

# 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

李宏彬 孟岭生 施新政 吴斌珍\*

**摘 要** 利用作者收集的中国大学毕业生就业调查数据，我们分析了“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。研究发现“官二代”学生的起薪比非“官二代”学生的起薪平均高 13%（约 280 元/月）。这一差异不能被学生家庭的收入、父母的教育程度、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。因此我们认为父母的政治资本本身有助于提高大学生在劳动力市场中的表现。

**关键词** 政治资本，工资溢价，代际间传递

## 一、引 言

近年来，越来越多的经济学家开始研究经济社会地位的代际间传递问题。已有的大量研究发现，父母的健康状况、受教育程度及收入对下一代的健康状况、教育水平，以及他们的职场表现都有重要影响（Shea, 2000; Behrman and Rosenzweig, 2002; Case *et al.*, 2002; Plug, 2004; Black *et al.*, 2005; Chen and Li, 2009）。然而，关于父母的政治资本对下一代的影响的研究依然十分缺乏。

本文利用作者收集的中国大学毕业生就业追踪调查数据，分析了父母的政治资本如何影响大学生在劳动力市场上的工资。更具体的，我们研究了父母中至少有一人为政府官员的大学生，即“官二代”在劳动力市场上的起薪是否比其他毕业生高。中国高校快速扩招之后（从 1999—2009 年，高校招生规模扩大了 293%），更多的年轻人有机会接受大学教育。这种情况下，代际传递更有可能影响下一代的收入，而不是影响他们的受教育年限。也就是说，

\* 清华大学经济管理学院，清华大学中国经济社会数据中心。通信作者及地址：李宏彬，北京清华大学经管学院，100084；电话(010)62792924；E-mail: lihongbin@sem.tsinghua.edu.cn。李宏彬感谢国家自然科学基金杰出青年基金的资助(项目编号：71025004)。施新政感谢自然科学基金青年科学基金的资助(项目编号：71103108)。吴斌珍感谢国家自然科学基金管理科学部青年项目(项目批准号：70903042)的资助。

即使同样拥有大学文凭, 家庭出身更好的大学生可能会在劳动力市场中找到更好的工作。

本文的研究结果表明, 父母的政治资本对高校毕业生第一份工作的工资存在显著正向的影响, “官二代”大学毕业生的起薪比其他同学高出了 13% (约 280 元/月)。在控制父母的其他特征, 如户口、收入、教育等因素的影响之后, 父母政治资本的影响甚至更大了。

尽管我们无法利用自然实验来解决线性回归中存在的遗漏变量问题, 但是我们可以通过控制大量可能影响工资的变量来降低可能存在的估计偏差。其中, 最为重要的是, 我们将高考成绩作为学生能力或智商的代理变量。在高考中取得好成绩是所有高中生的目标, 他们努力学习的目的就是为了提高高考分数。因此, 高考成绩可以较好地衡量学生的能力或智商。本文的回归结果表明, “官二代”的高考总分和数学成绩更高。但是, 即使引入高考成绩作为控制变量, “官二代”大学生在劳动力市场上有明显工资溢价的结论依然成立。这说明, “官二代”和非“官二代”学生之间可能存在的能力差别不能解释“官二代”的工资溢价。

中国大学毕业生就业追踪调查所收集的信息还使得我们可以研究父母政治资本通过哪些渠道来影响子女工资。研究发现, 父母的政治资本对学生进入 211 院校读书的可能性、在校期间人力资本的积累情况都没有显著的影响。因此在控制了所有这些可能影响工资的因素之后, “官二代”获得的工资溢价仍高达 12%。这些结果进一步说明, 父母的政治资本本身对子女的工资是有帮助的。其原因可能是“官二代”父母与雇主间有着某些特殊的关系、也可能是“官二代”父母有着更好的获取求职信息的渠道。

文章有几点需要说明。首先, 尽管我们的数据库信息丰富, 但是父母的政治资本对子女人力资本的影响有一部分是我们(研究者)无法观察到的, 但是雇主能观察到。不过, 这对于大学毕业生首份工作的工资而言, 这不是一个很大的问题。因为即使对雇主而言, 他们的人力资本特征与老员工相比也是难以观察的。因此, 研究者和雇主之间的信息不对称问题是可以忽略的。其次, 我们只调查了应届毕业生第一份工作的工资。由于工资溢价很可能会随时间而变化, 如果说对于缺乏工作经验的应届毕业生而言都存在工资溢价的话, 那么, 工资溢价很可能会随着这些学生年龄的增长而进一步提高。

目前在中国, “官二代”和“非官二代”在各个方面受到不同对待的现象受到了包括官方媒体在内的极大关注。例如, 《人民日报》在 2010 年 7 月 1 日的一篇题为《为“二代”创建公平的竞技场》的文章中这样说道: “三十多年前, 改革开放打破身份桎梏, 社会如水流活; 三十多年后, 一部分人先富起来, 财富与权力的差距, 在事实上形成身份的差别、阶层的分化。恰逢代际更替, 也就造成了不同的‘二代’——‘富二代’、‘官二代’、二代农民工、二代独生子……‘学好数理化, 不如有个好爸爸’、‘他们有的是背景,

我们有的‘是背影’等灰色民谣、‘拼爹’等让人啼笑皆非的网络新词，都让人看到在同场竞技中，不同‘二代’面临的不同境遇。”

