

家庭背景如何影响 儿童学业成就？*

——义务教育阶段家庭经济地位影响差异分析

李忠路 邱泽奇

提要:对于家庭背景与儿童学业成就间的关系,既有研究大多着眼于家庭背景对最终教育获得的影响,但教育获得是一个连续过程,对受教育过程缺少分析,就难以理解家庭背景影响儿童受教育机会的过程性机制。本文通过分析中国家庭追踪调查基线数据(CFPS2010),探讨了家庭背景影响儿童学业成就的路径和机制。本文分析结果表明:(1)家庭通过其社会经济资源为儿童提供有差异的教育机会,进而影响儿童的学业表现;(2)家庭通过家长的教育参与和行为支持,培养儿童的学习态度和学习习惯,从而对其学业成就产生影响。进一步的探讨还发现,家庭背景对儿童学业成就的影响路径和机制具有显著的城乡差别,家庭社会经济地位对城市学生成绩的影响大于对农村学生的影响;相比城市学生而言,农村学生的学业成就更多地依赖于自身的学习行为。本文的研究发现对如何缩小儿童学业成就的阶层差异以及促进教育公平提供了依据。

关键词:家庭背景 教育机会 教育参与 学业成就

一、研究问题

教育是国民素质发展的基本途径,儿童时期的教育则是一国劳动力素质养成的基础。儿童时期的教育获得不仅在个体层面影响着人们的成就与幸福,更在国家层面影响着—个国家的劳动力素质(Heckman,2011)和创新,进而影响着国家的发展能力。在中国,随着义务教育的普及和学校规模的扩张,居民平均受教育水平有了显著提高。尽管如此,由于教育资源的稀缺性及其配置的非均衡性,教育不平

* 本论文使用数据来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查,《社会学研究》匿名评审专家对本文写作提供了宝贵的建议,在此一并感谢。文责自负。

等状况仍有较大的改善空间(杨东平,2006)。为此,2010年国务院常务会议审议通过的《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》将“促进教育公平,形成惠及全民的公平教育”列为国家教育发展的重要战略目标之一。

教育的公平性一方面来自于制度安排,即缓冲甚至抑制受教育者家庭社会经济地位差异对受教育机会带来的影响;另一方面则来自于受教育者家庭参与教育的机会和能力。无论是哪一种影响,最终的产出都是儿童在同辈群体中的学业表现。如此,家庭背景与教育获得之间的关系就成为了衡量教育公平性的重要指标之一。研究表明,中国改革开放以来,家庭社会经济地位在个人教育获得中的作用呈上升趋势,其影响也没有随学校的扩招而减弱(Deng & Treiman, 1997; Zhou et al., 1998; 李春玲, 2003, 2010; 李煜, 2006; 刘精明, 2008; 吴晓刚, 2009, 2016; 吴愈晓, 2013a; 李忠路, 2016)。

既有研究大多着眼于家庭背景对最终教育获得的影响,但值得注意的是,教育获得是一个连续的过程,前一个阶段的教育获得对后一个阶段既是积累性的,也是机会性的。没有优质初等教育和中等教育的获得,几乎没有机会踏入高等教育的大门。教育的延续性和积累性特征,让个体教育机会的竞争在中小学阶段甚至幼儿园阶段就已经开始了。因此,对受教育过程缺少分析,就难以理解家庭背景影响儿童受教育机会与学业成就的过程性机制。不仅如此,从起点上(义务教育阶段)探究学业表现与家庭背景之间的关系,还有直接的政策意涵。

义务教育的目标是保证教育起点的公平,其强制性和普惠性在理论上应该让家庭背景对儿童入学机会的影响降到最低。不过,在当下的中国教育体系中,由于高中及大学教育机会的相对稀缺,学业成就仍然是教育选拔的主要标准,受教育者的教育获得事实上与其在每一阶段的学业表现密切相关。因而义务教育阶段的公平性不仅体现在无差异的入学机会上,更体现在独立于家庭背景的学业成就上。

事实上,在义务教育阶段,不仅会因学校的三六九等对学生的学业成就构成影响,家长对义务教育参与的能力与方式也会直接影响学生的学业成就。与既往的研究关注家庭背景对最终教育获得的影响不同,本文希望探讨的是家庭背景通过什么机制和路径影响义务教育阶段儿童的学业成就。

二、文献综述

作为儿童成长最初和最重要的环境,家庭对儿童的学习行为和学业成就具有重要的影响。《科尔曼报告》指出,家庭比学校和社区更能影响学生的学习成绩。此后有关家庭背景与儿童学业成就间关系的一系列实证研究认为,家庭社会经济地位变量对儿童学业成就有显著的影响,其影响甚至大于学校的影响(Coleman et al., 1966; Peaker, 1971; White, 1980; Sirin, 2005; Cheadle, 2008)。一些基于中国省市的研究也支持科尔曼的结论,例如,方长春、风笑天(2008)对南京市初中生调查数据的分析发现,家庭的社会经济地位对其学习成绩具有重要影响。孙志军等人(2009)对“甘肃家庭与儿童追踪调查”数据的分析发现,父母的收入和受教育水平对小学生的学习成绩有显著的正向影响。

在科尔曼发现的基础上,有研究进一步探讨了家庭背景影响子女学业成就的机制,如人力资本理论、文化资本理论、社会资本理论。人力资本理论认为,教育是一项重要的人力资本投资,“成本—收益”衡量是家庭教育投资的主要原则,儿童教育成就的差异主要是家庭教育投资的多寡造成的。受家庭资源的约束,贫穷家庭的父母通常对子女教育投入不足,影响了子女的学业成就(Becker, 1964)。文化资本理论强调家庭文化资源和文化氛围对孩子教育期望和学习成绩的影响,相对于文化资本匮乏的家庭,文化资本丰富的家长通常更了解学校教育的规则,也会投入更多文化资源,注重培养儿童的教育期望和学习兴趣,帮助子女更好地掌握学校课程、取得优秀的学习成绩(Bourdieu & Passeron, 1990)。社会资本理论则强调家长的教育参与对儿童学习行为和学业成就的影响,社会经济地位较高的父母通常会更多地参与儿童的学习活动,更加注重与学校老师以及其他家长的交流,减少儿童逃课和危险行为,进而提高儿童学业表现(Coleman, 1988)。

由于教育资源配置存在城乡差异、地区差异以及校际差异,人们在讨论家庭背景与教育获得的关系时,往往把就读学校的质量作为重要的影响因素。重点学校通常集中了优秀的师资和生源,对儿童下一阶段教育机会的获得具有重要的影响。社会经济地位比较高的家庭会利用各种资源优势为子女争取优质的教育机会,增加其下一阶段教育机

