

家庭资本对教育获得的影响研究

——基于CGSS2021的实证分析

张新元, 王 彬

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2023年6月10日; 录用日期: 2023年8月5日; 发布日期: 2023年8月11日

摘 要

利用中国综合社会调查(CGSS) 2021年数据, 使用Ordered Logit回归方法研究家庭资本与子女教育获得之间的关系, 并得出以下结论: 第一, 家庭文化资本、家庭经济资本、家庭政治资本与教育获得之间存在显著的相关关系, 其中家庭文化资本对子女教育获得的影响更大; 第二, 性别、户口、健康状况、政治面貌也是影响子女教育获得水平的重要因素。并通过OLS回归验证了家庭资本对教育获得的显著影响。总体而言, 未来需要国家、社会、家庭三者之间共同努力, 弥合家庭资本不平衡带来的教育获得之间的差距。

关键词

家庭资本, 教育获得, Ologit模型

A Study on the Impact of Household Capital on Access to Education

—An Empirical Analysis Based on CGSS2021

Xinyuan Zhang, Bin Wang

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Jun. 10th, 2023; accepted: Aug. 5th, 2023; published: Aug. 11th, 2023

Abstract

Based on CGSS data in 2021, the Ologit model was used to compare and analyze family capital and children's education access, and the following conclusions were drawn: First, there was a significant correlation between family cultural capital, family economic capital, family political capital

and education acquisition, of which family cultural capital had a greater impact on children's education access; second, gender, hukou, health status, and political outlook are also important factors affecting the level of children's education. In the future, the state, society and families will need to work together to bridge the gap in access to education brought about by the imbalance in family capital.

Keywords

Household Capital, Access to Education, Ordered Logit Model

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2021年,党的十九大提出“努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育”[1]。家庭资本与教育获得之间的作用机理一直以来是学界讨论的热门话题。有关家庭资本对子女教育获得之间的关系,学界已有不少研究,如吴愈晓利用CGSS 2010~2015年的数据,发现家庭资本可以通过子女教育实现代际传递,并且父母教育程度越高的群体拥有大学及以上学历的比例相对于其他群体的优势越大[2]。刘志民、高耀基于江苏省14所高校大学生的调研数据,指出家庭资本对子女教育获得存在显著的正相关关系[3]。在如今我国经济水平不断提高的大背景下,随着高考人数的不断增加所产生的高校毕业生与考研人数快速增长的现象,特别是“学区房”“双减政策”“新高考改革”等概念的不断升温,家庭资本对教育获得究竟有着怎样的影响关系?基于此,本文利用中国综合社会调查(CGSS) 2021年数据,从理论和实证两个层面就家庭资本对子女教育获得的作用方式与实现机制进行系统论述。

2. 文献综述与研究假设

家庭资源禀赋是决定子女的教育成就的关键因素[4]。家庭资本的概念最早是由美国社会学家科尔曼基于布尔迪厄的资本理论于20世纪60年代提出,他认为家庭文化资本、家庭经济资本与家庭社会资本会通过不同方式作用于教育获得[5]。家庭文化资本是一种占有某种文化资源的资本表现形式,杨婷将父辈受教育年限作为家庭文化资本来探究其与个人教育程度之间的关系[6]。仇立平、肖日葵利用2008年5月到10月上海市民生活状况调查的问卷数据,探究家庭文化资本对子女教育获得的作用,发现父母和子女文化资本对子女教育获得产生了正面影响[7]。边燕杰认为家庭社会资本可以用父母的职务等级来测量[8]。袁勇我利用中国教育追踪调查项目(CEPS)问卷数据,发现父母受教育水平和家庭文化资源通过家庭教育期望间接促进青少年成绩[9]。刘精明基于我国第三、四、五次人口普查数据进行实证分析,发现家庭经济资本对子女教育获得有显著的正向促进作用[10]。政治资本(如党员、干部身份)往往被社会学家看作为社会资本的一种特殊表现形式,有学者认为在中国家庭中,父母的政治地位与子女教育获得具有显著的正向作用[11]。

