

## 对党忠诚与建言行为： 公职人员的“忠谏”之路

张书维 顾 琼 杨黎婧\*

**【摘要】** 习近平总书记在全国组织工作会议上指出：“贯彻新时代党的组织路线，建设忠诚干净担当的高素质干部队伍是关键。”忠诚是干部队伍建设质量的根本前提。根据“信仰—态度—行为”的内在逻辑，这里的忠诚可诠释为对党忠诚、组织忠诚和建言行为。论文聚焦三者之间的关系，借助“行为公共管理学”的研究视角，通过问卷调查法（N=409），探讨公职人员群体“忠”与“谏”之间的作用机制及其边界条件。结果发现：（1）对党忠诚正向作用于建言行为（组织建言和政策建言）；（2）组织忠诚部分中介对党忠诚与建言行为的正向关系；（3）公共服务动机正向调节对党忠诚与政策建言、组织忠诚与政策建言的正向关系，其中，前者的调节是以组织忠诚为部分中介；（4）中庸价值取向正向调节对党忠诚与组织建言、政策建言的关系，这一调节亦通过组织忠诚的中介实现。基于这些结果，论文提出“忠而后谏”机制以及“公心促忠谏”与“中庸助忠谏”效应，以更好地理解中国场景下的公共组织建言行为规律。

**【关键词】** 行为公共管理学 组织忠诚 组织建言 政策建言 公共服务动机 中庸价值取向

**【中图分类号】** D63

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1674 - 2486 (2019) 06 - 0038 - 25

---

\* 张书维，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，副教授；顾琼，中山大学政治与公共事务管理学院，硕士；通讯作者：杨黎婧（lijingyang@nju.edu.cn），南京大学政府管理学院，副研究员。感谢匿名评审人的意见。

基金项目：国家社会科学基金青年项目“行为公共管理学视角下群体性事件的‘输入—输出’机制研究”（18CGL043）。

## 一、引言

2018年7月，习近平总书记在全国组织工作会议上首次提出了新时代党的组织路线，重点是“努力造就一支忠诚干净担当的高素质干部队伍”（习近平，2019：6）。“忠诚”被置于首位，由此可见强调干部忠诚标准的重要性（刘帮成，2019a）。忠诚是干部队伍建设质量的根本前提，“干净”与“担当”均需建立在忠诚的基础上。事实上，忠诚作为传统上良臣的衡量尺度，“以谏求忠”就顺理成章地成为优秀干部的象征。换言之，“忠”构成官员在政治道德层面的自励目标，“谏”则被视为可能实现这一目标的手段（李佳，2015）。“谏”在如今的组织研究中便是建言行为（Voice Behavior），即组织成员以改进工作或组织现状为目的，向组织主动提出建设性意见的角色外的人际沟通行为（Van Dyne & LePine, 1998）。建言行为也可表现为“忠诚的异议”（Reed, 2014）——提出不一样的意见，即使不被认可，却是出于“终极忠诚”而做出的符合个人道德和职业伦理的行为。这种忠诚被视作公务员或官员所应具备的“原则性忠诚”（Rutgers & Yang, 2019）。因此，“谏”不仅是实现“忠”的途径，也承载了“忠”这一概念的本质，是其外化的表现形式。

21世纪的中国，中国共产党正在团结带领全国人民实现“两个一百年”奋斗目标、实现中华民族伟大复兴的中国梦。能否打造一支忠诚干净担当的高素质干部队伍，使其忠于党、忠于人民、忠于职守，事关全局，是各层级政府部门、各类别公共组织面临的重大理论与实践问题。这其中的关键在于建立忠诚与担当之间的有机联系。简言之，内修于“忠”而外行于“谏”。“谏”是敢于作为、勇于担当的直接体现。而将忠“心”与谏“行”联系起来的理想分析视角是“行为公共管理学”——来自心理学和公共管理学交叉的新兴学科（Grimmelikhuisen et al., 2017；张书维，2018），公共组织行为是其核心议题之一（张书维、李纾，2018）。为探索“忠”与“谏”之间到底存在怎样的相关关系，本研究立足本土特色，结合当下实际，聚焦公职人员<sup>①</sup>“忠”与“谏”的路径及其边界。研究问题是：公职人员的忠诚是否有利于建言？存在什么样的过程机制？有哪些可能的影响因素？

<sup>①</sup> “公职人员”在本文指党政部门公务员和事业单位人员。

## 二、文献综述及研究假设

### （一）对党忠诚与建言行为：主效应

西方政党制度下，常使用“政党认同”（Party Identification）来概念化个体对政党的忠诚，即选民（含党员和非党员）在心理上对政党的自豪感和归属感，一般可通过民意调查、政党参与和投票率等手段进行观测（Achen, 2002; Franklin & Jackson, 1983; Greene, 2004）。虽然西方的政党呈现多元化，大体可在左右两派之间划分为二，选民脱离一个政党意味着对某一政党的认同下降，但不必然导致选民对某一派别政党制度的忠诚度趋弱，因为西方的政党始终是部分利益群体的代表（岑树海，2018）。毋庸置疑，中国的政党制度不同于西方。最根本的，中国共产党在性质上是一个“使命驱动”的政党，能够成为整合社会全体利益的代表（唐亚林，2017）；或者说中国共产党是一个“整体利益党”即“国家型政党”，背后有着中国源远流长的政治传统（张维为，2017）。经由中国共产党的领导，论及中国公职人员的对党忠诚，专指对中国共产党的忠诚，这有别于西方的政党认同。主要表现就是，对党忠诚“根深面广”——根植于个体的内心信仰，不仅是态度的认同和支持；面向所有党员及全国各族人民，“对党忠诚”的最终目的是对人民忠诚（即以人民为中心），而非像西方政党制度基于“部分利益党”的性质只对“选民”忠诚。信仰的本质是人们关于最高价值的信念，是一种巨大的精神力量，能够规范和指引主体行为（刘旭光，2017）。党的十八大报告指出：“对马克思主义的信仰，对社会主义和共产主义的信念，是共产党人的政治灵魂，是共产党人经受住任何考验的精神支柱。”对党忠诚实质上就是一种建立在马克思主义信仰基础上的国家忠诚，是一种制度化的政治忠诚。

研究表明，中国传统社会的“谏”与信仰有着心理深层次的联结（姜华，2018）。儒家政治哲学的核心就是政治忠诚，真正的大儒忠诚的是皇帝制度而非皇帝本人（郑永年，2017）。当二者不一致的时候，大儒就会选择为了维护制度而向皇帝上书进谏。在如今的组织行为学领域，“谏”被称为“建言行为”。这方面的研究可分为两个阶段。第一阶段以阿尔伯特·赫希曼（Albert O. Hirschman）（Hirschman, 1970）为起点：建言行为实际上是作为组织的一个程序，是一种合理恢复满意度的方式，是员工对组织不满时的行为选择之一。第二阶段：学者们对建言行为的认识有了突破性进展，跳出了建言行为仅是批评建议的局限，转而更为关注建言行为的利他和利组织成分（Van Dyne &

LePine, 1998)。概括起来，建言行为的核心包括以下三点：首先，建言行为是一种角色外行为，属于周边绩效范畴，其行为本身并不是组织要求的；其次，建言的目的是为了改进组织机能或绩效，重在建设性意见的表达；最后，建言行为作为一种人际间的沟通行为，反映的是在工作场所中所发生的人际交流和言语活动（段锦云、张倩，2012）。

建言行为从概念提出至今，焦点都集中在组织层面。常用的分类是根据建言的性质，将其分为促进性建言（Promotive Voice）和抑制性建言（Prohibitive Voice）。前者指员工对于改进工作部门或整个组织的运营、提高组织效率所表达的新想法或新建议；后者则指员工对于对组织不利或阻碍组织效率的问题（如：有害的行为，不恰当的工作程序、规定和规范，不利的工作实践、事件，等等）所表达的抑制性观点和措施（Liang et al., 2012; Maynes & Podsakoff, 2014）。尽管建言研究在具体内容、形式或对象上存有多种，但终究没有跳出组织领域。追本溯源，“谏”的本意是下对上的规劝，这里的上下关系并没有一个明确的规定，子对父，臣对君，下级对上级，平民百姓对国家领导，皆可以进言。将“谏”放在建言行为的框架里诠释，需要对建言行为的分类进行延伸，以便更好地体现“谏”的内涵。故本文从建言的范围入手，将建言行为划分为组织内部的组织建言和组织外部的政策建言（刘昕，2019），突破以往建言行为研究的窠臼。因此，本研究关注建言行为在范围上的区分而非性质上的不同。同时，借鉴组织建言的成熟概念，将政策建言界定为：个体以改进国家政策、改善社会发展或促进人民生活幸福为目的，向国家有关部门主动提出建设性意见的角色外人际沟通行为。与组织建言一致，政策建言行为亦属于角色外行为。

