



引用格式:艾昆鹏,陈洞漫.地方主政官员特质、制度质量与腐败治理力度:基于2007—2019年全国31个省份数据的实证分析[J].郑州轻工业大学学报(社会科学版),2022,23(4):19-27.

中图分类号:C912.3;D630.9 文献标识码:A

DOI:10.12186/2022.04.003

文章编号:2096-9864(2022)04-0019-09

地方主政官员特质、制度质量与腐败治理力度

——基于2007—2019年全国31个省份数据的实证分析

The characteristics of regional heads, institutional quality and the strength of corruption governance

—Empirical analysis based on data of 31 provinces in China

艾昆鹏,陈洞漫

AI Kunpeng, CHEN Dongman

河南师范大学 政治与公共管理学院,河南 新乡 453007

摘要:随着我国经济社会的发展变化,腐败的成因和具体表现更加复杂,需要加强常态化的腐败治理机制建设以巩固我国近年来反腐败斗争的成果,深化标本兼治。通过对2007—2019年全国31个省份的相关数据进行实证分析发现:地方主政官员的任职时间、升任方式与腐败治理力度相关性较强;地方制度质量水平既与腐败治理力度呈正相关关系,也能够正向调节地方主政官员个人特质对腐败治理力度的影响。推动腐败治理机制建设,应继续强化理想信念教育和廉政文化建设;加强政府权力结构的顶层设计,构建有利于腐败治理的制度体系;完善干部人事制度,不断优化公共部门人力资源管理;注重加强制度质量,提高制度化水平。

关键词:

腐败治理;
制度质量;
地方主政官员;
个人特质

[收稿日期]2022-06-07

[基金项目]河南省社科规划项目(2020BZZ004;2021BZZ013);河南省人大制度理论研究会资助课题(RDY(2022)A12)

[作者简介]艾昆鹏(1976—),男,河南省确山县人,河南师范大学副教授,博士,硕士生导师,主要研究方向:政治学理论、中国政府与政治;陈洞漫(1998—),男,河南省内黄县人,河南师范大学硕士研究生,主要研究方向:中国政府与政治。

“权力导致腐败,绝对的权力绝对导致腐败。”阿克顿的这句名言揭示了人类政治生活中的腐败现象总是难以消除的原因。但政治实践经验表明,积极有效的腐败治理还是可以在很大程度上抑制腐败现象的滋生和发展的。中共十八大以来,以习近平同志为核心的党中央站在新时代党和国家事业发展全局的高度,把全面从严治党纳入“四个全面”战略布局,大力推进党风廉政建设和反腐败斗争,在腐败治理方面取得了显著成效。但随着我国经济社会的发展变化,腐败的成因和具体表现更加复杂,需要加强常态化的腐败治理机制建设,以巩固反腐败斗争成果,深化标本兼治,而建设积极高效的腐败治理机制离不开对腐败治理过程中关键因素及其相互关系的分析。鉴于此,本文拟基于2007—2019年全国31个省份的数据资料,尝试运用量化分析方法探究地方主政官员特质、制度质量与腐败治理的逻辑关系和作用机制。

一、研究现状

在腐败治理过程中,各级领导的个人特质能够发挥多大的作用,是一个有待考察的因素。在我国现行体制机制环境下,地方主政官员在具体施政过程中主导性作用明显,拥有较大的自由裁量空间。因此,地方政府官员的施政行为选择受到领导特质理论及相关研究的关注。不过,对我国地方政府官员行为的早期研究较少关注地方官员的个人特质对政府行为、治理效果的影响,而是将其视作一个整体,重点关注财政包干制度改革对其带来的财政与经济激励^[1]。近年来的研究开始关注地方官员的个体性因素及特征,特别是采用多变量分析方法探讨领导特质对施政特点及效果的影响成为新的趋势^[2]。部分学者率先将注意力集中到地方主政官员个人特质与辖区经济的关系上。比如,基于各省省长交流样本定量识别地方官员对地

