

同胞对青少年家庭养育资源获得的影响： 稀释效应和补偿作用

何茜，冉楚琪，梁文艳

[摘要]本文基于2022年北京市青少年调查数据，从稀释效应与补偿作用两个视角探讨了拥有同胞对青少年家庭养育资源获得的影响。结果显示，拥有同胞使青少年在“亲子陪伴”与“志愿服务”等代际养育资源的获得上显著减少，一定程度上验证了资源稀释效应的存在。尽管如此，同胞间的亲密关系，以及合作帮助和沟通交流等积极行为，作为代内养育资源，有效促进了青少年在学业素养、体质健康和主观幸福感方面的发展，从而在一定程度上对代际养育资源的稀释发挥了补偿作用。进一步分析发现，父母采用高回应性的教养方式有助于代内养育资源的生成与强化。上述结论对缓解多子女家庭父母的养育焦虑、引导父母优化教养实践，以及促进代内养育资源的持续积累具有重要意义。

[关键词]稀释效应；补偿作用；代际养育资源；代内养育资源；同胞互动

一、问题提出

为应对人口发展新形势，我国政府近年来先后实施了“单独二孩”“全面二孩”以及“三孩政策”等积极的生育政策。然而，这些政策的相继出台并未有效扭转我国出生人口持续下降的趋势，自2022年起出生人口已连续两年出现负增长。过高的养育成本被视为抑制居民多孩生育意愿的关键因素。在“望子

[收稿日期] 2024-12-16

[基金项目] 北京师范大学教育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)；国家自然科学基金面上项目“师徒关系视角下中国高校青年教师的科研创新能力研究：基于大数据与微观调查的证据”(72274019)。

[作者简介] 何茜，北京师范大学教育学部，电子邮箱地址：heqian0824@qq.com；冉楚琪，北京师范大学教育学部，电子邮箱地址：202221010171@mail.bnu.edu.cn；梁文艳(通讯作者)，北京师范大学教育学部/首都教育经济研究基地，电子邮箱地址：liangwenyan@bnu.edu.cn。

成龙”文化心理的影响下，许多中国父母倾尽全力为子女提供最优质的养育条件，力图避免子女“输在起跑线”上。这使得一些年轻父母在面对多孩生育决策时踌躇不前，其顾虑在于子女数量的增加可能会削弱每个孩子所能获得的家庭养育资源，从而导致子女数量对子女质量的替代(王春凯和石智雷，2024)。

已有研究的确发现，随着子女数量的增多，每个子女从父母获得的养育资源呈现下降趋势(靳小怡等，2023；张月云和谢宇，2015；韦丰和任远，2023)。然而，也有文献并未发现显著的资源稀释效应(黎煦和陶政宇，2018)。此外，既有研究多基于生育政策放宽前的非独生子女群体，样本可能存在偏差。同时，一线城市受生育焦虑(如“养不起”“养不好”)影响尤为严重，但目前仅有极少数文献对此予以关注(徐浙宁，2017)。在此背景下，本研究基于生育政策松动九年后(2022年)在北京中小学开展的调查数据，全面测量和考察代际养育资源，特别将往往因数据缺乏而易被忽略，但在教育发展与改革中日益受到重视的“家校合作”维度纳入分析，以进一步明确同胞数量对于家庭养育资源的稀释效应。由此，本研究的第一个核心问题是：拥有同胞是否会减少青少年所获得的家庭养育资源？

进一步而言，从家庭养育资源的内涵拓展来看，同胞不仅可能是代际养育资源的潜在竞争者，也可能成为代内养育资源的提供者。由于血缘纽带的存在与长期互动的积累，同胞在个体成长过程中的作用不可忽视(Buist et al., 2013)。然而，拥有同胞并不必然意味着获得代内养育资源。依据Coleman(1988)社会闭合的理论框架，只有在彼此存在信任和高密度互动时，资源方可顺畅流动与整合。换言之，同胞关系的质量、互动频次及互动方式是决定同胞能否为彼此提供代内养育资源的关键因素，从而影响其潜在的补偿作用。然而，由于长期实施独生子女政策，国内研究很少从“补偿作用”的视角审视同胞对青少年成长的影响。

在生育政策不断放宽、家庭结构急剧转型的“后独生子女时代”，同胞这一角色在家庭结构中的地位愈发凸显。同胞所能提供的代内养育资源与父母提供的代际养育资源同样值得关注和重视。因此，本研究尝试以促进青少年身心全面发展为导向，甄别在家庭养育资源中能够发挥补偿作用的同胞关系或互动特征。基于此，本研究的第二个核心问题是：何种同胞关系特征或互动行为能够促进青少年的全面发展，从而构成代内养育资源？

在确认特定同胞关系或行为对家庭养育资源具有补偿作用后，如何促进这类关系或行为的形成是更为关键的问题。已有研究虽广泛探讨了家庭教养方式及其对子女学业成就的影响(唐甜等，2024)，但鲜有文献深入探讨家庭

教养方式对同胞关系质量和互动行为的塑造作用。本研究借助家庭社会学领域常用的教养方式特征维度——“要求性”与“回应性”，分别揭示父亲和母亲的教养方式特征对同胞关系及互动行为的影响。由此，本研究的第三个核心问题是：父亲或母亲的教养方式如何影响同胞关系特征及其互动行为？回答这一问题对于为多子女家庭制定有效的家庭养育资源补偿策略具有重要意义。

二、文献综述

（一）拥有同胞对家庭养育资源的稀释效应

传统研究对家庭教育资源的关注多集中于父母等长辈对年幼子女的养育投入。这些投入既包括教育支出、学习材料购置等经济类资源，也涵盖时间、精力、情感陪伴与教育参与等非经济类资源（梁文艳等，2018）。已有研究表明，无论是经济类还是非经济类的家庭资源，对于子女的学业成就和心理健康均具有重要影响（Wilder，2014）。尤其随着家庭经济条件的逐步改善，父母在非经济方面的积极教育参与和行为支持，较之经济类投入，对提升儿童的学业成绩与心理发展更具帮助（李佳丽和何瑞珠，2019）。

资源稀释理论认为，当家庭子女数量增加时，父母对每个子女提供的平均资源水平可能会随之下降。已有国内实证研究为该理论提供了一定证据。例如，部分研究发现，随着同胞数量的增多，子女所能获得的经济与非经济类养育资源投入均呈显著减少趋势（靳小怡等，2023；张月云和谢宇，2015；韦丰和任远，2023）。也有研究指出，同胞数量增加并不必然造成经济类养育资源水平的下降。究其原因，在子女增多的情形下，父母（尤其是母亲）可能通过增加劳动时间供给来缓解经济资源约束，从而维持或提高对子女的经济资源投入（黎煦和陶政宇，2018）。此外，一些研究指出，资源稀释效应可能存在非线性门槛效应，即只有在子女数达到特定阈值后，个体所获资源才会显著降低（刘书冰等，2023；Wu，2015）。

