

来自父母的收入馈赠：人力资本机制抑或社会资本机制？

陈 昊*

内容提要 为了区别父母对子女收入的影响究竟通过人力资本机制，还是通过社会资本机制实现，本文考察了官员子女这一特殊群体高收入的原因。研究表明，在愈加完善的监督机制和严格的监督环境下，官员身份对子女的收入增长不再呈现显著促进作用，社会资本机制受到一定程度的抑制。然而，受教育水平间接强化了官员子女与一般家庭子女收入之间的不公平。其中，母亲为官对子女收入的间接提升作用尤为明显，人力资本机制成为其子女收入增长的主要路径。当前的监督机制和监督环境已经很好地控制了官员通过权力直接提高子女收入的现象，如何进一步规范官员子女通过权力间接获得更好的收入增长条件，是今后制度设计的目标。

关键词 收入馈赠 人力资本 社会资本 反事实

一 引言

收入的代际传递效应一直是劳动经济学领域的重要研究议题。狭义的收入代际传递效应指父母收入对子女收入的影响，而广义的收入代际传递效应包含父母拥有的一切对子女收入的影响。评估子女收入在多大程度上受到父母的影响，并且揭示其实现机制，有助于理解收入的代际传递效应。然而，在研究中却很难区分父母的特征是直接提高了子女的收入，还是间接提高了子女获得高收入的能力。之所以难以区分，是

* 陈昊，对外经济贸易大学国际经济研究院，电子邮箱：hchen1987@vip.163.com。本研究系对外经济贸易大学优秀青年学者资助项目（18YQ08）的阶段性成果之一，作者感谢魏下海教授、余泳泽教授在香樟经济学论坛（扬州）会议上提出的修改意见和建议，以及刘瑞明教授给予的重要意见，当然文责自负。

由于如果对研究对象不加限定，鉴于不同家庭父母差异较大且导致差异的原因繁多，一一识别这些特征对子女收入的影响既不可能，也无意义。为此，本文将研究对象限定为公务员子女，这类群体既具有一般家庭父母间接影响子女收入的特征，也可能具备直接提高子女收入的社会资本。

公务员在中国是一个庞大的群体。根据人力资源和社会保障部（以下简称为“人社部”）发布的《2016 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》，截至 2016 年底，全国共有公务员 719 万人，其中，2016 年共录用公务员 19.46 万人，包括中央机关及其直属机构 2.81 万人，地方公务员 16.65 万人^①。本文将官员定义为副处级及以上的公务员^②，尽管迄今为止并没有相应的官方统计数据，但是按照人社部对《2015 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》的解读，副处级及以上公务员占公务员总数的 10%。如果这一比重在近两年没有太大变化，我们可以估计，中国的副处级及以上官员总数应该在 70 万左右。

近年来，官员家庭尤其是官员子女受到广泛关注。2015 年 5 月 4 日，上海率先公布实施了《关于进一步规范本市领导干部配偶、子女及其配偶经商办企业行为的规定（试行）》，明确指出省部级领导干部子女及其配偶不得在上海经商办企业；市级领导干部、市各委各部门正局职、市政府各部门、区县党政正职、市各级人民法院、检察院领导班子成员及国有企业领导干部等重点管理岗位的领导干部，其子女不得在领导干部管辖的地区或业务范围内经商办企业，不得在上海从事可能与公共利益发生冲突的经商办企业活动^③。政府开始从严规范官员子女从商行为，这也反映出官员子女的经济行为已经引起广泛关注。

近年来，关于官员子女获得好工作和高收入的讨论较多。张晓晶等（2004）提到，虽然中央规定干部及其子女不得经商，但是法律难以制止干部子女合法的经商行为。因此，需要完善相关法律法规，增强有关规定的可操作性。建达（2008）分析了辽宁本溪团委书记选拔事件，提出并非官员子女不能当干部，也不是不准其在自己父母所在的地区当干部，而是说选拔干部要公开公正，接受群众的监督。新民（2009）呼吁，“官员子女从业情况应再透明”。颜维琦（2010）则更直接地指出，“照顾官员子女有

① 来自人社部网站，http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshhzb/zw/gk/szrs/tjgb/201805/t20180521_294286.html。

② 这样定义“官员”的理由将在后文详述。

③ 来自东方网，<http://shzw.eastday.com/shzw/G/20150504/u1ai148642.html>。

损就业公平”，在就业形势日益严峻的今天，比岗位紧缺更可怕的是就业机会的不公平，因而，增加公共机构用人的透明度，加强民主监督，不仅事关政府以及公务员的公信力，也关系到整个社会的公平正义。乾羽（2013）认为，官员子女必须和权力拉开距离，官员子女具有充分的人身自由，完全可以像普通人一样追求个人梦想，但一个基本前提是，其成功必须源自个体的奋斗。冯昌亮（2013）强调，官员子女升迁要程序公正，但问题在于，当下的官员子女升迁，又有几个不是在“拼爹”呢？吴江（2013）呼吁，雇佣官员子女当置于“阳光”下。这些评论报道一定程度上反映了社会对官员子女能力的质疑，虽然有些评论承认官员子女有获得成功的权利，但都基于官员子女成功与父母为官有关的假设。

一些学者保持了更为中立客观的态度。一些较早的研究主要关注政治资本与个人收入的关系，得出两种不同的结论。一些学者认为，政治资本无法增加个人收入（Nee, 1991；Morduch & Sicular, 2000）；另一些学者则认为，政治资本可以增加个人收入（Walder, 1996；Liu, 2003；李爽等，2008）。杨瑞龙等（2010）利用微观个体数据考察父亲的政治身份、政治关系对子女收入的影响，指出父亲的党员身份会对子女收入产生积极影响，这几乎是国内最早从个体层面观察政治身份对子女收入影响的文献。不过，这些研究以党员作为身份的衡量标准，并没有进一步讨论父母为官的作用。何石军和黄桂田（2013）基于中国家庭动态跟踪调查数据的研究证明，父亲对儿子和母亲对女儿的代际网络效应有显著而正的影响。与之相反，胡咏梅和李佳丽（2014）则发现，“官二代”大学毕业生收入只比非“官二代”大学毕业生高2个百分点，且这种收入差距并不显著。谭远发（2015）也认为，“官二代”的工资溢价来源于其人力资本，而非“拼爹”。也就是说，这些研究并不完全支持官员子女依靠父母权力获得高收入的观点。陈昊和吕越（2017）进一步提出，虽然禁止或限制领导干部配偶及子女经商对于预防腐败和滥用职权具有重要意义，但也应避免劳动力市场对官员子女的“反向歧视”，不应想当然地限制官员子女的自主就业选择。

