

政治资本的收益随市场化进程增加还是减少

刘和旺 王宇锋*

摘要 本文以全国综合社会调查 (CGSS 2005) 的数据为样本,选取党员身份为政治资本的主要衡量指标,借助于政治资本与市场化指数的交互项和时间效应比较模型,研究了政治资本的收益在市场化进程中的变化趋势。研究发现:自改革开放以来,政治资本的收益总体上呈现出减少的趋势,究其原因在于,政治资本对个人收入的影响在很大程度上是通过影响就业途径的选择来实现的,而该机制在市场化进程中作用的削弱可能导致了政治资本收益呈现出减少的趋势。

关键词 政治资本收益, 市场化, 时间效应比较模型, 机制

一、引 言

许多社会学家和经济学家对政治资本收益的研究产生了浓厚的兴趣,¹ 迄今已积累了大量文献。例如, Szelenyi (1987), Nee (1989, 1991, 1996), Rona-Tas (1994), Walder (1996), Morduch and Sicular (2000), Liu (2003), Lam (2003), Li *et al.* (2007), 李爽等 (2007), 陈钊等 (2009), Appleton *et al.* (2009), 等等。

尽管存在大量的党员身份与个体收入的经验研究,但是,党员身份对个人收入的影响及其变动趋势显然是一个颇多争议的话题 (Li *et al.*, 2007; Appleton *et al.*, 2009)。争论的焦点多在于计量方法本身及由此得出的结论上。就计量方法而言,借助于普通最小二乘法估计党员身份的收入效应,并

* 刘和旺, 湖北大学商学院;王宇锋, 中国人民大学经济学院,江西财经大学经济学院。通信作者及地址:刘和旺,湖北省武汉市武昌区学院路 11 号湖北大学商学院,430062;电话:13006159157;E-mail:he-wangliu@yahoo.com.cn。本论文使用数据全部(部分)来自中国国家社会科学基金资助的《中国综合社会调查》(CGSS)项目。该调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行,项目主持人为李路路教授、边燕杰教授。作者感谢上述机构及其人员提供数据协助;感谢中国人民大学经济学院的杨瑞龙教授、周业安教授、郑新业、陈彦斌、张红霞、聂辉华和企业与组织研究中心诸多成员,第六届女经济学者国际论坛的赵耀辉教授、董晓媛教授、罗斯高教授和李莹星等与会学者,武汉大学的李青原和代谦,复旦大学的陆铭教授,《社会经济体制比较》杂志社的刘承礼,湖北大学的张伟副教授,《经济学(季刊)》姚洋主编和匿名评审人对论文修改所提的意见和建议。文责自负。

¹ 政治资本是指个人(包括家庭)在社会经济体制的权力结构中所据有的社会资源,如职业、职位、身份、社会关系网络等要素。这些要素在传统体制中已充分结构化,成为个人所拥有的资本财产,为拥有者本人带来好处,并且能在一定条件下转化为其他资本形式,例如:社会资本、经济资本等(丁栋虹,1999)。本文没有严格区分政治资本、政治资源或政治关联(关系)。政治资本收益又被称政治资本的回报效应(收入优势或工资溢价)。

没有确定两者之间一定就存在因果关系，因为这种效应也可能是由于能力更强，或家庭背景更好。基于双胞胎数据，Li *et al.* (2007) 等发现在控制了双胞胎之间的固定效应以后，党员身份并没有显著影响个体收入，该文将政治资本的研究向前推进了一大步。但是，由于测量误差问题的存在可能产生向下偏误 (Appleton *et al.*, 2009)；并且，如果存在家庭内部 (intra-household) 的转移支付，其结论无疑也会削弱 (Li, 2008)。

本文聚焦于市场化进程中政治资本收益的长期变化趋势这一问题。之所以选择该问题，是因为它牵涉到市场经济体制或制度的转型问题。我们选择了党员身份作为主要指标，是因为在中国社会地位获得和收入分配研究中，党员身份成为标志社会再分配体制及其向市场转型程度的普遍指标 (Nee, 1989, 1996)，借助于微观经验研究，我们或许可以获得一些有益的启示和政策建议。基于 CGSS (2005) 的数据，本文研究了政治资本对个人收入的影响及其变化趋势，试图对市场化进程中政治资本作用的变化趋势及其可能机制提供一种解释。我们的研究表明，政治资本收益在不同年龄、不同地区以及城乡之间存在差别；这种影响在很大程度上是通过影响就业途径的选择来实现的；近二十年来，政治资本的收益总体上呈现出减少的趋势。

本文的可能贡献在如下三个方面：(1) 在现有研究的基础上，本文阐述了政治资本的收益对不同年龄和不同地区的样本之间存在差别。这既可能是城乡和地区收入分配不平等的反映，也是加剧进一步不平等的一个因素。(2) 如果政治资本的收益确实存在，那么对这种收益的发展趋势的判断就显得尤为重要，尽管这一问题本身颇有争议。本文先通过构建一个“党员和市场化指数”的交互项来反映这种变化的趋势，然后再使用时间效应比较模型进行具体分析。研究结果表明，随着市场化程度的加深，政治资本的收益总体上呈现出减少的趋势。(3) 与现有的政治关联侧重于研究企业层面的研究不同，本文揭示了政治资本影响个人收入的内在机制，以及由此引出的丰富的政治、经济和社会含义，从而拓展和丰富了政治关联的有关研究。本文余下部分的结构安排是：第二部分对相关文献进行评述，并提出本文实证分析的问题；第三部分介绍数据来源和变量信息；第四部分报告和分析计量结果；最后是研究结论及其含义。

二、文献回顾和实证分析的问题

在市场经济体制下，党员身份是否会享有收益是一个既十分有趣，又颇具争议的问题 (Lam, 2003)。社会学家多视党员身份为一种社会资本 (政治关系)，² 经济学家则多把它视为政治资本。³ 相应的，党员身份与个体收入分配

² 大量的研究证实，社会资本确实可以提高个人收入，该类文献尤其集中在社会资本与劳动力市场的研究方面 (Knight and Yueh, 2002; Appleton *et al.*, 2005)。

