

## 信息公开是否影响公众政策遵从意愿?

吴进进 马卫红 符 阳\*

### 摘要:

**【问题】** 新冠疫情的发展使得公众对疫情信息需求剧增。信息公开是否影响公众对疫情防控政策的遵从意愿, 信息公开又通过哪些渠道与作用机制产生影响? 对于引发不同遵从成本的防疫措施, 信息公开对公众遵从的影响是否有显著差异?

**【方法】** 作者于2020年2月3日至15日期间, 借助线上问卷调查, 获得有效样本2776个, 使用回归和中介效应模型分析数据。

**【发现】** 政府防疫信息公开对公众疫情防控政策遵从发挥了显著的积极影响。公众的疫情防控政策遵从呈现高成本遵从和低成本遵从两类, 信息公开感知对公众高成本遵从的影响显著高于对低成本遵从的影响。政府信息公开通过政策理解和政策满意度两种机制影响公众防疫政策遵从意愿, 政策理解的中介效应比政策满意度的中介效应更加明显。

**【结论】** 论文的研究肯定了信息公开在疫情防控中的重要性, 指出政府疫情信息公开应保证公众对信息的获得性和信息的可理解性, 同时应预先评估信息可能蕴含的高成本和低成本属性, 应特别重视信息公开的方式和技巧。

**【关键词】** 新冠肺炎疫情 信息公开感知 高成本遵从 低成本遵从 中介效应

**【中图分类号】** D63

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1674-2486 (2020) 03-0065-19

### 【政策之窗】

- ✪ 管理者应相信信息公开可以促进公众对政策的理解, 提高公众对政策的满意度, 有助于公众对防控政策的遵从。
- ✪ 政府信息公开时要在客观、真实的前提下掌握舆论主动性, 强化正面信息宣传与舆论引导。
- ✪ 评估并区分信息的遵从成本, 针对高成本和低成本信息采取不同的信息公开方式。

\* 吴进进, 深圳大学管理学院, 助理教授; 通讯作者: 马卫红 (maweihong@szu.edu.cn), 深圳大学管理学院, 教授; 符阳, 深圳大学管理学院, 助理教授。感谢匿名评审人的意见。

基金项目: 国家自然科学基金青年项目 (71904130)、国家社科基金重大项目 (18ZDA108)、广东省哲学社会科学“十三五”规划课题青年项目 (GD19YGL19)。

## 一、引言

公众对政策的支持和遵从是影响政策执行是否顺利、政策效果能否实现的重要条件。在公共卫生事件中，公众的支持、参与和遵从是控制疫情传播的关键（French, 2011）。然而，在此次新冠肺炎疫情中，公众对疫情防控措施的遵从出现了两种明显的差异：公众对戴口罩、洗手以及少聚集之类的防控措施遵从度普遍很高。但是，现实中却频频出现隐瞒在武汉等疫区旅居、瞒报自身疑似感染或与病例密切接触等信息。这表明，公众面对可能产生较大遵从成本的防控措施，遵从意愿可能相对较低。什么因素影响公众对疫情防控政策的遵从意愿？特别是，公众对不同疫情防控措施的遵从为何表现出明显差异？

政府的疫情信息公开对公众疫情防控遵从发挥着十分重要的影响。疫情发展使得公众对疫情信息需求剧增，政府疫情信息公开满足了公众需求，减少了社会混乱和恐慌情绪。政府信息公开的主动性、及时性和全面性是危机事件信息公开的基本原则。疫情事件中，政府信息公开通过加深公众对疫情信息和疫情防控措施重要性的理解，推动着公众参与疫情防控（French, 2011）。此外，一些研究也强调了信息公开对政府信任与公众政策满意度的积极影响（DiGiovanni et al., 2004）。

尽管政府信息公开带来的政策理解和公众信任可能是影响公众疫情防控遵从的关键机制，但是鲜有研究实证分析信息公开对公众疫情防控政策遵从意愿的影响渠道，也没有完整揭示疫情信息公开、公众政策理解与政策满意度对疫情防控遵从意愿产生影响的传导机制。现有研究也较少关注政策遵从行为或意愿的差异（Jacobs & Matthews, 2012; De Fine Licht, 2014），以及信息公开对不同遵从行为与意愿的影响。本文基于2020年2月初开展的新冠疫情防控态度与行为的在线调查，实证分析了政府信息公开感知对公众疫情防控政策遵从意愿的影响，并且揭示了政策理解和政策满意度两种作用机制。