事实上，并没有太多理由认定官员子女更缺乏能力。谭远发（2015）、陈昊和吕越（2017）都发现“官二代”往往受到更多更高的教育，这里涉及到两个问题。第一，更高的受教育水平不一定意味着更高的能力，但是一定不意味着更低的能力；第二，官员子女如果真的拥有更高的能力，也有可能是官员的权力带来的，例如，官员有可能为子女创造更好的教育条件等，这种能力的提升是权力带来的，可以理解为“权力依附性能力”^①。由于

^① 在现实中，权力依附性能力有诸多体现，本文讨论的受教育水平仅仅是其中一个方面。

已有研究在将官员子女的高收入归结于能力时，没有进一步区分能力与权力依附性能力之间的差别，因此，有可能低估权力对官员子女高收入的影响。本文首次识别了以受教育水平为代表的权力依附性能力对官员子女收入的影响，这也是本文的主要贡献。

如果发现子女的高收入更多来源于能力或权力，需要解释其原因。一种可能的解释是，官员子女担任学生干部工作的概率较大，而学生干部工作对大学毕业生有较强的综合正面效应（赵春阳、贺寨平，2017；孙文凯、郭茜，2015）。更普遍且易于接受的观点则认为，官员子女受到更多的教育，而受教育水平往往与收入正相关（谭远发，2015；陈昊、吕越，2017）。前者认为，官员子女的高收入是纯粹的权力产物，后者更偏向于信任官员子女的能力，即便这种能力可能与权力密不可分。本文不仅再次证实了官员子女确实受到了更多的教育，还进一步观察是否为官员家庭对教育提高收入的作用存在重要影响。

本文的另一个边际贡献是，区分父亲为官和母亲为官对子女收入的不同影响。有研究发现，父母工作或行为的重大变动，对子女的受教育水平有完全不同的影响（Theodossiou，1998；Dolan，2002；Kim，2004；魏妹，2011）。何石军和黄桂田（2013）认为，父亲对女儿以及母亲对儿子的代际网络效应不显著。赵颖（2016）指出，在中国劳动力市场上，父亲的风险偏好会在较大程度上影响子女风险偏好的形成。还有研究发现，父亲为官能显著降低子女的创业概率（陈昊、吕越，2017）。因此，有必要区分父亲为官和母亲为官对子女收入的不同影响，从而研究父亲为官是不是比母亲为官更能提高子女收入。

本文研究的思路是，利用基础回归模型明确官员家庭对子女收入的正向影响，然后基于 Neyman-Rubin 框架构建反事实模型揭示官员子女高收入的原因，并控制权力带来的教育水平机制，从而估计官员子女高收入中来自权力依附性能力的比重。本文第二部分阐述基本事实和描述数据；第三部分构建基础模型并详细介绍本文的识别策略；第四部分和第五部分则分别从基准回归、安慰剂检验和反事实的角度探讨官员子女高收入的原因；第六部分进一步考察父母为官对子女收入的不同影响；最后是结论。

二 基本事实与数据描述

本研究基于以下两个前提。第一，如何定义官员，即什么级别的公务员才被认定为官员，这一点可以将本文和其他相关研究区分开来。李雪莲等（2015）、吴一平和王健（2015）在考察公务员家庭影响创业概率的机制时，对公务员和官员未做区分。胡

咏梅和李佳丽（2014）以父母是否有行政级别作为定义官员的标准。由于中国综合社会调查（CGSS）2010年以来的问卷详细询问了受访者父母的具体行政级别，我们可以更精确地定义官员。中共中央办公厅和国务院办公厅在2010年印发的《关于领导干部报告个人有关事项的规定》明确指出，领导干部指县处级副职以上（含县处级副职）的干部。本文也将官员定义为行政级别在副处级以上（含副处级）的公务员，将官员子女定义为父母至少一方行政级别在副处级以上（含副处级）。由于官员家庭样本有限，而在地方上科级甚至股级干部也拥有一定权力，因此，我们也会同时关注级别在股级以上但在副处级以下的干部子女的收入状况。所谓干部家庭是指父母双方最高级别都在副处级以下的家庭。

第二，官员子女是否真的获得了高收入。如果官员子女没有获得更高的收入，那么，从收入角度探讨官员子女经济行为中是否存在不公平也就成了无的放矢。CGSS2010年、2012年和2013年的数据显示，官员子女年收入均值和年劳动收入均值都远高于非官员子女，至少从简答的描述统计结果看，官员子女确实获得了高收入（表1），且官员家庭子女收入高于干部家庭子女，干部家庭子女收入又高于无行政级别的家庭子女。因此，有必要从收入角度探讨官员子女经济行为中可能存在的不公平现象及其原因。

表1 不同行政级别家庭子女年收入均值对比

单位：元

	2010年		2012年		2013年	
	总收入	劳动收入	总收入	劳动收入	总收入	劳动收入
官员家庭子女	61571.06	58294.59	51274.59	48598.92	92050.00	91086.36
干部家庭子女	37038.06	32777.51	50564.63	48401.80	54530.12	51106.53
无行政级别家庭子女	22175.87	20764.35	23651.20	22483.80	27992.52	26874.23

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

本文使用的数据来源于中国综合社会调查，该调查是最早的全国性、综合性、连续性学术调查。该调查由中国人民大学中国调查与数据中心执行，自2003年起，每年组织实施一次，对各省（市、自治区）10000多户家庭进行连续性横截面调查。在公布的调查数据中，由于2010年、2012年和2013年的调查涉及到受访者父母的职级，有利于我们定义官员子女，因此，本文主要使用这三年的调查数据。

