并购重组如何推动国有企业高质量发展?

——基于中国 A 股国有上市公司的经验证据

陈玉罡 卢 珊 滕 飞*

【摘 要】 本文以 2008~2021 年中国 A 股国有上市公司为样本,通过构建异时双重差分模型,采用全要素生产率作为国有企业高质量发展水平的衡量指标,实证研究并购重组对国有企业高质量发展水平的影响。研究发现,实施并购重组可以显著提高国有企业全要素生产率,该研究结论通过了一系列稳健性检验。机制研究发现,并购重组通过改善资源配置效率和推动技术进步进而提高国有企业全要素生产率。异质性研究表明,对于中央企业、集中度较低的行业、市场化程度较低的地区,并购重组对国有企业全要素生产率的正向作用更强。进一步地,国有企业内部整合、产业内整合以及跨区域整合都能带来较高的全要素生产率,深化国有企业改革政策的出台增强了并购重组对国有企业全要素生产率的正向效应。本文的发现为并购重组提高国有企业全要素生产率提供了经验证据,丰富了国有企业并购重组相关文献,对于新时期国有企业如何实现高质量发展具有政策启示意义。

【关键词】 国有企业 并购重组 高质量发展 全要素生产率

一、引言

由高速增长阶段转向高质量发展阶段,这是我国经济进入新时代的鲜明特征。党的二十大报告明确指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。经济的高质量发展归根结底需要通过企业的高质量发展来实现(黄

* 陈玉罡,中山大学管理学院教授;卢珊,中山大学管理学院博士研究生;滕飞,广东省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心特约研究员/中山大学马克思主义学院助理教授。通讯作者及联系方式:滕飞,广东省广州市海珠区新港西路 135 号中山大学文科楼 408;E-mail:tengf7@mail.sysu.edu.cn。本文得到研究阐释党的二十大精神国家社科基金重点项目(23AZD021)的资助。感谢匿名审稿人的审稿意见,文责自负。

速建等,2018),而如何有效提升企业的全要素生产率(Total Factor Productivity,TFP)是决定中国经济能否实现高质量发展的关键(宋敏等,2021)。全要素生产率是经济发展质量的重要表征(刘维林和刘秉镰,2022),能够较好地体现兼顾经济效益和发展可持续性的企业高质量发展的内涵,因而被学术研究广泛应用于衡量企业高质量发展水平(王永钦等,2018;余泳泽等,2019;刘志彪和凌永辉,2020;黄勃等,2023)。党的二十大报告提出要"着力提高全要素生产率",凸显了全要素生产率在新时代我国经济高质量发展中的重要意义。

国有企业是中国特色社会主义的重要物质基础和政治基础,国有企业的高质量发展是我国企业高质量发展的"牛鼻子"。从经济总量上看,2023年我国国有企业以约85.7万亿元的营业总收入占全国GDP的68.01%①。对于新时代国有企业的发展方向,党的二十大报告提出了明确要求:"深化国资国企改革,加快国有经济布局优化和结构调整,推动国有资本和国有企业做强做优做大,提升企业核心竞争力。"在国有资本和国有企业做强做优做大的重要目标下,高质量发展是首要任务和着力点。那么,作为优化资源配置效率的重要方式,并购重组能否推动国有企业的高质量发展?

现有研究普遍认为,并购重组并不能为国有企业的市场绩效和财务绩效带来正向影响。究其原因,大部分学者认为企业的政府干预、官员治理等因素损害了国有企业的并购绩效(潘红波和余明桂,2011;王凤荣和高飞,2012;张雯等,2013)。特别地,潘红波等(2008)以2001~2005年地方国有上市公司为样本进行实证研究发现,尽管地方政府干预对亏损样本公司的并购绩效有正面影响,但对盈利样本公司的并购绩效有负面影响。王凤荣和高飞(2012)、张雯等(2013)分别使用1998~2006年以及2006~2008年的国有上市公司样本进行实证研究,均发现企业政治关联对企业的并购会计绩效或市场绩效具有负向作用,而王凤荣和高飞(2012)认为企业的生命周期会加强这种负向作用。类似地,陈仕华等(2015)使用2004~2013年的样本进行研究发现,虽然国有企业高管晋升机会不影响并购短期绩效,但对并购长期绩效呈负面作用。

