

政治嵌入对于反腐败信心的影响

——基于2017年全国廉情调查数据的倾向得分匹配分析

倪星 马珍妙*

摘要：现有研究表明，政治嵌入与清廉感知存在相关性。但是，政治嵌入本身存在选择效应，即选择被吸纳到政治体制的人本身可能就具有对于体制的信心，而组织也会选择有特定特征的个体。因而，必须剔除掉选择效应之后，才能准确评估政治嵌入本身对反腐败信心的影响。本文采用倾向得分匹配的方法，通过分析2017年全国廉情调查数据发现，在控制选择效应的情况下，政治嵌入对于各级政府的反腐败信心的影响略微有所下降，但都始终存在积极且显著的影响。而且，与有索贿经历的个体相比，没有索贿经历的个体的政治嵌入对于反腐败信心的积极影响更为显著。此外，不同类型的公共部门的政治嵌入对反腐败信心的影响也有差异性，呈现出横向的差序格局。其中，党政部门政治嵌入的积极影响最为显著，而国企最弱。

* 作者简介：倪星（1969 - ），男，湖北随州人，中山大学中国公共管理研究中心、政治与公共事务管理学院教授，博士研究生导师，从事组织与人事管理、绩效管理、廉政政策等研究；马珍妙（1988 - ），男，广西南宁人，中山大学中国公共管理研究中心、政治与公共事务管理学院博士研究生，从事组织理论、廉政政策等研究。

关键词：政治嵌入；反腐败信心；倾向得分匹配；廉情

一 问题的提出

2012年以来，反腐败运动席卷中国大地，近几年来取得了令人瞩目的成绩。2014年以来，每年落马的“老虎”^①数量都上2位数。单就2018年上半年而言，就已经有10名中管干部、162名厅局级干部落马，有超过2.7万余人因违反“八项规定”精神而被进行相应的处理（李贞，2018）。但是，反腐败不仅是纪委部门的工作和责任，实际上，反腐败也应该且必须获得社会广泛的支持和信任，以此为政策执行奠立坚实的合法性基础，换句话说，只有社会嵌入性的反腐败治理（Sociality Embedded Anti-Corruption）才能够根治腐败（Gong and Xiao, 2017）。那么，社会各界对于这种反腐败的态度如何呢？近年来，开始有学者关注到了政治嵌入与腐败感知之间的关系（孙宗锋，2017），但很少有文献进一步探讨政治嵌入与反腐败信心的影响，而且也没有区分政治嵌入的内部差异和分化。感知是一种对现状的评价，而信心则是对未来的一种期待，对于政府的反腐败信心和反腐败成效的评价关乎未来的反腐败行动成功与否（Li, Gong & Xiao, 2016），所以，与清廉感知相比，反腐败信心或许更能够成为个体参与反腐败行动的动机。如果公众对于政府的反腐败运动缺乏信心，政府反腐败行动可能就会缺乏广泛的社会支持。作为嵌入政治体制之中的个体，政府工作人员是公共服务的直接提供者，他们的反腐败信心更是在很大程度上决定着中国反腐败运动成功与否。由于嵌入政治体制中，他们可能因为比其他非参与者更能够体验到政府反腐败工作的任重道远而缺乏信心；此外，由于中国的官僚组织拥有高度政治教化和动员的能力，在组织社会化（Organizational Socialization）的作用之下，那么他们也可能比其他群体对政府反腐败具有更

^① 本文中的“老虎”指的是违反法律或纪律受到查处的级别较高的中管干部。

高自信。不过需要注意的是，这种政治嵌入性不是随机和外生的，在现实世界当中，不仅存在行政部门吸纳个体的可能性，个体也有冲动和努力进入行政体制之中（Kjeldsen，2013）。Olken 和 Pande（2012）也认为，政府官员的自我选择对于腐败的影响是未来腐败研究的一个重要方向。例如，Ferraz、Finan、Moreira（2012）等通过对巴西的分析发现，高工资可以吸引优秀的申请者来政府求职，控制其他条件不变的情况下，工资增加 20%，申请者的受教育年限就会提高 0.2 年（Moreira，2012）。再加上问卷观测数据的自我汇报的特质（Winship and Morgan，1999），使得政治嵌入带有较强的选择特征，如果直接通过线性回归来探寻政治嵌入与反腐败信心间的因果关系，就可能会出现严重的偏误。因而，本文将采用倾向得分匹配（Propensity Score Matching）方法来评估政治嵌入对于反腐败信心的影响。

本文所指的政治嵌入仅仅是个体嵌入政府组织之中，同时这种嵌入以行政职务的嵌入（党政机关、事业单位以及国有企业）为主要形式，而不包括党员形式的嵌入。因为根据 Walder 等（1995）的观点，党员身份是获得行政职务的必要但不充分条件，而在中国政府行政工作作为一种职业，其所呈现出的政治嵌入更为常态和稳定。而且，近年来，中国的党员来源结构非常丰富，涵盖各行各业（Sato，2008）。中组部党内统计数据显示，截至 2017 年底，中国共产党党员总数为 8779.3 万名；而根据《2015 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》，截至 2015 年底，全国共有公务员 716.7 万人。由此可见，并不意味着所有的党员都能够直接地、完全地嵌入政治体制。

二 研究设计

1. 文献回顾以及研究假设

（1）政治嵌入与反腐败信心

Granovetter（1985）的“嵌入说”反对那种支持个体独立的观点，

他认为，个体的行为和制度受到当前社会关系结构的约束，“过度社会化”和“社会化不足”的论点都忽视了社会关系结构，复杂的经济活动并不是绝对独立和自由的，个体必须考虑到他所嵌入的关系结构。在此基础上，一些学者通过构建和论证“政治嵌入”（political embeddedness）的概念进而扩展了 Granovetter 的结构嵌入研究（Prechel, 2003）。根据 Michelson 的观点，与国家直接的或间接的，个人的或者组织的关系，应该概念化为政治嵌入（Michelson, 2017）。而且，政治嵌入对于个体或者组织来说可能是一个悖论，尤其是在转型社会中，个体与政府建立关系和信任，嵌入有助于降低转型社会中所固有的制度不确定性，同时获得非对称的信息和政治资源（Haveman, 2012）。但是，嵌入的关系可能又会阻碍组织对外部变革的快速回应等（Uzzi, 1997）。例如，Harland 和 Theresa（2017）在组织 - 政治嵌入理论的指导下，以安然事件中国家与企业组织的关系为案例进行分析发现，对于投资者的资本依赖使得企业组织参与到金融不端的活动之中，同时多层级的隶属关系和政治结构也为企业参与金融不端活动提供了机会。也就是说，企业对于政府的嵌入有利于创造机会让管理者实现其自身和公司的利益（Prechel and Morris, 2010）。此外，一些学者也指出，腐败是一种社会性的疾病，几乎对社会每个角落的每一个人都有影响，因而，如果要控制腐败，就要建立起社会嵌入性的反腐败渠道（Gong and Xiao, 2017）。正如前面一些学者所说，个人与国家的关系也可以是嵌入式的。具体到中国的反腐败运动之中，如果个体嵌入政治体制中，那么其个人利益的实现和资源的获得同样受到政治体制和组织的结构性约束，他的言行就会受到组织制度文化和社会期望的规范与约束。而且，个体最初在进入政府部门工作的时候，就存在明显的选择效应。在公共部门就职实际上是一个组织和个人双向选择的过程，也就是说，除了申请者的主动靠拢外，政府组织也会倾向于选择符合其价值理念和工作任务需求的人员。即使控制住选择效应之后，公共部门的组织社会化过程对于个体的发展同样有着深刻的影响，公共部门的组织社会化是一个向组织成员传播公

