

干部容错机制能够促进政府创新吗？

——基于地方政府数据开放的经验研究

雷玉琼, 刘展余

(湖南大学 公共管理学院, 湖南 长沙 410012)

摘要: 干部容错机制是我国为促进政府改革创新而提出的一项重要举措。以政府数据开放为切入点, 运用事件史分析法, 实证检验干部容错机制对政府创新的影响。研究发现, 干部容错机制对地方政府创新具有显著的促进作用, 相对欠发达地区的促进作用强于相对发达地区; 制度效果存在为期 4 年的动态时间效应, 且在相对发达地区的效果呈现出逐年递减的趋势, 而在相对欠发达地区则完全相反。应根据经济社会状况提供差异化的创新支持举措, 加强官员政治企业家精神的培育, 加强干部容错案例披露。

关键词: 干部容错机制; 政府创新; 政府数据开放; 事件史分析

中图分类号: D630

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2021)03-0051-09

Whether fault-tolerant mechanism for cadres promotes government innovation: Empirical research based on the local government data opening

LEI Yuqiong, LIU Zhanyu

(School of Public Administration, Hunan University, Changsha 410012, China)

Abstract: The fault-tolerant mechanism for cadres is an important measure proposed by China to facilitate government reform and innovation. Taking the government data opening as a case, the event history analysis method is applied to empirically test the effect of the fault-tolerant mechanism for cadres on government innovation. The results indicate that, the fault-tolerant mechanism for cadres has a significant role in facilitating local government innovation, and the facilitation in relatively underdeveloped areas is stronger than that in relatively developed areas; the effect has a dynamic time effect of four years, and the facilitation of the institution in relatively developed areas is decreasing year by year, while that in relatively underdeveloped areas is the opposite. The study suggests that local governments should provide differentiated innovation support measures according to the economic and social conditions, strengthen the cultivation of political entrepreneurship of government cadres, and strengthen the disclosure of fault tolerance cases.

Keywords: fault-tolerant mechanism for cadres; government innovation; government data opening; event history analysis

一、问题的提出

随着我国从严治党和全面深化改革的推进, 地方官员干部“胡乱作为”现象得到有效改善, 然而各级政府中官员干部“不立新目标、缺乏新动力”等“为官不为”现象却有所抬头。2015年

7月, 李克强总理在国务院常务会议上指出, “尸位素餐、无所作为是典型的吏治腐败”, 若不加以整治将严重损害其他官员干部的改革创新热情。既有研究指出, 新时期干部“无所作为”现象主要由两方面因素催生: 其一, 部分官员的为官理念倾向于安于现状^[1]; 其二, 现有制度环境对于错误的过分苛责增加了部分干部的创新顾虑^[2]。因此, 要改变“为官不为”现象、促进干部改革创新, 选用积极创业的干部是一方面, 但更重要的是要建立保护干部改革创新的制度, 为干事创业者减负, 形成支持改革、崇尚创新的组织氛围。

收稿日期: 2021-05-19

基金项目: 国家社会科学基金项目(2020MYB051); 湖南省社会科学成果评审委员会重点课题(XSP20ZDI025)

作者简介: 雷玉琼(1977—), 女, 湖南株洲人, 教授, 博士生导师, 主要从事地方政府治理、数字政府治理研究。

干部容错机制的提出弥补了支持、保护和激励官员干部改革创新方面的制度空白。2016年1月,习近平总书记在省部级主要领导干部学习贯彻党的十八届五中全会精神专题研讨班上要求地方政府建立、完善干部容错机制,并提出“三个区分开来”的重要论断来界定容错机制的适用范围。干部容错机制与原有干部问责制度相互补充、双向激励,为我国政府的用人策略做出了有益的补充^[3]。在此背景下,地方各级政府迅速展开对干部容错机制的探索设计,截至2020年上半年,中国已有26个省级政府、66%的地级政府出台了容错管理办法。中央及地方政府投入诸多注意力资源建立的干部容错机制能否促进改革创新?其制度效果又具有怎样的时空特征?围绕这一问题本研究对相关文献进行了梳理,发现既有干部容错机制的研究多是停留在理论探讨层面,如机制设计^[4]、制度完善^[5]等,极少数经验层面的研究仅着眼于容错机制的实施现状^[6]及干部官员对容错机制的认知^[7]等问题,鲜有学者关注干部容错机制在组织层面的实践效率,因此探讨干部容错机制在具体创新实例中的促进作用具有重要的理论与现实意义。

鉴于此,本研究拟基于理性选择论视角,构建干部容错机制与政府创新之间的因果机制,并以政府数据开放在中国城市的扩散事件为切入点,通过事件史分析法(EHA)量化估计干部容错机制对政府创新的促进作用及其时空特征,以期对干部容错机制及政府创新相关研究做出有益的补充。

二、理论分析与研究假设

政府创新的理性选择论视角坚持个人主义的分析方法,重点关注官员干部特征对于政府创新的影响^[8]。该研究视角的解释力主要立足于两方面:其一,在政府创新发起阶段,创新的“新想法”是由官员中的政治企业家捕获的^[9],且在领导责任制背景下,政府创新决策通常是由官员中的“一把手”推动的^[10]。其二,政府创新与政府绩效息息相关,而政府绩效影响了官员的职业发展^[11]。因此在实施政府创新过程中,官员的理性决策,尤其是对政府创新的风险-收益分析是政府创新的重要因素^[12]。基于理性选择论的分析视角,