区经济增长的影响程度^[3];关注地方官员来源、去向、任期和辖区经济增长的关系,基于省长、省委书记个人特质因素分析不同省份经济增长的特点^[4],或考察地方官员的企业背景经历对经济增长的影响^[5];根据一定时间内的全国地级市面板数据分析,研究官员更替对经济增长的影响^[6]。此外,近年来一些新的研究开始关注官员个人特质与其他领域的关系。例如,官员个人特质对PPP项目落地快慢的影响^[7],官员特质与雾霾治理的关系^[8],官员任期与酒店行业发展的关系,等等。同时,一些学者也将企业管理领域的高阶理论应用于官员特质与治理效能关系的研究中。在高阶理论中,高层管理团队的个人特质如性别、年龄、学历、工作背景等均被视为影响企业组织战略选择与绩效的重要因素^[9]。比如,运用高阶理论分析我国GDP百强市市委书记的个人特质对GDP绩效的影响^[10],以及省级主政官员个人特征对治理绩效的影响等^[11]。从以上研究可以看出,目前关于地方领导个人特质的多变量分析大多聚焦在个人特质与经济增长关系方面,较少涉及腐败治理力度与成效问题。

制度在政策制定、执行与资源配置方面扮演着关键角色,所以良好的制度是国家和地区的一种比较优势,不但能够有效提高资源配置效率和促进经济增长,也决定着其他领域的治理成效。因此,如果不考虑制度环境的规范作用而只分析官员特质与治理效能的关系就不够全面,地方领导的个人特质所能发挥的作用需要置于现有的制度环境条件下进行考察。与其他有形资源一样,制度同样具有质量高低之分,这方面的研究文献,近年来在经济学研究领域出现较多。例如,探讨制度质量的价值及衡量制度质量的方法^[12],营商环境中的制度因素在经济持续发展中的作用等^[13]。此外,还有不少相关研究成果似乎已经表明,制度质量是影响地区经济增长的重要因素在经济学领域已经是

一个不争的事实^[14]。同样,制度质量在腐败治理研究中也是一个重要的变量,但相对于侧重从经济学角度分析制度质量与经济发展关系的研究成果,这方面的研究还较为薄弱。因此,基于上述研究状况,本文将研究重心转移到地方主政官员特质、制度质量与腐败治理的逻辑关系上,对在制度质量的调整规范作用下地方主政官员个人特质与该地区腐败治理力度的关系进行实证研究,以期为推进常态化的腐败治理机制建设提供参考。

二、理论分析与研究假设

中共十八大以来,党中央从思想教育、作风建设、制度规范、舆论宣传等方面进行综合布局,合力整治腐败现象。在此背景下,各地的腐败治理都取得了明显成效。但这并不意味着地方主政官员在腐败治理过程中的影响可以忽略,各地腐败治理成效的差异在一定程度上可以支持这种判断。基于此考虑,本文拟通过实证分析揭示地方主政官员的个人特质和制度环境对腐败治理力度的影响机制,从地方主政官员特质对腐败治理的影响机制、制度质量对腐败行为的约束机制、制度质量调节下地方主政官员特质对腐败治理力度的影响三个方面进行理论分析并提出研究假设。

1. 地方主政官员特质对腐败治理的影响机制

地方主政官员在我国国家治理体系中具有举足轻重的地位,他们的个人特质会对其所辖地区的腐败治理产生深远影响。正如有学者所指出的那样,在中国特有的制度环境下,领导者的注意力和偏好塑造了地方政府的政策执行策略^[15]。地方官员的个人特质对其所辖领域产生一定的影响已经成为共识,但这种影响如何发生以及能够发挥多大的作用,是一个有待深入研究的问题。鉴于资料收集和量化分析的局限,本文主要从任职时间和升任方式两个方面分析地方主政官员特质与腐败治理之间的关系。