综上，关于拥有同胞是否必然导致家庭养育资源稀释仍需进一步开展研究。现有国内研究多借助 CEPS、CFPS 等公共数据库展开分析，虽然这类数据在样本覆盖范围上具备优势，但在测度指标的精细程度、样本聚焦性及有效性方面仍有不足。例如，家校合作作为一种重要的非经济类养育资源，可有效整合家庭与学校的教育支持，从而促进青少年的全面成长与发展（朱永新，2021）。但目前公共数据库对家校合作等指标的测度较为笼统，使得相关研究难以深入探究同胞稀释效应在此类资源维度上的表现。

与此同时，在北京、上海等一线城市，家庭所面临的高生活成本与高育

儿压力,使父母对于子女数量增加可能带来的教育质量下降愈加敏感。^①这不仅加深了父母的生育与养育焦虑,也增强了研究同胞稀释效应的现实意义。以北京为例,本地户籍新生儿数量从2017年的17.1万人骤降至2021年的不足9万人,^②2020年总和生育率更降至0.87。^③由于数据限制,已有研究较少关注特大城市中的同胞稀释效应现象。

此外,2013年及之前我国城市地区严格执行“一孩政策”,一孩和多孩家庭在父母职业等方面存在很大差别。现有相关研究(张月云和谢宇,2015;Wu,2015;黎煦和陶政宇,2018;刘爱玉和李彧强,2019)多基于放宽政策之前的数据,无法充分反映政策转变及社会经济环境变化后的家庭结构与资源分配特征,进而可能存在选择性偏误。

基于此,本文尝试利用生育政策放宽九年后在北京中小学实施的调查数据,从经济投入、亲子活动投入和家校合作投入三个维度出发,对父母提供的代际养育资源进行全面考量。通过考察拥有同胞对个体所获养育资源的影响,以便更好地理解当代中国超大城市背景下的同胞稀释效应。

(二)拥有同胞对家庭养育资源的补偿作用

现有研究在探讨同胞对于家庭养育资源的影响时,多从资源竞争的角度,聚焦于子女数量增加可能引发的资源稀释效应。显然,这些研究忽视了同胞作为代内养育资源提供者可能具备的补偿作用。事实上,兄弟姐妹之间的合作帮助、情感交流等互动行为有助于儿童人力资本的积累。例如,年龄较大的同胞(如哥哥姐姐)凭借在身体发育和智力发展上的先发优势,往往会承担起辅导年幼弟妹的责任(袁璐璐和罗楚亮,2021)。在这一过程中,年幼者更容易理解并掌握课堂知识,而年长者在充当“小老师”角色时,也能提升自身的沟通表达和逻辑组织能力。此外,同胞间基于生活经历、兴趣爱好与情感体验的交流,有利于个体学会识别、表达与调节情绪,从而促进社会情感能力与幸福感的提升(Dunn,2007)。同时,温暖、积极的同胞关系还能儿童应对外界风险提供情感支持,增强自尊与自信,帮助其抵御抑郁、孤独等负面情绪,促进身心的全面发展(Kramer,2014;Yeh and Lempers,2004)。

① 根据《中国妈妈“焦虑指数”报告》,上海、北京、深圳的“妈妈焦虑指数”高居城市排行榜的前三。资料来源: <https://www.chinanews.com.cn/life/2017/05-12/8222174.shtml>。

② 资料来源:北京疾控中心,1949—2021北京居民出生死亡变动情况, http://www.phic.org.cn/tjsj/wssjzy/jkzb/202203/t20220328_299557.html。

③ 数据来源:北京市统计局, <https://nj.tjj.beijing.gov.cn/tjnj/rkpc-2020/indexch.htm>

由此可见,家庭养育资源的来源并不限于父母或其他长辈,同胞关系网络同样能够生成和分享社会资本(Perez-Granados and Callanan, 1997)。换言之,作为代内养育资源,同胞关系本身在儿童身心发展过程中可能发挥重要作用(Azmitia and Hesser, 1993; Dunn, 1988)。然而,根据社会资本理论(Coleman, 1988),资源的有效流动与整合依赖于相互信任和高频互动构成的社会闭合机制。这意味着在同胞关系中,只有当兄弟姐妹之间形成密切的情感联结并保持高强度的互动时,拥有同胞才能真正实现代内养育资源的补偿效应。

在中国,长期盛行的家族主义观念与儒家价值观中的“兄友弟恭”“笃爱和睦”等思想,为同胞在家庭养育中的资源供给功能提供了深厚的文化基础。然而,由于独生子女政策在相当长的时间内严格实施,中国城市家庭的相关实证数据较为匮乏。现有研究多以小样本为基础,探讨同胞关系与青少年心理发展的关联(董颖红和刘丹, 2019),而系统性地从代内资源提供者的视角研究同胞的补偿作用的文献仍然不足。基于此,本文将利用北京中小学青少年的调查数据,探讨同胞互动行为和关系质量对青少年学业素养、体质健康及主观幸福感等多维度发展的影响。此研究将有助于揭示促进青少年全面发展的同胞关系或行为特征,并为同胞在家庭养育资源中的补偿作用提供实证依据。

进一步而言,即便确定了有助于实现补偿作用的同胞关系模式或互动行为特征,也必须认识到并非所有多子女家庭的青少年关系都天然具备这些有利条件。这引出一个关键问题:在多子女家庭环境中,应如何有效开发并利用这一宝贵的代内家庭养育资源?

同胞间的互动发生在家庭环境中,而父母的教养方式在很大程度上决定同胞关系的走向(Bi et al., 2022)。教养方式是指父母在育儿过程中所持有的相对稳定的理念或模式,通常由回应性(responsiveness)和要求性(demandingness)两个特征维度构成(Baumrind, 1971)。回应性体现父母对子女需求的尊重和满足,要求性则强调父母作为社会化代理人对孩子的规范与约束。回溯性研究(以成年样本为对象)发现,温暖、支持性的教养方式有助于促进子女之间的亲密关系与积极互动;而严格或忽视性的教养方式则可能导致子女间的竞争、冲突,甚至疏离(Mesurado and Richaud, 2017; Bi et al., 2022)。因此,为充分发挥同胞在家庭养育资源供给中的补偿作用,有必要深入探究父母的教养方式对有助于实现这一补偿功能的同胞关系与互动行为特征的影响。

基于此,本文将利用北京中小学青少年的调查数据,分别探讨父亲和母

亲教养方式中回应性和要求性水平对同胞关系与互动行为的影响。总体来看,现有研究对于中国城市青少年群体的关注仍有不足,尚未深入讨论何种教养方式才更有助于塑造高质量的同胞关系与积极的互动行为。既有研究也较少区分父母双方在这一过程中的作用差异。本研究的发现不仅将为相关领域的文献提供实证补充,也可为父母选择与优化教养方式、促进代内养育资源的生成与强化提供有益的决策参考。