共制度逻辑和公共服务动机的重要机制 (Brewer, 2008), 公共部门的组织成员需要培养和展现出忠诚和公共利益导向的特征, 以此向社会公众和政务官争取合法性支持, 进而维系组织的存续和发展。相比之下, 私营部门的组织社会化过程则是市场导向的逻辑, 因为私营部门的存续和发展根本上取决于其营利的能力, 这更多与其面对的特定客户群体的利益相关, 而它们并不太关注普通社会公众的利益 (Andersen and Seritzlew, 2012)。例如, Kjeldsen 和 Jacobsen 采用丹麦大学生的面板数据跟踪这些学生在公共部门或者私营部门就职前后的变化, 他们在统计上发现, 公共服务动机 (Public Service Motivation) 并不是吸引 (attraction) 学生进入公共部门的原因, 在进入职场之后公共服务动机反倒会削弱, 这种削弱效应几乎在所有类型的部门都存在。但是, 公共部门的组织成员身份使得个体的公共服务动机比私营部门削弱的速度要慢 (Kjeldsen and Jacobsen, 2013)。也就是说, 公共部门的社会化过程对于公共服务动机的弱化有着调节和减缓的作用。中国共产党在早期的抗战中为了服务于革命动员, 逐渐建立起一套严密的意识形态理论, 注重对官僚组织和个体的政治教化与规训 (冯仕政, 2011), 因而嵌入政府的组织成员就会经历道德形塑和价值形塑的社会化过程 (Wright and Pandey, 2008)。可见, 个体嵌入政治体制中, 不仅有组织的吸引、个人的主动靠拢, 还有组织社会化过程的调节作用。那么, 在控制选择效应的情况下, 与其他群体相比, 这部分群体可能对政治体制本身具有更强烈的信心和信仰, 进而也会对政府反腐败充满信心。综上, 提出本文的第一个假设:

H1 政治嵌入对反腐败信心具有积极的影响。

(2) 腐败经历对于政治嵌入与反腐败信心关系的影响

现有研究表明, 个体当前的感知和决策可能会受到以往经历的影响 (Barnett and Vaicys, 2000)。人们在经历过具体的、较差的公共服务体验之后, 可能就会对抽象的整体政府形象产生消极的印象, 虽然这也不一定会危及中央政府的形象。有学者指出, 在中国情境下, 一般的公众

对于政府的概念主要有两种——想象中的政府和现实中的政府，人们普遍信任想象中的政府，而对于现实中的政府却缺乏信任（Wang, 2005）。或者更准确地说，人们更愿意相信遥远的、难以接触的中央政府，而对触手可及的、经常打交道的地方政府却不信任。但值得注意的是，政府信任这种差序格局并不是一成不变的，正如胡荣（2007）对农民上访问题的调查发现，每当上访者所接触到的政府层次提高一级，尤其是在他们的诉求没有得到满足的时候，他们对政府的信任就会降低一个层级；到达过省级和中央政府的上访者，他们对省级和中央的信任普遍下降，更为甚者他们这种失望的经历还会溢出到其他没有上访的个体。由此可见，对于政府的信任之所以呈现出政府层级差异的特征，实际上是由于政府层级直接影响到公众与政府交流的难度和成本，由此可推论，政府的层级越高，空间距离和权力距离就越远，因而，进行沟通的难度和成本就越大。如果缺乏接触政府腐败的具体经历的话，那么一般公众对于政府的感知主要停留在抽象政府层面。但是，在个体接触到相应的层级政府的时候，如果遭遇到不好的体验，那么就on能损害他们对相应级别政府的感知。

具体到腐败研究领域，现有许多研究同样也发现，在个体没有切身接触到腐败案例的情形下，他们对于各级政府的廉洁感知都比较高，相反，个体生活中所遇到过的腐败经历会使他们对各层级政府的廉洁感知指数恶化，提高他们参与腐败活动的意愿和概率（孙宗锋、高洪成，2015），提高腐败容忍度，同时也会降低人们的反腐败意愿（倪星，2017）。也就是说，如果经历过腐败，这部分群体会对政府的反腐败能力产生质疑和不信任，即便是对于其所嵌入的政治体制，一旦接触到腐败活动，甚至当他们本身就是索贿者的时候，与没有接触过腐败的其他群体相比，他们可能更清楚腐败局势的严重性和反腐败工作的艰巨性。那么在这种情形下，政治嵌入性对于那些有过腐败经历的个体的影响可能就不再显著。据此提出本文的第二个假设：

H2 与有过腐败经历的个体相比，政治嵌入对于反腐败的积极影响

在没有腐败经历的个体中更加显著。

2. 统计建模

正如前面所分析的，由于个体的政治嵌入并不是随机的，其中既有个体的努力拼搏和主动靠拢，也受到了组织的吸纳和筛选。可见，这种政治嵌入是存在选择偏误（Selection Bias）的威胁的，如果简单地采用传统的线性回归方法来进行评估，就可能得到有偏差的结论。因而，为了获得政治嵌入对反腐败信心的净效应，本文采用倾向得分分析的方法。首先，计算个体是否嵌入政治体制的概率，采用 Logit 模型来计算出倾向得分值（Propensity Score）（Dehejia, 1998）。因为政治关联是一个非 0 即 1 的二分变量，为了保证所得到的概率介于 0 到 1 之间，需要将各影响因素与政治嵌入的关系转换为如下指数函数的形式：

$$PS(Z) = P(Z) = \Pr[D = 1 | Z] = \frac{\exp(\beta z)}{1 + \exp(\beta z)}$$

在上式中，Z 代表的是影响个体是否嵌入政治体制的所有因素，包括党员身份、教育年限等变量，而 β 则指的是 Z 向量的系数。从上式可知，这是一个非线性模型，因而可采用最大似然法进行估计；D 指的是干预变量，个体如果嵌入政治体制之中则为 1，否则为 0；而 PS 是个体政治嵌入的概率或者可能性，也就是倾向得分值；PS(Z) 是对数函数，对于所有的 Z，都是介于 0 和 1 之间，通过这个 Logit 模型计算出每一个观测值对应的倾向得分值，而倾向得分值是下一步匹配分析的基础要素。