在只保留年总收入和年劳动总收入均大于零的受访者样本后，总样本量为20551

人。其中，父母至少一方为副处及以上级别（即本文定义的官员）的受访者共 203 人，父母最多两方为不超过正科级别（即本文定义的干部）的受访者共 871 人。在中国综合社会调查中，官员家庭和干部家庭的占比都非常小，分别只占全样本的 0.988% 和 4.238%。表 2 报告变量统计描述情况，通过描述统计有助于初步识别受访者基本特质的分布情况。

表 2 变量统计描述

变量	数据获得方式	均值	标准差
年总收入	受访者回答个人去年总收入(万元)	2.594	6.461
年劳动收入	受访者回答个人去年劳动收入(万元)	2.461	6.288
官员家庭	父母至少一方为副处及以上(官员家庭 = 1, 其他 = 0)	0.010	0.099
父亲行政级别	受访者回答 14 岁时父亲的职务级别(副处及以上 = 1, 其他 = 0)	0.010	0.096
母亲行政级别	受访者回答 14 岁时母亲的职务级别(副处及以上 = 1, 其他 = 0)	0.001	0.036
性别	受访者填写“性别”信息(男性 = 1, 女性 = 0)	0.577	0.494
年龄	受访者回答出生日期, 调查年减去出生年	44.034	12.724
宗教信仰	受访者回答宗教信仰(有宗教信仰 = 1, 其他 = 0)	0.380	0.485
教育年限	受访者回答目前的最高教育程度和获得最高学历的年份	8.939	4.613
婚姻状况	受访者回答目前的婚姻状况(处于婚姻状态 = 1, 其他 = 0)	0.848	0.359
政治面貌	受访者选择目前的政治面貌(共产党员 = 1, 其他 = 0)	0.115	0.319
工作经验	根据亓寿伟和刘智强(2009)估算为: 年龄 - 教育年限 - 6	29.091	15.324
单位性质	受访者选择单位类型(企业 = 1, 其他 = 0)	0.470	0.499
配偶收入	受访者回答您配偶或同居伴侣去年全年的总收入(万元)	1.877	3.439
户籍性质	受访者回答户口登记状况(非农户口或居民户口 = 1, 其他 = 0)	0.377	0.485
户籍地	受访者回答户口登记地(本区、县、县级市户口 = 1, 其他 = 0)	0.895	0.307
父亲政治面貌	受访者回答父亲的政治面貌(共产党员 = 1, 其他 = 0)	0.164	0.371
母亲政治面貌	受访者回答母亲的政治面貌(共产党员 = 1, 其他 = 0)	0.029	0.168
父亲年龄	受访者回答父亲是哪一年出生的, 用调查年减去出生年	71.229	14.480
母亲年龄	受访者回答母亲是哪一年出生的, 用调查年减去出生年	68.860	13.937
所在地经济状况	受访者居住所在省市调查前一年人均国内生产总值(万元)	3.855	2.024

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

本文主要识别官员子女的高收入究竟来源于个人能力还是父母权力。根据前文定义，我们发现官员子女收入显著高于一般家庭子女，而且即使是行政级别较低的干部

其子女收入也比无行政级别家庭的子女高。与此同时，在比较能体现本人能力的因素如受教育年限方面，官员子女受教育年限均值（14.212年）远远高于非官员子女的受教育年限均值（8.887年）。官员子女的高收入可能来源于人力资本积累或教育，这与谭远发（2015）、陈昊和吕越（2017）的发现相同，但存在两个问题。第一，各种入户调查中官员家庭较少，均值的代表性值得怀疑；第二，更重要的是，即使承认官员子女受教育水平或其他能力更高，也无法排除子女通过父母为官更容易提升能力的可能。针对后一个问题，为了提供更加直接的证据，我们需要观察那些在其他条件都与官员子女相同的一般家庭子女，比较他们和官员子女的收入差距。这里只给出基于简单的1对4近邻匹配的倾向评分匹配（PSM）结果，发现个人年总收入均值为64423.94元的官员子女如果不生活在官员家庭，个人年总收入均值应为32177.83元；而官员子女的个人年劳动收入均值也将从61867.78元下降到31226.07元。简单的1对4近邻匹配在满足条件独立性假设和变量完备性方面存在不足，因此，更加精确的讨论将放在后文进行。但是至少可以证明，在控制住可以观察到的影响收入的因素后，非官员子女的收入并没有足够接近官员子女。这表明，官员子女的高收入有可能部分来源于非单纯能力因素，包括权力和受教育水平。

最后有必要提及，陈昊和吕越（2017）曾指出官员家庭子女由于受教育水平高，往往更不愿意选择创业，如果创业带来的收入更低，似乎也能解释官员子女的高收入，即官员子女更多从事非创业型工作。但是从CGSS调查的结果来看，选择创业的受访者收入均值（46741元）远高于从事非创业型工作的受访者收入（32693元）。可见，并不是因为官员子女的职业选择特征带来高收入。

三 基础模型与识别策略

为了考察官员子女高收入的原因，结合已有研究成果，可构建如下基础回归模型：

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 level + \beta_3 level * educ + \gamma X + \varepsilon \quad (1)$$

式（1）中， y 是受访者收入，用年总收入和年劳动收入加以刻画； $educ$ 是受访者受教育年限； $level$ 是官员家庭虚拟变量（官员家庭=1，其他=0）； X 为一系列控制变量，包括受访者婚姻状况、工作经验、宗教信仰、单位性质等； ε 是随机误差项。

接下来对因变量和与之相关的问题做一些初步讨论。首先，官员子女的收入和其他群体的收入一样，受年龄、性别、婚姻状况，尤其是教育水平和工作经验的影响。因此，基于Mincer工资方程的解释变量应该始终被控制。其次，官员子女高收入不是

因为权力的唯一路径解释,是官员子女受到了更高的教育,但是我们依然怀疑有可能是官员为子女带来更好的受教育机会,即受教育水平可能是权力依附性能力的典型代表。因此,引入 $level * educ$ 交互项是有必要的,识别策略后面详述。再次, $level$ 作为官员家庭的虚拟变量,其含义实际上取决于我们的定义。如果将其定义为父母至少一方为副处及以上干部,则 $level = 1$,即官员家庭,而如果将其定义为最多父母一方不超过副处, $level = 1$ 也可以代表干部家庭。干部家庭的定义有助于后文为官员家庭和一般家庭提供稳健性参照。最后,由于地区间本身存在的经济水平差异,应该控制地区人均国内生产总值。

