

# 如何助子成龙?\*

—— 家庭教养方式对优质高等教育获得的作用

许丹红 桂 勇

**提要:**选择什么样的家庭教养方式才能“助子成龙”?对这一问题的学术讨论可分为文化再生产与文化流动两种不同理论视角。本研究利用2017年中国大学生社会心态调查数据,在实证层面分析了家庭教养方式对子女获得优质高等教育的影响。研究结果显示:家庭教养方式既作为家庭社会经济地位的中间机制对子女获得优质高等教育发挥作用,同时也对子女获得优质高等教育具有独立的影响力;对比各种家庭教养方式,宽容型家庭教养方式更有助于子女进入精英高校。

**关键词:**家庭教养方式 精英高校 文化流动 文化再生产

## 一、问题的提出

通过教育使下一代实现成功是全世界大多数国家的共识。近年来,“寒门出贵子”“赢在起跑线”“鸡娃”“小镇做题家”等热议话题折射出当代中国父母空前重视下一代的成就与发展,同时也反映出中国父母越来越认同家庭教养方式之于子代发展的重要性。学界一般基于“要求”与“回应”维度将家庭教养方式划分为权威型(高要求—高回应)、专制型(高要求—低回应)、宽容型(低要求—高回应)与忽视型(低要求—低回应)(Baumrind, 1967; Maccoby & Martin, 1983)。在普遍“鸡娃”的浪潮下,探讨家庭教养方式及其对子女学业成就的影响成为一个相当迫切的现实问题。

对于“如何助子成龙”这个实践问题,历来有不同的视角与观点。格雷戈

---

\* 本文为国家社会科学基金重大项目“大数据驱动的网络社会心态发展规律与引导策略研究”(19ZDA148)的阶段性成果。感谢复旦大学黄荣贵教授、上海财经大学马磊副教授等师友以及匿名评审专家的宝贵意见,在此一并致谢,文责自负。通信作者为桂勇(Email: guiyong@fudan.edu.cn)。

里·克拉克(Gregory Clark)在《子孙照样崛起》(*The Son Also Rises*)一书中认为社会上成功人士的后代也更容易取得成功(Clark,2014)。一些研究者关注具体的家庭经验与教养方式对个体的影响,例如学者夏林清(2011)通过一批劳工家庭子女的自我生命叙事指出,来自民间教育的文化性情有助于子女培养学业成功的驱动力。隐含在“如何助子成龙”这个现实问题背后的争论,同时也是本研究试图回答的问题是:家庭教养方式是否能够改变孩子的教育资源与机会?如果答案是肯定的,那么家长采取何种教养方式才能帮助孩子实现考上“985”或“211”高校的梦想?

## 二、家庭教养方式如何助子成龙:理论视角与研究框架

高等教育是当代中国社会选拔人才的标准途径。因此,对于中国家庭而言,能否考上精英高校是评价子女学业成就与发展的一个重要标准。同时,中国高等教育资源经历改革后呈现相对集中化的趋势,导致对高等教育机会与资源的竞争愈来愈激烈(刘精明,2014)。在子女如何获得更好的高等教育机会与资源这个问题上,现实的解释路径不外乎三种:先天基因(Deary et al.,2010)、家庭社会经济地位(李春玲,2003;李忠路、邱泽奇,2016)与家庭行动策略(董海军,2019)。由于先天遗传与家庭社会经济地位均属于既定的事实,对于父母而言,更具现实借鉴价值的是家庭行动策略。因此,本研究重点探讨家庭教养方式在子代学业表现中的作用。对于这个问题的学术探讨存在文化再生产与文化流动两种不同理论视角。基于这两种理论视角,我们提出了三种研究假说:强相关假说、独立性假说与弱相关假说。

### (一)理论分野:文化再生产理论 vs. 文化流动理论

布迪厄在文化再生产理论中阐明了文化资本的权力色彩。不同社会阶层传递给子女的文化资本是不均衡的,并且教育系统将进一步维持和强化这种不均衡的局面(Lamont & Lareau,1988)。这种维持和强化是通过与精英文化相匹配的评价机制实现的(斯沃茨,2006)。

基于文化再生产假设,伯恩斯坦与布迪厄等人认为家庭教育是一个充满权力的场域(Bernstein,1975;Bourdieu & Passeron,1977;Bourdieu,1984,1986),因此,不同阶层的资本、惯习与品味塑造了不同的家庭教养方式。科恩等人

(Kohn, 1959; Kohn et al., 1990)的研究发现,中产阶层家庭按照自我指导的价值观培养孩子,劳工阶层家庭则要求子女更多服从权威。霍夫等人(Hoff et al., 2002)的研究也指出,较低社会经济地位的家庭更加强调权威性、遵从性与行为指导,较高社会经济地位的家庭更强调自主性、平等性与语言指导。基于中国城市的样本,田丰和静永超(2018)发现家庭教养方式在中产阶层与工人阶层之间已呈现明显分野。黄超(2018)的研究进一步指出,社会经济地位较高的中国家庭更可能选择权威型和宽容型的教养方式。在此基础上,李骏和张陈陈(2021)利用全国城市样本与上海样本进行论证,证明家庭教养方式确实受到社会阶层的影响。

在布迪厄等人的研究基础上,拉鲁(Lareau, 2003)指出家庭教养方式作为一种更为全面的家庭文化模式,是家庭社会经济地位作用于子女发展的中间机制。拉鲁在《不平等的童年》中通过深刻的民族志观察和访谈发现,中产阶层和工人阶层在教养孩子的模式上存在“协作培养”与“自然成长”之别。随后的一些研究也证实了中产阶层教养风格与儿童发展之间的正相关关系(Cheadle & Amato, 2011)。拉鲁(Lareau, 2015)进一步解释了为何不同社会阶层的育儿方式会产生截然不同的社会后果。由于社会中心机构推崇“协作培养”的教育逻辑,而中产阶层家庭所习得的文化规范和行为方式与这些教育机构的标准是同步匹配的,以“协作培养”的逻辑教养出来的孩子就能“自然而然”地获得各种优势;而工人阶层的孩子由于缺乏这些文化技能和经验,在发展过程中更容易产生疏远感和局促感,从而处于劣势地位。正是因为教育系统与精英文化的“合谋”,中产阶层的家庭教养方式有助于子女在社会空间中获得优势地位(Lamont & Lareau, 1988)。

与布迪厄的文化再生产假设不同,以保罗·迪马乔(Paul DiMaggio)为代表的文化流动论者并不认同文化资本仅作为阶层再生产的中间机制发挥作用(DiMaggio, 1982)。迪马乔提出,随着市场兴起、城市化发展与教育扩张等各项社会因素的变化,家庭地位不再是影响个体地位获得的唯一决定性因素,个体可以通过积极获取优势文化资本实现社会流动(DiMaggio & Mohr, 1985)。

依据文化流动理论,父母拥有优势文化资本并不意味着他们可以直接将其传递给下一代。子代需要经历一定的激活过程才能获取优势文化资本。因此,家庭教养方式不一定能与家庭社会经济地位保持长久相关。例如,比起经济资本,文化资本的传递需要更多的时间与精力投入(朱斌, 2018)。如果家长无法

