

# 父亲政治身份、政治关系和子女收入

杨瑞龙 王宇锋 刘和旺\*

**摘 要** 本文使用 CGSS2005 年的数据, 考察拥有党员身份的父亲的退休对子女收入的影响。结果表明, 父亲在职和党员的交互项对子女收入有较为显著的影响。退休可以认为是一个与父母能力、子女能力和社会资本几乎无关的外生事件, 这反映了政治关系特别是权力的寻租效应的存在。文章还通过除年龄平均后的回归试图更加有效地解决父亲年龄和子女年龄相关的问题, 以及通过父亲教育和退休交互项对子女收入的影响, 进行了侧面的证明。

**关键词** 政治关系, 寻租, 父母政治身份, 子女收入, 代际影响

## 一、引 言

在中国的经济发展与改革过程中, 政治与经济之间的相互关系一直成为研究中的一个热点问题。一些学者在解释中国改革所获得的巨大成就时, 强调了中国独特的政治体系对经济改革的重要作用。但随着改革的深化, 政府仍旧掌握大量的财富和经济社会管理权, 这一状态是否会影响经济改革的良性发展和社会福利的提高也为越来越多的人所关心。在微观上, 这一问题的回答很大程度上取决于政府职员能否不滥用其权力而导致社会效率的损失。本文试图从经验上对这一问题进行检验: 拥有一定政治身份的个人, 是否会利用组织资源和掌握的权力, 为其自身或家庭获取额外的收入?

现有的研究主要是通过个人政治身份 (通常是党员) 对其自身的收入影响来考察 (Nee, 1989, 1991, 1996; Rona-Tas, 1994; Walder, 1996; Mor-duch and Sicular, 2000; Liu, 2003; Lam, 2003; 刘精明, 2006, Li *et al.*, 2007; Appleton *et al.*, 2008; 李爽等, 2008)。这些研究确认了政治身份和收入之间的正相关关系, 但由于党员身份可能是能力的体现, 这些研究并没

\* 杨瑞龙, 中国人民大学经济学院; 王宇锋, 中国人民大学经济学院, 江西财经大学经济学院; 刘和旺, 湖北大学商学院。通信作者及地址: 王宇锋, 北京市中国人民大学品园3号楼710室, 100872; 电话: (010) 82501344, 15120042248; E-mail: sard\_wyf@126.com。作者感谢中国人民大学社会学系、香港科技大学社会科学部提供的中国综合社会调查(CGSS)数据, 感谢陈传波、穆建红、聂辉华、杨其静、张红霞以及中国人民大学经济学院企业与组织理论研究中心讨论组成员, 感谢匿名审稿人的意见。文责自负。

有很好地识别这种影响是反映了上述问题的存在,还是由于党员身份代表着较高的能力从而获得了较高的收入。

本文通过父母政治身份对子女收入的影响来反映政治关系的存在。不过,由于父母政治身份可能是自身能力的体现,而父母能力可以通过先天遗传或后天影响子女能力,因而我们通过一个影响“关系”的外生事件——父母退休,来确认“父母政治身份—父母政治关系—子女收入”这一影响收入的作用机制的存在。

我们用 CGSS (2005) 的全国样本调查数据证实了上述关系的存在:在控制了相关变量后,父母是在职还是离退休会显著影响党员身份对子女收入的影响;作为对照,父母是否在职不会影响代表父母能力的另一变量——教育对子女的作用。另外,我们的结果还表明,受访者及其父母的党员身份与其收入有显著的正相关关系,而且对不同年龄的样本、不同的地区,以及城乡之间,这种关系强弱有别。

本项研究可能是我国学者第一次在具有较为有效排除能力的情况下,证实了政治关系对于个体收入的影响,也是为数不多的考察父母政治身份对子女收入影响的文献之一。我们认为,这一研究的结论有着丰富的政治含义和经济含义。

本文的安排如下:第二部分对相关文献进行评述,以界定本文所使用的概念和要研究的问题;第三部分给出一个简单理论分析模型,讨论了相关经验识别问题;第四部分介绍数据来源和变量信息;第五部分报告计量分析结果;最后是结论及含义。

## 二、文献评述

越来越多的经济学文献研究政治身份或政治关联与微观主体绩效的关系,企业层面主要考察的是企业的价值、企业的成长、获得政府合同和贷款等(国外代表性研究如 Fisman, 2001; Agrawal and Knoeber, 2001; Faccio, 2004; Khwaja and Mian, 2005; Goldman, 2008; 国内如 Li *et al.*, 2006; 陈钊等, 2008), 个人层面主要考察的是个体收入。研究主要集中于转型国家,除了前面提到的中国相关研究外,也有一些研究考察俄罗斯的情况(如 Rona-Tas and Guseva, 2001)。

所有这些研究都是从某种政治身份 (political status) 出发的。已有文献表明,政治身份与绩效之间的正相关关系基本上是没有疑问的。但是,政治身份到底在理论上(可能)意味着什么?除了政治身份外,与之相关的概念和理论有个人能力、社会资本、寻租、腐败、政治关联 (political connection)、政治资本 (political capital)、政治网络 (political network) 和政治“关系”等。接下来结合现有文献厘清部分缺乏定义的概念,并给出本文的界

定和要研究的问题。

政治身份首先可能是个体能力的一种体现 (Li *et al.*, 2007), 比如 Liu (2003) 就把政治资本<sup>1</sup>当做一种类似于人力资本的投资。其次, 由于能力的不可观测性, 它可能是一种发送能力信息的工具。

在经济活动中, 政治身份可能代表着一种社会资本。Li and Walder (2001) 分析了通向精英行政地位的通道, 以及在人生早期入党的党员如何从这种裙带关系 (政治社会网络) 中获得好处。该文认为, 党员也可能较少存在寻租行为, 即借助于政治权力来寻求自身的利益。更为一般地, 党员有可能有机会接触到一些关系人, 这对今后职业生涯十分有用, 因此增加了个人的社会资本。这种个人网络层面的社会资本可能增加收入。<sup>2</sup>

政治身份作用于个人绩效的另一个途径是权力的寻租。因为拥有党员身份的人往往拥有一定的公共权力, 因而可能产生寻租行为。国外使用政治关联这一概念的文献, 通常在企业层面考察, 并往往把政治关联视为一种腐败形式 (Goldman, 2008)。这是因为企业能力与和企业有关联的拥有政治身份的个人的能力和社会网络通常关系不大。不过, 在市场转型过程中, 政治权力也可能为企业 提供产权保护 (Li *et al.*, 2008)。但是, 从个人层面来说, 政治身份通过权力影响收入, 则主要可以阐述为权力寻租或者腐败。