为了更好地理解本文的识别策略,我们先令式 (1) 中的 $level = 0$,模型就变为 $\ln y = \beta_0 + \beta_1 educ + \gamma X + \varepsilon$ 。由于此时只考虑非官员家庭样本,系数 β_1 仅仅是没有官员家庭助力条件下,个人受教育水平对收入的影响。而当我们仅考虑官员家庭样本 ($level = 1$) 时,式 (1) 变为 $\ln y = \beta_0 + \beta_2 + (\beta_1 + \beta_3) educ + \gamma X + \varepsilon$ 。此时,系数则同时包括了教育水平和官员家庭教育水平对收入的影响。正是通过比较两组不同样本性别偏好的差异 ($\beta_1 + \beta_3 - \beta_1$) 来识别官员家庭对教育提升收入的助力作用, β_3 恰好是式 (1) 中交互项系数。

本文的实证策略当然也面临一些挑战。由于 CGSS 并不是面板数据,加之对受访者本人的官员身份及其级别缺乏明确设问,难以识别那些在调查期中从一般家庭变成官员家庭的样本,也无法站在受访者角度考察其子女收入情况,这增加了从不同时间维度进行稳健性检验的困难。一个有效的替代方法是,基于 Neyman-Rubin 反事实框架来横向比较官员子女和一般家庭子女的收入差异,当然这需要将其他影响收入的因素尽可能包含在协变量集中。基于 Neyman-Rubin 框架,可以提出如下反事实问题:“如果官员子女是非官员子女,他们的收入应该是多少”。如果能够确认在其他条件完全一样时,官员子女“变成”非官员子女,收入显著下降,就可以认为权力或权力依附性能力提高了官员子女收入水平。具体来说将样本分为两类:一类是官员家庭受访者,即处理组;另一类是非官员家庭受访者,即对照组。样本落入处理组还是对照组的唯一标准是,受访者父母是否至少一方为副处级或以上干部。定义二元虚拟变量 $D_i = \{0, 1\}$,当受访者 i 为处理组样本时 $D_i = 1$,当受访者 i 为对照组样本时 $D_i = 0$,匹配的目标是找到与处理组样本在其他方面最接近的 n 个对照组样本, $n \geq 1$ 。由于官员家庭远少于一般家庭,如果采用 1 对 1 匹配将造成本地户籍受访者信息损失,从而无法准确描述官员家庭子女在反事实条件下的真实状态,因此,我们考虑采用常规匹配法。

在常规匹配法中，马氏距离匹配法（Cochran & Rubin, 1973; Rubin, 1976）和近邻匹配法最为常用。如前所述，影响收入的因素很多，而马氏距离匹配法在模型有较多协变量时，很难保证样本都实现匹配。因此，本文采用倾向卡尺近邻马氏距离匹配法以综合两种方法的优势。Rosenbaum & Rubin（1985）指出，这一方法不仅能在处理组和对照组中达到协变量之间的最佳平衡，还能达到协变量平方和乘积项的最佳平衡。具体匹配方法如下：

设条件变量集为向量 X_i ，其回归参数为 β_i ，则可以利用 logistic 模型回归表达接受干预的条件概率：

$$P(D_i/X_i = x_i) = \frac{e^{x\beta_i}}{1 + e^{x\beta_i}} = \frac{1}{1 + e_i^{-x\beta_i}} \quad (2)$$

分别对处理组和对照组样本进行随机排列，对任意给定处理组样本 j ，设定 $q \in \left\{ \frac{P_j/P_j(D_i/X_i = x_i)}{1 + e^{x\beta_i}} = \frac{1}{1 + e_i^{-x\beta_i}} \right\}$ 。选择所有落入满足下式近邻关系 $Z(P_j)$ 的对照组样本 k 与 j 进行初步匹配：

$$Z(P_j) = \min \|P_j - P_k\| < q \quad (3)$$

其中， q 为匹配容忍度，即预先设定的卡尺范围，也恰好是基于式（2）计算出的倾向值。经过初步匹配，得到满足式（3）的对照组样本集合 K 。接下来基于马氏距离匹配法进行二次匹配。对于任意给定对照组样本 $k \in K$ ，定义马氏距离 $d(j, k)$ ：

$$d(j, k) = (u - v)^T C^{-1} (u - v) \quad (4)$$

u 和 v 是处理组成员 j 和对照组成员 k 的匹配变量取值， C 是不包含 q 的样本协方差矩阵，据此得出与处理组成员 j 匹配的对照组成员 k 满足 $\min d(j, k)$ 。

四 基础回归与安慰剂效应

（一）基础回归结果

全样本的基础回归结果报告在表 3 中，由于本文用年龄的线性函数估计工作经验（元寿伟、刘智强，2009），因此，不再单独控制年龄。无论是否控制性别、工作经验、政治面貌、户籍性质和所在地变量，官员家庭对子女总收入的影响均显著为负，且教育年限和官员家庭虚拟变量的交互项系数均显著为正，结果比较稳健。这表明，虽然可能出于“为官避嫌”的考虑（陈昊、吕越，2017），官员家庭没有表现出直接对子女收入的积极影响，但是其强化教育提升子女收入能力的作用却非常突出，受教

