

政治周期对反腐败的影响

——基于2003~2013年中国厅级以上官员腐败案例的证据

聂辉华 王梦琦

内容提要:从长远来看,腐败阻碍了经济发展,因而反腐败成为各国政府的重要任务;然而,反腐败又会影响政治稳定。因此,反腐败与政治稳定之间存在着权衡取舍。文章构建了一个最优反腐败力度的理论模型,分析了政治周期与反腐败之间的关系。文章推测,在政治敏感时期,反腐败力度会减弱。文章收集了2003~2013年中国352个厅级以上官员的腐败案例。通过计量经济学分析发现,全国和地方“两会”或春节等政治敏感时期,反腐败力度显著减弱。此外,从中央直接调任纪委书记的省份,或者媒体曝光度越高的省份,政治周期对反腐败力度的影响越是显著。文章的发现对于当前的反腐败工作具有重要的政策含义。

关键词:反腐败 政治周期 纪委 媒体曝光

中图分类号:D6 文献标识码:A 文章编号:1003-3947(2014)04-0127-14

一、引言

自1978年改革开放以来,中国经济的快速增长举世瞩目。然而,中国的腐败现象也引起了广泛关注。根据透明国际的腐败排行榜,中国的清廉指数得分^①表明,改革开放初期中国的腐败问题尚不严重,但进入20世纪90年代中期之后,腐败现象日益严重(图1)。从全世界范围来看,2013年,中国的清廉指数首次达到4分(满分为10分),在177个国家和地区中排名第80,依然属于腐败程度比较严重的国家。

尽管腐败可以在市场不完善时起到一定的资源配置作用(Shleifer & Vishny, 1994),但从长远来看,腐败不利于经济增长(Aidt, 2003)^②。玛路利用跨国数据进行经验分析,发

作者简介:聂辉华,中国人民大学经济学院教授,中国人民大学国家发展与战略研究院副院长。王梦琦,中国人民大学经济学院。作者感谢两位匿名评审人以及“改革研究小组”的修改建议。

基金项目:教育部人文社科青年项目“中国地区制度质量对企业行为和绩效的影响”(项目编号:12YJC790143);中央组织部首批青年拔尖人才项目。

^① 清廉指数反映的是一个国家政府官员的廉洁程度。1980~2011年采取10分制,10分为最高分,表示最廉洁;0分表示最腐败。2012和2013年采取百分制,我们进行了换算。数据来源于透明国际网站:<http://www.transparency.org>。

^② 聂辉华(2014)提供了一个关于腐败与经济效率之间关系的最新综述。

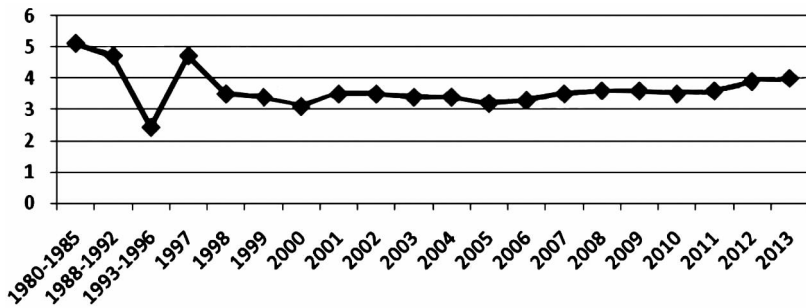


图 1: 1980 ~ 2013 年透明国际关于中国的清廉指数

现腐败对投资和经济增长有负面影响(Mauro ,1995) 。此外 ,腐败对收入分配也有负面影响(Rose - Ackerman ,1978) ,还增加了非正规经济的规模(Friedman et al. 2000) ,降低了人力资本积累、城市化水平、金融深化水平和国际贸易(Li ,Xu & Zou 2000) 。

因此 ,反腐败是各国政府的重要任务。然而 ,由于腐败本身的特性 ,反腐败是一项长期的、复杂的、艰巨的任务。不可忽视的是 ,反腐败也可能由于其风险性而影响政治稳定。一方面 ,反腐败有可能导致政府公务员的工作积极性受到影响。在短期内 ,反腐败会使得一些与政府相关的经济活动(如公款消费和礼品消费) 放缓 ,对经济有负面影响。而且与改革相关的一些措施需要地方政府官员的创新和尝试 ,在规避风险的动机下 ,反腐败运动会降低官员的积极性^①。另一方面 ,反腐败还可能造成群众对执政党和政府的信任危机 ,甚至可能诱发大规模的反政府运动(石云霞 ,1997; 董文芳 ,2002; 包琪 ,2009) 。因而 ,反腐败与政治稳定之间存在着一定程度的权衡取舍 ,即理论上存在一个最优的反腐败力度。

在不同时期 ,政府维持政治稳定的紧迫性和重要性有所差异。在维稳较为紧迫的时期 ,如全国和地方“两会”(人民代表大会和政治协商会议) 以及春节期间 ,政府的维稳任务较重 ,反腐败力度加强对政治稳定的边际破坏效应(边际成本) 大于边际收益。因此 ,为避免反腐败力度控制失当造成不稳定 ,政府可能会放松反腐败的力度; 相反 ,政治敏感时期过后 ,反腐败的力度会相对加大。据此 ,我们推测 ,反腐败可能会与一定的政治周期相联系 ,反腐败力度和被抓人数存在“两会”、春节效应 ,会呈现周期性变化。为此 ,本文构建了一个中央政府与官员的斯坦克尔伯格(Stackelberg) 博弈模型 ,研究了最优反腐败力度的决定 ,并由此得出理论假说: 在全国和地方“两会”或春节等政治敏感时期 ,反腐败力度会减小 ,从而被抓官员数量应比其他时期偏少。