既然国有企业的并购重组绩效并非正向的,为什么仍强调并购重组对国有企业高质量发展的推动作用?国务院在2020年10月发布的《关于进一步提高

① 根据《2023年1-12月全国国有及国有控股企业经济运行情况》和《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》的统计数据计算得到。

上市公司质量的意见》中，明确提出充分发挥资本市场的并购重组主渠道作用以促进市场化并购重组的发展要求。在 2023 年 2 月国务院新闻办公室举行的新闻发布会上，时任国务院国有资产监督管理委员会副主任翁杰明强调，“以市场化的方式进行战略性重组和专业化整合，是国有经济布局优化和结构调整的有效途径”。

需要明确的是，进入新时代，在经济高质量发展阶段，并购重组的市场绩效和财务绩效并非评价国有企业并购重组效率的唯一标准。不同于以往的高速增长，在微观企业层面，国有企业高质量发展所追求的不单单是短期经济效益的实现，而是企业长期的综合效益以及发展的可持续性；在宏观经济层面，并购重组在推进国有资本布局优化中的“抓手”作用亟待发挥。所谓“高质量发展”，其最基本的特征在于以下两点：其一，从生产要素的投入来看，高质量发展是具备可持续动力的发展，其根本驱动力来自科技进步而非人力或资本的“填鸭式”投入；其二，从生产方式上看，高质量发展更多关注的是发展的质量效率，而非规模速度。也就是说，高质量发展无论从生产要素还是生产方式上，与此前高增长发展阶段相比均有着巨大的区别，其发展情况并不能即刻体现在财务指标或者市场反应上。换言之，仅基于经济效益对国有企业并购重组进行绩效考核是挂一漏万的。因此，从高质量发展的视角切入，在市场绩效与财务绩效以外，实施并购重组对国有企业产生何种影响，这值得我们深入探讨。具体来说，并购重组是否能够提高国有企业的全要素生产率？遗憾的是，这一重要问题鲜少得到实证检验。

基于以上分析，本文以全要素生产率为企业高质量发展衡量指标，实证研究并购重组对国有企业高质量发展水平的影响，以此回答如下几个关键问题：并购重组活动对国有企业高质量发展有何影响，其背后的影响机制是什么？进一步地，不同类型、不同政策时期内的并购重组对国有企业高质量发展的影响是否不同？本文以 2008~2021 年中国 A 股国有控股上市公司为样本，应用异时双重差分（Heterogeneous Timing DID）模型，考察并购交易完成前后实验组和对照组国有企业的全要素生产率差异，实证结果发现，并购重组显著提升国有企业全要素生产率，促进了国有企业的高质量发展，该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。机制研究表明，并购重组对国有企业高质量发展的推动作用来自并购重组所带来的国有企业内部资源配置效率的提升，同时也由并购重组后的技术进步效应所驱动。基于企业微观、行业中观和地区宏观的异质性分析发现，在中央企

业、行业集中度较高的行业中,并购重组对国有企业全要素生产率的促进作用更强。基于并购类型和并购政策的进一步分析发现,国有企业通过并购重组进行国有企业之间的内部整合、产业内整合和跨地区整合能更高程度地提升全要素生产率,国有企业在2013年党的十八届三中全会之后所施行的并购重组对全要素生产率的促进效应更强。

本文可能的边际贡献主要在以下三个方面:

第一,本文创新性地基于高质量发展视角探索了并购重组对于国有企业全要素生产率的影响。对于国有企业并购重组的研究,虽然既往文献已经进行了有益的探讨,但仍集中于讨论并购重组对国有企业市场绩效或者会计绩效的影响(潘红波和余明桂,2011;王凤荣和高飞,2012;张雯等,2013;潘红波和余明桂,2014;陈仕华等,2015;逯东等,2019),对新时期我国全面深化改革对国有企业发展的战略性调整的考虑不足,没有结合经济高质量发展的要求研究并购重组对国有企业的影响。本文则从高质量发展的视角出发,研究并购重组对国有企业全要素生产率的影响,以此揭示了新时期并购重组对国有企业的价值创造效果。