综上所述,已有研究对经济资本、文化资本、社会资本、政治资本的可操作化以及其对教育获得影响的研究有一定的成果,但鲜有研究探究将这四类家庭资本组合起来探究对教育获得的作用。基于此,本文利用中国综合社会调查(CGSS) 2021年数据,选择教育获得作为被解释变量,选择家庭经济资本、家庭文化资本、家庭社会资本、家庭政治资本共同作为解释变量,同时加入性别、户口、民族、健康状况、

政治面貌五个控制变量, 探究家庭资本与教育获得之间的内在作用机理, 进而为国家完善教育体制与更好地促进社会公平正义提供有益借鉴。

基于上述分析, 提出以下研究假设:

H1: 家庭文化资本越高, 子代教育获得越高。

H2: 家庭经济资本占有量越丰富, 子代教育获得越高。

H3: 家庭社会资本积累越丰富, 子代教育获得越高。

H4: 家庭政治资本越高, 子代教育获得越高。

3. 数据及变量

3.1. 数据来源

本文采用的数据样本是中国综合社会调查(CGSS) 2021 年问卷数据, CGSS 作为中国第一个全国性、综合性、连续性的大型社会调查项目, 全面地收集社会、社区、家庭、个人等多方面数据, 为国内学术研究提供真实且详尽的数据资料。为了筛选出有效地目标数据, 本次研究对象是子女教育获得, 剔除缺失值后, 最终筛选出地样本量为 10,610 个样本。

3.2. 变量设计

3.2.1. 被解释变量

有学者将教育代际流动指数作为因变量, 即将该变量具体化为问卷中“您目前的最高教育程度是?” [12], 故本研究将教育获得作为被解释变量。在 CGSS2021 的问卷调查中, 将被解释变量 Y 教育获得具体化为“您目前的最高教育程度是?”, 对应的编码为“A7a”。回答“没有受过任何教育”“私塾、扫盲班”“小学”统一归为小学, 将其赋值为 1; 回答“初中”“其他”统一归为初中, 将其赋值为 2; 回答“职业高中”“普通高中”“中专”“技校”统一归为高中, 将其赋值为 3; 将回答“大学专科(成人高等教育)”“大学专科(正规高等教育)”“大学本科(成人高等教育)”“大学本科(正规高等教育)”“研究生及以上”统一归为大学, 将其赋值为 4。

3.2.2. 解释变量

家庭资本包括社会资本。文化资本、政治资本、社会资本等要素。其中家庭文化资本以父亲受教育程度来衡量, 与被解释变量的分类标准相同。家庭经济资本以 CGSS2021 问卷中“您家的家庭经济状况所属在所在地属于哪一档?” 作为衡量指标, 将回答“远低于平均水平”“低于平均水平”统一归为低水平, 将其赋值为 1; 将回答“平均水平”则代表平均水平, 将其赋值为 2; 将回答“高于平均水平”“远高于平均水平”统一归为高水平, 将其赋值为 3。家庭社会资本以父亲职业地位来衡量, 对应的 CGSS2021 问卷中“您 14 岁时, 您父亲如担任了行政职务, 他的职务级别是:”, 将回答“没有担任任何行政职务”归为无行政职务, 将其编码为 0, 将回答“无级别”“股级”“副科级”归为低职务级别, 将其编码为 1; 将回答“正科级”“副处级”归为中等职务级别, 将其编码为 2, 将回答“副处级”“正处级”“副司局级及以上”归为高职务级别, 编码为 3。家庭政治资本以 CGSS2021 问卷中的“您父亲的政治面貌是:” 作为衡量指标, 将回答“共产党员”归为党员, 编码为 1, 将回答“群众”“共青团员”“民主党派”归为非党员, 编码为 0。回答“不知道”和“拒绝回答”, 做提出处理。

3.2.3. 控制变量

本文将数项基本人口学指标作为控制变量。其中包括 1) 性别, 将性别变量编码为虚拟变量(男性 = 1; 女性 = 0); 2) 民族, 将民族变量重新编码为虚拟变量(汉 = 0, 蒙、满、回、藏、壮、维、其他 = 少数