有关对党忠诚与建言行为的关系研究，不论是组织建言抑或政策建言，目前学界还很匮乏。既然对党忠诚属于信仰层面的忠诚，我们可以从信仰与行为的研究中得到启发。宗教作为另一种重要的体制化信仰，已有证据表明它与亲社会行为、道德行为等积极行为有显著的正相关（董梦晨等，2015；饶婷婷等，2019）。显而易见，建言行为也是一种体现个人道德操守的亲社会行为（利他、利组织乃至利国）。联想“位卑未敢忘忧国”“处江湖之远则忧其君”“先天下之忧而忧”“天下兴亡匹夫有责”等脍炙人口的古训，以及唐代魏征为代表的经典谏臣形象，可以推测对党忠诚与建言行为之间也存在积极联系。习近平总书记在2019年春季学期中央党校（国家行政学院）中青年干部培训班开班式上的重要讲话中，明确指出，“衡量干部是否有理想信念，关键看是否对党忠诚”，“忠诚和信仰是具体的、实践的”，建言行为恰是对党忠诚的具体实践，同时亦是“四个意识”“两个维护”的直接体现。据此提出研究的假设H1：

H1a：对党忠诚正向影响组织建言。

H1b：对党忠诚正向影响政策建言。

## （二）组织忠诚：对党忠诚与建言行为的关系纽带

“组织忠诚”或“组织承诺”（Organizational Commitment）是员工对组织目标和价值的接受，是付出努力来代表组织的意愿以及留在组织中的渴望（Allen & Meyer, 1990; Meyer & Allen, 1991）。组织忠诚的本质是雇员和组织之间的心理契约（Becker, 1960）。从忠诚的对象上区分，组织承诺可以分为对组织本身的承诺和对主管个人的承诺（姜定宇、郑伯壘，2003）。本研究着眼公共部门，其自身的“公共”属性使得公职人员忠诚于组织相比忠诚于个人更加重要。因此，本研究中的组织忠诚只涉及公职人员对所在组织的忠诚度，不包含对某些特定对象（如主管、领导等）的忠诚。相比于西方的组织承诺概念，华人的组织忠诚更强调将组织利益置于个人利益之上，并且主动为组织付出（姜定宇等，2003）。如果说对党忠诚重在对党的信仰忠诚，是一种直面党和国家的“大忠”，那么组织忠诚就是态度层面聚焦某一特定组织情境下的“小忠”，小忠是从属于大忠的。或者说：对党忠诚植根于个体价值观的深层次；组织忠诚则外显于个体价值观的浅层次。从这个意义上讲，对党忠诚决定了组织忠诚。

西方组织忠诚的研究，是将组织承诺与组织公民行为联系在一起（姜定宇、郑伯壘，2003）。前者相当于忠诚的态度，后者相当于忠诚的行为；二者具有稳定的因果关系（皇甫刚等，2013；仇蓓蓓，2016）。组织公民行为与建言行为同属于角色外行为（段锦云、钟建安，2005），其本质是相通的。如：不由岗位描述所指定；不被正式的奖惩系统所识别；对组织整体的效能具有积极的作用（段锦云，2011；汪文娟，2011）。建言有时亦被视为广义的组织公民行为的一个维度，即使置身中国情境也不例外（Farh et al., 2004）。因此，可以预期公务员的组织忠诚与组织建言正相关。

组织忠诚与政策建言的探讨，因为跳出了传统的组织研究领域，且商业组织和国家之间的联系，并不如公共组织和国家那么天然紧密，故而并不受组织行为学的重视，相关研究也尚处于空白。忠诚度作为组织认同的一个重要测量维度（Cheney & Tompkins, 1987；魏钧，2009），我们或许可以从认同感与公民行为之间的关系中寻找证据。研究表明，地方依恋与环境责任型的公民行为之间具有正向的关系（Vaske & Kobrin, 2001；Scannell & Gifford, 2010），个体的地区认同和对受保护公园区域的支持呈正相关（Carrus et al., 2005）。道格拉斯·珀金斯（Douglas D. Perkins）（Perkins et al., 1996）的研究则证实社区依恋是基层社区组织合作行为的积极预测因子。社区是组织的一种形式，地方则是组织的归属和依托，既然社区认同与地方认同正向影响个体的亲社会行为，

可以推测公务员的组织忠诚与政策建言正相关。

对党忠诚、组织忠诚与建言行为三者间是何种关系？按照信仰、态度与行为的渐进逻辑：信仰处“内”，态度居“中”，行为在“外”；态度成为信仰与行为联结的纽带。如研究证实民营企业高管的宗教虔诚影响企业的社会责任行为，且企业社会责任态度在其中起中介作用（倪昌红，2016）。由上所述，公务员的对党忠诚决定其组织忠诚；组织忠诚又与组织建言和政策建言正相关。在假设 H1 的基础上，得出本研究的假设 H2：

H2a：组织忠诚部分中介对党忠诚与组织建言的正向关系。

H2b：组织忠诚部分中介对党忠诚与政策建言的正向关系。

### （三）公共服务动机和中庸价值取向：对党忠诚与建言行为的作用边界

假设 H1 和 H2 建立了忠与谏的影响机制，接下来需要确认这一机制的边界条件或调节变量。讨论公务员的角色外行为，无法忽视“公共服务动机”（Public Service Motivation）的作用（Perry & Wise, 1990；Perry & Vandenabeele, 2015）。公共服务动机是一种“公心”，即服务于公共利益的心理需求（Kim & Vandenabeele, 2010；张书维、李纾，2018），其概念的核心是自我牺牲和利他（Perry et al., 2010）。这完全符合忠与谏所体现的精神内涵。显然，就个体而言，公职人员的公共服务动机是有差异的；因此，可把公共服务动机视为个体特征变量（Miao et al., 2017），它的强弱将会影响对党忠诚、组织忠诚与建言行为的关系。

公共服务动机已被证实为建言行为的触发因素之一。研究表明：公共服务动机在服务型领导与公共部门建言行为间发挥中介作用（谭新雨、汪艳霞，2017）；公共服务动机在高承诺工作系统与员工建言之间亦具有部分中介效应（刘帮成等，2017）；公共服务动机还能助推民主党派成员进行政策建言（米文艳，2018）。出现这样的结果不奇怪：公共服务动机的本质是“利他”，这与建言行为的目标是高度一致的。此外，公共服务动机的“公共性”能较好体现对党忠诚和组织忠诚的要求，无论大到中国共产党还是小到某个公共部门，其姓“公”而非姓“私”的性质是不言自明的。因此，公共服务动机可能成为忠与谏关系的个体“加速器”。据此提出本研究的假设 H3 和 H4：

H3a：公共服务动机正向调节对党忠诚与组织建言的正向关系，即公共服务动机越强，对党忠诚对组织建言的正向影响会越强；反之则越弱。

H3b：公共服务动机正向调节对党忠诚与政策建言的正向关系，即公共服务动机越强，对党忠诚对政策建言的正向影响会越强；反之则越弱。

H4a：公共服务动机正向调节组织忠诚与组织建言的正向关系，即公共服务

动机越强，组织忠诚对组织建言的正向影响会越强；反之则越弱。

H4b：公共服务动机正向调节组织忠诚与政策建言的正向关系，即公共服务动机越强，组织忠诚对政策建言的正向影响会越强；反之则越弱。

在本土情境下探讨忠与谏的问题，必须考虑中国传统文化（主要是儒家文化）的影响。“中庸”被视为儒家推崇的处世哲学和行为准则，寓意“过犹不及、恰到好处”。《中庸》开宗明义指出“不偏之谓中，不易之谓庸；中者天下之正道，庸者天下之正理”，就是要求人们为人处世时始终保持不偏不倚，永远执中协同，这是必须坚持不能改变的法则（沈伊默等，2019）。中庸价值取向作为中华民族传统文化价值体系的核心，已经融入到我国的民族性格和社会心理中，成为中华民族根深蒂固的文化价值导向和中国人的典型思维特征（杜旌等，2014；段锦云、凌斌，2011）。具体地讲，中庸价值取向是我们在认知环境和处理自我与环境关系时的导向，它既包含了全局性和辩证性的认知，也包含了“和”的价值取向（杨中芳，2009）。中庸并非怕事不作为；相反，通过积极的“执中”和“适度”作为，最后达致“和合”状态。