简言之, 我们认为政治身份对个人收入的作用有三条路径: 个人能力、社会资本和权力寻租。我们把后两者统称为“政治关系”。这三者中, 对本文和大部分相关研究来说, 最重要的是试图考察权力寻租效应的存在。但正如 Li *et al.* (2007) 所指出的, 几乎所有研究都没有或没能有效地剔除个人能力这一路径的影响。<sup>3</sup> Li *et al.* (2007) 等用双胞胎数据研究党员的作用, 发现在控制了双胞胎之间的固定效应以后, 党员对于收入并没有显著的影响。这一研究大大推动了这一类研究的进展。不过, 尽管该研究有效控制了先天能力的差异, 但正如该文指出: 它并没有能够否认政治身份通过社会资本和寻租途径影响个人收入: 首先, 家庭背景可能包含政治关系, 即, 不管是否入党,

<sup>1</sup> 政治资本这一概念的使用主要限于华人学者中。这一概念缺乏清晰定义, 不同文献的含义往往有很大差别。有些学者把政治资本当做一种类似于人力资本的投资 (Liu, 2003), 而一些学者把社会资本和政治资本混同起来, 一些学者 (如张爽等, 2007) 认为政治资本不同于社会资本, 尽管他们也没有给出清晰的定义, 但似乎隐含权力的寻租功能, 类似的文献如刘精明 (2006)。

<sup>2</sup> “社会资本是能够通过协调的行动来提高经济效率的网络、信任和规范” (Putnam *et al.*, 1993)。已有的经验研究通常认为信任层面的社会资本有利于整个社会经济的发展, 而个人网络的经验研究主要表明其有助于提高微观主体的绩效, 但其对社会整体效率的影响尚待考察。本文倾向于认为个人社会网络这一层面的社会资本对于社会效率是中性的, 而权力的寻租则是社会非效率的 (尽管我们也知道寻租理论在关于社会效率方面并没有给出明确的答案, 其原因主要在于参照系选取的困难)。

<sup>3</sup> 本文还要指出的一点是测量误差的问题。由于研究的重要命题在于衡量权力寻租的效应是否存在, 而被调查者通常是不会报告自己的寻租 (通常是不正当的) 收入的, 这样通过自身政治身份和收入的关系来考察可能有相当的系统性偏误。因而如果采用其他方面来“显示”权力的寻租, 显示结果并不是明显的寻租结果 (从而有更高的正当性), 这时更加能够通过一般的社会调查显示出来, 从而不会产生很大的偏误。本文采取的对子女的影响可能在相当程度上具有这种效果。

都同享家庭(特别是父母)的政治关系;其次,后天能力也可能是政治关系的体现,至少,政治关系可能影响教育的获得;再次,政治关系在双胞胎之间的共享,也即拥有政治身份(从而是政治关系)的人会和其不拥有政治身份的双胞胎兄弟(姐妹)共享,从而消除了双胞胎之间因为是否是党员带来的收入上的差别,而这并不能否认政治关系效应的存在。尤其在一个处于市场化进程中,并且有着悠久的宗族文化传统的国家,这种效应不容忽视。

本文的研究可以看做是该文的继续:试图确认家庭背景是否会影响个体的收入,更重要的,它会通过政治关系的作用,尤其是通过权力的寻租途径来影响个体收入。我们通过考察父母政治身份对子女收入的影响,来确认父母政治身份的政治“关系”效应的存在。不过直接考察父母政治身份对子女收入的影响还是不能有效地排除个人能力的影响,因为父母政治身份可能反映了子女某些不可观察的能力,也不能区别政治身份的社会资本效应和权力寻租效应,因为父母的社会资本可以和子女共享。因而我们通过一个与父母能力、子女能力和社会资本几乎无关的外生事件——父母的退休对子女收入的影响,来反映权力的寻租效应。

另外,一些研究考察了党员身份的作用随着我国市场化进程的变化趋势。本文并不直接考察这一问题,不过,我们要指出,考虑党员身份动态效果的文献忽视了对其机制的考察。如果党员身份的权力寻租功能能够遗传下来,即便我们观察到党员身份的作用会随时间的进程而下降,也不能说明权力寻租的作用下降,因为它可能代际继承并以别的形式展现出来。

与本文相关的另一类文献是代际收入流动文献。一般认为,代际收入之间的流动性越高,社会的机会平等程度越高,从而有助于社会的长远发展。中国的经验研究文献中,王海港(2005)和尹恒等(2006)的研究表明,中国的收入结构的流动性正在降低;李煜(2006)指出了教育不平等的代际传递;邢春冰(2006)指出农村人口非农就业机会存在代际影响。本研究增加了一种可能降低代际收入流动的途径:父辈通过权力的寻租增加下一代收入。

从已有文献来看,在考察个人层面的政治关系是否对收入有影响方面,已有的经验研究都无法进行确认,本文通过一个外生于政治关系的事件——退休对子女收入的影响来确认政治关系作用的存在,接下来我们用一个简单的模型阐述其中的逻辑关系,并给出在计量检验中对识别问题的处理。

### 三、模型及识别问题

本文的核心命题是父母会使用其政治“关系”影响子女收入。要在经验上确认这一问题,就要把父母的能力和父母的政治“关系”区别开来。为了进一步说明其中的逻辑,我们构建了一个简单的(子女)收入决定模型,如图1所示。

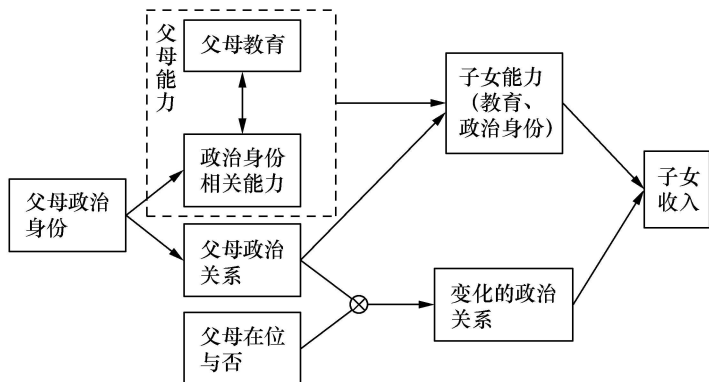


图1 父母在位/不在位、政治关系和子女收入关系图

在这一简单的模型中，子女收入决定于父母政治关系（的强度）和其自身的能力。<sup>4</sup>而子女的能力受到父母的能力（通过先天的遗传或后天作用）和政治关系的影响。能力由教育和政治身份两者共同衡量。<sup>5</sup>拥有政治身份除了表明可能有更强的能力外，还意味着拥有一定的“政治关系”。

