

央地关系与政府机构改革

——基于中国地级食品安全监管机构改革进度的实证研究

刘 鹏 马 亮 刘志鹏*

【摘要】 目前学术界从央地关系的视角认为政策执行偏差主要来自于纵向的分权和地方政府的偏好。论文聚焦于影响地方政府开展机构改革速度的因素，基于对2013年我国食品安全监管机构改革进度的实证研究，通过观察分析全国333个地级行政单位是否依照中央政府的要求按时完成改革，对改革进度的影响因素进行定量回归分析，从地方政府的角度说明影响地方政府执行中央政策的因素。研究发现：较低的经济水平、较多的特定政策领域的负面事件、较低的少数民族人口占比、较早的上一轮改革完成时间、周围城市较早的完成和省级改革的较早完成有助于当地加快改革进度，也有助于提高地方政府对中央政府的依从性。基于此，论文认为我国当前中央通过人事、财政等权力对地方控制的基本情况没有变化，但是地方自身偏好成为可以影响政策的执行偏差的因素。此外地方政府积极保持正面形象、消除负面影响的努力也会影响到机构改革的进度。

【关键词】 中央—地方关系 地级市 食品安全监管 政府机构改革

【中图分类号】 D63

【文献标识码】 A

【文章编号】 1674-2486 (2016) 05-0024-19

一、问题的提出

权力的运行和配置一直以来是政治社会学所研究的重大问题（毛寿龙，2007），而这其中，权力的纵向配置关乎到地方贯彻中央意志的程度，很大程度上影响着中央政策目标的最终实现。诸如在食品安全领域，为提高我国食品安

* 刘鹏，中国人民大学公共管理学院，副教授；马亮，中国人民大学公共管理学院，副教授；通讯作者：刘志鹏（liuzhipeng@link.cuhk.edu.hk.），香港中文大学政治与行政学系，博士研究生。感谢匿名评审人的意见。

基金项目：国家自然科学基金项目（71573264）。

全水平，从中央到地方自上而下开展了多轮食品安全监管体制改革，虽然取得了一定的效果，但是中央的政策目标很难完全实现，地方对于中央的改革要求并不能很好地贯彻执行，除去政策效果外，一个最突出的表现在于改革进度的执行上。食品监管体制改革是由中央主导推动的，可以看作是中央向地方推动的一项政策，因此，本研究以 2013 年食品监管机构改革为切入口，以全国 333 个地级行政区划改革进度与中央要求的差异为观察对象，关注于在央地关系背景下，中央政策在地方执行出现偏差的原因分析。

2013 年 3 月至 4 月，随着国家食品药品监督管理总局组建成立和《国务院关于地方改革完善食品药品监督管理体制的指导意见》（以下简称《意见》）的发布，新一轮食品监管体制改革正式开始。根据《意见》要求，本轮地方食品监管体制改革的主要方向是将原来分散在工商、质检等部门的食品安全监管职能进行整合，统一由地方食品药品监督管理机构对食品安全的各个环节和全周期进行监督管理；同时将原有的垂直管理体制改为由地方政府负总责，全面承担起地方的食品安全监管责任。

根据《意见》要求，省、市、县三级食品药品监督管理机构改革工作，原则上分别于 2013 年上半年、9 月底和年底前完成（国务院，2013）。但是，各地区公布“三定”方案的时间参差不齐，有些地方改革严格按照中央要求的时间完成，而有些地方改革迟迟难以推进。总体来说，按照中央要求按时完成改革的地区并不多，是否说明地方政府对中央的依从性下降了？地方对于中央政策的执行偏差这一现象背后的原因值得我们进行讨论，这可以作为一个观察我国当前中央和地方关系的切入点。

二、文献回顾和理论假设

目前学术界对于中央政策在地方执行出现偏差的原因分析研究是十分丰富的，而相关的原因分析研究归纳起来主要是两个角度：一是中央与地方权力划分的角度，即行政体制本身角度；另一个则是政策执行主体情况，即地方偏好与中央政策博弈的角度进行分析。

（一）地方分权对地方政策执行偏差的影响分析综述

早期的研究认为，自 20 世纪 80 年代的改革开始，中央不断向地方分权，导致了地方自主性增强，对中央的依从性逐渐下降，因此地方对于中央所制定的政策进行或明或暗的抵制或变通执行。特别是在 20 世纪 90 年代，这一趋势直

接成为了开展分税制改革的动因（Shirk, 1993；胡鞍钢、王绍光, 1993；Walder, 1994；Montinola et al., 1995）。李芝兰（Linda Chelan Li）（Li, 2010）在回顾新中国 60 年间中央和地方的关系及其对政策执行的影响时指出，中央和地方的关系对政策执行的影响可以从国家建设、行政效率、官员晋升和外部因素等方面探究，而新世纪以来的政策执行偏差依旧说明现在地方对于中央的依从性依旧较低，应当努力寻找中央和地方共治的手段。马雅燕（Daphne Ngar-yin Mah）和希尔斯（Peter Hills）（Mah & Hills, 2014）从风能发电的定价机制为切入点，观察了 60 年来中国中央和地方关系，认为中央的过度集权会导致地方的抵制，原因在于地方的利益、需求和机会没有被考虑，说明地方对于自身利益的考虑优于对中央的依从，体现了分权的趋势。

但是这一观点也受到了一些批评，不少学者认为，我国目前虽然在纵向权力配置上开展了分权改革，但是中央依旧可以掌握主动权，甚至可以重新进行集权，减弱地方的自主性（Tsui & Wang, 2008）。即便是不进行重新集权，在现有的行政体制下，中央可以通过控制官员晋升的方式影响地方政策的执行，推进政策执行（Huang, 1996；杨光斌, 2007；Shih et al., 2012）。杨光斌（Yang, 2014）总结了当前中国中央和地方的关系，他认为，总体来说，我国是一个统一的单一制政体，并通过党管干部和强大的行政力量，促进政策的执行。同时也建立一些行政垂直管理体制，并在财政上实行“联邦主义”。这是对我国现行中央和地方关系最具有代表性的结论。此外，还有些研究认为这种体制不但没有阻碍中央政策在地方的执行，反而会在一定程度上推进政策的垂直扩散和模仿（OECD, 2005；Fang et al., 2012）。而曹正汉和周杰（2013）则明确指出我国食品安全监管体制的分权的主要目的是分散中央政府对于食品安全风险的承担责任，和政策执行并没有关系。