三、样本、变量与模型设计

(一)数据来源

本研究所使用的数据来自课题组于 2022 年在北京市某主城区和一个郊区选取的 8 所小学与 2 所初中开展的调查。在所选小学的四、五、六年级及所选初中的七、八年级中,课题组随机抽取两个班级,并以整班入样的方式最终获取 1916 份有效问卷。鉴于我国生育政策仅放宽至三孩,对于拥有 3 个及以上同胞的样本,为确保数据的代表性与一致性,本研究将其视为特殊情况并予以剔除。同时,考虑到研究重点在大城市家庭,以及京籍与非京籍家庭在生育决策与家庭特征上的显著差异,本研究最终将分析样本限定为京籍家庭。

经上述筛选,最终样本包含 1526 名青少年。独生子女占比为 53.74%(820 人),拥有 1 个同胞的青少年占比为 42.79%(653 人),拥有 2 个同胞的青少年占比为 3.47%(53 人)。^①

(二)变量定义与数据描述

为检验同胞对代际养育资源是否存在稀释效应,本研究从经济投入与非经济投入两个维度衡量家庭代际养育资源。在经济投入方面,通过“子女是否拥有专用书桌”“是否拥有电脑”这两项基本性学习资源指标及“子女参加课外辅导班/兴趣班数量”这项扩展性教育服务指标进行测度。在非经济投入方面,通过“亲子陪伴”“亲子沟通”“亲子监督”这 3 项基于家庭的亲子活动投入指标,以及“当好家长”“相互沟通”“参与决策”和“志愿服务”4 个家校合作投入指标进行测度。

为进一步探讨何种同胞互动特征可作为代内养育资源,对青少年发展产生促进作用,本研究将同胞互动分解为同胞关系特征和同胞互动行为两个维

^① 样本所涉及非独生子女基本为家庭中的长子女,即 2013 年生育政策松动后家庭拥有二孩或三孩的样本。

度。借鉴 Furman 和 Buhrmester(1985)的经典量表, 同胞关系特征重点关注“亲密”“冲突”和“竞争”; 同胞互动行为则通过“合作帮助”和“沟通交流”这 2 个指标测量, 以表征同胞日常互动模式。

在青少年发展结果的测量上, 本研究从学业素养、体质健康与主观幸福感三个维度对青少年进行综合评估。其中, 学业素养以语文和数学在班级中的相对排名均值测量; 体质健康依据学校体能测试结果进行评价; 主观幸福感参考已有成熟框架, 对青少年在生活满意度、人际关系满意度、学校归属感(认知幸福感维度)及积极情绪(情感幸福感维度)上的得分进行整合。

此外, 参考 Baumrind(1971)的经典文献, 本研究从要求性与回应性两个维度测量父母教养方式。描述性统计发现, 母亲在两个维度上的得分均高于父亲, 符合中国传统“男主外、女主内”的家庭分工模式, 体现了母亲在家庭教养功能中的主导作用。

为减少遗漏变量偏误, 本研究还纳入青少年个体特征(年龄、性别、学段、出生顺序)与家庭特征(家庭经济水平、家庭职业地位、父母受教育年限)作为控制变量。根据第七次全国人口普查数据, 北京是全国唯一一个 15 岁及以上常住人口平均受教育年限超过 12 年的地区, 这与本研究样本中父母普遍受教育程度较高的特征相一致。

表 1 列出了本研究所涉及的主要变量定义与描述性统计结果。

表 1 变量的定义与数据描述

维度	变量	定义	均值
经济类投入	基本性学习资源	用于学习的独立书桌和电脑(是=1, 否=0)	0.69
	扩展性教育服务	参加辅导班/兴趣班数量, 取值 2—5	2.07
代际养育资源投入	亲子陪伴	“父母陪孩子看书”等 3 项	70.41
	亲子活动	“父母主动与孩子讨论学校发生事情”等 3 项	82.14
	亲子监督	父母检查作业的频率	69.98
家校合作投入	当好家长	“父母参加学校举办的培训、讲座、讨论会等”	68.92
	相互沟通	“父母主动与老师沟通了解在校情况”等 2 项	73.94
	参与决策	“父母代表班上同学的家长发挥影响力”	58.02
	志愿服务	“父母参加班级和学校志愿活动”等 2 项	68.13

				续表
	维度	变量	定义	均值
同胞互动	同胞关系特征	亲密	“你是否非常爱你的兄弟姐妹”等 6 项	83.73
		冲突	“你和兄弟姐妹是否经常意见不合”等 3 项	44.15
		竞争	“你和兄弟姐妹是否经常相互竞争”等 2 项	53.57
	同胞互动行为	合作帮助	“你和兄弟姐妹是否经常互相帮助”等 2 项	73.85
		沟通交流	“你和兄弟姐妹是否经常在家讨论学校或学习相关事情”	45.23
青少年发展	学业发展	学业素养	语文和数学平均成绩在班级中的相对排名(1—4 代表由差至优)	56.04
	身体发展	体质健康	上学期体测成绩(1—4 代表由不及格至优秀)	69.83
	心理发展	主观幸福感	“最近是否感受到快乐等情绪”等 8 项	86.22
家庭教养方式	父母教养方式特征	回应性	“父/母鼓励你表达自己观点”等 5 项	父：79.07 母：86.57
		要求性	“父/母有制定规则的绝对权力”等 3 项	父：50.24 母：56.91
控制变量	个体特征	年龄	2022 年实际年龄	10.66
		性别	女生=1，男生=0	0.51
		学段	小学=1，初中=0	0.87
		出生顺序	独生子女/老大=1，老二=2，老三=3	1.14
	家庭特征	家庭经济水平	儿童自评的家庭经济水平(1—5 代表从非常困难到非常富裕)	3.38
		家庭职业地位	儿童报告的父母最高职业(1—10 代表从“无业/失业/待业”至“国家与社会管理者”，数值越高代表职业地位越高)	6.59
		父亲受教育年限	取值 15—22 的连续变量	18.86
		母亲受教育年限	取值 15—22 的连续变量	19.13

注：对于亲子活动投入、家校合作投入、同胞互动、青少年发展和家庭教养方式的指标：若由多题项构成，采用主因素分析提取公因子分并映射至 0—100 区间；若由双题项构成，计算均值映射至 0—100 区间；单题项指标则直接映射至 0—100 区间。

(三)模型设计

1. 稀释效应检验模型

为检验同胞对家庭代际养育资源是否存在稀释效应,本研究构建了如下模型:

$$Presource_{is} = \beta_0 + \beta_1 sib_{1is} + \beta_2 sib_{2is} + \rho x'_{is} + \sigma_s + \epsilon_{is} \quad (1)$$

其中, $Presource_{is}$ 表示学校 s 中青少年 i 所获得的、来自父母的多维代际养育资源; sib_{1is} 和 sib_{2is} 为虚拟变量,分别表示拥有1个同胞或2个同胞(拥有=1,未拥有=0); x'_{is} 为控制变量向量; σ_s 代表学校固定效应; ϵ_{is} 为随机误差项。通过检验系数 β_1 和 β_2 的估计值,即可判断同胞是否引发代际养育资源的稀释效应。