(1) 任职时间对腐败治理力度的影响

任期制度是指公职人员的任职时间有着明确限制,达到一定期限后不能再次担任该职务的制度。改革开放以来,我国干部人事制度不断发展完善,干部任期制也逐渐制度化并全面实施。目前,省部级党政正职领导一般为65周岁退休,在同一个职位任职不超过两个任期即10年,到65周岁时任期不满的话可以再延期3年。有研究指出,从长期来看,反腐败有利于经济长远稳健发展^[16],但在短期内会对经济增长产生负面影响^[17]。因为反腐败不但不可避免地占据官员个人精力、政府资源等,而且会打破存在腐败现象时形成的经济发展秩序和路径,对发展经济产生一定影响。地方主政官员任职期间,一方面年龄增长使晋升压力逐渐增大,在这种压力驱动下,其在经济发展过程中往往会采取短期、见效快的方式来凸显政绩,因此对短期内影响经济发展的其他事务的关注有所下降;另一方面,随着时间推移,地方主政官员不断融入当地政治生态系统,愈加适应该地区的制度环境,对反腐败的注意力会慢慢降低,对腐败的容忍度可能会提高,腐败治理力度随之会变小。由此,提出如下假设:

H1:地方主政官员的任职时间与腐败治理力度呈负相关关系。

(2) 升任方式对腐败治理力度的影响

官员晋升的路径包括由本地升任或由异地调任。本文将异地调任分为从东南沿海较发达省份或国企调任、从其他省份调任、从中央或国家部委调任三种情况。东南沿海地区工商业发达,制度更为严密完善,经济社会总体发展水平较高,从这些省份调任过来的地方主政官员更尊重制度,更具有法治意识与效率意识,对于腐败对经济发展和社会进步造成的危害有着清醒的认识,因而对腐败的治理力度会更大。从其他省份调任的地方主政官员,由于刚进入新的环境,人际关系简单、人情羁绊较弱,在立足未

稳时,对腐败行为的敏感度会更高,这些因素会促使其加大对腐败的治理力度。由中央或国家部委调任的地方主政官员政治站位更高,能更严格彻底地执行中央政策,因此由中央或国家部委调任的地方主政官员对腐败行为的容忍度最低,腐败治理的力度最大。与由异地调任的地方主政官员相比,直接由本地区升任的地方主政官员在该地经历的任职时间较长,熟悉该地区的政治生态,已经嵌入到当地复杂的关系网络之中,对腐败的感知力相对较弱,难以增大对腐败的治理力度,更容易选择维持现状。由此,提出如下假设:

H2:与由本地升任的地方主政官员相比,由异地调任的地方主政官员腐败治理力度更大。

2. 制度质量对腐败行为的约束机制

广义的制度,既包括法律法规在内的正式制度,又包括各种具有实际约束力的风俗习惯在内的非正式制度。制度质量是对整个广义上制度的衡量,包括一个地区的制度化水平程度与尊崇制度意识的强弱。一般认为,制度质量的高低与腐败程度成反比。这是因为制度质量高的地区,法律和制度内容完善、体系完备、运行良好、执行严格,法制的笼子扎得更紧。从政府的角度来说,政府的权力不但被关在制度的笼子里,而且还沐浴在阳光下,即政府的权力受到法律制度的制约和社会公众的监督,对腐败形成了有效的预防、监督和惩戒机制。在这种情况下,政府的权力不能滥用,政府对经济社会管理的自由裁量空间相对受限,官员进行权力寻租的机会较少。从市场角度来看,一方面,有效的预防机制、全面的监督机制、严厉的惩戒机制使行贿成本增加,达到预期目标的难度上升,而且一旦事发后果极其严重;另一方面,制度质量较高的地区,契约化水平较高,交易费用和生产成本较低,企业及其他行为主体向政府行贿的动机不强,因而腐败程度较低。而在制度质量较低的地区,由于法律和制度不够完善,或者

有法不依,政府权力没有受到有效监督而得以滥用,“看得见的手”对经济和社会的干预过多,官员进行权力寻租的机会增加。为了在市场竞争中取得优势地位,在这种违法成本较低、行贿难度不大的环境下,企业向政府行贿也成为“潮流”。由此,提出如下假设:

H3:制度质量对腐败治理具有正向促进作用。

3. 制度质量调节作用下地方主政官员特质对腐败治理力度的影响

官员处于一定的制度环境中,制度对官员的行为有着调节和规范作用。正如有研究指出的那样,治理结构是治理过程的载体,对于治理过程有限定作用;治理过程体现治理结构,也在实际运行过程中型塑治理结构^[18]。在制度质量较高的地区,各种制度更加健全,政府用权更加规范,新上任的地方主政官员能够更快融入当地官员系统,发挥自己应有的影响;同时,制度质量又会对地方主政官员的行为发挥一定的调节作用,使其个人特质不会对整个地区的政策产生强烈的个人影响。制度质量较高的地区,政策稳定而不会朝令夕改,经济社会更加健康发展,市场不会因为政治上的因素而产生大的波动。较高的制度质量会对地方主政官员的行为产生正向的影响和调节作用,引导地方主政官员重视政府的自身建设和职能转变,从而更加注重廉洁政府的建设。由此,提出如下假设:

H4:制度质量对地方主政官员个人特质及其反腐力度具有正向调节作用。

三、实证分析与结果解释

1. 模型设置、变量选取与数据来源

(1) 模型设置与变量说明

在制度质量及其调整规范作用下,地方主政官员个人特质与腐败治理力度的关系,根据前文假设构建模型如下:

$$fb_i = \alpha + \beta_1 zd_i + \beta_2 sj_i + \beta_3 sr_i + \beta_4 zdsj_i + \beta_5 zdsr_i + \beta_6 ij_i + \beta_7 kf_i$$

其中, fb 是指腐败治理力度, t 表示年份, α 表示常数, β 表示标准化系数。模型中有地方主政官员任职时间、升任方式、制度质量、腐败治理力度、经济发展水平、开放程度 6 个变量, 其中, 制度质量、地方主政官员任职时间和升任方式为自变量, 腐败治理力度为因变量, 经济发展水平和开放程度属于控制变量。各变量的名称、含义如表 1 所示。

表 1 变量说明

变量	含义
fb	腐败治理力度
zd	制度质量
sj	任职时间
sr	升任方式: “0” = 本地, “1” = 中西部省份, “2” = 东南沿海省份, “3” = 中央或国家部委
jj	经济发展水平
kf	开放程度
$zdsj$	制度质量与任职时间的交互项
$zdsr$	制度质量与升任方式的交互项

(2) 变量选取与数据来源

本文选取 2007—2019 年我国 31 个省份的党委书记作为样本, 将党委书记的任职时间和升任方式作为变量。其中党委书记任职时间的确定参考王贤彬等^[4]的方法: 对于在某年 1—5 月份上任的, 把该年记为党委书记任职的第一年; 对于在某年 6—12 月上任的, 把下一年记为其任职的第一年。同时, 对于在某年 1—5 月份离任的, 将该年的上一年记为任职的最后一年; 对于在某年 6—12 月份离任的, 将该年记为任职的最后一年。这样可以避开一年中有多位党委书记任职的情况, 便于数据处理。将升任方式设置为党委书记个人特质中的虚拟变量, 从本地升任的党委书记赋值为“0”; 从河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 22 个省区市调任的赋值为“1”; 从山东、天津、江苏、浙江、福建、上海、广东、海南 8 个省市或国企调任的赋

值为“2”; 从中央或国家部委调任的赋值为“3”。为了便于表述, 分别将以上 4 个值所代表的升任方式简称为“本地”“中西部省份”“东南沿海省份”“中央或国家部委”。以上数据来源于各省级政府网站、百度词条。

以各省份每万名公职人员职务犯罪立案件数作为腐败治理力度的代理变量。学界对于腐败及腐败治理的衡量始终没有达成共识。有观点认为, 职务犯罪立案数量与腐败程度呈正比, 于是将职务犯罪立案数量与当地公职人员数量的比值看作衡量腐败程度的依据。笔者认为, 将腐败案件与公职人员数量的比值视为腐败程度事实上隐含了一种理想假设, 即反腐败部门有能力发现所有的腐败行为, 并且腐败人员能够被及时依法处理。各省份纪检监察机构调查、立案审查腐败人员是党和政府主动反腐的行为, 公职人员职务犯罪立案数量是党和政府公布的数据, 因而腐败案件与公职人员数量的比值只能体现被发现的腐败情况, 除此之外可能还有隐藏的腐败行为未被发现, 更不用说进一步的处理。因此, 笔者更加赞同何增科的观点, 他认为每万名公职人员职务犯罪立案件数更多体现的是政府反腐败的努力程度^[19], 也就是腐败治理力度, 而非当地准确的腐败程度。本文数据中各省份每年职务犯罪立案件数来源于各省级人民检察院工作报告, 公职人员数量来源于《中国统计年鉴》。