此外，还有一批学者从政策扩散的角度对地方政策执行进行了分析。杨静文（2006）认为政务中心这一创新形式在中国的扩散符合“S 型曲线”。同样研究政务中心这一新的政府形式的卓越和陈诚（2015）则指出制度环境对创新扩散影响较大，同时这一扩散呈现出一种阶梯形的状态。而简旭伸（Shiuh-Shen Chien）指出经济开发区的同构主要因为由上自下的激励和同级政府间的学习（Chien, 2008）。从土地储备制度的角度来看，来自于上级的偏好、同级的竞争压力以及社会舆论的关注都成为促进同级政府间进行创新扩散的原因（Zhang, 2012）。马亮通过分析政务微博这一政府信息发布工具的创新，认为政府之间的竞争是推动政务微博扩散的主要原因。同时，财政支持、IT 技术、城市经济发展水平、人口数都会影响创新扩散（Ma, 2014）。此外，相关中国研究认为，

相似的地方政府间扩散的背后主要驱动力是争取劳动力、资金等相关资源要素，吸引上级政府的关注和经济主体的活动，同时还包括对本地区官员晋升的影响（Oates, 1999）。然而，政府创新扩散的内容由项目、服务、政策和制度四个方面组成，而上述大量的研究成果主要关注具体的项目、工具、政策等，少有对政府机构本身改革创新的实证研究。由于机构改革更加复杂，原先适用于工具、政策等创新的影响因素可能并不能解释机构创新扩散。

（二）地方偏好对地方政策执行偏差的影响分析综述

还有一些学者则是从地方偏好的角度来观察地方政策执行偏差的影响，他们的主要观点是地方的偏好优于中央的政策执行。有研究认为地方政府在同一时间面临多项任务选择，特别是有很多来自于中央政府的政策，需要平衡执行，因此对于政策议程就需要重新设立（Holmstrom & Milgrom, 1991；Tsui & Wang, 2004）。同时地方政府更愿意执行那些可以被度量的、执行效果可见的、十分重要且执行较方便的政策（Edin, 1998；Cai, 2004；周黎安, 2004）。

此外，与官员晋升直接相关的政策较易被执行，这其实体现的还是中央通过控制官员晋升强化地方对中央的依从性（Blanchard & Shleifer, 2001），就这一观点也有学者认为虽然中央可以控制官员晋升，但是政策的执行依然有赖于官员自身的政策执行能力和地方资源，存在选择性执行的情况（O'Brien & Li, 1999；Chung, 2000）。此外，就具体的地方偏好来说，经济利益的考虑还是最主要的。柯珍雅（Genia Kostka）和霍布斯（William R. Hobbs）（Kostka & Hobbs, 2012）的研究就说明在中国山西省，地方政府保护地方煤炭企业，特别是地方所属的企业的动机是很强烈的，会最终影响到对中央政策的执行。

（三）影响地方政府机构改革遵从速度的因素与假设提出

自上而下的改革同时也是一种政策，因此有些学者从政策执行的角度来探究改革进程的影响因素。李文钊（2003）在回顾政策执行研究的基础上提出三个方面的影响因素：一是问题的难易程度；二是法令控制政策执行过程的能力；三是影响政策执行的政治因素。张为波和王莉（2005）则将可能的影响因素分为主观和客观两类，其中主观因素包含执行者的认知缺陷、自身素质不高，公共政策合法性合理性不足、明晰度不高等；客观因素包含现有体制的缺陷、执行环境复杂多样、资源不足等。这些因素都十分详细，但缺乏更加宏观的理论框架。

制度理论则为研究政府机构改革提供了理论分析框架。改革可以被视作一

种制度变化为另一种制度的过程，通过制度的重新安排来降低交易费用，提高资源配置效率，即制度变迁（Davis & North, 1971）。因此，结合机构改革影响因素的文献，我们从制度供给和制度需求两个角度提出本文假设。

1. 食品安全体制改革的制度需求假设

假设1：经济发展水平越高，食品监管体制改革会更快。

学者基于对由“市管县”向“省直管县”体制转变观察认为，影响这一改革的主要因素为改革地区的经济规模，认为经济发达的地区容易开展改革（翟校义，2013；Li & Wu, 2014）。具体到食品安全领域，我们可以假设：某地的经济发展水平越高，人民希望获得高价值的安全食品的要求也就越高，改革的动力也就越大，从而可以更快地完成改革。

假设2：食品市场的相对规模越大，食品监管体制改革会更快。

在我国，市场经济的发展还不完全充分，政府机构依然干预地方的经济发展，当一个地区相关市场监管机构发展变化的时候，必然会对相关的产业带来正面或者负面的影响。本研究假设当某地与食品相关产业的产值占国内生产总值越高时，其地位便越加重要，改革带来的收益可能会更大，因此政府对推进食品安全体制改革更充满动力。

假设3：食品安全负面事件越多，食品监管体制改革会更快。

改革不能忽视外部环境的要求，组织面临着的制度环境是指一个组织所处的法制环境、文化期待、社会规范和观念制度的集合，需要获得“合法性”，回应民众的期待（Hall & Talor, 1996）。通过研究中国相关其他领域的改革表明，公众的期待确实会影响到改革的进程和措施（Bowler et al., 2002；Dong et al., 2010）。在中国，监管领域的“合法性”往往来自于突发的负面事件，引发社会的广泛关注和完善的诉求，打开了政策窗口。如在食品安全领域，当某地发生食品安全丑闻，特别是全国性的安全事件，监管机构为了取得“合法性”，会加速推动改革，体现自身的回应性。

