

政府回应何以“服务型”

——来自中国地方政府对信息公开回应的证据

叶人豪

北京大学政府管理学院（北京，100871）

摘要：政府对民众的“持续性回应”被认为是现代政体的关键特征。对于非竞争性选举政体的政府回应性，大量中国政治领域研究已经从“自上而下”和“自下而上”两种机制对多种议题诉求的回应性给出了解释。但是，既往研究更多着眼于地方政府通过出台某项政策回应特定群体或特定议题诉求的“政策回应”，而对更为广泛意义上基于相关法律法规在日常工作中对公民需求的“一般性回应”缺少必要的研究。本文以对“政府信息公开”的回应为研究对象，采用实验方法，基于不同地方政府对同一份政府信息公开诉求的回应，本文将回应划分为服务型回应、程序性回应、转介性回应和无应答四类。结合大量的一手访谈材料展开机制分析，本文发现：“流动人口”是影响地方政府回应性的重要因素，“流动人口比例”越高的地区，地方政府回应的服务性越强，同时“精英关系网络”和“地方集体行动压力”对“流动人口比例”的影响具有重要的调节作用。

关键词：政府回应性、政府信息公开、流动人口、精英关系网络、地方集体行动

How the Service-Oriented Response Possible? Evidence from Chinese Local Government's Reply to Information Disclosure Requests

Abstract: Government's continuous responsiveness is regarded as a crucial feature of modern political systems. In the context of non-democratic regimes, scholars have discussed government responsiveness to heterogenous interests through “top-down” and “bottom-up” mechanisms by introducing particular policies. However, few concerns about government responsiveness to citizen needs in everyday governance based on relevant laws and regulations. Focusing on government responses to “information disclosure request”, this paper conducts an experimental design and categorizes government responses from different prefectural governments to the same disclosure request into four types: service-oriented, procedural, referral, and non-response. Analysis reveals that “migrant population size” significantly influences local government responsiveness, with citizens from cities with higher “migrant population ratios” are more likely to receive service-oriented responses. Additionally, “elite networks” and “collective action pressure” serve as important moderating factors in this relationship.

Keywords: government responsiveness, information disclosure request, migrant population, elite network, collective action

一、引言

政府对民众的“持续性回应”(continuing government responsiveness)被认为是现代政体的关键特征(Dahl, 1971; Verba and Nie, 1987)。所谓的“回应性”，是指政府“采取民众表示出(signaled)偏好的政策”(Przeworski et al., 1999)，或是一种能够“满足(comply with)民众偏好”的可靠制度化安排(Powell, 2004)。作为“善治”(good governance)的基本要素，“满足偏好”或许并不是“回应性”的全部内涵；更为广泛地，可以将其理解为公共管理机构和人员对公民的要求作出“及时”的和“负责”的反应(俞可平, 2016)。

既往研究发现，选举压力并不是政府回应的唯一激励来源，缺乏竞争性选举的政体并不意味着缺少回应民意的政治压力(Chen et al., 2016; Distelhorst and Hou, 2017; Meng et al., 2014)。大量中国政治领域研究已经从“自上而下”和“自下而上”两种机制对多种议题诉求的回应性给出了解释。但是，既往研究在以下两个方面仍缺乏讨论：第一，从研究的议题上，大量基于地方政府网络留言板的研究，更多着眼于地方政府通过出台某项政策回应特定群体或特定议题诉求的“政策回应”，而对更为广泛意义上基于相关法律法规在日常工作中对公民需求的“一般性回应”缺少必要的研究。第二，从回应的动机上，传统的研究大多着眼于上级政府和当地群众，在城市化过程中规模庞大的外来流动人口对地方政府回应性的影响则考虑并不多。因此，本文的核心是要回答以下两个问题：针对公民一般性(general)而非特殊性(specific)诉求的回应，地方政府的服务性何以可能？规模庞大的流动人口会如何影响地方政府回应的服务性？

本文以对“政府信息公开”的回应为研究对象，采用实验方法(experiment)，基于不同地方政府对同一份政府信息公开诉求的回应，结合大量的一手访谈材料，本文发现：“流动人口”是影响地方政府回应性的重要因素，“流动人口比例”越高的地区，地方政府回应的服务性越强，同时“精英关系网络”和“地方集体行动”对“流动人口比例”的影响具有重要的调节作用。本文余下的部分安排如下：第二部分综述既往与“政府回应”相关的研究，提出本文的研究假设；第三部分介绍本文的实验设计和变量操作化；第四部分通过数据分析展示主要实证结果并进行一系列检验；第五部分利用访谈材料对实证结果进行机制分析；第六部分总结全文并提出进一步讨论。

二、文献综述与研究假设

从现实的制度设计来说，中国政府开始逐步建立正式的信息公开和诉求回应的平台，重视并有效接触、回应不同社会成员的诉求：2004年，中共十六届六中全会确定“建设服务型政府”的目标，并在次年召开十届全国人大三次会议的《政府工作报告》中将“建设服务型政府”明确为“整合行政资源，降低行政成本，提高行政效率和服务水平。……，让人民群众更广泛地参与公共事务管理。大力推进政务公开，加强电子政务建设，增强政府工作透明度，提高政府公信力”¹；2007年出台的《政府信息公开条例》，则以行政法规的形式对政府“主动公开信息”和“依申请公开信息”作出规定。随着信息通信技术（ICT）的发展和扩散，网络信息传播快、范围广、开放性强、透明度高等特点，使得门户网站信息公开与网络问政的使用提升了政府回应性（Minard, 2015）。大量的实证研究和制度建设表明，中国现存的“正式制度”（formal institution）已经越来越成为一个公众表达诉求的“官方渠道”（true channel），而不仅仅是一种“装点门面的工具”（window dressing）（Meng et al., 2017）。