会获得的概率(李煜,2006;刘精明,2008;赵延东、洪岩璧,2012)。研究表明,父母社会经济地位对儿童就读学校的质量有重要影响。家庭社会经济地位越高,儿童就读学校的等级也越高(文东茅,2006;陈友华、方长春,2007;李湘萍,2008;吴愈晓,2013b)。

尽管理论视角的侧重点有所不同,但大家都关注家庭社会经济地位影响儿童学业成就的路径和机制。其中,人力资本理论强调家庭经济资源和教育投入对于儿童学业成就的影响,文化资本理论和社会资本理论更多地关注家长的受教育程度和教育参与对儿童学业表现的影响,学校质量差异视角则认为家庭社会经济地位通过影响儿童就读的学校,进一步影响其学业表现和后续教育机会。

事实上,任何一类因素的影响都不是独立的。家庭经济资源、家庭氛围和学校质量都很重要。问题是这些都是外生因素,都需要通过受教育者的学习行为来获得产出,即儿童的学业成就。

三、分析框架

有鉴于此,本文试图探讨家庭社会经济地位与儿童学业成就之间的影响机制和路径。通过对既有文献的梳理,结合中国教育的现实,本文提出如下分析框架(见图1)。

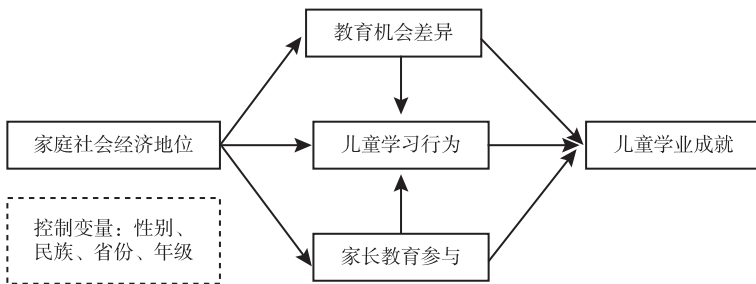


图1 分析框架

日常经验说明,家庭社会经济地位对儿童学业成就的影响不是直接的,而是通过以下两条路径实现的。

第一,社会经济地位比较高的家庭会为其子女争取优质的教育机会(如体制内的重点学校和市场提供的教育服务),进而影响儿童的学业成就。重点学校集合了优秀的师资和生源,不仅直接影响儿童学业成就的差异,还通过教师和同伴影响其学习态度和行为,从而对儿童的学业成就和下一步教育机会的获得产生影响。

此外,中小学教育培训市场的发展提供了学校教育之外的选择和补充,经济条件较好的家庭可以为孩子购买额外的教育产品和服务(比如家教和辅导班等),进而强化家庭社会经济地位对儿童学业成就的影响。

第二,家庭社会经济地位通过影响家长的教育期望和教育参与,进而影响儿童的学习行为和学业表现。在一定程度上,家长对子女的教育期望和行为支持也受到其社会经济地位的影响。由于不同阶层的家庭资源和能力也有所不同,所能提供的教育支持存在显著差异。社会经济地位较高的家庭更加重视子女的教育。家长对子女教育的行为支持(如检查作业、讨论学校情况等)可以培养儿童良好的学习习惯,并影响其学业表现(Steinberg et. al, 1992; Fan & Chen, 2001; 赵延东、洪岩璧, 2012)。

据此,本文提出4个研究假设。

假设1:家庭社会经济地位对儿童教育机会的质量有重要影响,家庭社会经济地位越高,儿童受教育机会的质量也越高。

假设1a:在控制其他变量的情况下,家庭社会经济地位越高,儿童就读学校的质量越高。

假设1b:在控制其他变量的情况下,家庭社会经济地位越高,儿童所获得的市场上的教育服务越多。

假设2:家长对子女的教育参与受其社会经济地位的影响。家庭社会经济地位越高,对子女的教育参与程度也越高。

假设3:家长教育参与和儿童的教育机会质量会影响儿童的学习态度和学习行为。

假设3a:在控制其他变量的情况下,家长教育参与越多,儿童的学习行为越积极主动。

假设3b:在控制其他变量的情况下,儿童就读的学校质量越好,其学习行为越积极主动。

假设4:家长教育参与和儿童教育机会质量影响其学业成就。

假设 4a:在控制其他变量的情况下,家长教育参与程度越高,儿童的学业表现越好。

假设 4b:在控制其他变量的情况下,儿童就读的学校质量越好,其学业表现越好。

假设 4c:在控制其他变量的情况下,儿童所获得的市场上的教育服务越多,其学业表现越好。

四、数据、测量、方法

(一)数据

本研究使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心的“中国家庭跟踪调查”(Chinese Family Panel Studies)2010年基线调查数据(以下简称CFPS2010)。

CFPS2010在中国25个省、市、自治区成功调查了14960户家庭,并对每个样本家庭户进行了三份问卷调查:家庭问卷、16岁及以上的成人问卷、16岁及以下的少儿问卷。其中少儿问卷分为家长代答问卷和儿童自答问卷(10-15岁)。

本文的研究对象是处于义务教育阶段且完成了自填问卷的10-15岁儿童。为了把家庭社会经济地位与之相联系,我们把儿童问卷与家庭、父母问卷进行了配对。剔除含有缺失变量的样本之后,最终得到了2750份样本。样本均值T检验结果表明,样本变量值的缺失是随机的。

(二)测量

家庭社会经济地位是本文的核心解释变量之一。分析中采用三个指标进行测量。一是2009年的家庭人均纯收入,二是父亲的受教育年限,三是母亲的受教育年限。

家长教育参与是家庭社会经济地位影响儿童学业成就的重要中介变量。本研究运用了4道访题测量家长对子女教育的参与。第一,“当这个孩子在学习时,您会经常放弃自己喜欢的电视节目吗?”第二,“自本学年开始以来,您经常和这个孩子讨论学校里的事情吗?”第三,“您经常要求这个孩子完成家庭作业吗?”第四,“您经常检查这个孩子的家庭作业吗?”选项为1-5的定序变量,分别表示从不、很少(每月1

次)、偶尔(每周 1-2 次)、经常(每周 2-3 次)、很经常(每周 6-7 次)。在多元回归分析中,我们取其均值作为家长教与参与得分进行分析。

儿童就读学校的质量对其学习行为和学业成就有重要的影响。对儿童就读学校质量的测量运用了 4 个测量指标:儿童对学校的满意度评价、儿童对班主任的满意度评价、儿童对语文老师的满意度评价以及儿童对数学老师的满意度评价。选项为 1-5 的定序变量,数值越高表示满意度越高。在多元回归分析中,我们取其均值作为就读学校质量得分进行分析。儿童对就读学校质量的主观评价虽然不能完全体现其就读学校质量的好坏,但在很大程度上体现了其对就读学校质量的认知和评价。我们期待进一步的研究能够弥补本文关于学校质量测量的不足之处。