假设4：少数民族占人口比重越高，食品监管体制改革会更快。

由于宗教文化和生活习俗方面的差异，我国部分少数民族的饮食习惯与汉族存在很大差异，他们对食品的生产 and 消费均有着特殊的需求。另一方面，由于自然、地理条件，我国一些少数民族聚居地区食品安全问题的治理与国内其他地区存在一定的不同。因此，我国的民族区域自治制度带来的民族聚居现状对食品安全有相当程度的关注，对监管体制改革也会有一定影响。少数民族的影响也应该被纳入食品安全改革进度的因素中。

2. 食品安全体制改革的制度供给假设

假设5：历史上改革较早完成，本轮食品监管体制改革会更快。

政府改革需要考虑到历史因素，过去开展的改革方式、内容、进度等会对现实的改革产生一定的影响。有研究认为，在过去制度环境塑造下的组织和组织行政方式会对后来的组织相关方面产生很大的影响，即历史传统（Hancher & Moran, 1989）所带来的历史路径依赖效应。通过历史的比较分析，对比我国1982年至1998年的历次政府机构改革，认为该领域的传统结构、知识等会影响到改革的进度（Lan, 2000）。因此，本研究假设上一轮改革越早顺利完成，本轮改革也有可能按时完成。

假设6：监管机构获得资源投入较多，食品监管体制改革会更快。

政府改革涉及到利益的整合和重组，必然要消耗大量的财政资源。任何一个组织只有获得必要的资源才能生存，组织改革顺利完成也需要相关的财政资源作为支撑。通过对后共产主义国家转型的观察来探究行政机构改革进展不同的原因，有的学者认为，改革可调动的资源变少会迟滞改革进程（Cierco, 2013）。在食品安全监管体制改革的过程中，可以想象到的是机构本身会承担高昂的成本，监管机构只有获得充足的资源，才有可能缩短改革的时间。

假设7：周边地区改革较快完成的，食品监管体制改革进度会更快。

当一个地区较早地开展改革，树立了改革样本，会加速周边的改革进程（Elbasani, 2009）。这是一种政策扩散现象，即在一个时间或地点存在的政策、行政管理措施或机构被用于在另一个时间或地点来发展有关政策的知识、行政管理措施和机构（Colin & Graham, 1995）。而邻近地区改革的缓慢会加剧本地区利益集团的保守倾向，导致改革迟缓（Verheijen, 2003）。需要指出的是，在这一过程中，政策的扩散并不是完全的照搬照抄，而是有针对性、有选择性的扩散，它需要在政策目标等8个方面进行适配（Dolowitz & Marsh, 1996）。因此政策扩散效应的影响效果可能有限。此外，政策扩散也存在负面作用。

假设8：省级改革较快完成的，食品监管体制改革进度会更快。

我国在1978年开始的相关的分权改革并没有改变我国单一制国家的性质（Huang, 1996；Yang, 2014；柯学民、刘小魏, 2014）。如前所述，通过“压力型体制”，层层分解任务指标，持续推动改革。因此，改革的进度和力度也有可能受到这一体制的影响，即上一级改革的进度会对下一级的进度造成影响，如省级改革按时完成会对下一级改革的按时完成通过官员激励晋升带来促进作用。

三、数据与方法

（一）样本选取与数据来源

本次食品安全监管体制改革从上至下在地方上涉及到省、地、县三级行政层级，本研究一方面为获得更为丰富的数据，另一方面有需要兼顾到数据的可获取性，最终决定采用地级行政单位作为观察对象，进行统计分析。我们之所以不选择省级政府作为研究分析单位的理由，一方面省级政府跟中央政府直接对应，政策执行偏差（也就是本文中所提到的改革完成时间表）的相对较小，区分度不够；另一方面如果要开展定量研究，省级政府的观察值样本十分有限，难以形成具有显著性的回归统计结果。此外，我们所有提到的政策标准来自《国务院关于地方改革完善食品药品监督管理体制的指导意见》，而这个文件里也直接提出了对地级市完成机构改革进展的时间要求，因此可以被视为中央对地级市的直接政策要求。本研究的最终样本集合为全部 333 个地级行政单位，其中已公开公布食品安全监管机构“三定”方案^①的有 287 个地级行政单位^②。相关数据均为根据国家要求的改革起始的 2013 年，其数据来源于公开的普查数据，相关行业统计年鉴、公报、已公开的“三定”方案及相关政府文件。

另外，值得说明的是，论文中所依据的政策标准来自《国务院关于地方改革完善食品药品监督管理体制的指导意见》，而这个文件并不是食药总局发布的，而是以国务院名义发布的，因此其改革的进展要求是国务院提出的，所以这里的中央并不是指国家食药总局，而是指国务院。

（二）变量测量

1. 因变量

改革进度是指改革是否按照既定的时间顺利完成，即食品安全监管体制地级改革是否能够按照《意见》的要求基本于 2013 年 9 月完成。这一点本文用较为方便获取的各地级行政单位食品安全监管机构“三定”方案的出台时间来衡量。

2. 自变量

（1）经济发展水平。本研究采用当地 2013 年人均国内生产总值用于衡量当

^① “三定”方案指相关机构主要职责内设机构和人员编制的规定。

^② 本研究对样本的观察截止到 2015 年 12 月 31 日。

地经济发展水平。数据通过当地 2014 年统计年鉴获得。(2) 相对市场规模。选取农林牧副渔和限额以上餐饮业为食品相关行业,用食品相关行业的产值占当地同期国内生产总值的比值进行测量。数据通过当地 2014 年统计年鉴获得。(3) 负面事件。指 2011 年至 2013 年当地发生的食品负面事件,以被新华社、人民日报和中央电视台三大国家级主流媒体转载、刊登的食品安全丑闻为准。(4) 民族因素。少数民族人口占总人口比重的数据来源于 2010 年人口普查的各地市数据。(5) 历史改革。我国食品安全监管体制上一轮改革始于 2008 年。数据通过当地上一轮改革的“三定”方案获得。(6) 资源投入。本部分数据是当地食品安全监管机构 2013 年部门决算中收入部分。(7) 政策扩散。同省地理接壤的邻市是否按时完成改革。(8) 省级压力。所属的省级行政单位完成改革的时间。

