

## 父母的政治资本对子女入读优质初中的影响

——基于中国教育追踪调查数据的经验研究

李长洪 王智波\*

**内容提要** 本文利用2013-2014学年中国教育追踪调查(CEPS)数据研究发现,在控制学生特征变量、父母特征变量、家庭特征变量和县级固定效应等因素后,“官二代”入读优质初中的概率显著地高于非“官二代”。即使在控制了《义务教育法》规定的“就近入学”等因素后,这一结论仍稳健成立。究其原因,我们发现“官二代”更容易入读优质初中,无法由“以分择校”、“素质领先”和“关系”所解释,但能用与父母政治资本相关的特征变量来解释,这一发现表明官员的政治资本不利于中国义务教育资源的公平分配。

**关键词** 父母政治资本 义务教育 机会平等 社会公平

### 一 引言和文献综述

“代际传递”是一个被学术界长期关注的话题,有研究发现,父母的职业、收入、健康和受教育程度对下一代的职业、收入、健康和工作表现有重要影响(Rosenzweig & Wolpin, 1985; Lentz & Laband, 1990; Zimmerman, 1992; Solon, 2002; Shea, 2000;

\* 李长洪,厦门大学王亚南经济研究院,电子邮箱:changhongleo@126.com;王智波(通讯作者),华南师范大学经济与管理学院,电子邮箱:wangzhibo@m.scnu.edu.cn。本文得到广东省自然科学基金(项目编号:2016A030313429)的资助。本文使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心设计与实施的《中国教育追踪调查(CEPS)数据》项目,该调查的项目负责人是中国人民大学的王卫东博士,作者感谢上述机构及人员提供数据协助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

Behrman & Rosenzweig, 2002; Case et al., 2001; Black et al., 2003; Plug, 2004; Chen & Li, 2009; Black & Devereux, 2010; Björklund & Jäntti, 2012)。

近几年,“官二代”现象成为学术界的一个热点议题。陆学艺(2004)指出,“官二代”在职场上的竞争因父母的政治资本而具有优势,具体表现为干部子女成为干部的机会是非干部子女的2.1倍。Li et al. (2012)、李宏彬等(2012)利用中国大学毕业生就业调查数据,分析了“官二代”学生与非“官二代”学生在劳动力市场上第一份工作的工资差异,发现“官二代”学生的起薪比非“官二代”学生平均高15%和13%;这一差异不能被学生家庭的收入、父母的受教育程度、学生的高考成绩、就读大学的质量以及学生在大学期间积累的人力资本所解释,他们认为这是父母的政治资本提高大学生在劳动力市场竞争力的表现。胡咏梅和李佳丽(2014)利用2008年中国综合社会调查(CGSS)数据研究发现,在控制了性别、户籍、是否党员等特征变量的情况下,“官二代”大学毕业生进入公有制单位的机会是非“官二代”大学毕业生的1.42倍。谭远发(2015)采用国际劳工组织实施的“从学校向职场过渡调查”(SWTS)的中国数据,采用剔除样本选择偏误和内生性偏误的区间回归模型,对父母政治资本影响子女工资溢价的途径是“拼爹”还是“拼搏”进行了实证研究,结果发现“官二代”的工资溢价来源于“拼搏”积累人力资本而非“拼爹”进入高收入行业。Yang & Chen (2016)使用2010年第一轮中国大学生就业追踪调查(CCSS)数据,发现“官二代”上重点大学的概率显著地高于非“官二代”,即使在控制了父母受教育水平、家庭收入、高考成绩、自主招生、保送制度和高考加分这些因素后,这一结论仍稳健。他们指出,“官二代”上重点大学机会更大的机制可能是“官二代”更容易上重点初中和高中。

本文聚焦于讨论“官二代”是否更容易入读优质初中,并识别其中的原因。已有研究发现,中国“官二代”更容易获得优质义务教育资源。钟奉和樊雪志(2007)利用2005年“城镇居民教育与就业情况调查”的数据,发现在义务教育阶段,干部家庭的子女择校的概率是非干部家庭子女的1.45倍;叶晓阳(2012)利用2003年中国综合社会调查数据(CGSS),以党员身份和科级以上干部身份作为父母政治资本的代理变量,发现父母的政治资本显著地提高了子女择校的概率,并且,政治资本能够在一定程度上降低择校费支出。然而,已有研究忽略了“官二代”的其他特质,可能夸大了政治资本对“官二代”入读优质初中的影响。

结合《中华人民共和国义务教育法》对“小升初”免试就近入学的规定和全国各

地“小升初”中各种“擦边球”操作<sup>①</sup>，我们认为除父母政治资本的影响之外，还有四种原因可能导致“官二代”更容易入读优质初中：“就近入学”、“以分择校”、“素质领先”和“关系”<sup>②</sup>。因此，识别“官二代”更容易入读优质初中是否受父母政治资本的影响，需要排除以上四种因素的干扰。

本文利用2013-2014学年中国教育追踪调查（CEPS）数据，研究“官二代”是否更容易入读优质初中及其原因。基于已有研究，本文将研究的重点放在原因分析上。理论上，“官二代”更容易入读优质初中的原因可能有四个：第一，“就近入学”。因为“官爸爸”和“官妈妈”的户籍地、工作单位所在地或者居住地往往是城市的中心区域<sup>③</sup>，分布了更多的优质初中，因此，“官二代”更容易入读优质初中可能与“就近入学”政策有关。第二，“以分择校”。优质初中在招生时会根据学生在“小升初”入学考试、测试面试成绩或小学五年级和六年级上学期期末成绩作为选拔标准，择优录取。有文献表明官员的能力（智商）高于普通人（Li & Zhou, 2005；Li et al., 2006；Li et al., 2007；Li et al., 2008），如果“官二代”的学习成绩在统计意义上显著地高于非“官二代”<sup>④</sup>，那么“官二代”更容易入读优质初中可能与“以分择校”有关。第三，“素质领先”。优质初中学校在招生面试时，可能会优先录取“特长生”和综合素质高的学生。由于“官爸爸”和“官妈妈”可能更为注重子女的特长和素质培养，因此，“官二代”更容易入读优质初中的原因可能与“官二代”的“素质领先”有关。第四，“关系”。“关系”是中国社会格局的核心模式，其影响着中国社会的方方面面（Gold et al., 2004；

① 《义务教育法》第十二条规定：“适龄儿童、少年免试入学。地方各级人民政府应当保障适龄儿童、少年在户籍所在地学校就近入学”。但是，变相地根据学习成绩择优录取现象仍是存在的。常见的选拔方法有综合素质测试、小学推优（推荐优秀的学生）、五年级和六年级考试成绩、优先招收各种特长生（学生具备重点中学看好的特长）。