## 二、文献回顾与研究假设

### （一）信息公开、政策理解与政策遵从

对于大规模传染性疾病的防控，黄金原则是截断传染路径且隔离疑似感染人群（Maier & Brockmann, 2020）。因此，个人对防控政策的遵从对重大传染病

疫情控制发挥着至关重要的作用。然而,在病毒爆发初期,诸如病毒来源、传染性、传播渠道、感染症状及治疗方案等信息极为有限。公众对病毒信息和应对措施的认识匮乏,大规模人员聚集和流动难以避免,加剧了病毒的传播和扩散(Gunia, 2020)。此次疫情中对新冠病毒的医学研究发现,新冠病毒传染性极强, $R_0$ 高达2-6,远高于“非典”病毒,且相当一部分感染人群属于无症状感染者。为了能够更有效地控制疫情蔓延,政府加大了信息公开力度。面对新冠肺炎疫情这样的重大突发公共卫生事件,信息公开应该达到什么样的标准,哪些信息应该公开,哪些信息可以例外呢?现有研究认为,对于一般性的政府信息公开,其基本原则是信息公开的完整性、客观性和实用性(Kosack & Fung, 2014; Cucciniello et al., 2017)。然而,对于疫情信息公开,并没有统一的标准。由于各国政治体制的不同和公民隐私权保护的文化差异,在防疫措施和疫情信息公开的选择上也大相径庭。此次疫情中,多数东亚国家利用现代信息技术进行大规模人群追踪,搜集或公布确诊病例的行踪信息,并对确诊病例进行不同程度的限制性隔离和监控(于文轩, 2020),但是多数欧美国家在上述防疫与信息公开措施上相对保守和滞后(冯维江, 2020)。尽管如此,对全球性重大公共卫生事件的信息公开,依然有一些基本共识。2003年“非典”疫情后,世界卫生组织就充分肯定了信息公开对抗击疫情的极端重要性,认为疫情信息应该以一种透明、准确和及时的方式公开。2003年以来的各次重大疫情事件使得疫情信息公开形成了一些共识:有助于疫情防控的信息应该及时地、易得地和主动地公开;与卫生部门的疫情应急管理决策相关的疫情信息应该对利益相关者公开;如果信息公开危害国家安全、严重侵犯个人隐私或对特定种族或区域群体有污名化风险,那么此类信息就应当保留或进行处理后才能公开(O'Malley et al., 2009)。

基于上述认识,相比疫情信息公开的内容和数量的多少,更重要的是信息公开的可得性与真实性。疫情信息公开的及时性与连续性是信息公开的基本要求。政府信息公开不及时就会导致公众被大量不实信息、非专业人士猜测、网络虚假信息与谣言等充斥,极易误导公众行为,甚至还会使公众对防疫工作产生质疑和否定,制约公众对防疫政策的配合和遵从。疫情防控信息及时、持续地公开,对于提高公众对疫情防控政策的理解与认同,促进公众遵从发挥着重要作用。

关于公众为什么遵从政策,既有研究一般从三种驱动机制进行探讨(Wenzel, 2004)。第一种是权力的强制性使得公众为了避免处罚而不得不遵从(May, 2004);第二种是为了融入所在社会群体和对社会规范的尊重(Cialdini

& Goldstein, 2004)；第三种是自愿遵从，政策获得公众内心的认同，公众遵从不需要权力的强制或社会规范的约束（Braithwaite & Makkai, 1994；Im et al., 2014）。在本次新冠肺炎疫情下，公众遵从可能同时受到权力强制性和公众自愿的驱动，而这两种驱动机制都会因疫情信息公开而增强。有研究表明，政府信息公开对推动公众政策遵从发挥着不可替代的作用（Grimmelikhuijsen & Welch, 2012），政府信息公开能够增强公众对政策的理解。首先，由于信息公开，公众理解了政策的强制性和违背政策的惩罚性后果，因此，可能会为了规避惩罚而遵从政策。其次，由于信息公开，公众因真正理解政策的潜在收益，认可政策能够显著提高公众福利而自愿遵从。

尤其是在公众自愿遵从方面，主要是因为公众理解政策对他们个人或者所在群体是有利的（Murphy, 2002）。公众不遵从可能是由于政策信息的不透明，及其导致的政府与公众沟通不足，人们没有充分理解政策带来的好处。信息公开只有让公众知道政策是如何使公众个体及其群体受益，公众对政策的理解和认同感才能得到显著的提高（Kim, 2005；Porumbescu, 2015）。在此次疫情中，政府公开的疫情信息与防护措施，传递了强烈的把人民群众生命安全和身体健康放在第一位的政策目标，戴口罩、洗手、不聚集等措施对降低病毒传播，维护公众健康的重要作用十分明显。即使短期内给公众带来不便和损失，公众也可能因对疫情防控、杜绝疫情传播的潜在收益的理解而自愿遵从。

此外，政府信息公开还使公众理解如何做才能更好地遵从。信息复杂度越低，表达流畅度越高，公开的方式越简易，公众就越容易理解信息内容和意义（Paas et al., 2003）。当政府信息公开越容易理解时，公众对政策遵从度就越高（Porumbescu et al., 2017）。张书维等（2020）基于实验和问卷调查的研究也证明，公共决策的过程透明和内容透明均正向影响社会许可。总之，我们认为，信息公开通过政策的理解机制——无论是对政策强制性的理解还是对政策收益性的理解，均有助于提高公众对疫情防控的遵从意愿。

然而，一般性的信息公开越多，并不一定能够带来更充分的理解。政策能否得到公众的理解还需要满足一些额外条件，其中信息的可得性和可信性十分重要。一些研究透明度与政府信息公开的文献认为，信息公开的内涵是多向度的，包括信息公开的完整性、可信性、公众可及性等多维度视角（Fung et al., 2007；Kosack & Fung, 2014）。在信息可得性方面，政府信息必须容易被公众获取，即信息可得性是信息公开促进公众理解并且遵从政策的重要条件。有学者（Mansbridge, 2009）认为，信息公开改善公众对政策的理解并不简单由政府公开的信息数量决定，更重要的是信息公开的方式。在一些条件下，政府尽管公

布了政策信息，但并不是以一种便利的渠道公开，公众获得的有用信息有限，公众对政策的理解也可能打折扣。

信息可信性是影响政策被公众理解并遵从的另一个重要因素。高可信性正向影响公众对信息的采纳，当个人面对不确定性时将倾向于使用可信来源的信息（Birnbaum & Stegner, 1979）。客观可信的信息才能保证公众理解政策要求及其可能带来的利益。相反，错误的信息或谣言导致对政策的理解产生混乱，公众由于真假信息的混杂而不知所措，只能基于固有经验和偏见而做出非理性的选择（Kahneman & Tversky, 1979）。现代公共政策制定要求决策的循证性，特别是对待重大突发公共卫生事件时，政府公布的疫情信息要确保信息的真实性和可靠性。