3. 控制变量

为了控制其他变量对食品安全监管体制改革进度的影响,本研究设计了如下控制变量:

(1) 城市级别。虽然本文已经明确研究对象为地级行政单位,但是在我国的实践中,这些行政单位又被划分为副省级城市、计划单列市、省会城市以及普通地级市(盟)。^① 他们所拥有的行政资源、权力和受重视程度显然是不同的,因此其推进改革速度也可能产生差异,需要对其进行控制。

(2) 城市所在区域。根据一般做法,本文以中部地区为参照设置东部地区和西部地区两个虚拟变量。

4. 数据基本情况

对数据情况的基本描述性分析如表 1 所示:

表 1 主要变量基本信息

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>因变量</i>				
实际完成改革时间和预定时间的差距(月)	8.27	6.58	0	24
<i>自变量</i>				
经济发展水平(元)	45 654.42	33 807.53	8 141.83	322 419.75

^① 如果一座城市拥有两个及以上类别,则以最高级别为准。

◆ 专栏：监管改革

(续上表)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
相对市场规模 (%)	20.32	12.3	0.69	64.96
负面事件	0.14	0.5	0	3
民族因素 (%)	15.70	25.94	0.01	97.83
上一轮改革完成的时间 (1 = 2008 年, 2 = 2009 年, 3 = 2010 年, 4 = 2011 年, 5 = 2012 年)	3.02	0.73	1	5
资源投入 (万元)	1 693.61	2 843.37	99.01	24 934.51
政策扩散 (相邻地级单位按时完成改革比例) (%)	6.31	21.60	0	100.00
省级压力 (省级实际完成改革时间和预定时间的差距 (月))	3.1	2.61	0	11
<i>控制变量</i>				
城市级别 (1 = 普通地级行政单位, 2 = 省会城市, 3 = 计划单列市, 4 = 副省级城市)	1.19	0.65	1	4
是否在东部地区 (1 = 是, 0 = 否)	0.46	0.499	0	1
是否在西部地区 (1 = 是, 0 = 否)	0.35	0.477	0	1

资料来源：作者收集整理。

在已经公布“三定”方案的 287 个地级行政单位中，按时完成的有 20 个，占已公布总数的 6.97%。

需要指出的是，为便于计算，本研究对数据采用最常用的 z-score 标准化处理，处理公式如下：

$$X^* = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

以下相关性分析和多元回归分析将基于标准化后的数据进行。

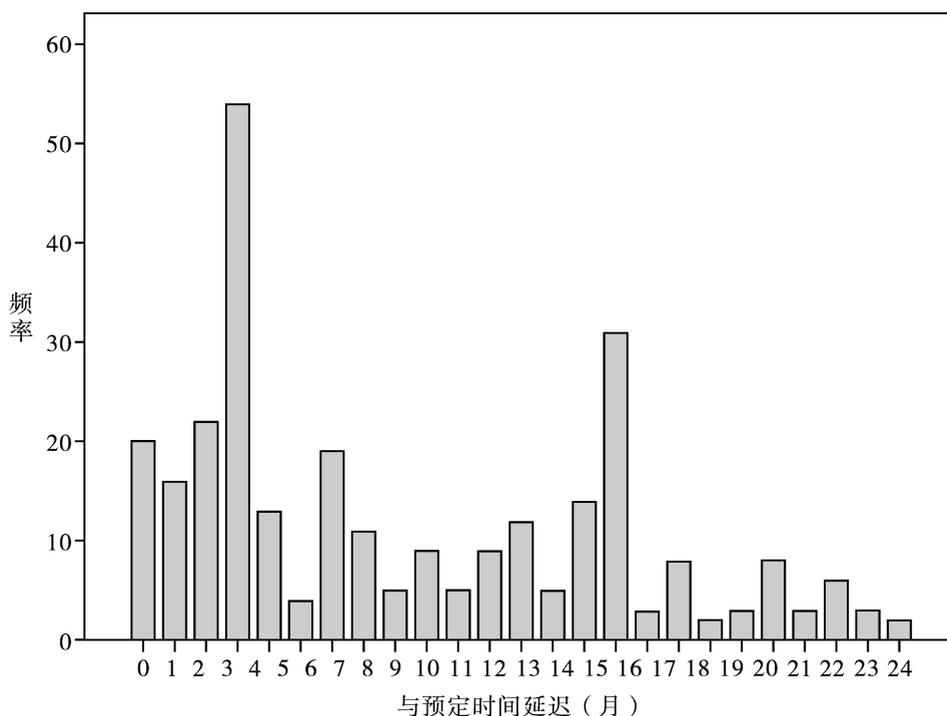


图1 各地级政府食品安全监管体制改革进度示意图

资料来源：作者收集整理。

四、模型分析与数据讨论

为了检验对我国地方食品安全监管体制改革进展的影响因素，我们可以通过建立回归模型对数据进行一般多元回归分析来检验本文的假设。由于因变量“改革进度”的赋值均为非负整数，且根据数值的非正态分布，也为了便于验证稳健性，决定同时采取 Poisson 回归。

（一）模型分析

建立回归方程如下：

$$Y = \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_5 + \alpha_6 X_6 + \alpha_7 X_7 + \alpha_8 X_8 + \alpha_9 X_9 + \alpha_{10} X_{10} + e$$