民族, 编码为 1); 3) 出生户口类型, 将出生户口类型重新编码为虚拟变量(农业户口 = 0, 非农业户口、居民户口(以前是农业户口)、居民户口(以前是非农业户口)、军籍、没有户口 = 非农业户口 = 1); 4) 本人政治面貌, 将本人政治面貌重新编码为虚拟变量(共产党员 = 1, 群众、共青团员、民主党派 = 非党员 = 0); 5) 身体健康状况, 将健康状况重新编码为虚拟变量(“一般”、“比较健康”、“很健康” = 健康 = 1, “很不健康”、“比较不健康” = 不健康 = 0)。如表 1 所示。

Table 1. Descriptive statistics of study variables

表 1. 研究变量的描述统计

	变量名	变量类型	变量设置及赋值
被解释变量	教育获得	分类变量	小学 = 1 初中 = 2 高中 = 3 大学 = 4
解释变量	家庭文化资本	分类变量	小学 = 1 初中 = 2 高中 = 3 大学 = 4
	家庭经济资本	分类变量	低水平 = 1 平均水平 = 2 高水平 = 3
	家庭社会资本	分类变量	无行政职务 = 0 低职务级别 = 1 中等职务级别 = 2 高职务级别 = 3
	家庭政治资本	虚拟变量	党员 = 1 非党员 = 0
控制变量	性别	虚拟变量	男性 = 1 女性 = 0
	民族	虚拟变量	汉近族 = 1 少数民族 = 0
	出生户口类型	虚拟变量	农业户口 = 1 非农业户口 = 0
	本人政治面貌	虚拟变量	党员 = 1 非党员 = 0
	身体健康状况	虚拟变量	健康 = 1 不健康 = 0

3.3. 变量描述统计分析

如表 2 所示, 教育获得的平均值为 2.232, 表明有相当数量的人接受了初中以上的教育。家庭文化资本平均值为 1.446, 表明父辈受教育程度不高, 这说明受经济、政治等环境的影响, 导致父辈不能接受稳定更高的教育。家庭经济资本平均值约为 1.6, 表明人们目前收入已经高于低水平, 接近平均水平, 这与我国改革开放以来, 大力发展经济建设, 努力改善人民生活有关。家庭社会资本的均值为 0.12, 表明绝大多数父辈并没有行政级别, 未担任公职, 工人、企业员工是其主要构成。从家庭政治资本上看, 父亲是非党员的概率是 89%, 说明了绝大多数父辈是非党员, 这也侧面说明了在我国入党的筛选程序严格, 择优入党。在出生户口类型上, 有 44% 的人属于非农业户口。在民族上, 只有 7% 的少数民族, 符合我国汉族人口多, 少数民族人口少的基本国情。在健康状况上, 健康状况的均值为 0.797, 说明绝大多数人接近健康状态, 这与我国近年来推进“健康中国”战略, 大力发展体育强国有关。在政治面貌上, 党员的比例只占到了 11%, 说明目前人们的政治面貌主要以群众、共青团员、民主党派为主。

Table 2. Analysis of the results of the description of variables

表 2. 变量的描述结果分析

变量	名称	均值	标准差	最大值	最小值
edu	教育获得	2.232	1.122	1	4
feduc	家庭文化资本	1.446	0.803	1	4
ecolevel	家庭经济资本	1.628	0.612	1	3

Continued

fjoblevel	家庭社会资本	0.122	0.453	0	3
fparty	家庭政治资本	0.893	0.310	0	1
male	性别	0.477	0.499	0	1
household	户口	0.443	0.497	0	1
ethnic	民族	0.0747	0.263	0	1
health	健康状况	0.797	0.402	0	1
party	政治面貌	0.113	0.316	0	1

4. 模型设定与实证分析

4.1. 模型设定

本研究被解释变量属于有序类别变量, 该类别变量在统计上不属于连续变量, 因此传统的 OLS 回归不再是无偏有效的估计。因此运用 Ologit 模型进行分析是解决此类问题的有效方式。Ologit 模型时基于累计分布的 Logit 模型, 假设因变量时赋值为 1~j 的定序值, 那么因变量 $\leq j$ 与 $> j$ 的累计 Logit 模型可以表示为其基本的理论模型:

$$l_i(x_i) = \log \left[\frac{\Pr(y_i \leq j | x_i)}{\Pr(y_i > j | x_i)} \right] = \alpha_j + x_i \beta$$

