父亲的参与,增进家庭成员之间的互动和理解。学校、教育机构、社区等组织可以开设相关亲子课程和活动,鼓励父亲更多参与孩子的教育环节,增强父亲对家庭教育的认识和理解,从而提高父亲对家庭教育的投入。政府可以通过制定相关政策,如父亲育儿假等,鼓励父亲在家庭教育中扮演更加积极的角色,主动分担母亲的教育压力。对于部分农村父亲由于外出打工而缺少对孩子陪伴的问题,应当通过积极推动乡村振兴,在农村地区创造更多就业岗位,解决好随迁子女的教育服务问题。

第五,政府推进落实双减政策,完善校内的教育资源配置和教育服务优化,多举措促进教育资源的均等化。对于一些教育竞争激烈的地区,父母对于孩子兴趣班、文化辅导的需求旺盛,应当优化校内教育在知识教育、素质培养等方面的服务质量。减少教育领域乱收费的现象,明确违规收费主体及追责方式,切实降低家庭教育成本。对于区域内不同学

校之间的教育资源配置应当考虑均衡性,避免义务教育阶段的优质教育资源过度集中在某些学校或某一学区,减轻家庭教育负担。

注释:

①样本量存在差异的原因在于问卷只询问了12岁以下孩子的父母陪伴时间。

参考文献:

[1] 陈卫,段媛媛. 中国近10年来的生育水平与趋势[J]. 人口研究,2019(1):3-17.

[2] 马春华. 中国家庭儿童养育成本及其政策意涵[J]. 妇女研究论丛,2018(5):70-84.

[3] Liu A, Xie Y. Influences of Monetary and Non-monetary Family Resources on Children's Development in Verbal Ability in China[J]. Research in Social Stratification and Mobility, 2015, 40: 59-70.

[4] 楚红丽. 基础教育阶段家庭教育消费支出内容与结构的研究述评[J]. 教育科学, 2007(2):1-4.

[5] 雷万鹏,钟宇平. 中国农村家庭教育支出的实证研究:1985-1999[J]. 教育理论与实践, 2003(7):38-42.

[6] 丁小浩,薛海平. 我国城镇居民家庭教育支出差异性研究[J]. 教育与经济, 2005(4):39-44.

[7] 王进兰,赵刚. 中国家庭子女教育成本与投资分析[J]. 河北师范大学学报(教育科学版), 2001(2):43-52.

[8] 张文剑,陈复华,陈建平. 关于教育消费的实证研究[J]. 教育与经济, 2000(3):15-20.

[9] 孙彩虹. 重庆市中小学生家庭教育消费支出差异分析[J]. 重庆工商大学学报(西部经济论坛), 2003(1):37-40.

[10] 李红伟. 中国城市居民家庭教育消费实证研究[J]. 教育与经济, 2000(4):1-7.

[11] 王远伟,朱苏飞. 中国城市居民家庭教育投入的状况和特征[J]. 教育与经济, 2009(4):11-16.

[12] 刘保中. 我国城乡家庭教育投入状况的比较研究:基于CFPS(2014)数据的实证分析[J]. 中国青年研究, 2017(12):45-52.

[13] 韩军辉,柳典宏. 家庭教育投资行为的城乡比较与演化博弈[J]. 教育学术月刊, 2017(2):54-60.

[14] 楚红丽. 我国义务教育阶段城市与县乡家庭教育支出影响因素的对比分析[J]. 教育学报, 2008(6):87-94.

[15] Blake J. Family Size and the Quality of Children[J]. Demography, 1981, 18(4):421-442.

[16] Steelman L C, Powell B, Werum R, et al. Reconsidering the Effects of Sibling Configuration: Recent Advances and Challenges[J]. Annual Review of Sociology, 2002, 28(1):243-269.

[17] Downey D B. When Bigger Is Not Better: Family Size, Parental Resources, and Children's Educational Performance[J]. American Sociological Review, 1995, 60(5):746-761.

[18] 谢永飞,程剑波,郑诗泽. 流动儿童家庭教育投入的实证研究:一个基于资源稀释理论的分析[J]. 云南行政学院学报, 2018(6):159-163.

[19] 聂景春,庞晓鹏,曾俊霞,等. 农村儿童兄弟姐妹的影

响研究:交流互动或资源稀释?[J]. 人口学刊, 2016(6):5-16.

[20] Chu C, Xie Y, Yu R. Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan[J]. Sociology of Education, 2007, 80(2):91-113.

[21] Mette, Ejrnæs, Claus, et al. Birth Order and the Intra-household Allocation of Time and Education[J]. Review of Economics and Statistics, 2004, 86(4):1008-1019.

[22] Kantarevic J, Stéphane M. Birth Order, Educational Achievement and Earnings[J]. Journal of Human Resources, 2006, 41(4):755-777.

[23] Kessler D. Birth Order, Family Size, and Achievement: Family Structure and Wage Determination[J]. Journal of Labor Economics, 1991, 9(4):413-426.

[24] 张月云,谢宇. 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[J]. 人口研究, 2015(4):19-34.

[25] 叶华,吴晓刚. 生育率下降与中国男女教育的平等化趋势[J]. 社会学研究, 2011(5):153-177, 245.

[26] Becker G S, N Tomes. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(6):1153-1189.

[27] Bradley R, Corwyn R. Socioeconomic Status and Child Development[J]. Annual Review of Psychology, 2002, 53:371-399.

[28] Desai S. When Are Children from Large Families Disadvantaged? Evidence from Cross-National Analyses[J]. Population Studies, 1995, 49:195-210.

[29] Gibbs B G, Workman J, Downey D B. The (Conditional) Resource Dilution Model: State- and Community-Level Modifications[J]. Demography, 2016, 53:723-748.

[30] Marteleto L J, De Souza L R. The Implications of Family Size for Adolescents' Education and Work in Brazil: Gender and Birth Order Differences[J]. Social Forces, 2013(1):275-302.

[31] 谢倩,吴亚凡. 家庭教育投入研究进展综述[J]. 湖湘论坛, 2014(6):74-79.

[32] Zheng L. Sibling Sex Composition, Intra-household Resource Allocation, and Educational Attainment in China[DB/OL]. <https://journalofchinesesociology.springeropen.com/articles/10.1186/s40711-015-0004-z#article-info>.

[33] 刘雯,於嘉,谢宇. 家庭教育投资的性别差异:基于多子女家庭的分析[J]. 青年研究, 2021(5):51-63, 95-96.

[34] 魏钦恭,张佳楠. 来自兄弟的“让渡”和母亲的“馈赠”:校外教育投入中的女孩占优现象与家庭偏好逻辑[J]. 社会, 2021(5):208-242.

[35] 刘守义,任丽莉,韩惠鹏. 农村家庭子女性别结构对家庭教育投资行为影响的研究[J]. 教育与职业, 2008(35):66-67.

[36] 许琪. 儿子养老还是女儿养老? 基于家庭内部的比较分析[J]. 社会, 2015(4):199-219.

[37] 贺光烨,简敏仪,吴晓刚. 城市地区家务劳动和家人照料时间性别差异研究[J]. 人口研究, 2018(3):79-90.

[38] 黄志岭,姚先国. 教育回报率率的性别差异研究[J]. 世界经济, 2009(7):74-83.