研究表明，中庸思维与顾全大局式建言存在正相关，与自我冒进式建言存在负相关（段锦云、凌斌，2011）。员工中庸价值取向对创新行为亦有正向影响（杨贤传、张磊，2018）；特别地，中庸价值取向对渐进式创新有显著促进作用（杜旌等，2018）。建言所依仗的手段就是求新求变。进一步地，组织文化对于组织承诺与员工的角色外行为具有调节效应（樊耘等，2013）。中庸既然作为中国社会的传统文化，置身其中的组织及其成员很难不受其影响。中庸价值取向的核心是个体与环境保持和谐一致（杨中芳，2009）。当忠诚与建言相匹配时，中庸所营造的氛围应该是加强而非弱化二者的关系。综上，可以推测中庸价值取向可能成为忠与谏关系的文化“助燃剂”。据此提出本研究的假设 H5 和 H6：

H5a：中庸价值取向正向调节对党忠诚与组织建言的正向关系，即中庸价值取向越强，对党忠诚对组织建言的正向影响会越强；反之则越弱。

H5b：中庸价值取向正向调节对党忠诚与政策建言的正向关系，即中庸价值取向越强，对党忠诚对政策建言的正向影响会越强；反之则越弱。

H6a：中庸价值取向正向调节组织忠诚与组织建言的正向关系，即中庸价值取向越强，组织忠诚对组织建言的正向影响会越强；反之则越弱。

H6b：中庸价值取向正向调节组织忠诚与政策建言的正向关系，即中庸价值取向越强，组织忠诚对政策建言的正向影响会越强；反之则越弱。

综上所述，本研究立足中国场景，借助行为公共管理学的视角，聚焦公共部门或组织，分析公职人员在工作中的忠与谏，即对党忠诚、组织忠诚与建言行为的关系，并进一步从个体（公共服务动机）和文化（中庸价值取向）两个

层次，明确关系的边界（如图1所示）。

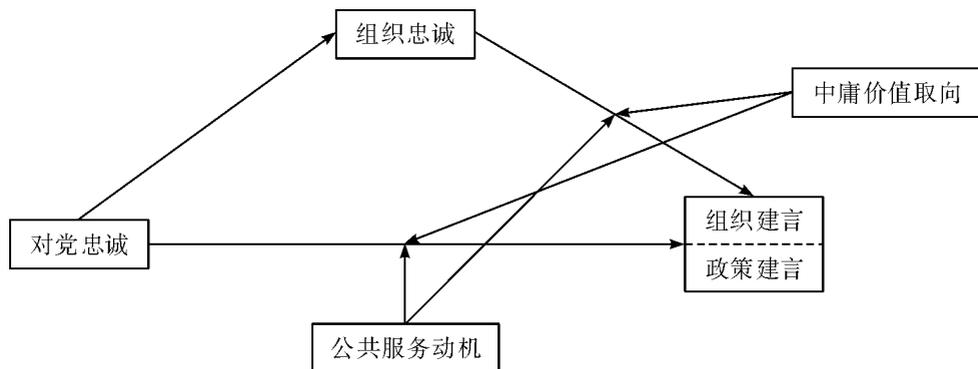


图1 理论模型

资料来源：作者自制。

### 三、研究方法

#### （一）数据收集与样本特征

本文的数据来源于我国部分省市公职人员的问卷调查。调查对象包括基层公务员和在读的公共管理硕士（MPA）两大群体。其中，基层公务员以西部欠发达地区的云南省为主；而MPA则就读于中山大学，其工作单位主要分布在东部经济发达的广东省。研究样本的统计特征如表1所示。

本研究采用两阶段的非概率抽样进行，历时半年。第一阶段为预调查，首先对10名基层公务员做了问卷访谈，根据反馈的建议修改问卷用语，确保问卷内容和提问方式贴近现实。然后通过腾讯问卷平台滚雪球抽样，扩大样本规模进行预调查。最后回收有效问卷97份，分析显示具有较好的信效度和项目区分度。因此，结果说明调查问卷的设计合理，可以施测。第二阶段为正式调查，通过线上和线下两种途径分发问卷，线上使用腾讯问卷，线下则通过MPA课堂。腾讯问卷平台最后回收问卷230份，MPA课堂回收问卷210份，共440份。除去问卷填答不完整（缺失值大于1）、填答时间过短（不足一分钟）、答案相同率100%的无效问卷31份，剩余有效问卷为409份，问卷的有效率为93.0%。<sup>①</sup>所有参与问卷调查者均以自愿为原则，采用匿名方式完成。

<sup>①</sup> 有效样本中，来自云南最多（占比49.4%），其余依次为广东（28.6%），四川（15.2%），湖北（3.4%），以及陕、甘、赣、京、桂、冀、湘、藏等省份的少量样本。

表1 样本特征描述 (N = 409)

	项目	人数	百分比 (%)
性别	男	212	51.8
	女	193	48.2
年龄	20 - 30 岁	229	56.0
	31 - 40 岁	77	18.8
	41 - 50 岁	63	15.4
	51 - 60 岁	39	9.5
	60 岁以上	1	0.2
政治面貌	非党员	123	30.1
	中共党员	286	69.9
民族	少数民族	51	12.5
	汉族	358	87.5
受教育程度	初中及以下	1	0.2
	高中或中专	2	0.5
	大学专科	24	5.9
	大学本科	217	53.1
	硕士及以上	165	40.3
现单位任职	办事员	36	8.8
	科员	230	56.2
	科级	107	26.2
	处级	34	8.3
	厅级	2	0.5
现单位任期	10 年及以下	280	68.5
	11 - 20 年	51	12.5
	21 - 30 年	50	12.2
	31 - 40 年	26	6.4
	40 年以上	2	0.5
党龄	10 年及以下	298	72.9
	11 - 20 年	79	19.3
	21 - 30 年	23	5.6
	31 - 40 年	9	2.2

资料来源：作者自制。

## （二）研究工具：变量与测量

### 1. 对党忠诚的测量

目前学界尚无直接测量“对党忠诚”的工具，鉴于中国军队强调“党对军队绝对领导”的特色，本研究在这部分的问卷设计时主要参考军人忠诚的相关测量（王芙蓉等，2018；王芙蓉、杨芳，2014），辅之以组织的员工忠诚测量（Allen & Meyer, 1990；凌文铨等，2006；姚唐等，2008），从“情感忠诚”“规范忠诚”和“持续忠诚”三维度出发，最后确定对党忠诚量表包括20个题项，测量时选项从“1 非常不认同”至“7 非常认同”，分值越高表示被调查者对党的忠诚度越高。因为是新量表，在进行探索性因子分析前，首先通过项目区分度分析、单项与总和的相关性分析和信度分析对量表进行初步修订。结果显示，除了前两题，其余题项的区分度即高低分组的独立样本 T 检验均显著（ $P < 0.001$ ）且与总和之间的相关系数都在 0.5 以上（ $P < 0.01$ ）；信度分析中删除前两题后的 Cronbach's  $\alpha$  值（0.979）比原值（0.964）要大，所以综合这三个指标，将对党忠诚量表的前两个题项予以删除，保留剩下的 18 个题项（见表 2），采用 Likert-7 点计分。

采用 SPSS 24.0 对量表进行探索性因子分析（Exploratory Factor Analysis, EFA）和验证性因子分析（Confirmatory Factor Analysis, CFA），以找出对党忠诚变量的本质结构，并进行验证。为了检验问卷的结构效度，通过 SPSS 将总样本 409 的数据随机分为两份独立的样本，数据 A（ $N = 189$ ）用于 EFA，数据 B（ $N = 220$ ）用于 CFA。独立样本 T 检验结果显示，数据 A 与 B 在人口统计学特征上的差异均不显著，且均值也都基本一致。