关于制度质量的测评和数据, 王小鲁等发布的市场化总指数是一个比较有参考价值的依据。该指数涵盖政府与市场的关系、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、市场中介组织发育和法治环境等五个方面的综合性指标^[20], 并且对该指数的研究已经持续了 10 多年, 能够比较全面地反映一个地区整体的制度质量。因此, 在相关研究中学者们大多将其作为衡量制度质量的指标。本文关于制度质量的数据主要从《中国分省份市场化

指数报告》(2021版)中直接获取。

此外,本文遵循大多数学者的做法,以该省份的人均GDP表示经济发展水平,以进出口贸易额与该省份GDP的比值表示对外开放程度。

2. 实证结果

运用SPSS 23.0软件对2007—2016年腐败治理力度、制度质量与地方主政官员特质进行person相关分析,结果见表2。从相关性分析的总体结果来看,腐败治理力度与制度质量有着显著的正相关关系,与地方主政官员的任职时间有着显著的负相关关系,与升任方式有着显著的正相关关系。

表2 腐败治理力度、制度质量与地方主政官员特质的person相关分析

变量	fb	zd	sj	sr
fb	1			
zd	0.2476* (0.002)	1		
sj	-0.111* (0.050)	-0.038 (0.500)	1	
sr	0.298** (0.000)	-0.058 (0.310)	0.037 (0.520)	1

注:*表示 $p < 0.05$,**表示 $p < 0.01$,括号内为 t 值,下同

借助SPSS 23.0软件对制度质量、地方主政官员特质与腐败治理力度之间的关系进行分析,结果见表3。回归方程中2个变量的VIF值大于10,说明自变量之间存在严重的多重共线性问题。为了避免变量间多重共线性问题对分析带来的不利影响,本文应用Ridge回归分析方法。

将制度质量、任职时间、升任方式、制度质量与任职时间的交互项、制度质量与升任方式的交互项作为自变量,将腐败治理力度作为因变量进行Ridge回归分析,当 K 值为0.25时,自变量的标准化回归系数趋于稳定,因此 K 值取0.25。再次进行Ridge回归分析,分析结果见表4。对模型进行 F 检验发现 $F = 10.051$, $p = 0.000 < 0.05$,即模型通过 F 检验。由表4可知,制度质量、升任方式、制度质量与升任方

式的交互项与腐败治理力度之间有着显著的正相关关系。任职时间与腐败治理力度之间并没有显著的相关关系。

表3 回归系数与共线性诊断结果

变量	未标准化系数		标准化系数 Beta	t	p	共线性统计	
	B	标准误差				容差	VIF
C	16.071	3.352		4.795	0.000		
zd	2.412	0.597	0.643	4.039	0.000	0.084	11.923
sj	0.298	0.490	0.086	0.608	0.544	0.107	9.339
sr	1.236	0.444	0.173	2.784	0.006	0.551	1.815
zdsj	-0.085	0.082	-0.161	-1.027	0.305	0.087	11.557
zdsr	-0.119	0.184	-0.043	-0.648	0.517	0.474	2.110
jj	0.000	0.000	-0.352	-4.947	0.000	0.420	2.379
kf	-7.171	1.395	-0.342	-5.141	0.000	0.480	2.083

表4 2007—2016年数据的Ridge回归分析结果

变量	fb
C	18.325(15.078**)
zd	0.540(3.764**)
sj	-0.184(-1.445)
sr	1.397(4.524**)
zdsj	-0.030(-1.641)
zdsr	0.327(2.713**)
Obs	310
R^2	0.189
调整 R^2	0.170
F	$F(7,302) = 10.051, p = 0.000$

分析地方主政官员特质应考虑到经济发展水平与开放程度等宏观因素,将以上5项自变量中加入经济发展水平和开放程度两项宏观控制变量,进行Ridge回归分析,当 K 值为0.99时,自变量的标准化回归系数趋于稳定,因此 K 值取0.99。再次进行Ridge回归分析,分析结果见表5。对模型进行 F 检验时发现 $F = 9.743$, $p = 0.000 < 0.05$,即模型通过 F 检验。由表5可知,任职时间与腐败治理力度之间具有显著的负相关关系,制度质量、升任方式、制度质量和升任方式的交互项与腐败治理力度之间具有显著的正相关关系。