② 在华人社会中，关系即指代社会网络，学术界也常常使用这种表述方式（赵剑治、陆铭，2009）。

③ 由2013-2014学年中国教育追踪调查（CEPS）数据可知，第一，有66.48%的“官二代”家庭所在的地区类型是“市/县城的中心城区”，有29.23%的非“官二代”家庭所在的地区类型是“市/县城的中心城区”；第二，有4.82%的“官二代”家庭所在的社区类型是“高级住宅区”，有1.99%的非“官二代”家庭所在的社区类型是“高级住宅区”。

④ 由2013-2014学年中国教育追踪调查（CEPS）数据可知，平均而言，“官二代”的认知能力测试总分为11.100，考试成绩（“语数外”原始分数）总分为265.657；非“官二代”的认知能力测试总分为9.931，考试成绩（“语数外”原始分数）总分为240.069。

朱光伟等, 2014)。相比于普通人, 官员的关系网络可能更强、更广<sup>①</sup>, 因此, “官二代”更容易入读优质初中的原因可能与“官爸爸”或“官妈妈”的关系网有关<sup>②</sup>。第五, “以权择校”。在中国经济社会的转型期, 官员往往会利用手中的权力进行寻租 (Nee, 1996; Walder, 1996; Morduch & Sicular, 2000; Liu, 2003)。因此, “官二代”更容易入读优质初中也可能与“官爸爸”或“官妈妈”利用自身的政治资本, 将子女安排到优质的初中学校就读有关。

本文余下内容安排如下: 第二部分是数据来源、模型建立和变量说明; 第三部分是实证结果分析; 第四部分是本文的结论。

## 二 数据来源、模型建立和变量说明

### (一) 数据来源

本文采用的数据来自于2013-2014学年中国教育追踪调查 (China Education Panel Survey, CEPS) 数据, 该调查是由中国人民大学中国调查与数据中心设计与实施的、具有全国代表性的大型追踪调查项目, 旨在揭示家庭、学校、社区以及宏观社会结构对于个人教育产生的影响, 并进一步探究教育产出在个人生命历程中发生作用的过程。CEPS以2013-2014学年为基线, 以初中一年级 (七年级) 和初中三年级 (九年级) 两个同期群为调查起点, 以人口平均受教育水平和流动人口比例为分层变量, 从全国随机抽取了28个县级单位 (县、区、市) 作为调查点。调查的执行以学校为基础, 在入选的县级单位随机抽取了112所学校和438个班级进行调查, 被抽中班级的学生全体入样, 基线调查共调查了约20000名学生。

CEPS以问卷调查为主要手段, 对全体被调查学生及其家长或监护人、班主任老师、主课任课老师以及学校负责人进行问卷调查。问卷的内容包括: 学生的基本信息、在校学习信息、家长的基本信息、社区环境和学校的基本信息等。此外, CEPS同时还对学生进行综合认知能力测试、基本人格测试, 并收集学生的重要考试成绩。

---

① 由2013-2014学年中国教育追踪调查 (CEPS) 数据可知, 第一, 有20.1%的“官爸爸”或“官妈妈”为了其子女能进入现就读学校而寻找“关系” (找朋友帮忙或给领导送礼), 有16.3%的普通父母为了其子女能进入现就读学校而寻找“关系”。

② 周群力和陆铭 (2009) 基于2003年中国综合社会调查 (CGSS) 数据发现, 更高的家庭收入、父母的人力资本和政治资本均增加了给中小学教师拜年的概率, 而由拜年而形成的“关系”网络又增加了子女择校的机会。



## （二）计量模型建立和识别策略

本文通过回答以下 5 个问题来识别“官二代”是否更容易入读优质初中及其形成机制。

### 1. “官二代”更容易入读优质初中吗？

我们通过实证回归模型（1），来检验“官二代”入读优质初中的概率是否显著地高于非“官二代”。具体模型设置如下所示：

$$Sort\_school_i^* = \alpha_1 + \beta_1 \times Cadre\_parent_i + \lambda \times X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式（1）中，被解释变量  $Sort\_school_i^*$  表示学生所在学校在县（区）的排名情况，本文将其设置为排序变量，即 1 表示最差，2 表示中下，3 表示中间，4 表示中上，5 表示最好。该数据来源于 2013 - 2014 学年中国教育追踪调查数据的学校领导问卷“从办学情况看，贵校初中部目前在本县（区）排名”这一问题。

核心解释变量  $Cadre\_parent_i$  为“官二代”虚拟变量。如果学生的父母中至少有一人是国家机关事业单位的领导或工作人员，则将其视为“官二代”，并定义为 1；如果学生的父母都不是国家机关事业单位的领导或工作人员，则将其视为非“官二代”，并定义为 0。该数据来源于 2013 - 2014 学年中国教育追踪调查数据的学生问卷“你父母是做什么工作的”这一问题。控制变量  $X_i$  表示影响学生是否能进入现就读学校的其他特征变量，具体包括：学生特征变量、父母特征变量、家庭特征变量和县级固定效应。学生个体特征变量包括性别、年龄、民族、户口、是否为独生子女和健康状况。其中，性别为虚拟变量，1 表示男性，0 表示女性；年龄为调查年份与出生年份的差值；民族为虚拟变量，1 表示汉族，0 表示其他民族；户口为虚拟变量，1 表示农业户口，0 表示其他户口类型；是否为独生子女为虚拟变量，1 表示独生子女，0 表示非独生子女；健康状况为虚拟变量，1 表示良好（包括比较好或很好），0 表示非良好（包括很不好、不太好或一般）。父母特征变量包括父母受教育程度。其中，父亲受教育程度和母亲受教育程度均为虚拟变量，1 表示大专及以上学历，0 表示大专以下。家庭特征变量包括家庭经济状况<sup>①</sup>，其为虚拟变量，1 表示贫穷（包括非常困难或比较困难），0 表示非贫穷（包括很富裕、比较富裕或中等）。县级固定效应为哑变量， $\varepsilon_i$  为误差项。我们重点关注系数  $\beta_1$ ，其为“官二代”入读优

① 应说明的是，由于中国教育追踪调查数据（CEPS）中仅调查学生家庭经济状况，而没有直接调查父母的收入情况，所以我们使用学生家长报告的家庭经济状况作为父母收入影响其子女入读优质初中学校的代理变量。

质初中的概率,如果系数 $\beta_1$ 显著为正,则表明“官二代”更容易入读优质初中;如果系数 $\beta_1$ 不显著,则表明“官二代”入读优质初中的概率与非“官二代”不存在显著差异。