一种观点认为，与上级官员的非正式关系以及与之相关的政治竞争、晋升激励、上级政策目标等自上而下（top-down）的动机是地方政府回应的主要机制（Binzer Hobolt and Klemmensen, 2008）。尽管中国地方政府在一定程度上确实存在政策回应性，但只有当非民选的地方官员与上级政府官员存在非正式关系时，才会将群众的诉求转化为政策（Jiang and Zeng, 2020）。这是因为与更上级政府官员的非正式庇护关系（patron-client）使地方官员通常在获得政府控制的资源和政治支持上更具有优势，提高他们与本地利益集团的议价能力，帮助抵制来自本地的精英俘获（elite capture）（Jiang and Zhang, 2015; Shih, 2004）；当实现基本的施政目标（如社会稳定）时，与更上级政府官员的非正式庇护关系提高了地方官员实现个人政治晋升的可能（Jia et al, 2015; Wang and Minzner, 2015）。上级政府对“财权”和“人事权”的控制（Montinola et al., 1995; 曹正汉, 2011），使得地方官员有强烈的职业激励遵从上级政府设定的政策目标而非保持本地精英的利益，通过迎合非正式的派系（faction）或对正式的党政体制（nomenklatura）的激励作出反应，以实现个人的政治晋升（Bo, 1996; Chen et al., 2016; Jiang, 2018; Kung and Chen, 2011; Li and Zhou, 2005）。依据上述研究，本文提出解释政府回应性的第一种常见机制，即：

假设 1：基于非正式派系和正式机制的激励，自上而下的精英关系网络会提高地方官员

¹ 参见 2005 年《政府工作报告》。

对政府回应中服务性的要求。

另一种竞争性的观点认为，相比于自上而下的激励，通过满足民众偏好、集体行动威胁、维持体制稳定等方式减轻自下而上（bottom-up）的压力是地方政府回应的主要动机（Besley and Burgess, 2000; He and Warren, 2011）。事实上，在“维持体制稳定”的压力下，中国的地方官员会密切关注代表性机构、基层调研、网络公开平台和新闻媒体等渠道反映的民意，甚至表现出比民主政体更强和更迅速的政府回应性（Stockmann, 2013; King et al., 2013; Distelhorst and Hou, 2014; Hassid and Sun, 2015）。本地市民、集体需求、与经济增长相关、单任务或议题复杂度较低、诉求主体强势、信息量大的诉求更有可能得到地方政府的回应（孟天广、李锋, 2015; Su and Meng, 2016）。相比于“批评政府”的言论，暗含“采取集体行动”威胁的诉求更有可能得到来自政府的回应（King et al., 2013; Hassid and Sun, 2015; Chen et al., 2016; Huang et al., 2020）；特别地，对于那些主要目标是在与其他社会群体的冲突中捍卫自己成员利益而不是直接挑战国家的诉求，政府可能会容忍甚至积极支持这些诉求，作为转移和管理社会内部冲突的一种方式（Zeng et al., 2023）。而当“民众偏好”与“上级优先事项”发生冲突时，官员更倾向于根据民众意见回应社会需求（Meng and Su, 2021）：通过回应民意，地方政府吸收当地公民表达的各种声音，做出审慎决策，改善地方治理，减轻当地抗议和集体行动的威胁，以维持社会的稳定（Heurlin, 2016; Meng et al., 2017; Kornreich, 2019）。依据上述研究，本文提出解释政府回应性的第二种常见机制，即：

假设 2：为了地方内维持社会稳定，自下而上的集体行动威胁会增加地方政府回应中的服务性因素。

在中国地方的政治过程中，结合上述两种机制，有学者将上级政府（higher-level government）、地方官员（local officials）和当地群众（local general public）三方的互动关系概括为“三明治模式”（sandwich model），地方官员被夹在上级政府和当地群众之间，同时受到来自上级政府的“政治晋升”激励（pressure from above）和来自下层群众的“维持体制稳定”压力（pressure from below）（Chen et al., 2016; Meng and Su, 2021）。本文认为，除了传统解释机制外，在城市化过程中，进入城市的规模庞大的外来流动人口可能是除自上而下的机制和自下而上的压力之外需要考虑的影响政府回应的另一重要因素。有研究注意到，长期流动的劳动人口更愿意流向公共服务提供较好的城市（Tiebout, 1956; 夏怡然、陆铭, 2015）。与政府回应相关联地，地方政府政策回应可以直接提升流动人口的定居意愿，并且这一正向影响具有一定的持续性（陈济冬、徐慧, 2020）。这一影响可能反映了地方官员的回应存在“内群体

偏见”（ingroup bias）（Distelhorst and Hou, 2013）。大量研究表明，相比于本族裔群体，政治精英对来自特定族裔群体或非本族裔群体诉求进行回应的可能性会更低（Butler and Broockman 2011; Broockman, 2013）。依据上述研究，本文推测流动人口数量可能是地方政府选择回应态度时的重要考量因素：一方面，出于发展地方经济等考量，地方政府可能有潜在动力通过提供较好的政府回应和公共服务的提供吸引流动人口；另一方面，流动人口本身可能导致地区内社会异质性的增加，提高地区政府治理的难度，对上级政府向该地区选派官员的考量和本地区内集体行动数量产生重要的调节作用。基于此，本文提出解释政府回应性动机的第三种来源，即：