在此基础上，我们选择多种匹配方法，包括最近邻匹配、半径匹配以及核匹配等；并按照 Becker 和 Ichino（2002）对于倾向得分分析中计算的平均处理效应（Average effect of Treatment on the Treated, ATT）的思路，建立以下的模型进一步计算出政治嵌入对于反腐败信心的平均处理效应：

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D = 1] = E\{E[Y_{1i} - Y_{0i}] | D = 1, PS(Z)\}$$

在上述公式中， Y_{1i} 代表的是政治嵌入的个体对各级政府的反腐败信心指数得分； Y_{0i} 代表的是没有政治嵌入的个体对各级政府的反腐败信心指数得分； D 代表的是干预变量，也就是政治嵌入与否，如果个体嵌入政治体制之中则为 1，否则为 0； $PS(Z)$ 则是上一个模型所计算出来的倾向得分值。通过 Logit 模型计算出的倾向得分值进行加权分析，修正原样本中存在的选择偏误，平衡样本中干预组和控制组之间的差异，进而计算出平衡后干预组和实验组之间的平均处理效应（ROSENBAUM, Paul and RUBIN, 1983）。

3. 数据来源

本研究数据来源于 2017 年全国廉情调查数据。该数据来源于中山大学廉政与治理研究中心开展的廉情评估年度调查，该调查从 2013 年开始，每年都进行一轮，截至 2018 年，已经进行了五轮全国廉情调查。本研究主要采用的是 2017 年的数据。2017 年全国廉情调查主要是以手机为主、辅以固话的形式来进行调查，委托 3 个专业的调查公司来负责具体的实施，询问公众关于政府清廉水平的主观感知和对政府反腐败工作的相关评价。调查对象涵盖 31 个省区市（不包含港澳台），337 个地级以上行政区，2983 个县级行政区，总体样本量为 87338 个。问卷调查的内容主要包括几个方面：公众对各级政府的清廉感知水平、腐败容忍度、接触腐败经历、反腐败意愿、反腐败工作满意度以及反腐败工作的信心等。

三 描述统计

结果变量：对政府反腐败的信心指数。中国政府具有不同的层级，因而对于政府反腐败信心指数的研究也需要分类评估。正如李连江根据中国农民的调查分析发现，公众对于不同层级的政府的信任是不同的（Li, 2005）。与高层级政府相比，公众与基层政府接触的机会较多，因而有更加具体的认知（管玥，2012），形成了央强地弱的政府感知差序

格局 (Guo, Lin, 2001; Shi, 2001; 倪星、李珠, 2016)。在此基础上, 一些学者将政府信任划分为党中央国务院、省委省政府、市委市政府、县委县政府以及乡党委乡政府 (胡荣, 2007)。

参考以上文献的思路, 本文主要采用了四个指标来测量公众对政府反腐败的信心指数。一是对中央反腐败的信心。在问卷中的提问方式具体为: 您对中央 2018 年的反腐败工作有没有信心? 备选项为: 1. 完全没有信心; 2. 没有信心; 3. 一般; 4. 有信心; 5. 很有信心; 98. 拒答; 99. 不了解。二是对省级反腐败的信心。在问卷中的提问方式具体为: 您对所在省/自治区/直辖市 2018 年的反腐败工作有没有信心? 备选项为: 1. 完全没有信心; 2. 没有信心; 3. 一般; 4. 有信心; 5. 很有信心; 98. 拒答; 99. 不了解。三是对地市级反腐败的信心。在问卷中的提问方式具体为: 您对所在市/地区/盟 2018 年的反腐败工作有没有信心? 备选项为: 1. 完全没有信心; 2. 没有信心; 3. 一般; 4. 有信心; 5. 很有信心; 98. 拒答; 99. 不了解。四是对县级反腐败的信心: 您对所在区/县/市 2018 年的反腐败工作有没有信心? 备选项为: 1. 完全没有信心; 2. 没有信心; 3. 一般; 4. 有信心; 5. 很有信心; 98. 拒答; 99. 不了解。具体指标的统计描述如表 1 所示。

表 1 结果变量的统计描述

结果变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
对中央反腐败的信心	4.12	0.88	1	5	86065
对省级反腐败的信心	3.91	0.97	1	5	85276
对地市级反腐败的信心	3.79	1.06	1	5	80344
对县级反腐败的信心	3.68	1.15	1	5	83806

匹配变量: 根据现有文献的梳理, 初步总结出以下变量作为在公共部门就职的匹配变量: 户口所在地、居住地、民族、年龄 (Li and Walder, 2001)、收入、教育、是否中共党员 (Walder Li and Treiman,

2000) 以及性别等。^① 当然, 为了获得满意的模型。后期还会在此基础上进行高阶和交互项转换与筛选。

表 2 匹配变量的统计描述

匹配变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
受教育时间	3.23	1.32	1	6	87338
户口所在地	0.45	0.5	0	1	85957
居住地	0.6	0.49	0	1	87338
民族	0.89	0.31	0	1	87338
年龄	37.26	14.09	15	99	87336
收入	4.96	6.51	0	50	82809
是否中共党员	0.17	0.37	0	1	86539
性别	0.71	0.46	0	1	87337

要进行倾向得分匹配, 就必须通过条件变量来计算出倾向得分, 正是由于这些变量使得干预组与控制组之间出现非平衡性, 因而需要通过倾向得分的方式来实现干预数据之间的平衡性。本文为了选择合适的条件变量, 在现有理论文献的基础上, 同时结合了两种方法进行建构匹配模型。一是客观的方法。将上述变量及其相应的平方项放到与干预变量的模型中进行逐步回归, 筛选出对于干预变量具有显著影响的变量。二是主观评价的方法, 结合现有文献对于政治嵌入的影响因素的分析, 同时比较各个模型的 AUC (Area Under Curve) 结果。

表 3 Logit 模型分析结果

模型	logit 1	logit 2	logit 3	logit 4	logit 5	logit 6
性别	0.171 ***	0.154 ***	0.0928 ***	0.0229	0.143 ***	0.0400 *
	-0.0194	-0.02	-0.0203	-0.0207	-0.022	-0.0226