³ 有些学者 (如 Heckman, James) 把政治资本视为人力资本的一部分，见 Heckman 1994 IRP workshop，转引自 Xie and Hannum (1996, 注释 6, 第 953 页)。

的文献分别被纳入社会资本和政治资本文献里。与之有关的争论主要有：政治资本的收益是否存在；如果存在，其作用机制是什么；随着时间的推移，这种收益又将如何变化？

党员身份被视为“政治资本”的一个代理变量。⁴在我国经济转型时期，党员身份是否影响收入一直聚讼纷纭。总体上看，存在两种对立的观点。Morduch and Sicular (2000) 等少数学者认为，党员身份并不能增加个人收入。不过，多数学者则坚持，党员身份确实可以增加自己的收入。Cook (1998) 发现政治资本确实具有收益。Liu (2003) 认为人力资本和政治资本是决定收入的重要因素，它们影响了中国城市个体和家庭的收入和福利。张爽等 (2007) 的研究表明家庭拥有的政治资本能够显著地减少贫困，肯定了党员身份对于收入的重要性。李爽等 (2007) 也表明党员身份确实显著影响个人收入。

大体说来，政治资本增加个人收入主要有以下三种渠道：(1) “政治资本”是类似于教育文凭的一种资格证书，是能力或诸多无法观察的品质或特征的信号，有可能获得更好的就业机会和更多的收入。(2) 党员身份类似于一种社会资本（关系），可以获得诸多资源（信息、影响力或操作力）和机会。它可以起到非正式个人信息网络的作用，确保干部在竞争中可以获得最新的、最准确的市场信息，从而在市场竞争中获胜（宋时歌，1998）。或者，党员有机会接触到对其今后职业生涯十分有利的一些关系人 (Li and Walder, 2001)。(3) 在经济转型时期，某些党员干部可能借助于政治权力来寻求自身和家庭的利益，即可能寻租。Morduch and Sicular (2000) 的研究发现，中国农村有党员或地方官员背景的家庭容易控制农村的地方资源，获得政治租金；Liu (2003)、李路路 (2004) 也发现从事较高再分配权力职业的人有可能为家庭成员提供更好的生活和工作机遇。

尽管存在大量的党员身份与个体收益的经验研究，但是，这种影响是否就是一种因果关系，未来的变化趋势如何则颇多争议。大多数研究都视党员身份为外生因素，并没有考虑到党员身份的收益可能是由于某些不可能观察到的因素（例如能力）。而有些研究则考虑了内生性问题，但由于数据的差异，结论截然不同。Djilas (1957) 的“新阶级”主张实际上包含了党员身份与工资之间存在某种因果关系。Liu (2003) 和 Lam (2003) 分别用父亲的教育水平和父亲的党员身份做工具变量，发现内生性问题并不严重，或者不显著。Appleton *et al.* (2009) 的研究也得出了类似的结论。Li (2008) 的经验研究则进一步指出，党员身份溢价主要体现在公共部门，而私人部门的溢价

⁴ 许多学者同意这一量度指标，例如：Bian and Logan (1996)，Li and Walder (2001)，Xie and Hannum (1996)，Hauser and Xie (2005)。

则反映了能力的差别。⁵

随着市场化水平的提高，政治资本的收益会发生什么样的变化呢？⁶ 大体存在如下三种主张：（1）持续趋势。基于 1988 年的调查数据，Xie and Hanum (1996) 发现，党员与收入显著正相关，但其跨期系数则没有明显的差别，即党员收益不会随着经济增长而增长。（2）下降趋势。Nee (1989) 认为，市场化进程会削弱党员的一些特权，提高（人力资本）生产率，减少党员的再分配权力；换言之，人力资本的重要性在上升，政治资本的重要性在下降。刘精明 (2006) 也认为，改革以后新进入劳动力市场的人群中，其政治资本在未来劳动力市场上的收益随着进入劳动力市场的时间先后而逐渐下降。（3）上升趋势。一些学者指出了政治资本的收益在 20 世纪 80 年代、90 年代呈现出增加的态势。例如，Bian and Logan (1996), Appleton *et al.* (2009)。Bian and Logan (1996) 指出，由于市场机制是在原有体制下逐渐渗透和延伸的，政治制度始终保持着延续性，因此以干部身份为代表的政治资本的收益在市场转型过程中不会下降。Appleton *et al.* (2009) 认为，在经济转型过程中，与党员有关的工资溢价之所以在逐渐增加，是因为不可观察的能力是党员和工资收入决定的因素，并且这种能力会随着时间的推移而增加。

基于以上的分析，我们想利用实证分析来回答如下三个问题：第一，政治资本确实具有收益吗？第二，改革开放以来，政治资本的收益究竟是在减少还是增强？第三，如果存在一种长期变化的趋势，其作用机理又是什么？⁷

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文使用的数据来自综合社会调查项目 (China General Social Survey, CGSS)。该项目由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完成，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，丰富了考察的变量。本文使用的是 2005 年调查数据。调查工作在 2005 年 9—10 月进行。此次访问的对象是根据随机抽样的方法，在全国 28 个省

⁵ 本文无意在此基础上推进，一是因为如 Liu(2003) 所指出的，事实是只有部分党员身份的收益来自不可观察的因素，表明党员身份确实存在一种优势；二是因为如谢宇、韩怡梅(2002) 所指出的，我们考虑党员身份的目的只是为了研究党员身份影响收入的地区性和时间上的差异及其变化趋势，所以除非各地挑选党员的标准不一样，用党员身份表示地位(职位)权力还是可行的。关于后一点可参考谢宇和韩怡梅，“改革时期中国城市居民收入不平等与地区差异”，载边燕杰主编《市场转型与社会分层——美国社会学者分析中国》，北京三联书店，2002 年，第 460—508 页。