综合上述分析，本文提出了政府疫情信息公开感知对公众遵从意愿影响及其作用机制的两个研究假设：

假设 H1：公众对疫情信息的公开性感知、可得性感知和可信性感知显著提高了对疫情防控的遵从意愿。

假设 H2：公众对疫情信息的公开性感知、可得性感知和可信性感知，通过提高公众对防疫政策的理解增强了防疫政策的遵从意愿。

## （二）信息公开、政策满意度与政策遵从

现有研究分析了信息公开与政策满意度的关系，发现政府信息公开是改善公众政府信任与政策满意度的重要途经（De Fine Licht, 2014；Grimmelikhuijsen & Meijer, 2014）。公众对政策效果感到满意，认为政策能够解决问题并提高公众福利，因此更愿意配合政策。也有研究发现，公众对政府的信任是政策遵从的基本条件（Kim, 2005），在自然灾害和传染病等危机事件中，公众对应急管理部的信任、对政府应对措施满意度显著提升了对应急防护措施的遵从度（Choi & Wehde, 2020）。

虽然既有研究基于不同场景发现了信息公开会影响公众的政策满意度，而且政策满意度也会影响公众遵从意愿。但是，同一个事件场景中，是否会因为信息公开提高满意度，进而影响公众的遵从意愿？基于此次疫情的观察，疫情信息公开释放了准确真实的确诊和疑似病例信息，让公众更加真实地了解疫情发展变化，使公众认识到政府和医疗部门掌握了病毒传播动向，并且正在积极地控制疫情蔓延。中国社会科学院社会学研究所在春节前后进行两轮社会心态调查（王俊秀，2020），发现被调查者对疾控专家、医疗机构、医护人员的满意度一直保持在90%以上，民众对政府在疫情防控工作的满意度也提升至70%左

右，公众对防疫政策的满意度和防疫信心不断提升。如果公众认为当前防控形势不断恶化，防控措施无效，那么个人遵守防控措施也可能无意义。总之，公众对防疫政策的遵从也会因信息公开提高公众的疫情防控满意度而提升。因此，形成研究假设 H3：

假设 H3：公众对疫情信息的公开性感知、可得性感知和可信性感知，通过提高防疫政策满意度增强了防疫政策的遵从意愿。

### （三）疫情信息公开与差异化公众遵从意愿

在本次疫情期间，防控政策明显呈现出不同程度的遵从。第一类政策主要要求公众采取个人卫生防护措施，如外出主动戴口罩、勤洗手、不聚集等。对于这类要求，公众遵从的成本较低，公众的遵从度较高。第二类政策要求公众对于自身出现疑似感染，或与确诊、疑似病例接触后必须主动汇报并进行隔离观察或检测。对于这类要求，公众具有较强的高成本感知，这些政策措施可能使公众承担病毒检测产生的医疗费用、因检测出病毒感染而被隔离，或者遭受歧视而产生精神压力等。本文从遵从成本的角度对这种遵从意愿的差异性做出如下定义：第一类防疫政策遵从被定义为低成本遵从，第二类防疫政策遵从被定义为高成本遵从。

信息公开对高成本遵从意愿是否有显著影响呢？信息公开对公众的政策遵从意愿可能会受到政策类型与性质的影响。理性选择理论认为，个体做出选择的动机主要是自利（Petracca, 1991），个体对政策带来短期收益的关注要超过长期收益，公众对某些政策的支持度很大程度上取决于预期的政策在短期内产生收益还是成本（Jacobs & Matthews, 2012）。损失厌恶理论表明，个体对损失的心理感受要强于对收益的心理感受（Kahneman & Tversky, 1979）。如果公众预期某些政策给政策目标群体带来较大成本，短期内造成经济上的不利影响或人身限制，公众很可能不愿意遵从这类政策。有研究表明，公众可能因不理解政策的长期利益等短视或过度利己心理而导致对一些社会福利和公共安全政策支持不足（Jacobs & Matthews, 2012）。疫情信息公开有助于提高公众对疫情形势和防控政策的理解，对高成本政策遵从能产生明显的强化效应。对于高成本遵从的防疫措施，公众可能并不理解这项政策能否以及如何控制疫情。疫情政策信息公开可以加深公众对病毒检测、疫情汇报和自我隔离等措施的短期个人成本和长期收益的理解，如检查和隔离治疗费用由医疗保险承担和财政负担等，让公众明白隔离治疗不仅可以帮助自己，还保护家人和他人。此类信息的公开将促使公众更加容忍防控政策对个体带来的短暂成本和损失，并且增强对政策

效果的信心,提高遵从度。相反,对于低成本遵从的防疫政策,可能不需要过多的信息公开公众就可以理解。

此外,随着疫情防控政策公开程度的提高,公众对高成本遵从的防控政策强制性的理解和畏惧感越来越明显。权力机关利用公众对惩罚的恐惧感,通过发布政策强制性、执法严格性的信息强化公众的遵从意愿(Hough et al., 2010)。疫情期间多地出现的故意隐瞒新冠病毒肺炎导致严重后果而被追刑责的案例,也向公众传达了强烈的严格遵守强制隔离的信号。然而,对于低成本个人卫生防护措施,信息公开并不太明显地增强公众对这类政策强制性的认知。因此,信息公开感知对此类防疫政策的遵从意愿的影响相对较弱。由此,形成如下研究假设:

假设 H4: 公众疫情信息公开感知对高成本防疫政策遵从意愿的影响强于低成本防疫政策的遵从。

### 三、变量与测量

本次调查的时间是2020年2月3日至15日,借助数据调查平台Credamo进行线上问卷调查。<sup>①</sup>考虑新冠肺炎疫情在全国各地区的严重程度不同,本次调查在发放问卷时对特定地区精准投放。一半样本(1400余份)投放于湖北、浙江、广东、河南、湖南、安徽、江西和重庆等疫情较重地区,另一半样本随机投放至其他各省市自治区,样本分布于30个省市自治区。调查共收到2963份回复,经审核剔除无效数据187份,最终采纳有效数据2776份,问卷回收有效率为93.69%。我们对问卷核心变量使用Harman单因素方法进行共同方法偏差检验,发现第一公因子的方差解释百分比为0.3266,小于40%,显示我们对变量测量的共同方法偏差问题并不严重。