本文运用干部心理这一媒介塑造干部容错机制与政府创新的因果机制。

干部容错机制的影响路径可以分为两方面:第一,干部容错机制能够提高干部官员的创新偏好。对于政府改革创新而言,上级政府的行政价值与行政态度是重要影响因素^[13]。干部容错机制是上级政府偏好改革创新的行政价值的表达,故而该制度出台后,改革创新将会成为地方政府检验官员绩效及政治正确性的出发点^[14]。而当外部政绩标准发生变化时,作为理性政治行动者的干部官员的行为动机会发生改变^[15],改革创新偏好在整个偏好函数中的权重将会提高,该现象可归纳为“内在调节效应”^[16]。第二,干部容错机制能够提高干部对创新行为的价值认同。在理性选择论视角下,制度规定了个体行为选择的边界,在既定制度环境下个体的行为选择是有限的^[17]。干部容错机制作为一项正式制度补充到现有环境后,其通过既定的“可容错情形”增加了干部行为选择的空间,原本处于选择之外或模糊地带的创新行为被纳入行为空间之内,降低了干部改革创新所面临的风险。在创新收益不变的条件下,容错机制在整体上改变了干部创新行为的风险-收益之比^[5],由此从心理上提高了干部对创新行为价值的认同,该现象可被概括为“认同调节效应”^[16]。概言之,干部容错机制能够促使政府官员将改革创新作为响应上级政府行政价值的举措^[18],同时,该制度能够降低官员对于改革创新的感知成本,进一步提高了创新的价值认同。基于以上论述,提出以下假设:

假设1:干部容错机制对地方政府创新具有显著的促进作用。

地方政府采纳创新的程度、范围及速度都取决于改革推动者对客观环境的综合判断,当客观环境不适宜创新时,改革便难以推进^[19]。在政府创新过程中,社会支持是除上级政府支持外最为重要的政治环境,原因在于当创新获得社会支持时,地方官员的创新失败能够得到宽容与谅解,从而规避被问责风险^[20]。从这个意义上看,社会支持是一种非正式形态的容错机制,与干部容错机制互为替代品,具有类似“免死金牌”的作用。从现有研究来看,社会对于政府创新的支持

水平在不同经济环境下具有差异，具体而言，在相对欠发达地区，社会对政府创新的低水平预期可能会形成舆论压力，增加创新的政治风险。而在相对发达地区，社会对创新的预期较高，使得地方官员获得更多社会支持，在创新过程中的政治风险承担能力相对更强^[21]。由于社会支持水平的差异，地方官员在不同经济环境下采纳创新行为所需面对的政治风险将会是霄壤之别。鉴于干部容错机制的作用机理在于抵消干部改革创新的政治风险，有理由推断干部容错机制在不同经济环境下发挥的创新促进作用具有一定的异质性：在相对欠发达地区，经济社会更具脆弱性，社会对于创新的支持相对较低，地方官员创新行为的风险相对更高，故而干部容错机制所能释放的改革创新热度更胜一筹，由此产生更大的创新促进作用；而在相对发达地区，社会对于创新的支持本身较高，地方官员创新行为的风险相对较低，政府创新的阻力更多源于其他因素，如行政系统自身的顽固性^[22]，因此干部容错机制能够发挥的促进作用相对较弱。基于此，提出以下假设：

假设 2：干部容错机制的创新促进作用在相对欠发达地区强于相对发达地区。

制度创新的效果通常会存在一定的动态时间效应，即在受到改革冲击的不同阶段产生的效果存在差异。探讨制度创新的动态时间效应对于剖析其作用特征具有重要意义，因此干部容错机制效果的动态时间效应同样值得关注。上文提到，干部容错机制与政府创新之间的因果机制依赖于官员心理的媒介，而官员的心理会因时而变，因此干部容错机制的创新促进作用可能会产生动态时间效应。值得注意的是，不同区域的政府官员人格特质、决策模式存在差异^[23]，干部容错机制效果的动态时间效应的变化趋势可能因区域而异。既有研究显示，具有政治企业家精神的官员会充分利用现有制度安排^[24]、把握政治时机^[25]。而政治企业家精神的发展与地方政府所处经济环境有关，经济条件决定了政府能够使用的资源及提供自主性公共服务的可能性^[26]，因此不同经济环境下的地方政府，其政治企业家精神发育程度迥异。这种内生的差异会导致官员干部在面临干部容错机制这一政治机遇时采取不同的行为策

略，并由此形成差异化的制度效果曲线：在相对欠发达地区，地方官员的政治企业家精神相对较弱，在干部容错机制出台初期可能会采取观望的策略，故而干部容错机制的创新促进作用在前期相对较弱，而后呈燎原之势；在相对发达地区，官员的政治企业家精神相对较强，在干部容错机制出台初期便积极响应，因此干部容错机制的创新促进作用可能在前期较强，而后随着制度红利的衰退而减弱。遵循以上逻辑，提出以下假设：

假设 3：干部容错机制的创新促进作用具有动态时间效应，且该动态时间效应在相对欠发达地区逐年增强，在相对发达地区逐年减弱。

三、研究设计

（一）研究方法与样本选择

为检验上述假设，以政府数据开放为切入点来检验干部容错机制的创新促进作用。政府数据开放是指将政府手中掌握的政务数据、信息资源开放给社会成员以实现赋能行政、社会及经济的过程^[27]。既有研究指出，政府数据开放过程中需要在组织文化^[28]、机构职能^[29]、组织人员技能^[30]、数据管理模式^[31]等方面做出革新。综上，政府数据开放是一个涉及理念、体制、人员及操作等层面的全方位创新举措^[32]，以此为切入点能够较好地估计干部容错机制的创新促进作用。