假设 3：流动人口是地方政府选择回应类型时的重要考量因素，在流动人口更多的地方，政府回应中的服务性会更强。

三、研究设计与操作化

（一）研究设计与被解释变量

本文注意到，既往对于“政府回应性”的研究，大多关注地方政府通过出台某项政策回应特定群体或特定议题的诉求，即“政策回应”，而对更为广泛意义上的“一般性回应”讨论不多。所谓“一般性回应”，即在日常的政府工作中，基于相关的法律法规规定，政府机构及其工作人员对公民的要求所做出的反应。本文以“政府信息公开”这一较为常见的要求作为研究对象。

在本文作者进行另一项研究时，需要地方政府 2001—2020 年的《政府工作报告》，这为通过政府门户网站对政府回应性的实验研究提供了有利条件：一方面，由于《政府信息公开条例》于 2008 年开始实施，门户网站大多建立于 2010 年以后，申请公开时段的文件存在部分并未在官方平台公开，需要地方政府对信息公开诉求进行回应；另一方面，作为地方政府施政的“纲领性文件”，政府工作报告属于《条例》中规定必须主动向公民公开的“国民经济

和社会发展规划、专项规划、区域规划及相关政策”²。这就为观察不同地方政府面对同一诉求时的不同反应创造了可能条件。在申请政府信息公开的过程中,为了控制潜在的个体特征、诉求差异对政府回应性造成的影响,本文作者使用统一模板向地方政府提出申请,具体如下:

尊敬的市政府:

您好!我是来自外地的市民,因对贵市的发展状况感兴趣,故希望申请获得贵市2001—2020 年政府工作报告。本人承诺所获文件将仅用于个人阅读和研究,不会用于其他用途。谢谢!

在本文作者收到若干份政府回函时注意到:面对内容完全相同的信息公开申请,不同地方政府在回应的速度、态度等方面却存在较大差异,这是既有文献所不能解释的。需要说明的是,盟、地区作为上级政府派出机构不具有制定政府工作报告的权限,由于新疆、西藏在地级市层面存在较多未建市的地市级行政区划,故在实验过程中未向两地申请信息公开。同时,为了避免信息是否已经主动公开对实验样本的选择性偏差,本文作者向除上述地区外所有共294个地级市提交了信息公开申请,最终通过市政府门户网站或工作邮箱成功提交共214份申请,占总数的72.79%;未成功提交的申请是由于提交显示“网站错误”或“邮箱无法接收”。

根据收到的地方政府回应,本文借鉴Chen等人(2015)的研究³,不同回应类型在文本内容上展现出的政府工作人员为回应信息公开诉求所做的努力差异巨大。第一种方式为“服务型回复”(service-oriented reply),即政府部门在按程序规定提供信息外,具体告知包括信息本身的存储、转移、遗失等情况和工作人员为找寻信息所进行的工作。以下是一个例子⁴:

***同志:

您申请公开的政府信息,经市人民政府办公室工作人员查找留存资料,查到2003—2005年《政府工作报告》3份。2003年撤地设市前,**地区行政机关为**省人民政府派出机构——**地区行政公署,2003年**市人民政府成立后依据《地方各级人民代表大会和地方各级人民政府组织法》第55条之规定,向本级人大常委会报告

2 参见《政府信息公开条例》第二十条。

3 Chen 等人(2016)将县政府对低保诉求做出的回应内容分为延期(deferral)、转介(referral)、直接信息(direct information)三类,参见Chen, Jidong, Jennifer Pan, and Yiqing Xu. 2016. “Sources of Authoritarian Responsiveness: A Field Experiment in China.” *American Journal of Political Science*, 60(2): 383—400.

4 按照社会科学研究伦理,所有地方政府回函的示例均进行脱敏处理。

政府工作，故 2003 年前无《政府工作报告》。本着认真负责的态度，市人民政府办公室政府信息公开办工作人员前往市档案馆查询 2001—2002 年**行署文件有关存档信息，经查询，未查询到**地区行政公署发文和**地区行政公署办公室发文的与政府工作报告有关的信息。

鉴于**市人民政府成立以前的文件已全部移交**市档案馆，如您有其他相关信息需求，也可以向**市档案馆提出申请，并按照规定查阅，地址：****，联系电话：****。

第二种方式为“程序性回复”（procedural reply），即政府部门按照规定程序提供一种直接可及材料的回应，包括“直接提供信息”和“提供网页链接”，以下是两个例子：

***同志：

根据《政府信息公开条例》第三十六条第（一）项的规定，经审查，您申请公开的“2001—2005 年政府工作报告”信息，已通过**政府网站的“法定主动公开”专栏对外公开（具体网址为：https://****），您可登录网站查询获取相关信息。

***同志：

根据《政府信息公开条例》第三十六条第（二）项的规定，您申请公开的“2001—2005 年政府工作报告”本机关予以公开，现将该政府信息提供给您（复印件 pdf 附后）。

第三种方式为“转介性回复”（referral reply），即政府部门并未直接提供信息，并建议与其他机构联系以获得进一步帮助。以下是一个例子：

***同志：

经查询，您申请公开的“2001 年—2005 年政府工作报告”已按照《档案法》的要求移交**市档案史志馆，请您向市档案史志馆申请查询，联系电话为****。

第四种方式为“无应答”（no response），即政府部门进行了“回复”（reply），但没有真正“回应”（response）以实现信息公开诉求的解决，而是以某种理由要求（暂时）不公开信息，包