为减少选择性偏差可能造成的影响,本研究采用倾向得分匹配(Propensity Score Matching, PSM)对稀释效应进行稳健性检验。具体流程为:以拥有同胞(1个或2个)青少年为处理组、独生子女为对照组,将影响同胞数量与代际养育资源相关的变量纳入Logit模型估计倾向得分。在获得倾向得分后,通过近邻匹配、半径匹配和核匹配等多种方法,对处理组与对照组进行匹配,计算平均处理效应(ATT),从而识别“拥有同胞”这一处理所引发的代际养育资源差异。

2. 补偿作用检验模型

为探讨拥有同胞对养育资源的补偿作用,本研究在非独生子女样本中构建了以下模型:

$$Develop_{is} = \beta_0 + \beta_1 Sibinter_{is} + \rho x'_{is} + \sigma_s + \epsilon_{is} \quad (2)$$

其中, $Develop_{is}$ 表示学校 s 中学生 i 的身心发展指标; $Sibinter_{is}$ 表示各项同胞互动关系和行为的特征变量;其余变量的定义同上。在方程(2)中,若 β_1 显著为正,则说明该类同胞互动特征或行为可作为代内养育资源的补偿因素,促进青少年的身心全面发展。

同样,本研究利用PSM方法对补偿作用进行稳健性检验。以每项同胞互动特征指标为基础,根据其在样本分布中的中位数将样本划分为高质量互动组(处理组)与低质量互动组(对照组),并采用多种匹配方法对两组样本进行匹配,计算该同胞互动特征对青少年发展的平均处理效应。

3. 识别家庭教养方式对补偿性同胞互动特征形成的影响

为从家庭教养方式视角检验补偿性同胞互动特征的形成路径,本研究构建如下模型:

$$Sibinter_{is} = \beta_0 + \beta P'_{is} + \rho x'_{is} + \sigma_s + \epsilon_{is} \quad (3)$$

其中, P'_{is} 父母教养方式因素,包括父亲和母亲在要求性与回应性维度

上的特征指标,其他符号定义与上述模型一致。系数 β 代表父母教养方式特征对同胞互动特征的影响。

四、实证结果

(一)拥有同胞对家庭养育资源的稀释效应

1. 基准回归分析

为检验拥有同胞是否会引致代际家庭养育资源的稀释效应,本研究将经济类投入、亲子活动投入与家校合作投入依次作为因变量代入方程(1)进行分析,结果见表2。

基准回归结果显示:拥有同胞并未显著减少家庭对青少年的经济类投入,但对非经济类投入表现出一定的稀释效应。具体而言,在亲子活动投入方面,拥有1个或2个同胞均会显著降低青少年获得的“亲子陪伴”投入,而对更具结构性与可共享特征的“亲子沟通”与“亲子监督”影响不大。在家校合作投入方面,拥有1个同胞会显著降低父母在“志愿服务”维度上的参与程度,而对“当好家长”“相互沟通”与“参与决策”等指标没有显著影响。总之,同胞的稀释效应主要体现在对父母时间与精力要求更高的非经济类投入上。

2. 稳健性检验

PSM的分析结果与基准回归保持高度一致,进一步验证了研究结论的稳健性。除近邻匹配中“基本性学习资源”投入结果的显著性水平与基准估计略有差异外,其余匹配方法均表明,拥有同胞会显著降低“亲子陪伴”及“志愿服务”两项投入。限于篇幅,稳健性分析的具体结果及其平衡性检验未予呈现,备索。

3. 异质性分析

资源分配和养育策略可能因子女性别和家庭社会经济地位而异,因而不同性别和不同家庭特征群体中的同胞稀释效应可能存在差异。本研究据此对不同子群体进行了进一步分析,结果见表3。

分样本回归发现,在性别异质性方面,相较于男孩,女孩受到同胞稀释效应的影响更为显著。这可能源于两个因素:一是父母在资源分配中仍可能存在“男孩偏好”;二是父母对不同性别子女实施差异化的养育策略。当家庭对女孩的情感陪伴和社会化支持投入较多时,子女人数的增加会显著降低女孩获得此类非经济资源的水平。

表 2 稀释效应的基准估计：拥有同胞对代际家庭养育资源的影响

	经济类投入			亲子活动投入			家校合作投入		
	基本性 学习资源	扩展性 教育服务	亲子陪伴	亲子沟通	亲子监督	当好家长	相互沟通	参与决策	志愿服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
拥有 1 个同胞	-0.036 (0.03)	-0.035 (0.05)	-1.853* (1.07)	-1.841 (1.24)	0.543 (1.66)	-1.419 (1.78)	-1.039 (1.36)	-1.323 (1.79)	-3.466** (1.64)
拥有 2 个同胞	-0.053 (0.07)	0.146 (0.15)	-5.962* (3.22)	-5.150 (4.08)	5.265 (5.60)	1.618 (5.62)	3.964 (3.99)	0.376 (5.28)	-1.932 (4.95)
年龄	-0.009 (0.01)	-0.050* (0.03)	0.145 (0.59)	-0.107 (0.65)	-3.743*** (0.89)	2.135** (0.93)	2.773** (0.69)	2.958*** (0.94)	3.092*** (0.84)
性别	0.069*** (0.02)	0.109** (0.05)	0.369 (0.97)	0.133 (1.14)	-3.854** (1.57)	-0.423 (1.64)	-1.342 (1.25)	-2.664 (1.63)	-0.588 (1.47)
学段	0.145** (0.06)	0.642*** (0.12)	8.680*** (2.96)	14.631*** (3.51)	3.002 (4.94)	-0.086 (4.98)	11.023*** (3.75)	15.799*** (4.88)	18.070*** (4.35)
出生顺序	-0.032 (0.04)	-0.044 (0.07)	3.228** (1.59)	2.794 (1.83)	0.221 (2.54)	-1.920 (2.79)	-0.309 (2.10)	1.439 (2.72)	4.474* (2.40)
家庭经济地位	0.061*** (0.02)	0.139*** (0.05)	5.112*** (0.91)	2.125** (1.04)	6.882*** (1.43)	6.575*** (1.51)	5.941*** (1.13)	6.663*** (1.55)	4.569*** (1.35)
家庭职业地位	0.015*** (0.01)	0.042*** (0.01)	0.461* (0.22)	0.565* (0.28)	0.418 (0.31)	0.702 (0.35)	0.751** (0.30)	1.266*** (0.32)	1.120*** (0.30)

续表

	经济类投入			亲子活动投入			家校合作投入		
	基本性 学习资源	扩展性 教育服务	亲子陪伴	亲子沟通	亲子监督	当好家长	相互沟通	参与决策	志愿服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
父亲受教育年限	(0.01)	(0.01)	(0.26)	(0.31)	(0.41)	(0.43)	(0.32)	(0.43)	(0.37)
	0.009*	0.037***	0.381*	-0.071	-0.010	1.232***	1.089***	0.936***	0.689**
母亲受教育年限	(0.01)	(0.01)	(0.21)	(0.24)	(0.33)	(0.35)	(0.27)	(0.36)	(0.32)
	-0.002	0.000	0.226	0.563**	0.596*	0.107	-0.228	-0.340	0.037
	(0.01)	(0.01)	(0.21)	(0.25)	(0.34)	(0.35)	(0.27)	(0.36)	(0.32)
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
学校固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1526	1526	1526	1526	1526	1526	1526	1526	1526
(伪)R ²	0.06	0.14	0.09	0.10	0.10	0.08	0.10	0.09	0.08