第二,本文丰富了并购重组对国有企业经营效率的影响和作用机理研究。现有文献鲜少针对国有企业并购重组进行专门研究,结合我国制度背景探究国有企业并购重组的价值创造机制、区分不同类型的国有企业并购重组进行讨论的研究则更少。大多数文献仅以国有企业作为区别于民营企业的一种股权性质异质性探讨并购重组经济后果的差异。因此,文献一方面缺乏对于并购重组价值创造过程中适用于国有企业样本的特殊传导机制的讨论,另一方面也缺乏细致的针对国有企业并购重组特征的异质性检验。尽管既往文献对混合所有制改革进行了具有启发性的讨论(刘运国等,2016;蔡贵龙等,2018;曹越等,2020;何德旭等,2022),但并购重组在其中的作用和相关机制仍有待深入探讨。在此基础上,本文为更全面地揭示并购重组对于国有企业的影响提供了经验证据,从而为后续国有企业如何利用并购重组进行改革与发展提供具体有效的政策建议。

第三,本文通过构建异时DID模型,系统地分析了并购重组对于新时期国有企业高质量发展的重要作用,同时验证了国有企业改革政策在推进国有企业高质量发展上展现出显著成效。党的十八大以来,国有企业已从偏重规模和速度的粗放型增长加快转向更加注重质量和效率的集约型增长(刘志强,2022),高质量发展不仅是做强做优做大国有企业的关键选择,也是我国经济从高速发展阶段转向高质量发展阶段的迫切要求。目前,学界对于我国并购重组问题的

相关研究主要使用经济高增长阶段的样本数据，而本文则基于近十年国有企业发展成果进行系统的实证研究，对既往文献作出了较好的补充。

二、理论分析与研究假设

在西方研究企业并购重组的主流理论框架中，并购是一种单纯的企业市场化行为。基于这一认识，对于企业为什么发起并购重组的问题，主流的并购动因理论更倾向于将并购重组的发生概率与经济后果归因于经济层面的理由。在西方传统的并购动因理论中，企业主要通过并购来实现其经济目标，包括通过获得协同效应来提升经营效率（Leland，2007；Sheen，2014）、基于市场存在错误估值而进行可获利的并购（Shleifer 和 Vishny，2003）、为了获得更大的市场份额而实施并购（Lambrecht，2004）、通过并购实现业务多元化以分散风险（Leland，2007）等。

然而，在中国的情境下，国有企业被赋予更广泛的职能，除了弥补市场失灵带来的低效率以外，还承担着服务国家战略利益、推进国家战略实现的使命（中国社会科学院工业经济研究所课题组等，2014；郝鹏，2019；黄群慧，2021；肖红军，2021）。因此，无论是效率理论、多元化理论、市场份额理论还是价值低估理论，仅基于企业经济效益提升的并购动机并不能充分解释我国国有企业的并购重组行为，而仅从经济绩效层面理解或刻画我国国有企业并购重组的经济后果亦是片面的。

与效率动机相对的是战略驱动的并购动因理论。战略驱动的并购动因理论可以较好地解释过往研究中所得出的国有企业相对于民营企业更低的并购财务绩效或市场绩效；同时可以推导出，基于高质量发展战略目标而发起的国有企业并购重组将会得到正向的高质量发展绩效。战略驱动的并购动因理论认为，部分并购重组是企业出于战略目的而非经济目的而进行的，因此，这些并购重组活动可能从短期看并没有为公司带来经济利益，但是有利于公司实现长远的战略（Bernile 等，2012）。

从战略驱动理论来看，现有研究所发现的国有企业并购重组在财务指标上的“无能为力”，并不影响并购重组在提升国有企业全要素生产率上的“有所作为”。大量文献发现，中国国有企业从财务角度来看是非效率的，但全要素生产率却是有效率的，这便是针对中国国有企业的“效率悖论”。关于国有企业“效

率悖论”的成因,广受认可的论点是,国有企业所承担的相对更高的社会成本或政策性负担导致了国有企业在财务上的低效率(李培林和张翼,1999;林毅夫等,2004),因而出现国有企业在全要素生产率得到提升的情况下而财务亏损的现象。正如刘元春(2001)对于上述现象所解释的那样,只有充分考虑国有企业的战略定位和效率定位,才能对国有企业的效率状况做出全面的理解。结合战略驱动的并购理论,国有企业并购也可能出现“效率悖论”现象,即尽管并购所产生的财务绩效是不理想的,但却能对企业的全要素生产率产生积极影响。不难理解,在国有企业并不脱离于服务国家使命来设定经营战略(黄群慧和余菁,2013)这一前提下,国有企业的并购决策除了考虑其作为经济个体的目标,更需要考虑社会目标或政策目标。而国有企业的高质量发展,作为国家经济高质量发展的基石,承载着国家意志,是由政策所积极导向的。因此,由于国有企业的使命与定位使然,国有企业在拟定并购战略时必然会纳入政策性的考量。无论并购的财务绩效是否理想,并购重组之于国有企业都可能是推动高质量发展的有效工具。