地方政府数据开放具有不可重复的事件属性，因此本研究引入创新扩散研究中较为常用的事件史分析法（EHA）。该方法关注的是在特定时间个体经历某个事件的“风险率”，通常使用 Logit 或 Probit 离散时间模型作为分析工具。鉴于 Logit 模型能够报告变量的优势比，即事件“发生”的概率与“不发生”的概率之比，本文使用 Logit 模型进行假设检验以便能够更好地呈现干部容错机制带来的政府数据开放概率优势变化，并使用 Probit 模型进行稳健性检验。在事件史分析中，由于每个个案经历特定事件后不再具有发生事件的风险，因此在处理数据时需要对经历事件的个案进行“右删截”，即在经历事件后第二年开始剔除该个案。

基于《中国地方政府数据开放报告（2019 年下半年）》对我国城市政府开放数据的时间梳理，

选取 2012 为起始观测年份, 2019 年为结尾年份, 考虑到 2013 年没有政府开放数据, 将该年份从观测年份中剔除, 最终观测时间为 7 个年份。在各级行政级别的城市中, 本研究选取地级和副省级城市作为样本, 主要考虑以下两方面因素: 第一, 我国地级市与副省级城市数量众多, 能够保证较大的样本量, 在研究过程中有助于弱化政策扩散过程中偶然事件的影响; 第二, 从各级政府的数据开放扩散数量增长曲线来看, 地级、副省级城市的数据开放平台扩散曲线更为平稳、连续, 更有利于揭示政府创新的部分规律。剔除部分数据缺失严重的样本后, 最终得到 271 个有效样本, 将样本按照“城市-年份”的方式建立非平衡面板数据, 获得 1760 个可供使用的观测值。

(二) 模型与变量选择

为检验假设, 采取以下实证分析步骤: 首先, 建立基础回归模型(式(1)), 检验干部容错机制的创新促进作用; 其次, 将样本按照经济发展水平进行分类, 并基于基础回归模型, 分组检验干部容错机制的制度效果的经济区位异质性; 最后, 建立动态回归模型(式(2)), 检验制度效果的动态时间效应。

$$\text{Logit}(P_{i,t}) = \log\left(\frac{P_{i,t}}{1-P_{i,t}}\right) = \alpha + \beta_1 \text{Tol}_{i,t} + \beta_X \text{Controls}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{Logit}(P_{i,t}) = \log\left(\frac{P_{i,t}}{1-P_{i,t}}\right) = \alpha + \beta_n \text{Tol_N}_{i,t} + \beta_X \text{Controls}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(1)中, $P_{i,t}$ 为被解释变量, 指第 i 个城市政府于第 t 年开放数据的概率; $\text{Tol}_{i,t}$ 是核心解释变量, 表示第 i 个城市政府于第 t 年是否受到干部容错机制的影响及其效力的大小; $\text{Controls}_{i,t-1}$ 是模型中的控制变量, 包含了影响政府数据开放及政府创新的其他因素, 为避免逆向因果关系, 控制变量取第 $t-1$ 年的数值; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。式(2)中, $\text{Tol_N}_{i,t}$ 是检验容错机制制度效果的动态时间效应的变量集, 代表 N 个“干部容错机制出台第 N 年”的虚拟变量。各类变量的测量方法及数据来源如表 1 所示:

1. 被解释变量

政府数据开放 (GDO): 本研究关注的被解释变量是某城市某年份开放政务数据的状态, 参考现有数据开放的研究^[33], 对该变量采用二分变量测

量, 某城市没有建立数据开放平台的年份取 0, 在建立当年取值为 1, 此后剔除该观测个体。

2. 核心解释变量

干部容错机制 (Tol): 既有政策效应评估研究中, 解释变量通常采用二分赋值 (0、1), 为了凸显容错机制效力差异的影响, 本文拟采用多层次赋值。当上级省政府、党委未出台容错办法时取值为 0, 出台容错办法后取值为“合法性认证、象征性采纳及行政有效性”三个维度得分之和。首先, 组织行动的合法性源于社会影响力及外部利益相关者的鉴定认证^[34], 因此若“能够从媒体或政府官网获取容错办法全文”, 城市合法性认证维度得分为 2, 否则为 1; 其次, 中央层面对于政策的采纳会增强地方政府“制度同构”的压力, 从而可能引致脱离现实需求“象征性采纳政策”现象^[35], 鉴此, 以中央出台《关于进一步激励广大干部新时代新担当新作为的意见》为节点, 若城市“于节点前采纳容错机制”, 象征性采纳维度得分为 2, 否则为 1; 最后, 以容错办法的文件属性来衡量行政有效性, 地方性法规赋值为 2, 地方规范性文件赋值为 1。遵循上述赋值方法, 干部容错机制 (Tol) 取值范围为 0~6。

干部容错机制出台第 N 年 (Tol_N): 参考现有研究中检验动态时间效应的方法^[23], 构建 N 个“干部容错机制出台第 N 年” ($\text{Tol_1}—\text{Tol_N}$) 的虚拟变量。若城市在某年恰逢出台干部容错机制第 1 年, 变量 Tol_1 取值为 1, 否则为 0; 若恰逢出台干部容错机制第 2 年, 变量 Tol_2 取值为 1, 否则为 0; 变量 $\text{Tol_3}—\text{Tol_N}$ 的取值以此类推。

3. 控制变量

选取经济水平、财政资源、技术资源、人口规模、用户数量、创新偏好、对外开放、行政级别、区域位置、持续时间作为控制变量。具体而言, 政府数据开放过程中系统维护、人员招聘或培训、软硬件更新等步骤会对地方政府的资源、外部环境提出新的要求, 因此城市经济水平、技术资源及政府财政资源会影响地方政府实现数据开放的物质条件^[33]。同时, 政府数据开放作为一项技术变革推动的治理创新, 城市政府的技术创新偏好^[36]、与治理需求相关的人口规模及网络用户数量也会影响政府开放数据的内生动机^[33]。此外, 创新存在学习效应, 而在对外交流越通畅的地区, 创新学习所需信息越充足, 因此对外开放水平会影响政府数据开放的信息基础^[37]。值得注意的是, 目前

