

# 基层公务员对群众回应性的来源： 压力、价值观或观念形态？

——基于我国东中部 10 市基层公务员调研证据

段哲哲\*

**【摘要】** 近些年公务员回应能力重要性凸显，研究影响基层公务员水平回应性因素成为回应性研究热点之一。论文旨在从实证层面回答两个问题：我国基层公务员水平回应性受到政治压力与价值观影响为何？政治观念形态是否影响回应性价值观？论文采集东中部 10 市区级具有代表性的 855 份问卷，采用固定效应、Oaxaca - Blinder 分解方法与 PSM 三种计量方法，严格检验 4 类研究假设。实证结果发现：媒体压力对水平回应性有显著负向影响；回应性价值观较政治压力对水平回应性有更强解释力；政治观念形态对回应性价值观有显著影响，但存在异质性：党员较非党员具有更强政治观念形态，更强回应性价值观，更好水平回应性；进入公共部门时间以及军转干部、选调生、大学生村官、两年基层工作经验所测量效应不显著。这说明：内化基层公务员公共利益价值观可能是调和政治压力与自由裁量权之间矛盾的良方；基层公务员一般培训与公务员录用环节考虑政治标准等制度设计可能需要进一步完善。

**【关键词】** 基层公务员 政治压力 回应性价值观 观念形态 群众回应性

**【中图分类号】** D63

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1674 - 2486 (2019) 06 - 0085 - 25

## 一、前言

近些年，一些学者认为现代公共行政运作中公务员回应能力重要性凸显 (Rourke, 1992)。公务员回应能力包括垂直回应性与水平回应性。前者指以适当方式接受政治领导人认可的政治观点的能力 (West, 2005)；后者指直接回应民众需求的能力 (Bryer, 2006)，在我国又被称为对群众回应性。基于对代议

\* 段哲哲，深圳大学城市治理研究院，助理教授。感谢匿名评审人的意见。

制回应性机制缺陷的反思，第二次世界大战后官僚应该对民众直接回应的观念开始受到重视（Nicholson et al.，2011）。20世纪70年代以来美国“新公共行政”“新公共管理”“政府再造”等改革运动进一步给予官僚水平回应性理念正当化，学者们认为代表性官僚制有利于弥补政治代表性机构回应性不足的缺陷（Kellough，1990）。

研究影响基层公务员水平回应性因素成为回应性研究热点之一（Kennedy，2015；Liao，2018），出现了一些涵盖水平回应性要求的新官僚概念：“有原则代理人”（Principled Agents）（Dilulio，1994）、“协商式公共管理者”（Collaborative Public Managers）（Cooper et al.，2006）、“助手式实务工作者”（Helper Practitioners）（Stout，2009）以及“公民官僚”（Civic Bureaucrats）（Johnson，2011）。大多研究假设官僚决策、产出和结果是由外部政治控制与政治压力决定的（Alon - Barkat & Gilad，2016；Park & Han，2018），“压力 - 回应”模型也得到我国实证证据支持（原光、曹现强，2019；段哲哲、刘江，2019）。然而，近些年的研究显示价值观在解释官僚行为时比政治压力更大（Yang & Pandey，2007；Van Ryzin et al.，2017），甚至可能与政治压力冲突（Cooper，2018），但是这些研究并非基于我国实证数据。

公务员回应性价值观从何而来？价值观是可以塑造的，甚至是可以改变的（Rokeach，1973）。价值观主要来源之一是观念形态（Ideology）（Maio et al.，2006）。我国历任领导人都推动了类似于“群众路线教育实践活动”的公务员教育活动，形塑公务员代表公共利益行政伦理。鉴于政治观念形态教育对个体价值观的作用（Cantoni et al.，2017），一般认为受到更多政治观念形态教育影响公务员可能具有更好回应性价值观。但是这一观点存在争论：一些研究显示政治观念形态影响公务员行为偏好（徐生权，2019；Xiao et al.，2013）；另一些学者发现政治观念形态教育活动效果可能并不显著（An & Ye，2017）。需要强调的是新时代的我国政府干部管理模式有别于西方社会公共管理体系的韦伯官僚模式（Rothstein，2015），已有这些解释大部分不是基于我国公务员实证数据，现有研究框架可能无法完全解释中国特色社会主义实践下公务员行为与偏好；但当前学界对中国特色社会主义公务员制度建设实践多进行经验总结与成就描述，对公务员行为解释的可信度和说服力可能会打折扣（胡威，2013）。因此，本研究为了解释中国特色社会主义实践的效应，尝试使用基于其他区域实证结果建立一个初步解释框架，直接使用了我国实践数据，试图总结“中国智慧”与“中国方案”中具有可信度的经验，旨在回答两个问题：我国公务员水平回应性受到政治压力与价值观影响为何？政治观念形态是否影响回应性价值观？

## 二、文献回顾及研究假设

### （一）政治压力、回应性价值观对水平回应性的影响

#### 1. 政治压力的解释

公共行政领域研究中，支持对官僚政治控制可以提高回应性的研究一般基于委托代理理论三个假设：第一，官僚多是“自私自利”的、狭隘的、有其自身独特利益（Frederickson, 1997）。第二，官僚相对于政治人物为代表的委托人具有位置、知识与技术优势（Weber, 1946）。第三，委托人（政治人物）与代理人（官僚）之间目标冲突（Meier & O'Toole, 2006）。一般认为官僚是理性行为者，拥有独立于政治人物或民众的目标，并从一系列可能选项中选择最能实现自身目标的政策。公务员拥有大量资源（专门知识、信息、人力和资金），这些资源有效地限制了政治人物实现政治目标，可能导致民众获得的服务与需求不相称（Balla, 2000）。因此，很多学者支持“压力-回应”模型（江天雨, 2017; Christensen & Opstrup, 2018），强调为了提升公务员水平回应性，需要建立多维问责机制，包括自上而下政治控制以及自下而上公众压力（Hupe & Hill, 2007; Alon - Barkat & Gilad, 2016）。实证研究显示多维问责可以提升官僚水平回应性：政府首脑与立法机构日益强化自上而下的对官僚的控制可以让官僚按照民众意愿做出回应（Park & Han, 2018; West & Raso, 2012）；公共问责（Public Accountability）超越了传统自上而下政治问责制，倡导自下而上问责来控制官僚（Hupe & Hill, 2007），官僚机构（Hassid & Brass, 2011）与官僚个人（Yang & Pandey, 2007）都显著受到这类压力的影响；现代治理体系下，自下而上政治压力可以转化为自上而下的政治压力，因为媒体和民众对基层公务员指责主要落在政治人物或政治上级身上（Hasler et al., 2016），官僚可以预料公众压力会转化为政治监督，从而直接对自下而上的公众压力做出回应（Alon - Barkat & Gilad, 2016）。据此，提出假设 H1：

假设 H1：基层公务员感知到要求回应的政治压力越大，水平回应性越好。

#### 2. 价值观的解释

20 世纪 90 年代政府管理领域市场逻辑兴起带来公共管理领域很多新的词汇：公务员成了“政策中心”，灵活性、放松管制、私有化和组织再造成为通用语言；允许公共部门有更大“管理自由”（Freedom To Manage）；管理方式从他律转向自律（Nabatchi, 2017）。这种改革强调公务员价值观（Administrative