⁶ 该答案大多隐含在社会资本(社会网络)和市场转型与社会分层的文献中(Knight and Yueh, 2002; 张爽、陆铭和章元, 2007)。

⁷ 作者感谢匿名评审人就此所提的修改意见。

(直辖市/自治区) 125 个县级单位抽取 10 000 个家庭户进行调查的。调查问卷内容包括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详细信息。⁸ 样本总数为 10 372, 除去年龄大于 60 岁和没有(或没有报告) 收入的样本后, 用于分析的样本为 7 321, 其中城市样本为 4 216, 农村样本为 3 105。

此外, 本文还基于刘精明(2006)的研究, 间接地使用了其他一些数据, 其中包括 1988 年中国社会科学院经济研究所赵人伟、李实、Griffin、Riskin 等人合作主持的“中国居民收入分配”调查(CHIP88)中的城市个体样本数据和 1996 年中国人民大学社会学系与 Treiman、Walder 等人合作研究的城市样本数据。

(二) 模型与变量设计

1. 模型设计

首先考虑政治资本是否会影响个人收入, 有一些文献已经直接或间接考察了这一问题(Xie and Hannum, 1996; Liu, 2003)。模型的选择采取修正之后的 Mince(1974) 的人力资本模型, 即在考察了教育、工龄和工龄平方对个人收入的影响的基础上, 加入个体的政治资本、性别和相关的控制变量。基本的回归方程如下:

$$\ln Y = \alpha + \beta \text{Party} + \gamma \text{Exp} + \chi \text{Exp}^2 + \varphi \text{Gender} + \kappa D + \varepsilon, \quad (1a)$$

其中, Y 、Party、Exp、 Exp^2 和 Gender 分别代表个人收入、党员身份、工龄和工龄平方, α 、 β 、 γ 、 χ 、 φ 、 κ 为参数, D 代表地区、单位性质和职业控制变量,⁹ ε 为随机扰动项。

在考察政治资本的长期变化趋势时, 我们使用了 Hauser and Xie(2005)的时间效应比较模型。¹⁰ 方程 (1a) 可以写成:

$$\ln(Y) = \tau X + \varepsilon, \quad (1b)$$

其中, X 表示上述自变量所组成的向量矩阵, δ 表示对应的回归系数矩阵。为了检验各因素对收入影响的差异, 我们就 2005 年相对于 1996 年、2005 年相对于 2003 年的两个变化做了比较。根据方程 (1b), 时点比较的 OLS 模型可以表述如下:

$$\ln(Y_j) = \tau_j^* X + \delta_j T_j X_j + \varepsilon_j, \quad (2)$$

⁸ 样本不包括西藏、青海和宁夏地区。在我们的经验研究中, 我们把它分为三大地区: 东部沿海地区包括辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、广西和海南; 中部地区包括黑龙江、吉林、内蒙古、山西、河南、安徽、江西、湖北和湖南; 西部地区包括陕西、甘肃、新疆、四川、贵州和云南。

⁹ 我们认为, 我们的政治资本的定义要考虑到单位性质和个人职业, 因此, 单位性质和职业变量要作为控制变量。

¹⁰ 该部分内容参考了 Hauser and Xie(2005) 和刘精明(2006)。

其中, $j (=1,2)$ 分别表示 2005 年对 1996 年、2005 年对 2003 年的两次比较, $T_{t=2005}=1$, $j=1,2$ 。 τ_j^* 是基准年期的效应系数矩阵 (两个对比年的基准年分别是 1996 年和 2003 年), $T_j X_j$ 是对比年虚拟变量与向量矩阵 X' 的交互效应, δ_j^* 则表示对比年相对于基准年的效应变化矩阵。

2. 主要变量的含义及其衡量

收入采用月收入调查数据, 它包括劳动收入与非劳动收入;¹¹ 政治资本的测量指标是党员身份; 性别用于检测收入的性别差异; 工龄是工作经验的代理变量。市场化指标的选择则不太容易。从现有研究来看, Xie and Hannum (1996) 的研究采用工业总产值的平均增长率速度作为衡量经济增长的指标, 又用该指标来衡量区域间市场化的程度。Nee (1996) 用“依赖市场”的公司数量来衡量市场化, 边燕杰和张展新 (2002) 的研究用国有与非国有劳动力的比值来衡量。但是, 鉴于这些衡量市场化指标皆存在一些争议, 我们还是采用了樊纲和王小鲁 (2004) 的市场化指标。¹² 樊纲和王小鲁采用五因素分析法, 从政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度和市场中介组织发育和法律制度环境五个方面测度中国各省(直辖市/自治区)的市场化程度, 并进行排名。之所以选择这一指标, 一是因为国内许多学者的研究也多使用这一指标, 例如, 周业安和章泉 (2008); 二是因为该综合指标与本研究主题比较契合。这是因为自 1978 年开始的市场化进程不是某一规章制度的变迁, 而是经济、社会、法律乃至政治体制的全面改革, 本文就是试图在此大转型的背景下研究政治资本收益的变化趋势。由于 2005 年调查的是 2004 年的收入, 为避免可能的内生性问题, 市场化指标选取了 2003 年的各省(直辖市/自治区)市场化的相对排序指标。主要变量的含义及其衡量参见表 1。

表 1 主要变量的定义

收入	月收入的对数值
党员	中国共产党党员赋值为 1, 非党员为 0
教育	教育按照问卷中的排列, 由低到高分为 11 级(值为 1 到 11)
工龄	按 2005 减去首次参加工作的时间计算 ¹³
工龄平方	工龄平方
性别	男性为 0, 女性为 1
城乡虚拟变量	城市为 1, 农村为 0
市场化指数	樊纲和王小鲁(2004)的市场化相对指标

¹¹ 在问卷中问题是“上个月, 您个人获得的总收入是多少元? 包括工资、各种奖金、补贴、分红、股息、保险、退休金、经营性纯收入、银行利息、馈赠等所有收入在内”。

¹² 郝大海和李路路(2006)使用了所有制部门(包括国有、城镇经济和其他经济)的劳动力比例(职工人数比)作为市场化指标, 它与樊纲和王小鲁(2004)的市场化指标高度相关, 相关系数是 0.858, 见李路路和边燕杰(2008, 第 106 页)。