① 其中, 对收入等可能出现离群值的变更进行在 1% 和 99% 分位上的缩尾处理。此外, 年龄和收入属于较为隐私的问题, 因而, 问题设置的形式主要是前面一道题是回答具体的数字, 如果被访者不回答, 则跳到下一道同样的但却是分类的选项, 因而, 如果前一道题存在缺失, 则通过后一道分类选项的中值进行替代。

续表

模型	logit 1	logit 2	logit 3	logit 4	logit 5	logit 6
户口	-1.88 ***	-1.877 ***	-1.812 ***	-1.763 ***	1.268 ***	1.254 ***
	-0.0193	-0.0199	-0.020	-0.0202	-0.0249	-0.0254
民族	-0.332 ***	-0.340 ***	-0.363 ***	-0.442 ***	-0.505 ***	-0.461 ***
	-0.0278	-0.0284	-0.0287	-0.0291	-0.0314	-0.0322
收入		0.00833 ***	0.105 ***	0.123 ***	0.0550 ***	0.0477 ***
		-0.00133	-0.00348	-0.00365	-0.00379	-0.00385
收入平方			-0.00298 ***	-0.00331 ***	-0.00201 ***	-0.00182 ***
			-0.000118	-0.000122	-0.000112	-0.000112
年龄				0.0122 ***	0.0400 ***	0.0312 ***
				-0.00364	-0.00402	-0.0041
年龄平方				0.000167 ***	0.000129 ***	0.000143 ***
				-0.0000412	-0.0000452	-0.0000461
居住地					0.290 ***	0.346 ***
					-0.0273	-0.0279
受教育时间					0.684 ***	0.580 ***
					-0.0101	-0.0104
受教育时间平方						1.106 ***
						-0.0239
是否中共党员					-6.206 ***	-5.736 ***
					0.143 ***	0.0400 *
截距项	1.596 ***	1.576 ***	1.231 ***	0.451 ***	-0.022	-0.0226
	-0.0389	-0.0404	-0.042	-0.0828	-0.0972	-0.0985
Pseudo R ²	0.129	0.131	0.143	0.161	0.242	0.267
AUC	0.733	0.748	0.762	0.77	0.828	0.838
观测值	86047	82000	82000	81998	80914	80507

注：回归系数之下展示的数值是标准误，*、**、*** 分别代表的是1%、5%、10%的显著性水平。

上述结果显示，受教育时间、居住地、收入等变量始终对于干预变量——政治嵌入具有吸纳主影响，而且，第5、6个模型的AUC值都在0.82以上，根据Stürmer等人的观点，AUC大于0.8表明模型设定比较

合理 (Stürme, Joshi, and Glynn, 2006)。而且, 这两个模型的 Pseudo R^2 也比前面几个模型明显要高, 当然, Pseudo R^2 与一般意义上的 R^2 不同, 仅供参考。再结合逐步回归的结果, 设定以 0.1 的显著水平为标准, 加入各个变量及其交互项和高阶项。在综合分析的基础上, 最终剔除掉性别等变量, 因为这些变量在上述分析的结果中并不稳定, 而且逐步回归也拒绝将其纳入模型之中; 再结合现有文献的结论, 得到本文关于干预变量——政治嵌入的主要匹配变量。当然, 这些变量并不是我们重点关注的对象, 它们的主要功能是控制住政治嵌入的选择效应, 进而分析我们感兴趣的对于反腐败信心的净效应。

四 分析结果以及检验

表 4 此处采用的方式是最近邻匹配 (一配多) 的分析结果。从上述结果可以看到, 匹配之前, 政治嵌入对于各级政府的反腐败信心都有非常显著的影响。但是, 这可能是遗漏变量影响干预变量和结果变量共变所导致的。只能根据 Holland (1986)、Rubin (2014) 等人所构建的

表 4 政治嵌入对各级政府反腐败信心的影响

变量	Matched	Treated	Controls	ATT	S. E.	T-value
对中央反腐败的信心	匹配前	4.301	4.099	0.202	0.008	25.88 ***
	匹配后	4.301	4.123	0.178	0.042	4.22 ***
对省级反腐败的信心	匹配前	4.085	3.889	0.197	0.009	22.83 ***
	匹配后	4.085	3.931	0.154	0.046	3.34 ***
对地市级反腐败的信心	匹配前	3.973	3.751	0.221	0.009	23.42 ***
	匹配后	3.973	3.797	0.176	0.051	3.42 ***
对县级反腐败的信心	匹配前	3.908	3.631	0.277	0.010	26.91 ***
	匹配后	3.908	3.723	0.185	0.056	3.31 ***

注: 星号前显示的数字是双尾检验 T 值, *、**、*** 分别代表的是 1%、5%、10% 的显著性水平。

反事实框架的思路，具体采用倾向值得分匹配的方式，计算出影响干预变量的权重之后，然后采用这个权重给样本分配加权，使得实验组和控制组除了是否接受干预之外尽可能地相似。上述结果表明，在匹配之后，发现各个变量对于干预变量影响的T值大幅下降，但与此同时，政治嵌入对于各级政府的反腐败信心依然具有显著且积极的影响。这就有较强的证据表明政治嵌入对于政府反腐败信心具有积极的净效应。综上，假设H1通过了验证。

从表5可见，匹配之后，与有过索贿经历的个体相比，对于没有索贿经历的个体，政治嵌入对于各级政府反腐败信心有着积极且显著的影响。对于有过索贿经历的个体，政治嵌入对中央政府层面的反腐败信心不再具有显著的积极影响。因而，假设H2得到验证。这说明，政治嵌入对于政府反腐败信心的积极影响是存在差异性的，尤其是对那些没有过腐败经历的个体的影响更为显著。而受访者自身如果存在索贿经历，这种具体的经历则削弱乃至抵消了政治嵌入对各级政府反腐败信心的积极影响。综上，假设H2通过了验证。

表5 不同经历的政治嵌入对各级政府反腐败信心的影响

		有索贿经历		没有索贿经历	
		ATT	T-stat	ATT	T-stat
对中央反腐败的信心	匹配前	0.096	3.570 ***	0.190	24.45 ***
	匹配后	0.097	1.580	0.127	3.20 ***
对省级反腐败的信心	匹配前	0.014	0.480	0.186	21.78 ***
	匹配后	0.062	0.930	0.088	2.02 ***
对地市级反腐败的信心	匹配前	0.011	0.340	0.205	21.92 ***
	匹配后	0.080	1.150	0.152	3.09 ***
对县级反腐败的信心	匹配前	0.018	0.560	0.262	25.49 ***
	匹配后	0.015	0.210	0.177	3.33 ***

