

# 异地审理、司法独立性与法官裁决

## ——基于广东省江门市司法制度改革的实证研究

常延龙 龙小宁 孟 磊\*

**摘 要** 本文使用法院判决书的信息构建微观数据集,首次对广东省江门市的行政案件异地审理司法制度改革的效果进行了实证评估。研究发现,异地审理改革提高了江门市一审行政案件中原告胜诉的可能性,这意味着,异地审理改革在一定程度上起到了防止行政干预司法、削弱司法地方保护主义的作用;且该影响更主要地体现在以乡镇级政府单位作为被告的案件中。同时,本文还发现,异地审理改革降低了江门市一审行政案件的审判效率。

**关键词** 异地审理,司法地方保护主义,审判质量

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2019.04.05

### 一、引言及问题的提出

以法院为中心的有效的司法制度被认为是现代经济得以成功的基础(North, 1990)。在中国,正式的法律制度同样在商业纠纷和经济发展中起着积极作用(Long, 2010)。伴随着中国经济规模的不断扩大,各行为主体之间的各类纠纷日益增多,对法律制度的依赖也越来越强。然而,中国司法制度的有效性被学者们普遍认为较弱(Potter, 1999; Clarke *et al.*, 2005; Clarke *et al.*, 2008; Wang, 2008),其中最重要的表现之一就是行政干预司法及与之相伴随的司法地方保护主义。为了更有效地维护司法公正,以及解决司法制度运行中存在的问题以适应中国的经济社会发展,作为转型经济体的中国近年来加快了法治建设和司法领域改革的进程。异地审理改革作为一种防止行政干预司法、削弱司法地方保护主义的有效举措以试点改革的形

\* 常延龙,厦门大学王亚南经济研究院;龙小宁,厦门大学经济学院、王亚南经济研究院;孟磊,厦门大学王亚南经济研究院。通信作者及地址:常延龙,福建省厦门市思明区思明南路422号厦门大学王亚南经济研究院,361005;电话:15959255212;E-mail:changyanlong1988@126.com。本文得到国家自然科学基金重大项目(71790601)、国家自然科学基金应急管理项目(71741001)、马克思主义理论研究和建设工程重大项目(2015MZD006)、国家自然科学基金青年项目(71403230)和中央高校基本科研业务费专项资金(20720151001)的资助,作者表示感谢。本文曾经在第四届香樟经济学论坛(2017年)和第十五届中国法经济学论坛(2017年)上报告过,作者感谢参会人员的批评和建议。感谢三位匿名审稿人为本文的修改、完善所提的建设性意见。当然,文责自负。

式被提上议程。

事实上,各转型国家均在防止行政干预司法、提高司法独立性方面做出了不同的努力(Messick, 1999; Melone, 1996; Finkel, 2005; Ndulo, 2013; 等等),但是目前中英文文献中鲜有对转型经济体中相关司法改革的成效进行严谨的实证评估的研究。目前,国内关于司法制度改革的研究多为文字论述或者简单的描述性统计,基于微观数据的实证研究仍未成为主流,针对具体司法改革实践考察因果关系的政策评估更加缺乏。中国的行政案件异地审理司法改革为相关的法经济学研究提供了绝佳的案例。本文试图建立“异地审理——司法独立性——法官裁决”的逻辑线索,认为行政案件的异地审理切断了作为被告的政府单位和审理法院在财务和人事方面的隶属关系,削弱了政府和法院在长期互动过程中所形成的人情关系,使得行政对司法的干预减少,司法的独立性得到一定程度的提高,从而影响到法官的判决。同时,异地审理使得当事人到法院的往返距离增加,集中管辖等具体的异地审理方式也会使得案件数量相对于审理法院大为增加,这两个因素都可能会降低司法审判的效率。在理论分析的基础上,本文使用基于裁判文书构造的微观数据集,首次对这一司法制度改革的效果做出评估。

然而,遗憾的是,行政案件的异地审理改革是不同地区以试点的方式逐步推广的,加之微观数据可得性的限制,我们难以在全国范围的层面上评估改革的效果,而只能选取某个地区的改革试点进行研究。作为全国试行将司法管辖区域和行政区划相分离的代表性地区之一,广东省江门市于2014年12月19日起,实行了所谓“七归一”的行政案件异地审理的改革试点,在全市范围内实现行政案件审判与行政区划的真正分离,以破除行政干预司法及司法地方保护主义对案件判决的影响。本文以江门市以及周边五个区县的基层法院为样本,使用从中国裁判文书网上手工收集的试点改革实施前后共计405件一审行政案件判决文书的相关信息构造案件层面的微观数据集,运用双重差分估计法(Difference-in-Differences Method),实证分析广东江门的异地审理改革对审判质量(包括原告的胜诉率和审判效率)的影响,验证了异地审理改革提高行政案件原告胜诉率和降低司法审判效率的理论分析。本文选取广东江门的异地审理改革作为研究对象,原因在于此地的改革试点年代较近,法院判决文书的信息可以较容易地得到;同时,江门的异地审理改革影响也较大,很具有代表性,对其进行研究有助于人们更好地窥视中国行政案件异地审理改革的得与失。

本文的贡献主要体现在两个方面:首先,尽管异地审理作为在中国现行司法制度框架下防止行政干预司法、削弱司法地方保护主义的可行举措,在实践中得到越来越多的认同和推广试行,然而几乎没有严谨的实证研究对其

效果进行评估<sup>1</sup>，本文填补了这一法经济学领域的研究空缺；其次，本文通过严谨的实证分析，探讨了江门异地审理改革的利弊得失，为异地审理改革这一举措的有效性提供了理论支持，这有助于提高其他地方试行异地审理改革的信心，而且其中所发现的异地审理降低司法效率的不利影响，也对相关配套改革的实施具有一定的启示意义。因此本文不但具有理论上的重要性，而且还有很强的现实指导意义。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分介绍制度背景及江门司法制度改革的具体举措；第三部分在理论分析的基础上提出本文的研究假设；第四部分介绍文章的数据、变量及进行描述性统计分析；第五部分是模型设定和实证结果及分析部分；第六部分总结全文。

## 二、制度背景及改革举措

在中国司法制度存在的诸多问题中，行政干预司法及与之相伴的司法地方保护主义无疑是最为重要的问题之一。典型案例的分析表明，司法地方保护主义存在于中国司法实践中的各个环节（刘作翔，2003）。实证研究也表明，如果当事人和审理法院所在地一致，那么他们将会面临更有利的判决结果，如更高的胜诉概率或者判决比（张维迎和柯荣住，2002；龙小宁和王俊，2014），而且相对于外地企业来说，中国的法院对本地企业保护得更好（Long，2010）。另外一些学者的研究则发现，有政治关联的上市公司在法律诉讼中得到了优惠待遇，它们有着更高的胜诉率和更高的股票累积异常收益率（Firth *et al.*，2011；Lu *et al.*，2012），对投资者保护法律实施的负向市场反应更弱（陈信元等，2009）。这些文献从政治关联对上市公司的影响方面，更加直接地印证了司法地方保护主义的存在性。