为验证理论模型 ,本文基于 2003 ~ 2013 年中国 352 个厅级以上官员的腐败案例 ,通过 Probit 模型进行计量分析 ,探究腐败官员被抓时间是否与政治周期有联系。结果表明: 在全国和各省“两会”及春节等政治敏感时期 ,反腐败力度显著小于非政治敏感时期 ,且这一结论是稳健的。此外 ,省级纪委书记从中央直接调任的省份 ,或者媒体曝光度越高的

^① 《李稻葵: 反腐败应成改革推力》, <http://money.163.com/14/0524/22/9T1SU6AP00252G50.html> ,2014年7月12日登陆。

省份,政治周期对反腐败力度的影响越是显著。

本文接下来的内容安排如下:第二部分简要评析反腐败与政治周期的相关文献;第三部分建立理论模型并给出主要假说;第四部分介绍本文数据来源、变量选取和实证模型;第五部分给出主要回归结果;第六部分进行稳健性检验;最后进行总结。

二、文献综述

(一) 对腐败和反腐败的研究

腐败通常被定义为“公共权力被用来以违反规则的方式追求个人利益的行为”(Jain, 2001)。在现有文献中,大部分是研究腐败原因,例如吴一平(2005);少数文献研究了反腐败问题。例如,一些学者利用博弈论和成本—收益分析等思路,分析了官员腐败的动机和最优的反腐败力度(倪星、王丽京,2004;李晓明,2008;毛寿龙,2000)。根据成本—收益分析,在均衡中反腐败的收益等于腐败造成的社会和经济损失,而反腐败的成本包括为反腐败支付的人力、物力、财力等,还包括国家相关制度建立和完善的代价(李晓明,2008)。与本文模型较为接近的是(Acemoglu & Verdier,1998),他们借鉴了“效率工资”逻辑,认为必须提供足够高的经济报酬才能防止官员腐败,因此对欠发达经济体而言,允许一定程度的腐败是最佳的。

已有文献已经指出了反腐败对经济发展的积极作用,并且从政治学角度认识到了反腐败活动对政治稳定的破坏。同样地,最优反腐败力度的研究也未涉及反腐败对政治稳定的破坏成本,因而也没有发现政治周期对反腐败力度的影响。

(二) 对政治经济周期的研究

无论是发达国家还是发展中国家,政府都或多或少地对市场经济进行调节和干预。因此,政府的行为,不论是直接投资行为,还是政府的经济政策,以及政府选举等政治行为,都对经济行为有着重要的影响,形成了所谓的政治经济周期(Political Business Cycle, PBC),并受到越来越多的关注。

自诺德豪斯的开创性研究(Nordhaus,1975)以来,人们开始从理论和实证角度研究政治经济周期(Drazen,2001;Rogoff & Sibert,1988;Rogoff,1990;Bertrand,2007)。

由于中国对经济活动的干预较西方而言更加显著,因此以中国为研究对象的政治经济周期的文献也逐渐增多。Guo(2009)利用1997~2002年中国县级数据,描述了一个政治预算周期,即地方领导人在任期的第三年和第四年会提高预算支出,通过制造政绩来获得晋升概率。聂辉华等(Nie et al.,2013)发现,地方政府在政治敏感时期,如地方“两会”和春节期间,追求社会稳定的目标重于经济增长目标,因而会减少危险煤矿的煤产量,从而导致矿难发生数量显著低于非敏感时期。陈卫东和苗文龙(2010)发现,全国和地方“两会”召开周期(政府换届)与经济波动周期之间存在较显著的相关性。此外,李猛和沈坤荣(2010)表明,地方的经济波动与党代会周期也存在显著的关系。周黎安等(2013)发现,在省级党代会召开的当年和后两年,地方官员为获得更多的晋升机会,会倾向于将各种可利用的资源投向对GDP增长贡献大的企业和行业,以追求短期的经济增长,因而会导致资源配置效率的降低。

与现有文献相比,本文的贡献有以下几点。首先,关于腐败问题的研究大多关注腐败的原因和结果,而本文侧重于分析反腐败的影响因素。其次,关于反腐败与政治稳定的联系,现有文献主要从政治学的角度研究。本文尝试利用经济学的理论分析这一政治问题,得出了与现实相符的结论。再次,对政治周期的研究,大多集中于政治周期对经济活动的影响,本文关注的是政治周期对反腐败这一政治行为的影响,从而丰富了政治周期研究的内涵。最后,以往对腐败问题的实证研究,大多基于省级层面或者年度的总体数据,无法深入到微观个体层面。本文通过搜集2003~2013年352个腐败个案的相关信息,建立了独特的数据库,可以进一步分析单个腐败官员被抓时间与政治周期的联系,并有望进一步研究官员腐败行为的微观决定因素,从而拓展了腐败研究的维度^①。

三、理论模型与假说

(一) 理论模型

我们构造一个中央政府和官员的斯坦克尔伯格博弈模型。中央政府首先行动,选择一个对官员的监督水平,即反腐败的力度 τ ,它决定了官员腐败被发现的概率 $p = p(\tau)$, $p'(\tau) > 0$ 。一旦发现官员腐败,中央政府将没收其所得。然后,官员选择努力程度 e 。一方面,官员的努力程度会影响经济产出 $Y(e)$,从而影响官员的个人收益;另一方面,官员努力需要付出成本 $C(e) = \frac{1}{2}\beta e^2$,其中 $\beta > 0$ 表示努力的成本参数,它与制度环境有关。例如,反腐败形势越严峻,或者媒体监督力度越大,努力的边际成本就越高。