其中：Y 表示改革进度；自变量 X_1 表示经济发展水平， X_2 表示相对市场规模， X_3 表示负面事件， X_4 表示民族因素， X_5 表示历史影响， X_6 表示资源投入，

X_7 表示政策扩散, X_8 表示省级压力; 控制变量 X_9 表示城市级别, X_{10} 表示城市区域。

本研究首先对自变量相关程度进行检验, 采用了准确性较高的双变量相关性 (Pearson 系数) 分析法, 在两个基本模型中对所有自变量和控制变量两两组合进行分析发现, 大部分变量之间相关系数未超过 0.7, 只有行政级别和资源投入之间的相关系数达到了 0.706, 需要对模型进行修正。同时多重共线性检验显示, 方差膨胀因子 (VIF) 在 1.088 到 2.201 之间, 远低于一般的警戒线 10, 说明不存在严重的多重共线性的危险。

因此, 根据相关性分析结果, 剔除所有显著相关的变量, 对模型重新修正如下:

改革进度的模型:

$$Y = \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_5 + \alpha_7 X_7 + \alpha_8 X_8 + \alpha_9 X_9 + \alpha_{10} X_{10} + e \quad (1)$$

$$Y = \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_5 + \alpha_6 X_6 + \alpha_7 X_7 + \alpha_8 X_8 + \alpha_{10} X_{10} + e \quad (2)$$

以改革进度为因变量, 以经济发展水平、相对市场规模、民族因素、负面事件、资源投入、历史影响、政策扩散和省级压力为自变量, 进行回归分析。表 2 报告了因变量一般线性和泊松回归分析的结果。

表 2 改革进度的回归分析

自变量	因变量			
	改革进度			
固定效应	Poisson (1) M1	OLS (1) M2	Poisson (2) M3	OLS (2) M4
经济发展水平	0.019 (0.045)	0.239 (0.642)	0.111 ** (0.032)	0.763 * (0.541)
相对市场规模	-0.012 (0.043)	-0.046 (0.555)	-0.013 (0.029)	-0.076 (0.466)
负面事件	-0.043 (0.028)	-0.311 (0.345)	-0.102 ** (0.026)	-0.709 * (0.350)
民族因素	0.151 ** (0.048)	1.226 * (0.652)	0.049 * (0.032)	0.618 (0.525)
历史影响	0.119 ** (0.037)	0.652 * (0.499)	0.112 ** (0.026)	0.737 * (0.428)

(续上表)

自变量	因变量			
	改革进度			
固定效应	Poisson (1) M1	OLS (1) M2	Poisson (2) M3	OLS (2) M4
资源投入	-0.019 (0.041)	-0.124 (0.427)		
政策扩散	-0.494** (0.079)	-1.036* (0.413)	-0.637** (0.071)	-1.326** (0.363)
省级压力	0.503** (0.059)	3.786** (0.815)	0.273** (0.025)	3.049** (0.492)
控制变量				
城市级别			-0.042 (0.024)	-0.307 (0.369)
东部地区	-0.169** (0.041)	-1.219* (0.557)	-0.011** (0.027)	-1.876** (0.459)
西部地区	-0.050 (0.046)	-0.574 (0.585)	-0.189 (0.033)	-1.485 (0.517)
(常数)	2.026** (0.038)	8.653** (0.504)	2.039** (0.028)	9.305** (0.364)
拟合优度	0.191	0.274	0.2233	0.323
F 或 LR chi2	271.92	6.23	550.38	12.39
N	287	287	271	271

注：1. ** $p < 0.01$ *, $p < 0.05$ 。2. 括号内为标准误差值。3. 表中值均为异方差处理后的值。4. 所有模型均通过卡方检验, $p < 0.0000$ 。

资料来源：作者调查所得。

(二) 数据讨论

第一，经济发展水平。在模型 M3 和 M4 中，两种回归方程得出的自变量“经济发展水平”对因变量“改革进度”的回归系数分别为 0.111 和 0.763，前者在 0.01 的显著性水平上呈统计意义的相关，后者在 0.05 的显著性水平上相关。由此说明，本轮食品监管体制改革的进度在经济发达地区反而会比较慢，

这有可能和经济发展与监管力度之间的关系有关。假设 1 对立假设成立。

第二，相对市场规模。在所有模型中，自变量“相对市场规模”对因变量“改革进度”的回归系数均没有通过显著性检验，说明相对市场规模与改革进度没有统计学意义上的相关关系。由此说明，本轮食品监管体制改革的进度与当地食品相关行业占 GDP 比重高低没有明显关系。假设 2 不成立。

第三，特定政策领域的负面事件。在模型 M3 和 M4 中，自变量“负面事件”对因变量“改革进度”的回归系数分别为 -0.102、-0.709，分别在 0.01 和 0.05 的水平上呈统计意义的相关，说明负面食品安全丑闻的发生同改革实际与预期迟滞时间呈负相关关系，即食品丑闻发生越多，改革进度就会越快，越符合预期时间，以回应当地希望加强监管力量的需求。假设 3 得到了验证。

第四，民族因素。在模型 M1、M2 和 M3 中，自变量“民族因素”对因变量“改革进度”的回归系数分别为 0.151、1.226 和 0.049，均在 0.01 或 0.05 的水平上呈显著相关。说明少数民族占比越高的地方，本轮体制改革进度将更慢，体现了少数民族地区在改革上的保守态度，假设 4 对立假设成立。

第五，历史影响。在所有模型中，自变量“历史因素”对因变量“改革进度”的回归系数分别为 0.119、0.652、0.112 和 0.737，且均在 0.01 或 0.05 的水平上呈显著相关，说明同一机构上一轮改革的完成时间与本轮改革的完成时间呈现十分密切的正相关关系。因此，假设 5 得到了验证。

第六，资源投入。在模型 M1 和 M2 中，自变量“资源投入”对因变量“改革进度”的回归系数分别为 -0.019 和 -0.124，但是由于没有通过显著性检验，因此没有统计学上的意义。由此说明，本轮食品监管体制改革的进度与食品监管受到投入的资源并没有很大关系，假设 6 不成立。

