

网络型自然垄断产业纵向分离改革绩效评估

——基于随机推断的小样本双重差分模型

裴 丹 陈 林 韩胜飞*

摘要：中国铁塔股份有限公司的成立，是中国移动通信业的一次纵向分离式改革，也是国家对信息网络产业的“统一大市场”式改革。近期党的二十大报告提出加快建设数字中国、加快建设网络强国，而移动通信业正是“数字中国”和“网络强国”的基础设施领域之一，为考察其改革成效，并在“十四五”时期更好地指导数字信息基础设施建设，本文使用鲍莫尔（Baumol）的成本次可加方法实证测算铁塔设施的自然垄断属性，并剖析成本属性影响行业产出绩效的具体机理，然后在国内首次构建基于随机推断的小样本双重差分模型（Randomization Inference Differences-in-Differences, RI-DID）评估此次纵向分离改革的政策绩效。实证结果表明，信息基础网络上游环节的通讯铁塔设施有一定的非自然垄断属性，垄断式的经营因推高成本而导致下游运营商产出显著下降。从政策含义看，在网络型自然垄断产业或非自然垄断的网络环节，纵向分离改革需审慎推进。从方法论看，本文一是改良了成本次可加模型的数据选取方式，避免因不区分上下游业务环节及垄断利润过高造成自然垄断属性误判；二是引入随机推断法，在一定程度上控制了双重差分法的小样本学术难题，有助于双重差分模型在政策绩效评估中的进一步科学应用。

关键词：数字基础设施 纵向分离 自然垄断 随机推断 小样本双重差分模型

中图分类号：F064.1 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-3894(2023)01-0192-21

一、引言

党的十八届三中全会指出“国有资本继续控股经营的自然垄断行业，实行以政企分开、政资分开、特许经营、政府监管为主要内容的改革”。这是“自然垄断”学术概念首次进入党的最高法律位阶政策文件，既显现出党和国家对涉及国计民生的网络型自然垄断产业的“顶层设计”关切，也表明该产业的有效监管对社会主义市场经济建设具有重要意义。近期党的二十大报告不仅提出要加快建设“数字中国”“网络强国”，还提出“优化基础设施布

* 裴丹，助理研究员，广东外语外贸大学广东国际战略研究院，电子邮箱：202110031@oamail.gdufs.edu.cn；陈林（通讯作者），教授，暨南大学产业经济研究院、低碳与可持续发展研究院，电子邮箱：1013357515@qq.com；韩胜飞，教授，华南理工大学经济与金融学院，电子邮箱：hansf@scut.com。本文获得国家社会科学基金重点项目（20AZD050）、广东省哲学社会科学规划重大基础理论研究课题（GD21ZDZYJ01）、广东省自然科学基金面上项目（2022A1515011107）、中央高校基本科研业务费项目（JDGTT202117）和国家人才项目的资助。本文为中国数量经济学会2022年（大连）年会的宣讲论文。感谢匿名审稿专家和北京工业大学讲师朱沛华的宝贵意见，文责自负。

局、结构”“加强反垄断”，而移动通信业正是“数字中国”和“网络强国”的重要基础设施领域之一；《2021 年国务院政府工作报告》亦提出要“建设信息网络等新型基础设施”；《2022 年国务院政府工作报告》进一步提出既要“促进数字经济发展……建设数字信息基础设施”，又要“加强和创新监管，反垄断和防止资本无序扩张”。2022 年 3 月发布的《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》（中发〔2022〕14 号）中提出要“发挥市场的规模效应和集聚效应”“着力强化反垄断”“稳步推进自然垄断行业改革，加强对电网、油气管网等网络型自然垄断环节的监管”。因此网络型自然垄断产业的体制改革，将是“十四五”时期中国经济社会发展的重要任务之一。

工业革命以来的信息网络产业（如早期的电报行业）由于具有规模经济、网络经济、设备专用、大额沉没成本和公共服务性等特点，属于典型的自然垄断产业。然而，随着信息技术进步和自然垄断理论的发展、信息网络设施建设固定成本的不断下降和移动通讯社会需求的不断上升，该行业自然垄断属性也在不断减弱（Shin 和 Ying, 1992；Matheson 和 Petit, 2021）。因此，近年来国内外理论界普遍认为应将信息网络产业拆分为网络设施与业务运营两个部分区别对待，俗称“网业分离”的纵向分离改革应运而生，其基本逻辑是既要发挥上游网络设施的自然垄断规模效益，也要在下游引入竞争，从而进一步提升效率（肖兴志，2001；Matheson 和 Petit, 2021）。

从中国的电信业改革实践看，网业分离设想早在 1998 年第二轮电信行业改革时就已作为备选方案之一提出，但当时并未实施（阚凯力，2005）。2005 年，信息产业部印发《关于对电信管道和驻地网建设等问题加强管理的通知》，要求运营商积极推进铁塔等电信基础设施的共享。2008 年为了加速 3G 技术的应用与推广，国家对电信业进行重组。同年工信部出台 235 号文件，再次要求电信运营商推进铁塔等电信基础设施的共建共享。在工信部的督促下，三大运营商签订了一份电信基础设施共建共享合作框架协议，可见国家对运营商设备共享的重视。然而，到 2013 年，虽然设施共享程度已比过去有一定程度的提高，但因运营商之间竞争激烈，导致铁塔共享率与英美等发达国家相比仍然处于较低水平，国家虽有意提高设施共享水平，但政策效果甚微（Xia, 2017）。在此背景下，2014 年铁塔公司成立，对网络建设与维护集中经营管理，避免了因缺乏统一规划造成的重复建设和资源浪费。

从国际发展经验看，英国是最早对电信业进行纵向分离改革的国家。2003 年时，监管部门通信管理局（Office of Communications, Ofcom）在对英国基础电信业市场进行调查研究后发现，固定网络运营商的数量极大少于移动网络运营商，居民在安装固定宽带时，往往只有一家运营商可供选择（Cadman, 2019）。Ofcom 在 2004 年出具的《基础电信业战略研究》报告中指出造成这一现象的原因是固定通信运营商市场势力较大，垄断了上游固定设施市场，导致其他竞争运营商难以进入市场^①。在此背景下，2005 年，英国电信（British Telecom）进行纵向分离改革，将固定通信业上游网络与下游零售部门拆分。改革后，上游公司须以同等条件向竞争对手出租网络资源。随后，瑞典、意大利、澳大利亚、新西兰、捷克、墨西哥等经合组织（Organization for Economic Co-operation and Development, OECD）国家也参照英国的做法，对信息网络产业进行纵向分离改革。OECD 更是在其 2015 年发布的

^① 资料来源：Telecommunications Strategic Review. https://www.ofcom.org.uk/data/assets/pdf_file/0019/55216/tsr_responses2.pdf。

《电信经济展望》报告中，将纵向分离改革列为有效增加电信市场竞争度的重要政策建议^①。

虽然中外纵向分离改革形式上都将上游基础网络设施与下游零售业务分开运营，但具体实践之间存在较大差异：从改革领域看，国外主要对固定通信业进行改革，而中国则在移动通信业进行改革；从改革方式上看，国外在改革后仍允许其他运营商自建网络，中国则只允许铁塔公司一家企业新建、经营和管理铁塔资源；从改革出发点来看，国外主要强调打破地区垄断、增加竞争，中国则更强调减少重复建设和重复投资、避免资源浪费。因此，探讨这些差异背后的根源具有重要的理论意义。

2014 年中国铁塔公司成立，移动信息网络产业的上游网络和下游业务环节正式分离。成立铁塔公司，进行纵向分离改革，整合所有移动通信业上游基础设施，整体思路是要区分自然垄断与非自然垄断环节，在非自然垄断环节中充分发挥市场机制的作用，既体现了社会各界对上游基础信息网络设施的自然垄断属性判定，亦是对“网业分离”理论的具体应用，显现了党中央、国务院与时俱进的理论水平。

此次涉及“反垄断和防止资本无序扩张”的体制改革已经过去了 8 年，其绩效如何？当年的移动通信业上游基础设施真的具有自然垄断属性吗？纵向分离改革让铁塔一家企业垄断上游网络的建设运营，真的发挥了规模经济优势吗？此次改革对移动通信业具体产生了怎样的公共政策效应？这是本文关注的核心问题。对网络型自然垄断产业的纵向分离进行绩效评估，对贯彻党的十八届三中全会精神、继续深化自然垄断领域改革，对“十四五”时期的“新基建”战略与特种行业监管，均具有一定理论价值与实践意义。