官员的效用函数为:

$$U_L = (1-p)Y(e) - \frac{1}{2}\beta e^2 + F = (1-p) \cdot A \cdot e \cdot f - \frac{1}{2}\beta e^2 + F \quad (1)$$

式中 F 为官员的固定工资水平。生产函数 $Y(e) = A \cdot e \cdot f$, $A > 0$, $f = f(l, k)$ 。其中, A 与官员级别 λ 相关,官员级别越高,努力对于经济产出的贡献就越大,即 $A'(\lambda) > 0$ 。在一段时间内,对于特定地区 $f = f(\bar{l}, \bar{k})$ 仅与该地区的资源禀赋相关,假设在所研究的时间区间内保持不变。

中央政府的效用函数为:

$$U_C = pY(e) - \frac{1}{2}\alpha p^2 = p \cdot A \cdot e \cdot f - \frac{1}{2}\alpha p^2 \quad (2)$$

其中 $pY(e)$ 为中央政府反腐败的收益, $\frac{1}{2}\alpha p^2$ 为反腐败的成本, $\alpha > 0$,且在政治敏感时期 α 会增大。

理论上,反腐败力度增大,一方面可以增加中央政府罚没的产出比重;另一方面会减少政府官员的努力程度,从而使得产出减少,这构成了中央政府最优反腐败力度的权衡取舍。我们使用逆向归纳法求解均衡时中央政府的最优反腐败力度。给定被抓概率 p ,官

^① 过勇(2006)利用部分正处级以上腐败官员案例,归纳了腐败原因和领域。最近,公婷和吴木奎(2012)通过选取一家中央法制报刊2000~2009年的腐败案件报道,利用描述性统计分析了腐败现状及特征。

员最大化自身效用的努力程度应满足(1)式的一阶条件(FOC):

$$(1-p)A \cdot f - \beta e = 0 \quad (3)$$

解得:

$$e^* = (1-p) \cdot A \cdot f \cdot \beta^{-1} \quad (4)$$

中央政府在决定反腐败力度时,要考虑官员的行为,故将 e^* 代入政府的效用函数(2)式中,求解最优的抓捕概率 p 。

$$U_c = pY(e) - \frac{1}{2}\alpha p^2 = p \cdot A \cdot e \cdot f - \frac{1}{2}\alpha p^2 = p \cdot (1-p) \cdot A^2 \cdot f^2 \cdot \beta^{-1} - \frac{1}{2}\alpha p^2 \quad (5)$$

FOC

$$(1-2p)A^2f^2\beta^{-1} - \alpha p = 0 \quad (6)$$

$$p^* = \frac{A^2f^2\beta}{\alpha\beta + 2A^2f^2} \quad (7)$$

由于中央政府的反腐败力度是抓捕概率的函数,因此相应的 $\tau^* = \tau(p^*)$ 即为最优的反腐败力度。

从比较静态学的观点看,在政治敏感时期,如全国和地方“两会”召开前后、春节期间等,政府反腐败的成本会增大,即 α 增大,此时对最优反腐败力度的影响为:

$$\frac{dp^*}{d\alpha} = \frac{A^2f^2\beta}{(\alpha\beta + 2A^2f^2)^2} < 0 \quad (8)$$

即政治敏感时期,政府反腐败的成本将增大,从而使得最优反腐败力度不得不减小。

由此,我们得到本文的如下两个命题,其中命题2是本文要检验的主要命题。

命题1: 由于反腐败与政治稳定之间存在权衡,因此存在一个最优反腐败力度 τ^* ,使中央政府和官员的效用均达到最大化,构成一个子博弈完美纳什均衡(SPE)。

命题2: 在政治敏感时期,政府反腐败成本增大(α 增大),由(8)式可知,此时最优反腐败力度 τ^* 会减小。

(二) 假说: 政治周期效应的边际影响

1. 政治周期对反腐败的影响

在全国和各地“两会”、春节等政治敏感时期,政府维持政治稳定的压力较大。相对于长期反腐败的任务,政府更担心短期内,反腐败力度和风险控制不好导致的更大的政治不稳定因素;另外,政府还可能需要将舆论焦点引导向会议讨论决定的各项决策上去,而非关注腐败问题。上述情况都会增大反腐败成本,意味着 α 增大。根据上述(8)式,政府最优反腐败力度 τ^* 会降低。而在会议结束后,政府会逐渐增大反腐败力度使其回到长期最优水平,以促进经济增长。因此,我们得到假说1。

假说1: 政治周期对反腐败力度存在显著影响,表现在“两会”、春节等政治事件期间腐败官员被抓的概率显著减少。

2. 纪委书记对反腐败的影响

目前,中国反腐败的流程是:对于党内的违法乱纪问题,一般先是由纪委展开调查,如

果发现问题就要作出“双规”决定(即在规定的时间内、规定的地点交代问题)。“双规”结束后,根据党内纪律条例并上报同级党委批准作出处分决定,然后将涉及违法行为的调查档案移交给检察机关,检察机关查实后负责向法院起诉,最后定案判刑。

从上述流程中可见,纪委对于反腐败力度的执行起着决定性作用。纪委的领导人是纪委书记,因此纪委书记的行为也必将影响反腐败力度及其随政治周期的变化。纪委书记的行为依赖于其相关特征。2006年之后,一些省份的纪委书记不再从本地提拔或任命,而是从中央直接调任。这些纪委书记的任期一般较短,对当地官员的了解程度较少,因而在政治敏感时期,反腐败成本更高。因此,给定其他条件相同,中央直接调任的纪委书记的反腐败力度在政治敏感时期和非敏感时期之间的差别就越大。