## 2. “就近入学”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗?

识别这一问题的最直接、最简单方法是在回归方程中加入与“就近入学”相关的变量,如“父母的户籍所在地在优质初中学校的招生范围之内”。遗憾的是,在CEPS问卷中没有与“就近入学”相关的问题。幸运的是,CEPS数据除了提供学生就读学校在所处县(区)的排名之外,还提供了学生就读班级在本校同年级的排名。由于“就近入学”政策可能会影响“官二代”能否入读优质初中学校,但是不影响“官二代”能否进入所在学校的重点班级。因此,我们的识别策略是通过研究“官二代”是否更容易进入所在学校的重点班级,以此来控制“就近入学”因素对“官二代”更容易入读优质初中的影响。具体实证模型设置如下:

$$Sort\_class_i^* = \alpha_2 + \beta_2 \times Cadre\_parent_i + \lambda \times X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中,被解释变量为学生所处班级在本校同年级的排名情况,本文将其设置为排序变量,1表示最差,2表示中下,3表示中间,4表示中上,5表示最好。该数据来源于2013-2014学年中国教育追踪调查数据的班主任问卷“在您最初接手这个班的班主任工作时,和本校同年级的其他班相比,您这个班的学习成绩处于什么样的水平”。其他控制变量的设置和定义同模型(1)一致。我们重点关注系数 $\beta_2$ ,如果“官二代”变量系数仍显著为正,则表明“官二代”入读重点班级的概率显著地高于非“官二代”,这意味着在控制了“就近入学”因素之后,“官二代”入读优质初中的概率仍显著地高于非“官二代”。

## 3. “以分择校”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗?

本节我们分别实证检验“官二代”的学习成绩是否显著地高于非“官二代”,以及在模型(2)的基础上进一步控制学生的学习成绩,以检验“以分择校”是否能解释“官二代”更容易入读优质初中。具体模型设置如下:

$$\ln Score_i = \alpha_3 + \beta_3 \times Cadre\_parent_i + \lambda \times X_i + \vartheta_i \quad (3)$$

$$Sort\_class_i^* = \alpha_4 + \beta_4 \times Cadre\_parent_i + \delta_1 \times \ln Score_i + \lambda \times X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

式(3)中,被解释变量 $Score_i$ 为学生的学习成绩。由于CEPS问卷中没有学生入学考试成绩和小学五六年级的具体考试成绩,我们假设学生的小学五六年级的成绩与其初中成绩存在相关关系。因此,可以使用学生现在就读学期的各科目期中考试总分

和认知能力测试总分作为学生小学成绩的代理变量<sup>①</sup>。我们对认知能力测试总分（原始分数）和学生考试成绩总分（“语数外”原始分数之和）取对数形式。为了使本文的结论更为稳健，我们也使用了学生小学六年级的考试成绩在所处班级的排名（取对数形式）。其他解释变量的定义与模型（2）一致。

#### 4. “素质领先”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

本节我们分别实证检验“官二代”的素质是否高于非“官二代”，以及在模型（2）的基础上进一步控制“素质领先”特征变量，以检验“素质领先”是否能解释“官二代”更容易入读优质初中。具体模型设置如下：

$$Suzhi_i = \alpha_5 + \beta_5 \times Cadre\_parent_i + \lambda \times X_i + \vartheta_i \quad (5)$$

$$Sort\_class_i^* = \alpha_6 + \beta_6 \times Cadre\_parent_i + \delta_2 \times Suzhi_i + \lambda \times X_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

式（5）中， $Suzhi_i$ 表示“素质领先”虚拟变量。如果学生家长为了使子女进入现就读学校而“让孩子参加各种学业考试或特长考级”，则将学生视为“素质领先”；反之，则将学生视为非“素质领先”。本文将其设置为虚拟变量，1表示“素质领先”，0表示非“素质领先”。其他解释变量的定义与模型（2）一致。

#### 5. “关系”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

本节我们分别实证检验“官爸爸”或“官妈妈”为其子女进入现就读学校而“找关系”的概率是否显著地高于非“官二代”，以及在模型（2）的基础上进一步控制“关系”特征变量，以检验“关系”是否能解释“官二代”更容易入读优质初中。具体模型设定如下：

$$Guanxi_i = \alpha_7 + \beta_7 \times Cadre\_parent_i + \lambda \times X_i + \vartheta_i \quad (7)$$

$$Sort\_class_i^* = \alpha_8 + \beta_8 \times Cadre\_parent_i + \delta_3 \times Guanxi_i + \lambda \times X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

式（7）中， $Guanxi_i$ 表示“关系”虚拟变量。如果学生家长为了让子女进入现就读学校而“找朋友帮忙”或“给领导送礼”，则视为“找关系”；反之，则视为未“找关系”。本文将其设置为虚拟变量，1表示“找关系”，0表示未“找关系”。其他解释

<sup>①</sup> 由CEPS数据使用手册可知，第一，学生在2013年秋季学期的期中考试成绩由被调查学校直接提供，非学生自填，因此，学生的各科成绩来源比较可靠；第二，认知能力测试题的内容不涉及学校课程所教授的具体识记性知识，而是测试学生的逻辑思维与问题解决能力，并且具有国际可比性、全国标准化的特征。测试题共分3个维度、11个构念，具体包括：第一，语言：语词类比和语言文字推理；第二，图形：图形规律分析、折纸类题目和几何图形应用；第三，计算与逻辑：数学应用、自定义运算规则、数列应用、抽象规律分析、概率和数值大小逆向思维。

变量的定义与模型(2)一致。

#### 6. “以权择校”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗?

“以权择校”是指父母依靠自身的政治资本<sup>①</sup>,将子女安排到优质的学校就读。由于父母的政治资本在统计数据上是难以观测的,我们先验地认为父母的政治资本与其经济实力相关。因此,我们试图将学生的家庭经济状况划分为贫穷家庭和非贫穷家庭,以此识别不同的父母政治资本对“官二代”入读优质初中概率的影响。理论上,家庭经济状况越富裕,“官爸爸”或“官妈妈”越有可能有政治资本,此时,相比于非“官二代”,“官二代”越有可能入读优质初中,相反,家庭经济状况越贫穷,“官爸爸”或“官妈妈”越有可能无政治资本,此时,“官二代”入读优质初中的概率可能无异于非“官二代”。具体识别过程,我们将在实证结果中详细讨论。

#### (三) 变量的描述性统计

表1是模型中各变量的描述性统计。其中,表1第(1)~(3)列为学生“全样本”信息,第(4)~(6)列为“官二代”样本的信息,第(7)~(9)列为非“官二代”样本的信息。由表1的结果可知,以父母中至少有一人在国家机关事业单位工作(领导或工作人员)来定义“官二代”,则约7%的学生样本符合“官二代”标准。