#### (一) 因变量: 公众遵从意愿

调查中,公众对防疫政策的遵从意愿由9个项目构成,问题表述为:“请问

---

<sup>①</sup> 本调查采取近似分层抽样方法,总体根据受调查对象的性别、城乡、职业等基本人口特征进行划分类型,然后各个类型中抽取样本。选择Credamo开展在线调查的原因是:(1)该平台用户均需手机实名注册,杜绝机器作答,有较高的数据真实性;(2)该平台用户广泛覆盖各地区、行业、性别、职业等维度,有利于抽取具有代表性的样本群体;(3)该平台定位于科研领域的付费调研,可自主设定并发放有效样本的作答报酬,以激励作答者提供高质量的数据。

您是否同意下列表述（问题详细描述见表1）：1. 完全不同意；2. 不同意；3. 不确定；4. 同意；5. 完全同意”。分值从1到5，表示公众的遵从度逐级增强。这9个项目的Cronbach's Alpha信度系数为0.904，经过因子分析最大方差法旋转，提取了2个因子，表明公众对防疫政策的遵从可以分为两类：第一类是个人防护建议，“出门佩戴口罩、回家洗手、每天都开窗通风并对家用物品消毒、不参加任何集体活动、拒绝亲友来访”五种；第二类是疫情报告，“如果我出现疑似情况会主动告知居住社区和物业、出现疑似情况会主动告知居住小区的邻居、与疑似病例接触过会主动告知居住社区和物业、与疑似病例接触过会主动告知居住小区的邻居”四种。本文把第一类遵从意愿定义为低成本遵从，第二类遵从意愿定义为高成本遵从。出于易于理解和分析的考虑，我们采用取均值的简便做法，分别把上述两类遵从意愿所属的具体项目值取均值，建立了连续性的遵从变量。

表1 因变量的描述性统计

疫情防控政策遵从	样本量	均值	标准差	因子分析
<b>低成本遵从</b>	2 776	4.57	0.60	低成本遵从因子
我只要出门都佩戴口罩	2 776	4.69	0.74	0.7951
我外出回家后立即洗手	2 776	4.69	0.67	0.7972
我不参加任何集体活动	2 776	4.53	0.81	0.7797
我拒绝亲友来访	2 776	4.41	0.82	0.7188
我每天通风并消毒	2 776	4.50	0.73	0.5954
<b>高成本遵从</b>	2 776	4.51	0.66	高成本遵从因子
如果我出现疑似情况会主动告知居住社区和物业	2 776	4.61	0.67	0.6435
如果我出现疑似情况会主动告知居住小区的邻居	2 776	4.45	0.84	0.8895
如果我与疑似病例接触过会主动告知居住社区和物业	2 776	4.57	0.69	0.7489
如果我与疑似病例接触过会主动告知居住小区的邻居	2 776	4.42	0.88	0.8979

资料来源：作者自制。

## （二）自变量：疫情信息公开感知

关于疫情信息公开感知，问卷有7个问题项进行测量，即关于疫情信息的政

府发布：“请问您是否同意下列表述：1. 完全不同意；2. 不同意；3. 不确定；4. 同意；5. 完全同意”。经过因子分析，将7个变量降维归类为三类主观指标来测量（表2）：第一类是最重要的信息可得性感知，即公众感知的实际能够获得的信息；第二类是信息公开性感知，即公众感知的从各级政府与机构疫情信息公开的及时性与充分性；第三类是信息可信性感知，即公众认为政府公开的疫情信息是否值得信赖。我们分别把上述三类疫情信息公开指标的各个变量取均值，建立了三个政府防疫政策信息公开感知指标。

表2 公众对政府信息公开感知的描述性统计

自变量	样本量	均值	标准差	因子分析
<b>信息公开性感知</b>	2 776	4.58	0.61	
我认为中央政府及时发布并更新疫情信息	2 776	4.70	0.64	0.7179
我所在的城市政府及时发布并更新疫情信息	2 776	4.60	0.69	0.7413
我居住的社区对疫情防控有充分的宣传	2 776	4.44	0.81	0.6082
<b>信息公开可信性感知</b>	2 776	4.45	0.73	
我认为政府发布的疫情信息是可信的	2 776	4.61	0.69	0.5447
我认为政府完整地披露了疫情信息	2 776	4.29	0.96	0.5314
<b>信息公开可得性感知</b>	2 776	4.64	0.54	
我能从经常使用的媒体平台获取政府发布的疫情信息	2 776	4.65	0.63	0.4939
当我需要获取疫情信息时，我知道从哪里获得这些信息	2 776	4.62	0.63	0.4879

资料来源：作者自制。

### （三）中介变量

本文提出的政府疫情信息公开影响公众遵从的中介变量有两个：政策理解和政策满意度。第一，疫情政策理解变量。“请问您是否同意下列表述：1. 完全不同意；2. 不同意；3. 不确定；4. 同意；5. 完全同意”（见表3）。在问卷中有5个问题项可以测量，我们使用这5个变量的平均值作为公众疫情政策理解变量。第二，公众政策满意度变量。“请问您是否同意下列表述：1. 完全不同意；2. 不同意；3. 不确定；4. 同意；5. 完全同意”（见表3）。问卷中包含了两项公众对政府疫情防控措施有效性的评价。我们使用两个变量的平均值作为公众对政府疫情政策满意度变量。