3. 稳健性检验

本文选择2017—2019年的数据再次进行分析以验证上述结论的稳健性。改变样本数据

集的时间段进行分析,主要有客观和主观两方面的考量。

表 5 加入控制变量的 2007—2016 年数据的 Ridge 回归分析结果

变量	β
<i>C</i>	20.365 (21.662 ^{**})
<i>zd</i>	0.583 (7.915 ^{**})
<i>sj</i>	-0.178 (-2.543 [*])
<i>sr</i>	0.708 (4.220 ^{**})
<i>zdsj</i>	0.003 (0.294)
<i>zdsr</i>	0.276 (4.383 ^{**})
<i>jj</i>	-0.000 (-4.237 ^{**})
<i>kf</i>	-2.227 (-4.610 ^{**})
<i>Obs</i>	310
R^2	0.226
调整 R^2	0.203
<i>F</i>	$F(9,300) = 9.743, p = 0.000$

客观原因主要有两点:其一,2017 年以后,我国反腐败斗争取得了重大进展,整体环境的变化对不同地方的腐败治理力度与其成效的关系会产生重要影响。中共十八大之后的五年间,党中央坚持反腐败无禁区、全覆盖、零容忍,坚定不移“打虎”“拍蝇”“猎狐”,使腐败势头得到全面遏制,“不敢腐的目标初步实现,不能腐的笼子越扎越牢,不想腐的堤坝正在构筑,反腐败斗争压倒性态势已经形成并巩固发展”^[21]。也就是说,在 2017 年之后,不但社会上的腐败存量大大降低,腐败增量也是急剧减少。因此,与之前相比,付出同样的腐败治理力度,能够发现的职务犯罪人员越来越少。其二,2017 年之后,我国开始在全国各地开展国家监察体制改革试点工作,影响到相关数据的来源的一致性。2016 年 11 月,中共中央办公厅印发《关于在北京市、山西省、浙江省开展国家监察体制改革试点方案》,在三省市先行设立各级监察委员会,为国家监察体制改革积累经验。2017 年 11 月,十二届全国人大常委会第三十次会议表决通过全国人大常委会关于在全国各地推开国家监察体制改革试点工作的决定。这次改革“把行政监察部门、预防腐败机构和检

察机关反腐败相关职责进行整合,解决了过去监察范围过窄、反腐败力量分散、纪法衔接不畅等问题”^[22]。改革后,以前由人民检察院调查的贪污、贿赂等公职人员违法犯罪行为,原则上由监察委进行调查。因此,2017 年以后的人民检察院工作报告中,很少体现公职人员职务犯罪的数据。不过,如果在这种情况下,通过稳健性检验依然能够得出与上文相似的结论,也会证明理论假设的正确性。

主观原因也有两点:其一,2020 年初新冠疫情暴发并在全球大流行,深刻影响我国经济社会的发展,这导致 2020 年后的相关数据波动很大。其二,《中国分省份市场化指数报告》(2021 版)中的数据并不是连续的,其中 2008—2016 年分值的计算以 2008 年为基期,2016—2019 年分值的计算以 2016 年为基期,因此两套数据不可比,只能以 2016 年为界分成 2007—2016 年、2017—2019 年两个时间段进行分析。

用同上文一样的方法进行分析,发现对 2017—2019 年的数据也应采用 Ridge 回归分析方法。将制度质量、任职时间、升任方式、制度质量与任职时间的交互项、制度质量与升任方式的交互项作为自变量,将经济发展水平、开放程度作为控制变量,将腐败治理力度作为因变量进行 Ridge 回归分析,当 K 值为 0.92 时,自变量的标准化回归系数趋于稳定,因而 K 值取 0.92。2017—2019 年的数据 Ridge 回归分析结果见表 6。由表 6 可知,对模型进行 F 检验时发现模型通过 F 检验($F = 2.456, p = 0.016 < 0.05$)。总结分析可知:制度质量对腐败治理力度产生显著的正向影响关系。由于样本量太少,实证结果显示地方主政官员特质与腐败治理力度没有统计学意义上的影响关系。但总体来看,对 2017—2019 年数据进行 Ridge 回归分析得出的结论与应用 2007—2016 年数据得出的结论基本是一致的,说明上述的分析结果是比较可信的。