父母政治关系的强度取决于两方面：父母是否拥有政治身份以及父母是否在位。拥有政治权力的父母，一旦不在位，比如退休<sup>6</sup>，就不再拥有权力或者说权力大大减弱，因而政治身份的权力寻租效应对子女收入的影响会大大减弱。而政治身份的社会资本效应对子女收入的影响也可能会减弱，相对来说，权力寻租效应的减弱程度会大大超过社会资本效应。

我们用简单的数学方程式表示上述讨论：

$$a_p = a_p(e_p, s_p),$$

$$a_c = a_c(e_c, s_c, s_p),$$

$$I = f(a_c, \eta s_p),$$

其中， $a_p$  表示父母的能力， $e_p$  表示父母教育， $s_p$  表示父母政治身份（党员为1，非党员为0）， $a_c$  表示子女能力， $e_c$  表示子女的教育， $s_c$  表示子女政治身

<sup>4</sup> 子女的政治身份也可能会通过自身的政治关系影响收入，不过，由于父母在职与否和子女的政治关系无关，或者父母退休只是通过政治关系来影响子女的政治关系，不会影响通过父母退休来确认本文命题的成立，因而我们的模型不需要考虑。

<sup>5</sup> 对于模型来说很重要的是，政治身份所代表的的能力并不能很好地由教育衡量。在中国，政治身份可能意味着一种特殊的信仰；可能代表着个人在工作岗位上做得非常出色；也可能表示一个人的社会交往能力、组织领导能力较强，这些都不是教育所能充分代表的。父辈的这些能力都可能会影响子女的能力。另外，政治身份是一种组织身份，父母处于党组织这样一个网络当中，可能使得子女在耳濡目染中获得相关的能力，而这种途径不同于社会资本对收入的影响。

模型中没有考虑父母的政治关系可能也会影响子女的能力，这是一个有趣的、重要的、有待验证的问题。不过，因为父母在职与否并不会影响父母政治关系对子女能力的影响，因为父母对子女的影响主要是在子女很小的时候，父母退休时，子女已经成年，就不会再对子女产生影响。因而，这一问题并不至于影响本文命题的成立。

<sup>6</sup> 在经验检验中，我们以退休作为不在位也即政治关系变弱的一个代理变量，其有效性的讨论见后文。

份,  $I$  表示子女收入,  $\eta$  表示影响政治关系的外生事件——退休 (在职时为 1, 退休时为 0)。

这几个方程背后包含着一些需要进行说明或者进一步处理的前提假设, 在对这些假设进行讨论前, 我们先给出按照这些假设的计量模型:

$$\text{Ln}I = \beta_0 + \beta_1 s_p + \beta_2 \eta + \beta_3 s_p \times \eta + \beta_4 e_c + \beta_5 s_c + \text{IX} + \epsilon,$$

其中,  $X$  为控制变量向量,  $\epsilon$  为随机扰动项。这一回归方程表示, 如果我们发现, 拥有政治身份的父辈退休会使得子女收入降低, 即  $\beta_3$  显著, 就可以说明政治关系效应的存在。

这一证明有效的关键前提是: 父辈在职与否与子女能力无关 (在图 1 中即与上面两个框无关)。检验这一前提可以分为两步: 第一步, 父辈在职到退休, 会不会直接对子女能力产生影响; 第二步, 父亲从在职到退休, 是否反映了父母的能力。

第一步中, 父母退休这一事件本身不会影响子女的能力。不过, 由于退休是个年龄事件。而父母年龄和子女年龄有关, 而子女年龄有可能和收入有关, 因而需要进行说明。我们要在经验上确认的问题可以简单地表述为: 给定子女情况不变, 是党员的父母在退休后, 会降低子女的收入。如果有子女收入的面板数据, 并且如果我们假定父母退休这个短暂的时间内年龄引起的变化 (人变老降低人力资本、经验增加增加人力资本) 不会影响收入, 那我们可以直接通过子女收入的差和父母退休的虚拟变量来确认这一关系。

不过由于我们没有面板数据, 而父母退休很大程度上是一个年龄问题,<sup>7</sup> 因而父母退休和子女的年龄有很强的关系。而子女的年龄可能会和收入有关系, 即不同的年龄组之间在给定父母是否退休这一变量不变的情况下, 可能还会有显著的差异。这样的话, 父母退休导致的差别可能是由于子女年龄的关系, 而不能确认是政治关系的影响。除了通过控制年龄和年龄平方外, 我们还通过除年龄平均的办法来试图消除这一问题。

由于父母退休和子女年龄之间并不是一一对应的关系 (父母生育子女时的年龄会有不同), 所以我们可以把要证明的问题变为: 给定同样年龄和其他特征的子女, 其父母作为党员在职还是退休会影响他们的收入。更具体说, 我们可以想象两个人, 他们年龄相同, 父母拥有同样的政治身份 (从而是政治关系), 个人的能力也完全相同, 但是, 由于他们的父母生育他们时的年龄不同, 导致父母退休的时候他们的年龄不同, 根据我们的假说, 父母退休的子女的收入会更低一些。为了在经验上证实这一点, 我们把所有随年龄变化的变量进行除平均变换再进行回归。

<sup>7</sup> 之所以并不完全是年龄问题, 是因为一些在工作中外生的因素 (如健康) 会使得父母能力变化, 从而影响其在职还是退休的选择。如前文所述, 我们假定这种变化不会影响父母能力对子女能力的影响。

采取这个办法，前述回归方程变为：

$$(\ln I_{ij} - \overline{\ln I_j}) = \beta_0 + \beta_1 (s_{pj} - \overline{s_{pj}}) + \beta_2 (\eta_{ij} - \overline{\eta_j}) + \beta_3 (s_{pj} \times \eta_{ij} - \overline{s_{pj} \times \eta_j}) \\ + \beta_4 (e_{aj} - \overline{e_{aj}}) + \beta_5 (s_{aj} - \overline{s_{aj}}) + \Gamma_1 (X_{1ij} - \overline{X_{1j}}) + \Gamma_2 X_{2ij} + u_{ij},$$

其中， $j$ 表示样本的年龄， $i$ 表示同一年龄中的第 $i$ 个样本。 $X_1$ 表示随年龄变化的控制变量组， $X_2$ 表示不随年龄变化的控制变量组， $u$ 为误差项。

第二步中，退休事件是否反映了父母的能力。在检验中，我们选取的是父母在职和有正式退休身份的样本（具体说明见计量结果部分），因而这基本上可以认为退休不是能力的体现而是年龄的体现。反过来，如果退休是能力的体现，由于能力的隔代传递几乎是肯定的，那我们在检验中，应该会发现退休这个单独的虚拟变量会影响子女的收入，但事实上，我们的结果并非如此。因而，这不会对我们的结论形成产生影响。