地方政府在信息化人才方面呈现出上强下弱、区域发展不均衡的局面，因此城市行政级别、区域位置对于政府数据开放也具有不可忽视的影响^[38]。最

后，考虑到随着扩散时间的变化，政府数据开放的经验会逐渐积累，因此加入创新扩散研究中常用的控制变量——扩散持续时间^[39]。

表 1 变量测量与数据来源

类别	名称	测量	数据来源
被解释变量	政府数据开放 <i>GDO</i>	城市没有建立数据开放平台的年份取值为 0，在建立当年取值为 1	中国地方政府数据开放报告
核心解释变量	干部容错机制 <i>Tol</i>	上级省政府、党委未出台容错办法时取值为 0，出台容错办法后取值为“合法性认证、象征性采纳及行政有效性”三个维度得分之和	媒体网站、省政府官网或党建网
	干部容错机制出台第 <i>N</i> 年 <i>Tol_N</i>	构建 <i>N</i> 个“干部容错机制出台第 <i>N</i> 年” ($Tol_1 - Tol_N$) 的虚拟变量	
控制变量	经济水平 <i>GDP_PC</i>	前一年人均 GDP 的自然对数	中国城市统计年鉴
	人口规模 <i>Size</i>	前一年人口总量的自然对数	
	创新偏好 <i>Tech</i>	前一年科技财政支出的自然对数	
	用户数量 <i>Internet</i>	前一年互联网用户数的自然对数	
	财政资源 <i>Finance</i>	前一年公共预算收入的自然对数	
	对外开放 <i>Open</i>	前一年利用外商投资的自然对数	
	技术资源 <i>Patent</i>	前一年发明专利授权数的自然对数	CNRDS 数据库
	行政级别 <i>Level</i>	省会、副省级城市取值为 1，地级市取值为 0	
	区域位置 <i>Location</i>	以东部为参照，中西部地区取虚拟变量	作者资料库
	持续时间 <i>Duration</i>	观测起始年份到每年的持续时间	

四、实证结果分析

(一) 基本统计结果

表 2 为主要变量的描述性统计及共线性诊断结果。由表 2 可知，主要变量的 VIF 数值均小于 10，可认为核心解释变量与控制变量之间不存在严重的多重共线性。表 3 报告了主要变量的相关性分析结果。数据显示，核心解释变量 *Tol* 与被解释变量 *GDO* 之间呈显著的正相关关系，表明研究假设具有一定的合理性。但是，控制变量中 *Tech*、*Internet*、*Finance*、*Patent* 四个变量之间的相关系数均显著超过了 0.8，代表四个变量间存在较强的相关性，因此为进一步控制多重共线性，按照常规做法，在实际回归检验中将变量 *Tech*、*Finance*、*Patent* 转换为二分变量 (0、1) 纳入模

型，即观测值高于总体均值的个案赋值为 1，否则取 0。

表 2 主要变量描述统计和共线性诊断结果

变量	观测值	最小值 (M)	最大值 (X)	平均值 (E)	标准差	VIF
<i>GDO</i>	1760	0.05	0.21	0.00	1.00	-
<i>Tol</i>	1760	1.49	2.22	0.00	6.00	1.73
<i>GDP_PC</i>	1760	10.63	0.58	8.88	15.68	3.96
<i>Size</i>	1760	5.89	0.63	3.43	7.24	3.64
<i>Tech</i>	1760	10.19	1.17	6.62	14.10	5.06
<i>Internet</i>	1760	13.17	0.82	10.61	15.85	5.06
<i>Finance</i>	1760	13.87	0.93	11.07	16.85	5.84
<i>Open</i>	1760	10.00	1.74	1.10	14.51	9.25
<i>Patent</i>	1760	4.66	1.63	0.00	9.49	5.35
<i>Level</i>	1760	0.10	0.30	0.00	1.00	1.57
<i>Location</i>	1760	1.78	0.73	1.00	3.00	1.35
<i>Duration</i>	1760	3.75	2.22	0.00	7.00	2.01

表 3 主要变量相关性分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>GDO</i>	1.00											
<i>Tol</i>	0.26***	1.00										
<i>GDP_PC</i>	0.18***	0.23***	1.00									
<i>Size</i>	0.07***	-0.01	-0.16***	1.00								
<i>Tech</i>	0.19***	0.19***	0.58***	0.42***	1.00							
<i>Internet</i>	0.22***	0.26***	0.46***	0.61***	0.75***	1.00						
<i>Finance</i>	0.17***	0.10***	0.64***	0.49***	0.87***	0.81***	1.00					
<i>Open</i>	0.08***	-0.02**	0.42***	0.33***	0.60***	0.51***	0.65***	1.00				
<i>Patent</i>	0.19***	0.18***	0.59***	0.44***	0.82***	0.82***	0.85***	0.56***	1.00			
<i>Level</i>	0.06**	-0.06**	0.30***	0.16***	0.39***	0.40***	0.47***	0.26***	0.47***	1.00		
<i>Location</i>	-0.09***	0.08***	-0.26***	-0.11***	-0.28***	-0.33***	-0.33***	-0.35***	-0.28***	0.02	1.00	
<i>Duration</i>	0.22***	0.60***	0.35***	0.00	0.19***	0.35***	0.19***	-0.01	0.31***	-0.03	0.02	1.00