第七，政策扩散。在所有模型中，自变量“政策扩散”对因变量“改革进度”的回归系数分别为 -0.494、-1.036、-0.637 和 -1.326，且均呈现统计学意义相关，说明政策扩散效应对食品安全体制改革按时完成产生了十分明确的影响，即周边城市较早完成改革也会带动本地尽早完成改革。假设 7 得到了验证。

第八，省级压力。在所有模型中，自变量“省级压力”对因变量“改革进度”的回归系数分别为 0.503、3.786、0.273 和 3.049，且均在 0.01 水平上显著相关，说明省级较早完成改革会推动市级较早完成。假设 8 得到了验证。

至于控制变量，城市级别和开展体制改革的进度没有关系，而城市的区域所在中，东部地区的城市会更快速地开展体制改革，其解释可能和上述列表中的经济发展水平、相对市场规模等因素有关。

五、结论与政策建议

本文通过实证发现，经济发展水平、负面事件、民族因素、历史影响、政策扩散和省级压力对改革进度有着重要的影响。究其原因，虽然大多数地方没有按照中央的要求完成改革，但并不能说明地方可以超越中央拥有很大的自主性。我国统一的单一制政体没有发生改变，地方对于中央的依从性依旧较高。此外，地方在一些方面也有着自己的偏好，在一定因素的作用下会形成中央政策执行的障碍。

本文的研究结果发现，较低的经济水平、较多的特定政策领域的负面事件、较低的少数民族人口比重、较早的上一轮改革完成时间、周围城市较早的完成和省级改革的较早完成有助于加快改革进度，从而有助于推动地方政府对于实现中央关于推行政府机构改革的时间依从度。这六个因素中的经济发展水平、负面事件、少数民族人口比例属于制度需求推动假设范畴，而其他三个因素都属于制度供给的因素，由此我们可以得出一个大致模型，即地方政府在实现中央政府机构改革方案的进展和速度方面：一方面会从自身历史负面事件所可能引发的声誉维护的需求考虑加快推进，但同时也受到经济水平和当地少数民族人口比例的制约；另一方面更多的是因为省级改革和周围城市改革的双重压力以及上一轮改革的自身惯性而加以快速推进。从具体的回归结果来看，地级市政府推进机构改革更重要的是来自上级政府和周边地区的压力和示范，其显著性水平更高，自身的需求偏好虽然也在其中，但只是其中的因素之一，因此中央权威对于在政策执行中的正面效果明显比地方政府自身的偏好因素影响更大，这也从另一个层面间接证明了我们前文的观点。

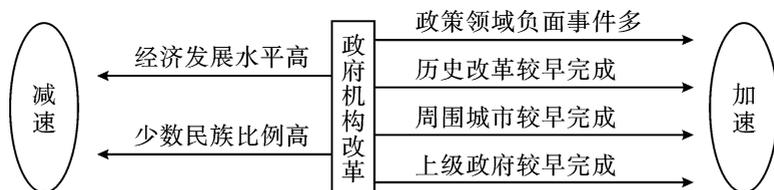


图1 政府机构改革推进影响因素示意图

资料来源：作者自制。

第一，我国当前的央地关系从行政体制上来说依旧是中央牢牢掌握着地方发展的主动权，并通过控制人事权，促进地方竞争，从而调动地方执行中央政

策的积极性，这和当前对于我国纵向行政体制的研究是一致的。这一点从来自于横向和纵向两个方向的压力可以看出：一是周边地区较多依从中央政府的行为会促进当地也同样对中央政府的依从度提高。实证研究中，周边地区改革的进度和力度会对当地的改革产生直接影响，当周边地区按照中央政府要求较快完成改革时，无形中就会对当地政府产生压力，特别是当改革成为一项政治任务、政治高层高度关注该领域时。在邻近地级行政单位依从中央政策的带动下，当地也会加速推进中央的政策。二是上级政府对中央政府依从度较高的，本级政府也会较多按时执行中央政策。实证研究中，省级食品监管体制改革的进度会影响到市级食品监管体制改革的进度，我国当前的“压力型体制”使得指标层层分解，控制地方核心领导干部成为中央约束地方政府行为的一种主要手段（杨光斌，2007）。对于改革进度来说，省级改革速度较快会给地级政府带来较大的压力，促进其快速完成改革。上级政府接受来自中央政府的压力，这一压力会通过人事调动、绩效考核等途径传递给下一级政府，促使其也遵循中央政府的要求。

第二，地方政府的偏好会影响到本级政府对中央政策的执行，即便中央和上级对政策执行充满压力。本研究中，经济发展和涉及少数民族的稳定问题是地方优先考虑的，而这两个问题的处理足以化解来自中央推行政府机构改革的压力，一方面，较高的经济发展水平会帮助地方政府获得更多的自主性。较低的经济水平会使得中央关注这一地区的经济社会发展，使其必须更加积极地实行中央的政策，而较高的经济发展水平可以减轻来自于中央给予经济指标的压力，从而可以具有更多的自主性。此外，研究发现，少数民族人口比重较高的地区会更倾向于放缓食品安全监管体制改革进度，这和当前国家对于少数民族问题的认识有关。少数民族问题关乎国家社会稳定，各级政府的高度重视产生了一种倾向：任何涉及到少数民族的问题都成为当地政府十分重要的议事日程。一方面当前我国食品安全问题高发频发，已经成为威胁社会稳定的因素；另一方面少数民族因其文化的特殊性，对于食品安全有着特殊的要求。此外，我国实行民族区域自治制度，这就使得食品安全问题在部分地区、部分民族问题会上升为政治问题，影响经济社会稳定。各级政府必须高度关注，慎重决定，这就导致少数民族占比较大的地区反而延迟了改革的进度。而如果改革会影响到这一稳定，地方则会选择放慢改革步伐，而中央也会默许这一做法，说明中央在机构改革和社会稳定两者中偏好后者。