¹³ 在此感谢匿名评审人的建议, 首次参加工作的时间是诸如 1970 年的形式, 故工龄采用这一算法。

(三) 描述性统计

在所有样本中，党员样本共计 711 人，就城乡分布而言，农村党员 165 人，城市党员 542 人，见附表 A1b；就地区分布而言（见附表 A1c），沿海、中部和西部地区党员人数分别是 360、188 和 159，各占 50.6%、25% 和 24.4%；三个地区的党员教育水平比较接近，但东部党员收入最高；就年龄结构而言，小于或等于 35 岁的青年党员为 140 人，不到总数的 20%，党员的人均年龄都是 40 多岁，东部党员人均年龄最高。

从附表 A1a 的描述统计中，我们可以初步得出如下结论：相对于非党员，党员的平均收入更高，正规教育更高；男性比女性收入更高。表 A1a 表明，党员、管理人员确实与收入之间存在显著的正相关关系。但是，这并不能得出我们的所有结论，即市场化进程中政治资本的收益是减少还是增加，这有待于我们进一步具体分析。

四、实证研究结果与分析

(一) 政治资本的收益

我们的主要兴趣在于政治资本对个人收入的影响。回归结果（表 2）表明，政治资本确实有收益。模型 1 对个人收入有 31% 的解释力，在不控制身份和城乡差别时，这种优势是 5.85%，并且是显著的。模型 2 在模型 1 的基础上引入了城乡虚拟变量及其与党员的交互项，对个人收入的解释力则提高了 4%，相对于非党员，党员身份的收益达 10.56%。¹⁴ 模型 3 在模型 2 的基础上又控制了省份，其解释力比模型 2 又提高了 7%，党员的收益则是 11.2%，并且是显著的。这为现有的研究提供了进一步的经验证据：Zhou (2000) 认为党员收入的收益是 6%，Xie and Hannum (1996) 认为是 7.6%，而 Walder (1990) 则认为是 9%，Liu (2003) 则认为是 10%—38% (Hauser and Xie, 2005)。

我们的估计结果也表明，党员的收益在城乡之间和地区之间存在显著的差别。这种差别在城市与农村之间表现尤其明显，党员身份与城乡虚拟变量的交互项显著为正也表明了这种差别的存在。该研究结论既支持了 Xie and Hannum (1996) 的收入不平等的地区性差异的结论，同时与他们聚焦于城市内部不同，我们的样本包含了农村的数据。经验研究表明，如果单独控制城乡虚拟变量，其回归效果等同于控制区域变量。¹⁵ 这或许从一个角度表明现阶

¹⁴ 将收入函数中的系数估计值(C)换算成百分数(P)，可以借助于如下公式： $P = \exp(C) - 1$ 。

¹⁵ 参见刘和旺和王宇锋，“政治资本会增加个人收入吗”，载顾海良和颜鹏飞主编，《经济思想史评论》。北京：经济科学出版社，2009 年。

表 2 政治资本影响个人收入的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
党员	0.0585 * (0.04)	-0.0453 (0.00)	0.1062 *** (0.03)	0.0853 *** (0.03)
教育	0.2186 *** (0.00)	0.1591 ** (0.01)	0.137 ** (0.01)	0.1286 *** (0.01)
工龄	0.0183 * (0.00)	0.0196 *** (0.00)	0.0193 *** (0.01)	-0.0058 * (0.00)
工龄平方	-0.0004 *** (0.00)	-0.0005 *** (0.01)	-0.0005 *** (0.01)	0.0001 * (0.00)
女性	-0.2392 *** (0.02)	-0.2797 *** (0.02)	-0.2887 *** (0.02)	-0.2381 (0.02)
党政机关			-0.2381 * (0.02)	-0.2381 (0.02)
事业单位			-0.1087 ** (0.06)	-0.1142 ** (0.06)
国有企业			-0.0602 * (0.04)	-0.0587 (0.04)
集体企业			-0.1462 ** (0.03)	-0.1458 *** (0.03)
私营企业			-0.2962 *** (0.04)	-0.0602 *** (0.04)
对照组				-0.0016 (0.02)
对照组				0.1630 *** (0.08)
对照组				0.0071 (0.03)
城乡虚拟变量				
控制变量：省份	N	Y	Y	Y
常数项	5.3016 *** (0.04)	5.8237 *** (0.06)	6.54 *** (0.07)	6.5359 *** (0.07)
样本数	7343	7321	4673	4673
R ²	0.3152	0.3586	0.4256	0.3011
rmse	0.8469	0.8192	0.7767	0.673

注：* 表示 $p < 0.10$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$, 括号内为标准误差。

段收入分配中普遍存在地区差别。¹⁶但是，相对于城乡而言，省份作为控制变量更具有解释力。¹⁷这一定程度上反映了劳动力市场分割的现实。从另外角度看，也不排除是加剧地区劳动力进一步分割的一个因素。

当其他因素保持不变时，个人教育水平越高，个人收入也越高。具体而言，教育程度每增加一年，收入大约增加 14.68%—24.43%。当性别、党员身份、教育程度保持不变的情况下，工龄与月收入水平之间成倒 U 形关系（工龄平方的回归系数为负）。当工龄、党员身份、教育程度保持不变时，女性相对于男性的收入偏低，分别少 21.19%（模型 4 或模型 5）或 25.08%（模型 3）。

（二）政治资本收益的长期变化趋势

为了反映政治资本作用的变化趋势，我们首先通过构建一个“市场化指标与党员的交互项”来反映这种变化的趋势，然后使用时间效应比较模型来进行具体分析。从回归结果来看（表 3），市场化指标与党员的交互项显著为负。由此，我们可以做出如下推断：随着社会主义市场经济体制的逐步确立和完善，政治资本的收益在逐渐减少，这或许是因为伴随着经济、政治和社会的大转型，再分配体制也发生了深刻的变化，正式的制度逐步削弱类似