有关儿童所获得的市场上提供的教育服务,通过以下两个指标进行测量:一是上个学期儿童是否参加了辅导班,二是去年全年儿童的课外辅导/家教费用支出。

儿童学习行为的测量,包括其日常学习习惯,运用以下 4 道访题进行测量。第一,“我学习很努力”;第二,“我在课堂上会集中精力学习”;第三,“我只在完成家庭作业后才会玩”;第四,“我会在完成家庭作业后核对数遍,看看是否正确”。选项为 1-5 的定序变量,1-5 分别表示十分不同意、不同意、中立、同意、十分同意。

儿童学业成就的测量采用了两类指标。第一类指标是家长评价的语文和数学成绩,运用访题“就您所知,孩子上学期平时的语文/数学成绩如何”来测量,选项为 1-4 的定序变量,1 = 较差,2 = 中等,3 = 良好,4 = 优秀。第二类指标是 CFPS2010 年儿童字词和数学能力的基准测试得分,CFPS2010 根据儿童受教育程度,对字词测试的难易程度进行了调整。在分析中依儿童所在省份和就读年级对得分进行了标准化处理。

在儿童学业成就和家庭背景关系的研究中,通常在国家层面测量家庭社会经济地位排序。需要特别注意的是,在中国初等教育中,儿童的受教育机会是地域性的,小学升初中、初中升高中以及高中升大学的选拔,是在区域内(县、市、省)逐级实施和完成的。高一个层级受教育机会的获得并非取决于儿童在国家层面的成绩排名,而是取决于其在区域内的相对位置。同样,其竞争对手也非国家层面的学生,而是区域

内的同级群体。

因此,无论是家庭背景的影响,还是学业成就的测量,都应该是相对的,是在某个区域内的。在多元回归分析中,我们通过加入省份虚拟变量来控制儿童学业成就和家庭社会经济地位的区域差异。不仅如此,在结构方程中,本文还对儿童学业成就、辅导班费用支出、家庭社会经济地位等测量指标按照省份和年级进行了标准化处理,即在分析中控制了年级和地区的差异。在此,控制变量还包括了性别和民族。

表1报告了样本分布以及各潜变量观测指标的描述性统计。在进入分析的样本中,城市样本占38.3%,农村样本占61.7%;男生的比例为50.6%,女生的比例为49.4%;63.7%的儿童就读于小学,36.3%的儿童就读于初中。

潜变量	观测变量	均值/比例	标准差
基准测试 (Test)	Y1 字词测试得分(0-34)	21.709	7.076
	Y2 数学测试得分(0-34)	11.138	4.394
成绩排名 (Rank)	Y3 家长报告的语文成绩排名(1-4)	2.701	.936
	Y4 家长报告的数学成绩排名(1-4)	2.642	1.006
学习行为 (Effort)	Y5 学习很努力(1-5)	3.475	.872
	Y6 课堂上集中精力学习(1-5)	3.671	.813
	Y7 完成作业后才会玩(1-5)	3.300	.993
	Y8 完成作业后核对是否正确(1-5)	3.646	.896
学校质量 (School)	Y9 对学校的满意程度(1-5)	3.838	1.028
	Y10 对班主任的满意程度(1-5)	4.161	.969
	Y11 对语文老师的满意程度(1-5)	4.163	.963
	Y12 对数学老师的满意程度(1-5)	4.134	.959
教育服务 (Tutor)	Y13 儿童是否上辅导班(1 = 是)	.138	.345
	Y14 儿童课外辅导支出对数	1.547	2.751
家长参与 (P_Care)	Y15 孩子学习时,放弃电视节目(1-5)	3.448	1.310
	Y16 和孩子讨论学校里的事情(1-5)	3.086	1.187
	Y17 经常要求孩子完成家庭作业(1-5)	3.916	1.040
	Y18 经常检查孩子的家庭作业(1-5)	2.882	1.378
家庭社会 经济地位 (FSES)	X1 家庭人均收入对数	8.338	.979
	X2 父亲受教育年限	6.841	4.297
	X3 母亲受教育年限	5.238	4.583

续表 1

潜变量	观测变量	均值/比例	标准差
人口学变量	X4 城乡(1 = 城市,0 农村)	.383	.486
	X5 性别(1 = 男孩,0 = 女孩)	.506	.500
	X6 民族(1 = 汉族,0 = 少数民族)	.895	.306
	X7 就读阶段(1 = 初中,0 = 小学)	.363	.481

(三) 分析方法

鉴于本文需要同时估计测量指标与潜变量的关系以及潜变量之间的关系,故而采用结构方程模型来估计家庭背景各个变量与儿童学业成就之间的关系,在分析中运用了 LISRELv8.7。

运用本文的分析框架(图 1)和研究假设,在分析中对结构方程模型进行设定(参见图 2)。潜变量和测量指标的对应关系请参照表 1。说明如下。

第一,外生潜变量家庭社会经济地位对儿童就读学校质量、儿童获得的市场教育服务、家长教育参与、儿童学业行为产生直接影响,进而对儿童的学业成就产生间接影响。为此,将家庭社会经济地位设为除性别、民族和地区之外的惟一外生变量。既往研究表明,无论是家长的教养方式、儿童就读学校的质量,还是儿童自身的教育期望和学习行为,都在很大程度上受到了家庭社会经济地位的影响。