育水平作为本文重点讨论的权力依附性能力，对官员子女的收入增长至关重要。通过权力依附性能力，而非单纯的权力来提升子女的收入水平，或许是当前官员家庭的普遍特征。

表3 父母为官对子女总收入的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
教育年限	0.126 *** (0.002)	0.122 *** (0.002)	0.099 *** (0.002)	0.093 *** (0.002)	0.077 *** (0.002)	0.076 *** (0.002)	0.057 *** (0.002)
官员家庭	-0.522 ** (0.245)	-0.546 ** (0.234)	-0.418 * (0.239)	-0.408 * (0.241)	-0.574 ** (0.239)	-0.485 ** (0.243)	-0.503 ** (0.236)
教育年限 × 官员家庭	0.056 *** (0.017)	0.060 *** (0.017)	0.056 *** (0.017)	0.055 *** (0.017)	0.064 *** (0.017)	0.055 *** (0.018)	0.053 *** (0.017)
婚姻状况	0.181 *** (0.019)	0.168 *** (0.019)	0.237 *** (0.019)	0.231 *** (0.019)	0.245 *** (0.019)	0.272 *** (0.019)	0.299 *** (0.018)
宗教信仰	0.403 *** (0.015)	0.406 *** (0.014)	0.390 *** (0.014)	0.393 *** (0.014)	0.386 *** (0.014)	0.371 *** (0.014)	0.244 *** (0.014)
单位性质	0.519 *** (0.014)	0.524 *** (0.014)	0.489 *** (0.014)	0.496 *** (0.014)	0.444 *** (0.014)	0.413 *** (0.014)	0.339 *** (0.014)
有效观测值	17960	17960	17959	17940	17940	17940	17650
R ²	0.418	0.440	0.452	0.454	0.462	0.475	0.518
性别	未控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
工作经验	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
政治面貌	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
户籍性质	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
户籍地	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
所在地经济	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制

注：括号内为异方差稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 置信水平下显著。
资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

总收入的来源比较复杂，所包含的部分内容可能无法直接体现能力（无论是单纯的能力还是权力依附性能力）高低。表4进一步展示父母为官对子女劳动收入的影响，其中，教育年限和官员家庭虚拟变量的交互项系数依然持续正向，证明教育对子女劳动收入同样存在显著提升效果。结合表3和表4可知，无论怎样控制解释变量，教育年限对总收入和劳动收入的影响都显著，这表明教育年限的提高能显著提升个人

收入。因此，无论对官员家庭还是一般家庭，鼓励子女多读书对提高收入的意义都非常重大。

表 4 父母为官对子女劳动收入的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
教育年限	0.129 *** (0.002)	0.125 *** (0.002)	0.096 *** (0.002)	0.091 *** (0.002)	0.074 *** (0.003)	0.073 *** (0.002)	0.053 *** (0.002)
官员家庭	-0.503 ** (0.253)	-0.527 ** (0.241)	-0.368 (0.247)	-0.360 (0.249)	-0.531 ** (0.248)	-0.441 * (0.255)	-0.458 * (0.247)
教育年限× 官员家庭	0.055 *** (0.018)	0.058 *** (0.017)	0.054 *** (0.018)	0.053 *** (0.018)	0.062 *** (0.018)	0.053 *** (0.019)	0.051 *** (0.018)
婚姻状况	0.201 *** (0.020)	0.189 *** (0.020)	0.273 *** (0.020)	0.268 *** (0.020)	0.282 *** (0.020)	0.311 *** (0.020)	0.339 *** (0.019)
宗教信仰	0.418 *** (0.015)	0.421 *** (0.015)	0.401 *** (0.015)	0.404 *** (0.015)	0.396 *** (0.014)	0.381 *** (0.014)	0.246 *** (0.014)
单位性质	0.539 *** (0.015)	0.544 *** (0.014)	0.500 *** (0.014)	0.507 *** (0.015)	0.453 *** (0.015)	0.421 *** (0.015)	0.343 *** (0.014)
有效观测值	17960	17960	17959	17940	17940	17940	17650
R ²	0.416	0.436	0.452	0.454	0.462	0.475	0.521
性别	未控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
工作经验	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
政治面貌	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
户籍性质	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
户籍地	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
所在地经济	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制

注：括号内为异方差稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 置信水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

(二) 安慰剂效应

如果基础回归结果可信，即官员子女的高收入来源于权力依附性能力，则对应的安慰剂效应是，权力较弱的官员其子女高收入不容易被式 (1) 解释。本部分从以下两个方面验证安慰剂效应。

1. 级别的影响

将官员家庭样本排除在外，并认定干部家庭样本为新的观察对象。表 5 将总收入和劳动收入的回归结果一并报告，其中列 (1)~(3) 因变量为总收入，列 (4)~(6)

因变量为劳动收入。回归结果表明，由于干部家庭父母权力相对较弱，不足以对子女的收入带来单纯权力或权力依附性教育的外溢效果，安慰剂效应显现。

表5 干部子女样本的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
教育年限	0.124 *** (0.002)	0.090 *** (0.002)	0.066 *** (0.002)	0.128 *** (0.002)	0.087 *** (0.002)	0.063 *** (0.002)
干部家庭	0.147 (0.148)	0.081 (0.141)	0.003 (0.135)	0.132 (0.150)	0.077 (0.143)	-0.006 (0.136)
教育年限×干部家庭	-0.001 (0.011)	0.009 (0.010)	0.008 (0.010)	-0.004 (0.011)	0.009 (0.010)	0.009 (0.009)

注：括号内为异方差稳健标准误；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 置信水平下显著；模型（1）~（3）的因变量为总收入；模型（4）~（6）的因变量为劳动收入；模型（1）和（4）、模型（2）和（5）、模型（3）和（6）分别不控制任何变量、只控制性别和工作经验、控制所有变量。

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

表5的回归结果展示了官员级别的高低对本文回归结果有重要影响。对于父母为副处级以下的干部家庭来说，虽然行政级别上与普通家庭不同，但这种差异显然不足以给子女带来收入增长，甚至对子女受教育水平促进收入增长效应也没有起到明显的强化作用。这提醒我们应该始终关注副处级以上的官员家庭样本，针对副处级以上的领导干部制定更加严格的规范要求。

2. 特殊官员样本：直辖市为官

陈昊和吕越（2017）指出，现有研究容易忽略中国官员任职的一个重要特征，即“官员地理”。“官员地理”主要表现在，相同级别的官员在直辖市为官与在一般地级市为官的“能量”不同。例如，处级干部或厅级干部在直辖市范围内影响力有限，但在普通省市下属的地级市往往能够成为比较重要的实权干部。如果前文结论足够稳健，即官员子女的高收入确实依赖为官父母的权力，那么在直辖市为官的子女高收入，应该无法被教育年限和官员家庭的交互项所解释。这是由于，这些官员父母的权力相对较弱，这是另一个角度的安慰剂。本节通过只保留直辖市样本，考察这些特殊官员家庭子女的收入状况，结果见表6。与表5结果类似，直辖市为官的官员家庭子女收入不再能够被交互项显著解释，安慰剂效应同样得到验证。综上可知，绝对权力弱（干部）和相对权力弱（直辖市为官）都会影响官员家庭对子女收入的提升效果，官员子女高收入要得益于权力依附性能力，前提是官员父母拥有较大权力。