Value) 在行政过程中的重要性 (Meier & O'Toole, 2006), 公务员回应性价值观是指官僚对民众直接回应态度 (Yang & Callahan, 2007), 且与专业主义联系在一起 (Johnson, 2011), 期望拥有自由裁量权官僚能够基于自身专业判断主动回应公众需求。尽管传统上政治人物代表公众的偏好, 但现代公共管理认为基层公务员可以直接代表公众偏好 (Porter & Rogowski, 2018)。如果代表公众利益的官僚群体能行使自由裁量权并追求自己的价值观, 他们也会主动代表公共利益 (Meier & O'Toole, 2006)。在一定情况下政治压力和行政能力之间可能存在冲突 (Kennedy, 2015), “(对官僚) 政治控制可能是以伤害公共管理能力为代价的” (Huber, 2007: 13), 从而可能导致官僚水平回应性能力降低。如果不考虑公务员的意愿, 通过外部胁迫提高回应性的努力可能不会完全成功 (Chaney & Saltzstein, 1998)。因此: 公务员行政行为为主要控制机制是其价值观, 他们基于价值观的行动超出了政治监督人员可以合理监控的范围; 价值观的引导可能使官僚在没有政治人物明确干预的情况下, 对广泛的公众偏好作出预期意义上的“回应” (Brehm & Gates, 1999)。据此, 提出假设 H2:

假设 H2: 基层公务员回应性价值观越强, 水平回应性越好。

随着回应性文献对官僚个体价值观关注 (Meyers & Vorsanger, 2003), 学者们认识到官僚在政治和技术方面拥有更多的专业知识与永业制, 政治控制工具作用的有限性与政治压力可能带来行政不作为的负面影响。因此, 他们开始强调对基层官僚行政行为进行有效控制的另外一个机制是官僚持有的价值观 (Brehm & Gates, 1999; Porter & Rogowski, 2018)。事实上, 近些年一些实证研究发现官僚价值观在解释官僚的决策、产出和结果时远比政治压力重要 (Yang & Callahan, 2007; Yang & Pandey, 2007; Van Ryzin et al., 2017)。据此, 提出假设 H3:

假设 H3: 回应性价值观相较于政治压力对基层公务员水平回应性有更强的解释力。

## (二) 政治观念形态影响公务员回应性价值观

塑造公务员良好的回应性价值观是现代政府的重要追求 (Nicholson et al., 2011)。一般认为, 观念形态塑造了价值观, 价值观又塑造了个人态度 (Maio et al., 2006)。现有文献中有大量“观念形态” (Ideology) 术语的研究, 观念形态是指社会生活中产生思想、信仰和价值观的过程 (Baradat & Phillips, 2016), 在有意识和无意识两个层面对人的认知与行为发挥作用 (Baumeister et al., 2011), 引导各类社会行动方向, 并将个人定位在社会空间中 (Smith, 2003)。政治观念形态在“每一个 (组织) 政治纲领中” (Eagleton, 1991: 7),

是指与政治价值观和结构相关的信仰，和/或影响政治行为和行动的信仰。一个社会“主导观念形态”（Dominant Ideology）可以采取各种策略，“通过促进信仰和与之相投的价值观来合法化；使这些信仰自然化和普遍化，从而使它们不言而喻”（Eagleton, 1991: 5）。公共部门中推广的政治观念形态一般是主导观念形态，由政治、知识精英等主导团体提倡并使其合法化，在整个社会形成统一观念形态（Ezzamel et al., 2007）。我国治理疆域广大、环境复杂、公务员队伍庞大。规模庞大的科层制组织可能存在“代理转换”（Milgram, 1963）或“委托代理”（Miller & Hammond, 1994）的问题。为了实现广大疆域内“政令畅通”与有效灵活处理复杂群众诉求平衡性的善治目标，给与基层公务员一定自由裁量权直接回应民众成为选择之一。然而，由此带来的一个问题是：在没有严密政治监督的情况下，具有自由裁量权的公务员如何在合理回应民众时，而又不至于带来道德风险问题？尽管相关文献提出一系列纠正道德风险行为的措施，包括法律约束、透明度、职业规范、公共服务动机、改进的公民控制、大众媒体和国际组织等内外部控制机制（Ujhelyi, 2014）；但没有任何制度设计是灵丹妙药、一劳永逸的。而政治观念形态教育活动让公务员形成组织所期待的行政价值观是方法之一。长期以来我国公务员体系中持续进行政治观念形态教育活动，其目标在于塑造基层公务员“全心全意为人民服务”的价值观。有学者认为“中国悖论”存在原因在于我国政治观念形态驱动的干部组织可能可以弥补某些治理机制的缺陷（Rothstein, 2015）。事实上，我国通过长期政治观念形态教育活动可以内化基层公务员的水平回应性的态度、价值观、信仰和伦理准则，让其符合党所倡导的“政治观念形态”要求，塑造基层公务员的回应性价值观与提升他们的对群众回应性（刘红凇, 2019）。总体而言，基层公务员水平回应性偏好受到回应性价值观的影响，回应性价值观又受到政治观念形态影响，政治观念形态程度差异可能来自政治教育活动。据此，提出假设 H4：

假设 H4：基层公务员政治观念形态越强，回应性价值观越强。

### （三）政治观念形态的测量

长期以来，中国共产党非常重视党内政治教育活动，持续进行自上而下最广泛与最系统的政治观念形态教育活动（邸乘光, 2017；洪波、杨柳, 2018）。该活动可以直接追溯到毛泽东主席时代，要求干部们坚持走“从群众中来，到群众中去”的群众路线。新时期习近平总书记敦促干部们开展“照镜子、正衣冠、洗洗澡、治治病”的群众路线教育实践活动。这些活动可以强化公务员的政治观念形态（Zhao, 2016；张冬云, 2017），并为政治观念形态程度提供了一

种客观测量方式。尽管政治观念形态测量有成熟的量表直接测量，但是根据若干城市“守门人”（Gatekeeper）<sup>①</sup>的建议，本研究没有采用量表测量而是采用了间接测量，借鉴了一些学者使用的“党员身份”方式（Nathan & Shi, 1996；Xiao et al., 2013）；使用“进入公共部门时间”“党员与非党员”和“进入公共部门渠道”等多维测量，评估公务员参加政治观念形态教育活动的频次、时间与方式的差异。这种测量方法有效规避量表测量政治观念形态程度出现的各个概念之间混淆而导致推论上互为因果内生性问题，也确保了研究活动顺利展开。

### 1. 进入公共部门时间

大部分国家一般设立专门公务员培训机构，试图通过系统培训引导公务员毫无疑问地接受某种政治观念形态与价值观（Maio & Olson, 1998）。为了提高公务员专业水平与政治回应能力，我国建立初任培训、任职培训、专门业务培训和在职培训等覆盖各部门、各层级干部的培训体系。公务员培训顶层制度设计由中共中央定期发布《全国干部教育培训规划》确定，本研究以《2018—2022年全国干部教育培训规划》（以下简称为《2018—2022年培训规划》）为例说明：一方面，培训规划设置量化考核指标，确保培训计划落地。《2018—2022年培训规划》要求“科级以上干部每年参加培训累计不少于12天或者90学时”。简单而言，进入公共部门时间越长，基层公务员参加培训时间越长，接受政治观念形态教育越多。

另一方面，公务员培训规划主要内容包括政治观念形态。《2018—2022年培训规划》列举了四项培训内容，包括党的基本理论、党性教育、专业化能力培训及知识培训。党性教育是指“理想信念教育……践行全心全意为人民服务的根本宗旨”。简单而言体现为“全心全意为人民服务”的政党宗旨和党的群众路线（俞可平，2014），在文本也即为公务员对群众回应性。据此，提出假设H4.1：