为了有效地维护司法公正，解决司法制度运行中存在地方保护主义等问题以适应中国的经济社会发展，中国近年来加快了法治建设和司法领域改革的进程。异地审理改革作为一种防止行政干预司法、削弱司法地方保护主义的有效措施逐渐被提上议程。2013年1月4日，最高人民法院发布了《最高人民法院关于开展行政案件相对集中管辖试点工作的通知》（以下简称《通知》），“决定在部分中级人民法院辖区内开展行政案件相对集中管辖试点工作”，试图以行政案件管辖制度改革为突破口，在现行法律框架下实现司法审判区域与行政管理区域的分离。

《通知》发布之后，国内多地开始推行行政案件集中管辖异地审理的试点

<sup>1</sup> 有限的涉及这一改革效果的文章基本都是定性分析，或者基于实地调研的描述性统计分析（如包祥水等，2007；叶赞平和刘家库，2011；付洪林和龔家应，2014；沈开举和方润，2016；等等），以及报纸、网络等媒体的采访报道。

改革。在最高人民法院的部署下,广东省高级人民法院于 2013 年 4 月选定其下辖的江门市中级人民法院作为全省行政案件相对集中管辖制度的唯一试点法院,决定在其下辖的 7 个基层法院中,选择蓬江区法院、新会区法院和开平市法院等 3 个基层法院为行政案件的集中管辖法院,这 3 个法院除了继续受理本区县的行政案件之外,同时需要审理其余 4 个区和县级市(江海区、台山市、鹤山市和恩平市)发生的行政案件,即所谓的“七归三”,并定于 2013 年 7 月 21 日起正式实施。自此,江门中院开始探索建立与行政区划适当分离的司法管辖制度。2014 年 12 月 19 日,江门中院进一步将江门市除江海区之外所有区县的行政案件集中到江海区一家法院,而江海区的行政案件则由江门中院直接审理。自此之后,江门中院的司法制度改革由 1.0 版本升级到 2.0 版本,“七归三”进化为“七归一”,这种集中管辖与提级管辖相结合的行政案件异地审理改革,使江门市成为广东省第一个将司法管辖区域与行政管理区域真正分离的地级市。<sup>2</sup>

### 三、理论分析和研究假设

刘作翔(2003)认为,在中国现有的政治体制、行政区划体制下,地方法院实际上变成了地方的法院,这一法院的属地化特征,加上地方利益的存在,客观上导致了现实中存在的司法地方保护主义行为。具体地说,中国各级法院的院长、副院长等主要领导和审判员由法院所在辖区同级人民代表大会及其常务委员会选举和任免。这与中国现行的行政区划体制相结合,客观上为司法地方保护主义的滋生奠定了制度基础,提供了便利条件。除此之外,地方法院的经费来源依赖于同级地方政府,法官的薪水和法院运作的资金大多数都来自地方政府的财政预算,如果法院的判决对地方利益产生不利影响,就可能面临着同级地方政府减少司法系统经费预算的威胁(Zhang, 2003)。这使得法院在本质上隶属于政府(Clarke *et al.*, 2008),二者之间形成了实质上的委托-代理关系。这也意味着,不同行政级别的政府单位将会对特定法院的司法行为具有不同程度的干预能力。

如果案件被诉至被告所在地之外的其他地方的法院进行审理,那么审理法院和作为被告的政府单位之间的隶属关系将不复存在,政府单位和本地法院之间在长期互动过程中所形成的人情关系也将被削弱或者消除,从而使得司法过程中广泛存在的地方保护主义行为大幅减少,这将会直接体现在原告的胜诉率上。我们预期,江门中院的异地审理改革将会提高行政案件一审判

<sup>2</sup> 关于江门异地审理改革的情况介绍,主要参考了吴玉莹和黄磊“江门试点行政案件相对集中管辖制度”《南方日报》,2013 年 7 月 19 日,第 A11 版;以及林晔晗等《胜诉率提高、上诉率下降——对广东江门“民告官”案件异地审理改革的调查》,《人民法院报》,2015 年 9 月 3 日,第 5 版。需要说明的是,由于 2013 年 7 月之前的判决书信息相对难以获得,因此本文主要关注“七归一”改革的效果。

决中原告的胜诉率。从第一次改革到第二次改革，江门实现了行政案件的部分异地审理到全部异地审理，如果这里的分析是正确的，那么第二次改革之后，原告的胜诉率将会进一步提高。

其次，对于一审行政案件来说，负责审理的基层法院直接受制于区县政府，因此作为被告的区县政府具有更大的影响司法过程的能力。相对而言，乡镇级政府被告则更加难以干预司法审判。因此，当个人或者企业向基层法院提起行政案件的诉讼时，如果面临的被告是乡镇级的政府单位，那么这将比他们面临区县级或地市级的政府单位被告时，有更高的可能性胜诉。更进一步地，如果异地审理改革有助于削弱或者破除司法地方保护主义，那么它对判决结果的影响将主要作用于区县政府单位作为被告的行政案件中。<sup>3</sup>

同时，根据 Galanter (1974) 提出的当事人资源理论，和乡镇级政府单位相比，区县政府可能拥有更为专业的法律知识、更丰富的诉讼经验，或者有能力聘请更为专业的辩护律师等，从而使得它们在行政诉讼中有更大的优势。异地审理可以切断审理法院与作为被告的政府之间在财务和人事安排方面的隶属关系，然而却不会影响上述当事人的“资源”。因此，相对于乡镇级政府被告的案件来说，异地审理改革对区县政府被告的案的影响可能更小，这与前述分析的作用方向相反。可以说，异地审理究竟对哪一类案件的影响更大，本质上是个有待数据检验的实证问题。

最后，江门市的异地审理改革可能会对行政案件的审判效率产生影响。在改革之前，各个区县的一审行政案件分别由被告所在地的基层法院审理，在 2013 年 7 月的“七归三”改革之后，所有七个区县的行政案件由三个指定的基层法院集中审理，这无疑增加了部分异地审理的案件中原告和被告往返于居住地和法院之间的距离，从而增加了当事人的诉讼成本。2014 年 12 月的“七归一”改革之后，除江海区之外的所有区县的行政案件都被划归江海区人民法院独家审理，这更进一步增加了当事人的诉讼成本和法院的运行成本，降低了司法审判的效率。而且，案件的集中审理，会导致江海区法院由于法官数量、办公设施有限而带来的审判压力过大，也可能会降低审判的效率。