一直以来，作为当前评估我国各行各业各领域公共政策的最主流研究框架——自然实验，往往受制于政策的宏观性与样本数量过少，而导致一定程度的实验外部效度问题，在某种意义上可能影响政策效应评估的准确性与科学性。具体而言，国家的产业政策、地区战略、财政与货币政策，可能影响的是某个较大的产业或整个地理区域（如长三角、粤港澳大湾区），这导致自然实验的研究样本常常是省级面板或几个自由贸易试验区或垄断性行业（如数字经济、平台经济领域）内部的几家寡头企业。样本过少，似乎是自然实验法进一步科学应用的主要制约。为此，本文首先使用成本可加方法测算铁塔设施的自然垄断属性，然后在国内首次构建基于随机推断的小样本双重差分模型（Randomization Inference Differences-in-Differences, RI-DID），使用跨国数据测定纵向分离改革的具体政策绩效。从边际贡献来说，本文一是通过数据分割来克服以往研究因不区分垄断性业务与竞争性业务数据而导致的统计偏误，对信息网络产业的自然垄断属性进行再评估；二是以用户数量作为产出指标，避免垄断行业因销售利润过高而呈现非自然垄断属性假象，以此获得估计效度更高的成本函数估计结果；三是引入随机推断法（Randomization Inference），控制一部分小样本带来的自然实验问题，以进一步推动 DID 模型在国内相关领域的科学应用。

二、文献回顾与方法评述

纵向分离改革的理论根源是鲍莫尔提出的自然垄断和可竞争市场理论。鲍莫尔从理论上推翻了自然垄断就是规模经济的观点，并从数学上定义自然垄断：在某一行业，由一家企业生产所有产品的成本最低，则其成本函数具有次可加属性，那么该行业就是自然垄断行业，

^① 资料来源：Digital Economy Outlook. <https://www.oecd.org/digital/oecd-digital-economy-outlook-2015-9789264232440-en.htm>。

而技术进步和需求增加是导致自然垄断属性减弱的最根本原因,因此自然垄断属性是会变化的 (Baumol 等, 1982)。

21 世纪初,学者开始将网络经济效应与自然垄断产业研究相联系 (Easaw, 2000)。网络经济效应表现为高固定成本和较低的边际成本,平均成本曲线在一定区间内持续下降,网络正外部性和溢出效应与规模之间呈现非线性指数化关系特征,这些性质与自然垄断类似 (石磊和马士国, 2006)。网络经济效应是需求方和供给方规模经济共同作用的结果,既来自网络供给者的成本节约,也来自网络使用者的效用增加 (郭鹏飞等, 2022)。受这一理论影响,部分学者提出为了最大化发挥网络经济效应,垂直一体化经营的自然垄断产业应分为网络和业务两个环节来区别对待 (Gómez-Ibáñez, 2016)。

纵向分离作为规制自然垄断行业的手段,主要目的是把具有自然垄断属性的上游网络设施与下游零售业务分开运营和管理 (戚聿东, 2002; 董纪昌等, 2019)。当纵向一体化的企业同时经营上游垄断性业务和下游竞争性业务时,即使政府开放下游市场,在位运营商只需提高网络接入价格,潜在竞争者就难以生存,即便政府对上游进行价格管制,在位运营商也可通过非价格歧视,如通过提供低质量网络服务等方式压制竞争者 (Duart 等, 2012)。因此当上游具有自然垄断属性时,进行纵向分离改革,就可以杜绝企业滥用其垄断地位谋求高额利润的可能,改革利大于弊。但如果对上游为非自然垄断的竞争性环节进行纵向分离改革,并使用行政手段对网络设施环节实行垄断化管理,则对企业成本和效率而言都是弊大于利。陈林 (2018) 认为在对公用事业等传统自然垄断行业进行混合所有制改革时,应区分自然垄断与非自然垄断环节。黄昕和平新乔 (2020) 通过对中国国企数据的分析,发现只有在具有自然垄断属性的领域实行垄断管理才能提升行业效率。具体到信息网络行业改革和规制,学界仍有争论,其中陆伟刚和张昕竹 (2014) 认为不应对中国电信运营商采取反垄断规制,王俊豪和王建明 (2007) 则认为应把电信业作为自然垄断行业进行规制。毫无疑问,自然垄断属性的判定是解决这些争议的关键。随后陈林和刘小玄 (2014) 较早在国内使用 Baumol 等 (1982) 的成本函数模型及成本次可加方法对国内产业的自然垄断属性进行实证检验。

电信业自然垄断属性的实证研究始于 1984 年 Evans 和 Heckman 发表在《美国经济评论》的论文,文中首次应用成本次可加方法 (Cost Subadditivity) 实证检验美国固定电话的自然垄断属性,并认为其具有自然垄断属性 (Evans 和 Heckman, 1984)。此后,Shin 和 Ying (1992)、Wilson 和 Zhou (2001)、Bloch 等 (2001) 等学者陆续使用不同数据,对各国固定电话本地通话、长途通话业务、移动通话业务等业务进行了成本次可加检验,但目前尚未有文献对中国移动通信业的自然垄断属性进行实证检验。

对比现有研究,本文的主要贡献有:首先,从实证方法出发,本文对成本次可加检验进行了两项改良:一是对上下游业务数据进行分割,检测上游移动铁塔设施的自然垄断属性,克服以往研究在进行成本次可加检验时因不区分垄断性业务与竞争性业务数据而导致的偏误;二是使用用户数量而非销售收入作为产出指标,避免垄断行业因利润过高导致成本函数呈现非自然垄断属性的假象,也更好地适应数字经济时代变化。其次,从理论研究角度出发,电信业的网业分离作为主流经济学命题于 21 世纪初才正式提出,国内外学术界对此尚缺乏系统研究,尚未有实证文献将成本属性与改革效果相结合。现有对铁塔公司的研究与认识大多局限于表面现象,将是否有效避免重复建设作为影响行业效率的主要因素 (吕继兵, 2018),却忽略了网业分离能否提升产出的关键是设施环节的成本属性,因此如何为网业分离实践寻找更为可靠的微观基础理论也富含学术价值。期望能通过本文研究为中国电信业网

业分离改革决策与调整提供理论依据，也为其他网络型垄断行业的改革提供案例。再次，从应用研究角度出发，整合资源、进行产业组织结构调整、发挥规模经济优势无疑是加快建设全国统一大市场的重要手段之一，本文从行业成本属性角度剖析整合行业资源能否增加产出效率，为产业经济学理论应用于统一大市场下的改革实践提供思路。最后，本文是国内首篇采用基于随机推断的小样本双重差分模型（RI-DID）进行经济统计学研究的论文。使用该方法测定网业分离改革对行业产出的影响，在一定程度上克服了以往研究因数据量较少，而无法进行实证研究的困境，因而值得在几乎所有小样本环境下推广使用。

三、理论与假说

技术进步和需求增加是导致自然垄断属性减弱的最根本原因（Baumol 等，1982）。从全球移动通信业发展趋势来看，随着移动通信技术疾速发展，2G、3G、4G、5G 技术迭代的时间不断缩短，平均每用户成本呈现不断下降趋势，同时从中国的行业发展实践看，中国通过不断自主研发和攻关，已经掌握移动通信核心技术，基站建设成本近年来已显著下降（左鹏飞等，2020；沈小波和林伯强，2017）。从市场需求来看，根据中华人民共和国工业和信息化部发布的《通信业统计公报》，2018 年，移动电话总数为 15.7 亿部，普及率达 112 部/百人。基于以上分析，本文提出如下假说：

假说 1：由于技术进步迅速、市场需求快速增加，中国移动通信业的上游基础设施已不再具有自然垄断成本属性。

成本属性的变化决定了铁塔公司成立后移动网络设施建设和维护成本将如何变化。如果其具有自然垄断属性、成本呈现次可加性，则只允许一家企业经营是成本最低的选择，如果已不具有自然垄断属性，由一家企业垄断必将导致成本显著上升。根据 Samuelson 和 Marks（2006）提出的框架，当市场集中度指数 HHI 大于 4000，且市场上只存在少数几家竞争厂商时，则可认定为寡头竞争市场，此时只要其中一家企业成本上升，就会导致行业总成本上升和产出下降。中国移动通信市场 HHI 指数在 2008 年至今一直超过 4000^①，市场主要由三大运营商占据，属于典型的寡头市场。

当寡头市场上存在一家市场势力明显较大的寡头 A（中国移动）时，会形成大寡头（中国移动）主导市场，其他小寡头 S（中国联通和中国电信）跟随的局面。这时，寡头市场的均衡价格以及领导厂商的产出由领导厂商根据利润最大化原则决定，追随者的产出由领导者设定的市场价格以及追随者本身的需求曲线决定。

纵向分离改革前，运营商 A 和运营商 S 之间只存在价格竞争，运营商 A 之所以能比运营商 S 占据更多的市场份额，是因为其边际成本更低。当边际成本变化时，供给曲线（即边际成本 MC 曲线）会平移。