表 3 中介变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
中介变量 1：疫情防控政策理解	2 776	4.59	0.50	1	5
我了解目前全国疫情的大致确诊病例数	2 776	4.63	0.63	1	5
我了解我所在城市的疫情确诊病例数	2 776	4.62	0.65	1	5
我了解我所在城市政府发布的疫情应对措施	2 776	4.55	0.69	1	5
我了解疫情防控的个人卫生防护措施	2 776	4.66	0.59	1	5
我了解面临感染风险时如何处置	2 776	4.50	0.73	1	5
中介变量 2：公众疫情防控政策满意度	2 776	4.65	0.55	1	5
我认为政府采取的疫情防控措施是有效的	2 776	4.71	0.56	1	5
我对政府采取的防疫措施感到满意	2 776	4.59	0.68	1	5

资料来源：作者自制。

#### （四）控制变量

根据既有的关于公众政策支持和政策遵从相关文献，本文的控制变量除了性别、年龄、居住地、收入、工作类型、同住对象、政治身份、教育程度等人口统计变量外（张光、吴进进，2014；Schmitz et al.，2019），还加入了疫情威胁变量，即被调查者所在小区及附近小区是否出现过确诊或疑似病例。公众得知周边出现疫情病例，感知到自己感染的风险也就越高，因此可能更倾向于遵守防控措施。此外，我们还加入了省份固定效应，控制不同省份疫情严重程度差异的影响。

#### （五）模型设定

除了分析信息公开感知对疫情防控政策遵从的影响外，对于政策理解、政策满意度的中介效应，我们使用检验中介效应最流行的逐步法（Baron & Kenny，1986），通过依次检验回归系数的方式判断是否存在中介效应（温忠麟、叶宝娟，2014）。对于基本回归模型和中介效应模型，我们都是用 OLS 回归检验：一是因为因变量都是定序变量的平均值，是连续变量；二是因为 OLS 回归系数可以比较且容易直观理解。除了逐步检验回归系数传统方法外，我们还使用了统计效力更高的 Bootstrap 检验方法进行中介效应分析。

## 四、研究发现

### (一) 疫情信息公开感知、政策理解与公众遵从意愿

在如下的回归模型中(表4-表5),我们分别检验了上述三个信息公开感知维度对两类防疫政策的公众遵从意愿的影响,发现三个信息公开感知维度对两类公众遵从意愿的影响都显著为正,从而验证了本文的研究假设H1。无论是低成本遵从,还是高成本遵从,影响系数最大的都是信息可得性,其次是信息公开性,最弱的是信息可信性。公众的信息可得性感知每提高1个单位,对高成本防疫政策遵从的直接影响达到0.25。<sup>①</sup>尽管信息公开性和可信性感知也十分重要,但是在疫情爆发的紧急状态下,信息可得性更重要。

仔细区分信息公开对两类政策遵从的影响差异,我们还能发现,信息公开感知的三个指标对高成本遵从的影响都略高于对低成本遵从的影响,如信息公开感知每提高一个单位,公众对低成本遵从意愿约提高0.17个单位,而对高成本遵从意愿将提高0.22个单位。相比低成本遵从的防疫政策,平均而言,公众由于信息公开对高成本防疫政策的遵从意愿将提高5%个单位,这一发现也证实了本文的研究假设H4。

表4和表5也表明,在控制政策理解变量后,信息公开感知的三个指标对两类防疫政策遵从的影响都显著下降了。Bootstrap检验结果如表6所示,政策理解的中介效应十分显著,证实了研究假设H2。对于低成本遵从意愿而言,政策理解机制对信息公开感知与遵从意愿的中介效应均较为强烈,解释了50%以上的总效应。比较而言,疫情政策理解对信息公开感知与低成本遵从意愿影响的中介效应要高于对高成本遵从意愿的中介效应。

表4 疫情信息公开感知、政策理解与公众高成本遵从意愿

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信息公开性	0.220***			0.124***		
	(0.025)			(0.0255)		

<sup>①</sup> 我们在此处的基本模型和后面的中介效用模型中分别把湖北省和武汉市的样本排除在外,发现结果没有显著的变化。

◆ 专栏：新冠疫情与公共治理

(续上表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信息可得性		0.255*** (0.028)			0.138*** (0.031)	
信息可信性			0.175*** (0.020)			0.106*** (0.021)
政策理解				0.233*** (0.031)	0.221*** (0.035)	0.244*** (0.032)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776
R <sup>2</sup>	0.074	0.077	0.070	0.095	0.094	0.097

注：回归系数为标准回归系数。括号内数字为标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示相关系数通过0.01、0.05和0.10水平的显著性检验。为了表格的简洁，没有报告逐步检验的第二步，即检验信息公开感知对政策理解的影响及其回归系数。

资料来源：作者自制。

表5 疫情信息公开感知、政策理解与公众低成本遵从

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信息公开性	0.176*** (0.021)			0.077*** (0.021)		
信息可得性		0.223*** (0.025)			0.107*** (0.028)	
信息可信性			0.124*** (0.017)			0.051*** (0.018)
政策理解				0.240*** (0.030)	0.220*** (0.033)	0.256*** (0.030)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776
R <sup>2</sup>	0.108	0.117	0.100	0.137	0.138	0.135

注：回归系数为标准回归系数。括号内数字为标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示相关系数通过0.01、0.05和0.10水平的显著性检验。为了表格的简洁，没有报告逐步检验的第二步，即检验信息公开感知对政策理解的影响及其回归系数。