基于上述分析，本文提出了如下三个待验证的命题：

假设 1：异地审理改革能够提高江门市一审行政案件中原告胜诉的可能性。

假设 2：异地审理改革更主要的是提高了以区县级的政府单位作为被告的一审行政案件中原告胜诉的可能性，而对乡镇级被告的行政案件影响较弱。

假设 3：异地审理改革降低了江门市一审行政案件的审判效率。

<sup>3</sup> 本文的数据中也会涉及地市级政府单位作为被告的案件，但是由于这类案件的样本量较少，因此在改革效果的异质性方面，我们主要关注乡镇级和区县级两类被告的情况。

## 四、数据和变量

### (一) 数据来源

本文实证分析部分所使用的主要数据来自作者从中国裁判文书网上手动收集的江门市各区县及周边五个区县一审行政案件判决书的信息。<sup>4</sup>我们搜集并整理了样本法院范围内从 2011 年 7 月至 2016 年 8 月共计 405 份有效的行政案件判决书的信息, 据此生成了与法院判决相关的诸变量。同时, 根据百度地图和谷歌地图生成了变量“是否沿海”和“是否有较大河流经过”, 以及表示原被告到审理法院的距离的一组变量。由此, 我们构造了“江门市异地审理司法制度改革数据集”, 作为本文的核心数据来源。

### (二) 变量说明

本文用到的一些重要变量的构造及其含义如下。

是否胜诉 (Win)。这是本文的被解释变量之一, 表示原告在一审行政案件中胜诉与否, 如果原告胜诉, 赋值为 1, 败诉则赋值为 0。在胜诉与否的判断上, 本文借鉴了龙小宁和王俊 (2014) 的做法, 即只要原告的法律诉求全部或者部分得到了法院的支持, 我们就认为原告胜诉。

审理时长 (Duration)。这是本文的另一组被解释变量, 表示某一个具体的司法过程所持续的天数, 用以衡量司法审判的效率。它包括四个具体的变量, 分别是“从原告起诉到法院受理的时长” (Duration1)、“从法院受理到 (首次) 开庭审理的时长” (Duration2)、“从法院 (首次) 开庭审理到审结的时长” (Duration3) 和“从原告起诉到法院审结的时长” (Duration4)。

是否试点法院 (Pilot\_Court)。如果一起行政案件的审理法院是江门市各区县的基层法院, 则该案件处于改革试点法院 (处理组), 该变量赋值为 1; 如果是江门市周边五个区县的基层法院, 则该案件属于非改革试点法院 (控制组), 该变量赋值为 0。

是否开始试行 (Post)。该变量表示某起行政案件的审结日期处于江门“七归一”改革 (2014 年 12 月 19 日) 之前还是之后。如果处于改革之前, 该变量赋值为 0; 之后, 则赋值为 1。

原告的类型 (Plaintiff\_Type)。在样本行政案件中, 原告共有三个类型, 分别是个人、企业和事业单位, 作者分别对其赋值 1, 2 和 3, 构造了表示原

<sup>4</sup> 江门市的“周边五区县”具体包括广东省的阳江市阳春市、云浮市新兴县、佛山市高明区、佛山市顺德区和珠海市斗门区, 它们基本囊括了陆地上与样本中所涉及的江门的各个区和县接壤的所有区县级行政区划。本文选取这五个区县作为江门市各区县的对照组, 以使用双重差分估计法对江门改革的效果进行分析。

告性质的分类变量。有些案件不止一个原告，本文以第一原告的类型作为该行政案件原告的类型。

被告的行政级别（Admin\_Level）。本文将被告的行政级别划分为乡镇级、区县级和地市级三个级别，分别赋值为 1，2 和 3，构造了分类变量“被告的行政级别”。对于有一个以上被告的情况，本文以其中行政级别最高者作为该案件中被告的行政级别。

审判长固定效应（Chief\_Judge）。为了考察行政案件审判中可能存在的审判长固定效应，本文将所有案件中的共计 32 位审判长依次编号，生成了分类变量“审判长固定效应”。

除此之外，本文涉及的其他变量还包括“是否沿海”（Coastal）、“是否有较大河流经过”（River）、“被告（或原告）到审理法院的（道路）距离”（Distance\_d/Distance\_p）、“判决年份（或季度）”（Verdict\_Year/Quarter）等。<sup>5</sup>

（三）描述性统计分析

表 1 给出了主要变量的描述性统计量。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量               | 观测值 | 均值     | 标准差    | 最小值 | 最大值 |
|------------------|-----|--------|--------|-----|-----|
| 被解释变量            |     |        |        |     |     |
| 是否胜诉             | 405 | 0.254  | 0.436  | 0   | 1   |
| 申请到受理的时长（天）      | 186 | 3.129  | 4.380  | 0   | 36  |
| 受理到审理的时长（天）      | 201 | 44.816 | 35.944 | 0   | 399 |
| 审理到审结的时长（天）      | 362 | 37.409 | 31.518 | 1   | 257 |
| 申请到审结的时长（天）      | 311 | 84.170 | 49.558 | 22  | 455 |
| 解释变量             |     |        |        |     |     |
| 是否开始试行           | 405 | 0.511  | 0.500  | 0   | 1   |
| 是否试点法院           | 405 | 0.543  | 0.499  | 0   | 1   |
| 原告的类型            | 405 | 1.304  | 0.471  | 1   | 3   |
| 被告的行政级别          | 404 | 1.866  | 0.495  | 1   | 3   |
| 是否沿海             | 405 | 0.175  | 0.381  | 0   | 1   |
| 是否有较大河流经过        | 405 | 0.681  | 0.466  | 0   | 1   |
| 被告到法院的（道路）距离（千米） | 405 | 15.595 | 24.249 | 1.1 | 109 |

<sup>5</sup> “是否沿海”和“是否有较大河流经过”这两个变量，是法院所在地的特征。对外开放（国际贸易和投资）对中国法律的发展产生了影响（Clarke *et al.*，2008），我们猜测它对江门市及周边区县的行政案件判决可能也会产生一定的作用，本文在回归方程中考虑这两个变量，用以捕捉对外开放对司法制度的可能影响。

(续表)

| 变量               | 观测值 | 均值     | 标准差     | 最小值 | 最大值   |
|------------------|-----|--------|---------|-----|-------|
| 原告到法院的(道路)距离(千米) | 292 | 91.113 | 299.699 | 1.1 | 2 206 |
| 审判长固定效应          | 395 | 16.995 | 10.253  | 1   | 32    |

资料来源:作者构建的“江门市异地审理司法制度改革数据集”。

从表 1 可以看到,变量“是否胜诉”的均值为 0.254,说明在样本行政案件中,原告在 25.4%的案件中取得胜诉。由于只要在某个行政案件中原告的诉讼请求部分得到了法院的支持,本文就认为原告在此次诉讼中获胜,因此,当人们和政府产生纠纷时,得到法院支持的可能性实际上并达不到 25.4%。