数据 A 的 EFA 结果表明，对党忠诚量表的 KMO 值（0.94）与 Bartlett 球形检验显著度（ $P < 0.001$ ），适合做因子分析。采用主成份分析法和最大方差法进行旋转，选取特征根大于 1 的因子。得到所有测量题项在对应因子上的载荷值都在 0.6 以上，在其他因子上的载荷值都小于 0.5。结果提取出两个因子，共解释总变量的 81.65%，较为理想地通过了 EFA 检验。其中，因子 1 包含 15 个题项，因子 2 包含三个题项，如表 2 所示。根据两个因子所包含的题项内容，借鉴自我决定理论（Self-Determination Theory）（Ryan & Deci, 2017）对行为动机采取的“自主性-控制性”二维划分（张书维、李纾，2018），将因子 1 命名为“自主忠诚”（Autonomous Loyalty），强调个体因为情感、价值观、理想等自主性较高的内在因素而主动忠诚于党；将因子 2 命名为“控制忠诚”（Controlled Loyalty），强调个体受制于“成本-收益”分析和外部压力而选择忠

诚于党。其中，“自主忠诚”解释对党忠诚变量的65.55%，而“控制忠诚”则只解释了16.09%。

运用数据B对EFA得到的对党忠诚两维结构进行验证，以进一步检验其区分效度即两维结构模型的合理性；包括一阶和二阶CFA。用AMOS24.0进行一阶CFA，各项拟合指标可以接受（ $\chi^2/df = 1.799$ ，CFI = 0.990，NFI = 0.979，TLI = 0.890，IFI = 0.984，RMSEA = 0.06），这说明对党忠诚量表经EFA得出的“自主-控制忠诚”两结构模型是稳健的。

由于两个潜变量（自主忠诚与控制忠诚）之间存在中高度的相关（ $R = 0.61$ ， $P < 0.001$ ），表明二者以上可能存在高阶的理论构念。因此有必要对他们进行二阶验证性因子分析，以验证更为理想的理论模型（段锦云、凌斌，2011）。二阶CFA的结果显示，各项拟合指标均达到要求（ $\chi^2/df = 1.900$ ，CFI = 0.989，NFI = 0.978，TLI = 0.982，IFI = 0.989，RMSEA = 0.064）。这表明自主忠诚与控制忠诚存在高阶理论构念，即对党忠诚。结合上文对党忠诚量表的各项修订与一阶检验，可见对党忠诚量表双维度18题项的设计是有效且较为理想的，为后面的假设检验奠定了基础。

表2 对党忠诚量表结构及题项

变量	维度	题项	陈述
对党忠诚	自主忠诚	PL1	身为党领导下的公民我感到很自豪
		PL2	我认为忠于党组织合乎我的个人价值观
		PL3	我认为忠于党组织合乎我的个人理想
		PL4	我认同党全心全意为人民服务的宗旨
		PL5	我认为对党忠诚是至关重要的
		PL6	我认为对党忠诚是我的责任所在
		PL7	东西南北中，党是领导一切的
		PL8	我认为不忠于党是不合乎道德规范的一件事
		PL9	我所受到的教育是要对党保持忠诚
		PL10	即使有更多的物质利益作为交换，我也始终选择忠于党
		PL11	我认为忠于党是无条件的
		PL12	我认为忠于党是我国公民的重要品质
		PL13	我愿意始终追随党的领导
		PL14	我愿意始终坚持做一名合格的中国公民
		PL15	我希望自己一直追随党的领导
对党忠诚	控制忠诚	PL16	作为一名中国公民，除了跟随党组织的领导，我别无选择
		PL17	我认为由于种种原因很难脱离党组织的领导，即使我需要离开
		PL18	我选择忠于党的领导，有一个重要的原因是，离开它我会失去很多东西

资料来源：作者自制。

## 2. 其他变量的测量

对党忠诚之外，其余变量的测量均采用既有文献中被反复验证的国际或国内通用成熟量表（Likert - 7 点计分）；其中国际量表采用翻译 - 回译程序保证其准确性和适用性。“组织忠诚”采用姚唐等（2008）修订的 7 条目两维度量表，题目如“在这个单位上班是我最好的选择”，其内部一致性 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.928。建言行为分为两部分：“组织建言”采用梁建等（Liang et al., 2012）开发的 10 条目两维度量表，题目如“对可能影响单位的事，积极谋发展、提建议”，Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.956。“政策建言”的题项改编自组织建言，包括 6 条目两维度，Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.972。“公共服务动机”采用包元杰和李超平（2016）修订的 8 条目四维度量表，题目如“我愿意为社会公益付出个人努力”，Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.942。“中庸价值取向”采用杜旌等（2014）修订的 6 条目量表，题目如“任何事情总有个限度，过了头和达不到都不好”，Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.948。

问卷的效度检验仍然聚焦结构效度和区分效度。如表 3 所示：一方面，EFA 结果各变量的 KMO 值均大于 0.9，Bartlett 球形检验均显著（ $P < 0.001$ ），说明问卷的结构效度良好；另一方面，CFA 结果各题项指标（测量变量）与因子变量（潜变量）的对应依从关系与理论事实一致性较高，说明问卷的区分效度良好。

表 3 各变量 EFA 和 CFA 结果汇总表（N = 409）

变量	KMO	Bartlett	$\chi^2/df$	NFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA
对党忠诚	0.962	<0.001	2.211	0.986	0.992	0.985	0.992	0.054
组织忠诚	0.928	<0.001	1.455	0.944	0.982	0.955	0.981	0.033
组织建言	0.932	<0.001	2.326	0.990	0.994	0.988	0.994	0.057
政策建言	0.895	<0.001	2.741	0.997	0.998	0.993	0.998	0.065
公共服务动机	0.912	<0.001	1.949	0.958	0.979	0.923	0.978	0.048
中庸价值取向	0.914	<0.001	1.995	0.984	0.992	0.938	0.992	0.049

资料来源：作者自制。

综上，本研究所采用的原创及既有量表均具有较高的信效度，适宜后续的统计分析。

另外，由于本研究所使用的工具为自陈（Self - Report）量表，为了控制数据中可能存在的共同方法偏差（Common Method Bias），采用程序控制和统计控

制两个手段 (Podsakoff et al., 2003; 周浩、龙立荣, 2004)。首先, 程序上严格保护被试的匿名性 (只问职位不问部门), 通过预调查改进量表项目。其次, 统计上通过 Harman 单因素检验, 将所有变量放入因子分析, 结果显示第一个因子贡献率为 35.944%, 未超过 40% 的临界标准; 进一步把上述公因子控制起来做偏相关分析, 将偏相关系数与相关系数做比较, 无显著改变。综上, 可认为本研究不存在严重的共同方法偏差问题。

## 四、结果与分析

在对结果进行呈现之前, 先通过单因素方差分析检验 8 个控制变量的不同组别 (见表 1) 对因变量建言行为 (组织建言与政策建言) 的影响。结果表明, 只有政治面貌对组织建言有显著影响 ( $F_{(1,407)} = 9.721, P = 0.002$ )。<sup>①</sup> 后面的分析中将不再关注这些控制变量。

### (一) 描述统计与变量间相关

表 4 描述性统计结果与变量间相关

变量	M	SD	1	2	3	4	5
1. 对党忠诚	5.77	1.38					
2. 组织忠诚	4.35	1.55	0.386***				
3. 组织建言	4.97	1.41	0.609***	0.563***			
4. 政策建言	4.11	1.78	0.381***	0.440***	0.729***		
5. 公共服务动机	5.54	1.24	0.683***	0.377***	0.692***	0.556***	
6. 中庸价值取向	5.71	1.20	0.668***	0.365***	0.624***	0.383***	0.804***

注: N = 409; \*\*\* P < 0.001。

资料来源: 作者自制。

表 4 报告了各主要变量的描述统计结果和相关关系。由表可知, 对党忠诚、组织忠诚、公共服务动机、中庸价值取向均与组织建言及政策建言显著正相关 ( $P < 0.001$ )。接下来将进一步分析自变量、中介变量、调节变量与因变量之间的关系, 检验假设 H1 至 H6。