图 1 描述了运营商 A 和运营商 S 的供求曲线。其中 P 代表价格， Q 代表产出。大写 D 代表整个行业的需求曲线，小写 d 代表运营商 A 的需求曲线， MC 代表运营商 A 的边际成本曲线， MR 为运营商 A 的边际收入曲线。 S 为运营商 S 的边际成本曲线。 P^* 为均衡价格， Q_a 为运营商 A 的产出， Q_s 为运营商 S 的产出。改革前，均衡价格为 P^* 。改革后，运营商 A 的边际成本曲线为 $MC1$ ，对应的产出为 Q_{a1} ，运营商 S 的边际成本曲线为 $S1$ ，对应的产出为 Q_{s1} ，市场均衡价格为 $P1$ 。

^① 数据来源于 GSMA Intelligence 数据库。

纵向分离改革后，铁塔公司必须对所有运营商提供同等价格的服务。如果假说 1 得证，中国铁塔公司垄断上游网络使成本上升，那么就会导致至少一家运营商的边际成本上升。因为运营商 A 的边际成本原本就小于运营商 S 的边际成本，改革后，如果成本上升，只可能出现两种情况：第一种情况（图 1）是铁塔公司仅使运营商 A 的边际成本上升（此时，运营商 S 的边际成本可能不变或减少）；第二种情况（图 2）是铁塔公司因为严重的规模不经济，使运营商 S 与运营商 A 的边际成本同时上升。由于自然垄断属性检验的是总成本的次可加性，而成本次可加仅意味着平均成本的上升，因此，当运营商 A 的市场份额较大且成本较低，但运营商 S 的成本较高时，改革就可能只影响运营商 A 的成本，而不影响运营商 S 的成本。由于运营商 S 的边际成本本来就高于运营商 A，不可能出现仅有运营商 S 的边际成本上升，但运营商 A 的边际成本不变的情况。

从图 1 和图 2 中可见，这两种情况下行业总产出都会降低。铁塔公司的垄断经营提高了下游运营商的边际成本，导致行业均衡产出降低。换言之，如果假说 1 成立，可得本文第 2 个待验证假说：

假说 2：移动网络基础设施具有非自然垄断属性，由中国铁塔一家公司垄断经营会推高成本，不利于行业产出效率的提升。

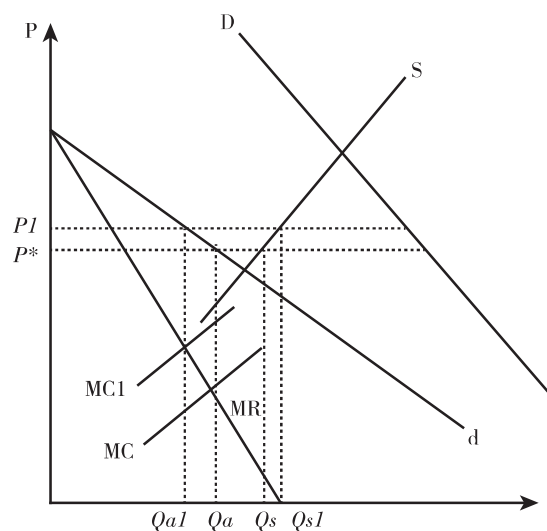


图 1 运营商 A 的边际成本上升后，运营商 A 和运营商 S 的供求曲线

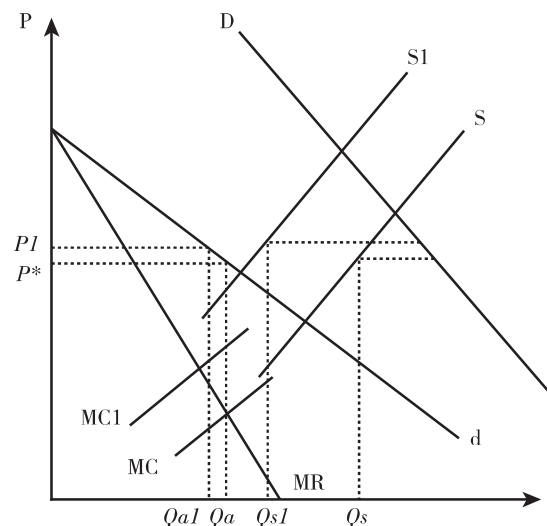


图 2 运营商 S 和运营商 A 的边际成本同时上升后，运营商 A 和运营商 S 的供求曲线

四、实证模型

对应以上假说，实证分析分为两部分：一是检验上游铁塔设施的自然垄断属性，二是测定纵向分离改革的行业影响。本节先介绍成本函数模型及相关方法（假说1），然后构建一个基于随机推断的小样本双重差分（RI-DID）模型（假说2）。

（一）成本函数与成本次可加（自然垄断属性）检验

以往研究在进行自然垄断属性检验时，常常出现两种误区：一是不区分上游和下游数据，忽略上下游业务的自然垄断属性可能截然不同。在网络效应明显的行业，即使下游零售业务不具有自然垄断属性，上游网络仍可能具有自然垄断属性，此时如果不把生产和销售环节的数据分离，而是把上下游数据混合在一起回归，如 Wilson 和 Zhou（2001）等，则结果有可能出现偏误。二是在研究垄断产业时，使用销售收入作为产出指标，则有可能会因垄断利润过高导致产出指标过高，造成非自然垄断的假象。因此本文在进行自然垄断检验时，剔除了下游业务数据，并使用用户数量而非营业额作为产出指标，避免垄断利润带来的偏误。

根据经济学理论，参考 Bloch 等（2001），把移动通信业成本定义为要素价格、产出和技术的函数：

$$C = C(P, Y, T) + \varepsilon \quad (1)$$

其中， C 为总成本， P 为要素价格， Y 为产出， T 为时间趋势，代表技术进步的影响， ε 为误差项。成本次可加性（自然垄断属性）可以用式（2）表示，其中 $C(y^i)$ 为企业 i 的成本，由一家企业生产的总成本小于多家企业共同生产的总成本，即行业具有成本次可加性，不宜过多引入竞争。

$$C(y) < \sum C(y^i) \quad (2)$$

借鉴 Evans 和 Heckman（1984）、Wilson 和 Zhou（2001）等学者的研究，对式（1）的成本函数在某一点进行二阶泰勒级数展开，代入资本价格 P_K ，劳动要素价格 P_L ，以及产量 Y ，技术 T ，则总成本的具体函数形式为：

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + a_L \ln P_L + a_K \ln P_K + a_Y \ln Y + a_T T + \frac{1}{2} a_{LL} (\ln P_L)^2 + \frac{1}{2} a_{KK} (\ln P_K)^2 + \frac{1}{2} a_{YY} (\ln Y)^2 + \\ & \frac{1}{2} a_{TT} T^2 + a_{YL} \ln Y \ln P_L + a_{YK} \ln Y \ln P_K + a_{TY} T \ln Y + a_{TL} T P_L + a_{TK} T P_K + a_{KL} \ln P_K \ln P_L + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

根据谢泼德引理（Shephard's Lemma），对要素价格求偏导，得出要素份额函数 S_L 和 S_K ，分别表示劳动要素和资本要素占总成本的份额。为避免奇异矩阵的产生，回归时忽略资本要素的份额方程 S_K 。

$$S_L = a_L + a_{LL} \ln P_L + a_{KL} \ln P_K + a_{YL} \ln Y + a_{TL} T + \varepsilon_l \quad (4)$$

$$S_K = a_K + a_{KK} \ln P_K + a_{KL} \ln P_L + a_{YK} \ln Y + a_{TK} T + \varepsilon_k \quad (5)$$

为了满足成本函数线性齐次性要求，即在产量等其他条件不变的情况下，所有要素价格与总成本同趋势增长，则必须满足以下限制条件：

$$a_L + a_K = 1; a_{KK} + a_{KL} = 0; a_{LL} + a_{KL} = 0; a_{YK} + a_{YL} = 0; a_{TK} + a_{TL} = 0 \quad (6)$$

因受到外部经济环境、行业内要素价格等因素影响,同一行业内不同企业的数据会呈现一定的同期相关性,故以式(6)为限制条件,使用似不相关回归法(Seemingly Unrelated Regressions, SUR)对式(3)、式(4)、式(5)组成的方程组进行回归,以提高模型估计效率。

根据方程组系数估计结果,可按式(7)计算 Sub 值并据此判断是否具有自然垄断属性。本文使用每年行业总产出分配份额 θ ,其取值范围为 $\theta \in (0, 1)$,可得出某一具体年份中由一家企业生产的总成本 $C(y)$,以及由两家企业分别生产的成本 $C(\theta y)$ 和 $C(y - \theta y)$ 之和,比较两者大小后,可得移动铁塔等网络基础的值。

$$Sub(\theta) = \frac{C(\theta y) + C(y - \theta y)}{C(y)} \quad (7)$$

当 θ 取值 0.1 时,则意味着把 10% 的产出分配给一家企业,同时把 90% 的产出分配给另一家企业。若 Sub 值小于 1,说明两家企业生产的总成本小于一家企业单独生产的成本,则该行业不具有自然垄断属性;反之,若 Sub 值大于 1,则行业具有自然垄断属性。