假说2: 纪委书记从中央直接调任的省份,反腐败力度对政治事件的敏感性更显著。

3. 媒体曝光对反腐败的影响

随着互联网以及各种通讯工具的广泛应用,媒体对腐败现象和反腐败行为发挥了越来越重要的监督作用。具体来说,媒体曝光存在下面两种效应。

其一,因为媒体报道起到监督官员的作用(Egorov et al. 2009),增加了腐败被揭发的概率,从而提高了官员努力的成本,即 β 增大。因此,媒体曝光对政治周期引发的反腐败边际效应的影响为:

$$\frac{\partial^2 p^*}{\partial \alpha \partial \beta} = \frac{\partial \left(-\frac{A^2 f^2 \beta}{(\alpha \beta + 2A^2 f^2)^2} \right)}{\partial \beta} = -A^2 f^2 \cdot \frac{2A^2 f^2 - \alpha \beta}{(\alpha \beta + 2A^2 f^2)^3} \quad (9)$$

由于现阶段中国仍以经济建设为中心,故产出足够大或者经济产出处于足够重要的位置,我们可以假设 $2A^2 f^2 - \alpha \beta > 0$,故 $\frac{\partial^2 p^*}{\partial \alpha \partial \beta} < 0$ 。

其二,媒体同时又给纪检部门施加了一定的压力:官员腐败信息的广泛且快速的传播,迫使纪检部门及时作出反应,目的是显示办事效率和态度,以及更重要的是稳定人心。因而,新闻媒体使得反腐败可能成为更大的不稳定因素,在媒体曝光高的省份,反腐败的边际成本 α 更大。因此这方面的边际影响为:

$$\frac{\partial^2 p^*}{(\partial \alpha)^2} = \frac{\partial \left(-\frac{A^2 f^2 \beta}{(\alpha \beta + 2A^2 f^2)^2} \right)}{\partial \alpha} = A^2 f^2 \beta \cdot \frac{2\beta}{(\alpha \beta + 2A^2 f^2)^3} > 0 \quad (10)$$

总之,媒体曝光对边际效应存在两方面方向不同的影响,一方面提高了官员的努力成本,使政府为激励官员努力而降低反腐败的力度;另一方面增大了反腐败的政治稳定成本,进一步降低了政治敏感时期的反腐败力度。媒体对官员腐败行为的直接监督作用目前比较弱,但对反腐败的报道则声势较大,因此这两种效应中第二种效应占主导作用,这导致媒体曝光会使得反腐败的政治周期效应更敏感。

假说3: 媒体曝光较高的省份,反腐败力度对政治事件更加敏感。

4. 官员级别对反腐败的影响

当官员级别较高,即 λ 较大时,官员的努力水平对经济产出的边际贡献更大,即 A 更大。此时在边际上对反腐败的政治周期效应的影响为:

$$\frac{\partial^2 p^*}{\partial \alpha \partial A} = \frac{\partial \left(-\frac{A^2 f^2 \beta}{(\alpha \beta + 2A^2 f^2)^2} \right)}{\partial A} = -\beta f^2 \cdot \frac{2A \cdot (\alpha \beta - 2A^2 f^2)}{(\alpha \beta + 2A^2 f^2)^3} \quad (11)$$

如前假设 $2A^2 f^2 - \alpha \beta > 0$, 有 $\frac{\partial^2 p^*}{\partial \alpha \partial A} > 0$ 。

另一方面, 惩治级别较高的腐败官员, 牵涉面更广, 具有“抓一个大官牵连出一群小官”的成本放大效应。因此, 政府反腐败所需的投入更多, 触动利益群体更大, 从而在政治敏感时期反腐败的成本 α 增大更多。根据式(10), 我们有 $\frac{\partial^2 p^*}{(\partial \alpha)^2} > 0$ 。

综合上述两方面的效应, 在全国和各地“两会”以及春节等政治敏感时期, 政府对高级官员的反腐败力度有更大幅度的减小。

假说 4: 官员级别越高, 政府的反腐败力度对政治周期的敏感性越大。

四、数据与计量模型设定

(一) 数据来源

本文的腐败样本时间跨度为 2003 ~ 2013 年, 这 11 年正好包含了两个完整的以全国党代会为分界点的政治周期。腐败案例主要通过搜集中央纪委监察部网站、财新网、搜狐网、网易等新闻媒体的报道, 选取级别为厅局级副职以上(包括国家级正职、国家级副职、省部级正职、省部级副职、厅局级正职以及厅局级副职)的官员, 获取了官员被抓时间、性别、任职省份、年龄、级别、任职等信息, 以个案为单位, 共计 352 名官员。之所以选取这个样本, 是因为这类被抓官员的报道更加全面、准确, 尽量避免了样本遗漏问题^①。

本文的政治周期包括全国人民代表大会和中国人民政治协商会议、地方“两会”的开幕与闭幕时间, 这些数据均来自新华网“两会”专题报道。此外, 我们通过人民网收集了各省纪委书记的履历。媒体曝光数据来源于历年《中国新闻出版统计资料汇编》。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

本文的目的是分析政治周期对反腐败力度的影响。因而, 我们选取腐败官员在某一特定时期是否被抓这一 0-1 变量作为被解释变量。

2. 解释变量

我们的主要解释变量是政治周期。根据中国政治周期的特色, 构成政治周期的主要政治事件, 包括全国人民代表大会和中国人民政治协商会议, 每五年一届, 于每年 3 月 5 日至 3 月 18 日在北京召开。各省的“两会”通常早于全国“两会”召开, 基本在 1 月份召开, 少数情况下也可能在 2 月初召开。2003 ~ 2013 年 29 个省(除去西藏自治区和青海省)仅有六次地方“两会”是在 2 月召开的。