注：星号前显示的数字是双尾检验T值，*、**、***分别代表的是1%、5%、10%的显著性水平。

1. 平行假设检验

从表 6 可以看到，在匹配之前，党员身份、教育等所有变量对于个体政治嵌入是有显著的积极影响的。但是，在匹配完成之后，这些匹配变量全部在 0.01 的水平上都不再对政治嵌入这个干预变量产生显著的影响了，而且整个模型也非常不显著（匹配之后整个模型的 p 值是 0.734）。这就说明，对于干预变量进行匹配之后，控制住了这些变量对于干预变量的干扰，进而有利于下一步计算政治嵌入对于反腐败信心的净效应。同时通过 ROC 曲线来检查模型的拟合效果。

表 6 平行检验结果

变量	Matched	Treated	Control	bias%	reduct bias%	t-test	p > t
户口	匹配前	0.799	0.337	105.300	99.900	112	0.000 ***
	匹配后	0.799	0.798	0.100		0.11	0.911
是否中共党员	匹配前	0.406	0.106	73.200	98.900	93.49	0.000 ***
	匹配后	0.406	0.403	0.800		0.58	0.563
居住地	匹配前	0.819	0.527	65.400	98.400	68	0.000 ***
	匹配后	0.819	0.824	-1.000		-1.08	0.278
民族	匹配前	0.868	0.894	-8.300	92.200	-9.43	0.000 ***
	匹配后	0.868	0.870	-0.600		-0.55	0.583
收入	匹配前	5.603	4.567	17.600	98.700	18.33	0.000 ***
	匹配后	5.603	5.616	-0.200		-0.23	0.820
收入的平方	匹配前	57.777	63.927	-2.700	78.000	-2.75	0.006 ***
	匹配后	57.777	59.128	-0.600		-0.61	0.540
受教育年限	匹配前	4.030	2.989	86.900	98.300	94.09	0.000 ***
	匹配后	4.030	4.048	-1.500		-1.36	0.173
受教育年限的平方	匹配前	17.543	10.506	85.700	98.300	96.69	0.000 ***
	匹配后	17.543	17.664	-1.500		-1.29	0.199

注：星号前显示的数字是双尾检验 p 值，*、**、*** 分别代表的是 1%、5%、10% 的显著性水平。

由图1可见，AUC的面积达到0.820，说明上述匹配变量对于干预变量的解释力下降，这就代表了控制住了匹配变量的干扰效应，有利于评估行政嵌入对于反腐败信心的净效应。

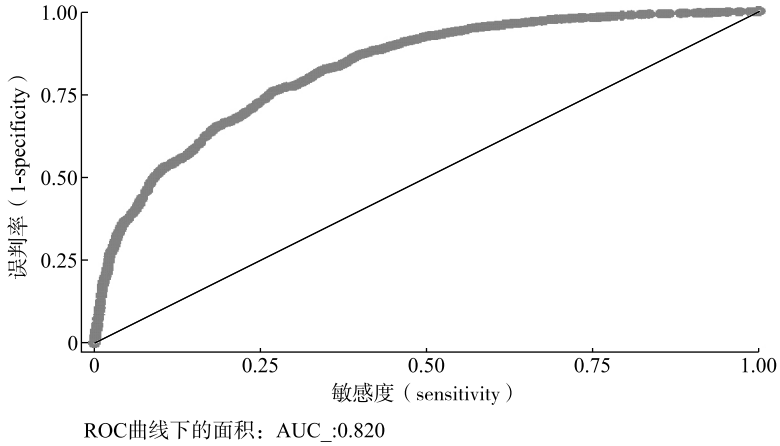


图1 ROC曲线检验模型的拟合效果

2. 共同支撑假设检验

由图2可以看到，政治嵌入和没有政治嵌入的个体在共同支撑方面结果。虽然不是特别理想，但大部分观测值都落在了共同支撑领域 (Common Support region) 内，总体来看在可接受的范围内。

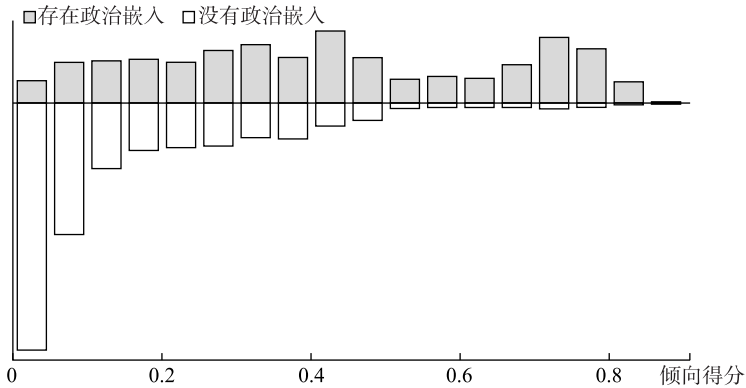


图2 ROC曲线检验共同支撑假设检验

五 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性，本研究也进行了多方面的稳健性检验。首先，通过不同的匹配方法来检验研究结论的稳定性。主要是通过半径匹配、核匹配和马氏距离匹配等。^①其次，通过分组进行匹配的方式检验，如分为党政机关、事业单位以及国有企业等。此外，采用自抽样的方式，获得稳健标准误。

1. 其他匹配方法

从表 7 可见，半径匹配和核匹配的结果中，对于中央、省级、地市级以及县级的 ATT 值都是正向而且显著的，而且有腐败经历和没有腐败经历的政治嵌入同样与前面的最近邻匹配的分析结论相一致。稍微不同的是马氏距离匹配，匹配过后，总体层面的 ATT 值依然是正向的，但不显著，不过有腐败经历和没有腐败经历的政治嵌入对于反腐败信心的影响依然与前面的结论一致。

表 7 其他匹配方法的结果

		总体		有腐败经历		无腐败经历	
核匹配							
	Matched	ATT	T-stat	ATT	T-stat	ATT	T-stat
对中央反腐败的信心	匹配前	0.202	25.880 ***	0.096	3.57 ***	0.190	24.45 ***
	匹配后	0.132	13.190 ***	0.095	3.07 ***	0.115	11.22 ***
对省级反腐败的信心	匹配前	0.197	22.830 ***	0.014	0.48	0.186	21.780 ***
	匹配后	0.123	11.070 ***	0.024	0.71	0.106	9.430 ***
对地市级反腐败的信心	匹配前	0.221	23.420 ***	0.011	0.34	0.205	21.920 ***
	匹配后	0.136	11.070 ***	0.044	1.22	0.108	8.710 ***
对县级反腐败的信心	匹配前	0.277	26.910 ***	0.018	0.56	0.262	25.490 ***
	匹配后	0.151	11.340 ***	0.003	-0.09	0.129	9.53 ***