注：1. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, 括号内为标准误。
2. 模型 1 的因变量为虚拟变量，采用 Logit 模型估计，该列系数为平均边际效应，其余模型均采用 OLS 估计。

表 3 稀释效应的异质性分析：不同性别和家庭社会经济地位样本的比较

	经济类投入			亲子活动投入			家校合作投入		
	基本性 学习资源	扩展性 教育服务	亲子陪伴	亲子沟通	亲子监督	当好家长	相互沟通	参与决策	志愿服务
男孩 (N=746)	-0.007	-0.040	-1.378	-2.712	-1.177	-2.709	-1.125	-1.473	-1.962
拥有 2 个同胞	0.050	0.437*	-3.144	-6.403	4.834	6.231	4.179	2.725	-2.155
女孩 (N=780)	-0.065**	-0.026	-2.338	-1.174	2.139	-0.480	-1.008	-0.432	-4.660**
拥有 2 个同胞	-0.147	-0.114	-8.961*	-3.131	6.167	-1.722	5.008	-0.511	0.306
非高经济家庭 (N=1025)	-0.040	-0.073	-2.885**	-2.107	-1.501	-3.906*	-1.608	-0.795	-3.533*
拥有 2 个同胞	-0.031	0.128	-7.773**	-4.669	5.670	3.098	4.694	-1.049	-3.771
高经济家庭 (N=501)	-0.033	0.061	0.184	-1.823	4.382	4.034	0.231	-2.949	-3.149
拥有 2 个同胞	-0.132	0.215	-2.867	-7.743	5.055	-3.301	1.864	4.461	3.601
非高职业家庭 (N=635)	-0.070*	-0.115	-0.553	-2.172	-3.550	-1.262	-1.952	-0.212	-3.197
拥有 2 个同胞	-0.055	-0.076	-2.443	-1.490	3.042	-0.387	0.967	-0.406	-3.365
高职业家庭 (N=891)	-0.027	0.016	-2.942**	-2.149	3.107	-1.542	-0.580	-2.008	-3.611*
拥有 2 个同胞	-0.062	0.384*	-10.072**	-10.345*	7.439	5.386	6.521	1.192	-1.411
非高文化家庭 (N=893)	0.011	0.040	0.177	-0.225	1.692	1.036	1.240	-0.110	-2.420
拥有 2 个同胞	0.085	0.194	-3.915	-2.662	5.303	2.809	6.598	3.267	-3.260
高文化家庭 (N=633)	-0.091**	-0.123	-4.353***	-3.757**	-1.101	-4.483*	-3.994*	-2.642	-4.836**
拥有 2 个同胞	-0.349***	-0.044	-8.629	-8.379	3.583	6.021	1.350	-3.398	4.763

注：1. 限于篇幅，仅呈现关键变量的回归结果。

2. 经济和职业地位根据家庭经济水平和家庭职业地位变量的中位数进行划分，大于中位数为高组，否则为非高组。文化地位则根据父母平均受教育年限划分，父母平均受教育年限大于 19 年（即超过研究生教育水平）为高组，否则为非高组。

3. 其余同表 2。

此外,家庭社会经济地位的差异也对同胞稀释效应的大小有重要影响。研究发现,家庭经济地位的提高有助于缓解同胞稀释效应,但家庭职业地位或文化地位的提高则可能在一定程度上强化这一效应。原因可能在于,在高经济地位家庭,父母能通过外包家政服务等方式缓解在时间与精力上的约束,从而减轻同胞稀释压力(李骏和张陈陈,2021)。在高职业地位家庭,尽管父母具有较强的经济投入能力,但由于职业发展需要占用大量时间和精力,因而难以在子女养育投入中持续给予足够的时间与精力支持。在高文化地位家庭,父母对教育的重视和“鸡娃”倾向使其在多子女情境下面临经济与精力双重限制,从而使单个子女获得的投入下降。

(二)拥有同胞对家庭养育资源的补偿作用

1. 基准回归分析

为验证同胞间关系特征与互动行为是否可为青少年提供潜在的补偿性代内养育资源,本研究以学业素养、体质健康和主观幸福感为因变量,将亲密、冲突和竞争三类同胞关系特征,以及合作帮助、沟通交流两类互动行为纳入方程(2)进行估计,结果见表4和表5。

表4显示,亲密的同胞关系显著提升青少年的学业素养、体质健康和主观幸福感。相反,存在冲突的同胞关系显著损害青少年的学业素养和主观幸福感。竞争关系对青少年发展并无显著影响,可能是由于适度竞争有助进步,而过度竞争则易产生心理压力和负面影响。

表5的结果表明,同胞间的合作帮助和沟通交流两类正向互动行为显著促进青少年的学业素养、体质健康和主观幸福感。这与既有研究(Dunn, 1988; Kramer, 2014; 董颖红和刘丹, 2019)强调的积极同胞关系和互动行为对儿童心理与行为发展的正向作用一致。

由此可见,尽管拥有同胞可能稀释代际养育资源,但同胞间建立的积极关系与互动可提供重要的代内养育资源,起到补偿作用。然而,如果同胞关系中存在冲突和紧张,不仅无法产生补偿效应,反而会对儿童健康成长带来不利影响。

2. 稳健性检验

为进一步检验补偿作用的稳健性,本文进行了PSM分析。除“冲突”和“竞争”对体质健康影响显著性略有变化外,其余结果与基准分析基本一致。这说明同胞关系特征和互动行为对青少年多维发展有较稳健的影响。同样,稳健性分析的具体结果和平衡性检验因篇幅有限未予呈现,备索。

表 4 补偿作用的基准估计 1：同胞关系特征对青少年发展的影响

	学业素养			体质健康			主观幸福感					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
亲密	0.115*** (0.04)			0.095** (0.04)	0.157*** (0.04)			0.143*** (0.05)	0.143*** (0.03)			0.131*** (0.03)
冲突		−0.067** (0.03)		−0.082** (0.04)		−0.026 (0.03)		−0.050 (0.04)		−0.062*** (0.02)		−0.053** (0.02)
竞争			−0.013 (0.03)	0.041 (0.04)			0.035 (0.03)	0.064 (0.04)			−0.022 (0.02)	0.010 (0.02)
常数项	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含
控制变量	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含
学校固定效应	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含
样本量	718	718	718	718	718	718	718	718	718	718	718	718
R ²	0.15	0.15	0.14	0.16	0.10	0.08	0.08	0.10	0.21	0.18	0.17	0.22