假设H4.1：基层公务员进入公共部门时间越长，受到政治观念形态影响越强，回应性价值观越高。

---

<sup>①</sup> “守门人”又被称为把关人，是指信息传播过程中的信息控制者，由库尔特·卢因（Kurt Lewin）在1947年《群体动力学的界面》一文中提出，他认为信息总是沿着包含有“门”的某些管道流动，在那里或是根据公正无私的规定，或是根据“守门人”的个人意见，对信息或是商品是否被允许进入管道或是继续在管道里流动做出决定（Lewin, 1947）。本研究的“守门人”是指负责审核本研究计划，且能够带本研究团队进入现场的当地公务员。

## 2. 政治面貌

我国政治观念形态教育活动主要对象是中共党员及公务员（Holbig & Gilley, 2010），政治观念形态教育活动的核心内容均是塑造党员及公务员“全心全意为人民服务”的回应性价值观，要求他们积极主动回应群众需求（Gao, 2012）。政治观念形态在我国公共管理实践中不仅可以解释政治秩序、巩固国家认同、动员支持、通过增强社会信任降低经济交易成本（李海青，2005），在一定程度上缓解了委托代理问题，让基层公务员在自由裁量权范畴内合理回应民众诉求（Chan & Li, 2007）。实证研究显示，党员一般更支持官方立场（徐生权，2019；Xiao et al., 2013）；公共部门中的党员相较于非党员更认可“全心全意为人民服务”的宗旨，有更高回应性价值观（刘红凇，2019）。据此，提出假设 H4.2：

假设 H4.2：具有党员身份的基层公务员相较于非党员，受到政治观念形态影响更强，回应性价值观更高。

## 3. 进入公共部门渠道

我国基层公务员人事管理各个环节对政治观念形态标准的强调一以贯之，近些年进一步强调，确保公务员队伍对中国共产党政治观念形态的忠诚。最近几十年，绝大多数西方国家的官僚体系越来越政治化，强调文官对执政党政治观念形态的认可（Peters & Pierre, 2004），例如德国（Veit & Scholz, 2016）、比利时、英国和丹麦（Hustedt & Salomonsen, 2014）。马太·杜甘（Mattei Dogan）认为“在中央公共行政领域，政治和行政的分离只是虚假的表象……政治与行政两种职能几乎在每个欧洲国家的高层统治集团中融合为一体”（Dogan, 1975: 3）。本研究使用军转干部、选调生、大学生村官、两年基层工作经验及应届生五种主要基层公务员进入渠道衡量“入口”阶段政治观念形态差异。我国坚持“党指挥枪”原则，军队政治教育占据非常重要的地位，军转干部服役年限较长，受到政治教育时间也较长，因此，军转干部具备政治观念形态程度较应届生要高。大学生村官在服务期间会参加正式政治观念形态的教育活动，政治观念形态程度可能高于应届生。福建省2019年选调生招聘设置的第一条条件“突出政治标准，坚持品学兼优，有正确的政治立场和政治态度”（福建省选调生报名系统，2019），也会要求候选者具备学生干部、中共党员等条件，选调生群体参加政治观念形态教育时间可能多于一般应届生。符合“两年基层工作经验”条件的群体中有很大部分参加了例如农村义务教育阶段学校教师特设岗位计划、“三支一扶”计划、大学生志愿服务西部计划等体现政治观念形态的活

动，他们在进入公共部门前会有1-2年践行政治观念形态，受到政治观念形态影响可能强于应届生。据此，提出假设H4.3：

假设H4.3：军转干部、选调生、大学生村官、两年基层工作经验等四个渠道进入公共部门的基层公务员相较于应届生，受到政治观念形态影响更强，回应性价值观更高。

基于以上分析，如下呈现各个变量之间的关系研究架构图。



图1 变量关系示意图

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

基于变量特征，采用了三种计量方法。

##### 1. 基准模型：“固定效应”模型

因变量“水平回应性”为连续变量，数据来自10个城市，不同城市行政社会经济环境差异可能会对个体层面感知造成影响，为了控制这种没有测量到的异质性，本研究采用了城市“固定效应”模型（Gormley & Matsa, 2013）。方程如下：

$$Y_{ij} = a_0 + \sum \beta X_{ij} + a_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$Y_{ij}$ 是因变量。 $a_0$ 是常数项， $i$ 是城市序号， $j$ 个体序号。 $X_{ij}$ 是自变量， $\beta$ 是系数， $a_i$ 为城市固定效应， $\varepsilon_{ij}$ 是随机误差。

##### 2. 分解方法：Oaxaca - Blinder 模型

Oaxaca - Blinder 分解可以区分差异来源（Jann, 2008）。方程如下：

$$\bar{Y}_a - \bar{Y}_b = (\bar{X}_a - \bar{X}_b B_p) + (B_a - B_p) \bar{X}_a + (B_p - B_b) \bar{X}_b \quad (2)$$

$B_p$  表示集合样本中的回归系数， $B_a$  和  $B_b$  分别是单独样本（ $a$  和  $b$ ）中的回归系数。第一个成分  $(\bar{X}_a - \bar{X}_b) B_p$ ，禀赋效应（Endowment Effects），反映了两组控制变量差异的贡献。第二个成分  $(B_a - B_p) \bar{X}_a + (B_p - B_b) \bar{X}_b$ ，系数效应（Coefficient Effects），表示两个具有相似特征的群体的认知差异。

### 3. 对选择性偏差的修正：PSM

我国党员身份取得概率是组织选拔的结果，根据《党章》对党员的定义“中国共产党党员必须全心全意为人民服务……”，基层公务员队伍的共产党员具有较高回应性价值观有可能是组织选拔的结果。为了解决选择性偏误问题，引入倾向值匹配（Propensity Score Matching, PSM）方法。该方法的基本思想源自匹配估计量，明确区分“政治面貌”为处理组（党员）和控制组（非党员）后，假设个体  $i$  属于处理组，在控制组中找到某个体  $j$ ，使个体  $i$  和个体  $j$  的可观测变量取值尽可能相似（匹配），即  $X_i \approx X_j$ ，从而较好解决选择性偏误的问题（Dehejia & Wahba, 2002）。

## （二）变量测量

因变量为水平回应性。该变量参考了廖余国（Liao, 2018）开发回应性问卷，且根据前测修改设计4个题项：“我的单位很看重群众是否满意我们提供的服务；我会积极听取群众的需要和诉求；我的单位有完善的体系来处理群众的投诉；我会认真对待每一个服务对象”。范围从1（非常不同意）到5（非常同意），该题项 Cronbach's  $\alpha = 0.8458$ ，求平均值，为连续变量。

核心自变量分为二类：第一类为政治压力与回应性价值观。两个变量均参考杨开峰与凯特·卡拉汉（Kathe Callahan）（Yang & Callahan, 2007）开发的量表，经过前测进行修改。“政治压力”采用了利益相关者模型：上级部门、部门领导、媒体、申诉群众以及公民团体。范围为1（没有压力）到5（很有压力），为连续变量。回应性价值观为三个题目：“我选择进入公共部门工作是因为有机会为公共利益服务；有时候，公共部门过度强调回应群众诉求（反向）；实际上，我期待看到公共部门更好更多回应群众诉求”。回答范围从1（非常不同意）到5（非常同意），该题项 Cronbach's  $\alpha = 0.7084$ ，求平均值，为连续变量。