第一部分是学生的基本信息。“官二代”所处学校的县级排名高于非“官二代”,然而,简单的描述性统计仅能揭示“官二代”身份与其所处学校优质与否两者之间的相关关系,而无法真正推断两者的因果关系。在实证中,我们将进一步采用多元回归的方法来检验在控制了相关特征变量的情况下,“官二代”是否更容易入读优质初中。在变量的描述性统计中,“官二代”中的男性比例高于非“官二代”;“官二代”的平均年龄小于非“官二代”;“官二代”户口为农业户口的比例远低于非“官二代”;“官二代”健康状况为良好的比例高于非“官二代”;“官二代”是独生子女的比例高于非“官二代”;“官爸爸”和“官妈妈”受教育程度为大专及以上学历的比例均远高于普通父母;“官二代”的家庭经济状况为贫穷的比例远低于非“官二代”;“官二代”现就读班级在本校同年级的排名比非“官二代”的靠前;“官二代”的认知能力测试分数和“语数外”考试成绩分数均高于非“官二代”,但“官二代”的六年级考试成绩班级排名低于非“官二代”;“官二代”通过“找关系”进入现就读学校的比例高于非“官二代”。

<sup>①</sup> 所谓政治资本是指政党和政权所提供的身份、权利、资源以及由此带来的威慑力、影响力(边燕杰等,2008)。

表 1 模型各变量的描述性统计

	全样本			“官二代”学生样本			非“官二代”学生样本		
	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
核心变量									
所在学校的县级排名	3.949	0.834	18612	4.333	0.736	1302	3.920	0.833	17310
“官二代”	0.070	0.255	18747	—	—	—	—	—	—
基本特征变量									
男性	0.512	0.500	18500	0.530	0.499	1288	0.511	0.500	17212
年龄	13.896	1.330	18382	13.772	1.240	1279	13.905	1.336	17103
汉族	0.915	0.279	18705	0.909	0.288	1304	0.915	0.278	17401
农业户口	0.538	0.499	17941	0.143	0.350	1259	0.568	0.495	16682
独生子女	0.436	0.496	18747	0.788	0.409	1307	0.410	0.492	17440
健康状况为良好	0.727	0.446	18601	0.760	0.427	1296	0.724	0.447	17305
母亲受教育程度：大专及以上	0.129	0.335	18472	0.499	0.500	1283	0.102	0.302	17189
父亲受教育程度：大专及以上	0.154	0.361	18455	0.582	0.493	1276	0.123	0.328	17179
家庭经济状况：贫穷	0.210	0.407	17870	0.082	0.274	1234	0.219	0.414	16636
“就近入学”									
所在班级的学校排名	2.765	1.055	18453	2.940	1.100	1287	2.751	1.051	17166
“以分择校”									
认知能力测试总分	10.012	3.729	18714	11.100	3.758	1306	9.931	3.714	17408
考试成绩总分	241.870	73.563	18239	265.657	75.854	1284	240.069	73.074	16955
六年级成绩班级排名	15.949	11.770	17134	15.352	12.471	1166	15.993	11.716	15968
“素质领先”									
参加特长考级或学业考试	0.083	0.275	14268	0.069	0.254	899	0.084	0.277	13369
“关系”									
“找关系”	0.165	0.372	15682	0.201	0.401	1041	0.163	0.369	14641

资料来源：根据 2013—2014 学年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

### 三 实证结果分析

#### （一）“官二代”更容易入读优质初中吗？

我们对模型（1）进行实证回归，以检验“官二代”是否更容易入读优质初中。实

证结果如表 2 所示, 其中, 第 (1) 列为在没有控制其他特征变量的情况下, 使用有序 Probit (Ordered Probit) 模型实证研究“官二代”是否更容易入读优质初中; 第 (2) 列在第 (1) 列的基础上控制性别、年龄、民族、户口、是否为独生子女、健康状况是否为良好等学生个体特征变量; 第 (3) 列在第 (2) 列的基础上进一步控制父母受教育程度特征变量; 第 (4) 列在第 (3) 列的基础上控制家庭经济状况特征变量; 第 (5) 列在第 (4) 列的基础上控制县级固定效应; 第 (6) 列使用普通最小二乘 (OLS) 估计方法重新回归第 (5) 列。

表 2 的实证结果表明, 无论是否控制相关特征变量, “官二代”入读优质初中的概率均显著地高于非“官二代”, 即“官二代”更容易入读优质初中。其他控制变量的符号和显著性基本符合预期。农业户口的学生入读优质初中的概率显著地低于其他类型户口的学生; 为独生子女的学生入读优质初中的概率显著地高于非独生子女的学生; 健康状况为良好的学生入读优质初中的概率显著地高于健康状况为非良好的学生; 父亲和母亲受教育程度为大专及以上的学生入读优质初中的概率显著地高于父亲和母亲受教育程度为大专以下的学生; 家庭经济状况为贫穷的学生入读优质初中的概率显著地低于家庭经济状况为非贫穷的学生。

表 2 基准回归: “官二代”更容易入读优质初中吗

	因变量: 所处学校的县级排名					
	有序 Probit					OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“官二代”	0.639 *** (0.130)	0.426 *** (0.106)	0.225 ** (0.088)	0.241 *** (0.092)	0.143 *** (0.049)	0.053 ** (0.025)
男性		-0.033 (0.028)	-0.023 (0.029)	-0.013 (0.030)	-0.005 (0.022)	-0.002 (0.014)
年龄		-0.031 (0.035)	-0.023 (0.035)	-0.020 (0.035)	-0.020 (0.014)	-0.012 (0.008)
汉族		-0.088 (0.315)	-0.087 (0.321)	0.148 (0.325)	0.145 (0.100)	0.095 (0.071)
农业户口		-0.313 *** (0.092)	-0.202 ** (0.083)	-0.203 ** (0.080)	-0.337 *** (0.079)	-0.207 *** (0.047)
独生子女		0.252 *** (0.098)	0.177 * (0.097)	0.155 * (0.094)	0.187 *** (0.046)	0.112 *** (0.030)



续表

	因变量：所处学校的县级排名					
	有序 Probit					OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
健康状况为良好		0.073 ** (0.033)	0.068 ** (0.033)	0.042 (0.031)	0.056 ** (0.022)	0.027 ** (0.013)
母亲受教育程度为大专及以上			0.279 *** (0.083)	0.262 *** (0.084)	0.329 *** (0.065)	0.166 *** (0.037)
父亲受教育程度为大专及以上			0.384 *** (0.071)	0.365 *** (0.070)	0.462 *** (0.059)	0.245 *** (0.038)
家庭经济状况为贫穷				-0.202 *** (0.062)	-0.236 *** (0.040)	-0.143 *** (0.032)
常数项						4.082 *** (0.300)
县级固定效应	否	否	否	否	是	是
样本量	18612	17114	16799	16041	16041	16041
伪 R <sup>2</sup> 或 R <sup>2</sup>	0.009	0.029	0.040	0.043	0.161	0.312