成功激活文化资本,那么他们的子女可能无法习得文化资本的运作方式(DiMaggio & Mohr,1985)。例如,德格拉夫等人(De Graaf et al.,2000)的研究发现,精英阶层父母由于偏好其他休闲活动或时间分配受限,可能把更多精力用于社会经济资本的传递,而不太重视文化资本的传递。反之,底层家庭往往更加重视文化资本对子女发展的作用。因此,社会阶层与文化资本的传递并没有必然的联系。蓝佩嘉(2014)也发现,劳工阶层家庭意识到自身职业地位所带来的资源限制,反而在家庭教养方式中更加重视文化资本的培养。后续的研究也支持了家庭社会经济地位与家庭教养方式之间存在断裂的可能性。例如,洪岩璧和赵延东(2014)利用一项全国性代表数据研究发现,中产阶层家庭与底层家庭都同样奉行专制型教养理念。

文化流动理论指出,对于低地位群体来说,个体通过自主获取优势文化资本进行社会流动的可能性至关重要。德格拉夫等人(De Graaf et al.,2000)的研究发现,对于父母经济社会背景处于弱势的孩子而言,通过自主获取文化资本对于其发展具有更重要的意义。孙远太(2010)的研究也在一定程度上支持了文化流动假设。这项研究发现,那些低经济地位家庭通过参与更多的文化活动和营造良好的家庭文化氛围,帮助子女实现了向上流动。因此,家庭教养方式并非只对优势阶层才能产生正向效应(Aschaffenburg & Mass,1997)。

文化再生产理论指出,某种家庭教养方式有助于子女获得更高教育成就的结论基于两个关键假设:其一,精英文化主要由优势阶层家庭传递给下一代;其二,学业成就评价制度天然与精英文化高度匹配(Lareau,2015)。文化流动理论否定了第一个关键假设,认为文化资本不一定与家庭社会经济地位持久关联;但文化流动理论默认了文化再生产理论的第二个假设(朱斌,2018),也即两种理论都持有类似立场:社会已经形成明显的文化和生活方式的界线;精英阶层已经形成稳定的文化品味,且这种文化品味为教育制度所重视与赞同。因此,我们需要考虑一个问题:当文化资本转化为学业成就时,这种成就是否是一种区隔性的文化实践结果(马洪杰、张卫国,2019)?

具体到中国语境,一方面,相关研究指出中国的精英阶层只是在经济资源上相对丰富,其惯习并未表现出明显特征(洪岩璧、赵延东,2014)。因此,中国社会可能并未形成明显的文化与生活方式的区隔。长久以来,受传统儒家价值观影响,大部分中国父母在教养儿童的过程中都相对强调对孩子的智力教育(熊秉真,2008)。另一方面,程猛和康永久(2016)还提出,底层家庭子女的学业成功来源于其在日常生活实践与情感经验中形成的文化习性,并非只是依赖中产

阶层所独有的文化资本。这意味着教育体系广泛认可的文化品味不一定专属于中产阶级。在此基础上,学者们还提出,当考核内容与评价标准更加客观化、标准化时,文化资本可能并不仅仅反映精英群体的文化特质。换言之,文化资本发挥作用还需考虑考核评价体系的客观化和标准化程度(胡安宁,2017;朱斌,2018)。在这种情况下,个体的行动策略可能拥有更大的发挥空间(Van de Werfhorst et al.,2010;Byun et al.,2012)。在当代中国社会,考取精英高校更多是一个相对客观化与标准化的过程。那么,家庭教养方式究竟如何在子女考取精英高校的过程中发挥作用?本文尝试提出一个研究框架进行进一步检验。

## (二)研究框架:家庭教养方式如何“助子成龙”再探讨

在中国的教育体系中,进入精英高校意味着拥有更优质的教育资源和更具竞争力的工作机会。因此,对于中国父母而言,评判孩子学业成就的典型标准之一就是孩子能够在高考中杀出重围,顺利进入“985”或“211”高校。那么,究竟何种家庭教养方式更有利于子女的学业成就发展?前人的研究结论亦存在分歧。一方面,针对不同文化情境的研究得出的结论常有差异。例如,在强调个体主义的西方情境中,一般认为权威型家庭教养方式相对有利于子女学业发展(Steinberg et al.,1994);在强调情感联结的水平型集体主义社会中,宽容型更具优势(Martinez & Garcia,2007;Garcia & Gracia,2009);在强调成就与控制的垂直型集体主义社会中,专制型更具优势(Garcia & Gracia,2009)。另一方面,针对国内文化情境的研究结论亦存在分歧。有研究认为,对中国家庭来说,专制型更有利于子女的学业(Graf et al.,2008;Shek,2008);也有研究认为权威型更有效果(Chan & Koo,2011;黄超,2018);还有研究主张宽容型有优势(Wang,2014)。

基于以上理论基础,本研究提出以下思路,以进一步阐明家庭教养方式在子女考取精英高校过程中的作用。依据文化再生产与文化流动理论,本研究提出家庭教养方式对子女考取精英高校产生作用的三种假说。(1)强相关假说:家庭教养方式作为社会经济地位与子代学业表现的中介变量发挥作用;(2)独立性假说:家庭教养方式独立地对子女考取精英高校产生影响;(3)弱相关假说:家庭教养方式既作为社会经济地位与子代学业表现的中介变量发挥作用,又对子女考取精英高校具有独立影响。

### 1. 文化再生产视角:强相关假说

基于文化再生产假设,家庭教养方式的差异被视为资本、品味与秉性在不同

阶层之间的差异。家庭教养方式只是作为家庭社会经济地位影响子代发展的中间机制,起到“再生产”作用。一方面,父母利用地位的优势将资本与惯习传递给下一代。家庭教养方式则是家庭文化模式的典型体现。另一方面,这些父母更能了解与适应精英场域的规则。因此,中产阶级父母能够采取合宜的家庭教养方式,为子女的学业发展提供更多资源与机会。劳工阶层父母在教养孩子的过程中则可能更多地发展出精通操作性实务的惯习,这种实务取向与学术性课程并不匹配(姜添辉,2018)。与此同时,他们也很难去认识和迎合现存教育制度的评价逻辑,因此难以通过家庭教养方式来“助子成龙”。

因此提出强相关假说:家庭社会经济地位通过家庭教养方式影响子女考取精英高校(见图1)。家庭社会经济地位与家庭教养方式具有强相关性。基于强相关假说,推断社会经济地位较高的家庭更有可能采取适宜的家庭教养方式,从而提高子女考取精英高校的机会。在这种情况下,那些家庭社会经济地位不占优势的子女很可能就已经注定与精英高校无缘。

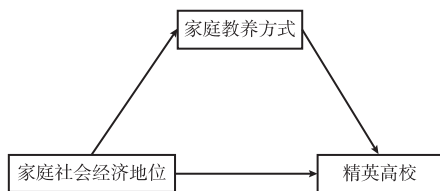


图1 家庭教养方式与家庭社会经济地位影响子女考取精英高校的路径分析一

## 2. 文化流动视角:独立性假说与弱相关假说

依据文化流动假设,个体可以通过自主积累文化资本来实现向上流动(Aschaffenburg & Mass,1997),那些更重视家庭教养方式的父母能够更有效地帮助孩子获得优秀的学业表现。例如,父母的行动策略可能会激发子女坚韧与勤奋的学习品质,帮助他们获得更好的学业表现。另外,有些研究指出,当考核评价体系的客观化和标准化程度相对较高时,个体的行动策略可能具有更大的发挥空间(Byun et al.,2012;胡安宁,2017)。此种策略途径预设家庭教养方式与家庭经济背景并不存在强相关的关系;尽管不同的社会阶层存在资源与机会的差异,但家庭教养方式并非天然带有“不平等”色彩。家庭教养方式对学业发展的影响也可能源于其自身的影响作用。据此,可以提出独立性假说与弱相关假说。