战略驱动理论下,国有企业的并购行为是由国家战略利益所驱动的。这是由国有企业的性质和资本的所有制属性所决定的(黄群慧和余菁,2013;黄群慧和余菁,2019)。进入高质量发展阶段,以国家战略为驱动的国有企业并购重组所追求的目标正是国有企业的高质量发展。国有企业的高质量发展要求实现增长动力从资本、土地、劳动力等生产要素投入驱动向更多依靠技术进步等效率驱动的全要素生产率提高的转换(黄速建等,2018)。不同于企业财务上的考核指标,全要素生产率是体现技术进步与资源配置效率的综合性指标。提高国有企业的全要素生产率,一方面要以科技创新支撑为根本驱动,另一方面要通过机制优化设计,提升要素的配置效率。而并购重组正是一种既影响企业内部运营水平又影响所在行业产业结构的机制。因此,在高质量发展的战略目标下,国有企业的并购重组预计可以实现国有企业全要素生产率的提升。

从传导机制上,本文认为,国有企业的并购重组可以通过资源配置效应与技术进步效应两个渠道来提高全要素生产率。一方面,国有企业通过实施并购重组,获取行业或产业链中的优势资源,优化企业内部资源配置,从而提高全要素生产率;另一方面,通过并购优秀的创新资源,国有企业将提升自身创新能力,推动技术进步,实现全要素生产率的提升。因此,本文主要从资源配置效应和技术进步效应两个方面分析国有企业并购重组影响全要素生产率的作用机理。

第一，资源配置效应。通过实施并购重组，国有企业可以实现企业资源配置的优化从而提高全要素生产率。并购具有促进资源优化配置、提高企业价值的功能（方军雄，2008），这一功能可以从交易成本理论中得到论证。基于交易成本理论，企业的边界取决于市场交易成本和内部组织成本之间的权衡（Coase，1937）。而企业之所以打破边界，对外进行兼并收购，根本原因是获取更低的交易成本（Williamson，1991）。并购重组可以促使原本在外部市场的资源配置过程转而在企业内部进行，使得原本的交易双方从此“一家人不说两家话”（陈玉罡和李善民，2007），从而提升企业的资源配置效率，提高生产率。这一过程可以分解为以下两方面：一方面，为了应对并购重组后内部组织成本压力的上升，企业将重新调整内部生产要素的配置，企业内部的资源配置得到优化。而这一生产要素的有益流动正意味着生产效率的提高（钱雪松等，2018）。另一方面，并入新的资源后，企业可以回避与上下游之间或行业竞争中的市场交易成本，在行业或产业中获得更优势的地位。这将有助于企业形成规模经济，增强市场势力，从而对资源配置效率产生积极影响（蒋冠宏，2021），从而实现更高的生产效率。交易成本理论同样适用于国有企业（Peng 等，2016）。对于资源配置效率普遍不高的国有企业而言，当采用并购重组的方式向外整合资源时，其资源配置效率将得到改善，进而提升全要素生产率。

第二，技术进步效应。通过实施并购重组，国有企业可以推动企业技术进步进而提高全要素生产率。根据经典的熊彼特创新理论，企业通过技术创新所形成的技术进步是企业发展的内生动力。因而，企业“自主创新”是被广泛认可的企业提高生产率的方式。然而，Chesbrough（2003）发现技术进步并非一个“闭门造车”的过程，企业也可以通过外部渠道获得研发资源，从而提升自身创新能力，形成“开放式创新”。他山之石，可以攻玉——基于并购重组的“开放式创新”能有效促进企业“自主创新”的形成。通过并购方与被并购公司之间的知识共享，并购方可以通过内化外部资源形成内生创新力量（于开乐和王铁民，2008；陈爱贞和张鹏飞，2019；佟岩等，2020），从而内生推动提高企业的生产率。具体到国有企业，王艳（2016）通过案例研究深入阐释了国有企业可以通过并购实现创新驱动发展。国有企业通过并购所获得的研发资源是多方面的：一方面，通过并购，国有企业可以学习到被收购企业的先进技术和管理经验；另一方面，得益于并购后的整合，国有企业的研发人才队伍得以扩大和优化。无论是知识转移还是人才积累，都将提升研发效率，加速技术进步，利于企业提高产品质量、拓展