表 3 政治资本收益的长期变化趋势

因变量	(1) OLS	(2) 2SLS
党员	0.0721(0.09)	1.5873*(0.84)
教育	0.1372*** (0.01)	0.0743** (0.03)
工龄	0.0197*** (0.02)	0.090*(0.01)
工龄平方	-0.0005*** (0.01)	-0.0005*** (0.01)
女性	-0.2871*** (0.02)	-0.1881*** (0.06)
城乡虚拟变量	0.4707*** (0.02)	0.3986*** (0.03)
城乡虚拟变量×党员	0.2086*** (0.07)	0.9871** (0.21)
市场化指标	0.0302*** (0.00)	0.0385*** (0.00)
市场化指标×党员	-0.0061* (0.003)	-0.0273** (0.01)
控制变量	省份	省份
常数项	5.0766*** (0.08)	5.1854*** (0.10)
调整 R ²	0.4162	0.4174
样本	6 939	6 939
rmse	0.7773	0.7765

注：* 表示 $p < 0.10$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ ，括号内为标准误差。

¹⁶ 当然，在此也必须指出，实际情况可能更加复杂。例如，在我们所做的党员与区域交互项的回归结果中，我们就难以解释。

¹⁷ 省虚拟变量纳入需要解释，在 20 世纪 80 年代末期，城市居民收入主要来源的工资很大程度上是由省政府制定的，这也许是控制省份变量解释力更强的一个原因。由于劳动力市场的分割，工资水平也可能存在地区差别。相对于内地而言，沿海地区收入更高，以致弥补后者的生活费用更高。因此引入地区变量，以便说明地理上的生活费用的差别和劳动力市场的分割。

于一种非正式制度（包括政治资本）的作用。张爽等（2007）的观点也支持了我们的论断，尽管他们研究的是社会资本。我们的结论也支持了 Bian and Logan (1996)、刘精明 (2006)、边燕杰等 (2008)、Appleton *et al.* (2009) 的观点。例如，刘精明 (2006) 指出在 1996 年左右政治资本在劳动力市场中的作用下降的趋势，而其原生性力量并非来自市场经济（尽管在某些时候市场化的作用方向与之相同），而是国家对整个社会经济和政治生活的规制导向发生了改变。刘精明 (2006) 的结论大体与我们相同，但是，我们认为，要说明其原因，必须首先探讨政治资本的作用机制。

其次，我们还可以使用了 Hauser and Xie (2005) 的时间效应比较模型来考察政治资本的收益的长期变化趋势（见附表 A2）。¹⁸ 鉴于现有相关的研究多集中于城市，并且城市党员的收益普遍高于农村这一事实，时间效应比较模型所使用的样本就只限于城市。我们的目的是欲探讨城市变化的趋势是否与上述包括农村样本在内的结论一致。从具体结果来看，总体而言，自 20 世纪 80 年代至 2005 年，教育的收益率是有提高的趋势。而政治资本的作用则呈现出了先上升再下降的态势，尽管 2005 年比 2003 年政治报酬的收益略有上升。显然，政治资本在城市中的这一变化趋势与上述包括农村的数据所得出的结论基本相同。

（三）长期变化趋势背后的可能作用机制

如果政治资本作用的长期变化呈现出减少的趋势，我们就需探讨其背后的可能作用机制。为此，在上述基本回归方程中（表 2），模型 4 和模型 5 分别引入了单位（所有制部门）和职业因素，在控制城乡和省份变量之后，党员的收入主效应则比模型 3 略有下降，分别是 8.9% 和 7.99%，不难看出单位和职业因素对个体收入的影响。¹⁹ 为了进一步探讨其作用机制，我们参照 Liu (2003) 的做法，使用了 Logit 模型来估计党员身份的决定因素（附录 A3）。²⁰ 结果显示，教育程度高、年龄大和男性性别都显著地增加了入党的可能性。在不同职业中入党的可能性存在差别：相对于体力劳动者而言，管理人员、一般职员更容易成为党员；管理人员比一般职员更可能成为党员，而一般职员比技术人员更可能成为党员。同时，父母党员或党政干部身份对子女的政治资本也有更多的优势。如果结合先前控制变量的分析和相关研究成果（Liu, 2003；陈钊等，2009），我们大体可以推断出政治资本对收入的影

¹⁸ 1988 年、1996 年和 2003 年的有关数据出自刘精明 (2006)。

¹⁹ 党员（主效应）优势的下降并不能表明党员作用的下降，因为我们还要考虑到党员与单位或职业的交互效应，下文将会涉及。

²⁰ 我们的结果既支持了 Liu(2003)的结论，又有两点不同：(1) 在我们的结果中教育显著增加了入党的可能性，而他的结果中尽管增加了，但不显著；(2) 相对于体力劳动者而言，他的结果是技术人员显著增加了入党的可能性，但在我们的结果中这种优势则不明显。

响在很大程度上是通过影响就业途径的选择来实现的，或者说，通过对单位和/或职业（位）的选择发挥作用，因为政治资本有助于人们更容易找到好的部门、行业、地区和企业。

如果政治资本对收入的影响在很大程度上是通过影响就业途径的选择来实现的话，那么我们可以循此思路来分析长期趋势变化背后的机理。为此，我们考察了政治资本与职业阶层的交互效应，根据交互项的符号及其显著性来判断。在表4中，党员与职业阶层交互效应的负向作用明显。换言之，在2003年，非党员管理人员收入显著高于党员管理者。而在2005年，非党员一般职员的收入要高于党员一般职员的收入。这表明，政治资本与职位权力之间呈现出了一种负相关关系。究其背后的原因，我们认为它可能在于：随着市场化水平的提高，凭借政治资本来影响就业途径的选择这一机制削弱了，进而政治资本的作用也将逐渐减弱。李强（2004）关于转型时期中国社会分层的观点提供了社会学方面的理论支持。他认为，中国改革以来，社会分层结构的一个重大变化就是，中国从政治分层为主体的社会转变为经济分层为主体的社会。我们的观点也与刘精明（2006）的判断相吻合。就作用机制及其趋势的判断，我们也与边燕杰等（2008）一致。²¹当然，具体的作用机制还需进一步研究。