注：括号内为聚类到学校的稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。

资料来源：根据2013—2014学年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

## （二）“就近入学”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

本节我们实证检验模型（2），以此研究在控制了“就近入学”因素后，“官二代”是否仍更容易入读优质初中。具体实证结果如表3所示，其中，第（1）列在没有控制其他特征变量的情况下，检验“官二代”入读重点班级的概率是否显著地高于非“官二代”。第（2）列在第（1）列的基础上进一步控制学生个体特征变量、父母特征变量、家庭特征变量和县级固定效应。为了检验结论的稳健性，我们做了以下三个稳健性检验：第一，分样本回归，第（3）～（4）列分别对“就读于优质初中的学生样本”和“就读于非优质初中的学生样本”进行实证回归<sup>①</sup>；第二，第（5）列将第（2）列中的县级固定效应替换为校级固定效应；第三，第（6）～（7）列替换因变量，使用“和本校同年级的其他班相比，目前您这个班的学习成绩处于什么样的水

<sup>①</sup> 如果学生所在学校目前在本县区排名为最好或者中上，则视为“优质初中”，若为最差、中下或者中间，则视为“非优质初中”。

平”，1表示最差；2表示中下等；3表示中等；4表示中上等；5表示最好。其中，第（6）列为控制县级固定效应，第（7）列为控制校级固定效应。

表3的实证结果表明，“官二代”进入重点班级的概率显著地高于非“官二代”。具体表现如下，第（1）~（2）列的实证结果表明，无论是否控制相关特征变量，“官二代”进入重点班级的概率均显著地高于非“官二代”；第（3）~（7）列的实证结果表明，即使划分为“优质初中”和“非优质初中”学生样本、控制校级固定效应特征变量、替换因变量，“官二代”进入重点班级的概率仍显著地高于非“官二代”。

表3 控制“就近入学”因素后，“官二代”仍更容易入读优质初中吗？

	因变量：所在班级的学校排名						
	有序 Probit						
	基准回归	基准回归	稳健性检验 1：分样本		稳健性检验 2	稳健性检验 3：替换因变量	
	全样本	全样本	优质初中	非优质初中	全样本	全样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
“官二代”	0.186 *** (0.065)	0.107 *** (0.041)	0.085 ** (0.042)	0.331 ** (0.137)	0.095 ** (0.043)	0.133 *** (0.043)	0.111 *** (0.039)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
样本量	18453	15924	12801	3008	15924	15998	15998
伪 R <sup>2</sup>	0.001	0.043	0.044	0.116	0.135	0.042	0.121

注：括号内为聚类到学校的稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。控制变量的设置和定义同表2第（5）列相一致，具体包括：学生个体特征变量（性别、年龄、民族、户口、是否独生子女和健康状况）、父母特征变量（父亲的受教育程度和母亲的受教育程度）、家庭特征变量（家庭经济状况）和县级固定效应。需说明的是，为了使结论更为稳健，我们在第（5）列和（7）列中将县级固定效应替换为校级固定效应。各控制变量的显著性和符号同表2第（5）列基本一致，限于篇幅，未予列示。

资料来源：根据2013-2014学年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

### （三）“以分择校”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

进一步，我们实证检验模型（3）和模型（4），以此研究“以分择校”是否能解释“官二代”更容易入读优质初中。具体实证结果如表4所示。第（1）~（3）列分别检验“官二代”的“语数外”考试成绩、认知能力测试分数和六年级考试成绩排名（G6排名）是否与非“官二代”存在显著的差异；第（4）~（6）列在控制学生人力资本因素后，检验“官二代”入读优质初中的概率是否仍显著地高于非“官二代”。其中，第（4）列为在表2第（5）列的基础上进一步控制“语数外”成绩；第（5）

列为在第(4)列的基础上进一步控制认知能力测试分数特征变量；第(6)列为在第(5)列的基础上进一步控制六年级考试成绩排名；第(7)~(9)列为在控制学生人力资本因素后，检验“官二代”进入重点班级的概率是否仍显著地高于非“官二代”。表4的实证结果表明，“以分择校”无法解释“官二代”更容易入读优质初中。具体表现如下：第(1)~(3)列的实证结果表明，在控制了相关特征变量之后，“官二代”的“语数外”考试成绩、认知能力测试分数和六年级考试成绩的班级排名与非“官二代”不存在显著的差异<sup>①</sup>。第(4)~(6)列的实证结果表明，控制了学生的人力资本因素后，“官二代”入读优质初中的概率显著地高于非“官二代”。此外，“语数外”考试成绩越高、认知能力测试分数越高、六年级的班级排名越靠前的学生，越容易入读优质初中。第(7)~(9)列的实证结果表明，控制了学生的人力资本因素后，“官二代”进入重点班级的概率显著地高于非“官二代”。此外，“语数外”考试成绩越高的学生，越容易进入重点班级。

表4 “以分择校”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

	因变量								
	ln(“语数外”成绩)	ln(认知测试)	ln(G6排名)	所处学校的县级排名			所在班级的学校排名		
				无控制“就近入学”因素			控制“就近入学”因素		
	OLS			有序 Probit			有序 Probit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
“官二代”	0.011 (0.009)	0.011 (0.012)	0.032 (0.033)	0.143 *** (0.049)	0.144 *** (0.049)	0.123 *** (0.052)	0.103 ** (0.042)	0.103 ** (0.042)	0.090 ** (0.044)
ln(“语数外”成绩)				0.595 *** (0.100)	0.468 *** (0.103)	0.544 *** (0.113)	0.425 *** (0.128)	0.402 *** (0.131)	0.356 ** (0.152)
ln(认知测试)					0.249 *** (0.056)	0.266 *** (0.057)		0.044 (0.055)	0.028 (0.054)

① 作为稳健性检验，我们也尝试将第(1)~(3)列中的县级固定效应替换为校级固定效应，实证结果仍不变，即“官二代”的“语数外”考试成绩、认知能力测试分数和六年级考试成绩的班级排名与非“官二代”不存在显著的差异。具体结论为：第一，因变量为“语数外”考试成绩时，“官二代”变量的系数为0.006，聚类到学校的稳健标准误为0.009；第二，因变量为认知能力测试分数时，“官二代”变量的系数为-0.001，聚类到学校的稳健标准误为0.012；第三，因变量为六年级考试成绩的班级排名时，“官二代”变量的系数为0.029，聚类到学校的稳健标准误为0.033。限于篇幅，该实证结果未予列示。