度量审判效率的一组变量包括了四个具体的指标。表 1 的统计结果表明,平均来看,样本中的行政案件“申请到受理的时长”大约为 3 天;“受理到审理的时长”为 44.8 天,意即原被告双方需要在立案之后等待约 1.5 个月,法院才会开庭审理;案件从开始审理到审结的过程,将会持续 37.4 天;变量“申请到审结的时长”将前三者综合起来,度量了一起案件从原告向法院提出诉讼申请到最终审理完毕的整个司法过程的耗时长短,可以看到,样本行政案件中这一过程的平均时长为 84.2 天,接近 3 个月。

## 五、模型设定及实证结果分析

### (一) 模型设定

本部分将使用双重差分法(DID)估计江门市异地审理司法改革的效果,它允许我们选择一个与试点法院特征类似的对照组构造“反事实”,从而可以解决可能存在的选择性偏误,得到一致的估计量。

在具体的模型设定上,本文采用 Logit 模型来估计江门市异地审理改革对判决结果的影响。这里,我们假设审理法官(全体)对案件的判决结果取决于不可观测的潜变量  $y^*$ ,它代表了审理法官因判决某个行政案件中的原告胜诉而得到的净效用,可表示为下面一系列解释变量的函数:

$$y_{ijt}^* = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Pilot\_Court}_j + \beta_2 \times \text{Post}_t + \beta_3 \times \text{Pilot\_Court}_j \times \text{Post}_t + \mathbf{Z}'_{ijt} \boldsymbol{\delta} + \epsilon_{ijt} = \mathbf{X}'_{ijt} \boldsymbol{\beta} + \epsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中,下标  $i$  表示某个具体的行政案件, $j$  表示审理的法院, $t$  表示行政案件审结的时间(年份或季度)。 $\text{Pilot\_Court}$  和  $\text{Post}$  分别表示“是否试点法院”和“是否开始试行”; $\mathbf{Z}$  是一系列控制变量组成的向量,包括“原告的类型”(Plaintiff\_Type)、“被告的行政级别”(Admin\_Level)、“审判长固定效应”(Chief\_Judge)、“是否沿海”(Coastal)、“是否有较大河流经过”(River)、“判决年份(或季度)”(Verdict\_Year/Quarter)等。

审理法官判决的依据是,当净效用  $y^* > 0$  时,判决原告胜诉,即  $\text{Win} = 1$ ;当  $y^* \leq 0$  时,判决原告败诉,即  $\text{Win} = 0$ 。那么行政案件中原告胜诉的概

率可表示为

$$\Pr \left( \text{Win}_{ijt} = 1 \mid \mathbf{X} \right) = \Pr \left( y_{ijt}^* > 0 \right) = \frac{\exp \left( \mathbf{X}_{ijt}' \boldsymbol{\beta} \right)}{1 + \exp \left( \mathbf{X}_{ijt}' \boldsymbol{\beta} \right)}.$$

对于异地审理改革对行政案件审判效率的影响，本文所使用的模型具体设定如下：

$$\text{Duration}_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Pilot\_Court}_j + \beta_2 \times \text{Post}_t + \beta_3 \times \text{Pilot\_Court}_j \times \text{Post}_t + \mathbf{Z}_{ijt}' \boldsymbol{\delta} + \epsilon_{ijt}.$$
 (2)

模型（2）中各变量的含义同模型（1）。上述模型中， $\epsilon$  是随机扰动项； $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$  和  $\delta$  是待估计的参数，其中交互项的系数  $\beta_3$  代表了司法改革的效果，是本文的关注重点。

（二）对判决结果的影响

本小节通过逐步增加控制变量的方式来展示估计结果，以验证文章的研究假设 1，具体的回归结果见表 2。

表 2 异地审理改革对原告胜诉可能性的影响

| 变量            | Logit             | Logit                | Logit                | Logit                |
|---------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|               | 是否胜诉              | 是否胜诉                 | 是否胜诉                 | 是否胜诉                 |
|               | (1)               | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| 是否开始试行        | -0.913<br>(0.713) | -0.997<br>(0.645)    | -2.381***<br>(0.673) | -0.051<br>(1.187)    |
| 是否试点法院        | -0.682<br>(0.595) | -0.580<br>(0.530)    | -3.112<br>(2.315)    | -1.283<br>(1.674)    |
| 是否开始试行×是否试点法院 | 1.331*<br>(0.746) | 1.442*<br>(0.784)    | 2.932**<br>(1.441)   | 2.058*<br>(1.118)    |
| 原告的类型（企业）     |                   | -0.299<br>(0.277)    | -0.659***<br>(0.248) | -0.699***<br>(0.264) |
| 原告的类型（事业单位）   |                   | —                    | —                    | —                    |
| 被告的行政级别（区县级）  |                   | -1.549***<br>(0.299) | -1.784***<br>(0.363) | -1.845***<br>(0.399) |
| 被告的行政级别（地市级）  |                   | -2.423***<br>(0.436) | -4.047***<br>(0.993) | -4.138***<br>(1.073) |
| 是否沿海          |                   | 0.439<br>(0.590)     | -1.173<br>(2.060)    | -0.391<br>(1.492)    |
| 是否有较大河流经过     |                   | -0.238<br>(0.429)    | 1.771<br>(1.843)     | 1.164<br>(1.269)     |
| 审判长固定效应       |                   | 否                    | 是                    | 是                    |
| 判决年份          |                   | 否                    | 否                    | 是                    |

(续表)

| 变量              | Logit             | Logit            | Logit               | Logit            |
|-----------------|-------------------|------------------|---------------------|------------------|
|                 | 是否胜诉              | 是否胜诉             | 是否胜诉                | 是否胜诉             |
|                 | (1)               | (2)              | (3)                 | (4)              |
| 常数项             | -0.645<br>(0.558) | 0.669<br>(0.569) | 1.515***<br>(0.380) | 0.920<br>(1.724) |
| 观测值             | 405               | 402              | 368                 | 367              |
| 拟合优度 (伪 $R^2$ ) | 0.019             | 0.112            | 0.217               | 0.246            |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号中是聚类到“法院—判决年份”层面的稳健标准误;“—”表示由于观测值较少,没有估计出相应的系数,其他表格同义,不再说明。

表2中的第(1)列是双重差分模型的简单回归,没有加入任何控制变量。从中可以看出,变量“是否开始试行”和“是否试点法院”的交互项的估计系数在10%的水平下显著为正。这一基本结果支持了本文的假设1。