表 6 直辖市为官样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
教育年限	0.158 *** (0.004)	0.158 *** (0.004)	0.158 *** (0.005)	0.155 *** (0.005)	0.150 *** (0.007)	0.143 *** (0.007)	0.115 *** (0.006)
官员家庭	-0.217 (0.502)	-0.301 (0.489)	-0.296 (0.490)	-0.302 (0.493)	-0.347 (0.495)	-0.420 (0.532)	-0.861 (0.815)
教育年限 × 官员家庭	0.025 (0.033)	0.031 (0.033)	0.031 (0.033)	0.031 (0.033)	0.034 (0.033)	0.038 (0.036)	0.069 (0.065)
性别	未控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
工作经验	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制	控制
政治面貌	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
户籍性质	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
户籍地	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
所在地经济	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制

注：括号内为异方差稳健标准误；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 置信水平下显著。

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

五 权力带来的收入增长：反事实验证

为应对本文的实证策略面临的挑战，一个值得尝试的改进方法是构建 Neyman-Rubin 反事实框架。需要回答的问题是：“在其他条件相同的情况下，如果官员子女出生在非官员家庭，收入应该是多少”。基于 PSM 的反事实验证如果能够证明，官员子女出生在非官员家庭将出现收入下降的情况，那么就有更充分的理由认为父母为官（或权力依附性能力）确实带来了收入增长。

针对 203 个处理组样本和 20348 个对照组样本进行倾向卡尺近邻的马氏距离匹配，倾向值通过 logistic 模型估计获得。首先通过匹配发现落在共同支持域外的样本 2969 个。虽然共同支持域外的样本量占样本总数的 16.55%，但是域外样本均来源于对照组，不会降低匹配质量。更值得重视的问题是，如果给定的协变量集遗漏了一些重要的协变量，尤其是非线性项没有被控制住，那么就可能出现由于遗漏变量而带来的匹配偏差问题，应对的办法之一是基于 Rubin 反事实框架的匹配估计量（陈强，

2014)。因此，表 7 报告使用 $P/(1 - P)$ 进行 1 对 4 倾向评分匹配估计的结果^①。另一个方法是增加协变量，即如果在包含较丰富的协变量的条件下，PSM 结果没有被显著逆转，则可以证明 Rosenbaum & Rubin (1985) 所引入的条件独立假定满足，增加协变量的匹配结果如表 8 所示。此外，无论是否增加协变量，数据的平衡偏差率都在理想范围内。

表 7 权力带来的收入增长：倾向评分匹配

logistic 回归(因变量: 官员家庭)	系数	标准误	z 值	p 值
教育年限	0.300	0.030	9.87	0.000
性别	-0.250	0.150	-1.66	0.097
年龄	0.057	0.007	7.93	0.000
婚姻状况	-0.342	0.192	-1.78	0.075
宗教信仰	-0.336	0.171	-1.96	0.050
单位性质	0.211	0.175	1.21	0.228
户籍性质	1.764	0.310	5.68	0.000
户籍地	-0.619	0.192	-3.22	0.001
反事实的干预效应	处理组	对照组	净效应	T 值
未匹配样本	10.591	9.586	1.005	12.06
官员家庭组平均干预效应(ATT)	10.591	10.374	0.217	3.47
非官员家庭组平均干预效应(ATU)	9.745	9.836	0.091	0.59
总体平均干预效应(ATE)			0.093	0.61

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

最有价值的结论来自于 ATT 净效应。如表 7 所示，如果对照组样本（非官员家庭子女）在除家庭背景以外的其他方面与处理组样本（官员家庭子女）完全相同，那么，官员家庭将对子女收入带来 21.7% 的收入增长。这足以证明官员家庭确实给子女收入增长带来了明显帮助，官员子女的高收入至少不完全归功于自身能力。进一步增加协变量后，发现依然有 17.5% 的收入增长无法被能力解释。结合基准回归结果，可以再次证明官员子女的高收入部分来源于权力依附性能力的支持（表 8）。

^① Abadie & Imbens (2011) 的模拟工作表明，在对照组样本数远远大于处理组时，基于均方误差标准每个处理组成员匹配 4 个对照组成员效果最好。

表8 权力带来的收入增长：增加协变量后的回归结果

logistic 回归(因变量: 官员家庭)	系数	标准误	z 值	p 值
教育年限	0.226	0.034	6.74	0.000
性别	-0.070	0.164	-0.43	0.668
年龄	0.047	0.017	2.73	0.006
婚姻状况	-0.538	0.213	-2.52	0.012
宗教信仰	-0.213	0.189	-1.13	0.260
单位性质	0.264	0.192	1.38	0.168
户籍性质	1.292	0.343	3.77	0.000
户籍地	-0.559	0.216	-2.59	0.010
父亲的年龄	0.046	0.021	2.22	0.027
母亲的年龄	-0.026	0.235	-1.10	0.272
父亲的政治面貌	2.404	0.215	11.19	0.000
母亲的政治面貌	1.225	0.181	6.76	0.000
反事实的干预效应	处理组	对照组	净效应	T 值
未匹配样本	10.613	9.699	0.914	10.94
官员家庭组平均干预效应(ATT)	10.607	10.432	0.175	0.000
非官员家庭组平均干预效应(ATU)	9.790	9.697	-0.093	-0.33
总体平均干预效应(ATE)			-0.088	0.276

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

对倾向评分匹配始终存在的一个担心是，所得出的结论仅仅是因为选择了倾向卡尺近邻的马氏距离配对法，也即结果对匹配方法的选择高度敏感。为了消除类似的担心，接下来分别选择不同匹配方法重新检验反事实的干预效应。表9发现使用不同配对方法，处理组平均干预效应(ATT)依然显著为正，说明官员子女高收入来源于权力依附性能力的事实更加可信。结合基准回归和反事实验证结果，可以初步证明官员子女的高收入至少部分来源于权力依附性能力。这一结论具备两方面含义：一方面，单纯的权力不再能够显著提高官员子女收入，意味着近年来政治生态和有效监督都在进步，直接依靠为官的权力来帮助子女获得高收入已经非常困难甚至不可能；另一方面，权力依附性能力增长依然能够提高官员子女的收入水平，表现在20%左右的官员子女收入可以归因于权力依附性能力。