括“不予公开”或“要求延期”⁵，以下为两个例子：

***同志：

经审查，您申请公开的“2001—2005 年政府工作报告”属于国家机密，根据《政府信息公开条例》第十四条、第三十六条第（三）项的规定，本机关决定不予公开。

***同志：

根据《政府信息公开条例》第三十三条的规定，现就此申请延期 20 个工作日答复。特此函复。

基于“是否解决问题”、“是否在本部门解决”、“是否有附加说明”三个要素，本文编码定序变量“回应形式”(*RespondType*)：3 表示“服务型回复”，即同时包含三个要素；2 表示“程序性回复”，即不包含“附加说明”的要素；1 表示“转介性回复”，即不包含“本部门解决”和“附加说明”这两个要素；0 表示“无应答”，即不包含任何一个要素。本文以“程序性回复”类型为基准，并以是否有上述三个要素的增减为依据进行编码。

（二）解释变量：不同的回应动机

精英关系网络 对于地方政府官员面临“自上而下”的激励，编码变量“精英关系网络”(*EliteNetwork*)，表示该地市委书记与所在省省委书记的关系网络。精英关系网络的数据来自于 Zeng 等人（2023）⁶研究的公开数据，其中虚拟变量 *mayor2currentsec* 表示市长与现任省委书记的关系，1 表示存在关系，0 表示不存在关系。本文以该变量中最近一期（2018 年）的数据刻画“精英关系网络”。这一变量虽然无法直接刻画市长事实上与上级书记的非正式网络关系，但可以相对客观地测量基于“提拔—被提拔”形成的正式网络关系。

地方集体行动压力 对于地方政府官员面临“自下而上”的压力，编码变量“地方集体行动”(*CollectiveAction*)，表示该地发生工人团体性事件的次数。团体性事件的数据来自于本文作者根据 CASM-China 数据库 (Collective Action from Social Media)⁷ (Zhang and Pan, 2019)

⁵ 要求在法定 20 个工作日外延期公开的地级市，最终并没有解决相应的政府信息公开诉求，故将其编码为“无应答”。

⁶ Zeng, Yu, Junyan Jiang, Jie Li, and Christian Gobel. 2023. “The Rise of Grassroots Civil Society under One-Party Rule: The Case of China’s Homeowner Associations.” <https://doi.org/10.7910/DVN/BUDLZG>, Harvard Dataverse.

⁷ Pan, Jennifer, and Zhang, Han. 2019. “CASM: A Deep-Learning Approach for Identifying Collective Action

手工计算的各地 2010—2017 年中国各地级市发生的群体性事件数量,主要形式包括常规性的 (conventional)、破坏性的 (disruptive)、暴力性的 (violent) 等等,主要议题包括欠薪、裁员、五险一金、经济补偿、教育、环境、医疗、退休待遇、监督管理层等等。需要说明的是,该变量仅包括被公开报道的已经发生的事件,并不能完全代表地方政府受到自下而上“通过集体行动实现诉求”的潜在威胁(包括未实际采取行动的和未公开报道的),地方政府面临的自下而上的压力应该大于变量的测量。

流动人口比例 对于城市“流动人口”的数量,编码变量“流动人口比例”(FloatingPop),表示该地流动人口占总人口的比例(%)。人口数据均来自于 2020 年“第七次全国人口普查”数据,其中“总人口”由变量“人口数(人)”代表,“流动人口”由变量“本省其他县(人)”与“外省(人)”之和代表。

协变量 本文的协变量包括经济发展、城市规模和行政相关三类。在经济发展方面,考虑到政府回应作为一种行政能力可能受地区经济发展水平的影响,本文控制“地区生产总值”(gdp)、“人均 GDP”(gdp_percapita)和“GDP 增长率”(gdp_rate),经济数据均来自各地“城市统计年鉴”;在城市规模方面,考虑到政府回应类型也可能受地级市规模的影响,本文控制“总人口数”(population)和“行政面积”(acreage),人口数据来自 2020 年“第七次全国人口普查”数据,行政面积数据来自各地“城市统计年鉴”;在行政相关变量方面,政府公务员队伍的规模和行政等级也可能对政府回应性产生影响,本文控制“每万人公务员数”(bureau_10000)和虚拟变量“是否为副省级城市或省会城市”(dummy_provincial)⁸,公务员数据来自 2020 年“第七次全国人口普查”数据,“是否为副省级城市或省会城市”为本文作者手工编码。

本文解释变量和协变量的描述性统计如表 2 所示。

Events with Text and Image Data from Social Media.” <https://doi.org/10.7910/DVN/SS4LNN>, Harvard Dataverse.

8 副省级城市党政主要领导干部为副省(部)级,共有 15 座城市,即广州、武汉、哈尔滨、沈阳、成都、南京、西安、长春、济南、杭州、大连、青岛、深圳、厦门、宁波。

表 2 解释变量和协变量的描述性统计

	变量	变量名	频数	均值	中位值	标准差	最小值	最大值
解释变量	精英关系网络	EliteNetwork	280	0.611	1.000	0.488	0.000	1.000
	地方集体行动	CollectiveAction	286	664.776	389.000	876.969	8.000	5871.000
	流动人口比例	FloatingPop	286	17.577	13.166	13.044	3.394	76.198
协变量	地区生产总值	gdp	282	2953.851	1845.500	3522.034	231.000	26927.000
	人均 GDP	gdp-percapita	282	6.175	5.031	3.469	1.475	20.349
	GDP 增长率	gdp-rate	282	6.519	6.800	1.773	1.200	11.800
	总人口数	population	294	420.568	333.990	312.411	0.000	2093.780
	行政面积	acreage	282	1.630	1.213	2.123	1.459	26.157
	每万人公务员	bureau/10,000	285	19.595	18.716	5.518	7.021	42.810