此外，本研究还发现，政府机构作为制度的一部分，其行为还受到历史和外界环境的影响，但归根结底都是自己理性选择的产物，希望获得更多的资源

和权力 (Thelen & Steinmo, 1992)。本研究中则是地方政府希望从正反两个方面获得中央的肯定, 获得更多的资源和晋升机会。一方面, 历史上依从中央政府的地方政府会有“路径依赖”, 继续较好地执行中央政策, 以确保自身已经受到的正面关注。实证研究中, 上一轮改革的效果对本轮改革有着较强的影响力, 存在一定的路径依赖。研究发现, 本轮改革进度较快的地区往往是在上一轮改革中较早完成的。之前就严格按照中央政府要求按时完成改革的地区则会在本轮改革中倾向于接受中央政府的指令, 按时完成改革。另一方面, 较多特定政策领域的负面事件会使得地方政府积极寻求减少负面形象的机会。实证研究中, 食品安全丑闻的频繁发生促进了食品安全监管体制改革的按时完成, 当某地发生了较大的食品丑闻, 特别是全国性的食品丑闻, 当地政府对于加强食品安全监管的意愿便会明显上升, 采取有助于加强监管的手段。同样, 负面事件的频发使得中央政府对地方政府就会有更多的批评, 可以设置更多的压力指标, 增大地方政府的任务, 这是地方政府不愿意看到的。

综上, 通过对机构改革的观察, 虽然部分地区没有按时完成改革, 但是并不能表明我国地方政府对中央政府的依从性下降, 其主要的原因: 一是人事、财政等权力还牢牢地掌握在中央的手中, 地方政府如果希望获得这些资源, 就必须较好地执行中央的政策, 克服来自于纵向和横向两个方面的压力; 二是中央和地方在很多问题上存在着广泛的共同利益, 地方的偏好为中央所接受。某一个政策的实施并不能说明中央的既有偏好发生改变, 而地方则在中央的默许下推迟改革, 其实质上还是因为有和中央一致的偏好。除此之外, 本研究还发现历史因素和负面事件是影响机构改革的重要因素, 这两者也同样为地方政府争取中央政府的关注提供了工具。

基于本研究, 在无法改变当前我国中央地方关系的前提下, 从地方政府强化自主性的角度来看, 首先要积极将自身偏好与中央政府偏好相结合, 在不违背中央政府的前提下, 对于具体政策可以有不同的实施措施, 如快速发展的经济、稳定的社会可以为后续自身利益的实现提供基础; 需要考虑周边地区和上级政府是否严格服从中央政府的指令, 评估来自他们的压力。同时较少的负面事件, 也有助于地方政府获得更多的自主性; 如果历史上采取了依从中央政府的措施, 要积极改变这一路径依赖, 为今后强化自身自主性和争取话语权开辟新的路径。而从中央政府提高自身政策在地方的执行效果的角度来看, 首先在人事权和财政权两个方面需要充分掌握, 即便是今后的行政体制发展中进行分权改革也需要充分考虑人事权和财政权向下分权的后果; 其次可以通过调动来自同级横向和上级纵向的压力来促使地方实施中央政策, 调动地方政府间的竞

争；最后需要利用地方政府“一正一负”的心态，对于历史上就积极贯彻中央政策的地方政府要进行奖励，而对于曾经发生过重大负面事件的地方政府要给予警告，促使其按要求贯彻中央政策。总体来说，推进治理能力现代化，开展现代化国家的建构离不开一个强有力的中央政府，但是也需要地方政府发挥自身的积极性予以配合。在权力分化的政治权力结构中，以食品安全领域为代表的各项民生治理领域，贯彻中央意志，发挥地方积极性，两者均不可缺少，才能实现中央和地方的良好“共治”。

参考文献

- 曹正汉、周杰(2013). 社会风险和地方分权——中国食品安全监管实行地方分级管理的原因. 社会学研究, 1: 182 - 205.
- 国务院(2013). 国务院关于地方改革完善食品药品监督管理体制的指导意见(国发〔2013〕18号).
- 胡鞍钢、王绍光(1993). 中国国家能力报告. 沈阳: 辽宁人民出版社.
- 柯学民、刘小魏(2014). 地方政府层级体制改革持续推进的影响因素及对策研究. 理论月刊, 11: 82 - 87.
- 李文钊(2003). 论政策执行的影响因素及其理论模型. 宁波党校学报, 4: 61 - 66.
- 毛寿龙(2007). 政治社会学: 民主制度的政治社会基础. 长春: 吉林出版集团有限责任公司.
- 翟校义(2013). “省直管县”改革影响因素分析. 北京行政学院学报, 4: 5 - 9.
- 杨光斌(2007). 中国经济转型时期的中央—地方关系新论——理论、现实和政策. 学海, 1: 67 - 78.
- 杨静文(2006). 我国政务中心制度创新扩散实证分析. 中国行政管理, 6: 41 - 44.
- 张为波、王莉(2005). 试论公共政策执行的阻碍因素及对策. 西南民族大学学报(人文社科版), 3: 173 - 176.
- 周黎安(2004). 晋升博弈中政府官员的激励与合作. 经济研究, 6: 33 - 40.
- 卓越、陈诚(2015). 梯度理论在政府创新扩散中的应用研究——以行政服务中心及其标准化为例. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2: 29 - 39.
- Blanchard, O. & Shleifer, A. (2001). Federalism With and Without Political Centralization: China versus Russia. *International Monetary Fund Staff Paper*, 48(4): 8 - 8.
- Bowler, S., Donovan, T. & Karp, J. A. (2002). When Might Institutions Change? Elite Support for Direct Democracy in Three Nations. *Political Research Quarterly*, 55(4): 731 - 754.
- Cai, Y. S. (2004). Irresponsible State: Local Cadres and Image - Building in China. *Journal of Communist Studies and Transition Politics*, 20(4): 20 - 41.
- Chien, S. S. (2008). The Isomorphism of Local Development Policy: A Case Study of the Formation