续表

	因变量								
	ln(“语数外”成绩)	ln(认知测试)	ln(G6排名)	所处学校的县级排名			所在班级的学校排名		
				无控制“就近入学”因素			控制“就近入学”因素		
	OLS			有序 Probit			有序 Probit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ln(G6排名)						0.063*** (0.022)			-0.011 (0.026)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	15747	16131	14935	15644	15620	14460	15520	15497	14350
伪 R <sup>2</sup>	0.282	0.228	0.068	0.172	0.175	0.174	0.049	0.049	0.049

注：括号内为聚类到学校的稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。控制变量的设置和定义同表2第(5)列相一致，具体包括：学生个体特征变量（性别、年龄、民族、户口、是否独生子女和健康状况）、父母特征变量（父亲的受教育程度和母亲的受教育程度）、家庭特征变量（家庭经济状况）和县级固定效应，各控制变量的显著性和符号同表2第(5)列基本一致，限于篇幅，未予列示。

资料来源：根据2013-2014学年中国教育追踪调查(CEPS)数据计算得到。

#### (四) “素质领先”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

接下来，我们实证检验模型(5)和模型(6)，以研究“素质领先”是否能解释“官二代”更容易入读优质初中。具体实证结果如表5所示。第(1)~(2)列检验“官二代”的素质在统计上是否显著地高于非“官二代”，其中，第(1)列没有控制相关特征变量，第(2)列控制了学生、父母、家庭和县级固定效应特征变量；第(3)~(5)列检验在控制了“素质领先”因素后，“官二代”入读优质初中的概率是否显著地高于非“官二代”；第(6)~(8)列检验在控制了“素质领先”因素后，“官二代”进入重点班级的概率是否仍显著地高于非“官二代”。表5的实证结果表明，“素质领先”无法解释“官二代”更容易入读优质初中。具体表现如下：首先，第(1)~(2)列表明“官二代”的素质与非“官二代”在统计上并不存在显著的差异。其次，第(3)~(5)列表明，即使控制了“素质领先”因素，“官二代”入读优质初中的概率仍显著地高于非“官二代”。此外，第(5)列表明，在控制了学生人力资本因素（考试成绩）后，“素质领先”能显著地提高学生入读优质初中的概率。最后，第(6)~(8)列表明，控制了“素质领先”因素后，“官二代”进入重点班级的概率显著地高于非“官二代”。

表 5 “素质领先”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

	因变量							
	“素质领先”		所在学校的县级排名			所在班级的学校排名		
			无控制“就近入学”因素			控制“就近入学”因素		
	Probit		有序 Probit			有序 Probit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
“官二代”	-0.102 (0.092)	-0.042 (0.078)	0.669 *** (0.136)	0.154 ** (0.063)	0.136 ** (0.065)	0.220 *** (0.072)	0.177 ** (0.057)	0.103 * (0.060)
“素质领先”			0.010 (0.094)	0.120 (0.073)	0.131 * (0.074)	0.075 (0.064)	0.070 (0.049)	0.061 (0.049)
“以分择校”	否	否	否	否	是	否	否	是
控制变量	否	是	否	是	是	否	是	是
样本量	14268	12731	14164	12641	11455	14042	12547	11369
伪 R <sup>2</sup>	0.000	0.060	0.009	0.160	0.172	0.001	0.044	0.051

注：括号内为聚类到学校的稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著。控制变量的设置和定义同表 2 第 (5) 列相一致，具体包括：学生个体特征变量（性别、年龄、民族、户口、是否独生子女和健康状况）、父母特征变量（父亲的受教育程度和母亲的受教育程度）、家庭特征变量（家庭经济状况）和县级固定效应，各控制变量的显著性和符号同表 2 第 (5) 列基本一致，限于篇幅，未予列示。

资料来源：根据 2013 - 2014 学年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

(五) “关系”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

我们进一步实证检验模型 (7) 和模型 (8)，以研究“关系”是否能解释“官二代”更容易入读优质初中。具体实证结果如表 6 所示。第 (1) ~ (2) 列检验“官爸爸”或“官妈妈”为其子女进入现就读学校而“找关系”的概率是否显著地高于普通父母，其中，第 (1) 列为没有控制相关特征变量的情况，第 (2) 列在第 (1) 列的基础上进一步控制学生个体特征变量、父母特征变量、家庭特征变量和县级固定效应；第 (3) ~ (5) 列检验在控制了“关系”变量之后，“官二代”入读优质初中的概率是否仍显著地高于非“官二代”；第 (6) ~ (8) 列检验在控制了“关系”变量之后，“官二代”进入重点班级的概率是否仍显著地高于非“官二代”。表 6 的实证结果表明，“关系”无法解释“官二代”更容易入读优质初中。具体表现如下：首先，第 (1) 列表明，“官爸爸”或“官妈妈”为其子女进入现就读学校而“找关系”的概率显著地高于普通父母，然而，第 (2) 列表明在控制了相关特征变量后，“官爸爸”或“官妈妈”为其子女进入现就读学校而“找关系”的概率与普通父母不存在显著的差异。其次，第 (3) ~ (8) 列表明，即使控制了“关系”变量，“官二代”入读优质初中和进入重点班级的概率仍显著地高于非“官二代”。

表 6 “关系”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

	因变量							
	“关系”		所在学校的县级排名			所在班级的学校排名		
			无控制“就近入学”因素			控制“就近入学”因素		
	Probit		有序 Probit			有序 Probit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
“官二代”	0.144 ** (0.064)	0.058 (0.056)	0.686 *** (0.135)	0.164 *** (0.057)	0.145 ** (0.069)	0.225 *** (0.067)	0.126 *** (0.049)	0.120 * (0.063)
“关系”			0.113 (0.079)	0.097 (0.068)	0.112 (0.100)	-0.036 (0.036)	-0.005 (0.032)	-0.246 ** (0.116)
“以分择校”	否	否	否	否	是	否	否	是
“素质领先”	否	否	否	否	是	否	否	是
控制变量	否	是	否	是	是	否	是	是
样本量	15682	13989	15575	13897	10784	15430	13783	10699
伪 R <sup>2</sup>	0.001	0.031	0.011	0.164	0.175	0.001	0.044	0.050

注：括号内为聚类到学校的稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著。控制变量的设置和定义同表 2 第 (5) 列相一致，具体包括：学生个体特征变量（性别、年龄、民族、户口、是否独生子女和健康状况）、父母特征变量（父亲的受教育程度和母亲的受教育程度）、家庭特征变量（家庭经济状况）和县级固定效应，各控制变量的显著性和符号同表 2 第 (5) 列基本一致，限于篇幅，未予列示。