本文余下部分的结构安排如下：第二部分对数据进行描述，第三部分构建实证研究框架，第四、五部分展示实证研究结果并进行分析，第六部分对全文进行总结。

## 二、调查与数据

我们的数据来自清华大学中国经济社会数据中心于2010年5、6月间开展的第一轮中国大学生就业追踪调查（CCSS）。调查以院校的地理位置（北京、上海、天津、东北、东部、中部和西部）<sup>1</sup>和学校类型（7种）为依据进行分层随机抽样。最终在全国2305所高校中抽取了100所院校，然后在每所大学内随机抽取学生。

作为预调查，第一轮调查包括了全样本100所高校中的19所，其中10所为名牌大学，即211院校（含985院校）。我们特意抽取了更多的名牌大学来检验问卷的质量以及整个调查的组织情况。被调查院校分布于全国11个省市，涵盖了各大地理区域。为了基于小样本进行统计推断，我们根据两项指标将被调查院校分为八类，并据此构建了权重用于统计分析。两项指标分别为：院校类型（211院校）和院校所在区域（东北、北部、中部和西部）。<sup>2</sup>每所院校的权重为总体中该类院校的总量与样本中该类院校数量之比。<sup>3</sup>

我们在每所院校中随机抽取约300名应届毕业生。在被调查的全部6059名应届毕业生中，有3167名学生来自重点高校，2892名来自其他院校。在9所非重点院校中，6所为公立院校（2201名学生），2所为私立院校（415名学生），1所为职业学校（276名学生）。

调查所使用的问卷是由包括经济学、社会学和教育学在内的各个领域的专家共同设计完成的。问卷内容不仅包括个人基本信息、家庭背景，还包括高考成绩、大学生活、毕业去向等问题。调查工作由各个样本院校选派的1—3名主管教学、学生工作的行政人员负责。我们在北京对他们进行了集中培训。学生填写完问卷后，问卷会被放入密封的信封里以保证匿名性。在所有问卷都填写完成之后，各校负责人收集完成的问卷并将问卷邮寄回北京。为了保证调查的整体质量，我们全程监督了各校问卷填答过程、数据收集及录入过程。

<sup>1</sup> 由于北京、上海、天津是高校尤其是顶尖大学的聚类地，因此分层抽样时将其作为独立的一层。

<sup>2</sup> 我们将位于三大城市（北京、上海、天津）的院校划分为东部，以确保八大类中每类至少包含一所院校。从地理和经济活动的角度而言，这三个城市应该属于东部。

<sup>3</sup> 我们根据以下两个变量将所有院校分为八类：是否为重点院校（211院校）和院校所在区域（东北、东部、中部和西部）。比如，东部非重点高校的权重为该类院校的总量与样本中该类院校数量之比。

表 1 为描述性统计结果, 其中第 (1) 列为全样本信息, 第 (2)、(3) 列分别为“非官二代”和“官二代”学生的信息。第四列为考虑权重后两组学生相关变量的差别, 权重计算方法如前文所述。“官二代”的划分标准是学生父母中至少一人为政府官员, 14% 的学生符合“官二代”标准。

表 1 描述性统计(样本量:6 059)

变量	全样本 (1)	非官二代 (2)	官二代 (3)	加权后的差 (3) - (2)
工资	2 153 (1 787)	2 116 (1 732)	2 494 (2 206)	176. 5 (131. 4)
男性	0. 562 (0. 496)	0. 569 (0. 495)	0. 517 (0. 500)	-0. 072** (0. 035)
年龄	22. 90 (1. 099)	22. 94 (1. 108)	22. 61 (0. 993)	-0. 433*** (0. 071)
官二代 (父母中至少一人做官)	0. 142 (0. 349)			
城镇户口 (父母中至少一人为城镇户口)	0. 462 (0. 499)	0. 380 (0. 485)	0. 959 (0. 198)	0. 653*** (0. 015)
父母收入	41 281 (76 763)	35 142 (73 713)	76 924 (84 116)	41 379*** (5616)
父母学历大专及以上学历 (至少一人学历大专及以上学历)	0. 155 (0. 362)	0. 084 (0. 277)	0. 590 (0. 492)	0. 458*** (0. 033)
高考 理科生(相对于文科生)	0. 735 (0. 441)	0. 740 (0. 439)	0. 703 (0. 457)	-0. 122** (0. 034)
高考总分	0 (0. 990)	-0. 181 (0. 960)	0. 111 (1. 152)	0. 017 (0. 073)
数学成绩	0 (0. 989)	-0. 010 (0. 986)	0. 060 (1. 008)	0. 015 (0. 077)
语文成绩	0 (0. 989)	-0. 029 (0. 983)	0. 170 (1. 007)	0. 148* (0. 080)
英语成绩	0 (0. 989)	-0. 030 (0. 995)	0. 180 (0. 931)	0. 090 (0. 078)
理综/文综成绩	0 (0. 989)	0. 003 (0. 958)	-0. 020 (1. 156)	-0. 148* (0. 083)
大学期间人力资本特质				
大学学分积	0. 443 (0. 497)	0. 450 (0. 498)	0. 398 (0. 490)	-0. 066* (0. 035)
大学英语等级考试	457. 5 (62. 62)	454. 9 (61. 21)	473. 6 (68. 81)	10. 13** (4. 015)
有技能等级证书	0. 165 (0. 371)	0. 162 (0. 368)	0. 182 (0. 386)	0. 017 (0. 029)
兼职、实习情况	0. 734 (0. 442)	0. 753 (0. 431)	0. 620 (0. 486)	-0. 154*** (0. 034)
党员身份	0. 362 (0. 481)	0. 362 (0. 481)	0. 363 (0. 481)	0. 023 (0. 034)
学生会干部	0. 626 (0. 484)	0. 614 (0. 487)	0. 702 (0. 458)	0. 041 (0. 034)