表2中的其他列方程在第(1)列方程的基础上,逐渐增加了更多的控制变量。可以看到,各回归方程中交互项的系数均为正,并且在5%或10%的水平下显著。这意味着,在控制了其他可能影响胜诉率的因素之后,异地审理改革仍然提高了江门市一审行政案件中原告的胜诉率,本文的假设1被证实。我们还发现,变量“被告的行政级别”中的“区县级”和“地市级”的系数在所有方程中全部显著为负。这说明相对于乡镇级政府单位被告,当面临的被告是区县级或者地市级的政府单位时,原告胜诉的可能性更低,这与常延龙和刘一鸣(2018)的研究结论相一致。此外,第(3)和(4)列控制了“审判长固定效应”,以检验不同的审判长是否会对判决结果有不同的影响。回归结果表明,不同的审判长审理的案件中原告胜诉的可能性普遍存在着显著的差异<sup>6</sup>,而且伪 $R^2$ 由第(2)列的0.112增加到第(3)列的0.217,说明该变量对案件的判决结果有着较强的解释力。

### (三) 对审判效率的影响

本小节直接对基准模型进行回归,得到异地审理改革对审判效率的影响。具体的回归结果见表3。

表3 异地审理改革对审判效率的影响

| 变量     | OLS                 | OLS                   | OLS               | OLS                   |
|--------|---------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|
|        | 申请到受理               | 受理到审理                 | 审理到审结             | 申请到审结                 |
|        | (1)                 | (2)                   | (3)               | (4)                   |
| 是否开始试行 | -1.557**<br>(0.555) | -38.493**<br>(15.372) | -7.825<br>(6.118) | -43.000**<br>(15.759) |

<sup>6</sup> 限于篇幅,此处未报告“审判长固定效应”的估计结果,有兴趣的读者可以向作者索取。

| 变量             | (续表)                |                        |                       |                       |
|----------------|---------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | OLS                 | OLS                    | OLS                   | OLS                   |
|                | 申请到受理<br>(1)        | 受理到审理<br>(2)           | 审理到审结<br>(3)          | 申请到审结<br>(4)          |
| 是否试点法院         | 0.430<br>(1.610)    | -70.107**<br>(28.012)  | 2.169<br>(5.998)      | -27.804<br>(18.925)   |
| 是否开始试行×是否试点法院  | 0.419<br>(0.498)    | 100.207***<br>(29.683) | 7.278<br>(6.287)      | 53.165<br>(31.177)    |
| 原告的类型（企业）      | 1.488**<br>(0.609)  | 16.675<br>(11.278)     | -1.968<br>(4.587)     | 13.447<br>(9.878)     |
| 原告的类型（事业单位）    | —<br>—              | -36.956<br>(27.360)    | 1.417<br>(5.603)      | —<br>—                |
| 被告的行政级别（区县级）   | -2.473**<br>(1.032) | 2.310<br>(4.868)       | 2.107<br>(3.431)      | 3.627<br>(3.871)      |
| 被告的行政级别（地市级）   | —<br>—              | -10.406<br>(13.122)    | -1.219<br>(5.854)     | -4.451<br>(20.244)    |
| 是否沿海           | 1.266<br>(1.585)    | 2.903<br>(8.924)       | -20.656***<br>(5.740) | 2.788<br>(16.716)     |
| 是否有较大河流经过      | -3.714<br>(2.596)   | 4.259<br>(11.714)      | -10.765*<br>(5.257)   | -23.023<br>(15.558)   |
| 审判长固定效应        | 是                   | 是                      | 是                     | 是                     |
| 判决年份           | 是                   | 是                      | 是                     | 是                     |
| 常数项            | 8.626***<br>(2.523) | 45.463<br>(26.979)     | 55.995***<br>(10.877) | 95.457***<br>(17.246) |
| 观测值            | 182                 | 198                    | 354                   | 337                   |
| 拟合优度 ( $R^2$ ) | 0.208               | 0.193                  | 0.217                 | 0.270                 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号中是聚类到“法院—判决年份”层面的稳健标准误。

从表3的回归结果可以看到，第（1）列中交互项的系数是正的，但是并不显著，意味着异地审理改革并不会影响到原告起诉到法院受理的等待时长。第（2）列中交互项的系数为100.207，并且在1%的显著性水平下通过了检验，说明异地审理改革延长了江门市一审行政案件从法院受理到开庭审理的时长大约100天。第（3）列中交互项的系数仍然是正的，但是并不具有统计上的显著性，说明了这项改革并没有对案件从开庭审理到审理完结的时间跨度产生大的影响。第（4）列交互项的系数为53.165，且十分接近10%的显著性（ $p$ 值为0.10007），其含义是异地审理司法改革使得江门市一审行政案件的整个司法过程的进展延缓了53天。表3各列的回归结果表明，异地审理

改革降低了江门市一审行政案件的审判效率,假设 3 得到证实。

#### (四) 异质性分析和影响机制探讨

本文进一步考察江门市异地审理改革效果的异质性,以探讨它对判决结果的影响究竟体现在区县级还是乡镇级被告的案件中,即本文的假设 2。为此,我们在回归方程中加入了“是否开始试行”“是否试点法院”和“是否区县级被告”三个变量的交互项,以使用三重差分模型(DDD)对此进行估计。回归结果见表 4 第(1)列。

表 4 异地审理改革对原告胜诉可能性和审判效率的异质性影响

| 变量                      | Logit     | OLS       | OLS       | OLS       | OLS       |
|-------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                         | 是否胜诉      | 申请到受理     | 受理到审理     | 审理到审结     | 申请到审结     |
|                         | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)       |
| 是否开始试行                  | -2.866*   | -3.787    | -55.568*  | -5.619    | -45.690** |
|                         | (1.678)   | (3.029)   | (28.813)  | (10.535)  | (17.970)  |
| 是否试点法院                  | -4.254**  | 0.437     | -65.602*  | 3.524     | -52.392   |
|                         | (1.936)   | (1.567)   | (34.298)  | (7.297)   | (36.151)  |
| 是否区县级被告                 | -4.397*** | -3.385*** | -7.713*** | 8.650*    | 5.249     |
|                         | (0.776)   | (0.820)   | (7.258)   | (4.495)   | (7.714)   |
| 是否开始试行×是否试点法院           | 4.831***  | 0.166     | 98.224*** | 9.559     | 121.481*  |
|                         | (1.618)   | (0.843)   | (28.973)  | (9.586)   | (70.436)  |
| 是否开始试行×是否区县级被告          | 2.889**   | 2.090     | 14.499    | -6.885    | 1.626     |
|                         | (1.310)   | (2.674)   | (11.660)  | (9.595)   | (12.812)  |
| 是否试点法院×是否区县级被告          | 3.416***  | 0.085     | 6.745     | -3.438    | -11.577   |
|                         | (1.192)   | (0.823)   | (9.630)   | (4.275)   | (10.313)  |
| 是否开始试行×是否试点法院×是否区县级被告   | -3.524**  | —         | 45.314    | -3.267    | 7.489     |
|                         | (1.576)   | —         | (66.307)  | (9.373)   | (13.015)  |
| 控制变量(案件特征)              | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         |
| 控制变量(法院特征)              | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         |
| 判决年份                    | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         |
| 常数项                     | 3.928**   | 9.507***  | 16.856    | 48.954*** | 88.484*** |
|                         | (1.720)   | (2.121)   | (25.530)  | (12.223)  | (15.577)  |
| 观测值                     | 342       | 182       | 190       | 332       | 306       |
| 拟合优度 ( $R^2$ /伪 $R^2$ ) | 0.248     | 0.215     | 0.244     | 0.211     | 0.289     |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号中是聚类到“法院—判决年份”层面的稳健标准误;限于篇幅,各控制变量的估计结果没有报告。