^① 参考现有文献，其中，本文的半径匹配方法所采用的匹配半径为 0.001。

续表

		总体		有腐败经历		无腐败经历	
半径匹配							
对中央反腐败的信心	匹配前	0.202	25.880 ***	0.096	3.570 ***	0.190	24.45 ***
	匹配后	0.124	11.440 ***	0.101	3.070 ***	0.108	9.59 ***
对省级反腐败的信心	匹配前	0.197	22.830 ***	0.014	0.480	0.186	21.78 ***
	匹配后	0.125	10.350 ***	0.030	0.830	0.108	8.74 ***
对地市级反腐败的信心	匹配前	0.221	23.420 ***	0.011	0.340	0.205	21.92 ***
	匹配后	0.140	10.550 ***	0.022	0.57	0.111	8.19 ***
对县级反腐败的信心	匹配前	0.277	26.910 ***	0.018	0.56	0.262	25.49 ***
	匹配后	0.151	10.510 ***	0.022	0.55	0.132	8.86 ***
马氏距离匹配							
对中央反腐败的信心	匹配前	0.202	25.88 ***	0.096	3.57 ***	0.190	24.45 ***
	匹配后	0.081	1.39	0.128	1.63	0.189	3.38 ***
对省级反腐败的信心	匹配前	0.197	22.83 ***	0.014	0.48	0.186	21.78 ***
	匹配后	0.050	0.77	0.065	0.76	0.213	3.42 ***
对地市级反腐败的信心	匹配前	0.221	23.42 ***	0.011	0.34	0.205	21.92 ***
	匹配后	0.089	1.22	0.106	1.17	0.171	2.47 **
对县级反腐败的信心	匹配前	0.277	26.91 ***	0.018	0.56	0.262	25.49 ***
	匹配后	0.067	0.88	0.024	0.25	0.204	2.77 ***

注：星号前显示的数字是双尾检验 T 值，*、**、*** 分别代表的是 1%、5%、10% 的显著性水平。

2. 分组匹配

由于不同政府部门之间的政治嵌入的影响可能存在差异性，正如一些研究指出，“中国政府的权威结构主要围绕党委政府这个中心，权威地位朝着政府和职能部门方向不断弱化，总体呈现三元而非多元、差序而非扁平”（练宏，2016）。那么，由于这种部门间存在的权威差别，不同类型的部门的政治嵌入是否会存在差异性？因而，为保证结论的稳健性，本文对总体数据进行分组，分别对各个组单独进行倾向得分分析。根据被访者所在政府单位，分为党政机关、事业单位以及国有企业三种类型，在此基础上分组进行倾向得分匹配分析。具体结果如表 8 所示。

表 8 部门间分组匹配的结果 (横向)

结果变量		总体		党政机关		事业单位		国有企业	
		ATT	T-stat	ATT	T-stat	ATT	T-stat	ATT	T-stat
对中央反 腐败的信心	匹配前	0.201	25.92***	0.341	20.39***	0.221	19.21***	0.051	4.57***
	匹配后	0.104	2.44***	0.248	4.43***	0.067	1.48	0.030	0.73
对省级反 腐败的信心	匹配前	0.196	22.90***	0.397	21.56***	0.243	19.11***	-0.005	-0.37
	匹配后	0.103	2.23***	0.324	5.23***	0.145	2.78***	-0.010	-0.21
对地市级反 腐败的信心	匹配前	0.221	23.54***	0.452	22.37***	0.278	19.98***	-0.012	-0.9
	匹配后	0.136	2.66***	0.313	4.57***	0.180	3.14***	0.006	0.12
对县级反 腐败的信心	匹配前	0.276	27.02***	0.527	23.92***	0.326	21.48***	0.022	1.53
	匹配后	0.115	2.07***	0.351	4.7***	0.191	3.1***	-0.029	-0.53

注：星号前显示的数字是双尾检验 T 值，*、**、*** 分别代表的是 1%、5%、10% 的显著性水平。

由表 8 可见，政治嵌入对于各级政府反腐败信心的确实存在一定的差异性，相对而言，党政机关比事业单位的影响更为显著，而事业单位又比国有企业的影响显著。或许，这种情况跟这些部门在政府中的地位相关。可能的情况是，党政机关的政治属性相对更强，因而党政机关更强调党政宣传的作用，而事业单位和国有企业的业务属性更为突出，它们不仅在选人用人环节相对强调以业务能力为主，而且在党政宣传、政治教化方面的功能也相对薄弱，这三类部门呈现出由中心向外围递减的趋势。由此可见，不仅人们对于政府的不同层级间的感知存在差序格局，而且对于横向的、不同类型的政府部门之间的感知也存在着差序格局。

除了在横向维度考察部门间政治嵌入的差异质性，也有必要从纵向历史维度来分析不同世代政治嵌入的差异性。根据烙印理论 (Imprinting Theory) 可知，个体价值观的形塑在很大程度上受到其成长所处的关键历史时期的影响，而这种关键时刻往往是个体角色融入新组织或者新的社会制度的过程，为了减少转型过程所带来的不确定性，个体的价值观和行动会积极地与周围的环境相适应，即便随后的环境发生了显著变化，这种影响依然会持续存在 (Christopher and Andrés, 2013)。改革

开放是中国经济社会发展的伟大转折，不仅解放和发展了社会生产力，而且也进一步解放了人民思想，对于个体行动和价值观有着深远的影响，自然也可能影响到政治嵌入和反腐败信心之间的关系。因而，我们在参考已有文献的基础上，以1959年前后出生作为分组依据，来考察改革开放前后不同世代的政治嵌入的差异性（Danqing, Du and Christopher, 2018）。

从表9可见，1959年前出生的个体在匹配之后政治嵌入的影响都不显著，相比之下，1959年之后出生的个体在中央、省级、地市级以及县级层面的政治嵌入对于反腐败信心的影响都在0.05以上的水平上显著，这在一定程度上说明，改革开放在个体的政治嵌入性对于反腐败信心方面具有积极的影响。

表9 不同世代分组匹配的比较（纵向）

结果变量		总体		1959年前出生		1959年后出生	
		ATT	T-stat	ATT	T-stat	ATT	T-stat
对中央反腐败的信心	匹配前	0.201	25.92***	0.067	3.02***	0.210	24.58***
	匹配后	0.104	2.44***	0.059	1.07	0.155	3.4***
对省级反腐败的信心	匹配前	0.196	22.90***	-0.005	-0.2	0.213	22.72***
	匹配后	0.103	2.23***	0.047	0.76	0.100	2.02**
对地市级反腐败的信心	匹配前	0.221	23.54***	0.020	0.67	0.240	23.46***
	匹配后	0.136	2.66***	0.040	0.56	0.171	3.06***
对县级反腐败的信心	匹配前	0.276	27.02***	0.107	3.25***	0.295	26.41***
	匹配后	0.115	2.07***	0.052	0.66	0.168	2.8***