表 9 敏感性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
匹配前净效应	1.005	1.005	1.005	1.005	1.005
ATT 净效应	0.237	0.201	0.249	0.582	0.187
ATU 净效应	0.026	0.043	0.111	0.592	-0.019
ATE 净效应	0.028	0.045	0.119	0.591	-0.016

注：(1) 使用有放回 1 对 4 近邻匹配；(2) 使用 0.25σ (σ 为样本估计的倾向值标准差) 卡尺匹配；(3) 使用卡尺内的 1 对 4 近邻匹配；(4) 使用二次方核函数的核匹配；(5) 使用样条匹配。

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

六 谁为官能为子女带来更显著的收入增长：父亲还是母亲

本文将“父母至少一方为副处及以上”的家庭定义为官员家庭，事实上父母谁为官有可能对子女产生不同影响。为此我们进一步将官员家庭细分为“只有父亲为官”和“只有母亲为官”，为了更好地观察双亲为官对子女收入增长作用的差异，将父母均为官的样本排除在外。分别对父亲为官和母亲为官的样本令虚拟变量 $level = 1$ ，而将另一方为官的样本与非官员家庭样本一同视为 $level = 0$ ，这样可以更好地比较父母为官对子女收入的不同影响，结果如表 10 所示。

表 10 父母为官对子女总收入的不同影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
教育年限	0.126 *** (0.002)	0.099 *** (0.002)	0.057 *** (0.002)	0.127 *** (0.002)	0.100 *** (0.002)	0.058 *** (0.002)
父亲为官	-0.338 (0.287)	-0.191 (0.276)	-0.243 (0.280)			
母亲为官				-1.489 *** (0.375)	-1.617 *** (0.378)	-1.432 *** (0.422)
教育年限 × 父亲为官	0.042 ** (0.021)	0.039 * (0.020)	0.032 (0.021)			
教育年限 × 母亲为官				0.129 *** (0.025)	0.146 *** (0.024)	0.138 *** (0.029)
婚姻状况	0.181 *** (0.019)	0.236 *** (0.019)	0.298 *** (0.018)	0.182 *** (0.019)	0.237 *** (0.019)	0.300 *** (0.018)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
宗教信仰	0.403 *** (0.015)	0.390 *** (0.014)	0.244 *** (0.014)	0.402 *** (0.015)	0.389 *** (0.014)	0.243 *** (0.014)
单位性质	0.519 *** (0.014)	0.488 *** (0.014)	0.338 *** (0.014)	0.520 *** (0.014)	0.489 *** (0.014)	0.339 *** (0.014)
有效观测值	17946	17945	17636	17946	17945	17636
R ²	0.417	0.451	0.517	0.417	0.450	0.517
性别	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
工作经验	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
政治面貌	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
户籍性质	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
户籍地	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
所在地经济	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制

注：括号内为异方差稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 置信水平下显著；(1)~(3) 针对父亲为官样本，(4)~(6) 针对母亲为官样本。

资料来源：根据中国综合社会调查数据计算得到。

当我们分别针对父亲为官和母亲为官的样本进行回归后，发现无论父母哪一方为官，通过提升子女教育年限（严格地说是减少子女提高教育年限的难度）来提高收入的间接效应都基本显著，即权力依附性能力对子女收入的促进作用与前文并无太大差异。此外，无论父母哪一方为官，单纯的权力都无法显著提高子女收入。如前所述，这应该是监督机制更加完善的结果，是一种进步。

有趣的是，母亲为官的单纯权力不仅不能提高反而显著降低子女收入。我们认为可能的原因是，女性为官会对子女利用其权力获取利益保持更高的警惕性，从而表现出抑制效应。当然，虽然父母为官的单纯权力不再造成子女收入的不公平增长，但是体现为权力依附性能力的教育年限增长，依然会在单纯的教育年限增长的基础上，进一步提升子女收入水平，从而间接推动官员子女的高收入。

值得注意的是，虽然母亲为官的单纯权力显著抑制子女收入增长，但是间接的提升效果却优于父亲为官，比较表 10 的两行交互项回归系数，可以看到母亲为官与教育年限的交互项系数在显著性和绝对值上都远远高于父亲为官与教育年限的交互项。也就是说，为官母亲在限制子女直接利用其权力增长收入的同时，会努力通过间接的方式给予子女更大帮助。这种现象非常符合母亲对子女的态度与立场，即谨

慎促使母亲更注意保护子女，但是尽可能对子女提供帮助仍然是为官母亲追求的目标。由于母亲为官的样本量较少，我们还尝试对上述回归进行了加权处理，回归结果没有本质改变。

七 结论

官员子女的收入一直是社会关注的焦点，而对于学术界来说，揭示官员子女高收入的原因则更加重要。以往研究将官员子女的能力和权力分割开来加以识别，从而得出不同结论。本研究首次指出能力和权力可能结合起来对子女的收入造成影响，提出权力依附性能力存在的可能性。以教育年限作为权力依附性能力代表的回归结果证明，虽然父母为官的权力并没有直接提高子女的收入，但是通过权力让子女更容易获得高质量教育，成为父母为官提高子女收入有效的间接途径。此外，比较父母为官对子女收入增长的不同影响，发现母亲为官对子女收入提高的间接效应更加显著。

本研究证明，愈加完善的官员监督机制有助于抑制官员子女收入的不公平增长，表现为父母为官不再显著提高子女收入，甚至还能观察到母亲为官对子女收入增长的抑制效果，这是可喜的进步。事实上，单纯的受教育水平在全文的不同回归方程中，都被证明能够显著提高个人收入水平，因此我们建议无论是否拥有良好的家庭背景，个人都应该努力延长自身教育年限。也正因为如此，教育成为典型的“权力依附性能力”，官员家庭通过改善子女的受教育质量，降低接受更高教育水平的难度来间接提高子女收入，在这一点上母亲为官表现得尤为突出。相对于监督和禁止权力直接提高子女收入，识别和抑制权力依附性能力带来的不公平显然更加困难，却同样重要。如何设计一种完善的监督机制，能够在禁止权力滥用的同时消除依附于权力产生的间接不公平，是未来政策制定者和社会大众关注的重点。