注：* p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01；括号内为标准误。

表 5 补偿作用的基准估计 2：同胞互动行为对青少年发展的影响

	学业素养			体质健康			主观幸福感		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
合作帮助	0.108*** (0.03)		0.084** (0.03)	0.129*** (0.04)		0.122*** (0.04)	0.114*** (0.02)		0.100*** (0.02)
沟通交流		0.080*** (0.02)	0.057** (0.03)		0.048* (0.03)	0.015 (0.03)		0.060*** (0.01)	0.033** (0.01)
常数项	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含
控制变量	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含
学校固定效应	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含	包含
样本量	718	718	718	718	718	718	718	718	718
R^2	0.15	0.15	0.16	0.10	0.09	0.10	0.21	0.18	0.21

注：* p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01；括号内为标准误。

3. 异质性分析

在个体身心发展与同辈互动的过程中,男孩与女孩之间存在一定差异(Stapley and Haviland, 1989),这可能导致他们在同胞互动中获得的代内养育资源程度不同。同时,不同社会经济背景的家庭在提供与激发代内养育资源的能力上也存在差异(Whiteman et al., 2011; Lareau, 2011),这同样可能影响同胞作为资源供给者的角色发挥。本研究从性别和家庭社会经济背景两个方面对同胞补偿作用进行了异质性分析,结果见图1。

从性别异质性来看,积极的同胞关系与良性互动对男女儿童皆有促进作用,但存在一定差异。第一,男孩的学业素养发展对积极同胞互动更为敏感。这可能是因为男孩在教育早期通常更活跃和跳脱,容易分散注意力(顾天竹和顾锡宏, 2018),通过积极同胞互动创设积极的家庭学习氛围、提供学业辅导等方式,特别有助于改善男孩的学习状况。第二,女孩在体质健康方面的受益更为显著。这可能是因为女孩相较于男孩往往较少参与体育锻炼(彭李奥等, 2024),在有同胞陪伴参与户外活动和体育互动时,更容易借此提升自身的体质健康水平。第三,冲突和竞争对女孩产生更为显著的消极影响,并降低了她们的主观幸福感;而对于男孩而言,竞争情境可能被视为一种激励和挑战,从而在一定程度上促进体质健康的发展。这种差异可能源于男孩相对容易将竞争转化为积极动力,而女孩则在情感上更为细腻,对支持性关系的需求更为强烈,同胞间的冲突与竞争更易加深女孩与兄弟姐妹之间的情感隔阂,从而对她们的身心发展产生不利影响(Stapley and Haviland, 1989)。

在对家庭社会经济地位的异质性分析中发现,无论家庭背景如何,儿童都能够从代内养育资源中获益,但获益程度存在显著差异。相较于经济与文化资本相对优越的家庭,在非高经济和非高文化背景下,同胞间的亲密关系与互助行为对提升儿童学业素养的作用更加显著。这可能是因为此类家庭在购买课外教育服务或父母亲自辅导方面能力有限,同胞之间的学业支持与协助成为无法替代的代内养育资源,有效弥补了代际投入的不足,并促进了儿童的学业发展。然而,需要引起重视的是,在非高经济、非高职业和非高文化家庭中,冲突与竞争关系对儿童学业素养与主观幸福感的负面影响尤为明显。这或许是因为这类家庭的儿童缺乏足够的父母支持和情感调节资源,在面对负面互动情境时,更易受到不利情绪和压力的冲击。

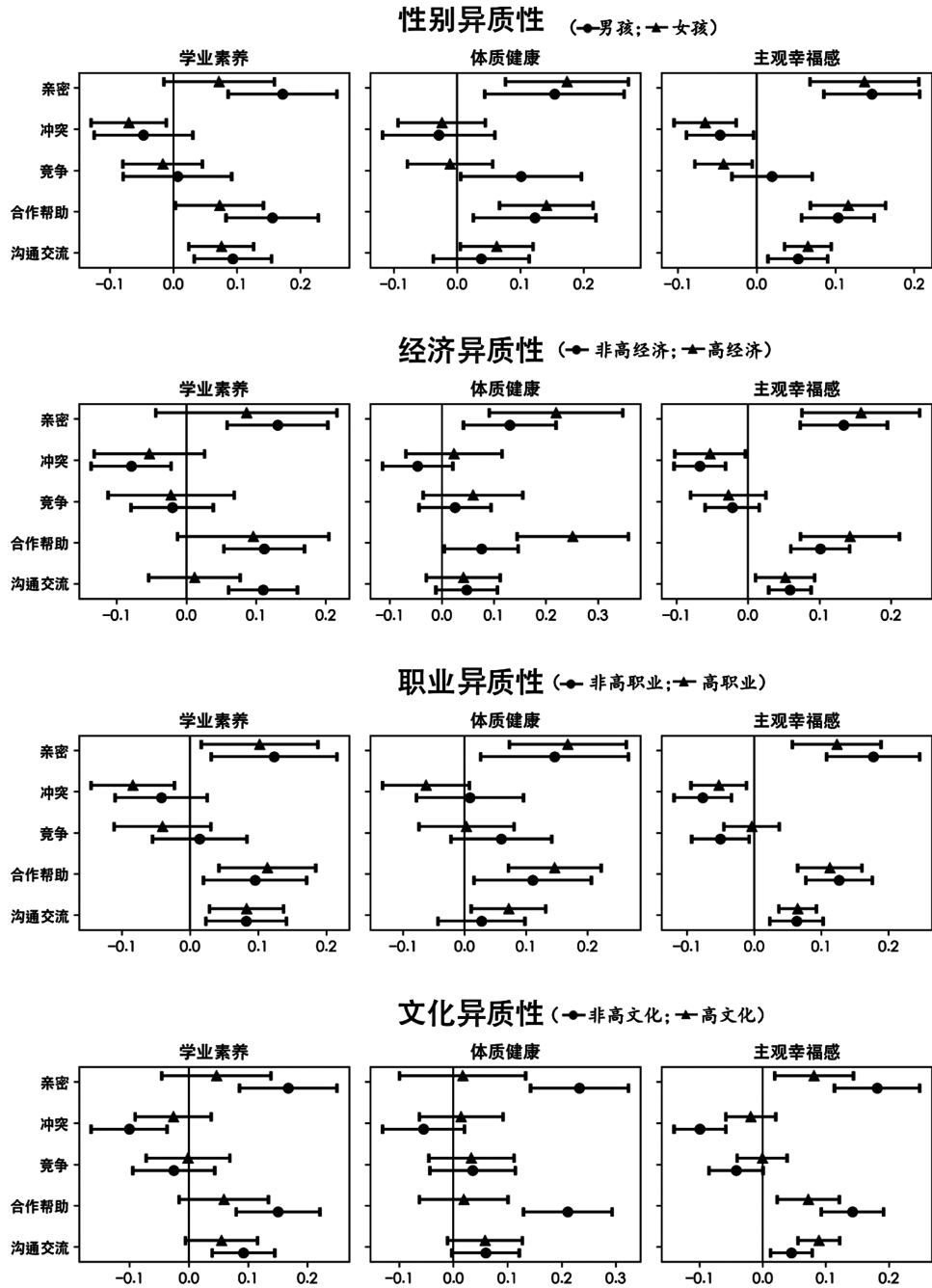


图 1 基于性别和家庭社会经济地位的补偿作用异质性分析

注：图中呈现分样本回归系数和 95%置信区间。

(三)家庭教养方式对同胞互动关系和行为的影响

既然亲密的同胞关系及正向互动可作为补偿性代内养育资源，关键问题在于：多子女家庭的父母应采取何种养育策略以促进高质量的同胞互动、减少冲突，从而最大化获得补偿效应？为此，本研究进一步通过方程(3)检验了父母要求性与回应性教养方式对同胞关系特征和互动行为的影响，结果见表 6。