(二) 基于随机推断的双重差分小样本模型 (RI-DID)

如引言中所说,此次改革作为外生的政策冲击,只影响了中国移动运营商。纵观中国社会主义市场经济的发展历程,对电信业的几次重要改革其实都是中央在社会主义市场机制下对电信行业进行的宏观调控,因此,基于电信改革设置的政策冲击虚拟变量是由非经济体系内部因素的政府所决定的变量,具有较强的外生性,电信政策变量会影响电信业内部其他变量如产出、价格等,但却不受这些变量的影响。此次网业分离改革亦是如此,进行网业分离改革是经国务院批准,由国资委、工信部协调推动的,改革的主要目的是要促进通信设施的共享,原因是此前三大运营商的共享率较低,造成了资源的浪费,因此,在进行改革决策时,中央考虑的是与本文被解释变量(产出)不直接相关的其他因素。这时就可以将网业分离改革作为外生政策冲击变量,从定量角度评价其对电信业产出的影响。因此,本文构建 RI-DID 模型检验 2014 年中国移动通信业网业分离改革这一外生政策冲击对移动通信业产出的影响,并使用两组数据进行实证检验。

第一组数据为多国运营商面板数据。显然,此次改革作为一次外生的政策冲击,只影响了中国移动运营商,并未影响国外其他移动运营商,因此可以把中国的移动运营商作为实验组,把国外的移动运营商作为对照组。

第二组数据为中国各行业面板数据,中国成立铁塔公司,在移动通信领域进行改革作为一次外生的政策冲击,只影响了中国移动通信业,未影响中国其他行业,因此可以把中国移动通信业作为实验组,把其他与移动通信业类似的、具有一定自然垄断属性的行业作为对照组。具体模型见以下公式:

$$F_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \rho' X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \\ DID = Treat \times Post \quad (8)$$

其中, F_{it} 为衡量移动运营商产出的指标, β_0 为截距项, DID 为 $Treat$ 与 $Post$ 的交互项。 $Treat$ 项对实验组取值 1, 对其余对照组取值 0, $Post$ 项在政策冲击开始当年以及以后取值 1, 在政策开始前取值 0, X_{it} 为控制变量, ρ' 为其对应的系数, γ_i 为个体固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为误差项。

Meyer (1995)、Bertrand 等 (2004)、MacKinnon 和 Webb (2017) 均曾提出,异质性和内生性也是自然实验及其双重差分 (DID) 模型面临的最主要问题之一。但其实当样本量较

大时，异质性和内生性均较为容易控制，比如使用倾向匹配得分法（PSM）就可以在一定程度解决内生性问题。当然，协变量的人工选择又可能会导致 PSM 结果的严重偏误，为此有学者推介了“经典估计贝叶斯平均法下的倾向得分匹配法”，即“后验 PSM”或“BACE-PSM”（陈林和万攀兵，2020），然而，无论是 PSM，还是 BACE-PSM 均不适用于小样本模型。因此有学者提议可使用 Bootstrap 抽样来增加样本量，修正小样本双重差分模型的偏误，但 Bootstrap 估计还是不能用在过少样本的自然实验研究，因为 Bertrand 等（2004）使用蒙特卡洛方法检验了该设想，发现数据截面个数越小，Bootstrap 方法的偏误就越高，尤其是当总样本数 N 小于 50 时，这时普通双重差分模型和 Bootstrap 方法都难以避免统计偏误。

最早的随机推断思想是由著名计量经济学家 Fisher 在 1935 年提出，并由 Rosenbaum（2002）对其作进一步的解释和拓展的。过去由于计算机技术的限制，无法确保随机过程的真正随机性，因此该方法一直未得到推广。近年来，蒙特卡洛随机算法得到大范围认可和推广，解决了随机过程的随机性问题，同时计量经济学软件不断升级，蒙特卡洛抽样法逐渐嵌入 R、Stata 等常用的计算机软件中，使经济学家得以依托先贤的思想，在双重差分模型中使用随机推断法，以解决小样本问题。Cohen 和 Dupas（2010）对该方法的应用使其得到越来越多学者关注。Ford（2018）首次把该方法应用在产业政策的评估上，使用了实验组样本 N 值为 1，对照组 N 值为 5 的样本研究了美国电信业规制对投资的影响。随机推断的基本原理是在原假设下，随机多次抽取样本，通过排列组合得出多组实验组和对照组数据，并进行多次回归，以此调整标准误。MacKinnon 和 Webb（2017）参考 Bertrand 等（2004），使用蒙特卡洛法检验随机推断法在小样本模型中的可靠性，结果发现其估计是有效的和无偏的。

为改良小样本双重差分模型，本文在国内首次给出随机推断的完整理论模型，尝试采用 MacKinnon 和 Webb（2017）、Young（2019）、Heß（2017）推荐的随机推断法对标准误进行调整，从而给出一个相对完整的小样本自然实验研究范式——基于随机推断的小样本双重差分模型（RI-DID）。把本文的双重差分模型与随机推断法相结合后，可以用以下方式表达：

$Treat_i = 1$ 代表实验组，即中国运营商； $Treat_i = 0$ 代表对照组，即国外运营商，对于每个个体而言，都有两种可能的结果 Y_i ： $Y_i(Treat_i = 1)$ 或 $Y_i(Treat_i = 0)$ 。

$$H_0: E(Y_i(Treat_i = 1) - Y_i(Treat_i = 0)) = 0 \quad \forall i \quad (9)$$

如果没有成立中国铁塔公司，则 $E[Y_i(Treat_i = 1)] = E[Y_i(Treat_i = 0)] \forall i$ ，原始样本的检验统计量为：

$$\tau = \bar{Y}_i(Treat_i = 1) - \bar{Y}_i(Treat_i = 0) \quad (10)$$

其中， $\bar{Y}_i$ 代表平均值。对于任何重新随机分配 r ，检验统计量为：

$$\tau_r^* = \bar{Y}_i(Treat_i^r = 1) - \bar{Y}_i(Treat_i^r = 0) \quad (11)$$

其中，上标 r 代表随机分配， $Treat_i^r$ 代表把改革重新随机分配。我们可以随机地重复这个过程，只要纵向分离改革是严格外生的，而且随机分配的过程是真正随机的，就可以把 τ 和 τ_r^* 进行对比。

如果零假设成立，则 τ 和 τ_r^* 必然服从同一分布，就可以比较 τ 与 τ_r^* 的经验分布以及

$|\tau|$ 和 $|\tau_r^*|$ 。因此, 把 $|\tau_r^*|$ 从小到大排序, 观测 $|\tau|$ 相对于该排序而言有多极端, 然后根据 $|\tau_r^*|$ 的经验分布计算 p 值。

$$p^* = \frac{1}{S} \sum_{r=1}^S \Pi(|\tau_r^*| > |\tau|) \quad (12)$$

Π 代表当括号里的条件成立时, 取值 1。 p^* 是 $|\tau_r^*|$ 比 $|\tau|$ 更极端的比例。若 $p^* \leq \alpha$, 则在 α 水平上拒绝零假设。本文参考 Heß (2017), 设置随机推断次数为 100 次。

在具体操作时, 首先要设置好实验组、对照组以及改革开始时间, 然后样本中随机独立抽取 $N1$ 个对照组和 $N2$ 个实验组, 其中 $N1$ 和 $N2$ 的数量由随机算法决定 ($N1$ 和 $N2$ 都大于 0), 随后根据式 (8) 的模型对每次抽取出来的数据进行回归, 然后根据式 (12) 测算出 p 值。以上的抽样、回归和 p 值计算均参考 Heß (2017), 使用 Stata 软件完成。

五、样本选取与数据处理

(一) 成本函数和成本次可加检验模型数据

在成本函数模型估计中, 本文选取中国三大移动运营商的半年度数据进行回归分析。数据来源于三大运营商半年报、向美国证监会披露的年报中的成本数据、对香港证监会披露的财务报表、GSMA 数据库以及中商产业研究院数据库。虽然中国铁塔公司于 2014 年 7 月成立, 但铁塔建设时间一般较长, 而且经常出现延后付款的情况, 在运营商 2014 年和 2015 年的年报中仍有部分上游基础设施的建设费用, 因此本节使用 2006 ~ 2015 年的运营商数据进行回归分析。表 1 为本节使用的变量、其具体定义及其描述性统计。本文参考 Wilson 和 Zhou (2001), 在回归时对数据进行对数转换。

成本、产出、劳动价格和资本价格等数据选取和处理主要借鉴 Bloch 等 (2001)、陈林和刘小玄 (2014)。其中用以计算资本价格的资本支出 C_k 使用永续盘存法得出, 具体算式为 $C_k = \frac{rK}{1 - e^{-rt}} + rK_w$, 其中 K 是总资产, r 是利率, 为一年定期存款利率, t 是折旧年限, 本文与运营商年报和铁塔公司招股书一致, 使用 20 年作为折旧年限, K_w 是营运资金, 为流动资产减流动负债后的净额。劳动支出剔除了销售成本、市场营销和门店运营等下游成本, 员工人数为上游相关员工总数。