注：星号前显示的数字是双尾检验T值，*、**、***分别代表的是1%、5%、10%的显著性水平。

3. 自抽样

在上述分析的基础上，按照Efron等的思路（Efron and Tibshirani, 1993），本文进一步采用bootstrap的方法，循环抽样五百次获得ATT值及相关的稳健标准误差等统计量。

从表 10 来看，与其他模型相比，使用 bootstrap 之后所得到分析结果的标准误都变大了，但这对保证模型结论的稳健性有利。总体层面，与前面分析结论基本一致，政治嵌入对于中央、省级、地市级以及县级政府的反腐败信心均呈正向且显著的影响。同时依然发现，与有腐败经历的个体相比，无腐败经历的个体的政治嵌入对于反腐败信心的影响更加显著。不过其中也有些许差异，在有腐败经历的个体之中，政治嵌入对中央反腐败信心的积极影响变得显著了，这在一定程度上可能表明，经历过索贿行为，即使个体对基层级政府的反腐败能力存在疑虑，但依然对中央政府的反腐败能力保持信心。

表 10 bootstrap 基础上的匹配结果

结果变量	总体			有腐败经历			无腐败经历		
	ATT	标准误	P	ATT	标准误	P	ATT	标准误	P
对中央反腐败的信心	0.207	0.039	0.000***	0.125	0.060	0.039***	0.063	0.040	0.116
对省级反腐败的信心	0.169	0.045	0.000***	0.047	0.061	0.443	0.104	0.040	0.010***
对地市级反腐败的信心	0.142	0.050	0.004***	0.082	0.070	0.242	0.200	0.044	0.000***
对县级反腐败的信心	0.182	0.052	0.000***	0.018	0.073	0.344	0.133	0.048	0.006***

注：星号前显示的数字是双尾检验 p 值，*、**、*** 分别代表的是 1%、5%、10% 的显著性水平。

六 结论

反腐败信心关乎未来的反腐败行动，与腐败感知相比，更能够成为个体参与反腐败行动的动机。因而，有必要深入分析反腐败信心。而作为反腐败行动最直接的行动主体，即嵌入公共部门之中的公职人员，他们是否比其他群体对于政府反腐败更有信心，也就是说，政治嵌入性是否有助于提升他们对反腐败的信心，这是值得进一步探讨的。因为这种

政治嵌入性不是随机产生的，而且再加上观测数据本身的特征，这就使得政治嵌入可能带有较强的选择特征，如果直接通过线性回归来探寻两者的因果关系就可能会出现偏误。因而，本文通过倾向得分匹配的方法，构建反事实讨论框架讨论政治嵌入性对于反腐败信心的影响。

经过分析发现，在控制住选择效应的条件下，政治嵌入对于各级政府的清廉感知的影响虽略微下降，但都始终存在积极且显著的影响。而且，与有索贿经历的个体相比，没有索贿经历的个体的政治嵌入对于反腐败信心的积极影响更为显著。此外，不同类型的公共部门的政治嵌入性对反腐败信心的影响也存在明显的差异性，党政部门的政治嵌入性对于反腐败信心的影响最为显著，而国有企业的政治嵌入性影响最为薄弱，呈现出了横向部门之间的差序格局。同时，与其他层级的政府相比，在大多数情况下（即便是有过腐败经历），个体的政治嵌入对于中央政府的反腐败信心总是呈现积极的影响。这间接地说明，中央政府比其他层级政府具有更坚实的合法性基础，这也与 O'Brien 和 Li (2006) 的发现相吻合，出于实现自身利益和合法性的考虑，人们更多对政策执行以及地方政府层面质疑，而尽量避免直接挑战政策制定和中央政府的权威。

根据前文的分析结果可知，即使在剔除掉选择效应之后，政治嵌入性对于反腐败信心存在着积极的影响。可见，在保持和加强对于现有公职人员组织同化和教育的同时，有必要加强对其他社会群体的反腐败宣传和教育。同时，进一步增强基层政府以及国有企业和事业单位的政治意识，提升其廉政知识水平，建立健全“不敢腐，不能腐，不想腐”廉政风险防控的体制机制，形成风清气正的政府整体政治氛围。

诚然，本文还有值得进一步探讨的空间。首先，就方法本身，倾向值匹配只能控制住可观测因素的选择（selection on the observable），但是，无法从根本上消除基于不可观测因素的选择（selection on the unobservable）（Rosenbaum, 2010）。尽管本文尽可能地采用了问卷的现有变量及其变形，而且匹配模型的 AUC 值也明显大于 0.7，但即便如此，由于问卷变量的限制，依然可能存在遗漏变量的问题。因而，为了削弱这一威

胁，本文也根据 Bax 和 Rosenbaum (2005)、Becker 和 Caliendo (2007) 的思路对各个模型的隐藏偏误 (hidden bias) 进行了敏感性分析，基本上都在可接受的范围，没有严重的隐藏偏误。其次，在数据层面，由于倾向值匹配需要处理缺失值，虽然仅损失掉 7% 的样本，但是，依然有可能影响推论的有效性。

参考文献

- 冯仕政，2011，《中国国家运动的形成与变异：基于政体的整体性解释》，《开放时代》第 1 期。
- 管玥，2012，《政治信任的层级差异及其解释：一项基于大学生群体的研究》，《公共行政评论》第 2 期。
- 胡荣，2007，《农民上访与政治信任的流失》，《社会学研究》第 3 期。
- 练宏，2016，《注意力竞争——基于参与观察与多案例的组织学分析》，《社会学研究》第 4 期。
- 李贞，2018，《上半年反腐败成绩亮眼 10 名中管干部、162 名厅局干部落马》，人民网，2018-07-12. <http://leaders.people.com.cn/n1/2018/0712/c58278-30143977.html>。
- 倪星，2017，《利益关联、行动选择与公众的腐败容忍度——基于 G 省的实证分析》，《武汉大学学报》（哲学社会科学版）第 70 期。
- 倪星、李珠，2016，《政府清廉感知：差序格局及其解释——基于 2015 年度全国廉情调查的数据分析》，《公共行政评论》第 3 期。
- 孙宗锋，2017，《中国政府清廉感知双重差异及解释：一个混合研究》，中山大学政治与公共事务管理学院博士学位论文。
- 孙宗锋、高洪成，2015，《公众行贿意愿研究——来自 G 省的调查数据》，《东北大学学报》（社会科学版）第 17 期。
- 周雪光，2012，《运动型治理机制：中国国家治理的制度逻辑再思考》，《开放时代》第 9 期。
- Barnett, T. & Vaicys, C. 2000. "The Moderating Effect of Individuals' Perceptions of Ethical Work Climate on Ethical Judgments and Behavioral Intentions." *Journal of Business Ethics* 27: 351 - 362.
- Bax, M., Goldstein, M. & Rosenbaum, P. et al. 2005. "Proposed definition and classification of cerebral palsy, April 2005." *Developmental Medicine & Child Neurology* 47: 571 - 576.
- Becker, S. O. & Caliendo, M. 2007. "Mhbounds - Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects." *Stata Journal* 7: 71 - 83.
- Becker, S. O. 2002. "Ichino A. Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores" *Stata Journal* 2: 358 - 377.