第二类为政治观念形态影响程度：（1）进入公共部门时间。（2）政治面貌：党员为1，非党员为0。（3）进入渠道分为五类：应届生、选调生、大学生村官、军转干部、两年基层工作经验。

控制变量分为三类：第一类为人口统计学变量：性别：男女。教育水平：A. 高中（中专）及以下；B. 大专；C. 本科；D. 硕士研究生；E. 博士研究生

(含博士后)。职位类别分为四类：A. 综合管理岗；B. 专业技术类；C. 行政执法类；D. 其他。年龄为连续变量。

第二类为社会经济地位。社会地位使用岗位行政层级测量：科员到处级。经济地位则用10尺度量表衡量，1为最低，10为最高。

第三类为组织因素：职位性质、升迁与否与单位行政层级。职位性质分为两类：A. 直接服务于群众；B. 不与群众接触。升迁因素分为两类：A. 是；B. 否。单位行政层级变量是基层公务员所在部门行政层级。

### (三) 数据来源

本研究的数据由本团队采集而来。调查时间为2018年6月—2019年4月，覆盖深圳、杭州、海口、苏州、南昌、泉州、武汉、太原、大同和天津10个东中部城市一个区，借助“守门人”通过面访采集每区110份问卷，回收有效问卷855份，回收率77.72%。

## 四、实证结果

### (一) 描述性统计

样本分布如表1所示：样本涵盖了核心自变量关注的群体（政治面貌、进入公共部门时间与进入渠道），样本也涵盖控制变量考虑的因素；水平回应性与回应性价值观平均值分别为3.84和3.79，说明我国基层公务员整体偏好“全心全意为人民服务”；基层公务员感知回应压力的排序为：部门领导 > 申诉群众 > 公民团体 > 媒体 > 上级部门。总体而言，调研数据具有一定代表性，且能够对假设进行合理推论。

限于文章篇幅，表2仅显示核心变量之间相关关系：回应性价值观、党员身份与水平回应性之间是显著正相关关系，媒体压力、进入公共部门时间与水平回应性是显著负相关关系；党员身份、部门领导压力与申诉群众的压力与回应性价值观之间是显著正相关关系。由此，该结果初步表明党员测量的政治观念形态与水平回应性、回应性价值观有相关关系；政治压力（媒体压力）可能负向影响水平回应性，回应性价值观则可能是正向影响。

### (二) 固定效应模型：政治压力与价值观对水平回应性的影响

基准模型结果如表3：第一，模型(2) - (5)的 $R^2$ 的F检验在0.01上有

表1 样本描述性统计结果

性别	男	55.10%	女	44.90%	年龄(岁)	30以下	41.47%	31-50	46.85%	51以上	11.68%	学历	高中及以下	3.24%	大专	8.70%	本科	65.20%	硕士	20.98%	博士	1.79%
政治面貌	党员	67.66%	非党员	32.34%	进入公部门时间	1996年之前	12.50%	1997-2006	37.50%	2007年之后	50%	职位类别	综合管理	65.98%	专业技术	13.24%	行政政法	17.38%	其他	3.40%		
升迁与否	是	33.94%	否	66.06%	服务对象	群众	52.79%	内部	47.21%	职务级别	科员	4.29%	股级	57.11%	副科	15.20%	正科	12.87%	副处及以上	10.54%		
单位层级	区级或县级	47.19%	街道或乡镇	52.56%	录用方式	其他	0.25%	其他	32.74%	应属生	32.74%	选调生	20.18%	大学生村官	3.81%	军转干部	7.17%	基层工作经验	36.10%			
水平	平均数	3.84	标准差	0.683	价值观	平均数	3.79	标准差	0.504	经济地位	平均数	5.123	标准差	1.84	上级部门	平均数	3.491	标准差	1.297			
部门	平均数	3.699	标准差	1.248	媒体	平均数	3.542	标准差	1.267	申诉群众	平均数	3.636	标准差	1.217	公民团体	平均数	3.549	标准差	1.214			

资料来源：作者自制。

表2 核心变量相关关系

	回应性	价值观	进入公共 部门时间	政治面貌	进入渠道	上级部门 压力	部门领导 压力	媒体压力	申诉群众 压力	公民团体 压力
回应性	1									
价值观	0.317**	1								
进入公共部门时间	-0.090**	-0.004	1							
政治面貌	0.019**	0.092**	0.154***	1						
进入渠道	0.007	0.014	0.086*	0.039	1					
上级部门压力	0.006	0.059	-0.012	0.002	-0.022	1				
部门领导压力	0.035	0.144***	-0.04	0.025	-0.006	0.621***	1			
媒体压力	-0.055**	0.053	-0.014	0.036	-0.008	0.468***	0.413***	1		
申诉群众压力	0.021	0.066*	-0.067	0.026	0.017	0.440***	0.476***	0.539***	1	
公民团体压力	0.005	0.051	-0.046	0.017	-0.027	0.438***	0.398***	0.579***	0.682***	1

注：\*\*\* P < 0.01, \*\* P < 0.05, \* P < 0.1。

资料来源：作者自制。

显著意义，说明政治压力与回应性价值观对基层公务员水平回应性偏好有解释力。第二，价值观对基层公务员水平回应性具有稳健与显著正向影响，证实了假设 H2。第三，政治压力解释中仅有媒体压力对水平回应性具有稳健性显著负向影响，这与假设 H1 预期方向相反，对官僚政治控制与政治压力可能伤害基层公务员政治回应能力 (Huber, 2007; Lewis, 2008)。这说明在我国公共管理背景下，媒体关注某些议题时，基层公务员可能会采取防御与谨慎的态度，根据 2013 年《关于进一步加强政府信息公开响应社会关切提升政府公信力的意见》规定，受媒体关注的议题的回应责任在地方政府新闻宣传部门，主管部门是配合新闻宣传部门的工作，超过了基层公务员职责范围，因此，基层公务员面临媒体压力时，往往采取不作为行为，可能偏好将回应性责任上移 (Brehm & Gate, 2004)。第四，回应性价值观相较于政治压力对基层公务员水平回应性更有解释力。模型 (2) - (5) 中 (以模型 (2) 为例)，回应性价值观系数 (0.423) 绝对值大于媒体压力系数绝对值 (0.074)，结果一致性表明，稳健支持假设 H3。测量回应性价值观有 1 个题项是“我选择进入公共部门工作是因为有机会为公共利益服务”，该题项直接测量公务员“全心全意为人民服务”的内在价值观，说明我国基层公务员如果越是秉承自己代表公共利益价值观，他们越具有更好的水平回应性，更能直接回应群众诉求 (Nalbandian, 1991; Porter & Rogowski, 2018)。

表 3 政治压力、价值观对水平回应性影响结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
政治压力					
上级部门	0.004	0.012	0.011	0.003	0.016
部门领导	0.041	0.009	0.002	-0.014	-0.012
媒体	-0.072***	-0.074**	-0.092***	-0.084***	-0.101***
申诉群众	0.023	0.021	0.017	0.012	0.013
公民团体	0.023	0.023	0.052*	0.045	0.068**
价值观					
回应性价值观		0.423***	0.433***	0.426***	0.404***
人口统计学变量					
性别 (0 = 男性)			0.007	0.010	-0.002
教育水平			-0.024	-0.109***	-0.068
职位类别 (0 = 综合管理类)					
专业技术类			-0.114	-0.114	-0.146