市场范围,进而提升全要素生产率。

根据以上分析,本文提出以下研究假设:

H1:国有企业实施并购重组能提升企业全要素生产率。

三、研究设计

(一)样本筛选与数据来源

本文研究并购重组对国有企业全要素生产率的影响作用,选择沪深两市A股国有控股上市公司为初始样本。由于截至2007年底我国大部分上市公司已完成股权分置改革,为了避免样本中因含有未进行股权分置改革的企业而导致的与本文无关的样本异质性,本文研究的样本期间设定为2008~2021年。本文研究所使用的并购重组样本、上市公司财务数据、研发相关数据等全部来自CSMAR数据库。

本文将国有企业并购重组定义为:由国有企业主导完成的对价超过(含)100万元的并购重组交易。具体设定有以下四点:其一,研究并购重组交易的"完成"而不是"宣告",是由于本文所关注的是并购重组是否对国有企业全要素生产率产生实质影响,而不是交易公告的市场效应。其二,本文研究国有企业作为主并方的并购重组交易,不包括国有企业作为标的公司或者卖方的并购重组,一方面可以更好地从国有企业的视角考察并购重组的影响,另一方面也有助于避免非国企主导的并购重组中因主并方的复杂并购动机而产生的潜在干扰。其三,从经济显著性出发,本文仅关注交易金额超过(含)100万元的并购重组;同时,对于一年内完成多宗并购重组交易的企业样本,仅保留交易金额最大的一宗。其四,对于样本期内多次完成交易金额超过(含)100万元的并购重组交易的国有企业样本,本文仅选取样本期内第一次并购重组完成事件作为DID中的冲击。

为了保证样本的有效性,本文进一步对样本进行了以下清洗:①剔除当年被标识为ST、*ST及PT的上市公司(连续两年、三年亏损的上市公司);②剔除关键变量数据缺失的样本;③由于金融类企业的全要素生产率的计算方法与实体企业大有不同,同时为了保证财务数据可比性,剔除金融类企业。最终,本文获得10755个"公司_年"观测值。

（二）模型设定与重要变量说明

1. 模型设定

为了检验并购重组如何影响国有企业的高质量发展，本文构建以企业全要素生产率为因变量的 DID 模型。由于每个国有企业完成并购的时点不同，本文构建异时双重差分模型，以识别并购重组对国有企业全要素生产率的影响作用，具体如模型（1）所示。

$$tfp_{i,t}=\alpha+\beta MergePost_{i,t}+\gamma Controls_{i,t}+\theta_t+\delta_i+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，$tfp_{i,t}$ 表示公司 i 第 t 年的全要素生产率；$MergePost_{i,t}$ 表示国有企业 i 在第 t 年是否已经完成并购重组，其系数 β 衡量了并购重组对全要素生产率的作用效果；$Controls_{i,t}$ 表示一系列公司层面的控制变量；θ_t 表示年份固定效应；δ_i 表示公司固定效应；$\varepsilon_{i,t}$ 表示模型残差项。

2. 并购重组

虚拟变量 $MergePost_{i,t}$ 刻画了不同国有企业样本完成并购重组的情况，表示样本企业 i 在第 t 年是否已经完成过并购重组。本文关注国有企业并购重组完成前后全要素生产率的变化趋势，因此，对于样本期内发生并完成并购重组的公司，$MergePost_{i,t}$ 在并购重组当年以及完成后的年份取值为 1，在并购重组之前年份取值为 0；对于样本期内未主导完成过并购重组的公司，$MergePost_{i,t}$ 始终取值为 0。

3. 全要素生产率

本文参考已有文献使用全要素生产率衡量上市公司的高质量发展水平。参考郭庆旺和贾俊雪（2005）、鲁晓东和连玉君（2012）、肖文和薛天航（2019）的研究，本文根据 Levinsohn 和 Petrin（2003）提出的方法（LP 法），测算上市公司各年的全要素生产率①，记为 *tfp*。

在本文所使用的国有企业样本中，分别按实验组（样本期间内主导完成过至少一宗交易金额在 100 万元及以上的并购重组的国有企业）和对照组（样本期间内未主导完成过交易金额在 100 万元及以上的并购重组的国有企业）计算