表 1 成本函数变量和数据指标及数据描述性统计

变量	定义	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
C	总成本: 移动运营商建设、维护和运营铁塔等上游基础设施的总成本 (百万元)	53	34692	32353	1076	119790
Y	产出: 移动电话用户数 (万户)	53	33119	23594	2892	80510
P_L	劳动价格: 劳动支出/员工人数 (百万元)	53	0.065	0.018	0.034	0.101
P_K	资本价格: 资本支出/移动电话用户数 (百万元/万户)	53	0.328	0.119	0.168	0.600
S_L	劳动份额: 劳动支出/总成本	53	0.629	0.108	0.204	0.760
S_K	资本份额: 资本支出/总成本	53	0.371	0.108	0.240	0.796

(二) 基于随机推断的小样本双重差分模型 (RI-DID) 数据

本文选取 2008 ~ 2017 年全球规模前 50 的电信运营商面板数据估计纵向拆分、网业分离对移动通信业运营商产出的影响^①。具体的变量及描述性统计见表 2。

本文的被解释变量为移动电话渗透率，是衡量移动运营商产出的变量。本文的控制变量可以分为三组，数据来源于世界银行、GSMA 数据库、ITU 数据库及 ICRG 数据库。

第一组是衡量移动通信服务供给与需求的变量，其中人均 GDP、人口密度、城市化水平、青壮年人口比例会影响消费者对移动通信服务的需求，因此常作为控制变量在以往研究信息网络产业的实证模型中使用 (Gasmi 等, 2013)。固定电话密度则可能与移动通信服务之间存在一定的替代效应，也有文献认为两者之间存在协同效应，即固定电话密度越高的国家，对移动通信服务的需求也高 (Li 和 Xu, 2004)。3G 和 4G 为虚拟变量，在相应运营商首次推出 3G 或 4G 服务时取 1，否则取 0，本文认为，在新的移动通信技术推出市场时，3G 或 4G 服务有可能会对需求造成短期影响。

第二组是衡量国家差异的变量。虽然 RI-DID 模型中已控制个体固定效应，但治安、经济、金融方面的差异会对一国的信息网络产业造成影响 (Gasmi 等, 2013)，因此本文选取了以往文献中使用较多的 ICRG 指数控制这些差异造成的影响。

第三组是衡量一个国家电信业规制强度的变量，包括是否成立了监管电信运营商的独立执法机构，以及购买移动通信服务是否需要实名制认证。

表 2 移动通信业运营商产出模型变量及数据描述性统计

变量	定义	数据量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>penetration</i>	产出：每百人移动电话订阅量	120	29.967	17.514	2.070	68.110
<i>gdp</i>	经购买力平减指数调整的人均 GDP (美元)	120	27836.180	14016.240	7792.630	54225.400
<i>urban</i>	城市化水平：城市人口占比	120	70.117	14.248	46.539	94.316
<i>pop</i>	人口密度	120	125.514	100.842	2.766	351.339
<i>popage</i>	中青年人口比例	120	68.411	3.580	60.065	73.752
<i>fixdensity</i>	固定电话密度	120	33.209	14.703	4.020	66.325
<i>3G</i>	首次开通 3G 业务	120	0.075	0.264	0	1
<i>4G</i>	首次开通 4G 业务	120	0.100	0.301	0	1
<i>verification</i>	是否存在实名制认证：1 = 是，0 = 否	120	0.200	0.402	0	1
<i>verification2</i>	实名制认证最后期限	120	0.025	0.157	0	1
<i>regulator</i>	是否有独立监管机构：1 = 是，0 = 否	120	0.458	0.500	0	1
<i>political</i>	治安环境：ICRG 评分	120	69.965	10.960	54.792	87.792
<i>financial</i>	金融环境：ICRG 评分	120	40.419	1.734	31.042	41.583
<i>econ</i>	经济环境：ICRG 评分	120	38.767	5.626	30.667	48.000

① 实验组为中国移动、中国电信、中国联通，对照组为 T-Mobile (Deutsche Telekom) (美国)、SoftBank (日本)、Telstra (澳大利亚)、Wind Tre (CK Hutchison/VEON) (意大利)、MegaFon (俄罗斯)、Tele2 (T2-RTK) (俄罗斯)、Orange Spain (西班牙) 和 Telkomsel (Telkom Indonesia) (印度尼西亚)。

为了对改革前后的产出变化进行初步观察，并与后面的计量结果相互印证，图 3 对比了实验组与对照组改革前后的产出指标平均值。可以看出，在 2014 年网业分离改革发生前，实验组均值略低于对照组均值，两者发展趋势相同，2014 年后，实验组均值与对照组均值差距开始逐渐拉大，两者差值在 2016 年甚至接近 10 个百分点。

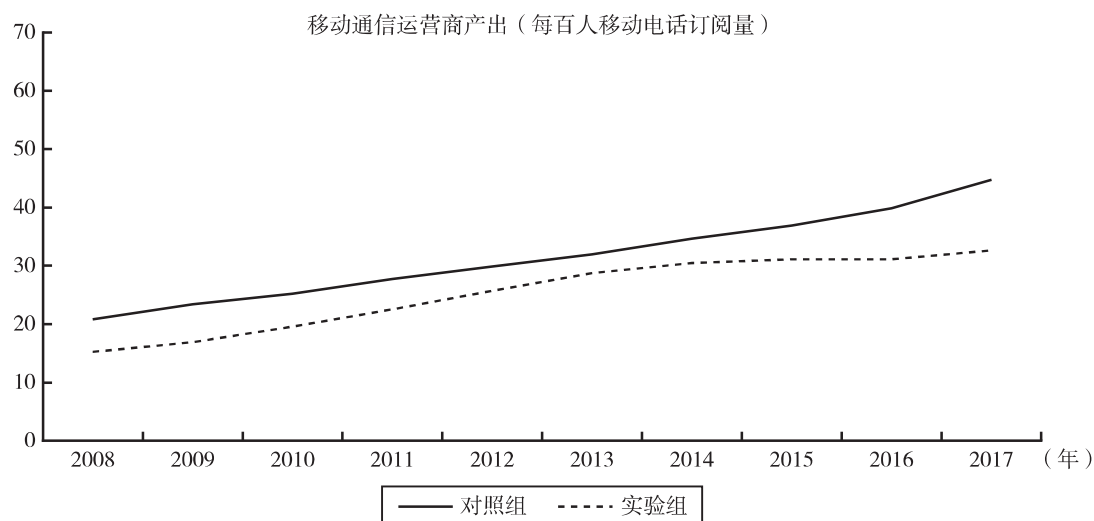


图 3 网业分离前后实验组与对照组移动通信运营商产出均值对比

为了进一步验证网业分离改革对移动通信业行业产出的影响，本文参考 Ford (2018) 选取与移动通信业相似的，具有自然垄断属性，但并未进行纵向拆分改革的行业作为对照组，包括石油、天然气、供水、铁路客运行业，并加入行业固定效应贸易控制行业初始水平的差异。样本期间为 2004 ~ 2017 年，考虑到 2018 年中国移动通信转售业务正式商用可能对数据带来影响，本文未使用 2018 年后的数据。

近 20 年来，互联网数字经济和信息科技发展迅速，移动通信业应比其他行业增长更快，因此选取其他传统行业为对照组，虽然存在行业异质性，但实证模型只可能低估而非高估纵向分离改革的负面影响。换言之，如果这是一次虚假回归，则 DID 项系数应为正，那么如果 DID 项系数为负，就更能说明纵向分离改革产生了显著的负面影响。

因为各行业的产出数据口径不同，所以不能直接使用产出数据进行回归分析。本文参考 Yan 和 Zhang (2022)，使用行业产出数据计算产出增长率^①，然后把产出增长率作为被解释变量进行实证分析，以研究仅针对某一特定行业的行业政策是否有效。

六、实证结果

(一) 上游铁塔设施的自然垄断属性

成本函数的回归结果见表 3。从回归结果中可见，模型拟合度较好，说明超越对数成本函数对移动网络设施成本函数估计是适用的。主要变量劳动要素价格、资本要素价格、产出、技术变量的系数均符合预期，且统计显著度较高，说明采用似不相关回归方法有利于提高回归效率。其余大多数平方项以及交互项都基本显著，少数交互项与平方项不显著。与 Shin 和 Ying (1992)、Wilson 和 Zhou (2001)、Bloch 等 (2001) 使用国外电信运营商数据的回归结果类似。