之所以选取地方“两会”作为政治周期中最重要的政治事件, 聂辉华等(Nie et al.,

^① 若选择以部级干部为研究对象, 则样本量太少; 选择处级以上干部为对象, 则很容易产生样本遗漏问题。

2013)给出了这样的解释:一方面,地方“两会”是执政的中国共产党将其执政意图变成法律法规,并公布于众的最重要一步。Cho(2002)指出,省级人民代表大会在地方立法、联系中央与地方,以及实现信息传递等方面起着重要作用。另一方面,地方“两会”是政府官员任免的关键会议,且会受到新闻媒体的广泛关注。在政治升迁的零和博弈下,地方官员之间的竞争更加激烈,不稳定因素可能成为竞争者们用来攻击对手的工具,同时媒体的关注也更容易将反腐败对政治稳定的负面影响放大。因此,“两会”期间是高度的政治敏感时期,也是各级政府维持社会稳定的重要时期。

此外,本文也考虑了春节对反腐败的影响。春节并不是政治事件,但却是中国最重要的传统节日。不同于其他传统节日,春节有许多“忌讳”,比如在长达一周的春节期间,新闻媒体都只会报告好消息,尽量避开不好的消息。春节期间的假期效应以及其特殊的风俗,都会对政府反腐败行为产生影响。春节假期一般在公历的2月份。

根据中国政治周期的特色,本文以全国和各省“两会”以及春节等政治事件所处的时期作为主要解释变量。具体来说,我们考虑一个官员的被抓时间是否处于主要政治事件发生前后的一段时间。例如,某个官员被抓时间若处于地方“两会”召开前15天至闭幕后15天的窗口期,我们就赋值虚拟变量1,否则为0。

3. 控制变量

我们的主要控制变量包括:①官员个人信息(如性别、最终学历、职位级别、是否在本省任职、是否曾在中央任职、是否曾在政法系统任职等);②年份特征,是否为换届年,以及年份的系列虚拟变量,以便控制年份的固定效应;③省份特征,包括纪委书记的特征、媒体曝光程度,以及省份虚拟变量,以便控制省份固定效应。

(三) 计量模型设定

本文的被解释变量 y 是腐败官员在某个政治周期内是否被抓,为0-1二元哑变量。因此我们选取Probit模型进行回归,这一模型关注的重点在于官员被抓的条件概率:

$$P(y = 1 | X) = P(y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_n) = F(x\beta) \quad (12)$$

其中, X 包含所有解释变量和控制变量,主要解释变量为政治周期,以全国和地方“两会”、春节为主要代表。针对每个政治周期,每个官员都对应于两个因变量,由此我们构造了一个以人—时间为单位的混合截面数据。在Probit模型中, F 是标准正态分布的累积分布函数,可表示为:

$$F(w) = \Phi(w) = \int_{-\infty}^w \phi(w) dz \quad (13)$$

其中, $\phi(w)$ 为标准正态分布的密度函数, $\phi(w) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2/2)$ 。 F 的选择确保了(13)式对所有参数和自变量的取值都严格介于0与1之间。

本文主要想解释政治周期(例如“两会”)对官员被抓概率 $P(y = 1 | X)$ 的影响。 x_1 是一个虚拟变量,它从0变为1的偏效应为:

$$F(x_0 + x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_n\beta_n) - F(x_0 + x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \dots + x_n\beta_n) \quad (14)$$

其含义为,保持其他因素不变,腐败官员在“两会”期间被抓的概率与其他时期的概率之差。此外,Probit模型的拟合优度指标为拟 R^2 。

(四) 描述性统计

在正式回归之前,首先来看一下被抓官员数是否呈现出明显的政治周期特征。表1展示了2003~2013年各月份被抓官员数。从中可见,1、2、3月份被抓官员数显著少于其他月份,而4月份开始增多,这一特征在几乎所有年份都类似。这说明,反腐败力度在地方“两会”召开的1月份,春节所处的2月份,以及全国“两会”召开的3月份均有所减小,有比较明显的政治周期特征。值得注意的是,由于2012年底中共十八大刚结束,反腐力度突然加强,导致2013年1月份被抓官员数明显超过平均值。

表1: 2003~2013年被抓官员数与月份关系

| 年\月 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 总计 |
|------|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|
| 2003 | 0 | 0 | 1 | 5 | 2 | 1 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 11 |
| 2004 | 0 | 0 | 0 | 2 | 1 | 2 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 7 |
| 2005 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 3 | 1 | 0 | 2 | 9 |
| 2006 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 3 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 5 | 11 |
| 2007 | 3 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 2 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 13 |
| 2008 | 0 | 1 | 2 | 2 | 1 | 2 | 0 | 1 | 3 | 2 | 0 | 1 | 15 |
| 2009 | 2 | 0 | 2 | 3 | 1 | 3 | 3 | 1 | 4 | 4 | 1 | 4 | 28 |
| 2010 | 2 | 0 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 2 | 15 |
| 2011 | 1 | 4 | 0 | 2 | 3 | 4 | 1 | 2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 21 |
| 2012 | 3 | 2 | 1 | 1 | 0 | 1 | 3 | 3 | 1 | 0 | 3 | 4 | 22 |
| 2013 | 21 | 6 | 3 | 11 | 7 | 7 | 10 | 19 | 8 | 11 | 18 | 31 | 152 |
| 总计 | 33 | 14 | 13 | 29 | 19 | 26 | 22 | 28 | 22 | 23 | 25 | 50 | 304 |