资料来源：作者自制。

表6 政策理解的中介机制分析结果

	因变量：低成本遵从			因变量：高成本遵从		
	点估计值	95%置信区间		点估计值	95%置信区间	
自变量：信息公开性						
平均中介效应	0.099	0.066	0.139	0.096	0.062	0.137
直接效应	0.077	0.035	0.118	0.124	0.074	0.174
总效应	0.176	0.134	0.218	0.220	0.170	0.269
中介解释力 (%)	56.4	49.0	63.8	43.7	36.3	50.9
自变量：信息可得性						
平均中介效应	0.116	0.074	0.166	0.117	0.073	0.169
直接效应	0.107	0.052	0.161	0.138	0.078	0.198
总效应	0.223	0.174	0.272	0.255	0.201	0.309
中介解释力 (%)	52.2	42.4	61.0	45.9	36.2	54.6
自变量：信息可信性						
平均中介效应	0.073	0.049	0.101	0.070	0.045	0.099
直接效应	0.051	0.017	0.086	0.106	0.065	0.146
总效应	0.124	0.090	0.158	0.175	0.136	0.214
中介解释力 (%)	58.8	54.4	64.0	39.8	33.2	46.1

注：表中为基于 Bootstrap 重复抽样 500 次的估计结果。

资料来源：作者自制。

## (二) 疫情信息公开、政策满意度与公众遵从意愿

表7展示了第二个中介效应分析,检验了疫情信息公开感知是否通过政策满意度这一机制影响两类公众遵从意愿。结果表明,公众的政策满意度显著提高了两类防疫政策的遵从意愿。在控制政策满意度后,三个政府信息公开感知变量对政策遵从意愿的影响显著降低。Bootstrap 检验结果如表8所示,政策满意度的中介效应十分显著,中介效应占总效应的30% - 50%,从而验证了本文的研究假设H3。政策满意度对高成本遵从意愿的中介效应高于对低成本遵从意愿的中介效应,这也说明要推动公众遵从高成本的防疫政策,政策满意度的重要性更大。

表7 疫情信息公开感知、政策满意度与防疫政策遵从意愿

	高成本政策遵从			低成本政策遵从		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信息公开性	0.128*** (0.028)			0.111*** (0.0241)		
信息可得性		0.171*** (0.028)			0.168*** (0.025)	
信息可信性			0.100*** (0.022)			0.064*** (0.019)
政策满意度	0.179*** (0.030)	0.181*** (0.028)	0.190*** (0.029)	0.127*** (0.025)	0.120*** (0.023)	0.152*** (0.025)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776
R <sup>2</sup>	0.088	0.094	0.087	0.117	0.126	0.113

注：回归系数为标准回归系数。括号内数字为标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示相关系数通过0.01、0.05和0.10水平的显著性检验。为了表格的简洁，没有报告逐步检验的第二步，即检验信息公开感知对政策理解的影响及其回归系数。

资料来源：作者自制。

表8 政策满意度的中介机制分析结果

	因变量：低成本遵从			因变量：高成本遵从		
	点估计值	95%置信区间		点估计值	95%置信区间	
自变量：信息公开性						
平均中介效应	0.065	0.036	0.101	0.092	0.055	0.135
直接效应	0.111	0.063	0.158	0.128	0.072	0.184
总效应	0.176	0.134	0.218	0.220	0.170	0.269
中介解释力(%)	37.1	26.5	46.1	41.8	32.4	50.2
自变量：信息可得性						
平均中介效应	0.055	0.030	0.086	0.083	0.051	0.123
直接效应	0.168	0.117	0.218	0.171	0.115	0.227
总效应	0.223	0.174	0.272	0.255	0.201	0.309

(续上表)

	因变量：低成本遵从			因变量：高成本遵从		
	点估计值	95% 置信区间		点估计值	95% 置信区间	
中介解释力 (%)	24.8	17.3	31.7	32.8	25.2	39.8
自变量：信息可信性						
平均中介效应	0.060	0.036	0.087	0.075	0.047	0.108
直接效应	0.064	0.027	0.102	0.100	0.057	0.143
总效应	0.124	0.090	0.158	0.175	0.136	0.214
中介解释力 (%)	48.2	40.4	55.1	42.7	34.4	50.2

注：表中为基于 Bootstrap 重复抽样 500 次的估计结果。

资料来源：作者自制。

### (三) 内生性处理

由于本文自变量和因变量都是主观变量，主观变量解释变量可能存在潜在共同心理等因素的干扰和内生性问题，从而使得回归结果产生偏误。我们借鉴胡安宁（2019）对这一问题的分析和应对策略，主要使用控制潜在共同心理特质因素和工具变量法来解决上述问题。首先，我们在回归模型中加入了“亲属或朋友是否感染新冠病毒肺炎”“疫情期间个体安全感”“对政府疫情防控信心”等变量。此外，我们在模型中还控制地级市固定效应。控制这些变量后，可以部分缓解个体对疫情严重程度的判断、权威文化观念等潜在心理因素的干扰与混淆。控制上述变量后，我们发现信息公开感知对公众遵从的影响没有显著的改变。其次，为了缓解内生性问题，本文试图为疫情信息公开感知指标寻找适当的工具变量。我们选择了三个工具变量：第一个工具变量是受访者所在城市的确诊病例数。确诊病例数是政府公开的信息，但是公众必须主动获取，这就意味着确诊病例数影响公众遵从意愿必须要经过公众信息获取或感知这一渠道。第二个和第三个工具变量是公众对疫情感染人数和所在省市疫情动态的关注度，我们认为公众关注疫情不会直接影响遵从意愿，公众关注会先促使其主动获取政府疫情相关信息，才会进而影响公众遵从行为。如表 9 所示，经过检验，三个工具变量均经过了工具变量过度识别检验，认可工具变量是外生的。同时，第一阶段回归分析表明，三个工具变量均与信息公开感知指标显著相关。上述检验显示，工具变量不是弱工具变量。工具变量回归分析确证了 OLS 回归的基本结果，三个信息公开感知变量显著提高了公众对防疫政策的遵从意愿。