研究发现，父亲和母亲的回应性水平提升有助于激发和强化代内养育资源的形成。父亲的高回应性不仅可加强同胞间的亲密关系，还可促进合作帮助、沟通交流并减少冲突。母亲的高回应性同样能促进积极的同胞关系和合作行为。相反，父母要求性水平过高可能增加同胞竞争，尤其是母亲的高要求性还可能引发同胞冲突。由此可见，父母在养育过程中展现出足够的回应性是激发代内养育资源的关键，而要求性需适度控制，以避免加剧同胞间的紧张与冲突。

表 6 同胞补偿作用的获得路径：家庭教养方式特征对同胞关系和互动行为的影响

	同胞关系特征			同胞互动行为	
	亲密	冲突	竞争	合作帮助	沟通交流
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父亲要求性水平	−0.013 (0.04)	0.086 (0.05)	0.119** (0.06)	0.029 (0.05)	0.055 (0.06)
父亲回应性水平	0.243*** (0.06)	−0.135** (0.07)	−0.001 (0.07)	0.325*** (0.07)	0.293*** (0.07)
母亲要求性水平	0.024 (0.04)	0.313*** (0.05)	0.216*** (0.06)	−0.009 (0.05)	−0.080 (0.06)
母亲回应性水平	0.303*** (0.07)	−0.011 (0.07)	0.137* (0.07)	0.286*** (0.07)	0.117 (0.08)
控制变量	包含	包含	包含	包含	包含
常数项	包含	包含	包含	包含	包含
学校固定效应	包含	包含	包含	包含	包含
样本量	718	718	718	718	718
调整 R ²	0.26	0.16	0.13	0.23	0.11

注：* p<0.1，**p<0.05，***p<0.01；括号内为标准误。

五、结论和启示

本研究基于 2022 年北京中小学调查数据,从“稀释效应”与“补偿作用”两个角度探讨了同胞存在对青少年家庭养育资源获得的影响,得到以下主要结论与启示。

第一,稀释效应主要集中于非经济类养育投入。研究发现,拥有同胞的确在部分领域引发了家庭代际养育资源的稀释效应,但该效应主要表现在非经济类投入上。具体而言,与独生子女相比,多子女家庭的父母在“亲子陪伴”与“志愿服务”等时间与精力密集型的养育项目上投入显著减少,而对于“亲子沟通”“亲子监督”等可共享、结构性养育资源的投入则无显著影响。PSM 估计结果证实了该结论的稳健性。异质性分析显示,拥有同胞对非经济类养育投入的稀释效应在女孩样本中较为明显,在非高经济家庭、高职业地位与高文化资本的家庭中更加突出。

第二,同胞间的积极互动可产生代内补偿作用。同胞间的亲密关系与积极互动能够有效提升儿童在学业素养、体质健康和主观幸福感等多维度的发展潜能。异质性分析显示,男孩的学业素养更易受益于同胞间的正向互动,而女孩则在体质健康方面展现出更高的收益。然而,当同胞关系中存在冲突或竞争时,其负面效应在女孩群体中更为凸显。此外,对于经济地位不高的家庭,积极的同胞互动所带来的资源补偿作用更为显著,但同时负面互动导致的消极影响也可能相对放大。

第三,高回应性的教养方式有助于提升代内养育资源的生成与利用。研究显示,父母若能采取高回应性的教养策略,营造温暖、理解与支持的家庭氛围,将有利于同胞间的良性互动与代内资源的有效转化和利用。反之,高要求性教养方式可能引发同胞间更多的冲突与竞争。为此,父母在日常养育中应慎用过度的控制和压力手段,努力维持一个有利于同胞关系稳定且资源能高效整合的家庭环境。

基于上述研究结论,本文主要得到了三方面的启示。

首先,父母正视同胞关系的补偿潜能,可能有助于缓解多子女的生育与养育焦虑。虽然增加子女数量在部分非经济资源上存在一定的稀释,但影响相对有限。相反,同胞本身具有巨大的代内资源补偿潜能,可促进子女在学业、心理与健康方面的全面发展。因此,多子女家庭的父母及有意增加子女数量的潜在父母应将关注重点转向如何优化同胞关系,增强互信与支持,以高效生成与强化代内养育资源。

其次，社会与政策支持应聚焦多子女家庭的实质需求。研究发现，非高经济地位家庭，以及拥有较高职业与文化资本的家庭更易受到资源稀释的困扰。因此，政府和相关部门应为多子女家庭提供更有针对性的政策支持，如生育津贴、税收减免及就业友好政策等，以减轻家庭经济与时间压力。应积极打造对多子女家庭更加包容的社会与工作环境，确保其在承担育儿责任的同时，不会面临不公平待遇与机会损失(史毅和韩润霖，2023)。

最后，应加强家庭教育与学校教育之间的协同合作。学校与教师可通过加强家校联动、举办专题家长会及开展培训、讲座等方式，帮助家长理解并掌握回应性教养的策略与技巧。已有研究显示，高回应性的父母往往通过积极倾听与正向反馈，为家庭内部创造温暖且充满理解与支持的互动氛围(Kramer and Conger, 2009)。这一氛围不仅有助于同胞间建立紧密的情感联结与稳定的社会支持网络，也能为儿童社交情感技巧的习得与应用提供良好条件(Darling and Steinberg, 1993)。在此过程中，应特别鼓励父亲积极参与家庭教育实践，并为其提供相应的指导与帮助。通过提升多子女家庭中同胞关系的质量，有望有效累积和整合代内养育资源，最终促进子女的全面健康成长。

当然，本研究亦存在若干不足，有待在未来研究中改进。第一，本研究的样本主要来自北京部分城区，该样本能够在一定程度上反映我国特大城市的特征，但研究结论在推广至其他地区时仍需保持审慎。未来研究可补充上海、广州、深圳等其他特大城市的样本，并在城市内部采用更多元的抽样方法，验证研究结论在我国大城市地区的适用性，并深入探讨不同城市间的共性与特性。第二，尽管选取生育政策调整九年后的观测时点，并采用倾向得分匹配方法构建反事实对照组以降低选择性偏误，但受限于截面数据，研究在消除潜在干扰因素上仍存在局限。后续研究可基于追踪调查数据，采用更严谨的因果推断设计，以更精准地识别拥有同胞对代际和代内养育资源的因果影响，同时进一步揭示其长期效应及其在不同成长阶段的异质性。

[参考文献]

- 董颖红、刘丹，2019：《中学生的同胞关系与学业自我效能感——自尊的中介作用和出生顺序的调节作用》，《基础教育》第3期。
- 顾天竹、顾锡宏，2018：《教育质量提高更有利于谁：男生还是女生？——来自我国初中教育调查的经验证据》，《教育与经济》第3期。
- 靳小怡、董一彤、杜巍，2023：《同胞数量和结构对家庭教育投入的影响》，《青年研究》第2期。