第二,儿童就读学校的质量和家長教育参与程度既可以直接影响儿童的学业成就,又可以通过儿童学业行为这个中介变量对儿童学业成就产生间接的影响。

第三,图 2 中儿童学业成就潜变量没有直接测量指标,在模型中,将其作为儿童基准测试和成绩排名两个潜变量的高层潜变量进行估计。

第四,由于测量指标误差项之间是否相关的设定需要根据 LISREL 输出结果进行调整,具有较强的任意性,故假定所有内生变量测量指标的误差项都不相关。

第五,通过对城市样本和农村样本的分组比较来检验家庭背景对儿童学业成就的影响机制的城乡差异。

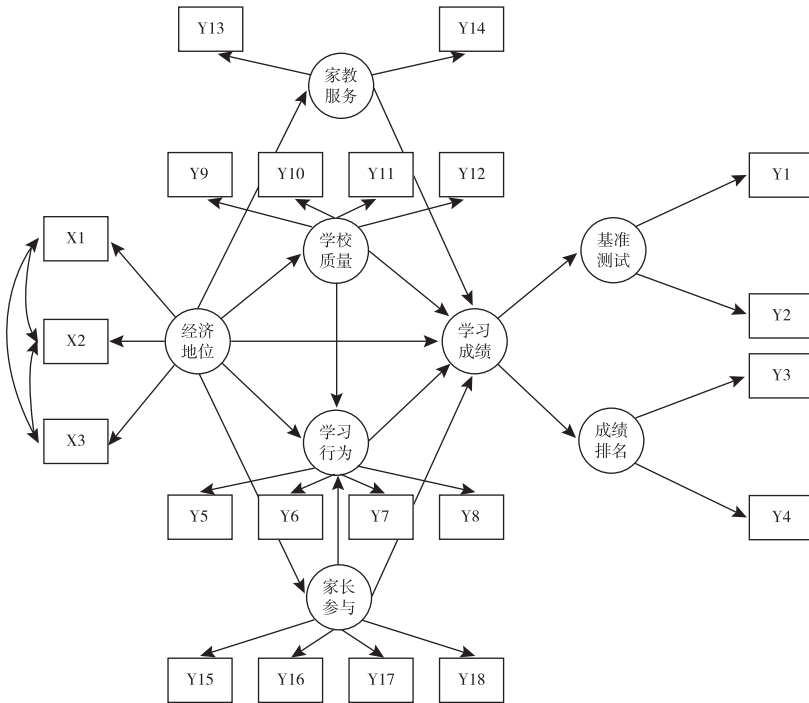


图 2 结构方程模型的设定

五、多元回归分析结果

在进行结构方程模型分析前,需要先了解背景对儿童学业成就以及各中介变量的影响,为此本文运用了多元回归模型和 logistic 模型。表 2 报告了儿童字词和数学基准测试平均得分的多元回归分析结果。模型 1 仅加入了性别、年级、民族、省份虚拟变量等控制变量,为基准模型;模型 2、模型 3、模型 4、模型 5、模型 6 逐次控制了城乡、家庭社会经济地位、家长教育参与得分和经济投入(是否上辅导班)、就读学校质量得分、儿童学习努力程度得分等变量,逐步考察各变量对儿童学业成就的影响。

就儿童学业成就的城乡差异而言,模型 2 显示,在控制了省份、年级、民族等变量后,城市儿童基准测试得分要比农村高出 0.755 个单

位,考虑到儿童基准测试的均值为 21.775,标准差为 7.706,儿童学业成就的城乡差异约为 0.1 个标准差;模型 3 控制了家庭人均收入和父母受教育年限后,儿童基准测试得分的城乡差异失去了统计显著性,这表明儿童学业成就的城乡差异在很大程度上是由于家庭社会经济地位的差异造成的。

模型 3、模型 4、模型 5 和模型 6 的分析结果一致表明,家庭社会经济地位、家长教育参与、儿童是否上辅导班、儿童就读学校质量、儿童学习的努力程度等因素对中小学生的学业成就均有显著的影响。

全模型(模型 6)的结果表明:家庭社会经济地位越高,儿童的学业成就越好。父母受教育程度和家庭人均收入对儿童学业成就有显著的正向作用。父母受教育程度每增加 1 年,儿童基准测试得分会提高 0.118;家庭收入每增加 1%,儿童基准测试得分会提高 0.26。家长教育参与得分(如检查作业、讨论学校事情等)越高,儿童的学业表现也越好。就教育机会对儿童学业成就的影响而言,儿童就读学校的质量和是否获得市场提供的教育服务(是否上辅导班)对其学业表现都有显著的正向影响。儿童对就读的学校越满意,其基准测试得分越高;在控制其他变量的情况下,参加辅导班的儿童的基准测试得分比没有参加辅导班的儿童高 0.46。

表 2 儿童基准测试平均分多元回归分析结果 N = 2750

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
城市(参照组:农村)		.775 *** (.147)	.247 (.155)	.108 (.159)	.083 (.158)	.114 (.158)
父母受教育年限			.139 *** (.018)	.120 *** (.018)	.116 *** (.018)	.118 *** (.018)
家庭人均收入对数			.290 *** (.076)	.270 *** (.076)	.251 *** (.076)	.260 *** (.075)
家长教育参与得分				.283 *** (.083)	.250 *** (.082)	.219 *** (.083)
是否上辅导班				.456 ** (.210)	.461 ** (.209)	.462 ** (.208)
学校评价得分					.641 *** (.110)	.565 *** (.112)
儿童努力得分						.377 *** (.106)

续表 2

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
常数项	5. 564 *** (1. 438)	4. 921 *** (1. 436)	1. 489 (1. 544)	. 828 (1. 563)	-1. 046 (1. 587)	-2. 193 (1. 616)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
确定系数	. 569	. 573	. 587	. 589	. 595	. 596

注:(1)括号内为标准误。(2)*p < 0. 1, **p < 0. 05, ***p < 0. 01。(3)其他控制变量包括性别、年级、民族、省份虚拟变量。

统计结果表明,城市家庭和社会经济地位较高的家庭更加重视子女的教育,会更多地参与子女受教育的过程,为子女购买市场上的教育服务以及争取优质的教育机会。就家长的教育参与而言,城市家长的教育参与得分比农村家长高出 0. 23,家长受教育年限每增加 1 年,其教育参与得分会高出 0. 05。就教育机会而言,城市儿童更多地参加课外辅导班和就读于质量较好的学校,城市儿童参加课外辅导班的发生比是农村儿童的 4. 66(= e^{1.54})倍,城市儿童对其就读学校的评价比农村儿童高出 0. 049;父母受教育程度和家庭人均收入对儿童就读学校质量和是否参加辅导班均有显著的正向影响。

表 3 家庭社会经济地位对中介变量的影响 N = 2750

	家长参与得分	是否辅导班	学校评价得分	儿童努力程度
城市 (参照组:农村)	. 228 *** (. 036)	1. 541 *** (. 160)	. 049 * (. 027)	-. 083 *** (. 028)
父母受教育年限	. 050 *** (. 004)	. 136 *** (. 022)	. 010 *** (. 003)	-. 006 * (. 003)
家庭人均收入对数	. 009 (. 018)	. 393 *** (. 084)	. 029 ** (. 013)	-. 023 * (. 014)
家长教育参与得分				. 081 *** (. 015)
学校评价得分				. 201 *** (. 020)
常数项	3. 006 *** (. 358)	-8. 075 *** (1. 389)	3. 084 *** (. 268)	3. 042 *** (. 285)