(续上表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
行政执法类			-0.039	0.022	-0.006
其他			0.016	-0.069	-0.073
年龄			-0.007 **	-0.012 **	-0.012 ***
社会经济地位					
职位级别				-0.001	-0.001
经济地位				0.036 **	0.034 **
组织因素					
升迁与否 (0 = 是)					0.022
职位性质 (0 = 群众)					-0.136 **
单位行政层级					-0.017
固定效应 (城市)	YES	YES	YES	YES	YES
_ cons	3.801 ***	2.313 ***	2.579 ***	2.862 ***	2.981 ***
N	756	753	655	624	617
R <sup>2</sup>	0.053 **	0.151 ***	0.123 ***	0.145 ***	0.202 ***

注：\*\*\* P &lt; 0.01, \*\* P &lt; 0.05, \* P &lt; 0.1。

资料来源：作者自制。

### (三) 固定效应模型：政治观念形态对回应性价值观的影响

基层公务员回应性价值观又从何而来？我国基层公务员回应性价值观主要来源之一是政治观念形态 (Maio et al., 2006)，政治观念形态三个测量对回应性价值观的影响如表 4 所示：整体而言，假设 H4 得到部分验证，政治观念形态对水平回应性有一定影响。具体而言：第一，假设 H4.1 并不稳健。模型 (6) 表明“进入公共部门时间”的 R<sup>2</sup> 的 F 检定不显著，模型 (8) - (10) 表明显著负向影响，模型 (11) 加入其他控制变量后效应消失。这在一定程度上说明时间累积的培训效应对基层公务员回应性价值观线性影响可能并不存在。

第二，假设 H4.2 得到实证支持：“政治面貌”对基层公务员回应性价值观有显著且稳健正向影响。模型 (7) - (11) 政治面貌的系数为正数，说明基层公务员队伍中的党员相较于非党员的回应性价值观更高，政治面貌所测量的政治观念形态存在显著差异 (Nathan & Shi, 1996)，从而影响他们的回应性价值观。长期以来，我国在公务员行政伦理中强调“服务型政府”与“全心全意为人民服务”价值观；近些年以来，尤其重视党内建设，公务员队伍中党员相较于其他群体会参与更多政治观念形态教育活动，从而在中央的号召和长期观

念形态培育下可能会“身先士卒”践行官方倡导的价值观（Xiao et al. , 2013；徐生权，2019），更积极直接回应民众需求。

第三，假设 H4.3 得到部分验证：模型（8）-（11）结果初步说明通过“军转干部”回应性价值观显著高于应届生，其他三类相较于应届生并没有体现出更高回应性价值观。2001 年《军队转业干部安置暂行办法》规定，军转干部的条件为“担任师级职务的军队转业干部或者担任营级以下职务（含科级以下文职干部和享受相当待遇的专业技术干部）且军龄不满 20 年的军队转业干部……”。这意味着，除少数军队将领外，大部分具备军转干部的主要标准是军龄：在军队时间越长，在退役后越可能成为公务员。我军对政治教育非常重视，确保“党指挥枪”，军人在服役期间所受的教育主要是政治观念形态与打仗本领，军人在青年时期加入军队，通过长时间、比较有效的政治教育与实践活动可以有效形塑军人的政治观念形态。因此，在部队时间越长，军人受到政治观念形态影响越强，长期秉承“人民军队”理念“军转干部”相较于应届生具有更高的回应性价值观，从而会更积极回应群众。

表 4 政治观念形态对回应性价值观影响结果

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
政治观念形态						
进入公共部门时间	-0.002	-0.003	-0.012 **	-0.020 **	-0.020 **	-0.020
政治面貌 (0 = 非党员)		0.081 ***	0.136 ***	0.115 **	0.094 **	0.086 *
进入渠道 (0 = 考试录用应届生)						
选调生			-0.022	-0.063	-0.080	-0.101
大学生村官			0.027	-0.000	0.001	-0.059
军转干部			0.118 ***	0.124 **	0.068 **	0.143 **
基层工作经验			0.017	-0.007	-0.022	-0.028
人口统计学变量						
性别 (0 = 男性)				0.107 *	0.111 *	0.117 *
教育水平				0.086 **	0.087 **	0.111 **
职位类别 (0 = 综合管理类)						
专业技术类				-0.083	-0.073	-0.059
行政执法类				-0.070	-0.077	-0.077

(续上表)

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
其他				-0.384	-0.395*	-0.447*
年龄				0.012	0.012	0.014
社会经济地位						
职位级别					-0.004	-0.001
经济地位					0.017	0.020
组织因素						
升迁与否 (0 = 是)						0.003
职位性质 (0 = 群众)						0.001
单位行政层级						0.050**
固定效应 (城市)	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_ cons	3.809***	3.760***	3.749***	3.167***	3.109***	2.830***
N	745	745	711	638	625	625
R <sup>2</sup>	0.017	0.022***	0.052***	0.087***	0.090***	0.102***

注：\*\*\* P &lt; 0.01, \*\* P &lt; 0.05, \* P &lt; 0.1。

资料来源：作者自制。

#### (四) Oaxaca - Blinder 分解方法观念

表5与表6报告了Oaxaca - Blinder分解结果，正数代表对差异的正向贡献，负数代表负向贡献。

一方面，假设H4.2得到进一步验证。党员的回应性价值观均值显著高于非党员0.111；可观察个体特征差异对总差异的贡献是显著的（禀赋差异）：禀赋差异贡献为0.047，占总差异42.34%，其中学历贡献0.044（P < 0.01），经济地位贡献0.001（P < 0.1）；政治观念形态的系数效应差异显著，占总差异的57.66%（P < 0.05），高于禀赋差异的影响。这一结果说明政治面貌测量政治观念形态差异可能显著影响基层公务员回应性价值观（Nathan & Shi, 1996）。

另一方面，假设H4.3中没有得到进一步支持。表6显示：总体效应是显著的，但是系数效应并不显著，而禀赋效应显著。这说明军转干部与应届生的回应性价值观差异可能并非来自两者政治观念形态差异，而是来自个人特征（学历与经济地位）。

表5 Oaxaca - Blinder 分解结果 (党员与非党员)

变量	禀赋效应		系数效应	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
性别	-0.005	0.005	0.138	0.125
学历	0.043***	0.015	0.490**	0.229
职位类别	0.009	0.009	0.061	0.078
年龄	-0.014	0.012	0.328	0.228
社会地位	0.004	0.008	-0.053	0.062
经济地位	0.002*	0.000	-0.151	0.123
升迁与否	-0.001	0.016	0.140	0.187
职位性质	-0.002	0.006	-0.054	0.138
单位行政层级	0.002	0.003	0.046	0.105
Total	0.047*	0.026	0.064**	0.049
Difference	0.111**	0.026		

注：Difference = 回应性价值观（党员） - 回应性价值观（非党员）。\*\*\* P < 0.01, \*\* P < 0.05, \* P < 0.1。

资料来源：作者自制。

表6 Oaxaca - Blinder 分解结果 (军转干部与应届生)

变量	禀赋效应		系数效应	
	Coef.	S. E.	Coef.	S. E.
性别	-0.257	0.168	-0.216	0.138
学历	-0.616*	0.723	-0.129	0.104
职位类别	0.030	0.078	0.067	0.051
年龄	0.886	0.954	-0.125	0.246
职务级别	0.047	0.281	0.013	0.077
经济地位	-0.744*	0.421	-0.016	0.046
升迁与否	0.044	0.069	0.613	0.660
职位性质	-0.544	0.453	0.059	0.078
行政层级	-0.129	0.113	-0.821	0.428
Total	-0.562*	0.305	0.113	0.227
Difference	0.046*	0.021		