（四）模型设定

本文利用序次 Logistic 回归模型（Ordered Logistic）来估计“精英关系网络”、“地方集体行动”和“流动人口比例”对政府“回应类型”的影响。模型可以简化为如下形式：

$$l_j(x_i) = \log \left[\frac{\Pr(y_i \geq j | x_i)}{\Pr(y_i < j | x_i)} \right] = \alpha_j + \beta x_i'$$

其中， y 表示被解释变量“回应类型”（*ResponseType*）， x_i 表示不同的解释变量， β 表示解释变量的回归系数， α_j 是估计的截点，解释变量的系数可以转换为发生比（odds ratio）解释不同因素对“回应类型”的影响。以“流动人口比例”为例，本文假设 $y = 1, 2, 3, 4$ 分别代表“无应答”、“转介性回复”、“程序性回复”、“服务型回复”4个定序的取值，不同取值发生概率分别为 p_1, p_2, p_3, p_4 ，那么：

$$\ln \left(\frac{p_4}{p_1 + p_2 + p_3} \right) = \alpha_1 + \beta \times FloatingPop$$

$$\ln \left(\frac{p_3 + p_4}{p_1 + p_2} \right) = \alpha_2 + \beta \times FloatingPop$$

$$\ln \left(\frac{p_2 + p_3 + p_4}{p_1} \right) = \alpha_3 + \beta \times FloatingPop$$

该模型假设解释变量的效应在被解释变量各类型之间固定不变，即回归系数不受被解释变量类型差异的影响，拟合得到的 Logit 对应 $(j - 1)$ 条满足“平行性假设”条件的平行线。如果

违背该假设，应该采用广义序次模型。

四、实证结果与分析

不同地方政府对于同一信息公开诉求存在差异化的回应类型。在成功提交信息公开申请的地级市，大多数地方政府（88.32%）对诉求进行了回应并解决了问题。其中，将近六成（57.48%）的地方政府进行了“程序性回复”，表明对于一般性政府信息的公开申请，地方政府按照规定程序以“解决公开诉求”作为回应的核心；11.68%和 14.49%的地方政府分别采取了“服务型回应”和“转介性回复”，另外 16.36%的地方政府对诉求“无应答”。

表 3 地方政府回应类型（N = 294）（%）

回应类型		频数	总体百分比	有效百分比
服务型回复	service-oriented	25	8.50	11.68
程序性回复	procedural	123	41.84	57.48
转介性回复	referral	31	10.54	14.49
无应答	no response	35	11.90	16.36
缺失	NA	80	27.21	

注：缺失的 80 个地级市主要是由于提交时显示“网站错误”或“邮箱无法接收”未能成功申请。

（一）基准回归结果

为检验不同因素对地方政府回应类型的影响，本文采用了四个模型以比较不同机制的解释力，回归结果如表 4 所示。模型（1）估计自上而下的“精英关系网络”影响，模型（2）估计自下而上的“地方集体行动压力”影响，模型（3）估计“流动人口比例”的影响，模型（4）则在三个基本解释变量的基础上添加“流动人口比例”分别与“精英关系网络”、“地方集体行动”的交互项。同时，本文对所有连续变量进行标准化（normalization）和中心化（zero-centered）处理，使得不同模型的回归系数可以横向比较。所有模型均采用序次 Logistic 回归模型估计。

模型（1）和模型（2）显示，控制其他地级市特征变量，仅在 90%的置信水平上，2010

至 2017 年间地方集体行动数量每增加 1 起，地方政府采用“服务型回复”与采取其他回应类型的概率之比是原来的 1.569 倍 ($= e^{0.450}$)，而精英关系网络的影响并不显著，表明地方自下而上集体行动的威胁越大，当地政府越有可能采取“服务型”的回应方式。这一结论与关注“自下而上”机制的文献相一致，即相比于来自上级政府的指示，来自民众的暗含“采取集体行动”威胁的诉求更有可能得到来自地方政府的回应 (King et al., 2013; Hassid and Sun, 2015; Chen et al., 2016; Huang et al., 2020; Meng and Su, 2021)，地方政府希望通过回应民意减轻当地抗议和集体行动的威胁，以维持社会的稳定 (Heurlin, 2016; Meng et al., 2017; Kornreich, 2019)。但是，需要指出的是，关注“自上而下”机制的文献大多关注“政策回应”，即当地方官员与上级政府官员存在非正式关系时会将民众的诉求转化为政策 (Jiang and Zeng, 2020)，“政策回应”与本文讨论的基于行政法规规定的“一般性回应”存在差别，二者不能直接简单类比。

比较四个模型的对数似然值 (Log-likelihood) 和伪 R^2 (Pseudo R^2) 可以发现，模型 (3) 和模型 (4) 的解释力更高。模型 (3) 显示，控制其他地级市特征变量，在 99.9% 的置信水平上，流动人口比例每增加 1 个百分点，地方政府采用“服务型回复”与采取其他回应类型的概率之比是原来的 3.493 倍 ($= e^{1.251}$)，表明流动人口在总人口中占比越多，当地政府越有可能采取“服务型”的回应方式。这一相关性与既往关于流动人口的研究相一致，即流动人口更可能会流向公共服务和政策回应较好的城市有研究注意到，长期流动的劳动人口更愿意流向公共服务提供较好地城市 (Tiebout, 1956; 夏怡然、陆铭, 2015; 陈济冬、徐慧, 2020)。但是对于因果机制的方向，即究竟是“更多的流动人口促进更好的政府回应”还是“更好的政府回应吸引更多的流动人口”，需要在第五部分通过实证材料对机制进行更为详细的分析。