表1第一部分是学生的基本信息。从平均水平上看,大学毕业生第一份工作的平均工资是2153元。“官二代”的平均工资比其他普通同学高出18%(2494元相比于2116元),但是加权后两类学生间的差距没有那么显著。我们将用多元回归的办法来检验控制了其他变量的影响后工资溢价是否依然存在。

由表1可知,全部样本中有56.2%的学生是男生。有意思的是,“非官二代”学生中的男生比例比“官二代”学生高(56.9%相比于51.7%)。学生的平均年龄为22.9岁,在“非官二代”学生与“官二代”学生之间差别很小,分别为22.9岁和22.6岁。16%的学生父母中至少有一人有大专及以上学历;不过“官爸爸”、“官妈妈”中有大专及以上学历的比例比普通父母高出6倍多(59%相比于8.4%)。官二代家庭收入比普通家庭收入也高很多,高出2倍有余(76924元相比于35142元)。

表1的第二部分报告了学生文理分科情况和标准化后的高考成绩。基于省内参加同类考试的学生高考成绩的平均值和标准差,我们对所有高考分数进行了标准化,公式如下:(学生分数-平均分)/标准差。由定义可知,标准化后的分数均值为0。样本中约75%的学生为理科生。有意思的是,出身普通家庭的学生中理科生的比例更高(74.0%相比于70.3%)。“官二代”学生的数学成绩更好,但理综/文综成绩更差。不过这两类学生的其他成绩差别不显著。

表1的第三部分报告了学生在大学期间所获得的人力资本,包括学分积,英语等级考试成绩,是否有技术等级证书,是否有工作经验,是否是党员,以及是否有学生会干部经历。从表中可以看到,来自普通家庭的学生学分积比“官二代”更高,但是他们的英语成绩较差。同时,大学期间他们从事打工兼职的可能性也更高。不过,两类学生在持有技术等级证书、入党和担任学生会干部方面没有明显区别。

在附表中,我们还给出了“官二代”大学生和非“官二代”大学生就业行业的百分比分布。相比之下,“官二代”大学生更多地 in 金融业以及党政机关/群众组织/社会团体/国际组织等行业就业。

### 三、实证研究模型

在本部分中,我们建立了一个简单的计量模型来展示我们的研究思路。假设收入由以下方程决定:

$$\ln W_2 = \alpha + \beta P_1 + \gamma X_1 + \delta X_2 + \epsilon, \quad (1)$$

其中, $\ln W$ 为大学毕业生第一份工作工资的对数, $P$ 为“官二代”的虚拟变量,1代表父母中至少一人具有行政级别,0代表没有。这里的“官”包括任何有行政级别(包括副科及以下)的人,他们的工作单位性质可以是党政机关、事业单位和国有企业。 $X$ 表示其他影响收入的变量。 $X_1$ 表示父母特征变

量,  $X_2$  表示学生特征变量。 $\epsilon$  为误差项。系数  $\beta$  是要估计的父母的政治资本给孩子带来的工资溢价。

当且仅当  $P$  独立于误差项  $\epsilon$  的时候, 普通最小二乘法对  $\beta$  的估计是一致的。但是由于以下几个原因,  $P$  可能会与误差项  $\epsilon$  相关。

第一, 父母当官对孩子收入有正影响的原因可能在于父母其他方面的特征帮助孩子。因此除了父母的政治资本之外, 我们还需要控制父母其他方面的特征, 如父母的户口、人力资本和收入。

第二, “官二代”可能能力更高, 而能力和收入正相关。对这个问题最简单的处理方法是找到一个可以衡量能力的代理变量, 并将其包括在回归方程中。前人在研究教育回报时采用高中考试成绩 (Brewer *et al.*, 1999)、IQ 值 (Griliches, 1977; Blackburn and Neumark, 1992)、AFQT 成绩 (Griliches and Mason, 1972; Leigh and Gill, 1997) 和其他类似的能力考试的成绩作为不可观测的能力的代理变量。在我们的数据中, 学生报告了高考成绩。如果高考成绩是能力的合理或近似合理的度量, 那么将高考成绩加入方程会减少“能力偏差”。调查中我们不仅获得了高考总成绩信息, 还获得了学生各科的高考成绩, 包括数学、语文、英语、理/文综。这些成绩可以用来度量学生不同方面的能力。

第三, “官二代”就读的院校可能更好, 或者他们在本科学习中积累了更多企业需要的技能。这两个因素对学生毕业后的起薪都有促进作用。我们的调查提供了非常丰富的信息, 使得我们可以对学生的大学以及大学表现的异质性进行很好的控制。

不过, 我们无法观察到所有影响大学毕业生起薪的因素。尽管我们较为全面地控制背景变量可以减少潜在的遗漏变量问题, 但是我们仍然无法从根本上消除其影响。

#### 四、父母的政治资本有工资溢价吗?

通过对回归方程式 (1) 的估计, 我们估计了“官二代”和非“官二代”大学毕业生在首份工作的工资上的差别。回归中, 因变量是工资的对数值。由于观察对象均为大学生, 因此没有引入受教育年限作为自变量。全部的回归都考虑了权重。回归系数估计值的标准差是异方差稳健的, 并在各省内聚类 (cluster)。

##### (一) 基本结果

表 2 的回归结果表明“官二代”毕业后首份工作的工资更高。第 (1) 列中的回归包含 3 个解释变量: “官二代”虚拟变量、性别和年龄。“官二代”虚拟变量的系数在 1% 的水平上显著, 其估计值为 0.133。这意味着相比于普