独立性假说认为家庭社会经济地位对子女考取精英高校具有独立影响作

用,家庭教养方式对子女考取精英高校也具有独立影响作用(见图2)。家庭社会经济地位与家庭教养方式之间不存在直接相关性。具体而言,基于独立性假说,推断家庭社会经济地位越占优势的孩子考取精英高校的概率越高;家庭教养方式为权威型或宽容型的孩子考取精英高校的概率更高;家庭社会经济地位并不完全决定家庭教养方式。因此,经济社会地位不占优势的家庭,也可通过采用适当的家庭教养方式来提高孩子考取精英高校的概率。

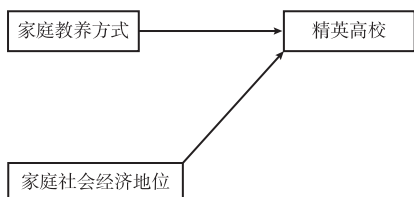


图2 家庭教养方式与家庭社会经济地位影响子女考取精英高校的路径分析二

弱相关假说认为家庭社会经济地位通过家庭教养方式影响子女考取精英高校,同时家庭教养方式对子女考取精英高校也具有独立的影响作用(见图3)。家庭社会经济地位与家庭教养方式具有一定的相关性,但并非强相关。区别于强相关假说,弱相关假说认为家庭社会经济地位与学业成就之间的相关性并不是强对应,即家庭社会经济地位占优势的家庭所采取的教养方式不一定会有利于子女学业发展。因此,影响孩子考取精英高校的因素来自三个方面:家庭教养方式的独立效应、家庭社会经济地位的独立效应,以及家庭教养方式作为家庭社会经济地位影响子女考取精英高校的中介效应。

依据三种研究假说,本研究尝试进一步分析家庭教养方式对子女学业成就的作用。换言之,本研究尝试检验家庭教养方式如何影响子女考取精英高校,考察父母的教养方式究竟是一种受制于社会经济地位的结构性因素,还是一种独立于社会经济地位而发挥作用的能动性因素。

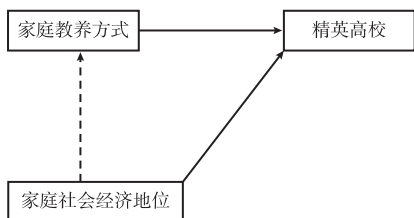


图3 家庭教养方式与家庭社会经济地位影响子女考取精英高校的路径分析三

### 三、数据、变量与方法

#### (一) 研究对象的选择

本文选择大学生作为研究对象,尝试从中国的家长与学生都特别关心的高考表现角度来衡量学业成就,高考相对更具有统一化与标准化的特点。随着高等教育的普及,普通大学本科教育的含金量相对降低,而“名校”的入学机会显得更加稀缺与“保值”(吴晓刚,2016)。在这种趋势下,高校入学机会,尤其是精英高校入学机会的竞争愈发激烈(郑雅君,2015)。因此,考取高校的层次能够相对直接与准确地反映学生的学业表现。对于中国家庭而言,学业成就的最终评价方式可能就是“能否考取精英高校”。由于数据的限制,本研究结论仅适用于那些考上大学的人群,未涵盖未考取大学的人群。

#### (二) 数据来源

本文使用2017年“中国大学生社会心态调查”的数据。此项目由复旦大学社会治理研究中心和上海开放大学信息安全与社会管理创新实验室共同主持并开展。该数据采用“大一学生”两阶段随机抽样的方法进行抽样调查,从42所高校中抽取了6759名在校大学生作为样本。样本涵盖华东、华北、华中、华南、西南、西北、东北等不同区域和各种层次的高校。排除因变量缺失值后,分析样本共包括5776名大学生。<sup>①</sup>我们对样本使用了多重插补法,按照缺失值的比例,使用了20个插补数据(Graham et al.,2007)。最终共有5776个有效样本进入分析。

#### (三) 变量操作化

##### 1. 因变量

本研究使用的因变量为是否考取精英高校。变量的测量指标是大学生所在的学校层次,其中分为“985”高校、“211”高校、普通一本高校、普通二本高校、普通三本高校和专科高校。985高校、211高校和其他类型的高校共同构成了中国高等教育体系中的等级结构。李忠路(2016)认为,中国高等教育资源的差异主要体现在以“985”和“211”为代表的重点高校与其他一般高校之间。参考李忠路

<sup>①</sup> 插补前有缺失值的变量有“性别”(23)、“独生子女”(63)、“父亲受教育程度”(63)、“父亲职业地位”(161)、“地区”(62)、“重点高中”(27)、“成长地类型”(28)、“收入对数”(1249)。括号内为缺失数。



(2016)的研究,本研究将“985”高校与“211”高校合并成精英高校组别,将普通一本高校、普通二本高校、普通三本高校和专科高校合并为非精英高校组别。<sup>①</sup>

## 2. 核心自变量

(1)家庭教养方式。麦考比和马丁(Maccoby & Martin, 1983)基于父母对儿童的要求性和回应性对家庭教养方式所作的四分类框架在学界中有长期研究基础,是相对成熟和应用广泛的测量框架。本研究主要参考这一框架,将家庭教养方式分为权威型、专制型、宽容型和忽视型。

在具体研究中,大部分研究者按照“要求”与“回应”两个维度对家庭教养方式进行测量。由于数据来源不同,研究者选择的具体测量项目也略有不同(黄超,2018;田丰、静永超,2018;朱美静、刘精明,2019)。参考这些学者的研究,本研究在操作化策略方面也主要基于要求维度与回应维度进行测量。其中的要求维度强调父母在不同学习阶段为孩子订立的规矩,包括学业、品德修养与人生规划,分别使用“在小学时,父母陪伴孩子学习”“在中学阶段,父母给孩子提供学业建议”“在中学阶段,父母给孩子提供人生规划建议”和“在中学阶段,父母给孩子提供品德修养建议”作为测量题器。其中的回应维度强调亲子之间的情感表达与沟通方式。在情感表达方面,主要使用“子女能感受父母对我的喜欢”来测量。对沟通方式,主要使用“父母能容忍子女与他们有不同的见解”和“当子女所做的事取得成功时,子女觉得父母很为自己自豪”进行测量。选项中的“从不”“极少”“有时”赋值为2,“经常”“总是”赋值为1。本研究参考黄超(2018)的研究,通过使用这7个测量指标对家庭教养方式进行潜类别测量。

(2)家庭社会经济地位。关于家庭社会经济地位与教育获得的相关研究通常从家庭社会资源、家庭文化资源与家庭经济资源这三个方面来测量家庭社会经济地位。参照李春玲(2003)、李煜(2007)、李忠路(2016)的研究,本研究使用父亲职业地位、父亲受教育程度和家庭年收入来测量家庭社会经济地位。<sup>②</sup>