模型 (4) 加入了“精英关系网络”和“地方集体行动”对“流动人口比例”的调节效应，反映了三者对于地方政府回应类型复杂的影响关系。总体来说，“精英关系网络”和“地方集体行动”对“流动人口”存在不同程度的调节作用，后文将对这一作用进行更为详细的异质性分析。

表 4 回应类型的序次 Logistic 模型回归分析结果

变量	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	
	回应类型	回应类型	回应类型	回应类型	发生比
精英关系网络 (参照组: 0=否)	- 0. 379 (0. 31)			- 0. 332 (0. 31)	0. 717
地方集体行动 (对数)		0. 450 + (0. 26)		0. 425 + (0. 25)	1. 530
流动人口比例 (对数)			1. 251*** (0. 34)	0. 454 (0. 48)	1. 574
流动人口比例 × 精英 关系网络				0. 804 + (0. 43)	2. 235
流动人口比例 × 地方 集体行动				0. 362 + (0. 20)	1. 437
截点 1 (服务型)	- 1. 701*** (0. 29)	- 1. 488*** (0. 20)	- 1. 621*** (0. 20)	- 1. 842** (0. 30)	- 1. 842
截点 2 (程序性)	- 0. 831** (0. 27)	- 0. 622*** (0. 17)	- 0. 724*** (0. 17)	- 0. 916** (0. 28)	- 0. 916
截点 3 (转介性)	2. 285*** (0. 33)	2. 515*** (0. 27)	2. 511*** (0. 28)	2. 400*** (0. 37)	2. 400
协变量	是	是	是	是	
Log-likelihood	- 221. 566	- 221. 711	- 217. 017	- 212. 670	
Pseudo R ²	0. 050	0. 051	0. 071	0. 088	
N	203	204	204	203	

注: 括号中是回归系数标准误; + < 0. 1, * p < 0. 05, ** p < 0. 01, *** p < 0. 001。

(二) 平行性检验

序次 Logistic 回归模型要求满足“平行性假设”, 其原假设为: 在被解释变量的 j 个类别下, $(j - 1)$ 条回归线互相平行, 即在 $(j - 1)$ 个模型中回归系数相同。表 5 展示了四个主要模型平行性检验的结果。所有模型检验的 p 值均大于 0.05, 可以接受原假设, 表明所有模型均通过平行性检验。

表 5 序次 Logistic 模型平行性检验

模型	卡方值	df	p 值
模型 (1) (精英关系网络)	11.57	16	0.773
模型 (2) (地方集体行动)	12.15	16	0.734
模型 (3) (流动人口比例)	15.22	16	0.509
模型 (4) (全模型)	21.00	24	0.639

(三) 异质性分析

基于模型 (4) 的回归结果, 本文采用分别对“精英关系网络”和“地方集体行动”进行异质性分析: 模型 (5) 中, “有精英关系网络”表示 $EliteNetwork = 1$, “无精英关系网络”表示 $EliteNetwork = 0$; 模型 (6) 中, “低集体行动”表示 $c_CollectiveAction \leq -0.262$, “中集体行动”表示 $-0.262 < c_CollectiveAction < 0.262$, “高集体行动”表示 $c_CollectiveAction \geq 0.262$, 其中变量 $c_CollectiveAction$ 表示变量 $CollectiveAction$ 中心化后的变量, ± 0.262 表示中心化后变量 $c_CollectiveAction$ 的“均值”加減四分之一“标准差”。异质性分析结果如表 6 所示。

模型 (5) 显示, 当“市长与省委书记存在关系网络”时, 控制其他地级市特征变量, 在 99.9% 的置信水平上, 流动人口比例每增加 1 个百分点, 地方政府采用“服务型回复”与采取其他回应类型的概率之比是原来的 4.362 倍 ($= e^{1.473}$), 表明流动人口在总人口中占比越多, 当地政府越有可能采取“服务型”的回应方式。当“市长与省委书记不存在关系网络”时, 流动人口比例对地方政府回应类型的影响并不显著。故, “精英关系网络”在流动人口比例与地方政府回应类型的关系中产生调节效应。

模型 (6) 显示, 当“地方集体行动”处于中等水平时, 控制其他地级市特征变量, 在 99% 的置信水平上, 流动人口比例每增加 1 个百分点, 地方政府采用“服务型回复”与采取其他回应类型的概率之比是原来的 4.573 倍 ($= e^{1.520}$), 表明流动人口在总人口中占比越多, 当地政府越有可能采取“服务型”的回应方式。当“地方集体行动”较少和较多时, 流动人口比例对地方政府回应类型的影响均不显著。故, “地方集体行动”在流动人口比例与地方政府回应类型的关系中同样产生了调节效应。