<sup>①</sup> 然而, 在主效应的检验中, 政治面貌作用于建言行为的回归系数并不显著, 见后述。

## （二）主效应及中介效应检验

假设 H1 提出对党忠诚对建言行为有正向预测作用。通过 AMOS 24.0 对结构方程模型进行整体检验：对党忠诚对组织建言的路径系数为 0.44 ( $P < 0.001$ )，对党忠诚对政策建言的路径系数为 0.20 ( $P < 0.001$ )，该模型各项拟合指标拟理想 ( $\chi^2/df = 1.303$ ,  $CFI = 0.993$ ,  $NFI = 0.969$ ,  $TLI = 0.990$ ,  $IFI = 0.993$ ,  $RMSEA = 0.027$ )。因此，假设 H1a 和 H1b 得证，对党忠诚正向影响组织建言和政策建言。

接下来采用偏差校正的自举 (Bias - Corrected Bootstrap) 置信区间估计法 (以下简称“自举法”) 对中介效应进行精确检验。自举法无需样本数据服从某种特定的分布，被认为是比传统 Sobel 检验更好的方法；如果间接效应 95% 的置信区间没有包括 0，即表明中介效应具有统计学意义；如果直接效应 95% 的置信区间包括 0，说明存在完全中介，反之则是部分中介 (江程铭、李纾，2015)。利用重复随机抽样的方法在原始数据中抽取 2 000 个 Bootstrap 样本来估计对党忠诚通过组织组织忠诚对建言行为的间接作用的置信区间。结果如表 5 所示：首先，对党忠诚对组织建言的直接效应是 0.444，95% 的置信区间为 [0.331, 0.559]；对党忠诚对政策建言的直接效应是 0.200，95% 的置信区间为 [0.106, 0.290]；再次验证了假设 H1 (H1a、H1b)。其次，对党忠诚对组织建言的间接效应是 0.139，95% 的置信区间为 [0.088, 0.201]；对党忠诚对政策建言的间接效应是 0.084，95% 的置信区间为 [0.044, 0.136]。综上，间接效应的置信区间不含 0，说明存在统计学意义上的中介效应；直接效应的置信区间不含 0，说明存在部分中介。即组织忠诚部分中介对党忠诚对组织建言和政策建言的正向作用，本研究的假设 H2 (H2a、H2b) 得到了证实。

表 5 Bootstrap 法中介效应检验结果

Effect	Estimate	S. E.	BC95% 置信区间		P 值	
			下限	上限		
直接效应	X→M	0.370	0.049	0.264	0.459	0.001
	X→Y1	0.444	0.057	0.331	0.559	0.001
	X→Y2	0.200	0.047	0.106	0.290	0.001
	M→Y1	0.375	0.057	0.258	0.486	0.001
	M→Y2	0.227	0.053	0.125	0.330	0.001

(续上表)

Effect	Estimate	S. E.	BC95% 置信区间		P 值	
			下限	上限		
间接效应	X→M→Y1	0.139	0.029	0.088	0.201	0.001
	X→M→Y2	0.084	0.024	0.044	0.136	0.001

注：N=409。表中系数皆为标准化数值。X：对党忠诚；M：组织忠诚；Y1：组织建言；Y2：政策建言。

资料来源：作者自制。

### (三) 调节效应检验

#### 1. 公共服务动机的调节作用

采用 OLS 回归分析验证假设 H3 和 H4。将中心化后的自变量（中介变量）、调节变量、交互项分三步进入回归方程，共得到 12 个回归模型（见表 6 和表 7）。

表 6 中：模型 3 显示，对党忠诚与公共服务动机的交互项对组织建言的正向作用不显著（ $\beta = 0.082$ ， $P = 0.053$ ），假设 H3a 没有证实；模型 6 显示，对党忠诚与公共服务动机的交互项对政策建言的正向作用显著（ $\beta = 0.203$ ， $P < 0.001$ ），假设 H3b 得到验证。

表 6 对党忠诚与建言行为：公共服务动机的调节作用

变量类型	组织建言			政策建言		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
PL	.609***	.255***	.287***	.381***	.002	.080
PSM		.518***	.538***		.555***	.605***
PL × PSM			.082			.203***
R <sup>2</sup>	.371	.514	.518	.145	.310	.337
$\Delta R^2$	.371***	.514***	.004	.145***	.310***	.027***
F	240.039***	214.657***	145.338***	69.163***	91.063***	68.552***

注：N=409；\*\*\* $P < 0.001$ 。表内显示为标准化回归系数。PL：对党忠诚；PSM：公共服务动机。

资料来源：作者自制。

表 7 中：模型 3 显示，组织忠诚与公共服务动机的交互项对组织建言的正向作用不显著（ $\beta = 0.052$ ， $P = 0.129$ ），假设 H4a 没有证实；模型 6 显示，组织

忠诚与公共服务动机的交互项对政策建言的正向作用显著 ( $\beta = 0.109$ ,  $P = 0.009$ )，假设 H4b 得到验证。

表7 组织忠诚与建言行为：公共服务动机的调节作用

变量类型	组织建言			政策建言		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
OL	.563 ***	.353 ***	.336 ***	.440 ***	.269 ***	.233 ***
PSM		.559 ***	.574 ***		.455 ***	.486 ***
OL × PSM			.052			.109 **
R <sup>2</sup>	.318	.586	.588	.194	.372	.382
ΔR <sup>2</sup>	.318 ***	.586 ***	.002	.194 ***	.372 ***	.010 **
F	189.362 ***	287.268 ***	192.904 ***	97.946 ***	120.087 ***	83.476 ***

注：N = 409；\*\*\*  $P < 0.001$ ，\*\*  $P < 0.01$ 。表内显示为标准化回归系数。OL：组织忠诚；PSM：公共服务动机。

资料来源：作者自制。

综上可得：就建言行为来说，对党忠诚与组织忠诚对政策建言的影响都受到了公共服务服务动机的正向调节；即公共服务动机的调节作用体现在既调节对党忠诚与政策建言的关系，也调节组织忠诚与政策建言的关系。为了厘清二者的差异，继续作“有中介的调节”（Mediated Moderation）三步检验（温忠麟等，2012；张书维，2013）。结果发现，当对党忠诚、公共服务动机、二者的交互项及组织忠诚都进入政策建言的回归模型后，组织忠诚的回归系数显著 ( $\beta = 0.251$ ,  $P < 0.001$ )，同时，对党忠诚与公共服务动机的交互项回归系数亦显著 ( $\beta = 0.139$ ,  $P = 0.005$ )，而此时对党忠诚的回归系数不显著 ( $\beta = -0.005$ ,  $P = 0.936$ )。这说明公共服务动机通过调节对党忠诚与组织忠诚的关系从而间接调节对党忠诚与政策建言的关系，其中间接调节效应为  $0.252 \times 0.251 = 0.063$ ，直接调节效应则为 0.139。间接效应意味着高公共服务动机的个体，对党忠诚度越高，相应的组织忠诚度也越高；直接效应意味着高公共服务动机的个体，对党忠诚度越高，进行政策建言的可能性越大。因此，组织忠诚部分中介公共服务动机在对党忠诚与政策建言关系间的调节作用。

## 2. 中庸价值取向的调节作用

采用 OLS 回归分析验证假设 H5 和 H6。将中心化后的自变量（中介变量）、调节变量、交互项分三步进入回归方程，共得到 12 个回归模型（见表 8 和表 9）。

表 8 中：模型 3 显示，对党忠诚与中庸价值取向的交互项对组织建言的正向作用显著 ( $\beta = 0.118$ ,  $P = 0.011$ )，假设 H5a 得到验证；模型 6 显示，对党忠诚与中庸价值取向的交互项对政策建言的正向作用显著 ( $\beta = 0.201$ ,  $P < 0.001$ )，假设 H5b 得到验证。因此，中庸价值取向正向调节对党忠诚对建言行为的正向作用。

表 8 对党忠诚与建言行为：中庸价值取向的调节作用

变量类型	组织建言			政策建言		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
PL	.609***	.347***	.376***	.381***	.227***	.276***
ZY		.393***	.444***		.231***	.318***
PL × ZY			.118*			.201***
R <sup>2</sup>	.371	.456	.465	.145	.175	.200
ΔR <sup>2</sup>	.371***	.456***	.009*	.145***	.175***	.025***
F	240.039***	170.408***	117.310***	69.163***	43.016***	33.680***