① 本文对上市公司全要素生产率的测算主要使用上市公司年报财务数据。具体地，以营业收入作为投资总产出，以固定资产净额作为资本投入，以企业员工总数作为劳动力投入，以支付成本费用的现金流出总和（营业成本+销售费用+管理费用+财务费用-折旧摊销-支付职工薪酬的现金）作为中间投入，代入 LP 法模型中进行全要素生产率计算，最后取自然对数。

各年全要素生产率平均值。实验组和对照组公司各年全要素生产率的均值如图1所示,统计结果显示:①2009年以来实验组和对照组的年平均全要素生产率均呈逐步上升的总体趋势,且实验组的平均全要素生产率普遍高于对照组。②2013年以后,实验组平均全要素生产率与对照组的差距随着时间推移逐步扩大;这可能是由于,自2012年11月党的十八大及2013年11月党的十八届三中全会召开以来,国有企业改革进入深化改革时期,这一阶段的国有企业改革以"做强做优做大国有资本和国有企业"为主要内容,国有企业通过以并购重组为主的有效手段实现跨越式发展(王梅婷和余航,2017),并购重组也成为深化国资国企改革的重要抓手①。

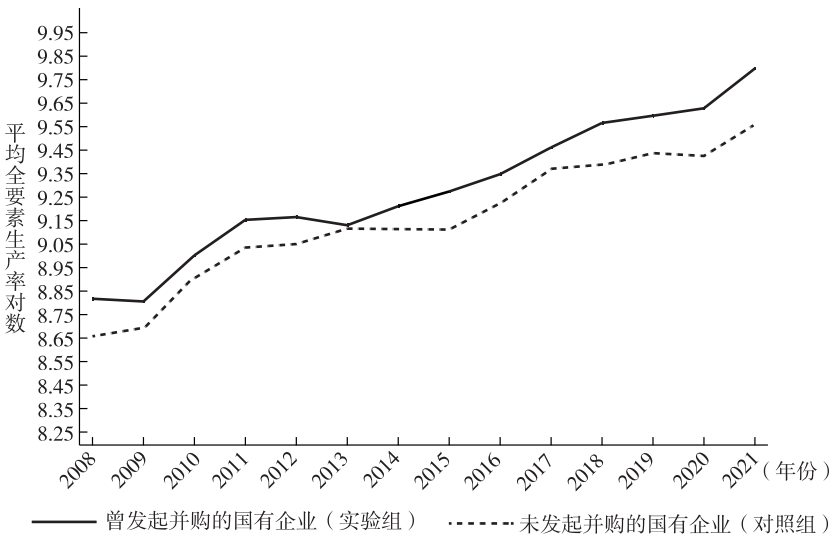

图1 2008~2021年国有企业中实验组和对照组全要素生产率平均值变化

资料来源:作者绘制。

4. 控制变量

参考Suk和Wang(2021)对于并购效率的研究,本文控制变量(*Controls*)主要包含主并公司在企业层面的一系列特征变量:净资产回报率(*ROE*),刻画了主并公司的盈利能力;资产负债率(*LEV*),控制了主并公司的偿债能力;市净率

① 党的十八大以来,国资委以深化供给侧结构性改革为主线,深入推进战略性重组和专业化整合,先后有26组47家企业实施战略性重组和专业化整合(根据2022年10月31日国务院国有资产监督管理委员会网站专题文章《党的十八大以来央企结构调整与改革重组综述》)。

（*MTB*），控制了企业的市场体量；同时，参考刘晔等（2016）、任胜钢等（2019）、张宽等（2023）对于上市公司全要素生产率的研究，加入企业年龄（*FirmAge*）、股权集中度（*OwnerCon*）以及国有企业的代理成本（*AgentCost*）作为控制变量，以全面刻画中国国有企业的个体特征。以上主要变量定义如表 1 所示。

表 1　主要变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
tfp	全要素生产率	根据 LP 法计算的全要素生产率，取自然对数
MergePost	完成并购重组	当上市公司当年处于完成并购重组时期时，取值为 1，否则为 0
MTB	市净率	总市值/净资产账面价值
ROE	净资产收益率	净利润/净资产
LEV	资产负债率	总负债/总资产
FirmAge	企业年龄	当年年份-企业成立年份+1，取自然对数
OwnerCon	股权集中度	上市公司第一大股东股权占比（%）
AgentCost	国有企业代理成本	管理费用/总资产