注：Difference = 回应性价值观（军转干部） - 回应性价值观（应届生）。\*\*\* P < 0.01, \*\* P < 0.05, \* P < 0.1。

资料来源：作者自制。

### （五）稳健性检定：PSM 模型

本部分使用 PSM 计量方法构造党员与非党员的匹配样本，解决选择性偏误的问题。

一方面，本研究使用匹配方法 Probit 回归估计倾向值得分，根据 Neighbor 匹配方法（1：1）进行倾向分值匹配。匹配前后倾向得分值密度函数箱型图如图 2 所示：匹配前两组倾向得分的概率分布密度差距比较大，而匹配后控制组与处理组倾向得分的概率分布密度几乎重合，说明所采用方法的匹配效果较好，从而有效控制两组个体特征的组间差异，更能解释党员与非党员之间政治观念形态的差异对回应性价值观的影响。

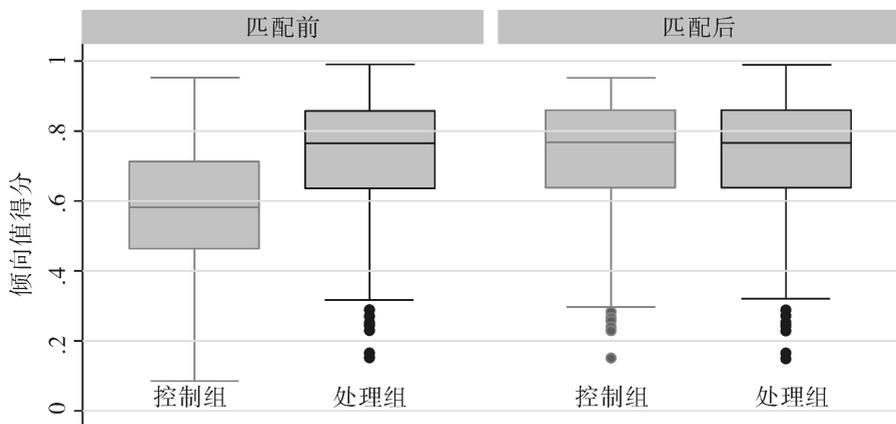


图 2 匹配前后党员与非党员的控制变量倾向值密度分布

注：处理组为党员；控制组为非党员。

资料来源：作者自制。

另一方面，使用匹配后的样本再次评估政治面貌对回应性价值观的影响。表 7 呈现了党员与非党员两组在匹配后回应性价值观检定结果：匹配后两组差异高于匹配前（匹配后 = 0.119 > 匹配前 = 0.081），说明党员与具有非常相似特征的非党员基层公务员群体在回应性价值观差异进一步扩大；为了减少遗漏变量的问题，模型（13）-（15）显示加入控制变量，政治面貌对回应性价值观有显著正向影响。这一结果稳健性支持假设 H4.2。

表7 匹配后政治面貌对回应性价值观的影响

	(12)	(13)	(14)	(15)
政治面貌 (0 = 非党员)	0.119***	0.102**	0.097*	0.093*
性别 (0 = 男性)		-0.000	-0.011	0.012
学历		0.036	0.044	0.046
职位类别 (0 = 综合管理类)				
专业技术类		-0.119	-0.107	-0.108
行政执法类		-0.007	-0.019	-0.026
其他		-0.368	-0.345	-0.434*
年龄		0.001	0.001	0.001
职务级别			0.001	0.005
经济地位			0.026**	0.027*
升迁与否 (0 = 是)				0.025
服务对象 (0 = 群众)				-0.001
单位行政层级				-0.001
固定效应 (城市)	YES	YES	YES	YES
- cons	3.731***	3.641***	3.510***	3.483***
N	404	404	404	404
R <sup>2</sup>	0.037***	0.056***	0.063***	0.064***

注：\*\*\* P < 0.01, \*\* P < 0.05, \* P < 0.1。

资料来源：作者自制。

## 五、结论与讨论

本研究使用严格的因果推论方法，基于实证资料回答了前文所提出的两个问题。

第一，基层公务员水平回应性受到政治压力或价值观影响如何？实证结果显示，政治压力与价值观均有影响，价值观相较于政治压力具有更大的解释力：实证结果与假设 H1 预期方向相反，这种发现在理论上并不支持“压力-回应”模型，现有实证研究支持政治压力解释针对的是政府部门的行为（原光、曹现强，2019；段哲哲、刘江，2019），但可能并不适用于基层公务员个人层面，过度的政治压力（媒体压力）反而可能对他们直接回应民众偏好有负向影响（Chaney & Saltzstein, 1998）；假设 H2 与假设 H3 的结果得到稳健支持，回应性

价值观相较于政治压力更能影响水平回应性 (Porter & Rogowski, 2018)。政策层面，为了提升基层善治水平，强化基层公务员问责机制施加压力时，应该认识到过度政治压力可能让基层公务员选择行政不作为 (Park & Han, 2018)，内化的公共利益价值观可能是调和政治控制与自由裁量权之间矛盾的良方。

第二，政治观念形态对基层公务员回应性价值观是否有影响？答案是肯定的。假设 H4 得到部分验证，群众路线教育实践活动等政治观念形态教育活动对基层公务员回应性价值观存在显著影响，但是在不同群体的影响存在差异。一方面，假设 H4.2 得到稳健支持。党员与非党员之间政治观念形态显著差异影响回应性价值观，回应性价值观又显著影响对群众回应性，这佐证了“中国悖论”解释之一政治观念形态驱动干部组织对基层善治的积极作用 (Rothstein, 2015)，政治观念形态在一定程度上可以缓解规模庞大科层制组织存在自由裁量权与委托代理矛盾治理难题 (Miller & Hammond, 1994)，推翻了政治观念形态教育活动没有效果观点 (An & Ye, 2017)。在政策层面，我国在基层公务员招聘、培训、晋升等人事管理环节注重政治标准有积极意义，政治观念形态教育活动形塑公务员代表人民利益价值导向，有利于提升基层公务员回应性价值观，避免党员干部队伍出现脱离群众的危险 (王晓芸、吴夕孜, 2019)。另一方面，假设 H4.1 与假设 H4.3 没有得到实证支持，“进入公共部门时间”所测量的培训效应、考虑政治标准的录用方式对回应性价值观没有显著影响。这说明政治观念形态教育活动对回应性价值观影响可能并非都会有效，从理论而言，测量我国基层公务员受到政治观念形态影响程度，党员身份是一个稳健的测量指标 (Xiao et al., 2013)。从政策而言，这意味着党员的政治观念形态培育机制可能是有效的，在一般基层公务员培训与公务员录用环节考虑政治标准等制度设计可能需要进一步完善。

本研究还存在一些局限：第一，解释框架局限性。本研究采用的回应性影响主体框架主要来源于西方文献总结，对中国特色社会主义实践解释力可能有限，未来亟待学界在借鉴基础上建立立足于中国特色社会主义实践的具有信度的解释框架讲好“中国故事”。第二，样本局限性。一方面是横截面的，可能影响因果关系推论的可信度，另一方面，缺少西部城市的数据，众所周知我国中东西部城市的政治经济社会差异较大。第三，构念测量效度有待进一步提升。一方面，回应性价值观的量表由其他相关量表转化，效度有待进一步完善；另一方面受限于客观原因，本研究没有直接测量基层公务员主观认知的观念形态，未来可以考虑设计合适环境直接测量。第四，模型局限性。本研究模型虽然控制了城市因素固定效应，但我国地方政府差异巨大，当地环境因素对官僚偏好