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(二) 假设检验

1. 基础模型检验

表4报告了基础模型检验结果。模型1检验了干部容错机制(*Tol*)对于政府数据开放的单独影响,模型2在控制其他影响因素的条件下检验了干部容错机制(*Tol*)的影响。回归结果(表4)显示:干部容错机制(*Tol*)的系数在1%的水平上显著为正,优势比变化(ΔOR)为+0.69,意指其取值每提高一个单位,地方政府“开放数据”较“不开放数据”的概率优势便提高69%。表明假定干部容错机制是唯一解释变量时,其对政府数据开放的发生具有较高解释力;在控制其他影响因素的条件

表4 基础回归结果

解释变量	模型1		模型2		模型3	模型4
	Coef.	ΔOR	Coef.	ΔOR	Coef.	Coef.
<i>Tol</i>	0.525*** (0.051)	+0.69	0.322*** (0.069)	+0.38	0.247*** (0.024)	0.154** (0.030)
<i>GDP_PC</i>			0.063 (0.315)	+0.06		0.060 (0.154)
<i>Size</i>			-0.129 (0.384)	-0.12		-0.062 (0.198)
<i>Tech#</i>			0.801* (0.427)	+1.23		0.437** (0.203)
<i>Internet</i>			0.286 (0.487)	+0.33		0.187 (0.227)
<i>Finance#</i>			1.177** (0.525)	+2.24		0.488** (0.239)
<i>Open</i>			-0.112 (0.121)	-0.11		-0.067 (0.062)
<i>Patent#</i>			-0.156 (0.440)	-0.14		0.005 (0.218)
<i>Level</i>			0.209 (0.438)	+0.23		0.068 (0.224)
<i>Duration</i>			0.575*** (0.134)	+0.78		0.230*** (0.065)
<i>Location</i> (Middle)			-1.087*** (0.412)	-0.66		-0.477** (0.190)
<i>Location</i> (West)			-0.557 (0.423)	-0.43		-0.313 (0.203)
<i>Constant</i>	-4.499*** (0.233)	-0.99	-10.04* (5.187)	-1.00	-2.332*** (0.097)	-5.594** (2.422)
<i>N</i>	1760		1760		1760	1760
<i>pseudo R²</i>	0.165		0.341		0.169	0.333

注:(1) Coef.为系数, ΔOR 为优势比变化,括号内为标准误;(2)***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;(3)#代表经过二分转换加入模型;(4)*Location*取虚拟变量,参照值为东部。

下,干部容错机制(*Tol*)的系数依旧在1%的水平上显著为正,优势比变化(ΔOR)为+0.38。表明干部容错机制的影响每提高一个等级,地方政府“开放数据”较“不开放数据”的概率优势便提升38%。综上所述,干部容错机制的出台对地方政府创新具有显著的促进作用,且这一促进作用的强弱还因干部容错机制的效力而异,假设1得到支持。

为确保上述结果不具有方法依赖性,模型3、模型4运用Probit模型再次检验。结果显示,两个模型中的系数均在1%的水平上显著为正,表明模型1、模型2中发现的干部容错机制的创新促进作用不依赖于特定分析方法。此外,本研究还参照传统政策效应估计方法,对核心解释变量采用二分赋值(0、1)重复上述模型检验,即上级省政府、党委已出台容错办法时取值为1,否则为0,结果显示假设1依然成立。

2. 分组回归检验

为检验假设2,将所有城市按照经济发展水平划分为两组,探索在不同经济环境下,干部容错机制的创新促进作用的异质性。参考陈思霞^[23]等的研究,将人均GDP高于全国均值的城市纳入“相对发达组”,其他城市纳入“相对欠发达组”,进行分组回归检验。

表5报告了相对欠发达组及相对发达组的模型检验结果。在模型5中,干部容错机制(*Tol*)的促进作用依旧在1%的水平上显著为正,其优势比变化(ΔOR)为+0.82。表明在相对欠发达地区,干部容错机制的影响每提高一个等级,地方政府“开放数据”较“不开放数据”的概率优势便提高82%;在模型6中,干部容错机制(*Tol*)的系数同样在1%的水平上显著为正,其优势比变化(ΔOR)为+0.33。表明在相对发达地区,干部容错机制的影响每提高一个等级,地方政府“开放数据”较“不开放数据”的概率优势便提高33%;比较模型5及模型6中干部容错机制(*Tol*)系数及优势比变化(ΔOR)的大小,可以看出相对欠发达组干部容错机制的创新驱动效果显著优于相对发达组。综上,假设2得到支持,在相对欠发达地区,地方政府创新阻力面临着较大的风险,极大地阻碍了地方政府官员改革创新,而干部容错机制的出台有效地减少了官员的风险顾虑从而促