表4中第(1)列的回归结果揭示了三个基本事实：①交互项“是否开始试行×是否试点法院”的系数为4.831，并且在1%的水平下显著，说明异地审理改革提高了乡镇级被告案件中原告的胜诉率；②三次交互项的系数为-3.524，且在5%的水平下显著，这意味着异地审理改革对区县级被告案件中原告胜诉率的提高作用远低于乡镇级被告案件，该结论证否了前文所提出的假设2；③异地审理改革也确实提高了区县级被告案件中原告的胜诉率( $4.831 - 3.524 = 1.307$ )。前两个发现与Galanter(1974)的当事人资源理论的预测相一致，而第三点则支持了行政干预司法的理论分析。可以说，理论分析部分阐述的两个作用机制都在一定程度上得到了实证支持。

本文同样使用三重差分模型考察了异地审理改革对案件审判效率的异质性影响。可以看到，表4中第(3)、(5)列的三次交互项的估计系数均为正数，然而它们都不具有统计意义上的显著性。这说明，异地审理改革对司法审判效率的影响并没有表现出在被告行政级别方面的异质性。

理论分析部分提出了异地审理影响审判效率的两个可能的作用渠道：一是案件的异地审理导致交通距离增加；二是集中审理这一特定方式造成案件积压。前文的实证结果表明，异地审理并没有显著地影响到行政案件从申请到受理、从开庭审理到审结的效率，而仅仅延缓了法院受理到开庭审理的等待时长，进而延缓了从申请到审结的整个司法过程的进度，这一结果更支持第二个作用渠道，即案件数量增加，给审理法院有限的法官、办公设施带来了压力，造成案件积压，从而降低了审判效率。<sup>7</sup>

为了检验第一个作用渠道是否起作用，本文在基准模型中分别加入“被告到审理法院的距离”(Distance\_d)和“原告到审理法院的距离”(Distance\_p)这两个变量进行回归(见表5)，并且发现了如下几个基本事实：首先，被告到法院的距离对四个审判效率变量均没有显著的正向影响；其次，原告到法院的距离对审理到审结的时长有显著的正向影响<sup>8</sup>，而对其他三个审判效率变量则没有显著影响；最后，在控制原告或被告到法院的距离之后，交互项的显著性水平和量级均没有发生根本性的变化。前述结果或许意味着，交通距离的增加并不是异地审理降低案件审判效率的作用渠道。

上述分析也表明，降低行政案件的审判效率并不是异地审理本身的问题，而更多的是集中管辖这一异地审理的方式导致的。

<sup>7</sup> 据报道，江门市在开启“七归一”异地审理司法改革后，在全市范围内抽调了12名审判人员充实到江海区人民法院的法官队伍，以应对案多人少的压力，这一事实与此处的推断相一致。参见杨亮等“广州‘民告官’案将由铁路法院审理”，《南方都市报》，2015年6月5日，第AA05版。

<sup>8</sup> 然而其系数大小仅为0.014，意味着原告到法院的距离每增加100千米(该变量的均值为91.113)，案件从开庭审理到审结的进度只延缓1.4天(该变量的均值为37.409)，这个影响是非常小的，可以忽略不计。

表5 异地审理改革影响审判效率的机制分析

| 变量                    | OLS                 | OLS                   | OLS                   | OLS                   | OLS                 | OLS                     | OLS                   | OLS                    |
|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|
|                       | 申请到受理<br>(1)        | 受理到审理<br>(2)          | 审理到审结<br>(3)          | 申请到审结<br>(4)          | 申请到受理<br>(5)        | 受理到审理<br>(6)            | 审理到审结<br>(7)          | 申请到审结<br>(8)           |
| 是否开始试行                | -1.618**<br>(0.607) | -38.415**<br>(15.015) | -7.860<br>(6.014)     | -43.649**<br>(16.507) | -1.812**<br>(0.748) | -59.928<br>(38.687)     | -7.763<br>(10.007)    | -55.029**<br>(22.878)  |
| 是否试点法院                | 1.975<br>(2.239)    | -58.135<br>(34.323)   | 1.350<br>(6.264)      | -23.973<br>(17.435)   | -2.761<br>(1.976)   | -192.705***<br>(59.914) | -0.078<br>(8.534)     | -33.131<br>(23.809)    |
| 是否开始试行×是否试点法院         | 0.146<br>(0.587)    | 98.639***<br>(29.564) | 7.605<br>(6.153)      | 56.556*<br>(31.647)   | -0.247<br>(0.726)   | 143.301**<br>(61.110)   | 6.872<br>(10.398)     | 57.698*<br>(33.130)    |
| 被告到法院的距离              | -0.012<br>(0.008)   | -0.091<br>(0.097)     | 0.027<br>(0.041)      | -0.226*<br>(0.122)    |                     |                         |                       |                        |
| 原告到法院的距离              |                     |                       |                       |                       | -0.001<br>(0.002)   | 0.013<br>(0.020)        | 0.014*<br>(0.007)     | 0.015<br>(0.019)       |
| 控制变量(案件特征)            | 是                   | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                       | 是                     | 是                      |
| 控制变量(法院特征)            | 是                   | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                       | 是                     | 是                      |
| 判决年份                  | 是                   | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   | 是                       | 是                     | 是                      |
| 常数项                   | 8.516***<br>(2.548) | 44.138<br>(27.006)    | 56.043***<br>(10.899) | 95.505***<br>(17.098) | 8.891**<br>(3.761)  | 64.435*<br>(35.746)     | 55.101***<br>(11.621) | 102.066***<br>(19.428) |
| 观测值                   | 182                 | 198                   | 354                   | 337                   | 128                 | 138                     | 246                   | 254                    |
| 拟合优度(R <sup>2</sup> ) | 0.210               | 0.194                 | 0.217                 | 0.276                 | 0.224               | 0.208                   | 0.267                 | 0.304                  |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平下显著；括号中是聚类到“法院—判决年份”层面的稳健标准误；为了节省空间，控制变量的估计结果没有全部报告。