还有一个相关的质疑是关于生育年龄的内生性。即认为生育年龄与父母能力有关。如果我们认为能力更强的父母倾向于晚生育的话（在中国这种情况是容易理解的），那么他们更可能先退休。按照本文的逻辑，如果是这样的话，退休应该更不显著，但我们的结果是退休显著，实际上，这会加强我们的结论。

除了上述模型内部逻辑的问题外，本文还有一个需要说明的假设：党员和退休的相互作用也只通过政治关系作用。党员作为能力的一种体现，其与退休的交互项对子女的收入的影响是否能通过别的方式作用。首先，我们很难想象其他的可能性；其次，假设存在其他方式，那么代表能力的父亲教育应该也和党员身份一样，其与退休的交互项会同方向显著影响子女收入。我们对此的计量分析没有得到这样的结果，这从侧面验证了我们的结论。

#### 四、数据来源和描述性统计

本文使用的数据来自于中国人民大学社会学系和香港科技大学社会调查中心合作的综合社会调查项目（China General Social Survey, CGSS）。该项目的第一次调查时间为2003年，只覆盖城镇。2005年，增加了农村的样本，并且丰富了考察的变量。本文使用的是2005年调查数据。此次访问的对象是根据随机抽样的方法，在全国26个省市、100多个区县抽取10000个家庭户。调查工作在2005年9—10月进行。问卷中，详细考察了受访者个人和家庭情况（包括收入、就业、教育等）、社区生活与治理等方面的信息。<sup>8</sup>

<sup>8</sup> 更详细的信息参见该项目网站：<http://www.cssod.org/index.php>。

原数据集中样本总量为 10 372, 除去年龄大于 60 和没有(或没有报告)收入的样本后, 用于初步分析的样本量总数 7 343。而在考察拥有政治身份的退休效应时, 我们需要对样本做进一步的筛选。首先要考虑父亲的就业情况和与其紧密关系的在世情况。在问卷中有一栏是关于在世的父母当前(最近三个月)就业状况, 里面有 8 个选项<sup>9</sup>: (1) 全职就业; (2) 半职就业; (3) 临时性就业(无合同、非稳定的工作); (4) 离退休(不在职); (5) 无业(失业/下岗); (6) 兼业务农; (7) 全职务农; (8) 从未工作过/在学且没有工作。由于半职就业等可能是父母能力的一种体现, 所以我们选择全职就业和退休两类样本。

根据中国的情况, 通常拥有退休身份和在职的是城市人口(选项 6 和 7 为农村就业选项), 而根据全职就业的问题设置, 排除了大部分农村户口的居民, 不过也有少量是农村户口的。但是在中国, 由于户口本身给人带来的限制(比如对收入的影响)为人们所熟知, 也为文献所证实, 就需要剔除掉这一小部分父亲为农村户口的样本。<sup>10</sup> 同理, 我们也剔除了受访者为非城市户口的样本。另外, 对于父亲不在世的样本, 我们并没有其生前的户口信息, 因而我们利用受访者 14 岁时父亲的职业为区分, 剔除所有父亲不在世的受访者 14 岁时父亲职业为务农的样本。进行这些处理后, 样本总数为 2 834。

如前所述, 更关键的问题是关于退休的年龄。<sup>11</sup> 因为本文将退休视为一个外生于能力的使权力弱化的外生事件, 而退休年龄可能和能力、在位有复杂的关系。对于(曾经)有政治权力的人来说, 通常退休意味着权力的变弱, 但并不完全如此——以法定年龄退休者的权力可能已经大大弱化, 比法定年龄早退休与能力之间的关系也有待说明。

自改革开放以来, 中国共产党干部年轻化政策以及政府机构人员大量增长的情况下, 各地都有一些使得较大年龄的干部权力弱化的显性或隐性的制度安排, 其中很重要的一个就是转为非领导岗位或者也可以说“退居二线”。“从各地领导干部‘转非’情况看, 一般是厅级干部 58 岁‘转非’、处级干部 50 岁出头‘改非’、科级干部 40 多岁‘转非’”。<sup>12</sup> 当然这种政策在各地并不完全相同, 很大程度上取决于当地干部的臃肿程度。比如中部和环渤海地区,

<sup>9</sup> “过去三个月中的主要就业状况”是指访问对象在过去三个月中的实际就业状况。其中“全职就业”和“离退休”具体选项的含义分别是(其他情况见注 8 中网址):“全职就业”指有一份持续时间一个月以上、收入稳定(具体数目可以不固定)的职业,除需要每周工作 5 天,每天 8 个小时左右或以上的上班族外,自由撰稿人、专业作家、大学教师、卖菜的等也在此列,无论被访者在这三个月中从事过几种工作,只要符合上述条件就属于“全职就业”。“离退休(不在职)”指那种具有正式离退休身份(包括正常的离退休、提前正式退休,或单位内部退休或退养),且在最近三个月里面没有从事有收入的工作的人。

<sup>10</sup> 在初步的分析中不需要考虑户口问题,因为总体样本在城市和农村间的抽样比例大致相同。

<sup>11</sup> 感谢匿名审稿人对此问题的进一步提醒。

<sup>12</sup> “转非领导干部职务的暗流”,《瞭望》,2009 年,第 35 期。



干部的臃肿程度较高（南方发达地区可能需要的党政干部多，而西北这样的地区就少）。转非之后有的仍从事较多但并无实权的工作，相当部分处于完全不工作的状态。从下列数据可以得到证实：调查对象或其父亲为党政干部的年龄在50—59岁退休的比例约为40%，而其中大部分的退休发生在环渤海和中部，西北则没有。因而，我们可以大致认为，50岁以上的退休基本上属于外生于能力。当然无论在任何地方，高级别党政干部（厅局级和以上）一般要到60岁之后权力才弱化，父亲拥有这样行政级别的比例是极低的。<sup>13</sup>另外，60岁以下退休的非党政干部，应该有相当比例是由于政策性的内退（下岗并不算）、身体（如工伤）和特殊工种，这和不可观测的能力之间不会有太强的关系。所以，我们将年龄在50岁以上的退休样本视为有效样本（剔除了23个50岁以下退休的样本后样本数为2811），并主要依此分析，不过我们也做了进一步剔除后的分析。