表9 防疫政策信息公开与公众政策遵从意愿（工具变量回归估计）

	低成本政策遵从			高成本政策遵从		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信息可得性	0.574*** (0.060)			0.599*** (0.066)		
信息公开性感知		0.712*** (0.082)			0.718*** (0.085)	
信息可信性			0.877*** (0.121)			0.827*** (0.112)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776	2 776
第一阶段 F 统计量	43.07	28.78	21.22	43.07	27.74	20.86
Sargan 卡方值 (P 值)	2.09 (p=0.35)	2.27 (p=0.132)	2.50 (p=0.114)	0.503 (p=0.778)	1.663 (p=0.436)	4.43 (p=0.109)

注：回归系数为标准回归系数。括号内数字为标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示相关系数通过0.01、0.05和0.10水平的显著性检验。

资料来源：作者自制。

## 五、总结与讨论

本文基于2020年2月初疫情防控中公众的政策态度与行为一手调查数据，在理论和实证层面深入分析了疫情信息公开对公众遵从意愿的影响及其机制。第一，本文研究发现，政府信息公开对提高公众的防疫政策遵从发挥着显著的积极影响。信息公开可得性感知对公众遵从意愿的影响显著高于其他两类信息公开感知。第二，疫情信息公开感知的三个维度对高成本防疫政策遵从意愿的影响程度都显著高于对低成本遵从意愿的影响。第三，本文提出并检验了政府信息公开影响公众遵从意愿的两种机制，即政策理解机制和政策满意度机制。分析发现，政策理解和政策满意度都是疫情信息公开影响公众遵从意愿的重要渠道。深入比较分析发现，政策理解的中介效应比政策满意度的中介效应更加明显。

本文对重大公共卫生事件中政府信息公开与公众遵从意愿的研究具有如下的理论意义。首先，本文的研究进一步验证了信息公开、政策理解与公众遵从意愿的关系及其作用机制，不仅验证了重大公共卫生事件中信息公开对公众遵从意愿的影响，而且拓展了对二者关系及其作用机制的认知。其次，本文把公

众遵从意愿区分为低成本遵从和高成本遵从,并且检验了信息公开感知对两类遵从意愿的影响差异。本文把成本问题引入到遵从意愿问题中,发现信息公开对高成本遵从意愿的积极影响更强。这一发现启示我们,信息公开对引导公众遵从可能带来较高成本的政策更加重要。

本文的研究还具有重要的现实意义和政策指导作用。首先,本文研究证实了疫情信息公开对公众疫情防控遵从意愿的促进作用和影响机制。这一研究结论进一步肯定了信息公开在疫情防控中的极端重要性。管理者不用过度担心信息公开的不良影响和信息公开引起恐慌和社会不稳定。相反,信息公开可以促进公众对政策的理解,提高公众对政策的满意度,从而有助于公众对防控政策的遵从。其次,本文的研究表明,公众对疫情信息的可得性感知对政策遵从的影响最为显著。因此,政府疫情信息公开应保证公众对信息的获得性和信息的可理解性。有效的信息公开才能更有效地发挥作用。最后,政府部门在疫情信息公开时,要预先评估信息可能蕴含的高成本和低成本属性,应特别重视通过信息公开的方式和技巧,强化公众对高成本疫情防护政策的遵从意愿。政府信息公开时要在客观、真实的前提下掌握舆论主动性,加大对这类防控政策的信息公开力度,强化正面信息宣传与舆论引导。

本文研究还存在一些局限和不足:第一,由于疫情期间传统抽样调查的不便,本研究采取线上问卷调查方式,尽管采取了若干手段提高受调查对象在地区和若干基本特征的代表性和均衡性,但由于是非随机抽样调查,可能使得样本在总体代表性方面有局限。第二,尽管本文采取若干稳健性检验和内生性处理措施,但是自变量和因变量间的共同因素干扰和内生性问题可能仍然存在。我们期待未来的研究采取更加巧妙的研究方法,如实验研究或准实验设计,更加清晰准确地识别信息公开与公众遵从的因果关系。第三,尽管本文认为信息公开同时影响公众对防疫政策强制性的理解和对政策利益的认同性理解,但由于本文调查数据的局限,未能在实证上区分两种理解机制各自的作用。对于这一问题,未来的研究可以通过更加有针对性的问题设计来解决。

## 参考文献

- 冯维江(2020). 西方应对突发事件的社会合力及其限度. 人民论坛, 10: 44-47.
- 胡安宁(2019). 主观变量解释主观变量: 方法论辨析. 社会, 3: 183-209.
- 王俊秀(2020). 信息、信任、信心: 疫情防控下社会心态的核心影响因素. 光明日报, 2月7日, 第11版.
- 温忠麟、叶宝娟(2014). 中介效应分析: 方法和模型发展. 心理科学进展, 5: 731-745.
- 于文轩(2020). 新加坡“佛系抗疫”的策略及特点. 人民论坛, 10: 36-39.