公式中 X 表示影响子女教育获得的解释变量, 具体包含核心解释变量和控制变量; β 表示 X 相对应的系数矩阵; j 表示受教育年限的类别集合, $j \in \{1, 2, 3, 4\}$; α_j 表示 Ologit 估计的截距项。需要指出的是, 在 Ologit 估计中, 系数矩阵 β 中每个解释变量的系数并不代表解释变量对被解释变量影响的大小, 而是通过计算得到式(1)中 $y_i \leq j$ 和 $y_i > j$ 两种情况发生的相对比例, 称之为发生比。发生比指的是当自变量增加一个单位时, 因变量中属于低组的发生比是邻近高组发生比的 $e - \beta_j$ 倍。根据上述设定, 本文实证方程为:

$$l_i(x_i) = \log \left[\frac{\Pr(y_i \leq j | x_i)}{\Pr(y_i > j | x_i)} \right] \\ = \alpha_j + \beta_1 \text{feduc}_i + \beta_2 \text{ecolevel}_i + \beta_3 \text{fjoblevel}_i + \beta_4 \text{fparty}_i + \sum_{i=1}^5 \delta_i \text{control}_i + \varepsilon_i$$

公式中, control_i 代表控制变量。

4.2. 实证结果分析

利用 Stata16 软件分析家庭资本与教育获得之间的联系。由于 Ologit 处理的是分类变量的问题, 属于非线性回归, 需要满足 2 个前提条件: ① 自变量间不存在显著的多重共线性; ② 满足平行性假设。首先因为自变量中最大的方差膨胀因子小于 10, 且平均方差膨胀因子 = 1.15, 未明显大于 1, 所以说明本文核心解释变量之间不存在显著的多重共线性问题。其次, 运用 Brant 检验, 发现对应的 $P = 0.000 < 0.01$, 这表明本文所用的变量数据通过了平行性检验。如表 3 所示, 模型(1) (2) (3)分别是只加入控制变量、只加入解释变量、加入全变量进行建模的实证结果, 以及各自对应模型将各解释变量与控制变量换算成为发生比的实证结果。实证模型中的 Constant cut 1、Constant cut 2 与 Constant cut 3 均满足 1%水平上统计显著, 这说明模型整体是稳健可信的[13]。

Table 3. Empirical results of the Ologit model
表 3. Ologit 模型实证结果

自变量	(1) Ologit		(2) Ologit		(3) Ologit	
	回归系数	发生比	回归系数	发生比	回归系数	发生比
性别	0.340*** (0.037)	1.404***			0.361*** (0.038)	1.435***
户口	1.719*** (0.040)	5.579***			1.412*** (0.042)	4.103***
民族	-0.116 (0.071)	0.890			-0.149* (0.074)	0.861*
健康状况	1.346*** (0.050)	3.841***			1.049*** (0.052)	2.854***
政治面貌	1.002*** (0.061)	2.724***			1.037*** (0.065)	2.822***
家庭文化资本			1.191*** (0.028)	3.291***	1.067*** (0.029)	2.907***
家庭经济资本			0.631*** (0.031)	1.879***	0.372*** (0.032)	1.450***
家庭社会资本			0.217*** (0.050)	1.241***	0.016 (0.051)	1.015
家庭政治资本			-0.517*** (0.068)	0.596***	-0.271*** (0.069)	0.762***
Constant cut1	1.224*** (0.051)	1.224***	1.422*** (0.092)	1.422***	2.593*** (0.103)	2.593***
Constant cut2	2.744*** (0.057)	2.744***	2.851*** (0.095)	2.851***	4.285*** (0.108)	4.285***
Constant cut3	3.877*** (0.062)	3.877***	4.017*** (0.099)	4.017***	5.634*** (0.114)	5.634***
Pseudo R ²	0.1295		0.1166		0.1962	
观察值	10,610		10,610		10,610	