有重大影响，这些因素会如何影响？这些局限有待未来研究设计与模型建构中完善，进一步验证本研究初步发现。

## 参考文献

- 邸乘光(2017). 陈云的党纪建设思想与全面从严治党. 江苏师范大学学报(哲学社会科学版), 43(2): 91-101.
- 段哲哲、刘江(2019). 网络问政的政府响应逻辑：公开承诺压力与选择性响应——基于66个政府网站领导信箱的实验设计. 浙江工商大学学报, 157(4): 80-89.
- 福建省选调生报名系统(2019). 2019福建选调生考试招聘650人公告. 中公教育: <http://sd.offcn.com/html/2018/11/232651.html>. 2019年5月20日访问.
- 洪波、杨柳(2019). 基于CiteSpace的我国意识形态知识图谱分析. 马克思主义研究, 1: 110-118.
- 胡威(2013). 中国公务员制度研究：历程回顾、前沿问题与未来展望. 中国人民大学学报, 27(5): 151-156.
- 江天雨(2017). 中国政策议程设置中“压力-回应”模式的实证分析. 行政论坛, 24(3): 39-44.
- 李海青(2005). 政治合法性的意识形态维度. 求实, 9: 66-69.
- 刘红凇(2019). 改革开放以来党内主题教育的发展轨迹、基本经验与基本启示. 思想理论教育, 9: 74-80.
- 王晓芸、吴夕孜(2019). 新时代网络群众路线：内涵、价值、困境与策略选择. 理论导刊, 4: 53-59.
- 徐生权(2019). 意识形态与中国居民的环保态度. 中国大陆研究, 62(1): 101-126.
- 原光、曹现强(2019). “涉官”网络舆情中政府回应效果的影响因素分析——基于139个案例的实证研究. 情报杂志, 38(8): 126-135.
- 俞可平(2014). 中共的干部教育与国家治理. 中共浙江省委党校学报, 30(3): 5-11.
- 张冬云(2017). 坚定地做历史的担当者——论学习贯彻习近平总书记“七一”重要讲话. 江淮论坛, 1: 19-23.
- Alon - Barkat, S. & Gilad, S. (2016). Political Control or Legitimacy Deficit? Bureaucracies' Symbolic Responses to Bottom - up Public Pressures. *Policy & Politics*, 44(1): 41-58.
- An, W. & Ye, M. (2017). Mind the Gap: Disparity in Redistributive Preference Between Political Elites and the Public in China. *European Journal of Political Economy*, 50: 75-91.
- Balla, S. J. (2000). Political and Organizational Determinants of Bureaucratic Responsiveness. *American Politics Quarterly*, 28(2): 163-193.
- Baradat, L. P. & Phillips, J. A. (2016). *Political Ideologies: Their Origins and Impact*. London: Routledge.
- Baumeister, R. F., Masicampo, E. J. & Vohs, K. D. (2011). Do Conscious Thoughts Cause Behavior?. *Annual Review of Psychology*, 62: 331-361.

- Brehm, J. O. & Gates, S. (1999). *Working, Shirking, and Sabotage: Bureaucratic Response to a Democratic Public*. Michigan: University of Michigan Press.
- Brehm, J. & Gate, S. (2004). Supervisors as Trust Brokers in Social – Work Bureaucracies. In Kramer, R. M. & Cook, K. S. Eds. *Trust and Distrust in Organizations: Dilemmas and Approaches*. New York: Russell Sage Foundation.
- Bryer, T. A. (2006). Toward a Relevant Agenda for a Responsive Public Administration. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 17(3) : 479 – 500.
- Cantoni, D. , Chen, Y. , Yang, D. Y. , Yuchtman, N. & Zhang, Y. J. (2017). Curriculum and Ideology. *Journal of Political Economy*, 125(2) : 338 – 392.
- Chaney, C. K. & Saltzstein, G. H. (1998). Democratic Control and Bureaucratic Responsiveness: The Police and Domestic Violence. *American Journal of Political Science*, 42(3) : 745 – 768.
- Chan, H. S. & Li, S. (2007). Civil Service Law in the People’s Republic of China: A Return to Cadre Personnel Management. *Public Administration Review*, 67(3) : 383 – 398.
- Christensen, J. G. & Opstrup, N. (2018). Bureaucratic Dilemmas: Civil Servants between Political Responsiveness and Normative Constraints. *Governance*, 31(3) : 481 – 498.
- Cooper, C. A. (2018). Bureaucratic Identity and the Resistance of Politicization. *Administration & Society*, 50(1) : 30 – 52.
- Cooper, T. L. , Bryer, T. A. & Meek, J. W. (2006). Citizen – Centered Collaborative Public Management. *Public Administration Review*, 66(S) : 76 – 88.
- Dehejia, R. H. & Wahba, S. . (2002). Propensity Score – Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. *Review of Economics and Statistics*, 84(1) : 151 – 161.
- Dogan, M. (1975). *The Mandarins of Western Europe: The Political Role of Top Civil Servants*. Sage Publications. New York: distributed by Halsted Press.
- Dilulio, J. J. (1994). Principled Agents: The Cultural Bases of Behavior in a Federal Government Bureaucracy. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 4(3) : 277 – 318.
- Eagleton, T. (1991). *Ideology*. London: Verso.
- Ezzamel, M. , Xiao, J. Z. & Pan, A. (2007). Political Ideology and Accounting Regulation in China. *Accounting, Organizations and Society*, 32(7 – 8) : 669 – 700.
- Frederickson, H. G. (1997). *The Spirit of Public Administration*. San Francisco: Jossey – Bass Publishers.
- Gao, J. (2012). How Does Chinese Local Government Respond to Citizen Satisfaction Surveys? A Case Study of Foshan City. *Australian Journal of Public Administration*, 71(2) : 136 – 147.
- Gormley, T. A. & Matsa, D. A. (2013). Common Errors: How to ( and not to ) Control for Unobserved Heterogeneity. *The Review of Financial Studies*, 27(2) : 617 – 661.
- Hasler, K. , Kuebler, D. & Marcinkowski, F. (2016). Over – Responsibilised and Over – Blamed: Elected Actors in Media Rreporting on Network Governance. A Comparative Analysis in Eight European Metropolitan Areas. *Policy & Politics*, 44(1) : 135 – 152.
- Hassid, J. & Brass, J. N. (2011). *Scandals, Media, and Government Responsiveness in China and*