表 6 回应类型异质性分析结果

变量	模型 (5)		模型 (6)		
	有精英关系网络	无精英关系网络	低地方集体行动	中地方集体行动	高地方集体行动
精英关系网络 (参照组: 0=否)			- 0.605 (0.62)	0.393 (0.66)	0.170 (0.55)
地方集体行动 (对数)	0.846** (0.31)	- 0.176 (0.65)	0.419 (0.54)	2.619 (2.76)	- 0.003 (0.86)
流动人口比例 (对数)	1.473*** (0.42)	0.239 (0.75)	1.033 (0.98)	1.520* (0.73)	0.001 (1.10)
流动人口比例 × 精英 关系网络			0.222 (1.21)	1.421 (1.03)	1.182 + (0.65)
流动人口比例 × 地方 集体行动	0.525* (0.25)	- 0.115 (0.51)	0.673 (0.60)	- 0.794 (3.02)	0.491 (0.72)
截点 1 (服务型)	- 1.596*** (0.24)	- 1.846*** (0.38)	- 2.237*** (0.61)	- 2.065*** (0.80)	- 1.664 + (0.94)
截点 2 (程序性)	- 0.589** (0.23)	- 0.936** (0.29)	- 1.194 + (0.61)	- 0.964 (0.63)	- 0.760 (0.91)
截点 3 (转介性)	3.058*** (0.47)	2.406*** (0.45)	1.641* (0.72)	3.388*** (1.00)	3.167** (1.01)
协变量	是	是	是	是	是
Log-likelihood	- 121.732	- 84.154	- 77.672	- 47.767	- 74.292
Pseudo R ²	0.134	0.069	0.047	0.163	0.185
N	120	83	67	54	82

注：括号中是回归系数标准误；+ < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

(四) 稳健性检验

为保证回归估计结果的可信度，同时和经典文献进行对话，本文的重要解释变量“精英关系网络”和“地方集体行动”均来自既往研究的公开数据。但是，一个重要的问题在于，刻画“精英关系网络”的数据来自 Zeng 等人（2023）的研究，其中变量 *mayor2currentsec* 仅记录到 2018 年市长与省委书记的关系；刻画“地方集体行动压力”的数据来自 Zhang 和 Pan（2019）编码的 CASM-China 数据库，其中仅记录了 2010—2017 年中国各地级市在社交媒体中被报道的群体性事件数量。而本文最重要的被解释变量来自于本文作者于 2022 年进行的实验。显然，用 2018 年在任市长与省委书记的关系和截至 2017 年地级市被报道的群体性

事件数量解释 2022 年的政府回应类型，存在较大偏差。因此，本文将基于 2021 年在任市长信息和截至 2021 年的地级市群体性事件数量重新进行估计，以检验基准回归结果的有效性。

本文预期，相较于基准回归结果，用最近一期数据估计的结果在显著性水平（ p 值）和模型拟合程度（伪 R^2 ）两个方面有所提升。

五、机制分析

虽然异质性分析表明，流动人口比例对地方政府回应类型的作用在是否存在“精英关系网络”、不同程度的“地方集体行动”之间存在组间差异，表明二者存在一定的调节作用；但是基准回归的结果表明，估计结果仅在较低的显著性水平上（ $p < 0.1$ ）有效。另一方面，精英关系网络和地方集体行动压力是地方主政官员个体层面的变量⁹，流动人口比例是社会宏观层面的变量，地方政府回应类型在很大程度上是地方政府官僚层面的变量。不同层次变量之间的因果机制如何发生？在这一部分中，本文将利用半结构化访谈（访谈提纲见附录）获得的实证材料，对因果机制展开进一步的分析。

本文认为，对于“政府信息公开”这一诉求而言，政府回应类型的形成主要经历了“解释变量—政治精英—官僚—回应”三个环节，即本文关注的解释变量（即流动人口比例）如何影响“政治精英”（即地方政府主政官员）对“政府信息公开”的关注度，“政治精英”如何将这一关注度传递到“官僚”层面，进而影响“官僚”（即地方政府信息公开办公室的工作人员）对于信息公开回应的执行情况。在此基础上，本文在两个环节上明确“精英关系网络”和“地方集体行动压力”对“流动人口比例”的调节作用是如何发生的：

- （1）“政治精英”（即地方政府主政官员）对于政府信息公开工作的关注度主要取决于是否有自上而下的“精英关系网络”还是取决于自下而上的“地方集体行动压力”或是“流动人口比例”？
- （2）“官僚”（即地方政府信息公开办公室的工作人员）作为政府信息公开回应的执行

9 虽然本文用于操作化“地方集体行动压力”的变量“地方集体行动数量”是社会宏观层面的变量，但“发生群体性事件”对于地级市主政官员晋升几乎一票否决的作用，使得这一压力机制事实上更多是反映在主政官员个体之上的。