表6 2017—2019年数据的Ridge回归分析结果

变量	β
<i>C</i>	14.711(9.218**)
<i>zd</i>	0.830(4.803**)
<i>sj</i>	-0.359(-1.625*)
<i>sr</i>	0.255(0.909)
<i>zdsj</i>	0.043(1.519)
<i>zdsr</i>	0.075(1.908)
<i>jj</i>	-0.000(-2.690**)
<i>kf</i>	-3.111(-2.690)
<i>Obs</i>	93
R^2	0.210
调整 R^2	0.125
<i>F</i>	$F(9,83) = 2.456, p = 0.016$

四、结论与建议

1. 研究结论

本文基于2007—2019年我国31个省份的相关数据分析,在地方主政官员的个人特质和制度质量对腐败治理力度的影响方面得出以下结论:

其一,地方主政官员的任职时间与腐败治理力度呈负相关关系,任职时间越长,腐败治理力度越小,这证实了假设H1。

其二,地方主政官员的升任方式与腐败治理力度呈正相关关系,这证实了假设H2。

其三,在相关分析与回归分析中,制度质量对腐败治理力度产生显著的正向影响,这证实了假设H3。

其四,在制度质量的调节规范作用下,地方主政官员的升任方式对该省份的腐败治理力度有着显著的正向影响,这证实了假设H4。

2. 政策建议

结合实证分析结论,提出如下建议:

其一,继续强化理想信念教育和廉政文化建设。观念文化领域始终是腐败治理机制建设的一个重要组成部分,领导干部只有夯实不想腐的思想基础才能够抵御各种腐败思想的侵蚀,因此务必要重视对干部进行常态化制度化的理想信念教育,多措并举涵养培育领导干部廉洁奉公、为国为民的高尚情怀。同时,腐败治

理机制的有效运行离不开积极的廉政文化环境,即使“运动式”反腐,其取得的显著成效在很大程度上也得益于特定时期内形成的廉政社会氛围。因此,坚定不移做好全面从严治党工作,在社会上弘扬清正廉洁价值观,倡导廉洁行为,营造浓厚的倡廉氛围,不断增强党自我净化的能力,是促进常态化腐败治理机制有效运行的重要一环。

其二,加强政府权力结构的顶层设计,构建有利于腐败治理的制度体系。制度质量与腐败治理力度关系的实证结果表明,腐败治理机制的有效运转依赖于总体制度体系结构的合理与协调,如果不同制度与规范之间衔接不畅或相互冲突,在实际的腐败治理过程中就会形成很多部门间或职能权限间的“壁垒”。因此,在加强廉洁高效优质服务型政府建设过程中,应以深化“放管服”改革为抓手,加强廉洁政府建设的顶层设计,系统理顺政府与社会、政府与市场的关系,准确定位政府职能,完善依法行政配套制度和领导机制;进一步推进和完善监察体制改革,在实践中不断理顺国家监察机关与司法机关的关系,实现二者之间的有机衔接;始终坚持积极推动行政执法体制改革,为深化腐败治理机制建设提供科学合理的制度保障。

其三,完善干部人事制度,不断优化公共部门人力资源管理。实证结果显示,在腐败治理方面,地方主政官员的任职时间与腐败治理力度呈负相关关系,即一个地区的腐败治理力度会随着地方主政官员任职时间的增长而逐渐弱化。因此,不可只从经济是否发展和政治是否稳定等方面考量干部的任职时间设置,而应从反腐、民生、经济、政治、文化和生态环境等多维视角,科学、合理、全面地确定不同级别干部的任职时间,不断完善干部任期制度,消除因地方主政官员任职时间过长而带来的腐败治理力度消退的弊端。实证结果表明,异地调任的干部实际上更有利于当地腐败治理工作的开展,但