续表 3

	家长参与得分	是否辅导班	学校评价得分	儿童努力程度
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
确定系数/伪确定系数	.178	.280	.060	.111

注:(1)括号内为标准误。(2)* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。(3)其他控制变量包括性别、年级、民族、省份虚拟变量。

就儿童学习行为而言,我们发现,家庭社会经济地位越高,儿童学习的积极性越低;城市儿童的学习积极性显著低于农村儿童;与家庭社会经济地位不同,家长教育参与和就读学校质量对儿童的学习行为具有显著的正向作用,家长教育参与程度越高,儿童的学习行为越主动,儿童就读学校质量越好,其学习的积极性也越高,这表明家庭社会经济地位并不能简单地提高儿童学习的积极性,必须经由家长的具体教育参与来发挥作用。

六、结构方程分析结果

多元回归分析为理解家庭背景对儿童学业成就及各个中介变量的影响提供了初步的数据支持。不过,多元回归分析无法同时分析各个自变量之间的内在联系,其所有变量都不含测量误差的假定,也不符合社会现实。为更好地处理测量误差和进一步厘清家庭背景如何影响儿童的学业成就,我们引入了结构方程分析。

(一)结构方程模型的拟合度

评价结构方程模型的拟合度是解释测量模型和潜变量之间关系的前提。一般情况下,常把 χ^2 、 χ^2/df 、RMSEA(剩余误差均方根)、GFI(模型拟合指数)以及 AGFI(调整的模型拟合指数)等作为拟合优劣的主要指标。

χ^2 反映设定模型估计的协方差矩阵 E 和样本协方差矩阵 S 之间的距离。 χ^2 值越小表示模型拟合度越好, χ^2/df 则考虑了自由度的影响。在评价模型时, χ^2 和 χ^2/df 值越小越好。不过, χ^2 值 χ^2/df 值极容

易受到样本量的影响,在大样本条件下,细微的差距都会使 χ^2 和 χ^2/df 非常显著。

GFI 和 AGFI 是评价结构方程拟合性的传统指标,其取值越接近于 1,表示模型拟合越好。RMSEA 不仅排除了样本量的影响,还可以对取值进行统计检验,故通常把 RMSEA 作为评价模型拟合优劣的首要指标。RMSEA 值越小,模型拟合越好,一般认为 RMSEA 小于 0.08 是可以接受的模型,小于 0.05 是较好的模型,小于 0.01 则被认为是完美模型(Markus,2012;Kline,2015)。

表 4 报告了设定模型在总样本以及子样本中的拟合度。在假设模型中(见图 2), χ^2 值为 676.5,自由度为 176, χ^2/df 为 3.8,符合大样本情况下 χ^2/df 小于 5 的一般评价标准;RMSEA 为 0.032,小于 0.050 的概率为 1;GFI 和 AGFI 也都比较接近于 1。综合各个子样本的拟合指标来看,我们假设的模型较好地拟合了样本数据内在的结构关系。

表 4 结构模型拟合指标

拟合指标	全部样本	农村样本	城市样本	小学样本	初中样本
Chi-square	676.463	384.375	470.936	441.037	386.396
df	176	176	176	176	176
Chi-square/df	3.844	2.184	2.676	2.506	2.195
RMSEA	.032	.026	.040	.029	.035
P(RMSEA < 0.05)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
GFI	.977	.979	.959	.977	.964
AGFI	.970	.972	.946	.969	.953
样本量	2750	1697	1053	1755	995

表 5 汇集了测量指标与潜变量之间的关系。结果显示,指标的因子负载都具有统计显著性,大多数指标的因子负载达到 0.5。这说明分析指标具有较高的效度,较好地测量了潜变量。读者需要注意的是,在测量模型中,“儿童的数学测试得分”、“家长要求子女完成家庭作业”以及“家庭人均收入对数”这三个测量指标的因子负载小于 0.5。儿童的数学测试得分的因子负载低于 0.5,这说明数学测试并未很好地反映儿童的语文和数学能力的差异;家长要求子女完成家庭作业的

因子负载也低于 0.5,说明该测量指标也未能很好地反映家长教育参与这个潜变量;虽然家庭人均收入对数的因子负载低于 0.5,但是作为外生变量,因子负载系数并不是反映该指标在多大程度测量了家庭社会经济地位潜变量,而是表明家庭人均收入可以在多大程度上解释家庭社会经济地位的差异,故而不是我们重点关注的测量问题。我们期待进一步的研究能弥补本文关于儿童学业成就和家长教育参与测量的瑕疵。

表 5 测量模型拟合情况 N = 2750

潜变量	观测变量	标准化因子负载	复相关系数
基准测试 (Test)	Y1 字词测试得分	.664	.441
	Y2 数学测试得分	.441(.044)***	.194
成绩排名 (Rank)	Y3 家长报告的语文成绩排名	.804(.035)***	.648
	Y4 家长报告的数学成绩排名	.763(.033)***	.583
学习行为 (Effort)	Y5 学习很努力	.650	.423
	Y6 课堂上集中精力学习	.616(.031)***	.381
	Y7 完成作业后才会玩	.519(.027)***	.270
	Y8 完成作业后核对是否正确	.505(.027)***	.256
学校质量 (School)	Y9 对学校的满意程度	.533	.284
	Y10 对班主任的满意程度	.862(.034)	.744
	Y11 对语文老师的满意程度	.730(.029)	.533
	Y12 对数学老师的满意程度	.548(.026)	.301
教育服务 (Tutor)	Y13 儿童课外辅导支出对数	.667	.445
	Y14 儿童是否上辅导班	.681(.041)***	.464
家长参与 (P_Care)	Y15 孩子学习时,放弃电视节目	.521	.271
	Y16 和孩子讨论学校里的事情	.573(.032)***	.328
	Y17 要求孩子完成家庭作业	.468(.029)***	.219
	Y18 检查孩子的家庭作业	.639(.035)***	.408
家庭社会 经济地位 (FSES)	X1 家庭人均收入对数	.380(.022)***	.145
	X2 父亲受教育年限	.632(.021)***	.399
	X3 母亲受教育年限	.770(.022)***	.593

注:(1)潜变量的第一个指标为参照尺度。(2)括号内为标准误。(3)* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。