注: *、**、***分别代表在 10%、5%、1%置信水平上统计显著,且括号内的数值代表标准差。

1) 模型(1)是只加入控制变量的实证结果。除民族变量外,其他控制变量均与教育获得在 1%置信水平上显著。性别的系数为 0.340,转换为发生比后为 1.404,表明在该模型中,男性的教育获得比女性的教育获得高 40.4%,即男性比女性在教育获得上占有明显优势,性别在教育获得上呈现明显的正相关关系。同样,户口的系数为 1.719,对应的发生比为 5.579,说明非农业户口的教育获得与农业户口的教育获得高出 5.579 倍,这意味着非农业人口在教育获得上占有显著优势,即户口在教育获得呈现显著的正相关性。健康状况的系数是 1.346,对应的发生比是 3.841,表明健康的人教育获得比较不健康的人教育

获得高出 3.841 倍, 即健康状况与教育获得呈现显著的正相关关系。政治面貌的系数为 1.002, 对应的发生比为 2.724, 说明党员的教育获得比非党员的教育获得高出 2.724 倍, 即本人政治面貌与教育获得之间存在显著的正相关关系。民族对教育获得的影响不显著, 说明民族对教育获得的影响无关。值得注意的是, 虽然性别、户口、健康状况、政治面貌均与教育获得呈现出显著的相关性, 但是户口在获得更好的教育获得的概率更高, 即户口对教育获得的影响最大。

2) 模型(2)是只加入解释变量的结果。家庭文化资本、家庭经济资本、家庭社会资本、家庭政治资本均在 1% 的置信水平上显著。家庭文化资本的系数是 1.191, 对应的发生比是 3.291, 表明家庭文化资本越高, 教育获得越高, 即家庭文化资本与教育获得之间存在显著的正相关关系。家庭经济资本的系数是 0.631, 对应的发生比是 1.879, 表明家庭经济资本占有量高的比家庭经济资本占有量低的教育获得高出 1.879 倍, 即家庭经济资本对教育获得之间存在显著的正相关关系。家庭社会资本的系数是 0.217, 对应的发生比是 1.241, 说明家庭社会资本高的与家庭资本低的比值是 1.241, 即家庭社会资本与教育获得之间存在显著的正相关关系。家庭政治资本的系数是 $-0.517 < 0$, 对应的发生比是 0.596, 所以家庭政治资本与教育获得之间存在显著的负相关关系, 即家庭政治资本为非党员时的教育获得高于家庭政治资本为党员时的教育获得。

3) 模型(3)是加入全变量后的实证结果。与模型(1) (2)相比, 出现了以下两种情况: 首先是控制变量中, 民族变量变得显著, 其系数为 -0.149 , 对应的发生比是 0.861, 说明汉族的受到更高教育获得比少数民族受到更高教育获得的概率高出 86.1%。其次是解释变量中, 家庭社会资本变量变得不显著, 但其对应的发生比为 1.015, 说明家庭社会资本较高的人的获得更高的教育获得的概率比获得低教育获得的概率高出 1.5%。

4.3. 稳健性检验

首先, 本文将被解释变量重新分组为初中及以下($= 1$)和高中及以上($= 0$)两个组别, 并重新进行 Ologit 回归, 得出的结论与上述结果基本一致。其次, 由 Treman 的观点可知, 如果被解释变量为有序类别变量, 可将其视为间距变量并采用 OLS 回归估计。基于此, 本文采用了 OLS 估计进行稳健性检验的结果与 Ologit 结果几乎一致, 且 R^2 为 0.425, 表明该模型具有 42.5% 的解释力。上述实证结果如表 4 所示。

Table 4. Robustness test results
表 4. 稳健性检验结果

自变量	(1) Ologit 系数 (回归系数)	(2) Ologit (发生比)	(3) OLS
feduc	-1.086*** (0.038)	0.337***	0.480*** (0.011)
ecolevel	-0.350*** (0.042)	0.704***	0.163*** (0.014)
fjoblevel	-0.052 (0.067)	0.949	-0.017 (0.021)
fparty	0.282** (0.089)	1.325**	-0.105*** (0.303)
male	-0.231*** (0.050)	0.793***	0.140*** (0.017)