表4 政治资本与职业阶层的交互效应

变 量	(1) 包含私有部门样本的模型				(2) 不包含私有部门样本的模型			
	1988	1996	2003	2005	1988	1996	2003	2005
党员	0.0987***	0.0713	0.0683	0.0853	0.0988***	0.0491	0.0824	0.1458*
党员×专业技术	-0.0593**	0.0357	0.0049	0.0149	-0.0583**	0.0441	0.0065	-0.0178
党员×管理人员	-0.0775**	-0.0238	-0.323***	-0.0211	-0.0824***	-0.0062	-0.209*	-0.0078
党员×办事人员	-0.072**	0.0461	-0.147**	-0.1071	-0.0737**	0.0527	-0.18**	-0.1848**
常数项	4.58***	5.81***	5.62***	6.111***	4.1***	5.35***	5.33***	5.8146***
N	17 216	1 620	2 456	3 779	17 035	1 443	1 950	2 593
调整 R ²	0.261	0.197	0.226	0.2161	0.273	0.207	0.246	0.2149

注：“*”表示 $p < 0.10$ ；“**”表示 $p < 0.05$ ；“***”表示 $p < 0.01$ ，控制了教育、工龄、工龄平方、性别、单位和职业阶层。

（四）稳健性和内生性检验

首先，我们做了内生性检验。借助于 Lam (2003) 的做法，我们采用父母是否具有党员身份作为工具变量考察了可能存在的内生性问题。²²通过估计简约方程，获得残差 e ，并将其包括在结构方程中，则可检验解释变量党员身份的内生性。 e 的估计系数为 -1.7548， $p=0.012$ ，在 5% 的显著性水平且单侧对立假设下， e 是适度显著的，即解释变量党员身份是内生的（两阶段回归

²¹ 他们指出，党员身份无论对单位地位还是职业地位的获得，影响都是显著的，虽然与 1985 年比，到 2003 年有减弱的趋势。

²² 我们的回归分析也表明，父母的党员身份在 1% 的显著程度上影响下一代的政治资本。

结果见附录 A4)。

由于党员身份的内生性，由此引致了党员与市场化指数的交互项之间也存在内生性问题。²³为了减轻这种内生性问题，我们参照伍德里奇 (2002) 和 Fan *et al.* (2007) 的两阶段最小二乘法 (2SLS)。第一阶段使用 OLS 方法，先用政治资本作为因变量，教育、工龄及其平方、性别、父母党员身份等作为自变量，控制城乡和省份变量，进行回归分析；在第二阶段，我们用第一阶段得到的政治资本的预测值来替代实际的政治资本变量，做其与市场化指数的交互项，重新检验表 3 (1) 中的模型。检验结果发现，用政治资本的预测值代替实际值，表 3 (1) 的结果并没有发生显著变化（结果见表 3 (2)）。政治资本预测值与市场化的交互项在 5% 程度上显著为负，但是由于存在误差，其系数偏大。

其次，我们还做了一些稳健性检验，包括使用行政级别代替干部身份、将市场化指标换为制度质量指标、将月收入换成年收入、将按省份控制改为按地区控制，²⁴这些都没有改变我们的结论。

五、研究结论

本文以党员身份为政治资本的主要衡量指标，研究了政治资本对个人收入的影响、长期变化趋势及其可能的作用机制。本文的经验研究表明，政治资本确实会影响个人收入，但对不同年龄、不同地区以及城乡之间的影响存在差别。政治资本对个人收入的影响在很大程度上是通过影响就业途径的选择来实现的，市场化进程可能削弱了这一作用机制，从而使政治资本的收益呈现出减少的趋势。

政治资本的研究无疑具有深刻的政治、经济和社会含义。如果政治资本的收益将逐渐减少，那么我们也就无需过度忧虑未来由政治资本所带来的社会收入分配问题。但是，我们并不能排除得出其他结论的可能性；²⁵同时，出现这一变化趋势的条件和作用机制各是什么，未来这一趋势是否会出现逆转，我们都应当认真研究。此外，关于内生性检验中的工具变量的选择问题及政治资本的其他作用机制，皆尚需进一步研究和论证。尽管如此，借助于微观数据来研究政治资本为何、如何影响个体收入及其变化趋势仍是一个颇有意义的视角，因为借助于此类研究，我们可以管窥政治与经济的相互作用，乃至社会经济的转型过程。

²³ 在此感谢匿名评审人和姚洋教授的意见和建议。

²⁴ 分为三大地区，参见注释 8。

²⁵ 比如，我们并不能排除随时间的累积效应(即政治资本的效用随着年龄增大其作用会上升)、党员进入标准变化(特别是党的十六大将“三个代表”写入党章之后)和代际传递作用，杨瑞龙等(2009)证实了政治资本的代际传递作用。

附录A

表 A1a 主要变量描述性统计

变 量	样本数	全体均值	党 员	非党员
收入	7 343	6.26(1.02)	6.77(0.83)	6.21(1.03)
行政级别	7 343	0.50(0.77)	1.21(1.46)	0.43(0.62)
教育	7 343	4.30(2.46)	6.09(2.28)	4.10(2.40)
工龄	7 343	22.33(11.64)	24.61(11.05)	22.07(11.67)
性别	7 343	0.51(0.50)	0.27(0.44)	0.49(0.50)
党政机关	4 690 ²⁶	0.0392(0.19)	0.1546(0.36)	0.0224(0.15)
事业单位	4 690	0.3217(0.47)	0.4101(0.49)	0.3089(0.46)
国有企业	4 690	0.1132(0.32)	0.1950(0.40)	0.1013(0.30)
集体企业	4 690	0.1096(0.31)	0.0840(0.28)	0.1133(0.32)
私有部门	4 690	0.4162(0.49)	0.1563(0.36)	0.4540(0.50)
管理人员	7 343	0.011(0.10)	0.0577(0.23)	0.0060(0.08)
专业技术人员	7 343	0.2962(0.46)	0.3263(0.47)	0.2931(0.46)
办事人员	7 343	0.1770(0.38)	0.2152(0.41)	0.1729(0.38)
体力劳动者	7 343	0.1159(0.32)	0.0844(0.28)	0.1193(0.32)
合计	7 343		711	6 632