四、实证结果分析

（一）主要变量描述性统计结果

表 2 汇报了本文所使用的主要变量的描述性统计情况，结果显示，各变量的取值范围与现有研究一致。

表 2　主要变量描述性统计

变量	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
tfp	10755	9. 181	1. 046	6. 253	12. 230
MergePost	10755	0. 103	0. 304	0. 000	1. 000
FirmAge	10755	2. 879	0. 339	0. 693	4. 007
OwnerCon	10755	38. 870	15. 430	4. 160	89. 090

续表

变量	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
LEV	10755	0.512	0.197	0.010	0.995
MTB	10755	1.814	1.384	0.641	56.820
ROE	10755	0.024	0.907	-66.540	0.854
AgentCost	10755	0.041	0.029	0.001	0.585

表3比较了实验组在并购冲击前和冲击后以及对照组的特征,结果显示:第一,样本期间内,无论是并购重组前还是并购重组后,实验组样本的平均全要素生产率[见表3中的列(2)和列(4)]明显高于对照组[见表3中的列(6)]。第二,在实验组样本中,并购重组后的观测样本的平均全要素生产率[见表3中的列(4)]明显高于并购重组前[见表3中的列(2)]。另外,表3显示,并购重组后实验组的*ROE*有所下降,与现有研究中关于并购财务绩效为负的结论一致,回应了上文理论分析中所提出的国有企业并购中可能存在的"效率悖论"。以上描述性统计结果为并购重组提升国有企业全要素生产率提供了初步证据支持。为了控制企业特征等因素的影响,本文将进行多元回归分析,以更有效地检验并购重组对国有企业全要素生产率的净效应。

表3 实验组冲击前后和对照组描述性比较

变量	实验组(treat=1)				对照组(treat=0)	
	并购重组前(post=0)		并购重组后(post=1)			
	N	均值	N	均值	N	均值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
tfp	2693	9.148	1987	9.514	6075	9.088
FirmAge	2693	2.777	1987	3.069	6075	2.862
OwnerCon	2693	40.430	1987	39.000	6075	38.130
LogPPE	2693	0.533	1987	0.512	6075	0.503
LEV	2693	1.814	1987	1.619	6075	1.877
MTB	2693	0.051	1987	0.011	6075	0.016
ROE	2693	0.045	1987	0.035	6075	0.041
AgentCost	2693	9.148	1987	9.514	6075	9.088

（二）基准回归结果

本文使用模型（1）实证检验并购重组对全要素生产率的影响作用，相关实证结果如表 4 所示。列（2）显示了运行模型（1）的回归所得到的 *MergePost* 的估计系数为 0.2059，在 1%水平显著，表明并购重组能显著提升国有企业的全要素生产率。本文其他检验均以列（2）所显示的模型［即模型（1）］为基准。

表 4　基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	Dep. Var. $=tfp_{i,t}$					
MergePost	0.2205***	0.2059***	0.2144***	0.1378***	0.4080***	0.2923***
	（13.03）	（12.55）	（8.76）	（6.28）	（15.88）	（12.40）
FirmAge		0.1114*		0.0347		0.3692***
		（1.90）		（1.09）		（13.29）
OwnerCon		0.0052***		0.0124***		0.0156***
		（6.16）		（22.08）		（26.56）
LEV		0.6059***		1.6815***		1.7363***
		（11.02）		（28.67）		（36.41）
MTB		−0.0173***		−0.1140***		−0.1041***
		（−3.72）		（−5.91）		（−15.25）
ROE		0.0347**		0.0818**		0.0804***
		（2.39）		（2.07）		（8.24）
AgentCost		−0.5564		−1.3657***		−0.6866**
		（−1.60）		（−3.88）		（−2.14）
Constant	8.7088***	7.9689***	8.7181***	7.4802***	9.1061***	6.7819***
	（487.02）	（50.74）	（271.59）	（75.09）	（824.72）	（71.92）
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
个体固定效应	Yes	Yes	No	No	No	No
行业固定效应	No	No	Yes	Yes	No	No
adj. R^2	0.879	0.884	0.284	0.432	0.023	0.246
N	10755	10755	10755	10755	10755	10755