## ◆ 专栏：新冠疫情与公共治理

- 张光、吴进进(2014). 腐败与国家权力的边界：理论探讨与中国的证据. *经济社会体制比较*, 4: 155 - 169.
- 张书维、申翊人、周洁(2020). 行为公共管理学视角下公共决策的社会许可机制：“一提两抑”. *心理学报*, 2: 240 - 256.
- Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The Moderator - Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality & Social Psychology*, 51: 1173 - 1182.
- Birnbaum, M. H. & Stegner, S. E. (1979). Source credibility in Social Judgment: Bias, Expertise, and the Judge's Point of View. *Journal of Personality & Social Psychology*, 37(1): 48 - 74.
- Braithwaite, J. & Makkai T. (1994). Trust and Compliance. *Policing and Society: An International Journal of Research & Policy*, 4 (1): 1 - 12.
- Caamao - Alegre, J. , Lago - Peñas, S. , Reyes, F. & Santiago - Boubeta, A. (2013). Budget Transparency in Local Governments: An Empirical Analysis. *Local Government Studies*, 39(2): 182 - 207.
- Choi, J. & Wehde, W. (2020). Trust in Emergency Management Authorities & Individual Emergency Preparedness for Tornadoes. *Risks, Hazards & Crisis in Public Policy*, Forthcoming.
- Cialdini, R. B. & Goldstein N. J. (2004). Social Influence: Compliance and Conformity. *Annual Review of Psychology*, 55: 591 - 621.
- Cucciniello, M. , Porumbescu, G. A. & Grimmelikhuijsen, S. (2017). 25 Years of Transparency Research: Evidence and Future Directions. *Public Administration Review*, 77(1): 32 - 44.
- De Fine Licht, J. (2014). Policy Area as a Potential Moderator of Transparency Effects: An Experiment. *Public Administration Review*, 74(3): 361 - 371.
- DiGiovanni, C. , Conley, J. , Chiu, D. & Zaborski, J. (2004). Factors Influencing Compliance with Quarantine in Toronto During The 2003 SARS Outbreak. *Biosecurity and Bioterrorism: Biodefense Strategy, Practice and Science*, 2(4): 265 - 272.
- French, P. E. (2011). Enhancing the Legitimacy of Local Government Pandemic Influenza Planning Through Transparency and Public Engagement. *Public Administration Review*, 71(2): 253 - 264.
- Fung, A. , Graham, M. & Weil, D. (2007). *Full Disclosure: The Perils and Promise of Transparency*. New York: Cambridge University Press.
- Gunia, A. (2020). *China's Draconian Lockdown Is Getting Credit for Slowing Coronavirus. Would It Work Anywhere Else?*. Available at (Jun. 10, 2020): <https://time.com/5796425/china-coronavirus-lockdown/>.
- Grimmelikhuijsen, S. G. & Welch, E. W. (2012). Developing and Testing a Theoretical Framework for Computer - Mediated Transparency of Local Governments. *Public Administration Review*, 72(4): 562 - 571.
- Grimmelikhuijsen, S. G. & Meijer, A. J. (2014). The Effects of Transparency on the Perceived Trustworthiness of a Government Organization: Evidence from an Online Experiment. *Journal of*

- Public Administration Research and Theory*, 24(1) : 137 – 157.
- Hough, M. , Jackson, J. , Bradford, B. , Myhill, A. & Quinton, P. (2010). Procedural Justice, Trust and Institutional Legitimacy. *Policing: A Journal of Policy and Practice*, 4/3 : 203 – 210.
- Im, T. , Cho, W. , Porumbescu, G. & Park, J. (2014). Internet, Trust in Government, and Citizen Compliance. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 24(3) : 741 – 763.
- Jacobs, A. M. & Matthews, J. S. (2012). Why Do Citizens Discount the Future? Public Opinion and The Timing of Policy Consequences. *British Journal of Political Science*, 42 (4) : 903 – 935.
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). Intuitive Prediction: Biases & Corrective Procedures. *Management Science*, 12 : 313 – 327.
- Kim, S. (2005). The Role of Trust in the Modern Administrative State an Integrative Model. *Administration & Society*, 37(5) : 611 – 635.
- Kosack, S. & Fung, A. (2014). Does Transparency Improve Governance?. *Annual Review of Political Science*, 17 : 65 – 87.
- Mansbridge, J. (2009). A “Selection Model” of Political Representation. *Journal of Political Philosophy*, 17(4) : 369 – 98.
- May, P. J. (2004). Compliance Motivations: Affirmative and Negative Bases. *Law & Society Review*, 38 (1) : 41 – 68.
- Maier, B. F. & Brockmann, D. (2020). *Effective Containment Explains Sub – Exponential Growth in Confirmed Cases of Recent COVID – 19 Outbreak in Mainland China*. arXiv preprint arXiv: 2002. 07572.
- Murphy, K. (2002) . “Trust Me, I m the Taxman” : *The Role of Trust in Nurturing Compliance*. Working Paper no. 43, Australian National University, Centre for Tax System Integrity.
- O’Malley, P. , Rainford, J. & Thompson, A. (2009). Transparency During Public Health Emergencies: From Rhetoric to Reality. *Bulletin of the World Health Organization*, 87 : 614 – 618.
- Paas, F. , Renkl, A. & Sweller, J. (2003). Cognitive Load Theory & Instructional Design: Recent Developments. *Educational Psychologist*, 38 (1) : 1 – 4.
- Petracca, M. P. (1991). The Rational Actor Approach to Politics. In Monroe, K. R. Ed. *The Economic Approach to Politics*. New York : Harper Collins.
- Porumbescu, G. A. (2015). Using Transparency to Enhance Responsiveness and Trust in Local Government: Can It Work?. *State & Local Government Review*, 47(3) : 205 – 213.
- Porumbescu, G. A. , Lindeman, M. I. , Ceka, E. & Cucciniello, M. (2017). Can Transparency Foster More Understanding and Compliant Citizens. *Public Administration Review*, 77(6) : 840 – 850.
- Schmitz, S. , Becker, S. , Weiand, L. , Niehoff, N. , Schwartzbach, F. & Von Schneidemesser, E. (2019). Determinants of Public Acceptance for Traffic – Reducing Policies to Improve Urban Air Quality. *Sustainability*, 11(14) : 3991.
- Wenzel, M. (2004). The Social Side of Sanctions: Personal & Social Norms as Moderators of Deterrence. *Law & Human Behavior*, 28 (5) : 547 – 67.