是异地调任干部会抑制晋升机制对本地干部的激励效果。因此,要真正充分发挥异地调任的作用,同时不打击本地干部的工作积极性,就需要把握尺度,掌握适度原则,建立合理多元的干部调任晋升制度。

其四,注重制度质量建设,提高制度化水平。在一定的权力结构和制度体系下,不同地方的制度质量高低表现为制度的约束力和塑造性效果。无论何种制度,如果执行不力,对人们的行为将很难起到规范和约束作用,其社会塑造功能也无法发挥。实证结果表明,制度质量对于腐败治理力度具有很强的正向促进作用。因此,抓好制度建设,提高制度执行力,是推进常态化腐败治理机制建设的关键。提高制度执行力,应采取有力措施确保各级领导干部做好制度执行的表率,带头维护制度权威,在社会上形成自觉尊崇制度、严格执行制度、坚决维护制度的制度文化。

参考文献:

- [1] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作: 兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004(6): 33.
- [2] STEPHEN J Z. Individual differences and leadership: contributions to a third tipping point [J]. Leadership Quarterly, 2012(4): 718.
- [3] 徐现祥, 王贤彬, 舒元. 地方官员与经济增长: 来自中国省长、省委书记交流的证据[J]. 经济研究, 2007(9): 18.
- [4] 王贤彬, 徐现祥. 地方官员来源、去向、任期与经济增长: 来自中国省长省委书记的证据[J]. 管理世界, 2008(3): 16.
- [5] 张尔升. 地方官员的企业背景与经济增长: 来自中国省委书记、省长的证据[J]. 中国工业经济, 2010(3): 129.
- [6] 曹光宇, 周黎安, 翁翕. 官员更替对经济增长的影响及其作用机制: 来自地级行政区的经验证据[J]. 经济学报, 2019(4): 102.
- [7] 谈婕, 郁建兴, 赵志荣. PPP落地快慢: 地方政府能力、领导者特征与项目特点——基于项目的连续时间事件史分析[J]. 公共管理学报, 2019(4): 72.
- [8] 李斌, 卢娟. 领导个人特征、地方腐败与雾霾变化: 基于省级面板数据的惩罚固定分位数回归[J]. 软科学, 2018(7): 93.
- [9] 程贯平, 刘海山. 高层管理团队理论模型的发展[J]. 现代管理科学, 2009(3): 97.
- [10] 祁凡骥, 王珊. 市委书记个人特征与GDP增长关系的实证分析: 基于GDP百强市10年1000份市委书记样本的数据分析[J]. 北京行政学院学报, 2019(4): 1.
- [11] 沈承诚. 全国省级主政官员个体特征的治理效能表现研究: 基于高阶理论的面板数据分析[J]. 中共天津市委党校学报, 2020(5): 43.
- [12] 罗小芳, 卢现祥. 制度质量: 衡量与价值[J]. 国外社会科学, 2011(2): 43.
- [13] 董志强, 魏下海, 汤灿晴. 制度软环境与经济发展: 基于30个大城市营商环境的经验研究[J]. 管理世界, 2012(4): 9.
- [14] 王孝松, 田思远. 制度质量、对外援助和受援国经济增长[J]. 世界经济研究, 2019(12): 13.
- [15] 练宏. 注意力竞争: 基于参与观察与多案例的组织学分析[J]. 社会学研究, 2016(4): 1.
- [16] 杨振华. 反腐败对长期经济增长的促进作用[D]. 杭州: 浙江大学, 2019.
- [17] 王菲. 反腐败影响短期经济增长的实证研究[D]. 大连: 东北财经大学, 2017.
- [18] 吴晓林. 中国的城市社区更趋向治理了吗: 一个结构—过程的分析框架[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2015(6): 52.
- [19] 何增科. 腐败与治理状况的测量、评估、诊断和预警初探[J]. 毛泽东邓小平理论研究, 2008(11): 1.
- [20] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告: 2021[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021: 10.
- [21] 本书编写组. 党的十九大报告辅导读本[M]. 北京: 人民出版社, 2017: 8.
- [22] 习近平. 在新的起点上深化国家监察体制改革[J]. 求是, 2019(5): 8.