① 资料来源于国家统计局编，《中国统计年鉴》，中国统计出版社，2018。

表 3 铁塔设施成本模型回归结果

变量	系数	标准误	Z 值	p 值
a_L	0.561	0.182	3.090	0.002
a_k	0.439	0.182	2.420	0.015
a_Y	0.122	1.067	0.110	0.909
a_T	0.015	0.115	0.130	0.899
$0.5a_{LL}$	0.131	0.027	4.950	0.000
$0.5a_{KK}$	0.131	0.027	4.950	0.000
$0.5a_{YY}$	0.057	0.061	0.940	0.348
$0.5a_{TT}$	0.001	0.001	1.070	0.286
a_{YL}	0.020	0.019	1.060	0.288
a_{YK}	-0.020	0.019	-1.060	0.288
a_{TY}	-0.002	0.012	-0.180	0.856
a_{TL}	0.006	0.003	1.940	0.052
a_{TK}	-0.006	0.003	-1.940	0.052
a_{KL}	-0.131	0.027	-4.950	0.000
α_0	4.531	4.589	0.990	0.323
样本量	53			
R ² 值	0.955			
均方根误差	0.222			

根据表 3 结果，可计算铁塔设施的 Sub 值，以判断是否仍具有自然垄断属性。具体而言，将表 3 系数估计结果代入成本函数中，可得到成本函数的具体形式，然后计算出年均劳动要素价格和资本要素价格，再使用行业总产出进行分配，并按式（7）算出 Sub 值。本文按照以往文献惯例，对 θ 分别取值 0.1、0.2、0.3、0.4 和 0.5。

表 4 列出 2006 ~ 2015 年的 Sub 值计算结果。可以看出， Sub 值在样本期间呈现不断下降的趋势，并且无论 θ 取值多少， Sub 值均小于 1，说明移动铁塔等基础设施的建设、维护和运营已不具有自然垄断属性，由一家企业生产经营的总成本大于多家企业共同生产经营的总成本。横向来看，当 θ 取值越大，即把产量更平均地分配给两家企业时， Sub 值越小，说明存在两家及以上势均力敌的运营商时更有利于充分发挥规模效应，促进竞争效率的提高。由此，假说 1 得证。

表 4 移动铁塔设施自然垄断指数

时间	$\theta = 0.1$	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.3$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.5$
2006 年上半年	0.942	0.896	0.863	0.844	0.838
2006 年下半年	0.941	0.894	0.861	0.842	0.835
2007 年上半年	0.939	0.892	0.858	0.839	0.832

(续)

时间	$\theta = 0.1$	$\theta = 0.2$	$\theta = 0.3$	$\theta = 0.4$	$\theta = 0.5$
2007 年下半年	0.937	0.888	0.854	0.834	0.827
2008 年上半年	0.935	0.885	0.850	0.830	0.823
2008 年下半年	0.932	0.880	0.844	0.822	0.815
2009 年上半年	0.932	0.879	0.843	0.821	0.814
2009 年下半年	0.930	0.876	0.839	0.817	0.809
2010 年上半年	0.928	0.874	0.836	0.814	0.806
2010 年下半年	0.927	0.872	0.834	0.811	0.804
2011 年上半年	0.926	0.869	0.830	0.807	0.800
2011 年下半年	0.924	0.867	0.827	0.804	0.796
2012 年上半年	0.923	0.865	0.825	0.801	0.793
2012 年下半年	0.922	0.863	0.822	0.798	0.790
2013 年上半年	0.921	0.862	0.821	0.796	0.788
2013 年下半年	0.920	0.860	0.818	0.794	0.785
2014 年上半年	0.920	0.860	0.818	0.794	0.786
2014 年下半年	0.920	0.860	0.819	0.794	0.786
2015 年上半年	0.921	0.861	0.820	0.795	0.787
2015 年下半年	0.922	0.863	0.822	0.798	0.790

以上实证结果说明,移动通信业上游基础设施已不具有自然垄断属性。既然不具有自然垄断属性,则仅有一家企业提供上游移动网络基础设施将导致更高的生产成本,并向产业链下游传导,运营商自然需要支付更高的使用价格。2016 年,时任中国电信总裁兼首席营运官杨杰曾公开表示“电信支付给铁塔公司的租赁费用比自己运营和维护铁塔高出了 20%”,同时,中国联通持续多个季度盈利预警中反复提及“铁塔使用费用增加”,铁塔租赁费用“居高不下”,现实印证了本文此部分的结论^①。

(二)纵向分离的行业影响

表 5 为 RI-DID 模型回归结果。结果显示,在控制了其他变量的影响后,纵向分离改革造成了显著的负面影响,使中国移动电话渗透率下降约 5%,使中国移动通信业产出增长率下降约 9%。

多国运营商产出模型和中国各行业产出增长率模型的 DID 项系数都为负且显著,说明纵向分离改革后因成本上升,导致中国移动运营商的产出显著下降。结合上文成本可加属性检验结果,由于移动铁塔设施建设不再具有自然垄断属性,则纵向分离改革导致移动通信业上游基础设施生产成本提高,使得下游运营商不得不支付更高的使用费用,造成其边际成本显著上升。由于下游市场为寡头市场,运营商成本上升导致边际成本曲线左移。在特定的市场需求曲线下,造成行业均衡产出下降的结果。由此,假说 2 得证。

^① 资料来源:人民网, <http://it.people.com.cn/n1/2016/0325/c1009-28226490.html>。

表 5 RI-DID 模型回归结果

变量	(1)	(2)
	多国运营商产出面板数据	中国各行业产出增长率面板数据
<i>DID</i>	-4. 860 **	-0. 093 ***
人均 GDP	25. 420 ***	—
人口密度	0. 586 *	—
城市化水平	-1. 833 ***	—
中青年人口	4. 515 ***	—
固定电话密度	0. 732 ***	—
首次开通 3G 业务	-1. 418	—
首次开通 4G 业务	-0. 057	—
实名制认证	-0. 474	—
实名制认证最后期限	-0. 629	—
独立监管机构	-6. 072 ***	—
治安环境	-0. 216 ***	—
金融环境	0. 439 ***	—
经济环境	-0. 968 ***	—
常数项	-421. 967 *	0. 113 ***
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	120	69
R ² 值	0. 959	0. 819

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

七、稳健性检验

(一) 双重差分模型的平行趋势检验

如果实验组数据在改革前与对照组数据已存在明显差异，双重差分模型的估计结果就缺乏说服力。本文参考 Angrist 和 Pischke（2009）、Autor（2003），把超前项和滞后项加入模型中进行回归，从而检验是否存在平行趋势。其原理是在改革前三年和后三年的每一年生成一个实验组和年份的交互变量 D_{it} ， D_{it} 表示运营商 i 在时间 t 进行了改革，在实验发生之前，定义为 $pretreat \times year$ ， $pretreat$ 对实验组在改革发生之前取值为 1，否则取值为 0， $year$ 在对应的年份取值为 1，否则取值为 0；在实验发生后定义为 $treat \times year$ 。然后把这些变量同时加入模型来检测其是否显著，如果某年的 D_{it} 项回归系数显著，则代表当年实验组数据与对照组数据有显著的差异；反之，则代表实验组数据与对照组数据的趋势相同。该方法可用下式表达：

$$F_{it} = w_0 + \beta_{2011}D_{it} + \beta_{2012}D_{it} + \beta_{2013}D_{it} + \beta_{2014}D_{it} + \beta_{2015}D_{it} + \beta_{2016}D_{it} + \beta_{2017}D_{it} + \rho'X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{fit}$$

(13)

估计结果见表 6，可以看出，超前项的回归系数统计上都不显著，证明在政策冲击发生之前，本文的实验组与对照组数据符合平行趋势假设。

表 6

平行趋势检验结果

变量	(1)	(2)
	多国运营商产出面板数据	中国各行业产出增长率面板数据
β_{2011}	-1.618	-0.036
β_{2012}	-1.315	-0.000
β_{2013}	-2.112	-0.056
β_{2014}	-5.369 **	-0.090 ***
β_{2015}	-9.336 ***	-0.144 ***
β_{2016}	-10.452 ***	-0.095 **
β_{2017}	-12.612 **	-0.079 **
控制变量	是	是
观测值	120	69
R ² 值	0.960	0.837

注：同表 5。

(二) RI-DID 模型的稳健性检验

为了进一步增加 RI-DID 模型的预测能力，并检验其稳健性，本文按照运营商所有制、运营商资产和运营商市场份额，再次筛选对照组。从运营商所有制和发展历史来看，美国的电信运营商从成立之初就是私营企业，但样本中其他几个国家的电信运营商在成立之初都是国有企业，随后再进行私有化改革，如今是上市公司，因此，本节首先根据企业所有制剔除美国数据进行稳健性检验。此外，本节还根据运营商资产和市场份额进一步筛选对照组，分别使用 2013 年的运营商每用户投资和运营商市场份额指标进行筛选。最后，我们把这三个指标进行叠加，再进行一次筛选。回归结果如表 7 所示，在对对照组进行进一步筛选后，DID 项系数的符号和显著性与前文模型仍然一致，说明模型结果稳健。