在测量家庭社会经济地位时,既可以将职业、教育与经济水平分开测量,也可

① 为了检验研究结果的稳健性,本研究还尝试将“985”高校划分为精英高校组别,将“211”高校、普通一本高校、普通二本高校、普通三本高校和专科高校划分为非精英高校组别建构回归模型,模型的统计结果与本文研究结论保持一致。

② 有些研究指出母亲职业地位或母亲受教育程度对家庭教养方式可能有重要影响。在当代家庭领域,母亲是家庭教育的重要参与者,如果能考虑母亲特征的变量,本研究将更为完善。遗憾的是,本研究的数据来源缺乏对母亲特征变量的直接测量,因此没有在模型中纳入有关母亲特征的变量。同时,本文也采用一些间接的方法进行改善:一是使用家庭总收入作为家庭社会经济地位的测量方式;二是使用中国各省市相应年份的统计年鉴,利用家庭总收入来构造母亲收入的代理变量,将其作为家庭社会经济地位的测量方式。两种方法的分析结果均与本文研究结论保持一致。

以将它们拟合为一个综合变量来测量。因此,本研究也参照既有研究的做法,使用两种方法测量家庭社会经济地位(黄超,2018;李骏等,2021)。一种方法是分别使用父亲职业阶层、父亲受教育程度和家庭年收入这三个变量。对这三个变量的具体操作化方式为:父亲职业地位依据父亲的职业类别与职业位置划分为政治精英、商业精英、专业技术人员和普通劳动者;父亲受教育程度依据父亲的受教育年限进行测量;家庭年收入作为连续变量,对其取自然对数。另一种方法是将这三个变量转换为标准化 Z 值,通过主成分分析得出家庭社会经济地位综合变量。

### 3. 控制变量

为了减少内生性与偏差性,本研究还控制了一系列背景特征变量。参考既有研究的做法(吴愈晓,2013),控制了学生性别、学生年龄、独生子女、就读高中类型、成长地类型与地区类型等变量。

表 1 样本的描述性分析 N = 5776

类别变量	分类	百分比
性别	男	48.26
	女	51.74
独生子女	是	51.28
	否	48.72
父亲职业地位	政治精英	12.47
	商业精英	9.21
	专业技术人员	9.05
	普通劳动者	69.27
重点高中	是	78.14
	否	21.86
成长地类型	北上广深	16.09
	其他大城市(除北上广深外)	13.69
	中小城市	27.27
	小城镇	24.41
地区类型	农村	18.54
	东部	38.17
	中部	28.76
高校层次	西部	33.07
	985 高校	23.72
	211 高校(除 985 高校外)	18.98
	非 211 类一本	12.87
	二本	14.93
	三本	8.22
连续变量	专科	22.28
	均值	标准差
年龄(岁)	19.60	1.22
收入对数	1.73	1.34
父亲受教育年限	10.25	3.79

#### (四) 分析方法

本研究主要使用的方法包括潜类别模型(latent class model)、逻辑斯蒂回归模型和 KHB 中介检验模型。

潜类别分析建立在潜类别概率和条件概率之间关联性的多变量分析基础之上,通过间接的潜变量来判别各项实测指标之间的关联(邱皓政,2008)。通过对潜类别的解释,研究者可以进一步了解研究对象的不同特征与分类。在这一步骤中,本研究主要使用 R 语言中的 poLCA 程序包对数据进行分析。同时,由于家庭教养方式的潜类别属于分类变量,我们在后续分析中采用逻辑斯蒂回归模型对其进行预测分析。

为了进一步拆解家庭教养方式与家庭社会经济地位对子女学业表现的影响效应,基于 Baron-Kenny 中介效应框架及其约束条件的修正(Zhao et al.,2010),本文利用 Karlson-Holm-Breen 算法估计中介效应。KHB 算法面向广义线性模型,符合本研究的需求。具体而言,KHB 模型主要通过 Logit 或者 Probit 方法测算总效应、直接效应和间接效应(Karlson et al.,2012)。KHB 模型的简要思路为:对于线性模型而言,研究者可以通过直接比较系数来识别直接效应和间接效应。但是对于 Logit 模型而言,其总方差会跟随自变量的变化而发生变化。如果按线性回归模型的方法进行效应的分解,将无法解决未观测到的异质性问题(李昶洁,2021)。因此,对于 Logit 模型中被分解变量系数的变化不能直接归因于混杂变量。此时,对中介效应的处理应该是将其分为混杂效应和标尺效应两部分。其中混杂效应指的是中介变量的影响效应,而标尺效应指的是增加变量之后所导致的总方差变化。传统的中介分析方法在很大程度上混淆了混杂效应和标尺效应,而 KHB 模型可以解决这一难题。KHB 方法将系数分解为标尺影响和混杂影响,并提供了评估混杂影响相对于重新标度的影响来评估混杂的统计意义。综上,对于本研究中涉及的 Logit 模型,KHB 方法能够更恰当地测量与分解中介效应。

### 四、家庭教养方式的分布

首先,对家庭教养方式的七个测量指标进行潜类别分析。表 2 所列为潜变量类别数 1~7 的模型拟合结果。其中潜变量类别数目越多,模型适配的似然比卡方统计量就越小,卡方值也越小。AIC 值从基准模型到七潜类模型呈现逐渐减少的趋势;BIC 值从基准模型到四潜类模型逐渐减少,到五潜类模型又开始增

加。其中,四潜类模型的 BIC 值最小。综合考察各指标及模型的可解读性,本研究认为四潜类模型是拟合家庭教养方式的理想模型。

表 2 不同潜类别模型的适配指标

模型	AIC	BIC	$G^2$	$\chi^2$	$npar$	$df$
1	48915.34	48961.98	4352.89	11365.47	7	120
2	46361.75	46461.67	1783.30	3590.71	15	112
3	45166.16	45319.38	571.71	956.56	23	104
4	44793.71	45000.21	183.25	173.27	31	96
5	44759.97	45019.77	133.52	125.41	39	88
6	44734.90	45047.99	92.44	84.63	47	80
7	44732.36	45098.74	73.91	67.66	55	72

以潜类别数量为 4 的模型作为最佳模型,利用最大期望算法对参数进行最大似然比估计,得到 7 个指标的条件概率和潜类别概率。通过各个潜类别在各外显指标上的条件概率,可以判断不同潜类别的特征。根据表 3 中的条件概率,可以得出以下推论:类别 1 在要求维度各项指标上的条件概率明显较低,而在回应维度各项指标上的条件概率明显较高,因此可理解为“宽容”类型;类别 2 无论在要求维度指标还是回应维度指标上的条件概率均最低,因此可理解为“忽视”类型;类别 3 在要求维度和回应维度各项指标上的条件概率均很高,因此可理解为“权威”类型;类别 4 在要求维度各项行为指标上的条件概率明显较高,同时在回应维度各项指标上的条件概率明显低于类型 3 和类型 1,因此可理解为“专制”类型。

根据潜类别分析结果对各样本的群体隶属进行预测可知:宽容型占样本的 48.75%,忽视型占样本的 10.61%,权威型占样本的 34.73%,专制型占样本的 5.91%。以往研究认为中国父母更喜欢采用成就取向与控制取向的家庭教养方式(Chao,2001),这意味着他们更倾向于采取专制型或权威型教养方式。就本研究的数据而言,采取宽容型教养方式与权威型教养方式的家长居多,而采取专制型教养方式与忽视型教养方式的家长反而较少。