本文存在一些不足，这些不足将敦促我们继续推进相关研究。第一，由于数据限制，对同一家庭样本的动态观察难以实现，而在官员家庭职务变动背景下考察子女收入的变化具有更重要的意义，因此，未来我们将尝试使用动态类微观调研数据弥补研究的不足。第二，比较容易理解单纯的权力直接提高官员子女收入，而对权力依附性能力的间接效果如何实现缺乏基础研究，后续研究的重点方向是构建一个有助于理解权力依附性能力如何发挥作用的理论模型。第三，受教育水平提高或教育年限增长仅仅是权力依附性能力的一种体现，还有其他权力依附性能力同样会提高官员子女的收入，进而造成官员

子女收入的不公平增长。识别并评估这些权力依附性能力对官员子女收入的增长效应，有助于制定更加合理可行的监督机制，从而进一步改善政治生态环境。

参考文献：

- 陈昊、吕越（2017），《官员家庭抑制子女创业之谜：基于教育筛选的解释》，《财经研究》第10期，第67-82页。
- 陈强（2014），《高级计量经济学及STATA应用（第二版）》，北京：高等教育出版社。
- 冯昌亮（2013），《官员子女升迁要程序公正》，《民主与法制时报》4月29日，第B02版。
- 何石军、黄桂田（2013），《代际网络、父辈权力与子女收入——基于中国家庭动态跟踪调查数据的分析》，《经济科学》第4期，第65-78页。
- 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。
- 建达（2008），《官员的子女同样能当干部》，《今日信息报》5月12日，第A02版。
- 李爽、陆铭、佐藤宏（2008），《权势的价值：党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同？》，《世界经济文汇》第6期，第23-39页。
- 李雪莲、马双、邓翔（2015），《公务员家庭、创业与寻租动机》，《经济研究》第5期，第89-103页。
- 亓寿伟、刘智强（2009），《“天花板效应”还是“地板效应”——探讨国有与非国有部门性别工资差异的分布与成因》，《数量经济技术经济研究》第11期，第63-77页。
- 乾羽（2013），《官员子女必须和权力拉开距离》，《法制日报》8月20日，第7版。
- 孙文凯、郭茜（2015），《学生工作经历对收入有影响吗》，《统计研究》第5期，第64-69页。
- 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。
- 魏姝（2011），《性别因素在公务员录用和晋升中的影响——代表性官僚制理论视角下的分析》，《妇女研究论丛》第2期，第32-39页。
- 吴江（2013），《“雇佣官员子女”当置于阳光下》，《工人日报》8月21日，第3版。
- 吴一平、王健（2015），《制度环境、政治网络与创业：来自转型国家的证据》，《经济

- 研究》第8期，第45-57页。
- 新民（2009），《官员子女从业情况应再透明》，《中国改革报》3月27日，第4版。
- 颜维琦（2010），《“照顾”官员子女有损就业公平》，《光明日报》12月29日，第2版。
- 杨瑞龙、王宇锋、刘和旺（2010），《父亲政治身份、政治关系和子女收入》，《经济学（季刊）》第9卷第3期，第871-890页。
- 张晓晶、贾富彬、宋蕊（2004），《“老子当权儿子捞钱”现象为何难禁》，《新华每日电讯》5月11日，第4版。
- 赵春阳、贺寨平（2017），《父母政治资本对高校学生担任学生干部的影响》，《社会工作与管理》第5期，第73-78页。
- 赵颖（2016），《员工下岗、家庭资源与子女教育》，《经济研究》第5期，第101-115页。
- Abadie, Alberto & Guido Imbens (2011). Bias-corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29 (1), 1-11.
- Cochran, William & Donald Rubin (1973). Controlling Bias in Observational Studies: A Review. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series A (1961-2002)*, 35 (4), 417-446.
- Dolan, Julie (2002). Representative Bureaucracy in the Federal Executive: Gender and Spending Priorities. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 12 (3), 353-375.
- Kim, Chon-Kyun (2004). Women and Minorities in State Government Agencies. *Public Personnel Management*, 33 (2), 165-180.
- Liu, Zhiqiang (2003). The Economic Impact and Determinants of Investment in Human and Political Capital in China. *Economic Development and 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? *Journal of Public Economics*, 77 (3), 331-356.
- Nee, Victor (1991). Social Inequalities in Reforming State Socialism: Between Redistribution and Markets in China. *American Sociological Review*, 56 (3), 267-282.
- Rosenbaum, Paul & Donald Rubin (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. *American Statistician*, 39 (1), 33-38.

- Rubin, Donald (1976). Multivariate Matching Methods That are Equal Percent Bias Reducing, I: Some Examples. *Biometrics*, 32 (1), 109 – 120.
- Theodossiou, Ioannis (1998). The Effects of Low-pay and Unemployment on Psychological Wellbeing: A Logistic Regression Approach. *Journal of Health Economics*, 17 (1), 85 – 104.
- Walder, Andrew (1996). Markets and Inequalities in Transitional Economics: Toward Testable Theories. *American Journal of Sociology*, 101 (4), 1060 – 1073.

Gift Income from Parents: Human Capital or Social Capital?

Chen Hao

(Institute of International Economy, University of International Business and Economics)

Abstract: To understand how parents affect children's income, be through the mechanism of human capital or social capital, this paper examines causes of high income of a special group of people-officials' children. The result shows that power has no significant contribution on children's income growth under an increasingly improved supervision mechanism, and the direct mechanism of social capital has been significantly suppressed. However, education can indirectly strengthen income inequality between officials' children and those from ordinary families. Especially for people whose mothers are officials, the mechanism of human capital tends to be more significant, which becomes main path of income growth. This paper concludes that the current supervision mechanism and supervision environment have well controlled officials' abused power in directly increasing their children's income, and future regulations should focus on indirect paths.

Keywords: gift income, human capital, social capital, counterfactual

JEL Classification: D31, H11, C31

(责任编辑：王永洁)