表 7

对样本进一步筛选后的 RI-DID 模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业所有制	资产	市场份额	以上全部
<i>DID</i>	-2.686 *	-6.266 ***	-3.999 ***	-4.782 ***
<i>p</i> 值	0.060	0.000	0.010	0.000
控制变量	是	是	是	是
观测值	110	100	100	80
R ² 值	0.962	0.952	0.971	0.972

注：同表 5。

(三) RI-DID 模型与传统双重差分模型的对比

为了进一步比较 RI-DID 模型与传统双重差分模型，本节进一步缩减样本量，然后对比不调整标准误、使用 robust cluster 调整标准误、使用 RI 调整标准误三种情形下 *p* 值的变化，表 8 为对比结果。样本量较小时，当不对标准误进行调整，DID 项均不显著，当使用目前学界较常用的 robust cluster 调整标准误时，*N* = 12 的这组回归中，DID 项系数的 *p* 值为 0.083，在 10% 的水平上显著，当使用 RI 调整标准误时，DID 项系数一直显著。

此处参考 Heß (2017)、MacKinnon 和 Webb (2017) 不断缩减样本量，在满足平行趋势的前提下，让对照组的分布更集中，方差更小，这时 DID 项的系数会稍微增加，同时显著度应该保持不变，但如果使用传统未调整标准误的双重差分模型，回归结果显示 DID 项不显著，使用目前较流行的 robust cluster 调整标准误，p 值显著度会比传统双重差分模型有所增加，使用 RI-DID 模型，p 值几乎不变，DID 项在小样本下仍然显著。本文此处的稳健性检验结果与 Heß (2017)、MacKinnon 和 Webb (2017) 类似，说明在小样本双重差分模型中，RI-DID 方法对标准误的估计更有效。

表 8 三种双重差分模型回归结果对比

截面数量	回归结果	(1)	(2)	(3)
		无标准误调整的 双重差分模型	使用 robust cluster 调整 标准误的双重差分模型	RI-DID 模型
截面数量 12	DID 项系数	-4.860	-4.860	-4.860
	p 值	0.178	0.083	0.000
截面数量 10	DID 项系数	-4.892	-4.892	-4.892
	p 值	0.213	0.113	0.000
截面数量 8	DID 项系数	-5.323	-5.323	-5.323
	p 值	0.174	0.106	0.000
截面数量 6	DID 项系数	-5.383	5.383	5.383
	p 值	0.377	0.146	0.000

八、主要结论与政策含义

本文将移动通信业上游铁塔设施的成本属性与网业分离对产出影响的实证检验结合，为网络型垄断行业改革的研究与决策提供新视角。结果显示，铁塔设施在样本期间均呈现非自然垄断属性，虽然表面上看铁塔公司避免了重复建设，但垄断经营却会使成本上升，进而导致产出显著下降。以上结果说明此次移动通信业的网业分离改革存在实践与理论的错位。重复建设只是表象，但造成这一现象的原因是需求增加、基站选址规划统筹的缺失以及运营商间的利益冲突。以行政手段建立一家新企业来垄断全国移动网络建设，很可能造成更大的损失。

纵观中国自然垄断行业发展历程，在 21 世纪初，为了提升专业化程度、提高效率及增加行业竞争度，电力、航空军工等国资委控股的重资产行业都曾进行过不同形式的纵向分离改革，而后又为了强化规模经济和范围经济效应再次重组或合并（李震林等，2021）。以航空业为例，1999 年中航工业总公司被拆分为中国航空工业第一集团公司和中国航空工业第二集团公司，但在 2008 年时，为了优化资源配置，这两家企业又被重新合并。电力行业于 2002 年开始厂网分离改革，并进行了一系列拆分，但近年来又重新开始重组合并，2017 年国电集团与神华集团合并重组为国家能源投资集团有限责任公司，2021 年国家电网与中国西电集团进行重组整合，但无论是纵向分离还是重新整合，其背后的逻辑都是在社会主义市场经济体制下，通过顶层设计来提高行业效率，促进产业发展。

2022 年第十三届全国人民代表大会第五次会议政府工作报告提出要“深入实施国企改革三年行动”，强调要“加快国有经济布局优化和结构调整”“加强国有资产监管”。2021

年第十三届全国人民代表大会第四次会议政府工作报告提出要“推进……电信等基础性行业改革，提高服务效率，降低收费水平”，表明提高包括电信业在内的网络型国有垄断行业改革成效势在必行。为此，本文提出以下对策建议。

首先，在不具有自然垄断属性的移动通信上游基础设施建设环节，应引入竞争，既可对铁塔公司进行拆分，以增加上游网络供应商数量，同时也可探索其他竞争模式，例如允许运营商在发现租赁铁塔费用比自建铁塔费用更高、效率更低时，自行建设铁塔基站，允许和鼓励纵向一体化的规模运营商有序参与市场竞争，这一措施不仅可以从根本上打破铁塔公司的绝对垄断地位，还可以利用潜在竞争者的威胁促使铁塔公司提升效率，并杜绝其利用市场地位谋求垄断利润的可能。其次，要完善电信业的机制建设，加快《电信法》立法进程并完善市场监管体系。移动通信业过去出现重复建设的重要原因是运营商间利益冲突调节机制以及统一规划的缺失，因此应继续发挥铁塔公司统一规划和协调的机制。在对信息网络产业等技术和资本密集型的寡头市场进行激进的产业结构调整前，应先从推进科学立法、完善监管等维度调节资源配置，促进良性竞争。再次，在对网络型垄断行业以及“新基建”数字基础设施进行改革时，不宜“一刀切”地进行纵向分离，而是应先评估上游网络的垄断属性，如上游设施呈现非自然垄断属性，则重点通过改善市场体制机制，促进纵向一体化企业间的市场竞争。最后，在加快建设全国统一大市场的进程中，整合资源、发挥规模经济优势需因行业制宜，在成本函数不具有次可加属性的行业，盲目整合只会导致规模不经济、行业的平均成本上升及均衡产出下降，反而不利于效率提升。

在数字经济时代，要为数字基础设施领域及自然垄断行业监管进行好理论架构、经验总结及政策建议，学术界就亟需更新与储备方法论工具以应对新时代的理论诉求。本文是国内首篇采用基于随机推断的小样本双重差分模型（RI-DID）进行经济统计学研究的论文。这种方法属于自然实验和双重差分模型的前沿，本文探索存在一定的不足，仅为引玉之砖。基于随机推断的小样本双重差分模型（RI-DID）值得在几乎所有小样本环境（比如研究垄断竞争、寡头产业，样本量不大的个人问卷，等等）下推广使用，后续研究有待学界共勉。

参 考 文 献

- [1] 陈林. 自然垄断与混合所有制改革——基于自然实验与成本函数的分析 [J]. 经济研究, 2018, 53 (1): 81 ~ 96.
- [2] 陈林, 刘小玄. 自然垄断的测度模型及其应用——以中国重化工业 [J]. 中国工业经济, 2014, (8): 5 ~ 17.
- [3] 陈林, 万攀兵. 产品质量规制与电影在线评分——基于经典估计贝叶斯平均法和倾向得分匹配法 [J]. 经济学动态, 2020, (3): 69 ~ 85.
- [4] 陈林, 伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32 (7): 133 ~ 148.
- [5] 董纪昌, 沙思颖, 李秀婷, 王炳, 苗晋瑜. 基于博弈视角的自然垄断行业管网分离策略研究——以油气行业为例 [J]. 管理评论, 2019, 31 (8): 49 ~ 58.
- [6] 郭鹏飞, 胡歆韵, 李敬. 中国网络基础设施资本回报率的区域差异与空间收敛性研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39 (1): 73 ~ 93.
- [7] 黄昕, 平新乔. 行政垄断还是自然垄断——国有经济在产业上游保持适当控制权的必要性再探讨 [J]. 中国工业经济, 2020, (3): 81 ~ 99.
- [8] 阚凯力. 对电信业的思考与挑战 [M]. 北京邮电大学出版社, 2005.