表1 全样本主要变量描述性统计

	全 体	党 员	非党员	父母党员	父母非党员
父亲党员	0.17 (0.37)	0.26 (0.44)	0.16 (0.36)	0.94 (0.24)	0(0)
父母党员	0.20 (0.45)	0.33 (0.56)	0.18 (0.43)	1.12 (0.32)	0(0)
父母教育	2.07 (2.70)	2.50 (3.34)	2.03 (2.62)	2.77 (3.70)	1.71 (2.27)
Ln 收入	6.26 (1.02)	6.77 (0.83)	6.21 (1.03)	6.57 (0.94)	6.19 (1.03)
教育	4.30 (2.46)	6.09 (2.28)	4.10 (2.40)	5.47 (2.28)	4.04 (2.42)
行政级别	0.50 (0.77)	1.21 (1.46)	0.43 (0.62)	0.69 (0.91)	0.46 (0.74)
年龄	40.20 (10.96)	44.68 (10.05)	39.72 (10.95)	38.01 (9.75)	40.68 (11.15)
性别	0.49 (0.50)	0.73 (0.44)	0.46 (0.50)	0.48 (0.50)	0.49 (0.50)
样本数	7 343	711	6 632	1 305	6 038

注：括弧内为报告均值和标准差，表2同。

<sup>13</sup> 我们没有父亲行政级别的精确数据，但样本中行政级别在厅级及以上的仅有2人，不到1%。

表 2 父亲正式退休和在职样本主要变量描述统计

	全 部	父亲非党员、 退休	父亲非党员、 在职	父亲党员、 退休	父亲党员、 在职
父亲党员	0.28 (0.45)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	1 (0)
父亲在职	0.15 (0.36)	0 (0)	1 (0)	0 (0)	1 (0)
父母教育	2.10 (2.16)	1.59 (1.82)	2.94 (2.03)	2.68 (2.47)	4.13 (2.38)
Ln 收入	6.73 (0.83)	6.70 (0.81)	6.73 (0.90)	6.78 (0.83)	6.90 (0.81)
教育	5.73 (2.03)	5.33 (2.01)	6.86 (1.90)	6.04 (1.85)	6.98 (1.81)
行政级别	0.80 (0.88)	0.82 (0.87)	0.53 (0.57)	0.92 (1.04)	0.60 (0.62)
年龄	40.02 (10.86)	43.28 (9.53)	25.53 (7.62)	40.72 (8.41)	25.51 (5.25)
性别	0.47 (0.50)	0.47 (0.50)	0.49 (0.50)	0.45 (0.50)	0.55 (0.50)
样本数	2811	1727	302	663	119

表 1 和表 2 分别给出了所有样本和只有正式退休身份或在职样本的描述统计。(主要变量的含义及其衡量见附表 1。)从中我们可以看出,自身党员身份、教育和收入三者是正相关的。父母是党员,教育程度更高,子女成为党员的可能性更大,教育和收入更高。

与我们的核心结论关系更密切的是父亲党员身份、在职/退休、子女教育、收入之间的关系。尽管由于年龄的关系,我们从描述统计可以发现的東西不多,不过,从教育情况来看,全样本中,父亲在职的比非在职的样本的平均教育值高出 0.95(7.17—6.22),两者的收入差 0.36(7.17—6.81),所有父亲非党员样本中,尽管父亲在职的比非在职的样本的平均教育值高出 1.53,但父亲在职的样本的收入与退休样本基本一致,而所有父亲为党员的样本中,父亲在职的样本仅比非在职样本的平均教育值高 0.94,而在在职的样本收入要比非在职多出许多。<sup>14</sup>通过这些可以初步推测,父亲党员身份对子女收入的影响和是否在职有关。接下来,我们将逐步用计量分析来证实这一推测。

<sup>14</sup> 这里还有一个隐含的事实,父亲是党员和父亲非党员的子女教育差距越来越小(父亲为党员且在职和父亲非党员且在职的样本的教育之差(0.12),小于父亲为党员退休和父亲非党员退休的样本的教育之差(0.71),这可能反映了目前父辈政治身份没有对教育不平等产生很大的作用。

## 五、计量结果

### (一) 党员身份对收入的影响

尽管本文的核心不在于确认个人党员身份对收入的影响，不过为给下面的工作做铺垫，同时回应已有的相关研究，我们对个人收入的决定因素进行了估计，结果如表3。

表3 党员身份与个人收入

	(1)	(2)	(3)	(4)
		出生年： 1945—1958	出生年： 1959—1972	出生年： 1973—1987
党员	0.078** (0.024)	0.186*** (0.000)	-0.054 (0.322)	0.022 (0.809)
教育	0.207*** (0.000)	0.212*** (0.000)	0.215*** (0.000)	0.195*** (0.000)
年龄	0.044*** (0.000)	0.003 (0.537)	-0.009** (0.019)	0.039*** (0.000)
年龄平方	-0.001*** (0.000)			
控制变量 & 常数项	Y	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.3528	0.3594	0.3611	0.3109
样本	7343	2382	3026	1935

注：(1) OLS 回归结果。回归系数下方括号内为  $p$  值，\*，\*\*，\*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下同。(2) 控制变量：性别、地域。

表中第1栏报告了所有样本的回归结果，后面3栏分别报告了出生年在1945—1958，1959—1972，1973—1987三个年龄段（可以认为工作年龄分别是1978年以前、1978—1992年、1992年以后）的回归。从总体回归（第1栏）来看，个体的党员身份会显著增加收入，党员身份报酬约为8%，这和大部分以前的文献的结果类似。不过，如前文所述，这并不能确认党员身份对收入作用途径。

分年龄段的回归结果表明，党员的身份对于在1978年以前工作的人的（当前）收入很重要，而对1978年之后工作的人不太重要。这说明什么呢？由于我们考察的是党员身份对不同年龄的人的当前收入的影响，我们并不能说明，在不同时间上党员的身份对收入影响的差异。只有当刚刚工作时党员的作用对收入的作用具有持续性，才能说党员身份对收入的重要性有下降的趋势。但是，也有可能是党员身份对于不同工作年限的人来说重要性不一样。

即党员的身份作用有时间上的累积效用的话,也可能产生这种结果。<sup>15</sup>

另外,分地区的回归结果发现,党员对自身收入有显著正影响的地区为中部和东北,其他四个地区不显著。相对来说,中部和东北部的市场化程度和经济发达程度较低,这可能表明随着市场化程度的加深,党员与自身收入关系会弱化。<sup>16</sup>不过,即便这样,也并不一定能表明政治对经济的影响变弱,其中的渠道之一可能正如本文试图证实的那样,政治上的优势可能通过代际间继承而对经济产生持续影响。

## (二) 父母教育、政治身份和子女收入

在确认父母政治身份通过政治关系对子女收入产生影响之前,我们先看看父母教育、政治身份和子女收入之间的关系(见表4)。

表4 父母教育、政治身份和子女收入回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
父母党员	0.134*** (0.000)			0.075*** (0.001)
父母教育	0.111*** (0.000)		0.027*** (0.000)	0.024*** (0.000)
控制变量 & 常数项	N	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.100	0.349	0.352	0.353
样本	7343	7343	7343	7343