数据来源: 作者搜集的腐败官员数据库

五、主要回归结果

本文采用 Probit 模型进行回归分析,考虑政治事件对官员被抓的影响,即分析一个政治事件发生前后15天内及其发生期间(窗口期内),官员被抓的概率是否会显著降低。

(一) 政治周期对反腐败的影响

首先考虑全国“两会”对反腐败力度是否会产生影响。为此,采用 Probit 模型,以官员是否被抓为被解释变量,仅对是否在全国“两会”窗口期内回归,得到表2中第(1)列的结果。位于全国“两会”前后15天内这一解释变量的系数在1%的水平上显著为负,说明在全国“两会”期间,腐败官员被抓的概率相对于其他时候显著减小。然后,我们将所有控制变量放入,包括:官员自身的个人特征,如性别、年龄、是否在本地任职、是否曾在政法系统任职、最终学历以及级别(是否为副部级以上);官员任职省份的特征,如是否为直辖市等;以及被抓年份是否为党代会召开年,即换届年等,并控制省份和年份固定效应,回归结果如表2第(2)列所示。结果解释变量依然在1%的水平上显著,这表明,全国“两会”召开的确会显著降低反腐败力度。命题2被初步证实。

表2: 政治周期对反腐败的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 全国“两会” 前后15天 | -2.741*** (0.135) | -2.816*** (0.276) | | | | | | |
| 地方“两会” 前后15天 | | | -3.198*** (0.162) | -4.067*** (0.535) | | | | |
| 春节 前后15天 | | | | | -2.386*** (0.124) | -2.415*** (0.249) | | |
| 政治事件 前后15天 | | | | | | | -1.385*** (0.103) | -1.496*** (0.210) |
| 控制变量 | N | Y | N | Y | N | Y | N | Y |
| 观测值 | 704 | 172 | 704 | 172 | 704 | 172 | 704 | 172 |
| 拟R ² | 0.580 | 0.599 | 0.679 | 0.806 | 0.481 | 0.489 | 0.198 | 0.227 |
| 最大似然值 | -205.113 | -48.868 | -156.181 | -23.609 | -253.332 | -62.313 | -391.429 | -93.329 |

注: (1) 因变量为官员是否在特定政治事件期间被抓; (2) 小括号内为标准误; (3) *、**、*** 分别表示10%、5%和1%的显著水平; (4) 控制变量包括官员个人特质、省份特征、省份和年份固定效应。

类似地,我们将政治事件换成地方“两会”和春节,分别不控制和控制官员个人特征、省份特征及省份和年份固定效应之后,所得结果分别如表2中(3)~(4)列和(5)~(6)列所示,所有的解释变量系数都在1%的水平上显著为负。这说明,相对于平时,春节前后、地方“两会”前后腐败官员的被抓概率显著减小。如果同时考虑三个政治事件,如表2中第(7)~(8)列所示,任意政治事件前后,腐败官员的被抓概率均显著减小。

上述结果均表明,以主要政治事件为代表的政治周期的确会对反腐败力度产生显著影响,从而假说1得到了证实。

(二) 纪委书记特征对边际效应的影响

为检验假说2,即考察纪委书记的特征是否在边际上会影响政治周期对反腐败的影响,本文以地方“两会”前后15天内这一虚拟变量与任职省份纪委书记是否从中央直接调任做交叉项,并将其作为主要解释变量。控制其他因素后,结果如表3中第(1)列所示。交叉项的系数在1%的水平上显著为负。这表明,相对于纪委书记来自本地或其他省份的地方,纪委书记从中央直接调任的省份,其反腐败力度对政治周期更加敏感,或者说政治周期的边际效应越大。

表3: 纪委书记特征、媒体曝光、级别对边际效应的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------|----------------------|----------------------|-----|-----|-----|
| 中央调任交互项 | -9.546*** (0.902) | | | | |
| 中央调任 | 4.664*** (0.870) | | | | |
| 媒体曝光交互项 | | -0.032*** (0.008) | | | |

续表 3

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 媒体曝光 | | -0.000* (0.000) | | | |
| 级别交互项 | | | -0.771 (0.741) | | |
| 级别 | | | 0.046 (0.452) | | |
| 地方“两会” 前后 15 天 | -4.377*** (0.792) | -3.672** (0.639) | -3.077*** (0.352) | -4.339*** (0.781) | -3.725*** (0.623) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 观测值 | 158 | 98 | 214 | 110 | 66 |
| 拟 R ² | 0.887 | 0.859 | 0.693 | 0.835 | 0.805 |
| 最大似然值 | -12.356 | -21.680 | -45.421 | -12.560 | -8.900 |

注: (1) 因变量为官员是否在特定政治事件期间被抓; (2) 小括号内为标准误; (3) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平; (4) 控制变量包括官员个人特质、省份特征、省份和年份固定效应。

(三) 媒体曝光对边际效应的影响

Egoroy 等(2009)指出,即便在非民主国家,媒体也可以起到监督政府官员的作用。聂辉华等(Nie et al., 2013)以矿难为例,也发现了媒体曝光会放大矿难的政治周期效应。为研究媒体曝光对反腐败力度的政治周期效应的影响,本文借鉴 Besley 和 Burgess (2002)、聂辉华等(Nie et al., 2013)以及 Jia 和 Nie(2012)的方法,选取本省各种刊期报纸的人均印张数作为该省媒体曝光的代理指标,并将其与地方“两会”前后 15 天内这一虚拟变量做交互项,检验假说 3。回归结果如表 3 第(2)列所示。交叉项的系数显著为负,说明媒体曝光度越高的省份,政府在地方“两会”期间的反腐败力度变化更加显著,或者说反腐败力度受政治周期影响的变化幅度更大,假说 3 得到了证实。