(二)家庭背景影响儿童学业成就的路径分析

图 3 和表 6 报告了潜变量之间关系的路径图和检验结果。

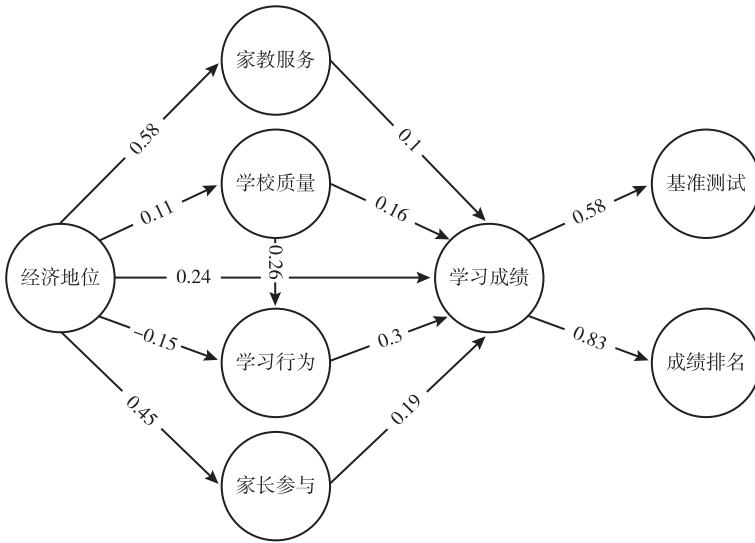


图 3 家庭社会经济地位影响儿童学业成就的路径图

表 6 家庭社会经济地位影响儿童学业成就的路径系数 N = 2750

	教育参与	学校质量	教育服务	学习行为	学业成就	基准测试	成绩排名
家庭社会经济地位 (FSSES)	. 451 *** (. 032)	. 110 *** (. 025)	. 577 *** (. 032)	-. 151 *** (. 033)	. 241 *** (. 049)		
教育参与 (P_Care)				. 213 *** (. 036)	. 185 *** (. 039)		
学校质量 (School)				. 262 *** (. 027)	. 159 *** (. 030)		
教育服务 (Tutor)					. 103 ** (. 042)		
学习行为 (Effort)					. 295 *** (. 038)		
学业成就 (Grade)						. 580 *** (. 038)	. 826 *** (. 57)
结构方程解释百分比 (%)	20. 3	1. 2	33. 3	10. 4	34. 4	33. 6	68. 3
简化方程解释百分比 (%)	20. 3	1. 2	33. 3	. 1	15. 5	5. 2	10. 6

注: (1) 行为自变量, 列为因变量。 (2) 括号内为标准误。 (3) *p < 0. 1, **p < 0. 05, ***p < 0. 01。

总体上来看,本文的模型解释了儿童就读学校质量差异的 1.2%, 儿童获得市场教育服务差异的 33.3%, 家长教育参与程度差异的 20.3%, 儿童学习行为差异的 10.4%, 以及儿童学业成就差异的 34.4%。对于从家庭社会经济地位到中介变量再到儿童学业成就变量的分析结果,具体说明如下。

1. 家庭社会经济地位与教育机会差异

优质学校资源的稀缺性决定了其竞争的激烈性。从图 3 和表 6 中可以看到,家庭社会经济地位对儿童就读学校质量得分的影响系数为 0.11 个标准单位,即家庭社会经济地位提高 1 个标准单位,儿童就读学校的质量上升 0.11 个标准单位,研究假设 1a“家庭社会经济地位越高,儿童就读学校的质量越高”得到了数据支持。不过,家庭社会经济地位只解释了儿童就读学校质量差异的 1.2%,这说明,在义务教育阶段,由于就近入学的原则,家庭社会经济地位对儿童就读学校质量的影响有限,其就读学校质量的差异或许主要是家庭之外的因素造成的,比如城乡差异和区域差异等。需要注意的是,这也或许与我们采用基于家庭户的调查数据和对学校质量的测量有很大的关系。

与就读于优质学校的机会获得机制不同,课外辅导班是由市场提供的教育服务,家庭可以自由购买,影响其获得的机制主要是市场的可及性和家庭的购买意愿和支付能力。分析结果支持了本文的研究假设 1b“家庭社会经济地位越高,儿童所获得的市场上的教育服务越多”。从表 6 可以看出,家庭社会经济地位解释了儿童获得市场教育服务差异的 33.3%,其标准化影响系数为 0.577。

2. 家庭社会经济地位与家长教育参与

虽然中国家长普遍对其子女抱有较高的教育期望(马宇民, 2010),可由于自身能力和资源的约束,不同社会经济地位的家长在为子女教育提供行为支持上(比如与子女讨论、检查作业等)却存在较大差异。

图 3 和表 6 表明,家庭社会经济地位解释了家长对子女教育行为支持差异的 20%,其标准化影响系数为 0.45。即尽管多数家长都认识到了教育的重要性,但不同社会经济地位的家庭营造的学习环境却不同(赵延东、洪岩璧,2012;王甫勤、时怡雯,2014)。研究假设 2“家庭社会经济地位越高,对子女的教育参与程度越高”得到了支持。

3. 家庭背景与儿童学习行为

儿童学习行为和习惯的养成,离不开家长潜移默化的影响。表6的分析结果显示,家庭社会经济地位对儿童学习积极性有显著的负向影响,家庭社会经济地位越高,儿童学习的积极性越低;家长的教育参与对儿童的学习行为具有显著的正向作用,家长教育参与越多,儿童的学习行为越主动(研究假设3a得到了支持)。尽管儿童的学习行为在一定程度上受到家庭背景的影响,可家庭背景变量只解释了儿童学习行为差异的一小部分。一个合理的推测是,儿童的学习行为较多地受到了家庭外(学校、社区、同伴)等因素的影响。

4. 教育机会差异与儿童学习行为和学业成就

优质学校不仅拥有优秀的师资,还有良好的生源。儿童就读学校的质量除了直接影响儿童学业成就,还会通过教师和同伴影响其学习行为。从表6的分析结果来看,儿童就读的学校质量不仅对其学业成就有显著的正向影响(研究假设4b“儿童就读学校的质量越好,其学业表现越好”得到支持),也对学习行为有显著的正向影响,研究假设3b“儿童就读的学校质量越好,其学习行为越积极主动”得到了数据支持。分析结果还表明,儿童参加课外辅导班及课外辅导费用支出对其学业成就有显著的正向影响,研究假设4c“儿童所获得的市场上的教育服务越多,其学业表现越好”得到了支持。

5. 家长教育参与和儿童学业成就

表6的分析结果同样验证了科尔曼的结论,家长的教育参与不仅通过影响儿童的学习态度和行为对其学业成就产生间接影响,还直接影响儿童的学业表现。家长教育参与程度越高,儿童的学业表现越好,研究假设4a得到了数据支持。赵延东和洪岩璧(2012)的研究也表明,家长如拥有较丰富的网络资本,将有利于与老师和其他家长的交流,从而可以间接地提高孩子的学习成绩。