资料来源：根据 2013-2014 学年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

### （六）“政治资本”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

前述研究表明，即使控制了“就近入学”因素，“官二代”的确更容易入读优质初中，且“以分择校”、“素质领先”和“关系”均无法解释“官二代”更容易入读优质初中。本节我们研究“父母政治资本”是否能解释“官二代”更容易入读优质初中。

理论上，父母有无政治资本与其家庭经济状况的好坏存在着较强相关关系，即“官二代”的家庭经济状况越富裕，“官爸爸”或“官妈妈”越可能有政治资本。此时，相比于非“官二代”，“官二代”越有可能入读优质初中，相反，“官二代”的家庭经济状况越贫穷，“官爸爸”或“官妈妈”越可能缺乏政治资本，此时，“官二代”入读优质初中学校的概率可能无异于非“官二代”。因此，我们选取“家庭经济状况”的好坏作为“父母有无政治资本”的代理变量，并假设在家庭经济状况同为富裕的情况下，“官二代”入读优质初中学校的概率要显著地高于非“官二代”，在家庭经济状况同为贫穷的情况下，“官二代”入读优质初中学校的概率无异于非“官二代”。



表7 “政治资本”能解释“官二代”更容易入读优质初中吗？

	因变量							
	所在学校的县区排名				所在班级的校级排名			
	无控制“就近入学”因素				控制“就近入学”因素			
	家境贫穷：无政治资本		家境非贫穷：有政治资本		家境贫穷：无政治资本		家境非贫穷：有政治资本	
	有序 Probit		有序 Probit		有序 Probit		有序 Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
“官二代”	0.386 ** (0.174)	0.213 (0.168)	0.642 *** (0.131)	0.136 ** (0.067)	0.086 (0.122)	0.120 (0.176)	0.202 *** (0.063)	0.118 * (0.066)
“以分择校”	否	是	否	是	否	是	否	是
“素质领先”	否	是	否	是	否	是	否	是
“关系”	否	是	否	是	否	是	否	是
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
样本量	3722	2350	14018	8434	3677	2325	13918	8374
伪 R <sup>2</sup>	0.001	0.170	0.010	0.172	0.000	0.062	0.001	0.051

注：括号内为聚类到学校的稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。控制变量的设置和定义同表2第(5)列相一致，具体包括：学生个体特征变量（性别、年龄、民族、户口、是否独生子女和健康状况）、父母特征变量（父亲的受教育程度和母亲的受教育程度）、家庭特征变量（家庭经济状况）和县级固定效应，各控制变量的显著性和符号同表2第(5)列基本一致，限于篇幅，未予列示。

资料来源：根据2013-2014学年中国教育追踪调查（CEPS）数据计算得到。

具体实证结果如表7所示：第(1)~(4)列为政治资本对“官二代”入读优质初中的影响。其中，第(1)列在没有控制特征变量的情况下，检验家庭经济状况为贫穷（无政治资本）的“官二代”入读优质初中的概率与非“官二代”是否存在显著的差异。第(2)列在第(1)列的基础上进一步控制“关系”、“人力资本因素”等特征变量。第(3)列在没有控制特征变量的情况下，检验家庭经济状况为非贫穷（有政治资本）的“官二代”入读优质初中的概率与非“官二代”是否存在显著的差异。第(4)列为在第(3)列的基础上进一步控制“关系”、“人力资本因素”等特征变量。第(5)~(8)列检验政治资本对“官二代”进入重点班级的影响，即在控制了“就近入学”因素后，政治资本对“官二代”入读优质初中的影响。

表7的实证结果表明，“政治资本”能解释“官二代”更容易入读优质初中。第(2)列和第(6)列表明，在“父母无政治资本”的学生样本中，“官二代”入读优质初中和进入重点班级的概率与非“官二代”不存在显著的差异；第(4)列和第(8)

列表明,在“父母有政治资本”的学生样本中,“官二代”入读优质初中和进入重点班级的概率均显著地高于非“官二代”。

## 四 结论

本文利用2013-2014学年中国教育追踪调查(CEPS)数据研究为什么“官二代”更容易入读优质初中,结果发现:第一,在控制了学生个体特征变量(包括性别、年龄、民族、户口、是否独生子女和健康状况)、父母特征变量(受教育程度)、家庭特征变量(家庭经济状况)和县级固定效应等的情况下,“官二代”入读优质初中的概率要显著地高于非“官二代”。

第二,即使控制“就近入学”因素,“官二代”仍更容易入读优质初中学校。我们认为,“就近入学”政策可能会影响“官二代”入读优质初中学校与否,但不会影响“官二代”进入重点班级与否,因此,通过研究“官二代”进入就读学校重点班级的概率是否显著地高于非“官二代”,以此排除“就近入学”因素对“官二代”更容易入读优质初中的影响。研究发现,“官二代”进入就读学校重点班级的概率显著地高于非“官二代”。

第三,“以分择校”因素无法解释“官二代”更容易入读优质初中。使用学生的“语数外”考试成绩、认知能力测试分数和六年级考试成绩的班级排名作为学生人力资本因素的代理变量,实证发现,“官二代”的“语数外”考试成绩、认知能力测试分数和六年级考试成绩的班级排名与非“官二代”不存在显著的差异。此外,即使控制学生人力资本因素,“官二代”入读优质初中和进入重点班级的概率仍显著地高于非“官二代”。

第四,“素质领先”因素无法解释“官二代”更容易入读优质初中。使用学生家长为了让子女进入现就读学校是否让子女参加“特长等级考试或学业考试”作为学生是否“素质领先”的代理变量,实证发现,“官二代”的素质与非“官二代”在统计上不存在显著的差异。此外,即使控制了“素质领先”因素,“官二代”入读优质初中或进入重点班级的概率仍显著地高于非“官二代”。

第五,“关系”无法解释“官二代”更容易入读优质初中。使用学生家长为了让子女进入现就读学校是否“找朋友帮忙”或“给领导送礼”作为是否“找关系”的衡量指标,研究发现,“官爸爸”或“官妈妈”为其子女进入现就读学校而“找关系”的概率与普通父母不存在显著的差异,此外,即使控制了“关系”特征变量,

“官二代”入读优质初中或进入重点班级的概率仍显著地高于非“官二代”。

第六，“父母政治资本”能解释“官二代”更容易入读优质初中。使用学生“家庭经济状况”的好坏作为其“父母有无政治资本”的代理变量，分样本研究发现，当“官爸爸”或“官妈妈”无政治资本时，“官二代”入读优质初中或进入重点班级的概率无异于非“官二代”；当“官爸爸”或“官妈妈”有政治资本时，“官二代”入读优质初中或进入重点班级的概率显著地高于非“官二代”。