注：括号内为标准误差。

表 A1b 党员按城乡分布变量描述性统计

变 量	农村党员			城市党员		
	观 察 值	均 值	观 察 值	均 值		
收入	165	5.9745(0.79)	542	7.0151(0.68)		
教育	165	4.1152(1.91)	542	6.6974(2.01)		
女性	165	0.2000(0.40)	542	0.2860(0.45)		
年龄	165	46.0667(8.87)	542	44.2602(10.33)		

表 A1c 党员按三大地区分布变量描述性统计

变 量	东 部			中 部			西 部		
	观 察 值	均 值	标准误	观 察 值	均 值	标准误	观 察 值	均 值	标准误
收入	360	6.9390	0.82	188	6.6259	0.83	159	6.5803	0.80
教育	360	6.1833	2.23	188	6.0053	2.31	159	6.0440	2.34
女性	360	0.2889	0.45	188	0.2394	0.43	159	0.2516	0.44
年龄	360	45.3472	10.30	188	44.9415	9.91	159	42.7673	9.46

表 A2 1988—2005年政治资本收益长期变化

变 量	2005	1995vs1988	2003vs1996	2005vs1996	2005vs2003
教育	0.1580 ***	0.0115 ***	0.0575 ***	0.1523 ***	0.1446 ***
工龄	-0.005	-0.00068	-0.0218 ***	-0.0049	-0.0050
工龄平方	0.0002 ***	-0.0000	0.0004 ***	0.0001 **	0.0002 **
党员	0.0571 *	0.0541	-0.0959 **	0.0531 *	0.0582 *
女性	-0.181 ***	-0.0284 ***	0.0478	-0.242 ***	-0.2274 ***

²⁶ 党政机关、事业、企业和私有部门的总样本数是4 690，其中，党员与非党员样本数是595和4 095。

(续 表)

变 量	2005	1995vs1988	2003vs1996	2005vs1996	2005vs2003
党政机关	-0.1209 **	0.217	0.239 *	-0.121 **	-0.121 **
事业单位	-0.1267 ***	0.192	0.3 **	-0.1267 ***	-0.1267 **
国有企业	-0.208 ***	0.104	0.221 *	-0.208 ***	-0.2080 ***
集体企业	-0.3056 ***	0.0321	0.309 **	-0.1267 ***	-0.3056 ***
专业技术人员	-0.0116	0.0915	0.005	-0.0116	-0.0116
管理人员	0.0906	0.0934 ***	0.177 ***	0.0906	0.0906
办事人员	0.0112	0.0387	0.039	0.0112	0.0112
常数项	6.115 ***	0.766 ***	-0.162	6.1158 ***	6.1158 ***
N	3 799	29 287	4 076	3 799	3 799
调整 R ²	0.2155	0.613	0.355	0.2155	0.2155
rmse	0.7051	0.486	0.576	0.70508	0.70508

注: * 表示 $p < 0.10$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$, 对照组分别是私有部门和体力劳动者。

表 A3 党员身份的可能决定因素

自变量	(1)	(2)	(3)
教育	0.518 *** (1.678)	0.024 *** (1.671)	0.518 *** (1.678)
年龄	0.089 *** (1.093)	0.089 *** (1.093)	0.088 *** (1.092)
男性	1.067 *** (2.908)	1.072 *** (2.921)	1.072 *** (2.922)
管理人员	1.544 *** (4.683)	1.532 *** (4.625)	1.518 *** (4.561)
技术人员	-0.384 *** (0.681)	-0.386 *** (0.680)	-0.383 *** (0.682)
一般职员	0.035 (1.035)	0.029 (1.029)	0.036 (1.037)
父母党员	0.374 *** (1.453)	0.358 *** (1.430)	0.307 (1.359)
父母教育	-0.012 (0.988)		-0.017 ** (0.983)
父母党政机关			0.379 ** (1.461)
常数项	-9.402	9.467	-9.386
对数似然比	-1 769.637	-1 769.912	-1 767.173
开方	1 131.670	1 131.200	1 136.6
Pseudo R ²	0.242	0.242	0.243
样本	7 343	7 343	7 343
自由度	35	34	36

注: * 表示 $p < 0.10$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$, 对照组是体力劳动者, 括号内是优势比。

表A4 两阶段最小二乘回归结果

	收入	系数	标准误差	t	P>t
OLS					
	党员	0.1186	0.03	3.59	0.00
	教育	0.1384	0.01	27.33	0.00
	年龄	0.0424	0.01	7.14	0.00
	年龄平方	-0.0006	0.00	-7.76	0.00
	女性	-0.2933	0.02	15.73	0.00
控制变量			地区和城乡虚拟变量		
2SLS					
	党员	1.8695	0.82	2.29	0.02
	教育	0.0684	0.03	2.06	0.03
	年龄	0.0334	0.01	4.09	0.00
	年龄平方	-0.0006	0.00	-6.83	0.00
	女性	-0.1730	0.06	2.87	0.00
控制变量			地区和城乡虚拟变量		

参 考 文 献

- [1] Appleton, S., L. Song, and Q. Xia, "Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China During Reform and Retrenchment", *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33(4), 644—663.
- [2] 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.
- [3] 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。
- [4] 边燕杰、罗根,“市场转型与权力的持续”,载边燕杰主编《市场转型与社会分层——美国社会学者分析中国》。北京:三联书店,2002年,第427—459页。
- [5] 边燕杰、李路路、李煜、郝大海,“结构壁垒、体制转型与地位资源含量”,载李路路、边燕杰主编《制度转型与社会分层:基于2003年全国综合社会调查》。北京:中国人民大学出版社,2008年。
- [6] 陈钊、陆铭、佐藤宏,“谁进入了高收入行业——关系、户籍与生产率的作用”,珞珈青年经济与管理论坛系列论文之35,2009年。
- [7] Cook, S., "Work, Wealth, and Power in Agriculture: Do Political Connections Affect the Returns to Household Labor?" in Walder, A. (ed.), *Zouping in Transition: the Process of Reform in Rural North China*. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1998, 157—183.
- [8] 丁栋虹,“论政治资本主导下国营企业家成长的变异性”,《江苏社会科学》,1999年第4期,第26—31页。
- [9] Djilas, M., *The New Class: An Analysis of the Communist System of Power*. New York: Praeger, 1957.
- [10] Faccio, M., R. Masulis, and J. McConnell, "Political Connections and Corporate Bailouts", *Journal of Finance*, 2006, 61(6), 2597—2635.