进政府创新，但是对于相对发达地区而言，地方政府的创新阻力可能更多地源于其他因素，因而干部容错机制能够发挥的作用相对较小。

表 5 分组回归结果

解释变量	模型5		模型6		模型7	模型8
	相对欠发达组		相对发达组		相对欠发达组	相对发达组
	Coef.	ΔOR	Coef.	ΔOR	Coef.	Coef.
<i>Tol</i>	0.601*** (0.214)	+0.82	0.282*** (0.085)	+0.33	0.235*** (0.056)	0.137*** (0.039)
<i>GDP_PC</i>	-0.184 (1.166)	-0.17	0.149 (0.381)	+0.16	0.050 (0.501)	0.076 (0.203)
<i>Size</i>	-0.054 (0.911)	-0.05	-0.448 (0.420)	-0.36	0.196 (0.390)	-0.258 (0.210)
<i>Tech#</i>	1.938*** (0.643)	+5.94	0.427 (0.569)	+0.53	0.944*** (0.300)	0.274 (0.277)
<i>Internet</i>	0.129 (0.940)	+0.14	0.669 (0.553)	+0.95	0.021 (0.404)	0.402 (0.256)
<i>Finance#</i>	2.090*** (0.795)	+7.09	1.034* (0.611)	+1.81	0.882** (0.368)	0.436 (0.292)
<i>Open</i>	-0.284 (0.225)	-0.25	-0.062 (0.160)	-0.06	-0.185* (0.104)	-0.028 (0.081)
<i>Patent#</i>	2.681*** (0.868)	+13.61	-0.453 (0.441)	-0.36	1.245*** (0.394)	-0.211 (0.236)
<i>Level</i>	-15.480*** (1.327)	-1.00	0.267 (0.457)	+0.31	-5.548*** (0.466)	0.124 (0.238)
<i>Duration</i>	0.777 (0.663)	+1.17	0.503*** (0.117)	+0.65	0.193 (0.214)	0.232*** (0.055)
<i>Location</i> (<i>Middle</i>)	-2.135*** (0.762)	-0.88	-0.931* (0.538)	-0.61	-0.852*** (0.324)	-0.379 (0.246)
<i>Location</i> (<i>West</i>)	-0.728 (0.632)	-0.52	-0.676 (0.588)	-0.49	-0.381 (0.284)	-0.357 (0.284)
<i>Constant</i>	-7.023 (11.273)	-1.00	-14.00** (6.430)	-1.00	-4.033 (5.202)	-7.780** (3.064)
<i>N</i>	851		909		851	909
<i>pseudoR²</i>	0.499		0.297		0.464	0.294

注：(1) Coef.为系数，ΔOR为优势比变化，括号内为标准误；(2) ***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；(3) #代表经过二分转换加入模型；(4) Location取虚拟变量，参照值为东部。

本部分同样使用 Probit 模型来排除方法依赖性，结果如模型 7、模型 8 所示。结果显示，两个模型中核心解释变量的系数依旧在 1%的水平上显著为正，且相对欠发达组样本系数大于相对发达组样本系数，表明模型 5、模型 6 中发现的干部容错机制创新促进作用的经济区位异质性不依赖于特定分析方法。同时，对核心解释变量采取二分赋值(0、1)重复上述分析，结论保持一致。

3. 动态回归检验

基于动态回归模型检验了干部容错机制出台

不同年份的制度效果，并采用陈思霞等^[23]的方法呈现。图 1 呈现了虚拟变量“干部容错机制出台第 1 年 (*Tol_1*)—第 5 年 (*Tol_5*)”的系数及显著性。由图可知，干部容错机制的制度效果存在显著的动态时间效应。三种分组方式中，干部容错机制自出台第 1 年到出台第 4 年均存在显著的促进作用，且每一年的促进水平存在差异。这一结果验证了假设 3 中的动态时间效应，表明干部容错机制在不同阶段产生的效果大不相同；此外，可以发现相对欠发达组与相对发达组的系数变化趋势相反，前者从干部容错机制出台的第 1 年到第 4 年系数逐年增长，而后者相反。上述结果证实了假设 3 提出的动态时间效应的经济区位异质性：处于不同经济发展阶段的官员政治企业家精神发育程度存在差异，导致官员在面临干部容错机制出台时采取不同的策略。在经济发展相对滞后的地区，由于官员企业家精神较弱，可能在前期对干部容错机制采取观望的态度，而后逐渐形成跟风增长之势。在经济发展较好的地区，政府官员更具有冒险精神，在形势判断上更为果断，初期便涌入大量的先试先行者，而其后逐渐减少。

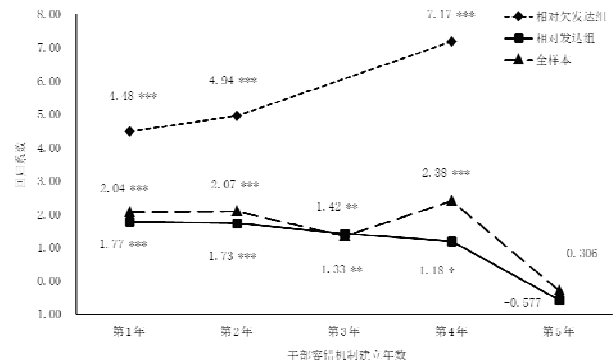


图 1 干部容错机制动态效果趋势

注：(1) ***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；(2) 恰处于干部容错机制出台第3年的相对欠发达组个案结果变量取值均为0，因此无法估计系数。

(三) 稳健性检验

上述实证分析所采用的被解释变量为二分赋值，仅能代表地方政府是否开放数据，而无法体现地方政府在数据开放这一创新实例中的具体表现。为确保上述结果的可靠性并进一步丰富结论，使用 2019 年收集的政府数据开放平台评估数据测量“政府数据开放质量”并进行稳健性检验。该数据总共涵盖 217 个城市，其中未建立开放平台的城市被赋值为 0；已建立平台但建立形式

不符合《公共信息资源开放试点工作方案》标准（如平台内嵌于政府网站栏目等）的城市被赋值为1；平台建立形式符合标准的城市，基于数据集总量、政府部门开放率、API数量、元数据描述项、排序查询功能数、互动交流功能数、是否提供开源工具等7项平台质量评估指标数据，通过因子分析、两阶聚类、K-均值聚类等方法被划分为3个等级，并分别被赋值为2、3、4^[36]。鉴于该数据为截面数据，本部分仅将其用于假设1及假设2的稳健性检验，表6为检验结果，模型9—模型11使用Ordered Logit模型、模型12—模型14使用Ordered Probit模型。结果显示，不论是采用何种模型，干部容错机制（*Tol*）对于政府数据开放质量都具有显著的促进作用，且这种促进作用在相对欠发达地区强于相对发达地区。上述结果证实了干部容错机制创新促进作用的稳健性，同