- and Transformation of National Development Zones in Post – Mao Jiangsu, China. *Urban Studies*, 45: 273 – 294.
- Chung, J. H. (2000). *Central Control and Local Discretion in China: Leadership and Implementation during Post – Mao De – collectivization*. Oxford: Oxford University Press.
- Cierco, T. (2013). Public Administration Reform in Macedonia. *Communist and Post – Communist Studies*, 46(4): 481 – 491.
- Colin, C. & Graham, W. (1995). *The End of White Hall: A Comparative Perspective*. Cambridge, MA: Blackwell.
- Davis, L. & North, D. (1971). *Institutional Change and American Economic Growth*. New York: Cambridge University Press.
- Dolowitz, D. & Marsh, D. (1996). Who Learns What from Whom: A Review of the Policy Transfer Literature?. *Political Studies*, 44(2): 343 – 357.
- Dong, L. – S. , Christensen, T. & Painter, M (2010). A Case Study of China’s Administrative Reform: The Importation of the Super – Department. *The American Review of Public Administration*, 40(2): 170 – 188.
- Edin, M. (1998). Why Do Chinese Local Cadres Promote Growth? Institutional Incentives and Constraints of Local Cadres. *NUPI Forum for Development Studies*, 1: 97 – 127.
- Elbasani, A. (2009). *Political Transformation and Implementation of EU Democratic Requirements in Albania*. Centre for EU Enlargement Studies Budapest. Available at (July 7, 2015): http://web.ceu.hu/cens/assets/files/publications/Albania_.Political.
- Fang, Y. , Li, J. & Wang, M. (2012). Development Policy for Non – Grid – Connected Wind Power in China: An Analysis Based on Institutional Change. *Energy Policy*, 45: 350 – 358.
- Hall, P. & Taylor, R. (1996). Political Science and the Three New Institutionalisms. *Political Studies*, 44: 936 – 958.
- Hancher, L. & Moran, M. (1989). Organizing Regulatory Space. In Hancher, L. & Moran, M. Eds. *Capitalism, Culture and Economic Regulation*. Oxford: Clarendon Press.
- Holmstrom, B. & Milgrom, P. (1991). Multitask Principal—Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design. *Journal of Law, Economics and Organization*, 7: 24 – 52.
- Huang, Y. S. (1996). Central – Local Relations in China During the Reform Era: The Economic and Institutional Dimensions. *World Development*, 24(4): 655 – 672.
- Kostka, G. & Hobbs, W. (2012). Local Energy Efficiency Policy Implementation in China: Bridging the Gap between National Priorities and Local Interests. *The China Quarterly*, 211: 765 – 785.
- Lan, Z. Y. (2000). Understanding China’s Administrative Reform. *Public Administration Quarterly*, 24(4): 437 – 468.
- Li, L. C. (2010). Central – Local Relations in the People’s Republic of China: Trends, Process and Impacts for Policy Implementation. *Public Administration and Development*, 30(3): 177 – 190.

- Li, Y. & Wu, F. L. (2014). Reconstructing Urban Scale: New Experiments with the “Provincial Administration of Counties” Reform in China. *The China Review*, 14(1): 147 – 173.
- Ma, L. (2014). Diffusion and Assimilation of Government Microblogging: Evidence from Chinese Cities. *Public Management Review*, 16: 274 – 295.
- Mah, D. N. & Hills, P. R. (2014). Policy Learning and Central – Local Relations: A Case Study of the Pricing Policies for Wind Energy in China (from 1994 to 2009). *Environmental Policy and Governance*, 24: 216 – 232.
- Montinola, G., Qian, Y. Y. & Weingast, B. R. (1995). Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China. *World Politics*, 48(1): 50 – 81.
- O’Brien, K. & Li, L. J. (1999). Selective Policy Implementation in Rural China. *Comparative Politics*, 31(2): 167 – 186.
- Oates, W. E. (1999). An Essay on Fiscal Federalism. *Journal of Economic Literature*, 37: 1120 – 1149.
- OECD. (2005). *Governance in China*. Paris: Organization for Economic Co – Operation and Development.
- Shih, V., Adolph, C. & Liu, M. X. (2012). Getting Ahead in the Communist Party: Explaining the Advancement of Central Committee Members in China. *American Political Science Review*, 106(1): 166 – 87.
- Shirk, S. L. (1993). *The Political Logic of Economic Reform in China*. Berkeley: University of California Press.
- Thelen, K. & Steinmo, S. (1992). Historical Institutionalism in Comparative Politics. In Steinmo, S., Thelen, K. & Longstreth, F. Eds. *Structuring Politics: Historical Institutionalism in Comparative Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tsui, K. Y. & Wang, Y. Q. (2004). Between Separate Stoves and a Single Menu: Fiscal Decentralization in China. *The China Quarterly*, 177: 71 – 90.
- Tsui, K. Y. & Wang, Y. Q. (2008). Decentralization with Political Trump: Vertical Control, Local Accountability and Regional Disparities in China. *China Economic Review*, 19(1): 18 – 31.
- Verheijen, T. (2003). Administration in Post – Communist States. In Pierre, P. Ed. *Handbook of Public Administration*. London: Sage Publications.
- Walder, A. G. (1994). The Decline of Communist Power: Elements of a Theory of Institutional Change. *Theory and Society*, 23: 297 – 323.
- Yang, G. B. (2014). Decentralization and Central – Local Relations in Reform – Era China. In Lieberthal, K. G., Cheng, L. & Yu, K. – P. Eds. *China’s Political Development: Chinese and American Perspectives*. Washington: Brookings Institution Press.
- Zhang, Y. L. (2012). Institutional Sources of Reform: The Diffusion of Land Banking Systems in China. *Management and Organization Review*, 8: 507 – 533.