### （五）安慰剂检验

双重差分模型有一个重要假设，那就是假如改革没有发生，那么处理组和对照组的结果变量应当具有相同的变化趋势，即所谓的“共同趋势假设”，这是该模型得到一致（或无偏）估计量的前提。本文检验该假设的具体做法是，选取改革之前的子样本作为新的样本，然后在该子样本中选定一个假想的异地审理司法改革时点（2014 年 7 月 1 日），据此生成“安慰剂”变量“是否开始试行”（Post\_Placebo），然后重新进行前述的双重差分模型估计。如果共同趋势假设成立，那么（之前显著的）交互项的系数此时就应当不显著。具体的回归结果见表 6。

表 6 异地审理改革对原告胜诉可能性和审判效率的影响（安慰剂检验）

| 变量                              | Logit<br>是否胜诉<br>(1) | OLS<br>申请到受理<br>(2) | OLS<br>受理到审理<br>(3)  | OLS<br>审理到审结<br>(4) | OLS<br>申请到审结<br>(5)   |
|---------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|
| 是否开始试行（Post_Placebo）            | 0.258<br>(0.915)     | -0.083<br>(0.680)   | 18.059*<br>(8.355)   | 8.626<br>(8.599)    | 4.245<br>(17.152)     |
| 是否试点法院                          | 0.099<br>(1.255)     | -0.826*<br>(0.409)  | 43.247*<br>(20.486)  | 15.796*<br>(7.481)  | 20.463<br>(8.235)     |
| 是否开始试行（Post_Placebo）×<br>是否试点法院 | -0.965<br>(1.493)    | —                   | -39.119<br>(22.917)  | -2.991<br>(10.689)  | -22.888<br>(15.200)   |
| 控制变量（案件特征）                      | 是                    | 是                   | 是                    | 是                   | 是                     |
| 控制变量（法院特征）                      | 是                    | 是                   | 是                    | 是                   | 是                     |
| 判决年份                            | 是                    | 是                   | 是                    | 是                   | 是                     |
| 常数项                             | 1.350<br>(1.090)     | 6.044***<br>(0.994) | 54.605**<br>(17.893) | 30.577<br>(12.421)  | 83.767***<br>(18.637) |
| 观测值                             | 158                  | 110                 | 119                  | 191                 | 181                   |
| 拟合优度（ $R^2$ /伪 $R^2$ ）          | 0.251                | 0.208               | 0.168                | 0.162               | 0.297                 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号中是聚类到“法院—判决年份”层面的稳健标准误；限于篇幅，各控制变量的估计结果没有报告。

从表 6 可以看出，第（1）列的交互项系数是负的，但是并没有通过显著性检验，说明这一假想的异地审理改革并不会对江门市一审行政案件中原告胜诉的可能性产生影响。第（3）、（5）列中交互项的系数都是负的，并且都不具有统计上的显著性，这表明假想的异地审理改革同样也不会影响行政案件的审理时长。此外，我们还针对该子样本估计了“是否试点法院”和“判

决季度”的交互效应<sup>9</sup>，所得结论大体一致。上述分析表明，在本文所使用的双重差分模型中，共同趋势假设是成立的，因此前文的实证结果是可信的。

### (六) 稳健性检验

为了使文章的结论更具有说服力，本文接下来从这几个方面进行稳健性讨论。<sup>10</sup>

#### 1. 重置样本的时间范围

本文关注的江门市异地审理改革（“七归一”）是在江门市第一次异地审理改革（“七归三”）基础上的深化，如果异地审理对判决结果和审判效率有作用，那么它的效应相对于第一次改革而言也应当成立。我们剔除江门市第一次异地审理改革（即 2013 年 7 月 21 日）之前的观测值，重新使用双重差分模型估计了改革的效果。回归结果与前文大体相同，所得到的基本结论不受影响。

#### 2. 改变部分变量的度量方法

(1) 将“判决年份”改为“判决季度”。我们用行政案件公开宣判时的季度，即变量“判决季度”替换“判决年份”，以尽可能多地捕捉原告胜负情况和审判效率变化的时间趋势，使得司法改革效应的估计更加“干净”。

(2) 重新构造变量“被告的行政级别”。前文关于该变量的构造，当有不止一个被告时，以所有被告中行政级别最高者为准，此处，我们以第一被告的行政级别为准。

(3) 重新构造变量“是否开始试行”。前文构造该变量的依据是案件的审结日期，此处我们依据的是案件的起诉日期或受理日期。<sup>11</sup>

我们使用新构造的上述三个变量，分别重复了前述各回归方程，发现估计结果没有大的变化，所有主要结论均成立。

#### 3. 采用聚类到不同层面的稳健标准误

使用聚类标准误的前提条件是，聚类数要足够多，否则可能会得到不一致的标准差的估计量，从而使得统计推断失效。为了克服这一潜在问题，本文将标准误聚类到了“法院—判决季度”层面，然后重复了正文中的所有回归，发现所得到的估计结果与之前大体相同，文章的基本结论仍然是成立的。

<sup>9</sup> 这相当于将每个季度都看作一个假想的异地审理司法改革的时间点。限于篇幅，结果未报告。

<sup>10</sup> 受篇幅所限，稳健性检验部分的各个回归结果未报告。

<sup>11</sup> 根据统计，样本中起诉日期和受理日期这两个信息均不完整，缺失占比分别为 22.07% 和 53.83%，因此我们在生成新的“是否开始试行”变量时，同时参考了这两个日期的信息，以尽可能地减少样本容量损失。

## 六、结 论

本文通过法院公布的行政案件判决书的信息构建数据集，使用双重差分模型，对江门市于2014年12月19日开始实施的异地审理司法改革的效果从实证角度进行了评估。研究发现，①异地审理改革提高了江门市一审行政案件中原告胜诉的可能性；②异地审理改革更主要的是提高了以乡镇级的政府单位作为被告的案件中原告胜诉的可能性，而对区县级被告的行政案件影响相对较小；③江门市的异地审理改革通过延长“受理到审理的时长”而延缓了从原告起诉到法院审结的整个司法过程的进程，降低了行政案件的审判效率。结论①和②意味着江门市的异地审理改革试点基本达到了其最初的目标，在一定程度上削弱了司法地方保护主义的影响，这是此次改革的收益所在；而结论③则表明，这一改革也无可避免地为司法制度的运行带来了成本。

此外，本文还发现了行政案件审理中存在的两个“司法偏误”。首先，相对于乡镇级的政府单位，原告在区县级的政府单位作为被告的一审行政案件中有更低的可能性胜诉。这说明，行政案件的判决结果随着被告的行政级别不同而有所差异。其次，我们发现，样本中行政案件的判决具有显著的“审判长固定效应”，即审判长不同的行政案件判决结果也不同。上述发现，有助于加深人们对现实的司法制度运行过程的认识。