Continued			
household	-1.486 ^{***}	0.226 ^{***}	0.678 ^{***}
	(0.051)		(0.018)
ethnic	0.100	1.104	-0.059
	(0.099)		(0.032)
health	-1.022 ^{***}	0.359 ^{***}	0.436 ^{***}
	(0.075)		(0.021)
party	-0.961 ^{***}	0.382 ^{***}	0.459 ^{***}
	(0.079)		(0.028)
Constant cut1	-4.217 ^{***}		
	(0.141)		
常数项			0.607 ^{***}
			(0.043)
R ²			0.425
观察值	10610	10610	10610

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%置信水平上统计显著，且括号内的数值代表标准差。

5. 结论

本文基于 CGSS2021 年问卷数据，运用 Ologit 模型来探究家庭资本与教育获得之间的联系，结果显示，家庭文化资本、家庭经济资本、家庭政治资本与教育获得之间存在显著的相关关系，其中家庭文化资本对子女教育获得的影响更大，此外，性别、户口、健康状况、政治面貌也是影响子女教育获得水平的重要因素。基于此，本文提出以下展望：

首先，家庭文化资本，特别是父亲受教育程度会对子女教育获得产生显著作用。未来，国家应该提倡家庭的文化氛围对孩子的教育，与学校、社会通力合作，共同促进孩子的教育。

其次，家庭经济资本的占有量会对子女教育获得产生影响。对此，国家努力落实好乡村振兴战略，加快城镇化建设，努力缩小东中西部经济差距，建设希望小学，实施特殊招生政策等多措并举，促使农村居民接受更好的教育，努力弥补不同地区人们的家庭经济资本间的差距。

最后，家庭政治资本也会对子女教育获得产生影响，父亲是党员的教育获得明显高于父亲是非党员的教育获得。因此，作为党员的家长要努力培育孩子正确的世界观、人生观、价值观，培养子女的爱国情怀，发挥党员的积极带头作用。

参考文献

- [1] 温军英. 二元户籍、家庭背景与规模扩张下的高等教育获得——基于 CGSS (2015)的实证分析[J]. 现代教育科学, 2022(1): 14-22.
- [2] 吴愈晓. 社会分层视野下的中国教育公平: 宏观趋势与微观机制[J]. 南京师大学报(社会科学版), 2020(4): 18-35.
- [3] 刘志民, 高耀. 家庭资本、社会分层与高等教育获得——基于江苏省的经验研究[J]. 高等教育研究, 2011, 32(12): 18-27.
- [4] 孙猛, 王昶. 家庭资本对子女教育获得的影响研究[J]. 人口学刊, 2021, 43(5): 99-112.
- [5] 洪志超, 张淼. 家庭资本对教育质量的影响及作用机制——基于 CEPS 调查数据的实证研究[J]. 金融与经济,

2021(9): 90-96.

- [6] 杨婷. 家庭资本、教育获得与社会分层关系研究——基于 CGSS15 年的数据[J]. 才智, 2020(5): 175-176.
- [7] 仇立平, 肖日葵. 文化资本与社会地位获得——基于上海市的实证研究[J]. 中国社会科学, 2011(6): 121-135+223.
- [8] 边燕杰. 城市居民社会资本的来源及作用: 网络观点与调查发现[J]. 中国社会科学, 2004(3): 136-146+208.
- [9] 袁勇我. 文化资本的代际传递机制分析[J]. 云南行政学院学报, 2019, 21(1): 149-154.
- [10] 刘精明. 中国基础教育领域中的机会不平等及其变化[J]. 中国社会科学, 2008(5): 101-116+206-207.
- [11] 郑雅萍. 家庭资本对教育机会平等的影响研究[J]. 东南学术, 2021(5): 220-225.
- [12] 赵媛, 唐安琪, 吴沁宇. 家庭资本对我国教育代际流动性别差异的影响——基于 CGSS2017 年数据[J]. 江苏高教, 2022(12): 82-89. <https://doi.org/10.13236/j.cnki.jshe.2022.12.012>
- [13] 吴键, 袁圣敏, 邢玮. 基于 Ologit 模型的校园足球比赛成绩影响因素分析[J]. 上海体育学院学报, 2019, 43(3): 100-105+112.