通家庭学生，“官二代”的工资溢价为 13.3%。根据 Zhang *et al.* (2007) 的估计，这个溢价约为两年教育的回报。另外值得注意的是男生的工资溢价约为 20%，考虑到学生之前均没有工作经验，这个差距还是相当大的。由于学生之间年龄差距不是很大，所以年龄对工资的影响并不显著。

表 2 “官二代”身份对中国高校应届毕业生首份工作工资的影响：OLS 回归检验

	因变量：工资对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
官二代	0.133*** (0.018)	0.154*** (0.019)	0.123*** (0.021)	0.124*** (0.023)	0.121*** (0.020)	0.104*** (0.030)
男性	0.195*** (0.047)	0.192*** (0.049)	0.198*** (0.047)	0.198*** (0.047)	0.179*** (0.040)	0.108*** (0.037)
年龄	-0.000 (0.022)	-0.002 (0.021)	-0.003 (0.021)	-0.003 (0.022)	-0.005 (0.021)	-0.010 (0.023)
城镇户口		-0.032 (0.031)	-0.050 (0.032)	-0.049 (0.035)	-0.058 (0.037)	0.027 (0.065)
父母收入对数			0.031*** (0.007)	0.031*** (0.007)	0.027*** (0.007)	0.030*** (0.008)
父母学历大专及以上				-0.003 (0.042)	-0.005 (0.047)	0.027 (0.065)
省份虚拟变量					是	是
行业虚拟变量						是
样本量	2 931	2 931	2 728	2 728	2 728	2 661
R <sup>2</sup>	0.03	0.03	0.04	0.04	0.07	0.16

注：括号内为稳健标准差，允许在学校所在的省份内聚类；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在 1%，5% 和 10% 水平上显著；所有回归均考虑了学校的权重，因此结果对总体具有代表性。

父母做官之所以对下一代收入有正的影响可能是因为“官爸爸”或“官妈妈”其他方面的特质影响了下一代。由表 1 可知，“官爸爸”和“官妈妈”整体上的教育水平更高、收入更高。有鉴于此，我们分别引入以下因素作为控制变量：第（2）列的父母户口虚拟变量（是否为城镇户口）、第（3）列的父母收入（取对数）、第（4）列的父母学历虚拟变量（是否至少一人有大专及以上学历）。在第 5 列中，我们还控制了学生来源省份的固定效应。在控制了这些变量后，“官二代”身份对起薪的影响基本没有变化；第 5 列显示，“官二代”虚拟变量前的系数依然在 1% 水平上显著为正，大小为 12.1%。

表 2 的最后一列显示进一步控制行业虚拟变量之后的回归结果。在控制了行业变量后，“官二代”身份对起薪的影响相对于先前的结果略有下降；“官二代”虚拟变量前的系数依然在 1% 水平上显著为正，大小为 10.4%。

正如我们所预期的那样，在所有回归中（（3）—（6）列），父母收入对子女工资均有正向作用，且在 1% 水平上显著。由于父母收入、子女工资都是对数形式，因此收入前的系数代表弹性。估计结果表明父母收入每增加 1%，子女大学毕业后首份工作的工资就增加 3%，这个影响是很大的。此外，父母是否有城镇户口和父母是否有大专及以上学历对子女工资没有影响。

## (二) 能力可以解释父母政治资本的工资溢价吗？

以往研究表明中国官员或政客的能力比普通人更强 (Li and Zhou, 2005; Li *et al.*, 2006, 2007, 2008)。如果“官爸爸”、“官妈妈”的这些能力禀赋可以遗传给子女的话,那么“官二代”与“非官二代”学生之间的能力禀赋有差别,那么将两者的工资进行比较就无法得出父母的政治资本有工资溢价这个结论。

由于无法利用自然实验,因此目前处理这个问题的最好办法就是在方程中引入能力的合适代理变量。中国大学生绝大部分都要参加高考,而且他们在高中时都是尽全力准备高考。因此,高考成绩可能比较好地度量能力。

通过研究“官二代”是否更重视理科(相对于文科),以及“官二代”的高考成绩是否更好,我们首先对“官二代”是否比普通大学生能力更强这个问题予以验证。表3第(1)列研究了哪类学生在高中(和大学)更倾向于学理科。“官二代”虚拟变量前的系数为负并在10%的水平上显著,说明“官二代”更倾向于在高中(和大学)学文科。我们同时发现男生和年龄更小的学生更倾向于学理科。不过,户口、收入甚至父母学历都没有显著影响。

表3 “官二代”身份对高考成绩的影响:OLS回归检验

	因变量					
	理科生	高考总分	数学成绩	语文成绩	英语成绩	理综/文综成绩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
官二代	-0.099** (0.033)	0.145** (0.056)	0.117* (0.056)	0.023 (0.097)	0.065 (0.067)	0.004 (0.064)
城镇户口	-0.028 (0.046)	-0.148*** (0.032)	-0.102** (0.039)	0.034 (0.074)	-0.021 (0.051)	-0.114** (0.042)
父母收入对数	0.007 (0.007)	0.015 (0.009)	0.030** (0.011)	0.034 (0.019)	0.035*** (0.010)	0.002 (0.018)
父母学历大专及以上	-0.004 (0.006)	-0.070 (0.112)	-0.101 (0.124)	0.192** (0.079)	-0.021 (0.080)	-0.078 (0.105)
男性	0.277*** (0.026)	0.014 (0.074)	0.040 (0.067)	-0.099* (0.050)	-0.312*** (0.026)	0.233** (0.094)
年龄	-0.012** (0.004)	-0.011 (0.022)	-0.003 (0.019)	-0.024 (0.025)	-0.053*** (0.016)	0.024 (0.026)
理科生		-0.255*** (0.042)	-0.193*** (0.050)	-0.098* (0.049)	-0.039 (0.035)	-0.238** (0.084)
样本量	5 461	5 169	5 188	5 189	5 189	5 187
R <sup>2</sup>	0.12	0.06	0.05	0.05	0.08	0.06