表6 稳健性检验结果

解释变量	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14
	全样本	相对欠发达组	相对发达组	全样本	相对欠发达组	相对发达组
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<i>Tol</i>	0.422*** (0.105)	0.513*** (0.151)	0.430** (0.168)	0.233*** (0.056)	0.268*** (0.083)	0.246*** (0.091)
<i>GDP_PC</i>	-0.495 (0.477)	0.349 (1.236)	-1.275 (1.381)	-0.286 (0.250)	0.149 (0.668)	-0.546 (0.711)
<i>Size</i>	-0.368 (0.608)	-0.337 (0.959)	-0.483 (0.703)	-0.230 (0.294)	-0.116 (0.441)	-0.357 (0.389)
<i>Tech#</i>	1.193** (0.517)	1.075* (0.608)	1.496* (0.842)	0.670** (0.263)	0.630* (0.328)	0.854** (0.428)
<i>Internet</i>	0.732 (0.669)	1.470 (1.030)	0.262 (0.763)	0.496 (0.326)	0.808* (0.439)	0.344 (0.447)
<i>Finance#</i>	0.686 (0.526)	-0.349 (0.658)	1.802* (1.021)	0.410 (0.284)	-0.237 (0.354)	1.031** (0.501)
<i>Open</i>	0.076 (0.189)	0.088 (0.248)	0.101 (0.294)	0.044 (0.095)	0.048 (0.124)	0.050 (0.149)
<i>Patent#</i>	-0.878* (0.499)	0.069 (0.727)	-1.738** (0.848)	-0.517* (0.279)	0.176 (0.370)	-1.047** (0.441)
<i>Level</i>	-0.377 (1.043)	-13.240*** (1.278)	0.059 (1.148)	-0.188 (0.504)	-4.773*** (0.472)	-0.025 (0.577)
<i>Location</i> (Middle)	-1.297** (0.576)	-0.855 (0.714)	-1.958** (0.959)	-0.599** (0.292)	-0.318 (0.363)	-0.943* (0.509)
<i>Location</i> (West)	0.477 (0.537)	0.710 (0.825)	0.394 (1.012)	0.333 (0.282)	0.496 (0.396)	0.303 (0.499)
<i>N</i>	217	112	105	217	112	105
<i>pseudo R²</i>	0.149	0.179	0.175	0.150	0.171	0.180

注：（1）Coef.为系数，括号内为标准误；（2）***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平；（3）#代表经过二分转换加入模型；（4）*Location*取虚拟变量，参照值为东部。

时引出了另一个结论：干部容错机制不但能够促进地方政府创新的发生，还对提升创新质量具有积极作用。

五、结论与建议

以政府数据开放的实践为例，运用事件史分析（EHA）量化估计了干部容错机制对政府创新的促进作用。研究发现：干部容错机制的建立能够促进地方政府创新；干部容错机制在不同经济环境下的制度效果存在差异。具体而言，在相对欠发达地区的效果较相对发达地区更强；制度效果存在一个4年的动态时间效应，且该动态时间效应同样具有显著的经济区位异质性：在相对发达地区，干部容错机制的效果逐年递减，而在相对欠发达地区逐年递增。此外，干部容错机制不但能够促进地方政府创新的发生，还有益于创新质量的提升。

基于以上研究结论，从创新支持举措、官员特质培育及容错案例披露三方面提出建议：首先，针对不同地区提供差异化的创新支持保障。相对发达地区与相对欠发达地区面临的创新阻力并不相同，在相对发达地区，行政系统的顽固性为创新带来了较大的改革包袱，而丰富的社会资源是其优势，故而应当强化地方主要领导对于“创新驱动发展”的价值认知，加强改革创新的注意力分配及制度激励，以此突破行政系统的顽固性。而在相对欠发达地区，社会的低预期是阻碍地方政府采纳创新的重要因素，而对其提供资源支持对于政府创新的边际效用相对较高，故可通过加强资源投入及社会宣传来助推改革创新。其次，政治企业家精神会影响政府官员响应干部容错机制的策略。在相对欠发达地区，因政治企业家精神不足，干部容错机制出台后存在明显的政策观望期。因此为避免相对欠发达地区政府在观望过程中错失时机，应当增强政府官员政治企业家精神的培育，充分发挥干部容错机制的创新促进作用。最后，干部容错机制的创新驱动效果具有时效性，超过一定年限后便不甚显著。这表明干部容错机制仅仅发挥了直接效应，地方政府之间的长期效仿机制尚未形成，应当加强干部容错案例披露^[40]。