- [9] 陆伟刚, 张昕竹. 双边市场中垄断认定问题与改进方法: 以南北电信宽带垄断案为例 [J]. 中国工业经济, 2014, (2): 122 ~ 134.
- [10] 李震林, 刘晓剑, 张强. 混改背景下上市公司规模及绩效的动态演变 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38 (5): 96 ~ 113.
- [11] 吕继兵. 分享经济视野的国有企业改革 [J]. 改革, 2018, (6): 97 ~ 105.
- [12] 戚聿东. 我国自然垄断产业分拆式改革的误区分析及其出路 [J]. 管理世界, 2002, (2): 74 ~ 80 + 94.
- [13] 沈小波, 林伯强. 中国工业部门投入体现的和非体现的技术进步 [J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34 (5): 72 ~ 87.
- [14] 石磊, 马士国. 网络外部效应对产业投资的影响: 以电信业为例 [J]. 数量经济技术经济研究, 2006, 23 (7): 90 ~ 96.
- [15] 王俊豪, 王建国. 中国垄断性产业的行政垄断及其管制政策 [J]. 中国工业经济, 2007, (12): 30 ~ 37.
- [16] 肖兴志. 自然垄断型国企改革战略思考 [J]. 改革, 2001, (3): 47 ~ 51.
- [17] 左鹏飞, 姜奇平, 陈静. 互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37 (7): 71 ~ 91.
- [18] Angrist J. D. , Pischke J. S. , 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion* [M], Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- [19] Autor D. H. , 2003, *Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing* [J], *Journal of Labor Economics*, 21 (1), 1 ~ 42.
- [20] Baumol W. J. , Panzar J. C. , Willig R. D. , 1982, *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure* [M], New York, NY: Harcourt Brace Jovanovich, Inc.
- [21] Bertrand M. , Duflo E. , Mullainathan S. , 2004, *How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 249 ~ 275.
- [22] Bloch H. , Madden G. , Savage S. J. , 2001, *Economies of Scale and Scope in Australian Telecommunications* [J], *Review of Industrial Organization*, 18, 219 ~ 227.
- [23] Duarte B. , Pedro P. , João V. , 2012, *Does Vertical Separation Necessarily Reduce Quality Discrimination and Increase Welfare?* [J], *B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 12 (1), 1 ~ 44.
- [24] Cadman R. , 2019, *Legal Separation of BT: A Necessary Incentive for Investment?* [J], *Telecommunications Policy*, 43 (1), 38 ~ 49.
- [25] Cohen J. , Dupas P. , 2010, *Free Distribution or Cost-sharing? Evidence from a Randomized Malaria Prevention Experiment* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 125 (1), 1 ~ 45.
- [26] Easaw J. Z. , 2000, *Network Access Regulation and Competition Policy: An Assessment of the "Direct-Plus-Opportunity Cost" Regime and Policy Options* [J], *Empirica*, 27, 133 ~ 156.
- [27] Evans D. S. , Heckman J. J. , 1984, *A Test for Subadditivity of the Cost Function with an Application to the Bell System* [J], *American Economic Review*, 74 (4), 615 ~ 623.
- [28] Fisher R. A. , 1935, *The Design of Experiments* [M], New York, NY: Macmillan.
- [29] Ford G. S. , 2018, *Regulation and Investment in the U. S. Telecommunications Industry* [J], *Applied Economics*, 50 (56), 6073 ~ 6084.
- [30] Gasmi F. , Maingard A. , Noumba P. , Virto L. R. , 2013, *The Privatization of the Fixed-line Telecommunications Operator in OECD, Latin America, Asia, and Africa: One Size Does Not Fit All* [J], *World Development*, 45, 189 ~ 208.
- [31] Gómez-Ibáñez J. A. , 2016, *Open Access to Infrastructure Networks: The Experience of Railroads* [J], *Review of Industrial Organization*, 49 (2), 311 ~ 345.
- [32] Heß S. H. , 2017, *Randomization Inference with Stata: A Guide and Software* [J], *Stata Journal*, 17 (3), 630 ~ 651.

- [33] Li W. , Xu L. C. , 2004, *The Impact of Privatization and Competition in the Telecommunications Sector around the World* [J], *Journal of Law and Economics*, 47 (2), 395 ~ 430.
- [34] MacKinnon J. G. , Webb M. D. , 2017, *Wild Bootstrap Inference for Wildly Different Cluster Sizes* [J], *Journal of Applied Econometrics*, 32 (2), 233 ~ 254.
- [35] Matheson T. , Petit P. , 2021, *Taxing Telecommunications in Developing Countries* [J], *International Tax Public Finance*, 28 (1), 248 ~ 280.
- [36] Meyer B. D. , 1995, *Natural and Quasi-experiments in Economics* [J], *Journal of Business & Economic Statistics*, 13 (2), 151 ~ 161.
- [37] Rosenbaum P. , 2002, *Observational Studies, 2nd Edition* [M], New York: Springer.
- [38] Samuelson W. F. , Marks S. G. , 2006, *Managerial Economics, 5th Edition* [M], Jefferson City, MO: John Wiley& Sons.
- [39] Shin R. T. , Ying J. S. , 1992, *Unnatural Monopolies in Local Telephone* [J], *RAND Journal of Economics*, 23 (2), 171 ~ 183.
- [40] Wilson W. W. , Zhou Y. , 2001, *Telecommunications Deregulation and Subadditive Costs: Are Local Telephone Monopolies Unnatural?* [J], *International Journal of Industrial Organization*, 19 (6), 909 ~ 930.
- [41] Xia J. , 2017, *China's Telecommunications Evolution, Institutions, and Policy Issues on the Eve of 5G: A Two-decade Retrospect and Prospect* [J], *Telecommunications Policy*, 41 (10), 931 ~ 947.
- [42] Guo Y. , Zhang H. , 2022, *Spillovers of Innovation Subsidies on Regional Industry Growth: Evidence from China* [J], *Economic Modelling*, 112, 105869.
- [43] Young A. , 2019, *Channeling Fisher: Randomization Tests and the Statistical Insignificance of Seemingly Significant Experimental Results* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 134 (2), 557 ~ 598.

An Impact of Structural Separation Reform on China's Mobile Telecommunications Industry: An Empirical Study Based on a Small Sample Difference in Differences Model with Randomization Inference

PEI Dan¹ CHEN Lin^{2,3} HAN Shengfei⁴

(1. Guangdong Institute for International Strategies, Guangdong University of Foreign Studies;

2. Institute of Industrial Economics, Jinan University;

3. Institute of Low Carbon and Sustainable Development, Jinan University;

4. School of Economics and Finance, South China University of Technology)

Summary: China Tower Co. , Ltd. was established in 2014 to separate China's mobile communications infrastructure sector from mobile operators. The government press release at the time stated that the major reasons for creating a mobile tower monopoly were to reduce duplicate investments, increase cost efficiency, and mandate mobile tower sharing among operators. This article analyzes the impact of that industrial structural reform on industry output, and theorizes on the associated causes. The study also provides a solution to the small sample problem, which scholars face when evaluating policies related to the telecommunications industry and other similar industries. We start by using the translog cost function and Seemingly Unrelated Regressions (SUR) to evaluate whether the upstream mobile tower facilities are cost sub-additive. We then apply a

Randomization Inference-Differences in Differences (RI-DID) estimator to both company level and industry level data to test the impacts of the reform on output. Theoretical models are used to explain how the change in the upstream cost can affect industry output under an oligarchy market structure.

We find the cost functions of mobile tower facilities are not sub-additive. This indicates that constructing and maintaining mobile tower facilities do not follow a natural monopoly cost structure. As such, monopolistic operations increase total costs. Our theoretical models indicate that if the upstream cost of any mobile operator increases, it decreases industry output. The results of our two RI-DID models indicate that the 2014 reform was associated with a statistically significant decrease in mobile telecommunications output. The theoretical and empirical analysis indicates that the decrease in output is due to the increased upstream cost. The main causes of duplicate construction include a lack of planning and regulation. Thus, we recommend that more competition be introduced to the upstream mobile tower construction and maintenance industry. In addition, telecommunications laws are needed to regulate China Tower and mobile operators. Furthermore, the government has indicated that a similar structural reform may be applied to other similar industries. As such, we recommend that structural reforms, such as vertical separation, should not be enforced across all network industries before performing cost sub-additivity tests. When the cost function of an industry is not sub-additive, other regulations (rather than structural separation) should be considered to promote market competition and increase efficiency.

This paper makes three key improvements compared with previous studies. First, we separate upstream wholesale market data from downstream retail data, and only test if the upstream network is cost sub-additive. This approach is effective when studying industries with a fixed network. Second, compared with other Chinese studies that have applied a cost sub-additivity test, we use the total number of users, instead of revenue, as output indicators. This avoids the potential influence of monopoly profit on regression outcomes, and reflects the hypothesis that user data are a better indicator for output in the digital era. Third, we apply a RI-DID model to solve statistical problems associated with small sample regressions in oligarchy markets, where the total number of companies is usually small, making it difficult to evaluate the impacts of industrial policies. We combine the cost sub-additivity test and RI-DID models to evaluate the impacts of structural reforms and other industrial policies. This provides both theoretical and empirical evidence concerning the outcomes of the reform. Further, the methodologies used in this study can inform the evaluation of industrial policies for other similar industries in China, where data are limited due to a small number of market players. We also address the small sample problem in DID regression, which should help advance the use of RI-DID models in other empirical studies of oligopoly markets.

Keywords: Digital Infrastructure; Vertical Separation; Natural Monopoly; Randomization Inference; Randomization Inference Differences in Differences

JEL Classification: L12; C18

(责任编辑：许雪晨)