- Kenya. APSA 2011 Annual Meeting Paper. Available at (Dec. 4, 2019): <https://ssrn.com/abstract=1902650>.
- Holbig, H. & Gilley, B. (2010). *In Search of Legitimacy in Post – Revolutionary China: Bringing Ideology and Governance Back in*(No. 127). GIGA Working Papers.
- Huber, G. A. (2007). *The Craft of Bureaucratic Neutrality: Interests and Influence in Governmental Regulation of Occupational Safety*. New York: Cambridge University Press.
- Hustedt, T. & Salomonsen, H. H. (2014). Ensuring Political Responsiveness: Politicization Mechanisms in Ministerial Bureaucracies. *International Review of Administrative Sciences*, 80 (4): 746 – 765.
- Hupe, P. & Hill, M. (2007). Street – Level Bureaucracy and Public Accountability. *Public Administration*, 85(2): 279 – 299.
- Lewin, K. (1947). Frontiers in Group Dynamics. *Human Relations*, 1(2): 143 – 153.
- Jann, B. (2008). The Blinder – Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models. *The Stata Journal*, 8(4): 453 – 479.
- Johnson, B. J. (2011). Creating Civic Bureaucrats. *International Public Management Journal*, 14 (2): 157 – 192.
- Kellough, J. E. (1990). Integration in the Public Workplace: Determinants of Minority and Female Employment in Federal Agencies. *Public Administration Review*, 50(5): 557 – 566.
- Kennedy, J. B. (2015). “ ‘ Do This! Do That!’ and Nothing Will Happen” Executive Orders and Bureaucratic Responsiveness. *American Politics Research*, 43(1): 59 – 82.
- Lewis, D. E. (2008). *The Politics of Presidential Appointments : Political Control and Bureaucratic Performance*. Princeton: Princeton University Press.
- Liao, Y. (2018). Toward a Pragmatic Model of Public Responsiveness: Implications for Enhancing Public Administrators’ Responsiveness to Citizen Demands. *International Journal of Public Administration*, 41(2): 159 – 169.
- Maio, G. R. & Olson, J. M. (1998). Values as Truism: Evidence and Implications. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(2): 294.
- Maio, G. R., Olson, J. M., Bernard, M. M. & Luke, M. A. (2006). Ideologies, Values, Attitudes, and Behavior. In DeLamater, J. Ed. *Handbook of Social Psychology*. New York: Plenum.
- Meier, K. J. & O’Toole, L. J. (2006). Political Control versus Bureaucratic Values: Reframing the Debate. *Public Administration Review*, 66(2): 177 – 192.
- Meyers, M. K. & Vorsanger, S. (2003). Street – Level Bureaucrats and the Implementation of Public Policy. In Peters, B. J. & Pierre, J. Eds. *Handbook in Public Administration*. London: Sage.
- Milgram, S. (1963). Behavioral Study of Obedience. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67 (4): 371 – 378.
- Miller, G. & Hammond, T. (1994). Why Politics Is More Fundamental than Economics: Incentive – Compatible Mechanisms are not Credible. *Journal of Theoretical Politics*, 6(1): 5 – 26.

- Nathan, A. J. & Shi, T. (1996). Left and Right with Chinese Characteristics: Issues and Alignments in Deng Xiaoping's China. *World Politics*, 48(4): 522 - 550.
- Nabatchi, T. (2017). Public Values Frames in Administration and Governance. *Perspectives on Public Management and Governance*, 1(1): 59 - 72.
- Nalbandian, J. (1991). *Professionalism in Local Government: Transformations in the Roles, Responsibilities, and Values of City Managers*. San Francisco: Jossey - Bass.
- Nicholson - Crotty, J., Grissom, J. A. & Nicholson - Crotty, S. (2011). Bureaucratic Representation, Distributional Equity, and Democratic Values in the Administration of Public Programs. *The Journal of Politics*, 73(2): 582 - 596.
- Park, C. O. & Han, S. (2018). Bureaucratic Responses to the Cross Pressures of Political Neutrality in Relation to Cultural Orientation and Role Perception: The Case of Korean Civil Servants. *Korean Journal of Policy Studies*, 33(3): 47 - 71.
- Peters, B. G. & Pierre, J. (2004). *Politicization of the Civil Service in Comparative Perspective: A Quest for Control*. London: Routledge.
- Porter, E. & Rogowski, J. C. (2018). Partisanship, Bureaucratic Responsiveness, and Election Administration: Evidence from a Field Experiment. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 28(4): 602 - 617.
- Rourke, F. E. (1992). Responsiveness and Neutral Competence in American Bureaucracy. *Public Administration Review*, 52(6): 539 - 546.
- Rokeach, M. (1973). *The Nature of Human Values*. New York: Free Press.
- Rothstein, B. (2015). The Chinese Paradox of High Growth and Low Quality of Government: The Cadre Organization Meets Max Weber. *Governance*, 28(4): 533 - 548.
- Stout, M. (2009). You Say You Want a Revolution?. *International Journal of Organization Theory & Behavior*, 12(2): 291 - 309.
- Smith, C. (2003). *Moral, Believing Animals: Human Personhood and Culture*. Oxford: Oxford University Press.
- Ujhelyi, S. (2014). Civil Service Reform. *Journal of Public Economics*, 118: 15 - 25.
- Van Ryzin, G. G., Riccucci, N. M. & Li, H. (2017). Representative Bureaucracy and Its Symbolic Effect on Citizens: A Conceptual Replication. *Public Management Review*, 19(9): 1365 - 1379.
- Veit, S. & Scholz, S. (2016). Linking Administrative Career Patterns and Politicization: Signalling Effects in the Careers of Top Civil Servants in Germany. *International Review of Administrative Sciences*, 82(3): 516 - 535.
- Weber, M. (1946). Bureaucracy. In Gerth, H. H. & Mills, C. W. Eds. *From Max Weber: Essays in Sociology*. New York: Oxford University Press.
- West, W. F. (2005). Neutral Competence and Political Responsiveness: An Uneasy Relationship. *Policy Studies Journal*, 33(2): 147 - 160.
- West, W. F. & Raso, C. (2012). Who Shapes the Rulemaking Agenda? Implications for

- Bureaucratic Responsiveness and Bureaucratic Control. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 23(3): 495 - 519.
- Xiao, C., Dunlap, R. E. & Hong, D. (2013). The Nature and Bases of Environmental Concern among Chinese Citizens. *Social Science Quarterly*, 94(3): 672 - 690.
- Yang, K. & Callahan, K. (2007). Citizen Involvement Efforts and Bureaucratic Responsiveness: Participatory Values, Stakeholder Pressures, and Administrative Practicality. *Public Administration Review*, 67(2): 249 - 264.
- Yang, K. & Pandey, S. K. (2007). Public Responsiveness of Government Organizations: Testing a Preliminary Model. *Public Performance & Management Review*, 31(2): 215 - 240.
- Zhao, S. (2016). The Ideological Campaign in Xi's China: Rebuilding Regime Legitimacy. *Asian Survey*, 56(6): 1168 - 1193.

### 约请组建专栏暨 2020 年征稿启事

本刊自创刊以来，一直坚持以专栏的形式集中反映公共管理学科与实践领域的热点、重点问题以及引领学术讨论，专栏已成为本刊的最重要特色之一，并深受各界的好评。为集思广益，博采众长，本刊诚挚邀请在公共管理领域学有专长的学者与我们一起组建专栏，把此一品牌栏目办得更好。

有组建专栏意向的学术同仁，请与本刊编辑部联系，并请提交拟建专栏的初步计划。计划书内容包括但不限于：专栏主题、文章篇数、初定的题目、参与的作者的基本信息和交稿日期。

另外，本刊也非常乐意与相关大学和研究机构合作，通过组织学术会议、论坛等方式，推动学科发展，将杂志作为学术交流和成果输出的重要平台。

2020 年本刊较为关注的议题有：公共管理理论前沿与新方法、公共管理跨学科研究、科技体制改革、区域协调发展、市场准入与监管、金融监管、商事制度改革、现代预算与财政制度改革与建设、健康中国、干部队伍建设与考核、行政伦理、绿色监管、智慧城市研究、地方治理创新、事业单位改革、技术（信息技术、人工智能等）发展与公共管理、重大政策评估、工作 - 生活平衡、儿童福利、教育政策与教育管理、智库研究，等等。

欢迎各位学者能就以上议题或者其他重要议题为本刊组建专栏或赐稿！