注：N = 409；\*\*\*  $P < 0.001$ ，\*  $P < 0.05$ 。表内显示为标准化回归系数。PL：对党忠诚；ZY：中庸价值取向。

资料来源：作者自制。

表 9 中：模型 3 显示，组织忠诚与公共服务动机的交互项对组织建言的正向作用不显著 ( $\beta = -0.029$ ,  $P = 0.442$ )，假设 H6a 没有证实；模型 6 显示，组织忠诚与公共服务动机的交互项对政策建言的正向作用亦不显著 ( $\beta = 0.011$ ,  $P = 0.812$ )，假设 H6b 没有证实。

表 9 组织忠诚与建言行为：中庸价值取向的调节作用

变量类型	组织建言			政策建言		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
OL	.563***	.387***	.398***	.440***	.347***	.343***
ZY		.483***	.472***		.256***	.260***
OL × ZY			-.029			.011
R <sup>2</sup>	.318	.520	.520	.194	.251	.251
ΔR <sup>2</sup>	.318***	.520***	.001	.194***	.251***	.000
F	189.362***	219.664***	146.493***	97.946***	67.945***	45.210***

注：N = 409；\*\*\*  $P < 0.001$ 。表内显示为标准化回归系数。OL：组织忠诚；ZY：中庸价值取向。

资料来源：作者自制。

为了进一步探讨是否存在有中介的调节，仍采取三步检验法。一方面，组织建言的回归模型显示，对党忠诚与中庸价值取向的交互项影响不显著（ $\beta = 0.023$ ， $P = 0.599$ ）；但该交互项对组织忠诚的回归系数显著（ $\beta = 0.281$ ， $P < 0.001$ ）。因此，对于组织建言，仅通过组织忠诚的中介来调节对党忠诚与组织建言的关系，这一间接效应为  $0.281 \times 0.340 = 0.096$ 。另一方面，政策建言的回归模型显示，对党忠诚与中庸价值取向的交互项影响显著（ $\beta = 0.117$ ， $P = 0.037$ ）；与此同时，组织忠诚的中介作用亦显著（ $\beta = 0.299$ ， $P < 0.001$ ）。因此，对于政策建言，中庸价值取向既存在直接效应  $0.117$ ；又包含间接效应  $0.084$ （ $0.281 \times 0.299$ ）。间接效应意味着高中庸价值取向的个体，组织忠诚度越高，进行组织或政策建言的可能性越大；直接效应意味着高中庸价值取向的个体，对党忠诚度越高，进行政策建言的可能性越大。

此外，统计表明，表 6 至表 9 中模型 3 和模型 6 的多重共线性容忍度在 0.44 以上，方差膨胀因子 VIF 值在 2.25 以下，说明在进行回归时的多重共线性问题不严重。

最后，本研究还构建了一个包含变量间三阶、四阶交互项的全模型。回归结果显示，无论对于组织建言（ $\beta = -0.014$ ， $P = 0.922$ ）还是政策建言（ $\beta = 0.181$ ， $P = 0.301$ ），对党忠诚、组织忠诚、公共服务动机和中庸价值取向的四阶交互不显著。而四个三阶交互中，对党忠诚、公共服务动机和中庸价值取向的交互对组织建言（ $\beta = 0.396$ ， $P = 0.001$ ）和政策建言（ $\beta = 0.745$ ， $P < 0.001$ ）均显著；组织忠诚、公共服务动机和中庸价值取向的交互对政策建言显著（ $\beta = -0.380$ ， $P = 0.026$ ）。预示着两个调节变量之间也存在着某种关系。<sup>①</sup>

## 五、结论与讨论

### （一）忠而后谏

本文证实了作为信仰层面的对党忠诚对行为层面的组织建言和政策建言都具有正向的影响，而且态度层面的组织忠诚在其中扮演了部分中介的角色。可以把这一机制概括为“忠而后谏”。研究发现既印证了“信仰—态度—行为”的普遍机制，又明晰了对党忠诚、组织忠诚和建言行为之间的不同层次。其中，对党忠诚与建言行为的关系是主线，研究结果再次表明，信仰是力量的源泉。

<sup>①</sup> 从表 4 中可看出，公共服务动机与中庸价值取向是存在显著高相关的（ $R = -0.804$ ， $P < 0.001$ ）。

众所周知，中国共产党是新中国的开国党和长期执政党，代表的是“中国最广大人民的根本利益”，因此，对党忠诚不仅是党员及公职人员的自觉，也成为广大群众的一种自愿。从本研究的结果来看，一旦个体拥有了信仰忠诚，行为忠诚就会水到渠成。从表5中可看出，对党忠诚与组织建言的直接效应（0.444）强于政策建言（0.200），这说明对党忠诚作为一种体制化的政治信仰，对同样是体制化的组织行为影响更大。

在对党忠诚与建言行为的关系链条中，组织忠诚的互连作用不容忽视。如果说信仰处于个体价值观的核心，那么态度就是个体价值观的外围；相对于信仰而言，态度是更接近行为的近端变量，在信仰与行为二者间牵线搭桥（张红涛、王二平，2007）。从表5中可知，这一间接效应也是在组织场域中表现得更强（0.139 > 0.084）。社会心理学中最著名的态度行为关系理论“计划行为理论”指出，“知觉行为控制”即个体感知到执行某特定行为容易或困难的程度，是行为意向及实际行为的重要前因变量（段文婷、江光荣，2008）。显然，对于组织成员个体，向本组织出谋划策的难度要小于以公民身份向国家的建言献策。因此，组织忠诚与组织建言的紧密程度（0.375）要强于其与政策建言（0.227）。

## （二）公心促忠谏

公共服务动机的调节作用得到了部分支持：公共服务动机正向调节对党忠诚与政策建言、组织忠诚与政策建言的正向关系。具体说来，高公共服务动机水平下，对党忠诚对政策建言的正向作用会更大，且这一调节是以组织忠诚为部分中介；另一方面，高公共服务动机水平下，组织忠诚对政策建言的正向影响也更强。可以把这一调节效应概括为“公心促忠谏”。

研究未证实公共服务动机于对党忠诚-组织建言及组织忠诚-组织建言两对关系的调节效应。究其原因，可能在于政策建言相比组织建言的公共性更强。组织建言针对的是组织发展、组织关系和组织利益，而政策建言却偏向国家及社会层面，关乎的是公共利益。而公共服务动机通常与特定的规范性取向联系在一起，即服务公共利益、忠于职守和政府整体的愿望以及社会公平（Perry & Wise, 1990），可见公共服务动机的利他导向及社会属性与政策建言的宗旨更加契合。最新研究发现，公共服务动机的激活会增加政府雇员的道德行为（Meyer - Sahling et al., 2019）。毫无疑问，政策建言背后折射出的“大公无私”，是个人道德的最高境界。此外，值得一提的是，新近一篇对中国公共服务动机研究的系统文献综述发现“大部分中国场景下的研究中的核心概念及分析框架基本上囿于西方理论，而根植于中国传统文化和制度方面的深入理论分析以及基于

现实重大场景的高质量实证研究则相对不足”（刘帮成，2019b：3），本研究算是弥补该不足的一次积极尝试。

### （三）中庸助忠谏

中庸价值取向的调节作用部分被证实。其中，中庸价值取向正向调节对党忠诚与组织建言、政策建言的关系，即高中庸价值取向条件下，对党忠诚对两种建言行为的正向影响会被强化；亦通过组织忠诚的中介实现。可以把这一调节效应概括为“中庸助忠谏”。然而，在组织忠诚与组织建言、政策建言关系上，中庸的正向调节未通过检验。可见作为一种文化属性，中庸的影响力主要存在信仰和行为之间。或者说，（忠诚）信仰与（中庸）文化皆位于价值观的深层次，二者的互动更容易实现。那么，如何看待中庸价值取向对忠谏关系的积极作用？

一方面，谈到中庸，常被认为是无原则无立场、平均及妥协，这种“中间主义”会让人们不思进取、缺乏创新；有学者指出这是基于“反中庸”倾向全盘采用西方竞争观念以取代“中庸”节制合度观念的做法，存在一定的主观性误解（杜旌等，2014；王岳川，2007）。从文化价值的角度讲，中庸作为中华文化的代表性思想，其所蕴含的管理智慧被历代反复挖掘，中庸思维越强的个体，往往有着更高的文化认同感，所以更有可能由此去践行“以谏表忠”。另一方面，从中庸的核心理念来说，中庸的目标就是要达到和谐的境界，其核心是“度”与“和”（吴佳辉、林以正，2005；赵志裕，2000）。本研究的建言行为虽然在范围上有别，最终的目的都是为了实现小到组织大至国家的和谐发展；所以建言从目的来看，与中庸价值取向是相通的。以“不狂不狷”的姿态为组织未来、政策前景及自己内心的“中和”需求发声，乃中庸的真正体现，即便由此可能导致与他人之间的外在之“和”上略有牺牲。