注:括号内为稳健标准差,允许在学校所在的省份内聚类;\*\*\*,\*\*, \* 分别代表在1%,5%和10%水平上显著;回归均包含学生家乡省份虚拟变量;所有回归均考虑了学校的权重,因此结果对总体具有代表性。

“官二代”在高考中表现更好。表3的第(2) — (6)列中,我们分别以高考总分、数学、语文、英语和理/文综成绩作为因变量进行回归。“官二代”



高考总分、数学成绩更高，但是另外几科成绩与普通大学生不分伯仲。以上结果表明，在工资方程中引入高考成绩作为控制变量是非常有必要的。

其次，我们来研究“官二代”的工资溢价能在多大程度上能由高考成绩来解释。我们先来看“官二代”工资高是否与他们更倾向于学文科有关系。表 4 第（1）列在表 2 第（5）列的基础上引入理科生虚拟变量。结果显示理科生虚拟变量前的系数不显著，这说明是否为理科生不会影响到首份工作的工资。进一步的，理科生虚拟变量的引入对“官二代”虚拟变量前的系数也没有影响。

表 4 “官二代”身份对中国高校应届毕业生首份工作工资的影响：OLS 回归检验

	因变量：工资对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
官二代	0.124*** (0.021)	0.113*** (0.021)	0.118*** (0.020)	0.118*** (0.018)	0.120*** (0.019)	0.119*** (0.019)
城镇户口	-0.057 (0.039)	-0.055 (0.047)	-0.058 (0.045)	-0.059 (0.040)	-0.061 (0.041)	-0.059 (0.042)
父母收入对数	0.027*** (0.007)	0.028*** (0.008)	0.027*** (0.009)	0.027** (0.010)	0.028*** (0.009)	0.027*** (0.009)
父母学历大专及以上	-0.006 (0.046)	0.001 (0.046)	-0.005 (0.045)	-0.008 (0.049)	-0.006 (0.043)	-0.003 (0.046)
男性	0.167*** (0.027)	0.157*** (0.024)	0.160*** (0.028)	0.162*** (0.032)	0.168*** (0.039)	0.161*** (0.030)
年龄	-0.004 (0.021)	-0.001 (0.022)	-0.001 (0.022)	-0.001 (0.022)	-0.000 (0.021)	-0.001 (0.022)
理科生	0.046 (0.064)	0.070 (0.076)	0.058 (0.070)	0.057 (0.070)	0.057 (0.067)	0.062 (0.078)
高考总分		0.047 (0.041)				
高考数学成绩			0.009 (0.020)			0.005 (0.007)
高考语文成绩				0.008 (0.030)		0.001 (0.019)
高考英语成绩					0.022 (0.035)	0.019 (0.026)
高考理综/文综成绩						0.012 (0.033)
样本量	2 728	2 598	2 606	2 607	2 607	2 605
R <sup>2</sup>	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07

注：括号内为稳健标准差，允许在学校所在的省份内聚类；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在 1%，5% 和 10% 水平上显著；回归均包含学生家乡省份虚拟变量；所有回归均考虑了学校的权重，因此结果对总体具有代表性。

表 4 的回归结果表明“官二代”并没有因为能力更强而获得工资溢价。第（2）列的结果表明，高考总分的估计系数为正但并不显著。更重要的是，它的引入没有明显改变“官二代”虚拟变量的系数估计结果，这意味着“官二代”的工资溢价不是由于难以观测到的能力或智力因素导致的。

在第 (3) — (5) 列中, 我们以数学、语文和英语成绩代替高考总分作为控制变量分别进行回归。类似的, 各科成绩前的系数为正但都不显著。在最后一列, 我们将四科成绩同时放入方程进行回归。尽管四科成绩的系数联合显著, 但是“官二代”虚拟变量的系数并没有明显变化。

## 五、为什么父母的政治资本会有帮助?

前面的研究结果表明, “官二代”大学生毕业后的首份工作工资更高, 且这不是由于学生的能力差异或者父母其他方面的特性所导致的。本部分就“官二代”获得工资溢价的可能原因进行探讨。特别的, 我们想对两类可能导致工资溢价的因素予以检验: 院校选择与大学期间的人力资本积累。

### (一) “官二代”选择更好的院校了吗?

“官二代”在职场上更有优势可能是因为他们上了更好的学校或者在有“工资溢价”的学校读书。高考志愿填报是一个非常讲究策略的事情。考生对风险的不同态度、对院校相关信息的了解、和学校的关系、大学的费用都是影响他们填报志愿的重要因素。如果出身官员家庭的考生有信息优势, 有关系, 填报志愿时风险承受能力更强, 经济条件更好的话, 那么他们上好大学的机会就更大。

由表 5 回归结果可知, “官二代”和“非官二代”上好大学的几率相当。第 (1) 列以各校平均的高考录取分数为因变量进行回归, 录取分数越高, 代表学校更好。自变量与表 4 类似。“官二代”虚拟变量前的系数小且不显著, 说明“官二代”在上好大学 (以高考平均分衡量) 方面并没有优势。第 (2) 列中, 我们采用各校应届毕业生平均工资作为因变量进行回归, 结果类似。