表 3 家庭教养方式的条件概率和潜类别概率

	I 宽容型	II 忽视型	III 权威型	IV 专制型
子女能感受到父母对我的喜欢	0.9310	0.2940	0.9777	0.5129
当子女所做的事取得成功,父母很为子女自豪	0.9545	0.3078	0.9847	0.3886
父母能容忍子女与他们有不同的见解	0.7384	0.1694	0.7628	0.2138

续表 3

	I 宽容型	II 忽视型	III 权威型	IV 专制型
小学阶段父母陪伴孩子学习	0.3159	0.1438	0.4678	0.3754
中学阶段父母提供孩子学习建议	0.2601	0.0144	0.8271	0.8386
中学阶段父母提供孩子品德修养建议	0.3974	0.1593	0.8673	0.8149
中学阶段父母提供孩子人生规划建议	0.1188	0.0671	0.8250	0.8301
潜类别概率	0.4778	0.1159	0.3319	0.0743

## 五、如何助子成龙：“拼教养”与“拼家境”的作用

为了厘清家庭教养方式对子女进入精英高校的影响,下文首先解析家庭社会经济地位与家庭教养方式对子女进入精英高校各自的影响效应。为了检验研究结论的稳健性,我们采用两种方式来测量家庭社会经济地位。第一种方式是分别使用父亲职业地位、父亲受教育程度和家庭收入变量来检验家庭社会经济地位对子女进入精英高校的影响。第二种方式是将父亲职业地位、父亲受教育程度与家庭收入通过主成分因子法拟合取值成0~100的综合因子,然后探讨综合的家庭社会经济地位因子对子女进入精英高校的影响作用。<sup>①</sup>

### (一) 宽容型与权威型更能助力子女进入精英高校

在表4的逻辑斯蒂回归模型中,以家庭教养方式为核心自变量,以考取精英高校为因变量,并同时纳入年龄、性别、独生子女、重点高中、成长地类型与地区类型这6个控制变量。此外,我们还加入了家庭社会经济地位变量,包括父亲受教育程度、父亲职业地位与家庭收入这3个变量。结果显示,在控制家庭社会经济地位变量的情况下,与宽容型相比,忽视型的系数为-0.596( $P < 0.001$ ),发生比为0.551;权威型的系数为-0.440( $P < 0.001$ ),发生比为0.644;专制型的系数为-1.070( $P < 0.001$ ),发生比为0.343。换言之,忽视型比宽容型进入精英高校的概率少44.9%,权威型比宽容型进入精英高校的概率少35.6%,专制型比宽容型进入精英高校的概率少65.7%。这表明在同等社会经济地位的条件下,宽容型的子女进入精英高校的概率最高,权威型次之,而忽视型与专制型

<sup>①</sup> 在正式建立Logit模型之前,首先使用cologit命令检查模型的共线性问题。统计结果表明,检验数值均未达到30。因此,认为在Logit模型中不存在明显的共线性问题。

的概率更低。

再将父亲职业地位、父亲受教育程度与家庭收入三个变量拟合为一个综合变量进入到统计模型中。此时,忽视型、权威型与专制型的系数均显著,分别为 $-0.607(P < 0.001)$ ,  $-0.432(P < 0.001)$ ,  $-1.066(P < 0.001)$ ,对应的发生比分别为0.545,0.649和0.345。换言之,与宽容型相比,忽视型家庭的孩子进入精英高校的概率少了45.5%,权威型进入精英高校的概率少了35.1%,专制型进入精英高校的概率少了65.5%。这表明,在同等经济社会地位下,宽容型的子女进入精英高校的概率最高,权威型次之,忽视型与专制型更低。<sup>①</sup>

表4 家庭教养方式、社会经济地位对子女考取精英高校的 Logistic 回归分析  $N = 5776$

	模型1 精英高校		模型2 精英高校	
	系数	发生比	系数	发生比
家庭教养方式(参照类为宽容型)				
忽视型	-0.596 *** (0.125)	0.551 *** (0.069)	-0.607 *** (0.125)	0.545 *** (0.068)
权威型	-0.440 *** (0.078)	0.644 *** (0.050)	-0.432 *** (0.078)	0.649 *** (0.050)
专制型	-1.070 *** (0.175)	0.343 *** (0.060)	-1.066 *** (0.174)	0.345 *** (0.060)
家庭社会经济地位				
家庭社会经济地位综合因子			0.033 *** (0.003)	1.034 *** (0.003)
父亲受教育年限	0.211 *** (0.035)	1.235 *** (0.044)		
家庭年收入对数	0.155 *** (0.031)	1.168 *** (0.037)		
父亲职业地位(参照类为政治精英)				
商业精英	-0.105 (0.156)	0.900 (0.141)		
专业技术人员	0.126 (0.153)	1.134 (0.174)		
普通劳动者	-0.311 * (0.122)	0.733 * (0.090)		

① 本研究的模型均假定家庭教养方式是外生的。有些研究指出,父母的行为方式可能会受到孩子的发展水平和行为表现的影响,这个问题将导致模型出现反向因果的可能。相关研究尝试使用工具变量法和滞后变量法来化解可能的内生性问题(李适源、刘爱玉,2022)。其中,滞后变量方法在一定程度上也能够缓解反向因果的问题(陈云松、范晓光,2010),该方法使用因变量的早期观测值作为代理变量。考虑到实际数据情况,我们尝试将学生的中学学业表现作为学业成就的滞后项,对初始模型进行重新估计,估计结果显示本研究结论具有稳健性。

续表 4

	模型 1 精英高校		模型 2 精英高校	
	系数	发生比	系数	发生比
年龄	0.277 *** (0.029)	1.319 *** (0.038)	0.273 *** (0.029)	1.314 *** (0.038)
性别(1 = 男性)	-0.327 *** (0.071)	0.721 *** (0.051)	-0.324 *** (0.071)	0.723 *** (0.051)
独生子女(1 = 是)	-0.282 *** (0.077)	0.754 *** (0.058)	-0.309 *** (0.076)	0.734 *** (0.056)
重点高中(1 = 是)	1.746 *** (0.110)	5.734 *** (0.629)	1.753 *** (0.109)	5.771 *** (0.632)
成长地类型(参照类为北上广深)				
其他特大城市	0.719 *** (0.144)	2.052 *** (0.295)	0.738 *** (0.143)	2.092 *** (0.300)
中小城市	0.839 *** (0.128)	2.313 *** (0.295)	0.851 *** (0.126)	2.343 *** (0.296)
城镇	0.781 *** (0.135)	2.184 *** (0.295)	0.786 *** (0.133)	2.194 *** (0.292)
乡村	0.663 *** (0.149)	1.941 *** (0.289)	0.645 *** (0.147)	1.906 *** (0.279)
地区(参照类为东部)				
中部	0.128 (0.096)	1.137 (0.109)	0.118 (0.095)	1.125 (0.107)
西部	-0.570 *** (0.094)	0.566 *** (0.053)	-0.587 *** (0.093)	0.556 *** (0.052)
常数项	-7.632 *** (0.622)	0.001 *** (0.001)	-8.301 *** (0.610)	0.001 *** (0.001)
对数似然值	-2416.444		-2424.192	
伪 $R^2$	17.43%		17.16%	

注:(1) \*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。(2)系数为非标准化回归系数,括号内为标准差。