### （四）贡献、局限与展望

研究贡献或创新体现在以下两点：第一，理论层面。本研究构建了围绕“忠”与“谏”的中介-调节模型，聚焦公共部门，首次将信仰忠诚、态度忠诚与行为忠诚纳入同一框架进行分析。研究结果揭示了“忠”与“谏”的作用机制，把建言行为的研究从组织管理领域拓展到公共管理领域；同时立足本土化，尝试发展符合中国场景的公共组织行为理论，具化行为公共管理学的“双轮模型”（张书维、李纾，2018）。第二，技术层面。本研究开发了18个题项、两维度的对党忠诚量表，经过一系列检验，拥有较好的信效度。这一工具的诞生，将为后续同类研究提供便利。

研究局限主要体现在方法上。本研究使用问卷调查法及截面数据，因果关系需要进一步确认。必须指出，虽然本研究开发出了“对党忠诚量表”，但自陈量表的固有局限（如“社会期许性”）使得在使用该工具时需要审慎。另一不足是本研究采取非概率抽样的滚雪球方式进行抽样，但其代表性有待考察。

研究展望或可考虑两个方向：其一，机制上，可继续探索公共服务动机与中庸价值取向的交互作用对忠谏关系的影响；虽然这不是本文的关注点，但根据本研究结果，个体工作动机与文化价值观之间似乎存在着某种联系。其二，技术上，对党忠诚的测量还可使用内隐联想测验（Implicit Association Test, IAT）的方式，将自动化的内隐加工与有意识的外显加工整合到一个框架中；另外，还可尝试投射技术，通过间接询问的方式，触及个人深层次思想和感受（李纾，2016）。上述两种手段可作为对党忠诚量表的有效补充，克服政治态度类调查难以规避的社会期许性问题，同时更好地控制共同方法偏差。

### （五）政策启示

强化对党忠诚，引导建言行为。当前吏治面临的各种挑战，表现之一就是基层干部的“群体失语”、沉默慎言（刘昕，2019）。根据本文的结论，如果党政官员在政治上保持对党的忠诚，就会实话实说、直言不讳。那么，如何做到对党忠诚？习总书记的“三个必须”论述已经指明了方向：“必须体现到对党的信仰的忠诚上，必须体现到对党组织的忠诚上，必须体现到对党的理论和路线方针政策的忠诚上。”公职人员不仅自身要做到对党忠诚，还要努力影响周围人。2019年7月，习总书记在中央和国家机关党的建设工作会议上强调“把对党忠诚纳入家庭家教家风建设”。正所谓“人民有信仰，民族有希望，国家有力量”。其次，在党风建设中，把“讲真话”作为党员的基本要求；设计公共部门的绩效考核体系和干部选拔任用方面，可以将建言行为用做指标来衡量公务员个体职业素养或能力，从制度上奖励敢于建言、勇于作为者。此外，政府应在社会上营造一种“广开言路、为国建言”的氛围，依托基层、鼓励民众“以谏表忠”。必须指出，建言不是“空谈”或“妄议”。建言需要不计私利有理有据；底线是绝不散布与中央精神相悖的言论。鼓励建言的同时要明确政治纪律要求的边界，防止动辄“上纲上线”。

重视公职人员的公共服务动机。公共服务动机是公共服务行为的内在推力，是公职人员最核心的工作动机。鉴于公共服务动机很多时候被视为一种个体特征，公共部门在招聘时就应有意筛选公共服务动机高的新人入职；对于在岗职工，则可通过内部培训来加强。

弘扬以中庸为代表的传统文化。首先要破除对“中庸”的误解，中庸之道

并非表面的一团和气；而是追求结果的“和合”，这完全符合组织整体及社会的长远利益，也是社会主义核心价值观的应有之义。实践中注意采纳民众喜闻乐见的形式，充分利用各种渠道和媒体来弘扬新时代的中庸文化。

2019年10月31日中国共产党第十九届中央委员会第四次全体会议通过《中共中央关于坚持和完善中国特色社会主义制度、推进国家治理体系和治理能力现代化若干重大问题的决定》，其结束语部分明确指出，“把提高治理能力作为新时代干部队伍建设重大任务”。一支忠诚干净担当的高素质干部队伍，是提高治理能力的首要前提和根本保障。

### 参考文献

- 包元杰、李超平(2016). 公共服务动机的测量：理论结构与量表修订. 中国人力资源开发, 7: 83-91.
- 岑树海(2018). 欧洲政党规模减缩的党内外制度性影响因素分析. 当代世界社会主义问题, 137(3): 139-148.
- 仇蓓蓓(2016). 华人与西方的组织忠诚的现状研究. 社会心理科学, 31(8): 21-23.
- 董梦晨、吴嵩、朱一杰、郭亚飞、金盛华(2015). 宗教信仰对亲社会行为的影响. 心理科学进展, 23(6): 1095-1108.
- 杜旌、裘依伊、尹晶(2018). 中庸抑制创新吗？——一项多层次实证研究. 科学学研究, 36(2): 378-384.
- 杜旌、冉曼曼、曹平(2014). 中庸价值取向对员工变革行为的情景依存作用. 心理学报, 46(1): 113-124.
- 段锦云(2011). 中国背景下建言行为研究：结构、形成机制及影响. 心理科学进展, 19(2): 185-192.
- 段锦云、凌斌(2011). 中国背景下员工建言行为结构及中庸思维对其的影响. 心理学报, 43(10): 1185-1197.
- 段锦云、张倩(2012). 建言行为的认知影响因素、理论基础及发生机制. 心理科学进展, 20(1): 115-126.
- 段锦云、钟建安(2005). 组织中的进谏行为. 心理科学, (1): 69-71.
- 段文婷、江光荣(2008). 计划行为理论述评. 心理科学进展, 16(2): 315-320.
- 樊耘、阎亮、马贵梅(2013). 权力需要、组织承诺与角色外行为的关系研究——基于组织文化的调节效应. 科学学与科学技术管理, 34(1): 135-146.
- 皇甫刚、姜定宇、张岗英(2013). 从组织承诺到组织忠诚：华人组织忠诚的概念内涵与结构. 心理科学进展, 21(4): 711-720.
- 江程铭、李纾(2015). 中介分析和自举(Bootstrap)程序应用. 心理学探新, 35(5): 458-463.
- 姜定宇、郑伯壘(2003). 组织忠诚、组织承诺、及组织公民行为研究之回顾与前瞻. 应用心理研究, 19: 175-209.
- 姜定宇、郑伯壘、任金刚、黄政玮(2003). 组织忠诚——本土化的建构与测量. 本土心理学研