表 5 “官二代”身份对中国高校应届毕业生首份工作工资的影响: OLS 回归检验

	因变量				
	院校录取平均分	毕业生平均工资对数	工资对数	工资对数	工资对数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
官二代	0.020 (0.016)	0.009 (0.008)	0.106*** (0.022)	0.115*** (0.024)	0.129*** (0.030)
城镇户口	0.027** (0.013)	0.010** (0.004)	-0.063 (0.045)	-0.070 (0.046)	-0.073 (0.057)
父母收入对数	-0.006 (0.005)	0.001 (0.002)	0.029*** (0.009)	0.025** (0.009)	0.027** (.009)
父母学历大专及以上	0.108*** (0.027)	0.049*** (0.013)	-0.024 (0.042)	-0.030 (0.049)	-0.036 (0.046)
男性	0.045 (0.027)	0.044** (0.017)	0.145*** (0.026)	0.112*** (0.021)	0.100*** (0.024)
年龄	-0.007 (0.007)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.022)	-0.000 (0.022)	-0.001 (0.022)

(续表)

	因变量				
	院校录取平均分 (1)	毕业生平均工资对数 (2)	工资对数 (3)	工资对数 (4)	工资对数 (5)
理科生	0.119*** (0.042)	0.053** (0.023)	0.037 (0.072)	0.029 (0.071)	-0.021 (0.085)
高考成绩	0.174*** (0.044)	0.059*** (0.016)	-0.014 (0.044)	-0.013 (0.041)	-0.012 (0.040)
院校录取平均分			0.308*** (0.090)		
大学虚拟变量				是	是
专业虚拟变量					是
样本量	5 169	5 169	2 598	2 598	2 574
R <sup>2</sup>	0.35	0.38	0.09	0.11	0.11

注：括号内为稳健标准差，允许在学校所在的省份内聚类；\*\*\*，\*\*，\* 分别代表在 1%，5% 和 10% 水平上显著；所有回归均包含学生家乡省份虚拟变量。所有回归均考虑了学校的权重，因此结果对总体具有代表性。

表 5 的第 (3)、(4) 列估计了控制了学校质量之后的工资方程，结果证实“官二代”身份所带来的工资溢价不是由于“官二代”上好大学导致的。更具体的，在表 4 基础上，表 5 第 (3) 列、第 (4) 列分别加入各校学生高考平均成绩、院校固定效应来控制院校质量。加入这些控制变量后，“官二代”虚拟变量前的系数依然显著且大小基本没有变化。有意思的是，学校质量本身影响大学生的起薪，因为各校平均录取分数系数在 1% 水平上显著为正。

为了控制专业对收入的影响，在表 5 的最后一列，我们在回归中加入了大学专业的固定效应。结果显示，“官二代”虚拟变量前的系数略有增大，而且依然在 1% 水平上显著为正。

## (二) 大学期间的人力资本积累能否解释工资溢价？

“官二代”在大学期间可能积累了更多有助于提升未来工资的人力资本。这些人力资本是多维度的，可以用学分积、技术等级证书、党员身份、学生会干部经历或者是打工兼职（包括实习）经历等来测量。我们在本节中研究这些人力资本特质对大学毕业生的起薪以及“官二代”的工资溢价的影响。

基于回归结果，我们发现“官二代”与普通同学在学习成绩、获得技术等级证书方面不分伯仲，但是他们的打工兼职（包括实习）经历更少。表 6 第 1 列的回归以学分积为因变量，自变量与之前保持一致。“官二代”虚拟变量前的系数小且不显著，这表明“官二代”在学习成绩上没有优势。英语对大学生而言很重要，所以我们也以全国英语等级考试成绩为因变量进行了回归。虽然之前的简单统计显示“官二代”的英语成绩更高，但是表 6 显示，在控制其他因素的影响之后，“官二代”在英语方面没有优势（第 (2) 列）。

同时他们获得技术等级证书的几率与普通同学相同 (第 (3) 列), 但是在校期间从事兼职工作的可能性更小 (第 (4) 列)。

表 6 “官二代”身份对学生大学期间人力资本积累的影响: OLS 回归检验

	因变量					
	大学 学分积 (1)	大学英语 等级考试 (2)	拥有技术 等级证书 (3)	打工 兼职经历 (4)	党员 身份 (5)	学生会 干部 (6)
官二代	-0.020 (0.013)	-1.113 (3.366)	0.013 (0.021)	-0.056* (0.031)	0.013 (0.039)	-0.045 (0.037)
城镇户口	-0.066** (0.031)	5.209 (3.018)	-0.046*** (0.015)	-0.092*** (0.017)	-0.008 (0.036)	0.047** (0.022)
父母收入对数	-0.012 (0.008)	0.832 (1.282)	0.003 (0.006)	-0.014** (0.005)	0.008* (0.004)	0.020** (0.010)
父母学历大专及以上	-0.038 (0.028)	9.036** (4.192)	0.081** (0.029)	-0.054 (0.033)	-0.012 (0.041)	0.006 (0.018)
男性	-0.255*** (0.026)	-8.369*** (2.164)	0.000 (0.026)	-0.061*** (0.015)	-0.086** (0.036)	-0.061** (0.025)
年龄	-0.026* (0.015)	-0.286 (1.336)	0.002 (0.007)	0.017** (0.008)	0.009 (0.012)	-0.015* (0.007)
高考总分	0.028** (0.012)	1.765 (1.913)	0.013 (0.012)	0.018 (0.015)	0.023** (0.011)	0.020* (0.010)
高考英语成绩		9.098*** (1.555)				
样本量	5169	4345	5169	5117	5169	5169
R <sup>2</sup>	0.11	0.18	0.04	0.10	0.13	0.04