注:(1)同表3中注(1);(2)控制变量包括教育、党员、年龄、年龄平方、性别和地域。

表4表明,即便控制了父母教育,父母党员身份还是会对子女的收入产生正的显著影响,不过,父母的政治身份、教育是能力的体现,这种能力可能很大程度上是通过影响子女的能力来影响子女的收入(单独放入父母党员和教育的解释为10%,而有了控制变量后,加入父母党员和教育,解释力度仅增加了0.5%)。而接下来要试图说明的是,父母政治身份不仅会通过影响子女的能力来影响子女的收入。

## (三) 父母政治身份、退休与子女收入

通过一个影响政治关系强度而几乎与父母能力无关的外生事件——退休,来确认父母政治身份通过“政治关系”来影响子女的收入是本文的核心。

<sup>15</sup> 刘精明(2006)在考察党员身份回报随时间变化的趋势时,并没有指出这种可能性。顺带提及的是,该文对于“政治资本”的回报的命题的质疑是值得商榷的。该文似乎认为只要按照职业进行分配就是正当的,至少该质疑的前提是政治权力和职业之间不存在因果关系,而这一前提的成立是可疑的。

<sup>16</sup> 我们的另一篇文章对此进行了更细致的考察。

### 1. 党员父亲退休效应

由于母亲在职比例以及是党员的比例较低,<sup>17</sup>不利于考察我们的问题,另外由于父母在就业状态方面的不同步,以及不同性质(其中一方可能处于我们考察的两种就业类型之外),我们在计量检验中主要考虑父亲的退休效应。

表5报告了党员父亲退休效应的回归结果。从第一栏,我们可以看到,控制个人特征、地区变量后,父亲党员虚拟变量和在职的交互项系数为正且显著( $p$ 值为1.5%)。由于退休很大程度上是一个年龄问题,而当调查对象所处年龄的父亲几乎全为在职或几乎全为退休时,对我们要考察的核心变量没有任何影响,所以我们可以剔除这一部分样本进行考察。从第3栏开始,报告的是调查对象在21岁到37岁的样本(小于21岁的对象其父亲几乎都在职,而大于37岁的其父亲几乎都退休)。

第2、4、5栏根据父亲的年龄和退休情况进行了进一步的剔除。第2栏剔除了父亲年龄在60岁以下并退休的样本,第4栏剔除了那些父亲年龄在55岁以下并退休的样本,第5栏(和第2栏一样)剔除了父亲年龄在60岁以下并退休的样本。尽管这种剔除使显著性有所下降,但交互项还都能保持相当的显著水平(分别在10%、5%和1%上显著)。

通过变换不同的控制变量,我们还可以发现,控制变量中,影响父亲党员和在职情况交互项的显著性的重要原因有两个:一个是子女的教育,另一个是所在的区域。可能的解释跟前一部分类似,即收入高的地方,父亲在职与否,对父亲党员身份对子女收入的作用较弱;而反过来,收入低的地方,父亲在职与否,对父亲党员身份对子女收入的作用较强。另外,跟表3结果类似,在21岁到37岁样本中,党员身份不显著。

为使结论更加稳健,我们进行了另外一些回归。比如,加入父亲教育作为控制变量,这并没有改变主要结果;我们不放入在职与党员的交互项,发现在职这一变量本身不显著。我们将样本分为两组,一组为父亲是党员,另一组父亲为非党员,发现两组父亲在职变量有显著差别(见附表2)。这和用交互项的含义类似,表明不同的政治身份的父亲,其退休对子女的影响不同。

<sup>17</sup> 如果考察母亲党员的退休效应,按前述方法剔除后样本数为2209,而在职母亲总共64个,在职且为党员的母亲仅24个。考察父亲退休效应这三个数字则分别为2811、411、119。

表5 党员父亲退休效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	剔除父亲 50 岁 以下且退休 样本	剔除父亲 60 岁 以下且退休 样本	年龄 21—37 岁 并剔除父亲 50 岁以下且退休 样本	年龄 21—37 岁 并剔除父亲 55 岁以下且退休 样本	年龄 21—37 岁并剔除父亲 60 岁以下且退 休样本
父亲在职	-0.127** (0.035)	0.087 (0.207)	-0.054 (0.450)	-0.028 (0.742)	0.119 (0.171)
父亲党员	0.013 (0.704)	0.059* (0.098)	-0.145*** (0.009)	-0.134** (0.019)	-0.060 (0.334)
在职党员交 互项	0.208** (0.015)	0.151* (0.073)	0.269*** (0.009)	0.235** (0.027)	0.177* (0.088)
父亲年龄	-0.005** (0.015)	-0.002 (0.366)	-0.007* (0.075)	-0.008* (0.063)	-0.003 (0.533)
教育	0.154*** (0.000)	0.153*** (0.000)	0.151*** (0.000)	0.147*** (0.000)	0.150*** (0.000)
党员	0.080* (0.075)	0.087* (0.055)	-0.007 (0.931)	0.029 (0.717)	-0.003 (0.970)
年龄	0.064*** (0.000)	0.087*** (0.000)	0.289*** (0.000)	0.315*** (0.000)	0.344*** (0.000)
年龄平方	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)	-0.005*** (0.000)
常数项及控制 变量	Y	Y	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.2526	0.2641	0.2600	0.2568	0.2799
样本	2 715 <sup>18</sup>	2 490	1 039	938	820

注:(1)同表3中注(1);(2)控制变量为性别和地域。

## 2. 侧面论证: 父亲教育与在职交互项的影响

正如在前文中提到的,为了佐证父亲党员和在职对子女与能力无关,我们还考察了父亲教育和在职对子女收入是否有同样的影响。表6显示,全样本的回归中,父亲教育和在职的交互项符号为负(15%的水平上显著),即相对于在职的父亲,不在职的父亲的父亲对儿女的作用可能略大,这和父亲党员和在职的交互项相反。这也许表明,同等教育水平的父亲,年龄越大,可能反映更高的能力(由于新中国成立以来教育越来越普及,总体教育程度显著提高)。后面三栏报告的是21—37岁样本回归结果,其中,父亲教育和在职的交互项不再显著,这印证了为什么全年龄样本的结果中父亲教育和在职为什么会呈负显著(因为截取中间年龄段,父亲的年龄差距相对更小了)。这

<sup>18</sup> 样本数小于2811是因为有些样本的父亲年龄值缺失。

些结果表明，作为衡量父亲能力的重要指标——教育水平和在职的关系对子女收入的影响显著不同于父亲党员。这很大程度上排除了这样的可能性：父亲能力和在职通过其他途径而不是政治关系同时对子女收入产生作用。