- 究, 19: 273 - 337.
- 姜华(2018). 古代中国舆论的发生及其内在精神. 山西大学学报(哲学社会科学版), 41(2): 69 - 77.
- 李佳(2015). “以谏为忠”与“以谏求名”——论晚明士大夫的谏诤观与政治生态. 史学集刊, 6: 60 - 67.
- 李纾(2016). 决策心理：齐当别之道. 上海：华东师范大学出版社.
- 凌文轮、张治灿、方俐洛(2006). 中国职工组织承诺研究. 中国社会心理学评论, 2: 227 - 244.
- 刘帮成、周杭、洪风波(2017). 公共部门高承诺工作系统与员工建言行为关系研究：基于公共服务动机的视角. 管理评论, 29(1): 62 - 69.
- 刘帮成(2019a). 新时代为何要强调干部忠诚标准. 人民论坛, 7: 26 - 27.
- 刘帮成(2019b). 中国场景下的公共服务动机研究：一个系统文献综述. 公共管理与政策评论, 8(5): 3 - 17.
- 刘昕(2019). 如何看待基层干部的沉默慎言——组织内部和外部沉默的双重视角. 人民论坛, 15: 32 - 35.
- 刘旭光(2017). 从信仰与宗教、理性的辩证关系论信仰的本质. 理论月刊, 1: 42 - 47.
- 米文艳(2018). 公共服务动机视角下的民主党派成员建言行为研究. 上海市社会主义学院学报, 1: 37 - 41.
- 倪昌红(2016). 高管的宗教虔诚对企业社会责任行为的影响——基于制度观与计划行为理论整合的视角. 山西财经大学学报, 38(11): 92 - 102.
- 饶婷婷、喻丰、周爱钦、许丽颖、杨沈龙(2019). 宗教启动会使人更加道德吗?. 心理科学进展, 27(5): 926 - 936.
- 沈伊默、马晨露、白新文、诸彦含、鲁云林、张庆林、刘军(2019). 辱虐管理与员工创造力：心理契约破坏和中庸思维的不同作用. 心理学报, 51(2): 238 - 247.
- 谭新雨、汪艳霞(2017). 公共服务动机视角下服务型领导对公务员建言行为的影响. 软科学, 31(8): 51 - 55.
- 唐亚林(2017). 使命 - 责任体制：中国共产党新型政治形态建构论纲. 南京社会科学, (7): 1 - 7.
- 王芙蓉、陈罡、雷潇(2018). 中国军人忠诚量表的初步编制. 中国临床心理学杂志, 26(6): 1119 - 1122.
- 王芙蓉、杨芳(2014). 军人忠诚度研究进展. 中国临床心理学杂志, 22(1): 186 - 190.
- 汪文娟(2011). 组织公民行为研究综述及展望. 社会心理科学, 26(Z2): 122 - 127.
- 王岳川(2007). 《中庸》在中国思想史上的地位——《大学》《中庸》讲演录(之三). 西南民族大学学报(人文社科版), 12: 56 - 74.
- 魏钧(2009). 主观幸福感对知识型员工组织认同的影响. 科研管理, 30(2): 171 - 178.
- 温忠麟、刘红云、侯杰泰(2012). 调节效应和中介效应分析. 北京：教育科学出版社.
- 吴佳辉、林以正(2005). 中庸思维量表的编制. 本土心理学研究, 24: 247 - 300.
- 习近平(2019). 努力造就一支忠诚干净担当的高素质干部队伍. 求是, 2: 4 - 10.
- 杨贤传、张磊(2018). 中庸价值取向与员工创新行为——一个有调节的中介模型. 技术经济与

- 管理研究, 2: 54 - 58.
- 杨中芳(2009). 传统文化与社会科学结合之实例: 中庸的社会心理学研究. 中国人民大学学报, 23(3): 53 - 60.
- 姚唐、黄文波、范秀成(2008). 基于组织承诺机制的服务业员工忠诚度研究. 管理世界, (5): 102 - 114.
- 张红涛、王二平(2007). 态度与行为关系研究现状及发展趋势. 心理科学进展, 15(1): 163 - 168.
- 张书维(2013). 群际威胁与集群行为意向: 群体性事件的双路径模型. 心理学报, 45(12): 1410 - 1430.
- 张书维(2018). 行为公共管理学: 用“心”求“理”. 公共行政评论, 11(1): 1 - 6.
- 张书维、李纾(2018). 行为公共管理学探新: 内容、方法与趋势. 公共行政评论, 11(1): 7 - 36.
- 赵志裕(2000). 中庸思维的测量: 一项跨地区研究的初步结果. 香港社会科学学报, 18: 33 - 55.
- 张维为(2017). 文明型国家. 上海: 上海人民出版社.
- 郑永年(2017). 政治忠诚与中国传统政治文化. 爱思想网: <http://www.aisixiang.com/data/103105.html>. 2019年11月30日访问.
- 周浩、龙立荣(2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. 心理科学进展, 12(6): 942 - 950.
- Achen, C. H. (2002). Parental Socialization and Rational Party Identification. *Political Behavior*, 24(2): 151 - 170.
- Allen, N. J. & Meyer, J. P. (1990). The Measurement and Antecedents of Affective, Continuance and Normative Commitment to the Organization. *Journal of Occupational Psychology*, 63: 1 - 18.
- Becker, H. S. (1960). Notes on the Concept of Commitment. *American Journal of Sociology*, 66(1): 132 - 142.
- Carrus, G., Bonaiuto, M. & Bonnes, M. (2005). Environmental Concern, Regional Identity, and Support for Protected Areas in Italy. *Environment and Behavior*, 37: 237 - 257.
- Cheney, G. & Tompkins, P. K. (1987). Coming to Terms with Organizational Identification and Commitment. *Central States Speech Journal*, 38(1): 1 - 15.
- Farh, J. L., Zhong, C. B. & Organ, D. W. (2004). Organizational Citizenship Behavior in the People's Republic of China. *Organization Science*, 15(2): 241 - 253.
- Franklin, C. H. & Jackson, J. E. (1983). The Dynamics of Party Identification. *American Political Science Review*, 77(4): 957 - 973.
- Greene, S. (2004). Social Identity Theory and Party Identification. *Social Science Quarterly*, 85(1): 136 - 153.
- Grimmelikhuijsen, S. G., Jilke, S., Olsen, A. L. & Tummers, L. (2017). Behavioral Public Administration: Combining insights from Public Administration and Psychology. *Public Administration Review*, 77(1): 45 - 56.
- Hirschman, A. O. (1970). *Exit, Voice, and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations,*

- and States. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Kim, S. & Vandenberg, W. (2010). A Strategy for Building Public Service Motivation Research Internationally. *Public Administration Review*, 70(5): 701 – 709.
- Liang, J., Farh, C. I. C. & Farh, J. L. (2012). Psychological Antecedents of Promotive and Prohibitive Voice: A Two – Wave Examination. *Academy of Management Journal*, 55(1): 71 – 92.
- Maynes, T. D. & Podsakoff, M. D. (2014). Speaking More Broadly: An Examination of the Nature, Antecedents, and Consequences of an Expanded Set of Employee Voice Behaviors. *Journal of Applied Psychology*, 99(1): 87 – 112
- Meyer, J. P. & Allen, N. J. (1991). A Three – Component Conceptualization of Organizational Commitment. *Human Resource Management Review*, 1(1): 61 – 89.
- Meyer – Sahling, J., Mikkelsen, K. S. & Schuster, C. (2019). The Causal Effect of Public Service Motivation on Ethical Behavior in the Public Sector: Evidence from a Large – Scale Survey Experiment. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 29(3): 445 – 459.
- Miao, Q., Newman, A., Schwarz, G. & Cooper, B. (2017). How Leadership and Public Service Motivation Enhance Innovative Behavior. *Public Administration Review*, 78(1): 71 – 81.
- Perry, J. L., Hondeghem, A. & Wise, L. R. (2010). Revisiting the Motivational Bases of Public Service: Twenty Years of Research and an Agenda for the Future. *Public Administration Review*, 70(5): 681 – 690.
- Perry, J. L. & Vandenberg, W. (2015). Public Service Motivation Research: Achievements, Challenges, and Future Directions. *Public Administration Review*, 75(5): 692 – 699.
- Perkins, D. D., Brown, B. B. & Taylor, R. B. (1996). The Ecology of Empowerment: Predicting Participation in Community Organizations. *Journal of Social Issues*, 52(1): 85 – 110.
- Perry, J. L. & Wise, L. R. (1990). The Motivational Bases of Public Service. *Public Administration Review*, 50(3): 367 – 373.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y. & Podsakoff, N. P. (2003). Common Method Biases in Behavioral Research: A Critical Review of the Literature and Recommended Remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5): 879 – 903.
- Reed, G. E. (2014). Expressing Loyal Dissent: Moral Considerations from Literature on Followership. *Public Integrity*, 17(1): 5 – 18.
- Rutgers, M. R. & Yang, L. (2019). Virtue or Vice: The Nature of Loyalty, *Public Integrity*, DOI: 10.1080/10999922.2018.1544021.
- Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2017). *Self – Determination Theory: Basic Psychological Needs in Motivation, Development, and Wellness*. New York: The Guilford Press.
- Scannell, L. & Gifford, R. (2010). The Relations Between Natural and Civic Place Attachment and Pro – Environmental Behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 30: 289 – 297.
- Van Dyne, L. & LePine, J. A. (1998). Helping and Voice Extra – Role Behavior: Evidence of Construct and Predictive Validity. *Academy of Management Journal*, 41(3): 108 – 119.
- Vaske, J. J. & Kobrin, K. C. (2001). Place Attachment and Environmentally Responsible Behavior. *Journal of Environmental Education*, 32: 16 – 21.