(四) 官员级别对边际效应的影响

为验证假说 4,仍以地方“两会”为例,取地方“两会”前后 15 天内与官员级别的交互项为主要解释变量。官员级别的取值越大,表示官员级别越高。加入控制变量之后的回归结果如表 3 第(3)列所示,此时交互项不显著。进一步地,我们将腐败官员的样本分为低级别官员(包括厅局级正职和厅局级副职)和高级别官员(包括国家级正职、国家级副职、省部级正职、省部级副职)两个子样本,按表 2 中的基本回归模型分别进行回归。结果分别如表 3 第(4)和第(5)列所示。回归系数表明,对高级别官员的反腐力度对政治周期似乎更不敏感($3.725 < 4.339$)。

有趣的是,上述回归结果与假说 4 似乎相反。假说 4 隐含的假设是,对高级别官员的反腐败成本更高,因此更倾向于避开政治周期。但是,副部级以上官员的调查由中央纪委直接负责,而厅级官员由各省纪委负责。由于调查主体不同,对中纪委而言,调查副部级以上官员的成本很可能并不高于升级为调查厅级官员的成本,这违反了假说 4 的假设,导致假说 4 没有得到证实。另外,副部级以上官员的任命主要由中组部掌握,不太受地方“两会”的影响,这也导致副部级以上官员的被抓与地方“两会”关系不大。

六、稳健性检验

为了从实证上再次论证政治周期对反腐败力度的影响的确是源于政府在反腐败与政治稳定之间进行权衡所致,下面分别针对时间跨度选择和变量选取进行了稳健性检验。

(一) 政治事件窗口期改为 30 天

政治周期是我们的主要解释变量,这一变量的度量误差可能影响结果。为此,我们不妨将窗口期延长至 30 天,即以政治事件前后 30 天内为主要解释变量,对官员是否被抓进行回归。所得回归结果与主要结果类似,在此略去。这表明,周期界限在一定范围内的调整不会对回归结果产生实质性影响,这说明政治周期对反腐败力度的影响是稳健的。

(二) 政治周期对宣判时间的影响

腐败官员被抓时间可以反映当时的反腐败力度,而之后官员的审判和宣判时间也是反腐败力度的另一个指标。因为宣判也可以在一定程度上起到与抓人一样的正面威慑效果,但也有案件细节曝光后可能引起骚动等负面影响。因而,本文选取宣判时间作为另一个被解释变量。由于并没有官员在“两会”和春节前后 15 天内被宣判,因而将窗口期改为 30 天。采用与表 2 相似的模型和方法。回归结果表明,主要解释变量的系数显著为负,即在重要政治事件前后,被宣判的腐败官员数显著减少。

(三) 排除特殊年份的干扰

众所周知,2013 年是反腐败的高峰期,这可能会导致样本结果缺乏随机性。为此,我们删除了 2013 年的样本,仅对 2003~2012 年被抓官员样本进行回归,所得结果与表 2、表 3 的结论一致,结果仍然是稳健的。

(四) 内生性问题

另一个问题是,解释变量可能是内生的,但这个问题对本文而言不存在。首先,全国和地方“两会”以及春节这些政治事件每年都是固定的和外生的,因而反腐败力度与政治周期并不存在反向因果关系。其次,无论是使用官员被抓与否,还是宣判时间作为被解释变量,对结果都没有影响,可排除测量误差引起的内生性。最后,除了主要的解释变量,本文控制了官员层面、省级层面和年份层面的因素,回归的拟 R^2 一般可达到 0.6 以上,说明即使存在遗漏变量,影响也不会很大。

七、结 论

现有文献主要关注腐败的决定因素或者后果,本文则关注反腐败力度的影响因素。我们认为,反腐败虽然有利于政治清廉和长期经济增长,但是也会提高政治不稳定程度,因此反腐败与政治稳定之间存在权衡。通过建立数学模型,本文考察了政治周期对最优反腐败力度的影响。然后,我们利用 2003~2013 年中国 352 个厅级以上官员腐败的案例数据进行了实证分析。回归结果表明,在控制官员个体特征、省份特征以及省份和年份固定效应后,在全国和各地“两会”、春节期间及前后,政府的反腐败力度显著减小,说明了政治周期的确对反腐败有显著影响。此外,纪委书记由中央直接调任的省份,或者媒体曝光越高的省份,政治周期对反腐败的影响越强。

本文对我国反腐败工作具有重要的政策含义。第一,反腐败工作要注意其对政治稳定的负面作用。反腐败应重在长期,重在平时。第二,由于激烈的反腐败会带来很高的社会成本,同时在中国尚不存在完善的监督体制,因此应多管齐下防治腐败,例如限制官员权力,减少腐败机会。第三,在某些敏感时期,无法大刀阔斧地进行反腐败,这可能成为腐败官员潜逃的契机。为防止此类事件发生,可采用其他较温和的方式,如限制出入境,限制银行转账等方式隐蔽进行。

参考文献:

- 包琪 2009 “浅析反腐败与政治稳定”,《中共山西省直机关党校学报》2009 4。
- 陈卫东、苗文龙 2010 “政府换届、经济政策与政治经济周期”,《经济经纬》2010 4。
- 董文芳 2002 “反腐败与政治稳定”,《山东省青年管理干部学院学报》2002 1。
- 公婷、吴木奎 2012 “我国 2000—2009 年腐败案例研究报告——基于 2800 余个报道案例的分析”,《社会学研究》2012 4。
- 过勇 2006 “经济转轨滋生腐败机会的微观机制研究——从 594 个腐败要案中得出的结论”,《经济社会体制比较》2006 5。
- 李猛、沈坤荣 2010 “地方政府行为对中国经济波动的影响”,《经济研究》2010 12。
- 李晓明 2008 “成本收益理论: 腐败与反腐败的机理”,《广西政法管理干部学院学报》2008 2。
- 毛寿龙 2000 “腐败与反腐败的成本收益”,《珠江经济》2000 7。
- 倪星、王丽京 2004 “腐败与反腐败的博弈论研究”,《江汉论坛》2004 10。
- 聂辉华 2014 “腐败对效率的影响: 一个文献综述”,《金融评论》2014 1。
- 石云霞 1997 “反腐败与保持政治稳定”,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》1997 1。
- 吴一平 2005 “经济转轨、集体腐败与政治改革——基于中国转轨经验的经济学分析”,《当代经济科学》2005 2。
- 张军、高远 2008 “官员任期、异地交流与经济增长——来自省级经验的证据”,《经济研究》2008, 11。
- 周黎安、赵鹰妍、李力雄 2013 “资源错配与政治周期”,《金融研究》2013 3。
- Acemoglu, D., and T. Verdier 1998. “Property Rights, Corruption and the Allocation of Talent: A General Equilibrium Approach.” *Economic Journal*. 108: 1381 – 403.
- Aidt, T. S., and J. Dutta 2001. “Policy Compromises: Corruption and Regulation in a Dynamic Democracy.” University of Cambridge Working Paper.
- Bertrand, Marianne, and Sendhil Mullainathan, 2001. “Do People Mean What They Say? Implications for Subjective Survey Data.” *American Economic Review*. 2: 67 – 72.
- Besley, Timothy, and Robin Burgess 2002. “The Political Economy of Government Responsiveness: Theory and Evidence from India.” *Quarterly Journal of Economics*. 4: 1415 – 51.
- Cho, Young Nam, 2002. “From Rubber Stamps to Iron Stamps: The Emergence of Chinese Local People’s Congresses as Supervisory Powerhouses.” *China Quarterly*. 171: 724 – 40.
- Drazen, Allen, 2001. *The Political Business Cycle after 25 Years*. MA: MIT Press.
- Egorov, Georgy, Sergei Guriev, and Konstantin Sonin 2009. “Why Resource – poor Dictators Allow Freer Media: A Theory and Evidence from Panel Data.” *American Political Science Review*. 4: 645 – 68.
- Friedman, Eric, Simon Johnson, Daniel Kaufmann, and Pablo Zoido Lobaton, 2000. “Dodging the Grab-

- bing Hand: The Determinants of Unofficial Activity in 69 Countries. ”*Journal of Public Economics*. 3: 459 – 93.
- Guo , G. 2009. “China’s Local Political Budget Cycles. ”*American Journal of Political Science*. 3: 621 – 32.
- Jain ,A. K. 2001. “Corruption: A Review. ”*Journal of Economic Surveys*. 1: 71 – 121.
- Jia , Ruixue , and Huihua Nie ,2012. “Decentralization , Collusion and Coalmine Deaths. ”Working Paper.
- Li , Hongyi , Li – xin Colin Xu , and Heng – fu Zou 2000. “Corruption , Income Distribution and Growth. ”*Economics and Politics*. 2: 155 – 81.
- Mauro , P. ,1995. “Corruption and Growth. ”*Quarterly Journal of Economics*. 110: 681 – 712.
- Nie , Huihua , Minjie Jiang , and Xianghong Wang ,2013. “The Impact of Political Cycle: Evidence from Coalmine Accidents in China. ”*Journal of Comparative Economics*. 41: 995 – 1011.
- Nordhaus ,William ,1975. “The Political Business Cycle. ”*Review of Economic Studies*. 2: 169 – 90.
- Rogoff , Kenneth , and Anne Sibert ,1988. “Elections and Macroeconomic Policy Cycles. ”*Review of Economic Studies*. 1: 1 – 16.
- Rogoff , Kenneth ,1990. “Equilibrium Political Budget Cycles. ”*American Economic Review*. 1: 21 – 36.
- Rose – Ackerman , Susan ,1978. *Corruption: A Study in Political Economy*. New York , NY: Academic Press.
- Shleifer , A. , and R. W. Vishny ,1994. “Politicians and Firms. ”*Quarterly Journal of Economics*. 109: 995 – 1026.

The Impact of Political Cycles on Combatting Corruption: Evidence from Chinese Bureau – level Corruption Cases during 2003 – 2013

Nie Huihua & Wang Mengqi

(School of Economics , Renmin University of China , Beijing)

Abstract: In the long run , corruption undermines economic development , so eliminating corruption is an important task for governments. However , combatting corruption may threaten political stability , so there should be a trade – off between combatting corruption and political stability. This paper discusses the relationship between political cycles and combatting corruption , by building a model of an optimal fight against corruption. We predict that during politically sensitive periods , the intensity of combatting corruption will abate. We collected 352 Chinese bureau – level corruption cases during 2003 – 2013. With theoretical prediction , we find: during the national and provincial people’s congresses and committees of the CPPCC , Spring Festival and other political events , the intensity of the fight against corruption significantly decreased. Administrative areas at the provincial level whose secretaries of commissions for discipline inspection are directly appointed by the CPC Central Committee , or whose exposure to media is high , the effect of political cycles has a more obvious effect on their fight against corruption. These findings have important implications for the anti – corruption policy.

Key words: Combatting Corruption; Political Cycle; Commission for Discipline Inspection; Media Exposure

(责任编辑: 刘承礼)