主体，在选择采用何种回应类型时，主要是为了贯彻来自上级的指示还是为了避免由于诉求未解决导致的极端事件？

参考文献

- 曹正汉. 2011. “中国上下分治的治理体制及其稳定机制” [J]. 社会学研究 (1): 1—40.
- 陈济冬、徐慧. 2020. 地方政府政策回应能否提高流动人口定居意愿?[J]. 公共行政评论 (5): 181—203.
- 孟天广、李锋. 2015. “网络空间的政治互动:公民诉求与政府回应性——基于全国性网络问政平台的大数据分析” [J]. 清华大学学报 (哲学社会科学版) (3): 17—29.
- 夏怡然、陆铭. 2015. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界 (10): 78—90.
- 俞可平. 2016. 走向善治: 国家治理现代化的中国方案[M]. 北京: 中国文史出版社.
- Besley, Timothy, and Robin Burgess. 2000. “Does Media Make Government More Responsive? Theory and Evidence from Indian Famine Relief Policy.” *International Monetary Fund Seminar Series*, 10: 1—40.
- Binzer Hobolt, Sara, and Robert Klemmensen. 2008. “Government Responsiveness and Political Competition in Comparative Perspective.” *Comparative Political Studies*, 41 (3): 309—337.
- Bo, Zhiyue. 1996. “Economic Performance and Political Mobility: Chinese Provincial Leaders.” *Journal of Contemporary China*, 5 (12): 135—154.
- Broockman, David E. 2013. “Black Politicians Are More Intrinsically Motivated to Advance Blacks’ Interests: A Field Experiment Manipulating Political Incentives.” *American Journal of Political Science*, 57 (3): 521—536.
- Butler, Daniel M., and David E. Broockman. 2011. “Do Politicians Racially Discriminate Against Constituents? A Field Experiment on State Legislators.” *American Journal of Political Science*, 55 (3): 463—477.
- Chen, Jidong, Jennifer Pan, and Yiqing Xu. 2016. “Sources of Authoritarian Responsiveness: A Field Experiment in China.” *American Journal of Political Science*, 60 (2): 383—400.
- Dahl, Robert A. 2008. *Polyarchy: Participation and Opposition*. Yale University Press.
- Distelhorst, Greg, and Yue Hou. 2014. “Ingroup Bias in Official Behavior: A National Field Experiment in China.” *Quarterly Journal of Political Science*, 9 (2): 203—230.
- Hassid, Jonathan, and Wanning Sun. 2015. “Stability Maintenance and Chinese Media: Beyond Political Communication.” *Journal of Current Chinese Affairs*, 44 (2): 3—15.
- He, Baogang, and Mark E. Warren. 2011. “Authoritarian Deliberation: The Deliberative Turn in Chinese Political Development.” *Perspectives on Politics*, 9 (2): 269—289.
- Heurlin, Christopher. 2016. *Responsive Authoritarianism in China*. Cambridge University Press.
- Huang, Yi-Hui Christine, Yuanhang Lu, Christine Hiu Ying Choy, Lang Kao, and Yu-tzung Chang. 2020. “How

- Responsiveness Works in Mainland China: Effects on Institutional Trust and Political Participation.” *Public Relations Review*, 46 (1): 101855.
- Jia, Ruixue, Masayuki Kudamatsu, and David Seim. 2015. “Political Selection in China: The Complementary Roles of Connections and Performance.” *Journal of the European Economic Association*, 13 (4): 631—668.
- Jiang, Junyan. 2018. “Making bureaucracy work: patronage networks, performance incentives, and economic development in China.” *American Journal of Political Science*, 62 (4): 982—999.
- Jiang, Junyan, and Yu Zeng. 2020. “Countering Capture: Elite Networks and Government Responsiveness in China’s Land Market Reform.” *The Journal of Politics*, 82 (1): 13—28.
- Jiang, Junyan, and Muyang Zhang. 2015. “Friends with Benefits: Patronage Politics and Distributive Strategies in China.” Available at SSRN 2625883.
- King, Gary, Jennifer Pan, and Margaret E. Roberts. 2013. “How Censorship in China Allows Government Criticism but Silences Collective Expression.” *American Political Science Review*, 107 (2): 326—343.
- Kornreich, Yoel. 2019. “Authoritarian Responsiveness: Online Consultation with ‘Issue Publics’ in China.” *Governance*, 32 (3): 547—564.
- Kung, James Kai-Sing, and Shuo Chen. 2011. “The Tragedy of the Nomenklatura: Career Incentives and Political Radicalism during China’s Great Leap Famine.” *American Political Science Review*, 105 (1): 27—45.
- Li, Hongbin, and Li-An Zhou. 2005. “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China.” *Journal of Public Economics*, 89 (9—10): 1743—1762.
- Meng, Tianguang, Jennifer Pan, and Ping Yang. 2017. “Conditional Receptivity to Citizen Participation: Evidence from A Survey Experiment in China.” *Comparative Political Studies*, 50 (4): 399—433.
- Meng, Tianguang, and Zheng Su. 2021. “When Top-Down Meets Bottom-Up: Local Officials and Selective Responsiveness within Fiscal Policymaking in China.” *World Development*, 142: 105443.
- Minard, Paul. 2015. “Does ICT Diffusion Increase Government Responsiveness in Autocracies? An Empirical Assessment of the Political Implications of China’s Internet.” *Journal of Contemporary China*, 24 (96): 1048—1069.
- Powell Jr, G. Bingham. 2004. “The Chain of Responsiveness.” *Journal of Democracy*, 15 (4): 91—105.
- Przeworski, Adam, Susan C. Stokes, and Bernard Manin. 1999. *Democracy, Accountability, and Representation*. Cambridge University Press.
- Shih, Victor. 2004. “Factions Matter: Personal Networks and the Distribution of Bank Loans in China.” *Journal of Contemporary China*, 13 (38): 3—19.

- Stockmann, Daniela. 2013. *Media Commercialization and Authoritarian Rule in China*. Cambridge University Press.
- Su, Zheng, and Tianguang Meng. 2016. "Selective Responsiveness: Online Public Demands and Government Responsiveness in Authoritarian China." *Social Science Research*, 59: 52—67.
- Tiebout, Charles M. 1956. "A Pure Theory of Local Expenditures." *Journal of Political Economy*, 64 (5): 416—424.
- Verba, Sidney, and Norman H. Nie. 1987. *Participation in America: Political Democracy and Social Equality*. University of Chicago Press.
- Wang, Yuhua, and Carl Minzner. 2015. "The Rise of the Chinese Security State." *The China Quarterly*, 222: 339—359.
- Zeng, Yu, Junyan Jiang, Jie Li, and Christian Gobel. 2023. "The Rise of Grassroots Civil Society under One-Party Rule: The Case of China's Homeowner Associations." *World Politics*, 75 (3): 608—646.