6. 家庭背景对儿童学业成就影响的总效应

表7进一步报告了各个影响因素对儿童学业成就的的标准化总效应,以便我们比较其相对作用。

通过表7可以看出,家庭社会经济地位对儿童学业成就的总效应影响最大(其标准化总效应为0.394),其次是儿童自身的学习行为,之后是家长教育参与和儿童就读学校质量,最后是市场提供的教育服务(其标准化总效应为0.103)。这说明,即使是在诉求社会公平的义务

教育阶段,家庭背景仍然对儿童的学业成就有较大的影响。但同时,我们也可以看出,家庭社会经济地位对儿童学业成就的影响并不是简单和直接的,家庭和学校仍然有较大空间来提高儿童的学业表现。

表 7 各因素对儿童学业成就影响的标准化总效应 N = 2750

	教育参与	学校质量	教育服务	学习行为	学业成就	基准测试	成绩排名
家庭社会经济地位(FSES)	.451 *** (.032)	.110 *** (.025)	.577 *** (.032)	-.026 (.027)	.394 *** (.038)	.228 *** (.025)	.325 *** (.026)
教育参与(P_Care)				.213 *** (.036)	.248 *** (.040)	.144 *** (.024)	.205 *** (.031)
学校质量(School)				.262 *** (.027)	.236 *** (.031)	.137 *** (.019)	.195 *** (.023)
教育服务(Tutor)					.103 ** (.042)	.059 ** (.025)	.085 ** (.036)
学习行为(Effort)					.295 *** (.038)	.171 *** (.023)	.244 *** (.028)
学业成就(Grade)						.580 *** (.038)	.826 *** (.57)

注:(1)行为自变量,列为因变量。(2)括号内为标准误。(3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

(三)家庭背景影响的城乡差异

在当下的中国,城乡是影响教育的重要变量,不仅教育资源分布存在着巨大的城乡差异,城乡家庭在社会经济地位、生活方式和教养模式等方面也有较大的不同。表2的分析表明了城市儿童的学习成绩显著优于农村儿童。在结构方程模型中,我们进一步对家庭背景影响儿童学业成就的路径进行了城乡比较。

表8报告了各潜变量之间的路径系数及结构方程模型的解释力。总体而言,家庭背景对农村学生和城市学生学业成就的影响路径有以下三点不同:第一,家庭社会经济地位对城市学生成绩的影响要大于对农村学生的影响,家庭社会经济地位解释了城市学生学业表现差异的20.8%,解释了农村学生学业表现差异的6.4%;第二,家庭背景对是否购买教育服务的影响存在显著城乡差异,家庭社会经济地位解释了城市学生购买教育服务差异的29.5%,解释了农村学生购买教育服务差

表 8 家庭社会经济地位影响儿童学业成就的路径系数的城乡差异

	教育参与		学校质量		教育服务		学习行为		学业成就		
	农村	城市	农村	城市	农村	城市	农村	城市	农村	城市	差异
家庭社会经济地位	.348 *** (.043)	.426 *** (.056)	.114 *** (.035)	.079 ** (.039)	.341 *** (.070)	.543 *** (.053)	-.110 ** (.043)	-.094 * (0.051)	.149 *** (.053)	.323 *** (.077)	-.174 * (.093)
教育参与					.201 *** (.042)	.261 *** (.060)			.200 *** (.048)	.134 ** (.064)	.064 (.083)
学校质量					.255 *** (.035)	.275 (.044)			.150 *** (.038)	.187 *** (.050)	-.037 (.063)
教育服务									.063 (.048)	.094 (.066)	-.031 (.082)
学习行为									.431 *** (.049)	.271 *** (.064)	.160 *** (.081)
结构方程解释百分比 (%)	12.1	18.1	1.3	.6	11.6	29.5	10.0	13.2	27.5	37.9	
简化方程解释百分比 (%)	12.1	18.1	1.3	.6	11.6	29.5	0	1	6.4	20.8	
样本量	1697	1053									

注：(1)行为自变量，列为因变量。(2)括号内为标准误。(3) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.001。(4)表格最后一列路径系数差异的检验根据 Clogg et. al. (1995) 提出的公式计算得出。(5) z = (b₁ - b₂) / [(seb₁² + seb₂²)^{1/2}]

异的 11.6%;第三,农村学生的学业成就更多地依赖于自身的学习行为,学习努力程度对农村儿童学习成绩的路径系数要高出城市儿童 0.16。

七、结论与讨论

儿童教育事关国家未来劳动力的素质,进而关乎国家的竞争力,不可谓不重要。

既有的研究大多着眼于家庭背景对大学教育获得的影响,殊不知,大学的教育获得只是儿童时期教育获得的后果。即使是对初中(方长春、风笑天,2008)、高中阶段(杨东平,2005)的家庭背景与学业表现之间关系的探讨,也是着眼于家庭背景与学习成绩之间的相关关系。而缺少对儿童时期学业成就影响机制的探讨,即家庭背景通过什么路径影响儿童时期的教育获得。这是教育获得研究的重要缺陷。本文的努力正是尝试从起点上探究义务教育阶段儿童学业成就差异和家庭背景发挥影响的机制。

通过对中国家庭动态跟踪调查基线数据(CFPS2010)的实证分析,本研究发现:

第一,家庭背景对儿童的学业成就有较大的影响,与既有研究的结论在方向上是一致的。与既有研究结论不同的是,本研究发现,家庭背景、教育机会差异以及儿童的学习行为等因素解释了儿童考试成绩差异的 34.4%,其中家庭社会经济地位解释了 15.5%。^①这说明,一方面,即使是在诉求社会公平的义务教育阶段,家庭背景仍然对儿童的学业成就有较大的影响。正是在这个意义上,如何在公共政策层面促进义务教育阶段的教育公平依然是需要努力方向之一;另一方面,家庭社会经济地位对儿童学业成就的影响并不是简单和直接的,家庭和学校仍然有较大空间来提高儿童的学业表现。

第二,教育机会差异和家长教育参与是家庭影响儿童学业成就的两条重要路径。既有的研究分别论证了教育机会和家长参与的影响,但这两个影响事实上是同时作用在受教育者身上的。本文运用结构方程模型的分析表明,虽然中国家长对其子女抱有较高的教育期望,但家

^① 通过表 6 中结构方程模型和简化模型对各潜变量的解释比例可以看出。

庭社会经济地位对儿童的教育机会获得有较大的影响,无论是提供优质学校就学机会还是提供市场化的教育资源,都与家庭社会经济地位有关;同时,不同社会经济地位的父母在为子女教育提供行为支持上也存在较大的差异。