表6 父亲教育和在职交互项的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除父亲 50 岁 以下且退休样本	年龄 21—37 岁并 剔除父亲 50 岁以 下且退休样本	年龄 21—37 岁并 剔除父亲 55 岁以 下且退休样本	年龄 21—37 岁并 剔除父亲 60 岁以 下且退休样本
父亲在职	0.017 (0.822)	0.024 (0.796)	0.028 (0.795)	0.159 (0.120)
父亲教育	0.030*** (0.000)	0.015 (0.221)	0.010 (0.417)	0.012 (0.384)
在职教育交互项	-0.028 (0.117)	0.002 (0.940)	0.008 (0.726)	0.009 (0.682)
控制变量 & 常数项	Y	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.2546	0.2549	0.2524	0.2789
样本	2715	1039	938	820

注：同表4。

### 3. 除年龄平均

如前面所提到的，由于前面的回归只是依靠控制年龄和年龄平方来解决父母退休和子女年年齡的相关关系问题，这可能不够充分。为了更加有效地解决这一问题，我们采取类似于固定效应的思路，即把变量进行除同龄人均值再进行回归（回归方程见本文第三部分）。对于这种方法的回归，显然更需要在每个不同的年龄样本中，在职（或不在职比例）不能为零，因而这里的回归只选取了21—37岁样本。

表7第1栏表明，在控制了子女的特征后，党员和在职的交互项符号为正，在5%水平上显著。这表明，对于同一年齡的人来说，其拥有党员身份的父母退休后，其子女的收入（相对同龄人）会显著减少。和表6一样，后面两栏是根据父亲的年龄和退休情况进行了进一步的剔除后的回归结果。比较遗憾的是，最后一栏，即剔除了60岁以下父亲退休样本的回归中，（去均值后）交互项只在15%的水平上显著。除了我们考察的退休效应确实比较微妙外，去均值过程中会损失一些变量的方差也是重要原因。

表7 同年龄人去均值化后,父亲在职与党员交互项对收入差异的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	年龄 21—37 岁并剔除 父亲 50 岁以下且退休 样本	年龄 21—37 岁并剔除 父亲 55 岁以下且退休 样本	年龄 21—37 岁并剔除 父亲 60 岁以下且退休 样本
D 父亲在职	-0.037 (0.604)	-0.042 (0.627)	0.103 (0.235)
D 父亲党员	-0.139** (0.011)	-0.130** (0.022)	-0.054 (0.375)
D 在职党员交互项	0.236** (0.021)	0.203* (0.055)	0.152 (0.141)
控制变量 & 常数项	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.2315	0.2305	0.2557
样本	1039	938	820

注:(1)同表3中注(1);(2)控制变量包括D父亲年龄、D党员、D教育、性别和地域。

#### 4. 除年龄平均:父亲教育与在职交互项的影响

再一次作为辅助的证明,我们考察父亲教育和在职的交互项是否有类似的关系(见表8)。去均值处理后的回归结果和我们预期的一样,父亲在职与否,不会影响父亲教育对其收入的影响。

表8 同年龄人去均值化后,父亲在职与教育交互项对收入差异的回归结果

	(1)	(2)	(3)
	年龄 21—37 岁并剔除 父亲 50 岁以下且退休 样本	年龄 21—37 岁并剔除 父亲 55 岁以下且退休 样本	年龄 21—37 岁并剔除 父亲 60 岁以下且退休 样本
D 父亲在职	0.030 (0.742)	0.005 (0.961)	0.142 (0.160)
D 父亲教育	0.017 (0.153)	0.013 (0.292)	0.015 (0.269)
D 在职教育交互项	0.001 (0.956)	0.006 (0.779)	0.006 (0.797)
控制变量 & 常数项	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.2277	0.2271	0.2558
样本	1039	938	820

注:同表7。

除了上述回归,我们还做了一些稳健性检验,包括将政治身份改为14岁时父亲是否在党政机关、收入换成年收入、将地域控制改为按省份控制,这些都没有改变我们的基本结论。

综上所述我们可以得出,在控制相关因素后,拥有政治身份的父亲退休后,其子女的收入会降低。从而在相当程度上,证实了父辈政治关系会通过权力寻租影响子女收入。



## 六、结 论

政治身份对收入的影响有着丰富的经济、社会、政治含义，因而越来越受到关注。不过，正如本文所指出的那样，政治身份可能同时意味着个人能力、一种特殊的社会资本以及权力的寻租效应（后两者统称政治关系），现有的经验研究并没有有效地将三者分开来，并确认各自的存在。

本文使用 CGSS（2005 年）的数据，通过一个与父母能力、子女能力和社会资本几乎无关的外生事件——拥有政治身份的父母的退休对子女收入的影响，来确认权力寻租效应的存在。计量检验中，我们首先确认了个体的党员身份及其父母党员身份对其收入的相关关系，然后用父亲在职和党员的交互项对子女收入的显著影响，相当程度上确认了党员父亲退休效应，也即政治关系的存在。我们还通过除年龄平均后的回归试图更加有效地解决父亲年龄和子女年龄进而和收入相关的问题，以及通过父亲教育和退休相互关系对于子女收入的影响显著不同于父亲党员身份的影响，进行了侧面的证明。

关于权力寻租是众多讨论的焦点，本文可能是第一次在个体层面上讨论了其存在，同时本文还为代际间的社会经济地位流动放缓增加了一种可能的解释：父辈通过权力进行寻租从而增加下一代收入（尽管并不排除社会资本的隔代传递作用）。当然，这种证明是初步的和局限的。无法获得面板数据、难以获得关于权力拥有的更具体信息、不得不舍弃农村的样本、回归在一些情况下显著性不够理想，这些都是本文的缺憾。

政治权力的有序开放和经济资源的公平竞争对于一国长远的经济社会发展是非常关键的。本文的结果表明，在目前中国的市场化改革中，权力的寻租效应存在，而且这种效应会影响隔代的资源分配效率，我们需要再进一步的改革以面对和解决这样的问题。

## 附表

附表1 主要变量的含义及其衡量

收入	月收入的对数值
父亲党员	父亲为中国共产党党员为1,非党员为0
父母教育	父母两人教育值之和。父母单个人教育按照问卷中的排序,由低到高分11级(值为0到10)
父亲在职	有正式退休身份为0,在职为1
Ln收入	个人月总收入对数值
教育	同父母教育(值从0到10)
行政级别	未填为0,最高级别8(局级以上)
性别	女性为0,男性为1
地区	分为6个地区。东北包括黑龙江、吉林和辽宁,环渤海包括北京、天津、河北和山东,东南包括上海、江苏、浙江、福建和广东,中部包括河南、湖北、湖南、安徽和江西,西南包括重庆、四川、云南、海南、贵州和广西,西北包括山西、陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、新疆、青海和西藏