参考文献：

- [1] 文宏, 张书. 官员“为官不为”影响因素的实证分析——基于 A 省垂直系统的数据[J]. 中国行政管理, 2017(10): 100-107.
- [2] 金太军, 张健荣. “为官不为”现象剖析及其规制[J]. 学习与探索, 2016(3): 42-47.
- [3] 杜兴洋, 陈孝丁敬. 容错与问责的边界: 基于对两类政策文本的比较分析[J]. 学习与实践, 2017(5): 53-62.
- [4] 邓锐, 储著斌. 新时期我国领导干部容错免责政策文本分析和机制构建[J]. 领导科学, 2018(5): 39-41.
- [5] 万庄. 关于完善干部激励约束和容错纠错机制的几点探讨[J]. 中国行政管理, 2018(10): 86-89.
- [6] 谷志军. 容错纠错机制为何难以操作?——基于政策文本的实证分析[J]. 行政论坛, 2020, 27(1): 72-78.
- [7] 谭新雨. 外部环境变迁、服务动机激励与基层公务员变革行为——基于中国 4 省基层公务员调查的混合研究[J]. 公共行政评论, 2019, 12(6): 63-84, 199-200.
- [8] 王猛. 中国地方政府创新研究: 理论、议题与方法[J]. 公共管理评论, 2020, 2(1): 116-154.
- [9] 王礼鑫, 冯猛. 地方政府创新中政策企业家知识创造的一个分析模型——以 K 市公益基金招投标改革为例[J]. 公共行政评论, 2020, 13(1): 140-157, 199-200.
- [10] 定明捷, 张梁. 地方政府政策创新扩散生成机理的逻辑分析[J]. 社会主义研究, 2014(3): 75-82.
- [11] MEI C, WANG X. Political incentives and local policy innovations in China[J]. Journal of Chinese Political Science, 2017, 22.
- [12] 郁建兴, 黄亮. 当代中国地方政府创新的动力: 基于制度变迁理论的分析框架[J]. 学术月刊, 2017, 49(2): 96-105.
- [13] MOON M, BRETSCHNEIDER S. Can state government actions affect innovation and its diffusion?[J]. Technological Forecasting and Social Change, 1997 (54): 57-77.
- [14] 周雪光. 组织社会学十讲[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2003.
- [15] 陈家喜. 地方官员政绩激励的制度分析[J]. 政治学研究, 2018(3): 72-80, 128.
- [16] 郭晟豪. 基层干部何以担当作为? 测量、动机与前因机制[J]. 心理科学进展, 2020, 28(6): 924-934.
- [17] 丘海雄, 张应祥. 理性选择理论述评[J]. 中山大学学报(社会科学版), 1998(1): 118-125.
- [18] 杨雪冬. 简论中国地方政府创新研究的十个问题[J]. 公共管理学报, 2008(1): 16-26, 120.
- [19] 张弦. 地方创新的策略差异与选择逻辑——以中国新一轮审批制度改革为例[J]. 中国行政管理, 2015(9): 54-58.
- [20] 俞可平. 中国地方政府创新的可持续性(2000—2015)——以“中国地方政府创新奖”获奖项目为例[J]. 公共管理学报, 2019, 16(1): 1-15, 169.
- [21] 朱光喜. “嵌入式”富裕地区政策创新: 空间限制与行动策略——以神木“免费医疗”政策为例[J]. 公共管理学报, 2013, 10(2): 52-63, 139.
- [22] 包国宪, 孙斐. 演化范式下中国地方政府创新可持续性研究[J]. 公共管理学报, 2011, 8(1): 104-113, 128.
- [23] 陈思霞, 卢盛峰. 分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国“省直管县”的自然实验[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(4): 1261-1282.
- [24] ZHU Y. Policy entrepreneurship, institutional constraints, and local policy innovation in China[J]. China Review, 2013, 13(2): 97-122.
- [25] 朱亚鹏, 肖棣文. 政策企业家与社会政策创新[J]. 社会学研究, 2014, 29(3): 56-76, 242.
- [26] 马克·施耐德, 保罗·特斯克, 胡晓东. 政治型企业家: 一个地方政府的报告[J]. 经济社会体制比较, 2012(3): 81-94.
- [27] 张勇进. 我国地方政府数据开放现状研究[J]. 中国行政管理, 2016(11): 19-23.
- [28] HOFFMANN L. Data mining meets city hall[J]. Communications of the ACM, 2012, 55(6): 19-21.
- [29] 黄璜, 孙学智. 中国地方政府数据治理机构的初步研究: 现状与模式[J]. 中国行政管理, 2018(12): 31-36.
- [30] The dynamics of opening government data[EB/OL]. [2020-09-11]. <https://www.ctg.albany.edu/media/pubs/pdfs/opendata.pdf>.
- [31] VAN Veenstra A F, Van Den Broek T. Opening moves—drivers, enablers and barriers of open data in a semi-public organization[C]. International Conference on Electronic Government, 2013: 50-61.
- [32] 谢庆奎. 服务型政府建设的基本途径: 政府创新[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2005(1): 126-132.
- [33] 吴金鹏, 韩啸. 制度环境、府际竞争与开放政府数据政策扩散研究[J]. 现代情报, 2019, 39(3): 77-85.
- [34] DEEPHOUSE D L. Does isomorphism legitimate?[J]. The Academy of Management Journal, 1996, 39(4): 1024-1039.
- [35] 吴建南, 胡春萍, 张攀, 等. 效能建设能改进政府绩效吗?——基于 30 省面板数据的实证研究[J]. 公共管理学报, 2015, 12(3): 126-138, 159-160.
- [36] 雷玉琼, 苏艳红. 地方政府数据开放平台发展模式及绩效差异[J]. 中国行政管理, 2020(12): 40-46.
- [37] 刘成. 省级政府数据开放共享政策动态扩散分析[J]. 电子政务, 2018(9): 37-46.
- [38] 谭军. 基于 TOE 理论架构的开放政府数据阻碍因素分析[J]. 情报杂志, 2016, 35(8): 175-178, 150.
- [39] 朱旭峰, 张友浪. 创新与扩散: 新型行政审批制度在中国城市的兴起[J]. 管理世界, 2015(10): 91-105, 116.
- [40] 殷书建. 容错机制典型案例: 功能、问题及机制构建[J]. 理论与改革, 2020(4): 176-188.

责任编辑: 黄燕妮