综上所述，本文的结论是政治资本影响了中国当前义务教育资源的公平分配。由于义务教育阶段的不公平将导致入读重点大学机会的不公平，因此，重视当前义务教育阶段的资源公平配置，有利于促进中国社会的起点公平。

## 参考文献：

- 边燕杰、吴晓刚、李璐璐（2008），《社会分层与流动：国外学者对中国研究的新进展》，北京：中国人民大学出版社。
- 胡咏梅、李佳丽（2014），《父母的政治资本对大学毕业生收入有影响吗》，《教育与经济》第1期，第22-30页。
- 李宏彬、孟岭生、施新政、吴斌珍（2012），《父母的政治资本如何影响大学生在劳动力市场中的表现？——基于中国高校应届毕业生就业调查的经验研究》，《经济学（季刊）》第11卷第3期，第1011-1026页。
- 陆学艺（2004），《当代中国社会流动》，北京：社会科学文献出版社。
- 谭远发（2015），《父母政治资本如何影响子女工资溢价：“拼爹”还是“拼搏”？》，《管理世界》第3期，第22-33页。
- 叶晓阳（2012），《“以权择校”：父母政治资本与子女择校》，《世界经济文汇》第4期，第52-73页。
- 赵剑治、陆铭（2010），《关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析》，《经济学（季刊）》第9卷第1期，第363-390页。
- 钟奉、樊雪志（2007），《基础教育阶段城镇学生择校行为的实证研究》，《教育科学研究》第5期，第47-49页。
- 周群力、陆铭（2009），《拜年与择校》，《世界经济文汇》第6期，第19-34页。
- 朱光伟、杜在超、张林（2014），《关系、股市参与和股市回报》，《经济研究》第11

期, 第 87 - 101 页。

- Behrman, Jere & Mark Rosenzweig (2002). Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation? *American Economic Review*, 92 (1), 323 - 334.
- Björklund, Anders & Markus Jäntti (2012). Intergenerational Income Mobility and the Role of Family Background. In Brian Nolan, Wiemer Salverda & Timothy Smeeding (eds.), *Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press, pp. 491 - 521.
- Black, Sandra & Paul Devereux (2010). Recent Developments in Intergenerational Mobility. *Social Science Electronic Publishing*, 4 (1), 1487 - 1541.
- Black, Sandra, Paul Devereux & Kjell Salvanes (2003). Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. *American Economic Review*, 95 (1), 437 - 449.
- Case, Anne, Darren Lubotsky & Christina Paxson (2001). Economic Status and Health in Childhood: the Origins of the Gradient. *American Economic Review*, 92 (5), 1308 - 1334.
- Chen, Yuyu & Hongbin Li (2009). Mother's Education and Child Health: Is There a Nurturing Effect? *Journal of Health Economics*, 28 (2), 413 - 426.
- Gold, Thomas, Doug Guthrie & David Wank (2004). *Social Connections in China: Institutions, Culture, and the Changing Nature of Guanxi*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lentz, Bernard & David Laband (1990). Entrepreneurial Success and Occupational Inheritance among Proprietors. *Canadian Journal of Economics*, 23 (3), 563 - 579.
- Li, Hongbin & Li-An Zhou (2005). Political Turnover and Economic Performance: The Disciplinary Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*, 89 (9 - 10), 1743 - 1762.
- Li, Hongbin, Lingsheng Meng & Junsen Zhang (2006). Why Do Entrepreneurs Enter Politics? Evidence from China. *Economic Inquiry*, 44 (3), 559 - 578.
- Li, Hongbin, Lingsheng Meng, Qian Wang & Li-An Zhou (2008). Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms. *Journal of Development Economics*, 87 (2), 283 - 299.
- Li, Hongbin, Lingsheng Meng, Xinzheng Shi & Binzhen Wu (2012). Does Having a Cadre Parent Pay? Evidence from the First Job Offers of Chinese College Graduates.

- Journal of Development Economics*, 99 (2), 513 – 520.
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu, Junsen Zhang & Ning Ma (2007). Economic Returns to Communist Party Membership: Evidence from Urban Chinese Twins. *The Economic Journal*, 117 (523), 1504 – 1520.
- Liu, Zhiqiang (2003). The Economic Impact and Determinants of Investment in Human and Political Capital in China. *Economic Development & Cultural Change*, 51 (4), 823 – 849.
- Morduch, Jonathan & Terry Sicular (2000). Politics, Growth and Inequality in Rural China: Does It Pay to Join the Party? *General Information*, 77 (3), 331 – 356.
- Nee, Victor (1996). The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China. *American Journal of Sociology*, 101 (4), 908 – 949.
- Plug, Erik (2004). Estimating the Effect of Mother's Schooling on Children's Schooling Using a Sample of Adoptees. *American Economic Review*, 94 (1), 358 – 368.
- Rosenzweig, Mark & Kenneth Wolpin (1985). Specific Experience, Household Structure, and Intergenerational Transfers: Farm Family Land and Labor Arrangements in Developing Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 100 (3), 961 – 987.
- Shea, John (2000). Does Parents' Money Matter? *Journal of Public Economics*, 77 (2), 155 – 184.
- Solon, Gary (2002). Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 16 (3), 59 – 66.
- Walder, Andrew (1996). Markets and Inequality in Transitional Economies: Toward Testable Theories. *American Journal of Sociology*, 101 (4), 1060 – 1073.
- Yang, Wenhui & Ling Chen (2016). Political Capital and Intergenerational Mobility: Evidence from Elite College Admissions in China. *Chinese Journal of Sociology*, 2 (2), 194 – 213.
- Zimmerman, David (1992). Regression toward Mediocrity in Economic Stature. *American Economic Review*, 82 (3), 409 – 429.

# The Impact of Parents' Political Capital on Children's Enrollment to a Better Junior High School: An Empirical Research Based on China Education Panel Survey

Li Changhong<sup>1</sup> & Wang Zhibo<sup>2</sup>

(The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, University of Xiamen<sup>1</sup>;

School of Economics & Management, South China Normal University<sup>2</sup>)

**Abstract:** Using China Education Panel Survey (CEPS) data from 2013 to 2014 academic year, this paper finds that the chance of the officiallings' enrollment to a better junior high school is significantly higher than their peers after controlling children's characteristics variables, parents' education levels, family background and fixed effect at county level. The conclusion still holds after controlling the "nearby enrollment" policy according to the "Compulsory Education Law". The conclusion that the officiallings are more likely to be enrolled to a better junior high school can't be explained by scores, comprehensive qualities and "guanxi", but can be explained by parent's political capital. It suggests that parents' political capital hinders the equal distribution of current compulsory education resources.

**Keywords:** parents' political capital, compulsory education, equal opportunity, social justice

**JEL Classification:** J24, J62, P36

(责任编辑: 周敏丹)