## (二) 优势家庭社会经济地位更助力子女进入精英高校

在表 4 的逻辑斯蒂回归模型中,以父亲职业地位、父亲受教育程度与家庭收入对数为核心自变量,同时控制性别、年龄、独生子女、重点高中、成长地类型、地区类型,并纳入家庭教养方式变量。结果显示,父亲职业地位为一般劳动者的系数是  $-0.311$  ( $P < 0.05$ ),发生比为 0.733;在显著度为 0.001 的水平上,父亲受教育程度的系数为 0.211,发生比为 1.235;家庭收入的系数为 0.155,发生比为

1.168。这表明在控制家庭教养方式的前提下,相比父亲职业为政治精英,父亲职业为普通劳动者的子女进入精英高校的概率降低了 26.7%;父亲受教育年限每增加一年,子女进入精英高校的概率增加 23.5%;家庭年收入对数每增加一个单位,子女进入精英高校的概率增加 16.8%。

采用第二种测量方式,将父亲职业地位、父亲受教育程度与家庭收入三个变量拟合为一个综合变量进入到统计模型中。结果表明,在显著度为 0.001 的水平上,综合家庭社会经济地位因子的系数为 0.033,发生比为 1.034。这表明家庭社会经济地位因子每增加一个单位,子女进入精英高校的概率提高 3.4 个百分点。

总之,无论对家庭社会经济地位采取综合测量方式,还是多变量测量方式,统计模型的研究结论相对稳健。一方面,在控制家庭教养方式的情况下,父亲职业地位为政治精英、父亲受教育程度更高、家庭收入更高的子女进入精英高校的概率更高。另一方面,在同等家庭社会经济地位下,家庭教养方式为宽容型的子女进入精英高校的几率更高,权威型次之,专制型与忽视型最低;无论是家庭社会经济地位还是家庭教养方式对子女进入精英高校都有显著的影响效应。因此,无论是“拼爹”还是“拼教养”,都有助于子女进入精英高校。

## 六、路径再探索:“拼教养”真的有用吗?

### (一)分解中介效应:“拼教养”并非完全受制于“拼家境”

为了进一步解析家庭教养方式在家庭社会经济地位与子女考取精英高校之间的中介效应,表 5 运用 KHB 方法,对家庭社会经济地位在不同维度上通过中介变量对子女考取精英高校的影响进行效应分解与统计检验。本研究同样使用两种方法来测量家庭社会经济地位。同时,由于家庭教养方式是一个四分类变量,本研究还通过改变不同参照类别来检验不同类型的家庭教养方式作为中介变量的统计效应。

以宽容型(其他类型 = 0)为中介变量,家庭社会经济地位综合因子为核心自变量时,统计检验显著,总效应的系数为 0.0328,直接效应的系数为 0.0340,间接效应的系数为 -0.0012。总效应为直接效应的 0.9644 倍,总效应的 3.69% 来自宽容型。

以忽视型(其他类型 = 0)作为中介变量,家庭社会经济地位综合因子作为核



表 5 中介贡献:家庭社会经济地位对精英高校影响的 KHB 分解

被分解变量	中介变量	总效应	直接效应	间接效应	混杂比	混杂百分比
家庭社会经济地位综合因子	宽容型	0.0328 *** (0.0030)	0.0340 *** (0.0031)	-0.0012 ** (0.0004)	0.9644	-3.69
	权威型	0.0324 *** (0.0030)	0.0335 *** (0.0030)	-0.0011 (0.0003)	0.9673	-0.16
	专制型	0.0324 *** (0.0030)	0.0320 ** (0.0030)	0.0004 (0.0002)	1.0138	1.36
	忽视型	0.0324 *** (0.0030)	0.0319 *** (0.0030)	0.0005 * (0.0002)	1.0158	1.55

注: \*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

心自变量时,统计检验显著,总效应的系数为 0.0324,直接效应的系数为 0.0319,间接效应的系数为 0.0005。总效应为直接效应的 1.0158 倍,总效应的 1.55% 来自忽视型。

以权威型(其他类型=0)或专制型(其他类型=0)作为中介变量,家庭社会经济地位综合因子作为核心自变量时,总效应与直接效应均显著,而间接效应均不显著。

此外,无论对家庭教养方式采取何种参照组别,当父亲职业地位、父亲受教育程度与家庭收入同时作为核心自变量引入中介模型时,总效应与直接效应系数均通过显著性检验,但间接效应系数没有通过显著性检验。

以上结果表明,通过改变参照组别可以发现,当家庭社会经济地位作为综合变量时,家庭教养方式作为中介变量起到的作用比例未超过 4%。这意味着家庭社会经济地位对子女考取精英高校的影响在很大程度上可能不是通过家庭教养方式来实现的。此外,研究还发现中介作用显著的两个条件是家庭是否采取宽容型教养方式以及是否采取忽视型教养方式。同时,当分别使用父亲职业、父亲受教育程度与家庭收入来测量家庭社会经济地位时,家庭社会经济地位并不通过家庭教养方式对子女进入精英高校产生作用。即使两种不同测量方式所得出的数据结果并非完全一致,但总体趋势表明家庭教养方式作为家庭社会经济地位与子女考取精英高校的中介作用比例极小。

## (二) 稳健性检验:宽容型与权威型之于子女成才的重要性

为了进一步考察家庭教养方式作为中介变量的稳健性,我们重新改变了家庭教养方式变量的参照类别。根据表 4 的统计结果,宽容型教养方式家庭的孩子进入精英高校的概率更高,权威型次之,而专制型与忽视型最低。因此可以推

断,在这四种类型中,宽容型与权威型家庭的子女进入精英高校的概率更高,而专制型与忽视型家庭的子女进入精英高校的概率更低。为了进一步检验家庭教养方式作为家庭社会经济地位与考取精英高校之间的中介效用,我们对家庭教养方式变量重新改变参照类型:将宽容型与权威型合并成一个组别,专制型与忽视型合并成一个组别。同样运用 KHB 方法,将父亲职业地位、父亲受教育程度与家庭年收入三个变量一起引入中介模型,可以观察到各个维度的净效应。表 6 显示,在总效应上,父亲职业地位为普通劳动者、父亲受教育程度以及家庭年收入具有显著影响。在直接效应上,父亲职业地位为普通劳动者、父亲受教育程度与家庭年收入具有显著影响,这表明家庭社会经济地位对精英高校具有显著的直接影响。但是,从间接效应上看,针对这三个分维度,家庭教养方式的间接效应都没有通过显著性检验。这说明这三个分维度不通过家庭教养方式对子女考取精英高校发挥影响。

表 6 中介贡献:家庭社会经济地位及分变量对进入精英高校影响的 KHB 分解

	被分解变量	效应类型	系数	标准误	APE 值	混杂比	混杂百分比
I	家庭社会经济地位综合因子	总效应	0.0326***	0.0030	0.0064	1.0338	3.27
		直接效应	0.0315***	0.0030	0.0062		
		间接效应	0.0011**	0.0003	0.0002		
父亲职业地位(参照类为政治精英)							
	商业精英	总效应	-0.1096	0.1557	-0.0219	0.9269	-7.89
		直接效应	-0.1182	0.1557	-0.0236		
		间接效应	0.0086	0.0235	0.0017		
	专业技术人员	总效应	0.1333	0.1528	0.0264	1.0461	4.41
		直接效应	0.1274	0.1528	0.0252		
		间接效应	0.0059	0.0235	0.0012		
II	普通劳动者	总效应	-0.2943*	0.1217	-0.0590	0.9687	-3.24
		直接效应	-0.3038*	0.1217	-0.0609		
		间接效应	0.0095	0.0235	0.0019		
	父亲受教育程度	总效应	0.2012***	0.0351	0.0396	1.0570	5.39
		直接效应	0.1904***	0.0351	0.0375		
		间接效应	0.0108	0.0235	0.0021		
	家庭年收入	总效应	0.1600***	0.0312	0.0315	1.0453	4.34
		直接效应	0.1531***	0.0312	0.0301		
		间接效应	0.0069	0.0235	0.0014		