- [11] Fan, J., T. Wong, and T. Zhang, "Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms", *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(2), 330—357.
- [12] 樊纲、王小鲁,《中国市场化指数(各地区市场化相对进程 2004 年度报告)》。北京:经济科学出版社,2004 年。
- [13] Fisman, R., "Estimating the Value of Political Connections", *American Economic Review*, 2001, 91(4), 1095—1102.
- [14] Hauser, S., and Y. Xie, "Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition between 1988 and 1995", *Social Science Research*, 2005, 34(1), 44—79.
- [15] Knight, J., and Y. Linda, "The Role of Social Capital in the Labor Market in China", Oxford University, Department of Economics Discussion Paper, 2002. (中文版“社会资本在中国劳动力市场中的作用”,载李实、佐藤宏主编,《经济转型的代价——中国城市失业、贫困、收入差距的经验分析》。北京:中国财政经济出版社,2004 年。)
- [16] Knight, J., and Y. Linda, "The Role of Social Capital in the Labor Market in China", *Economics of Transition*, 2008, 16(3), 389—414.
- [17] 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.
- [18] Lam, K., "Earnings advantages of Party members in urban China", Business Research Centre Working Paper, Department of Economics, Hong Kong Baptist University, 2003.
- [19] 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.
- [20] Li, H., L. Meng, and J. Zhang, "Why Do Entrepreneurs Enter Politics? Evidence from China", *Economic Enquiry*, 2006, 44(3), 559—578.
- [21] 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.
- [22] Li, H., "Three Essays in Development Economics and Political Economy", Ph. D Dissertation, Harvard University, 2008.
- [23] 李路路,“社会分层结构机制变革与阶层相互关系”,《江苏社会科学》,2004 年第 4 期,第 12—19 页。
- [24] 李路路、边燕杰,《制度转型与社会分层:基于 2003 年全国综合社会调查》。北京:中国人民大学出版社,2008 年。
- [25] Lin, N., and Y. Bian, "Getting Ahead in Urban China", *American Journal of Sociology*, 1991, 97(3), 657—688.
- [26] 李强,《转型时期中国社会分层》。沈阳:辽宁教育出版社,2004 年。
- [27] 李爽、陆铭、佐藤宏,“权势的价值”,《世界经济文汇》,2008 年第 6 期,第 27—43 页。
- [28] 刘和旺、王宇锋,“政治资本会增加个人收入吗?”载顾海良、颜鹏飞主编,《经济思想史评论》。北京:经济科学出版社,2009 年,第 134—147 页。
- [29] 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。
- [30] 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.

- [31] Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. Chicago: University of Chicago Press, 1974.
- [32] 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.
- [33] Nee, V., "A Theory of Market Transition—from Redistribution to Markets in State Socialism", *American Sociological Review*, 1989, 54 (5), 663—681.
- [34] Nee, V., "Social Inequalities in Reforming State Socialism: between Redistribution and Markets in China", *American Sociological Review*, 1991, 56(3), 267—282.
- [35] Nee, V., "The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China", *American Journal of Sociology*, 1996, 101 (4), 908—949.
- [36] 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—652.
- [37] 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.
- [38] 宋时歌,“权力转换的延迟效应——对社会主义国家向市场转变过程中的精英再生与循环的一种解释”,《社会学研究》,1998年第3期,第26—36页。
- [39] Szelenyi, I., "Social Inequalities in State Socialist Redistributive Economies", *International Journal of Comparative Sociology*, 1978, 19(1—2), 63—87.
- [40] 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。
- [41] Walder, A., "Economic reform and income distribution in Tianjin, 1976—1986", in Davis, D., and E. Vogel (eds.), *Chinese Society on the Eve of Tiananmen: the Impact of the Reform*. Cambridge MA: Harvard University Press, 1990.
- [42] Walder, A., "Markets and Inequality in Transitional Economies: Toward Testable Theories", *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 1060—1073.
- [43] 伍德里奇,《横截面与面板数据的经济计量分析》,王忠玉译。北京:中国人民大学出版社,2007年。
- [44] Xie, Y., and E. Hannum, "Regional variation in earnings inequality in reform-era urban China", *American Journal of Sociology*, 1996, 101(4), 950—992.
- [45] 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。
- [46] 杨瑞龙、王宇锋、刘和旺,“父亲政治身份、政治关系和子女收入”,《经济学(季刊)》,2010年第9卷第3期,第871—890页。
- [47] 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。
- [48] 余明桂、潘洪波,“政治关系、制度环境与民营企业银行贷款”,《管理世界》,2008年第8期,第15—27页。
- [49] 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7卷第2期,第539—560页。
- [50] Zhou, X., "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data", *American Journal of Sociology*, 2000, 105(4), 1135—1174.
- [51] 周业安、章泉,“市场化、财政分权和中国经济增长”,《中国人民大学学报》,2008年第1期,第40—48页。

Do the Returns to Political Capital Rise or Fall in China's Transition Period?

HEWANG LIU

(*Hubei University*)

YUFENG WANG

(*Renmin University of China*,

Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract With the 2005 CGSS data, this article studies how the returns to political capital (represented by party membership) have changed in China's market transition using the time-effect comparison approach. Our results show that the returns to political capital tend to fall with the transition. Political capital may be beneficial to the access to advantageous positions and market liberalization tends to weaken this mechanism.

JEL Classification D31, D79, J39