- 黎煦、陶政宇, 2018:《生育二胎对孩子教育水平的影响研究》,《人口学刊》第6期。
- 李佳丽、何瑞珠, 2019:《家庭教育时间投入、经济投入和青少年发展:社会资本、文化资本和影子教育阐释》,《中国青年研究》第8期。
- 李骏、张陈陈, 2021:《中国城市家庭教养方式的阶层差异:基于不同数据和测量的交叉验证》,《学术月刊》第2期。
- 梁文艳、叶晓梅、李涛, 2018:《父母参与如何影响流动儿童认知能力——基于 CEPS 基线数据的实证研究》,《教育学报》第1期。
- 刘爱玉、李彧强, 2019:《二孩家庭子女的资源获得与学业成绩——基于 CEPS 基线数据的实证研究》,《中华女子学院学报》第5期。
- 刘书冰、梁文艳、杨靖, 2023:《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》,《教育经济评论》第6期。
- 彭李奥、柳鸣毅、敬艳、孔年欣、尹子康、蔡静洁, 2024:《中国儿童青少年身体活动的地区差异性》,《中国学校卫生》第9期。
- 史毅、韩润霖, 2023:《生育支持政策体系构建:内涵、价值与路径》,《北京行政学院学报》第6期。
- 唐甜、王雨、巩芳颖、石可、李喜、刘伟、陈宁, 2024:《家庭教养方式与中国青少年积极发展的关系:系列元分析》,《心理科学进展》第8期。
- 王春凯、石智雷, 2024:《三孩政策下家庭教育期望及其生育效应》,《人口与经济》第1期。
- 韦丰、任远, 2023:《家庭子女数量对儿童教育过程的影响——基于教育投资稀释效应的分析》,《人口学刊》第3期。
- 徐浙宁, 2017:《城市“二孩”家庭的养育:资源稀释与教养方式》,《青年研究》第6期。
- 袁璐璐、罗楚亮, 2021:《兄姐上大学对同胞高等教育获得的溢出效应》,《财经研究》第5期。
- 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。
- 朱永新, 2021:《我国家校共育的问题及对策》,《教育研究》第1期。
- Azmitia, M. and J. Hesser, 1993, “Why Siblings Are Important Agents of Cognitive Development: A Comparison of Siblings and Peers”, *Child Development*, 64: 430—444.
- Baumrind, D., 1971, “Current Patterns of Parental Authority”, *Developmental Psychology*, 4(1): 1—103.
- Bi, H., J. Liu and R. Yan, 2022, “The Impact of Maternal Parenting Style on Sibling Relationships: A Transnational Study on Two-child Families of China and the United Kingdom”, *Journal of Comparative Family Studies*, 53(3): 426—448.
- Buist, K. L., M. Deković and P. Prinzie, 2013, “Sibling Relationship Quality and Psychopathology of Children and Adolescents: A Meta-analysis”, *Clinical Psychology*

- Review*, 33(1): 97—106.
- Coleman, J. S. , 1988, “Social Capital in the Creation of Human Capital”, *American Journal of Sociology*, 94: S95—S120.
- Darling, N. and L. Steinberg, 1993, “Parenting Style as Context: An Integrative Model”, *Psychological Bulletin*, 113: 487—496.
- Dunn, J. , 1988, “Sibling Influences on Childhood Development”, *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 29(2): 119—127.
- Dunn, J. , 2007, “Siblings and socialization”, *Handbook of Socialization: Theory and Research*, New York, NY, US: The Guilford Press: 309—327.
- Furman, W. and D. Buhrmester, 1985, “Children’s Perceptions of the Qualities of Sibling Relationships”, *Child Development*, 56(2): 448—461.
- Kramer, L. , 2014, “Learning Emotional Understanding and Emotion Regulation through Sibling Interaction”, *Early Education and Development*, 25(2): 160—184.
- Kramer, L. and K. J. Conger, 2009, “What We Learn from Our Sisters and Brothers: For Better or For Worse”, *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2009(126): 1—12.
- Lareau, A. , 2011, *Unequal Childhoods: Class, Race, and Family Life*, 2nd edition, University of California Press.
- Mesurado, B. and M. C. Richaud, 2017, “The Relationship between Parental Variables, Empathy and Prosocial-flow with Prosocial Behavior toward Strangers, Friends, and Family”, *Journal of Happiness Studies*, 18(3): 843—860.
- Perez-Granados, D. R. and M. A. Callanan, 1997, “Parents and Siblings as Early Resources for Young Children’s Learning in Mexican-descent Families”, *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 19(1): 3—33.
- Stapley, J. C. and J. M. Haviland, 1989, “Beyond Depression: Gender Differences in Normal Adolescents’ Emotional Experiences”, *Sex Roles*, 20(5): 295—308.
- Whiteman, S. D. , S. McHale and A. Soli, 2011, “Theoretical Perspectives on Sibling Relationships”, *Journal of Family Theory & Review*, 3(2): 124—139.
- Wilder, S. , 2014, “Effects of Parental Involvement on Academic Achievement: A Meta-synthesis”, *Educational Review*, 66(3): 377—397.
- Wu, Q. , 2015, “Sibship Size and Children’s Family Resources”, *The Journal of Early Adolescence*, 36(4): 575—594.
- Yeh, H. C. and J. D. Lempers, 2004, “Perceived Sibling Relationships and Adolescent Development”, *Journal of Youth and Adolescence*, 33(2): 133—147.

The Influence of Siblings on Adolescents' Access to Family Nurturing Resources: Dilution Effects and Compensatory Mechanisms

HE Qian¹, RAN Chu-qi¹, LIANG Wen-yan²

(1. Faculty of Education, Beijing Normal University;

2. Faculty of Education/Capital Institute for Economics of Education, Beijing Normal University)

Abstract: Based on data from a 2022 survey of adolescents in Beijing, this study explores the impact of having siblings on adolescents' access to family nurturing resources from the dual perspectives of dilution effects and compensatory mechanisms. The findings indicate that having siblings significantly reduces adolescents' access to intergenerational nurturing resources in terms of parent-child companionship and volunteer services, partially confirming the existence of resource dilution effects. However, the intimate relationships between siblings, along with positive interactive behaviors such as communication and collaborative support—serving as intragenerational nurturing resources—effectively promote adolescents' development in academic competence, physical health, and subjective well-being, thereby compensating for the dilution of intergenerational nurturing resources. Further analysis reveals that when parents adopt a highly responsive parenting style, it facilitates the generation and reinforcement of intragenerational nurturing resources. These conclusions hold important implications for alleviating parenting anxieties in multi-child families and guiding parents to optimize their parenting approaches, thereby fostering the production and accumulation of intragenerational nurturing resources.

Key words: dilution effects; compensatory mechanisms; intergenerational nurturing resources; intragenerational nurturing resources; sibling interaction

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 刘泽云)