注: \*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

第二种情形是运用 KHB 方法,分析家庭社会经济地位综合因子变量影响子女进入精英高校的效应分解。其中,总效应系数为 0.0326,直接效应系数为

0.0315,间接效应系数为0.0011。总效应是直接效应的1.0338倍,总效应的3.27%来自家庭教养方式。进一步比较平均局部效应,平均而言,家庭社会经济地位的标准差变化会使子女进入精英高校的概率增加0.64个百分点。在控制家庭教养方式后,平均增幅降至0.62个百分点。这意味着家庭社会经济地位的提高可能会提高家庭采取宽容型与权威型家庭教养方式的可能性,进而会使进入精英高校的概率提高0.02个百分点。这表明家庭社会经济地位通过家庭教养方式影响精英高校入学机会的作用比例很小,仅占到3.27个百分点。

以上结果表明,无论对家庭教养方式采取何种参照组别,尽管数值上有微小差异,效应分解与统计检验的整体结论方向均保持一致。

## 七、结论与讨论

本研究利用2017年中国大学生心态调查数据,试图分析家庭教养方式如何影响子女获得优质高等教育,从而为家教家风的引导提供实证基础。主要研究结论如下。

第一,对家庭教养方式如何“助子成龙”的研究发现更符合弱相关假说:家庭教养方式既作为家庭社会经济地位的中间机制发挥作用,也可能具有独立的影响力。本研究认为,家庭教养方式对子女学业成就的影响作用可能并非完全源于家庭社会经济地位,而是在一定程度上独立于家庭社会经济地位。因此,总体上,本研究结论更支持文化流动的观点,即个体在某种程度上可以自主选择家庭教养方式,帮助子女获得学业发展的机会与资源。

第二,比较各种类型的家庭教养方式,宽容型家庭教养方式更有助于子女进入精英高校,权威型次之,而专制型和忽视型相对不利于子女进入精英高校。已有研究指出,以支持子女为特征的家庭教育策略可能更有利于儿童发展(Brody et al.,2002;Wang,2014)。区别于西方文化对个体独立性的强调,中国家庭可能更强调亲子之间的紧密联结(Chao,1994)。特别是在教育竞争日益激烈的背景下,高考对中国学生来说具有极其重要的意义,同时也伴随着巨大的压力和焦虑。相较于其他家庭教养方式,宽容型教养方式对子女更能持宽容和理解态度(黄振中、张羽,2016)。此外,从认知角度看,宽容型教养方式更加强调鼓励子女的自主探索(朱美静、刘精明,2019)。在宽容型家庭教养方式的影响下,子女获取的这些品质在竞争激烈的中国教育环境中也许具有更重要的意义。

本研究结论对于家庭教育的实践提供了重要的现实启示。在当代中国社会,家庭教养方式对于子女的成长发展仍然具有至关重要的作用。正如蓝佩嘉(2014)所指出的,家庭教养方式是“反思”的实践作品。因此,当家长在面对教育体制和劳动市场的不确定性时,仍然会透过“反思”来自选择某种家庭教养方式。然而,现实中可能存在对于如何“助子成龙”的片面理解。例如,所谓的“拼爹”话语过分渲染了既有客观资源的壁垒性,消弭了个体奋发向上的策略指向与精神意义。本研究指出,“拼教养”亦是“助子成龙”的一条恰当途径。因此,应当鼓励并支持家长选择恰当的家庭教养方式,为孩子们提供更好的成长环境和机会。例如,可以鼓励家长采取更开放、支持和包容的教养方式,以促进子女的学业发展;特别是对于社会经济背景较弱的家庭而言,改善家庭教养方式可能是提高子女学业成就的有效途径之一。这有助于打破教育机会的不平等,进一步推进教育公平和社会流动的实现。

最后,本研究仍然存在一些局限。首先,由于数据局限,本文仅针对高校大学生这一特定群体来考察其入读学校层次。因此,本研究结论仅适用于大学生群体,未来还需要继续考察其他群体的情况。其次,对家庭教养方式与学业表现之关系研究的难点之一在于内生性问题。因资料所限,本研究未利用合适的工具变量来解决内生性问题。同时,本文虽然采取了滞后项分析来尝试克服这一问题,但并未完全解决。因此,本研究结论在因果解释方面仍存在不充分之处,这也是未来研究需要进一步解决的重要问题。

#### 参考文献:

- 陈云松、范晓光,2010,《社会学定量分析中的内生性问题——测估社会互动的因果效应研究综述》,《社会》第4期。
- 程猛、康永久,2016,《“物或损之而益”——关于底层文化资本的另一种言说》,《清华大学教育研究》第4期。
- 董海军,2019,《成长的驱动与机会:底层苦难经历的自我民族志》,《中国青年研究》第7期。
- 洪岩璧、赵延东,2014,《从资本到惯习:中国城市家庭教育模式的阶层分化》,《社会学研究》第4期。
- 胡安宁,2017,《文化资本研究:中国语境下的再思考》,《社会科学》第1期。
- 黄超,2018,《家长教养方式的阶层差异及其对子女非认知能力的影响》,《社会》第6期。
- 黄振中、张羽,2016,《中国父母的教养方式及其对孩子高考表现的影响揭秘》,《教育发展研究》第2期。
- 姜添辉,2018,《文化再生产模式与文化流动模式的争辩:惯习在不公平教育结果的角色》,《当代教育与文化》第6期。
- 蓝佩嘉,2014,《做父母、做阶级——亲职叙事、教养实作与阶级不平等》,《台湾社会学》第27期。
- 李昶洁,2021,《家庭背景对初中班干部身份获得影响的作用机制与实证结果》,《基础教育》第4期。