另外，需要提及的是，行政案件的异地审理改革是不同地区以试点的方式逐步推广的，加之微观数据可得性的限制，我们难以在全国范围的层面上评估改革的效果，而是只选取了广东江门这一异地审理改革试点的典型代表进行研究。因此，作为学术研究来说，为了严谨起见，本文不特别强调文章结论的普适性。

作为一个处于经济快速增长中的转型国家，如何在中国既定的制度框架下，克服行政干预司法，使法院作为公正的裁判有效解决经济行为主体之间的商业纠纷，以及合理约束和规范政府的行为，防止行政权力对私人产权的侵犯，显得非常迫切。为此，各地在宪法和法律允许的范围内，先后进行了长达十多年的探索与尝试，广东江门便是其中的代表之一。本文第一次以个别省份内的改革为例，从实证的角度论证了异地审理改革的有效性，这有助于提高其他地方试行相关司法改革的信心，其中所发现的异地审理降低司法效率的不利影响，也对相关配套改革的实施具有一定的启示意义。

## 参 考 文 献

- [1] 包祥水、章剑生、斯金锦等,“行政案件管辖问题研究——以浙江省行政案件异地管辖为典型展开”,《法治研究》,2007年第2期,第44—58页。
- [2] 常延龙、刘一鸣,“政府行政级别、司法干预能力和法院判决——来自行政案件判决书的证据”,《广东财经大学学报》,2018年第2期,第99—111页。
- [3] 陈信元、李莫愁、芮萌、夏立军,“司法独立性与投资者保护法律实施——最高人民法院‘1/15通知’的市场反应”,《经济学》(季刊),2009年第9卷第1期,第1—28页。
- [4] Clarke, D. C., P. Murrell, and S. H. Whiting, “Law, Institutions, and Property Rights in China”, Woodrow Wilson International Center for Scholars Asia Program Special Report, 2005, 129, 42-47.
- [5] Clarke, D. C., P. Murrell, and S. H. Whiting, “The Role of Law in China’s Economic Development”, in Rawski, T. and L. Brandt (eds.), *China’s Great Economic Transformation*. New York: Cambridge University Press, 2008, 375-428.
- [6] Finkel, J. S., “Judicial Reform as Insurance Policy: Mexico in the 1990s”, *Latin American Politics & Society*, 2005, 46 (4), 87-113.
- [7] Firth, M., O. M. Rui, and W. Wu, “The Effects of Political Connection and State Ownership on Corporate Litigation in China”, *Journal of Law and Economics*, 2011, 54 (3), 573-607.
- [8] 付洪林、窦家应,“行政诉讼提级管辖改革的探索与实践——以广东法院提级管辖改革为样本”,《法律适用》,2014年第5期,第13—16页。
- [9] Galanter, M., “Why the ‘Haves’ Come Out Ahead: Speculations on the Limits of Legal Change”, *Law and Society Review*, 1974, 9 (1), 575-640.
- [10] 刘作翔,“中国司法地方保护主义之批判——兼论‘司法权国家化’的司法改革思路”,《法学研究》,2003年第1期,第83—98页。
- [11] Long, C. X., “Does the Rights Hypothesis Apply to China”, *Journal of Law and Economics*, 2010, 53 (4), 629-650.
- [12] 龙小宁、王俊,“中国司法地方保护主义:基于知识产权案例的研究”,《中国经济问题》,2014年第3期,第3—18页。
- [13] Lu, H., H. Pan, and C. Zhang, “Property Rights Protection through Litigation: Ownership Bias and the Role of Political Connections”, 29th International Conference of the French Finance Association (AFFD), Strasbourg, June 2012.
- [14] 马怀德,“地方保护主义的成因和解决之道”,《政法论坛(中国政法大学学报)》,2003年第6期,第156—161页。
- [15] Melone, A. P., “The Struggle for Judicial Independence and the Transition Toward Democracy in Bulgaria”, *Communist and Post-Communist Studies*, 1996, 29 (2), 231-243.
- [16] Messick, R. E., “Judicial Reform and Economic Development: A Survey of the Issues”, *The World Bank Research Observer*, 1999, 14 (1), 117-136.

- [17] Ndulo, M., "Judicial Reform, Constitutionalism and the Rule of Law in Zambia: From a Justice System to a Just System", *Zambia Social Science Journal*, 2013, 2 (1), Article 3.
- [18] North, D. C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [19] Potter, P. B., "The Chinese Legal System: Continuing Commitment to the Primacy of State Power", *The China Quarterly*, 1999, 159, 673-683.
- [20] Rodrik, D., A. Subramanian, and F. Trebbi, "Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Intergration and Geography and Geography in Economic Development", IMF Working Paper, 2002, No. 02/189, International Monetary Fund, Washington, D. C.
- [21] 沈开举、方润, "行政诉讼异地管辖制度实证研究——以河南模式为样本", 《河南财经大学学报》, 2016 年第 2 期, 第 1—9 页。
- [22] Wang, D. T., "Judicial Reform in China: Improving Arbitration Award Enforcement by Establishing a Federal Court System", *Santa Clara Law Review*, 2008, 48 (3), 649-679.
- [23] 叶赞平、刘家库, "行政诉讼集中管辖制度的实证研究", 《浙江大学学报 (人文社会科学版)》, 2011 年第 2 期, 第 127—139 页。
- [24] Zhang, Q., "The People's Court in Transition: The Prospects of the Chinese Judicial Reform", *Journal of Contemporary China*, 2003, 12 (34), 69-101.
- [25] 张维迎、柯荣住, "诉讼过程中的逆向选择及其解释", 《中国社会科学》, 2002 年第 2 期, 第 31—43 页。

## Off-Site Trial, Judicial Independence and Judges' Verdicts —Empirical Research Based on the Judicial System Reform of Jiangmen, Guangdong Province

YANLONG CHANG\* XIAONING LONG LEI MENG  
(Xiamen University)

**Abstract** Constructing micro datasets with the court documents, we evaluate the effects of the off-site trial reform of administrative cases in Jiangmen, Guangdong Province, for the first time. We find that the reform has increased the probability of winning for plaintiffs in administrative cases of first instance, and the impact is stronger for cases with village or

---

\* Corresponding Author: Yanlong Chang, the Wang Yanan Institute for Studies in Economics, No. 422 Siming South Road, Siming District, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China; Tel: 86-15959255212; E-mail: changyanlong1988@126.com.

township level government units as defendants, which implies that the reform in Jiangmen has been effective in preventing administrative intervention in the judicial system and mitigating judicial local protectionism. However, the reform has decreased trial efficiency of administrative cases at the same time.

**Key Words** off-site trial, judicial local protectionism, verdict quality

**JEL Classification** K10, K41, K42