第三,本文的分析还表明,家庭背景的影响路径和机制存在显著的城乡差别:家庭社会经济地位对城市学生成绩的影响要大于对农村学生的影响;相较于城市学生,农村学生的学业成就也更多地依赖于自身的学习行为。这是既有的研究不曾论及的。

综上所述,家庭背景影响儿童学业成就的路径有两条:

第一,家庭通过运用其社会经济资源竞争和购买优质教育资源(体制内的重点学校和市场上的教育服务),进而影响儿童的学业成就。

第二,家长通过对子女的教育参与和行为支持培养儿童的学习兴趣和学习习惯,从而影响儿童学业成就。

这两条影响路径的发现补充了既有文献对家庭背景与受教育者教育获得研究的不足;同时,对如何减少义务教育阶段儿童学业成就的阶层差异,提高中国人力资本总体水平,以及促进教育公平也提供了事实依据。在家庭层面,家庭教育对儿童的学业表现非常重要,社会经济条件较差的父母可以通过自身的教育参与(如对子女学业的关心和督促,积极和教师沟通儿童学业情况)培养儿童良好的学习习惯,提高子女的学业表现,降低家庭社会经济地位对儿童学业成就的影响,从而缩小在升学乃至劳动力市场上的阶层差异。在学校层面,在给定的教育资源配置下,学校可以通过以下两个方向来改善学生的学业成就:一是努力提升教师的知识水平和教学技能,二是通过和家长沟通,在家庭和学校营造积极的教育氛围,提升儿童的学习兴趣,培养其良好的学习习惯。在国家层面,相关部门则需办好义务教育阶段的每一所学校,改善学校教育设施,提升教师素质,实现教育资源的均衡配置,进而降低学校因素对儿童学业成就的影响。

关于数据的适用性,在未来的研究中依然存在需要进一步关注的议题:第一,截面数据并不能完全确定某些路径的因果关系,比如参加课外辅导班对儿童学业成就的影响。第二,儿童就读学校质量和家长教育参与的测量还需要进一步的改进;第三,家庭与学校的交互效应有待进一步检验,从而更好地探讨个人教育获得中家庭的影响和学校的影响。

参考文献:

- 陈友华、方长春,2007,《社会分层与教育分流——一项对义务教育阶段“划区就近入学”等制度安排公平性的实证研究》,《江苏社会科学》第1期。
- 方长春、风笑天,2008,《家庭背景与学业成就——义务教育中的阶层差异研究》,《浙江社会科学》第8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。
- ,2010,《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应的考查》,《社会学研究》第3期。
- 李湘萍,2008,《义务教育阶段择校行为与教育机会分布公平性研究——基于中国18个城市居民家庭教育选择支出的实证分析》,《教育研究》第3期。
- 李煜,2006,《制度变迁与教育不平等的产生机制》,《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。
- 刘精明,2008,《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》,《中国社会科学》第5期。
- 马宇民,2010,《“唯有读书高”?——家长对教育的二元期待》,北京大学硕士学位论文。
- 孙志军、刘泽云、孙百才,2009,《家庭、学校与儿童的学习成绩——基于甘肃省农村地区的研究》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第5期。
- 王甫勤、时怡雯,2014,《家庭背景、教育期望与大学教育获得基于上海市调查数据的实证研究》,《社会》第1期。
- 文东茅,2006,《我国城市义务教育阶段的择校及其对弱势群体的影响》,《北京大学教育评论》第2期。
- 吴晓刚,2009,《1990-2000年中国的经济转型、学校扩招和教育不平等》,《社会》第5期。
- ,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。
- 吴愈晓,2013a,《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。
- ,2013b,《教育分流体制与中国的教育分层(1978-2008)》,《社会学研究》第4期。
- 杨东平,2005,《高中阶段的社会分层和教育机会获得》,《清华大学教育研究》第3期。
- ,2006,《中国教育公平的理想与现实》,北京:北京大学出版社。
- 赵延东、洪岩璧,2012,《社会资本与教育获得——网络资源与社会闭合的视角》,《社会学研究》第5期。
- Becker, Gary S. 1964, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bourdieu, Pierre & Jean-Claude Passeron 1990, *Reproduction in Education, Society and Culture* (2nd edition). Trans. by Richard Nice. Calif: Sage Publications.
- Cheadle, Jacob E. 2008, “Educational Investment, Family Context, and Children’s Math and Reading Growth from Kindergarten through the Third Grade.” *Sociology of Education* 81(1).
- Clogg, Clifford C., Eva Petkova & Adamantios Haritou 1995, “Statistical Methods for Comparing Regression Coefficients between Models.” *American Journal of Sociology* 100(5).

- Coleman, J. S. , E. Q. Campbell & C. J. Hobson 1966, *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC:National Center for Educational Statistics(DHEW/OE).
- Coleman, James S. 1988, "Social Capital in the Creation of Human Capital." *American Journal of Sociology* 94.
- Deng, Zhong & Donald J. Treiman 1997, "The Impact of the Cultural Revolution on Trends in Educational Attainment in the People's Republic of China." *American Journal of Sociology* 103 (2).
- Fan, Xitao & Michael Chen 2001, "Parental Involvement and Students' Academic Achievement: A Meta-Analysis." *Educational Psychology Review* 13(1).
- Heckman, James J. 2011, "The Economics of Inequality: The Value of Early Childhood Education." *American Educator* 35(Spring).
- Kline, Rex B. 2015, *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford: Guilford Press.
- Markus, Keith A. 2012, "Principles and Practice of Structural Equation Modeling by Rex B. Kline." *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 19(3).
- Peaker, G. F. 1971, *The Plowden Children Four Years Later*. Slough: National Foundation for Educational Research in England and Wales.
- Sirin, Selcuk R. 2005, "Socioeconomic Status and Academic Achievement: A Meta-analytic Review of Research." *Review of Educational Research* 75(3).
- Steinberg, L. , S. D. Lamborn, S. M. Dornbusch & N. Darling 1992, "Impact of Parenting Practices on Adolescent Achievement: Authoritative Parenting, School Involvement, and Encouragement to Succeed." *Child Development* 63(5).
- White, Karl R. 1980, "Socio-economic Status and Academic Achievement." *Evaluation in Education* 4.
- Zhou, Xueguang, Phyllis Moen & Nancy Brandon Tuma 1998, "Educational Stratification in Urban China: 1949 - 94." *Sociology of Education* 71(3).

作者单位: 深圳大学心理与社会学院(李忠路)

北京大学中国社会与发展研究中心(邱泽奇)

责任编辑: 杨可