- 李春玲,2003,《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响(1940—2001)》,《中国社会科学》第3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。
- 李适源、刘爱玉,2022,《“忧郁的孩子们”:课外补习会带来负向情绪吗?基于中国教育追踪调查(CEPS)两期数据的因果推断》,《社会》第2期。
- 李煜,2007,《制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)》,《中国社会科学》第4期。
- 李忠路,2016,《家庭背景、学业表现与研究生教育机会获得》,《社会》第3期。
- 李忠路、邱泽奇,2016,《家庭背景如何影响儿童学业成就?——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析》,《社会学研究》第4期。
- 刘精明,2014,《能力与出身:高等教育入学机会分配的机制分析》,《中国社会科学》第8期。
- 马洪杰、张卫国,2019,《文化再生产抑或文化流动:中国中学生学业成就的阶层差异研究》,《教育与经济》第1期。
- 邱皓政,2008,《潜在类别模型的原理与技术》,北京:北京大学出版社。
- 斯沃茨、戴维,2006,《文化与权力:布尔迪厄的社会学》,陶东风译,上海:上海译文出版社。
- 孙远太,2010,《家庭背景、文化资本与教育获得——上海城镇居民调查》,《青年研究》第2期。
- 田丰、静永超,2018,《工之子恒为工?——中国城市社会流动与家庭教养方式的阶层分化》,《社会学研究》第6期。
- 夏林清,2011,《斗室星空:家的社会田野》,台北:财团法人导航基金会。
- 吴愈晓,2013,《中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)》,《中国社会科学》第3期。
- 吴晓刚,2016,《中国当代的高等教育、精英形成与社会分层来自“首都大学生成长追踪调查”的初步发现》,《社会》第3期。
- 熊秉真,2008,《童年忆往:中国孩子的历史》,桂林:广西师范大学出版社。
- 郑雅君,2015,《谁是90后名校优生——文化资本与学业成就关系的个案研究》,《甘肃行政学院学报》第5期。
- 朱斌,2018,《文化再生产还是文化流动?——中国大学生的教育成就获得不平等研究》,《社会学研究》第1期。
- 朱美静、刘精明,2019,《教养方式对儿童学业能力的影响》,《社会发展研究》第2期。
- Aschaffenburg, Karen & Ineke Maas 1997, “Cultural and Educational Careers: The Dynamics of Social Reproduction.” *American Sociological Review* 62(4).
- Baumrind, Diana 1967, “Child Care Practices Antecedent Three Patterns of Preschool Behaviour.” *Genetic Psychology Monographs* 75(1).
- Bernstein, Basil 1975, *Class, Codes, and Control*. London: Routledge.
- Bourdieu, Pierre 1984, *Distinction: A Social Critique of the Judgment of Taste*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Bourdieu, Pierre 1986, “The Forms of Capital.” In J. Richardson (ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood Press.

- Bourdieu, Pierre & Jean-Claude Passeron 1977, *Reproduction in Education, Society and Culture*. London: Sage.
- Brody, Gene H., Shannon Dorsey, Rex Forehand & Lisa Armistead 2002, "Unique and Protective Contributions of Parenting and Classroom Processes to the Adjustment of African-American Children Living in Single-Parent Families." *Child Development* 73(1).
- Byun, Soo-yong, Evan Schofer & Kyung-keun Kim 2012, "Revisiting the Role of Cultural Capital in East Asian Educational Systems: The Case of South Korea." *Sociology of Education* 85(3).
- Chao, Ruth K. 1994, "Beyond Parental Control and Authoritarian Parenting Style: Understanding Chinese Parenting through the Cultural Notion of Training." *Child Development* 65(4).
- 2001, "Extending Research on the Consequences of Parenting Style for Chinese Americans and European Americans." *Child Development* 72(6).
- Cheadle, Jacob. E. & Paul R. Amato 2011, "A Quantitative Assessment of Lareau's Qualitative Conclusions about Class, Race, and Parenting." *Journal of Family Issues* 32(5).
- Chan, Tak Wing & Anita Koo 2011, "Parenting Style and Youth Outcomes in the UK." *European Sociological Review* 27(3).
- Clark, Gregory 2014, *The Son Also Rises: Surnames and the History of Social Mobility*. Princeton: Princeton University Press.
- DiMaggio, Paul 1982, "Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on the Grades of U. S. High School Students." *American Sociological Review* 47(2).
- DiMaggio, Paul & John Mohr 1985, "Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection." *American Journal of Sociology* 90(6).
- De Graaf, Nan Dirk, Paul M. De Graaf & Gerbert Kraaykamp 2000, "Parental Cultural Capital and Educational Attainment in the Netherlands; A Refinement of the Cultural Capital Perspective." *Sociology of Education* 73(2).
- Deary, Ian J., Lars Penke & Wendy Johnson 2010, "The Neuroscience of Human Intelligence Differences." *Nature Reviews Neuroscience* 11(3).
- Graham, John W., Allison E. Olchowski & Tamika D. Gilreath 2007, "How Many Imputations Are Really Needed? Some Practical Clarifications of Multiple Imputation Theory." *Prevention Science* 8(3).
- Graf, Shruti C., Ronald L. Mullis & Ann K. Mullis 2008, "Identity Formation of United States American and Asian Indian Adolescents." *Adolescence* 43(169).
- García, Fernando & Enrique Gracia 2009, "Is Always Authoritative the Optimum Parenting Style? Evidence from Spanish Families." *Adolescence* 44(173).
- Hoff, E., B. Laurse & T. Tardif 2002, "Socioeconomic Status and Parenting." In M. H. Bornstein (ed.), *Handbook of Parenting: Vol. 2. Biology and Ecology of Parenting* (Second edition). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Karlson, K. B., A. Holm & R. Breen 2012, "Comparing Regression Coefficients Between Models Using Logit and Probit: A New Method." *Sociological Methodology* 42(1).
- Kohn, Melvin L. 1959, "Social Class and Parental Values." *American Journal of Sociology* 64(4).
- Kohn, Melvin L., Atsushi Naoi, Carrie Schoenbach, Carmi Schooler & Kazimierz M. Slomczynski 1990,

- “Position in the Class Structure and Psychological Functioning in the United States, Japan, and Poland.” *American Journal of Sociology* 95(4).
- Lamont, Michele & Annette Lareau 1988, “Cultural Capital: Allusions, Gaps and Glissandos in Recent Theoretical Developments.” *Sociological Theory* 6(2).
- Lareau, Annette 2003, *Unequal Childhoods: Class, Race and Family Life*. Berkeley, CA: University of California Press.
- 2015, “Cultural Knowledge and Social Inequality.” *American Sociological Review* 80(1).
- Maccoby, E. E. & J. A. Martin 1983, “Socialization in the Context of the Family: Parent-child Interaction.” In P. H. Mussen (ed.), *Handbook of Child Psychology Socialization Personality, and Social Development*. New York: Wiley.
- Steinberg, Laurence, Susie D. Lamborn, Nancy Darling, Nina S. Mounts & Sanford M. Dornbusch 1994, “Over-Time Changes in Adjustment and Competence among Adolescents from Authoritative, Authoritarian, Indulgent, and Neglectful Families.” *Child Development* 65(3).
- Shek, Daniel T. L. 2008, “Predictors of Perceived Satisfaction with Parental Control in Chinese Adolescents: A 3-Year Longitudinal Study.” *Adolescence* 43(169).
- Van de Werfhorst, Herman G. & Jonathan J. B. Mijns 2010, “Achievement Inequality and the Institutional Structure of Educational Systems: A Comparative Perspective.” *Annual Review of Sociology* 36(1).
- Martínez, Isabel & José Fernando García 2007, “Impact of Parenting Styles on Adolescents’ Self-Esteem and Internalization of Values in Spain.” *The Spanish Journal of Psychology* 10(2).
- Wang, Hongyu 2014, “The Relationship Between Parenting Styles and Academic and Behavioral Adjustment Among Urban Chinese Adolescents.” *Chinese Sociological Review* 46(4).
- Zhao, Xinsu, John G. Lynch, Jr. & Qimei Chen 2010, “Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis.” *Journal of Consumer Research* 37(2).

作者单位:上海师范大学哲学与法政学院(许丹红)

复旦大学社会发展与公共政策学院(桂勇)

责任编辑:杨 可