注: 括号内为稳健标准差, 允许在学校所在的省份内聚类; \*\*\*, \*\*, \* 分别代表在 1%, 5% 和 10% 水平上显著; 所有回归中均包含学生家乡省份、所在院校的虚拟变量; 所有回归均考虑了学校的权重, 因此结果对总体具有代表性。

另外一个工资溢价的解释和入党的概率相关: “官二代”更可能是党员, 而党员更容易获得政府机关或国企工作。更重要的是党员本身也是一种能力的标志, 在职场中是一种积极的信号 (Li *et al.*, 2007)。但是表 6 第 5 列的回归结果表明, “官二代”入党几率与其他同学大致相当。“官二代”也许更多地在课余活动中培养了能力, 比如担任学生会干部。但回归结果却表明大学期间“官二代”并没有在社会活动中更活跃。表 6 最后一列表明“官二代”担任学生会干部的机会与普通同学不相上下。

最后, 我们将以上衡量大学期间人力资本积累的因素全部包括在工资方程中, 其中包括: 学分积、技术等级证书、学生会干部身份、党员身份和兼职经历。表 7 的 (1) — (5) 列中, 我们将这些变量逐一引入方程, 在第 (6) 列中我们将这些变量同时引入。大学学分积、党员身份和学生会干部经历对首份工作工资有正向影响; 但技术等级证书和打工兼职经历不影响工资。更重要的是, 在控制了所有这些变量后 (第 (6) 列), “官二代”虚拟变量的系数没有明显变化, 这表明大学期间积累的人力资本不能解释“官二代”身

份带来的工资溢价。

表 7 “官二代”身份对中国高校应届毕业生首份工作工资的影响:OLS 回归检验

	因变量:工资对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
官二代	0.112*** (0.021)	0.115*** (0.024)	0.115*** (0.024)	0.114*** (0.023)	0.121*** (0.026)	0.117*** (0.022)
城镇户口	-0.060 (0.041)	-0.072 (0.047)	-0.068 (0.040)	-0.068 (0.049)	-0.075 (0.050)	-0.066 (0.040)
父母收入对数	0.028** (0.011)	0.025*** (0.009)	0.025** (0.010)	0.025** (0.009)	0.024*** (0.008)	0.026** (0.011)
父母学历大专及以上	-0.025 (0.049)	-0.027 (0.049)	-0.029 (0.050)	-0.036 (0.045)	-0.035 (0.046)	-0.028 (0.052)
男性	0.143*** (0.020)	0.112*** (0.022)	0.114*** (0.018)	0.120*** (0.023)	0.115*** (0.021)	0.146*** (0.022)
年龄	0.001 (0.025)	-0.000 (0.022)	-0.000 (0.022)	-0.002 (0.022)	0.001 (0.022)	0.001 (0.024)
理科	-0.015 (0.041)	-0.013 (0.041)	-0.012 (0.040)	-0.015 (0.040)	-0.012 (0.041)	-0.014 (0.039)
高考总分	0.035 (0.060)	0.031 (0.069)	0.030 (0.068)	0.027 (0.068)	0.031 (0.069)	0.037 (0.052)
大学学分积	0.132* (0.068)					0.119 (0.079)
拥有技术等级证书		-0.033 (0.020)				-0.044** (0.019)
兼职、实习经历			0.019 (0.101)			0.005 (0.097)
党员				0.080** (0.028)		0.022 (0.051)
学生会干部					0.082** (0.030)	0.064** (0.029)
样本量	2 518	2 155	1 850	2 506	2 518	2 518
R <sup>2</sup>	0.10	0.09	0.15	0.09	0.09	0.09

注:括号内为稳健标准差,允许在学校所在的省份内聚类;\*\*\*,\*\*, \* 分别代表在 1%,5%和 10%水平上显著;所有回归中均包含学生家乡省份、所在院校的虚拟变量;所有回归均考虑了学校的权重,因此结果对总体具有代表性。

六、结 论

基于 2010 年大学生就业追踪调查数据,本文研究了“官二代”身份所带来的工资溢价问题。我们发现“官二代”获得的工资溢价高达 13%,而且不能被学生父母其他方面的特征所解释,比如户口(城镇居民户口还是农业户口)、收入和教育水平。实际上,在控制父母其他方面的特征,尤其是收入之后,父母政治资本的影响甚至更强了。

此外,我们还发现高考成绩、大学质量,以及大学期间的人力资本的积

累都不能解释“官二代”身份所带来的工资溢价。尽管仍然存在一些不可观测的人力资本因素可能与“官二代”身份相关,但鉴于我们可以观察到的人力资本指标都与“官二代”身份不相关,我们基本可以认定剩余的工资溢价就是“官二代”身份本身在大学生劳动力市场中的回报。

即便剩余的工资溢价仍然可能是由不可观测的能力或人力资本引起的,本文的研究结果依然对我们进一步理解社会公平问题有一定的启发。近年来,新闻媒体、网络论坛中有很多关于中国“官二代”享受社会、经济等方面特权的讨论,这些讨论很容易激起民众的愤怒情绪。一个毫不怀疑的事实是,当今大多数中国人都倾向于认为“官二代”是能够获得工资溢价的。我们的实证结果表明,“官二代”身份以外的可观测的家庭特征和学生自身的特征并不能解释“官二代”所获得的工资溢价,这说明父母的政治资本本身有助于提高大学毕业生的工资。不过影响的具体机制还有待于进一步的研究,文献对此也没有很好的解释。