附表2 分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	父亲党员并剔除 父亲50岁以下 且退休样本	父亲非党员并剔 除父亲50岁以 下且退休样本	父亲党员、年龄 21—37岁并剔除 父亲50岁以下 且退休样本	父亲非党员、年龄 21—37岁并剔除 父亲50岁以下且 退休样本
父亲在职	0.167 (0.110)	-0.165 (0.010)	0.254 (0.023)	-0.093 (0.224)
父亲年龄	0.001 (0.769)	-0.007 (0.003)	0.006 (0.373)	-0.012 (0.009)
教育	0.166 (0.000)	0.151 (0.000)	0.132 (0.000)	0.159 (0.000)
党员	0.108 (0.145)	0.066 (0.248)	0.066 (0.544)	-0.022 (0.843)
年龄	0.060 (0.015)	0.063 (0.000)	0.235 (0.051)	0.309 (0.000)
年龄平方	-0.001 (0.024)	-0.001 (0.000)	-0.004 (0.042)	-0.005 (0.000)
常数项及控制变量	Y	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.2623	0.2466	0.2328	0.2847
样本	768	1947	356	683

注:同表3。

## 参考文献

- [1] Appleton, S., J. Knight, L. Song, and Q. Xia, "The Economics of Communist Party Membership: The Curious Case of Rising Numbers and Wage Premium during China's Transition", *Journal of Development Studies*, 2009, 45(2), 256—275.
- [2] 边燕杰、张文宏, "经济体制、社会网络与职业流动", 《中国社会科学》, 2001年第2期, 第77—89页。

- [3] 陈钊、陆铭、何俊志，“权势与企业家参政议政”，《世界经济》2008年第6期，第39—49页。
- [4] Faccio, M., R. Masulis, and J. McConnell, “Political Connections and Corporate Bailouts”, *Journal of Finance*, 2006, 61(6), 2597—2635.
- [5] Fisman, R., “Estimating the Value of Political Connections”, *American Economic Review*, 2001, 91(4), 1095—1102.
- [6] Goldman, E., J. Rocholl, and J. So, “Political Connections and the Allocation of Procurement Contracts”, 2008, EFA 2007 Ljubljana Meetings, available at SSRN; <http://ssrn.com/abstract=965888>.
- [7] Knight, J., and L. Yueh, “The Role of Social Capital in the Labor Market in China”, *Economics of Transition*, 2008, 16(3), 389—414.
- [8] Khwaja, A., and A. Mian, “Do Lenders Favor Politically Connected Firms? Rent Provision in an Emerging Financial Market”, *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(4), 1371—1411.
- [9] Lam, K., “Earnings Advantages of Party Members in Urban China”, Business Research Centre Working Paper, Department of Economics, Hong Kong Baptist University, 2003.
- [10] Li, B., and A. Walder, “Career Advancement as Party Patronage: Sponsored Mobility into the Chinese Administrative Elite, 1949—1996”, *American Journal of Sociology*, 2001, 106(5), 1371—1408.
- [11] Li, H., L. Meng, and J. Zhang, “Why Do Entrepreneurs Enter Politics? Evidence from China”, *Economic Enquiry*, 2006, 44(3), 559—578.
- [12] Li, H., P. Liu, N. Ma, and J. Zhang, “Economic Returns to Communist Party Membership: Evidence from Chinese Twins”, *Economic Journal*, 2007, 117(553), 1504—1520.
- [13] 李爽、陆铭、佐藤宏, 2008, “权势的价值”, 《世界经济文汇》, 2008年第6期, 第23—39页。
- [14] 李煜, “制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得(1966—2003)”, 《中国社会科学》2006年第4期, 第98—110页。
- [15] Lin, N., and Y. Bian, “Getting Ahead in Urban China”, *American Journal of Sociology*, 1991, 97(3), 657—688.
- [16] 刘精明, “市场化与国家规制——转型期城镇劳动力市场中的收入分配”, 《中国社会科学》, 2006年第5期, 第110—124页。
- [17] 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.
- [18] 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.
- [19] Nee, V., “A Theory of Market Transition—from Redistribution to Markets in State Socialism”, *American Sociological Review*, 1989, 54(5), 663—681.
- [20] Nee, V., “Social Inequalities in Reforming State Socialism: between Redistribution and Markets in China”, *American Sociological Review*, 1991, 56(3), 267—282.
- [21] Nee, V., “The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China”, *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 908—949.
- [22] Putnam, R., R. Leonardi, and R. Nanetti, *Making Democracy Working: Civic Tradition and Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [23] Rona-Tas, A., and A. Guseva, “The Privileges of Past Communist Party Membership in Russia and Endogenous Switching Regressions”, *Social Science Research*, 2001, 30, 641—52.
- [24] 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.

- [25] Walder, A., "Markets and Inequality in Transitional Economies: Toward Testable Theories", *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 1060—1073.
- [26] Wu, X., "Communist Cadres and Market Opportunities", *Social Forces*, 2006, 85(1), 389—411.
- [27] 王海港, "中国居民家庭的收入变动及其对长期平等的影响", 《经济研究》, 2005年第1期, 第56—65页。
- [28] Xie, Y., and E. Hannum, "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-era Urban China", *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 950—992
- [29] 邢春冰, "中国农村非农就业机会的代际流动", 《经济研究》, 2006年第9期, 第104—117页。
- [30] 尹恒、李实、邓曲恒, "中国城镇个人收入流动性研究", 《经济研究》, 2006年第10期, 第30—43页。
- [31] 张爽、陆铭、章元, "社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强? ——来自中国农村贫困的实证研究", 《经济学(季刊)》, 2007年第6卷第2期, 第539—560页。

## Father's Political Status, Political Connection and Children's Income

RUILONG YANG

(*Renmin University of China*)

YUFENG WANG

(*Renmin University of China, Jiangxi University of Finance and Economics*)

HEWANG LIU

(*Hebei University*)

**Abstract** This article estimates the retirement effect of fathers with CCP membership on children's income using the 2005 CGSS data. Our estimation shows that the interaction term of working father and party membership increases children's income. Since retirement can be considered to be exogenous to father's ability, this result can be seen as evidence for the existence of gains of political connection. In addition, we find that father's education, as another proxy of ability, has no retirement effect. We use an age-demeaned approach to control the influence of the correlation between father's age and children's age on children's income.

**JEL Classification** O15, J62, P26, E24