- Brewer & Gene, A. 2008. "Employee and Organizational Performance." In *Motivation in Public Management: The Call of Public Service.* edited by James, L., Perry and Annie Hondeghem Oxford, UK: Oxford University Press., pp. 136 – 56.
- Christopher Marquis. & András Tilcsik. 2013. "Imprinting; Toward a Multilevel Theory." *Social Science Electronic Publishing* 7: 195 – 245.
- Danqing Wang, Fei Du & Christopher Marquis. 2018. "Defending Mao's Dream: How Politicians' Ideological Imprinting Affects Firms' Political Appointment in China." *Academy of Management Journal*: 17.
- Dehejia, R., H. 1998. "Wahba S. Propensity Score-Matching Methods For Nonexperimental Causal Studies." *Review of Economics & Statistics* 84: 151 – 161.
- Efron, B. & Tibshirani, R. 1993. "An Introduction to the Bootstrap" *New York: Chapman & Hall.*
- Gong, T. & Xiao, H. 2017. "Socially Embedded Anti-Corruption Governance: Evidence from Hong Kong." *Public Administration & Development.*
- Granovetter, M. 1985. "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness." *American Journal of Sociology* 91: 481 – 510.
- Guo, Xiaolin. 2001. "Land Expropriation and Rural Conflicts in China." *China Quarterly* 166: 422 – 439.
- Haveman, H. A. 2012. Jia N., Shi J., et al. "The Dynamics of Political Embeddedness in China." *Administrative Science Quarterly* 62: 67 – 104.
- Holland, P. W. 1986. "Statistics and Causal Inference." *Publications of the American Statistical Association* 81: 945 – 960.
- King, G., Pan, J. & Robert, M. E. 2014. "Political Science. Reverse-engineering Censorship in China: Randomized Experimentation and Participant Observation." *Science* 345 (6199): 1251722.
- Kjeldsen, A. M. & Jacobsen, C. B. 2013. "Public Service Motivation and Employment Sector: Attraction or Socialization?" *Journal of Public Administration Research & Theory* 23: 899 – 926.
- Kjeldsen, A. M. 2013. "Jacobsen C. B. Public Service Motivation and Employment Sector: Attraction or Socialization?" *Journal of Public Administration Research & Theory* 23: 899 – 926.
- Li, B. & Walder, A. G. 2001. "Career Advancement as Party Patronage: Sponsored Mobility into the Chinese Administrative Elite, 1949 – 1996." *American Journal of Sociology* 106: 1371 – 1408.
- Li, H., Gong, T. & Xiao, H. 2016. "The Perception of Anti-corruption Efficacy in China: An Empirical Analysis." *Social Indicators Research* 125: 885 – 903.
- Li, L. 2005. "Political Trust in Rural China" *Modern China* 30: 228 – 258.
- Lotte Bøgh Andersen & Søren Serritzlew. 2012 "Does Public Service Motivation Affect the Behavior of Professionals?" *International Journal of Public Administration* 35: 19 – 29.
- Michelson, E. 2017. "Lawyers, Political Embeddedness, and Institutional Continuity in

- China's Transition from Socialism." *American Journal of Sociology* 113: 352 – 414.
- Moreira, D. B. 2012 "Corrupting Learning: Evidence from Missing Federal Education Funds in Brazil." *Institute for the Study of Labor*: 712 – 726.
- Olken, B. A. & Pande, R. 2012. "Corruption in Developing Countries." *Annual Review of Economics* 4: 245 – 253.
- O'Brien, K. J. & Li, L. J. 2006. *Rightful Resistance in Rural China*. Cambridge University Press.
- Prechel, H. & Morris, T. 2010. "The Effects of Organizational and Political Embeddedness on Financial Malfeasance in the Largest U. S. Corporations: Dependence, Incentives, and Opportunities." *American Sociological Review* 75: 331 – 354.
- Prechel, H. N. 2003. "Big Business and the State : Historical Transitions and Corporate Transformation, 1880s – 1990s." *American Journal of Sociology* 108: 1400 – 1401.
- ROSENBAUM, Paul, R. & RUBIN et al. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70: 41 – 55.
- Rosenbaum, P. R. 2010. "Observational Studies." *Publications of the American Statistical Association* 97: 1207 – 1207.
- Rubin, D. B. 2014. "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies." *Epidemiologic Methods* 66: 88 – 701.
- Sato, H. 2008. "The Changing Structure of Communist Party Membership in Urban China, 1988 – 2002." *Journal of Contemporary China* 17 (57): 653 – 672.
- Stürmer, T. , Joshi, M. & Glynn, R. J. et al. 2006. "A Review of the Application of Propensity Score Methods Yielded Increasing Use, Advantages in Specific Settings, but not Substantially Different Estimates Compared with Conventional Multivariable Methods." *Journal of Clinical Epidemiology* 59: 437.
- Uzzi, B. 1997. "Social Structure and Competition in Interfirm Networks: The Paradox of Embeddedness." *Administrative Science Quarterly*, 42: 35 – 67.
- Walder, A. G. , Li, B. & Treiman, D. J. 2000. "Politics and Life Chances in a State Socialist Regime: Dual Career Paths into the Urban Chinese Elite, 1949 to 1996" *American Sociological Review* 65: 191 – 209.
- Walder, A. G. 1995. "Career Mobility and the Communist Political Order." *American Sociological Review* 60: 309 – 328.
- Wang, Z. 2005. "Political Trust in China: Forms and Causes." *Legitimacy: Ambiguities of Political Success or Failure in East and Southeast Asia*: 113 – 139.
- Winship, C. & Morgan, S. L. 1999 "The Estimation of Causal Effects from Observational Data." *Annual Review of Sociology* , 25: 659 – 706.
- Wright, B. E. & Pandey, S. K. 2008. "Public Service Motivation and the Assumption of Person-Organization Fit Testing the Mediating Effect of Value Congruence." *Administration & Society* 40: 502 – 521.
- Zhu, J. , Lu, J. & Shi, T. 2013. "When Grapevine News Meets Mass Media." *Comparative Political Studies* 46: 920 – 946.