## 附表

“官二代”大学生和非“官二代”大学生就业行业的百分比分布

	“官二代”	非“官二代”
农林牧渔业	2.36	4.13
采矿业/制造业/建筑业	18.52	28.09
电力、燃气及水的生产和供应	6.4	5.31
交通运输、仓储和邮政	5.05	3.06
信息传输/计算机和软件服务	7.41	8.77
批发和零售业	4.04	4.46
住宿和餐饮业	3.37	2.62
金融业	15.49	6.08
房地产业	1.68	3.1
租赁和商务服务	1.01	0.85
教育	7.07	5.64
医疗卫生业	5.05	10.5
文化/体育/社会福利业	3.03	2.32
科学研究/技术服务	5.05	4.2
水利/环境/公共设施管理	2.36	2.06
居民服务和其他服务	1.68	0.92
党政机关/群众组织/社会团体/国际组织	5.39	1.07
其他	5.05	6.82

注:该表显示了“官二代”大学生在各行业就业人数占所有“官二代”大学生的百分比,以及非“官二代”大学生在各行业就业人数占所有非“官二代”大学生的百分比。

## 参考文献

- [1] Behrman, J., and M. Rosenzweig, "Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?" *American Economic Review*, 2002, 92(1), 323—334.
- [2] Black, S., P. Devereux, and K. Salvanes, "Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital", *American Economic Review*, 2005, 95(1), 437—449.
- [3] Blackburn, M., and D. Neumark, "Unobserved Ability, Efficiency Wages and Interindustry Wage Differentials", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(4), 1421—1436.
- [4] Brewer, D., E. Eide, and R. Ehrenberg, "Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross-cohort Evidence on the Effects of College Type on Earnings", *Journal of Human Resources*, 1999, 34(1), 104—123.
- [5] Case, A., D. Lubotsky, and C. Paxson, "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient," *American Economic Review*, 2002, 92(5), 1308—1334.
- [6] Chen, Y., and H. Li, "Mother's Education and Child Health: Is There a Nurturing Effect?" *Journal of Health Economics*, 2009, 28(2), 413—426.
- [7] Griliches, Z., "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 1977, 45(1), 1—22.
- [8] Griliches, Z., and W. Mason, "Education, Income, and Ability", *Journal of Political Economy*, 1972, 80(3), S74—S103.
- [9] Leigh, D., and A. Gill, "Labor Market Returns to Community Colleges: Evidence for Returning Adults", *Journal of Human Resources*, 1997, 32(2), 334—53.
- [10] Li, H., P. Liu, J. Zhang, and N. Ma, "Economic Returns to the Communist Party Membership: Evidence from Chinese Twins", *Economic Journal*, 2007, 117(523), 1504—1520.
- [11] Li, H., L. Meng, Q. Wang, and L. Zhou, "Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms", *Journal of Development Economics*, 2008, 87(2), 283—299.
- [12] Li, H., L. Meng, and J. Zhang, "Why Do Entrepreneurs Enter Politics", *Economic Inquiry*, 2006, 44(3), 559—578.
- [13] Li, H., and L. Zhou, "Political Turnover and Economic Performance: The Disciplinary Role of Personnel Control in China", *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9—10), 1743—1762.
- [14] Liu, Z., "The Economic Impact and Determinants of Investment in Human and Political Capital in China", *Economic Development and Cultural Change*, 2003, 51(4), 823—850.
- [15] Morduch, J., and T. Sicular, "Politics, Growth, and Inequality in Rural China: Does It Pay To Join the Party?" *Journal of Public Economics*, 2000, 77(3), 331—356.
- [16] Nee, V., "A Theory of Market Transition—from Redistribution to Markets in State Socialism", *American Sociological Review*, 1989, 54(5), 663—681.
- [17] Nee, V., "Social Inequalities in Reforming State Socialism—between Redistribution and Markets in China", *American Sociological Review*, 1991, 56(3), 267—282.
- [18] Nee, V., "The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China", *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 908—949.
- [19] Plug, E., "Estimating the Effect of Mother's Schooling on Children's Schooling Using a Sample of Adoptees," *American Economic Review*, 2004, 94(1), 358—368.

- [20] Rona-Tas, A. , “The First Shall Be Last ?Entrepreneurship and Communist Cadre in the Transition from Socialism”, *American Journal of Sociology*, 1994, 100(1) 40—69.
- [21] Shea, J. , “Does Parents’ Money Matter ?” *Journal of Public Economics*, 2000, 77(2), 155—184.
- [22] Szelenyi, S. , “Social Inequality and Party Membership: Patterns of Recruitment into the Hungarian Socialist Workers’ Party”, *American Sociological Review*, 1987, 52(5), 559—573.
- [23] Walder, A. , “Markets and Inequality in Transitional Economics: Toward Testable Theories”, *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 1060—1073.
- [24] Zhang, J. , Y. Zhao, A. Park, and X. Song, “Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4), 730—752.

## Parental Political Capital and Children’s Labor Market Performance: Evidence from the First Job Offers of Chinese College Graduates

HONGBIN LI LINGSHENG MENG

XINZHENG SHI BINZHEN WU

(Tsinghua University)

**Abstract** We estimate the wage premium associated with having a cadre parent in China by using a recent survey of college graduates carried out by the authors. The wage premium of having a cadre parent is 13 percent (around 280 Yuan/month), and this premium cannot be explained by family income, parental education, college entrance exam performance, quality of colleges, and a full set of college human capital attributes. These results suggest that the remaining premium could be the true wage premium of having a cadre parent.

**JEL Classification** J31, J62, P36