注：括号内为稳健 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，下同。

另外,表4中的列(1)和列(2)同时控制年份和公司固定效应,结果显示,无论是否加入公司特征控制变量,*MergePost* 的系数均为正,且具有1%的统计显著性;另外,本文还对仅控制年份和行业固定效应[见表4中的列(3)、列(4)]以及未控制固定效应[见表4中的列(5)、列(6)]的回归模型进行实证过程,结果显示,*MergePost* 的系数仍在1%的水平显著为正,验证了主回归结果的稳健性。以上结果表明,国有企业并购重组对于企业的全要素生产率具有积极推动作用,本文的研究假设得到验证。

(三) 稳健性检验

为了检验研究结论的稳健性,本文进行了如下实证分析①:

(1)平行趋势检验。使用DID模型需满足平行趋势假设,为此本文构造模型(2)对样本所受到并购冲击的动态效应进行实证检验。

$$tfp_{i,t} = \alpha + \sum_{t=-4}^{-2}\beta_m D_{i,t}^m + \sum_{t=0}^{5}\beta_m D_{i,t}^m + \gamma Controls_{i,t} + \theta_t + \delta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(2)中,以并购前一年($t-1$)为基准年,时间虚拟变量 $D_{i,t}^m$ 取值为1时表示实验组在并购完成前4年、前3年、前2年、当年、并购后第1年至第5年($t-4$,$t-3$,$t-2$,t,$t+1$,$t+2$,$t+3$,$t+4$,$t+5$)的观测值,对于对照组该时间虚拟变量均赋值为0。β_m 则表示上述虚拟变量的一系列估计值。图2绘制了90%置信区间下 β_m 的估计结果。不难看出,β_m 在并购前4年、前3年、前2年($t-4$,$t-3$,$t-2$)均不显著,说明处理组和对照组在并购实施前不存在明显的差异,满足平行趋势假设。

(2)安慰剂检验。为进一步增强研究结论的稳健性,本文进行了安慰剂检验。分别通过随机生成实验组并重复1000次及10000次,进行模型(1)的回归,结果显示系数 β 均服从均值为0的正态分布。这一结果表明在随机抽样的情况下得到基准回归系数0.2059[见表4列(2)*MergePost* 的估计系数]是一个极小概率的事件。本文基准结论通过了安慰剂检验,可以排除其他偶然因素对基准回归结果的干扰。

① 由于篇幅所限,稳健性检验回归的结果(基于倾向得分匹配后样本的双重差分分析结果,以OP法、OLS法以及FE法测算得到的全要素生产率作为因变量的回归结果,更改实验期与对照期的DID结果)不在正文中列示。另外,本文使用基于PSM样本进行其他稳健性检验、机制检验、进一步检验,得到的结论一致,由于篇幅所限不在正文中列示。

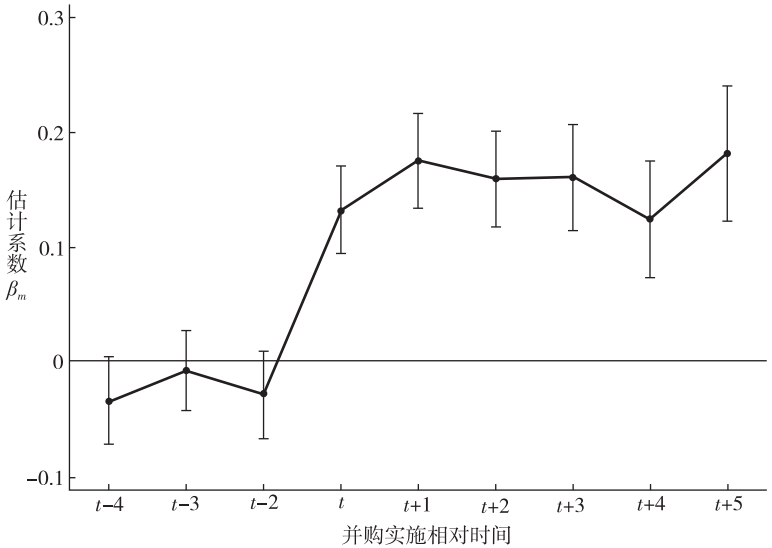

图 2　平行趋势检验

资料来源：作者绘制。

（3）倾向得分匹配。为缓解潜在样本选择偏差问题对研究结论的影响，本文进行了 PSM-DID 的稳健性检验。本文分别使用 K 最近邻匹配（$K=4$，重复 100 次）、K 最近邻匹配（$K=10$，重复 100 次）、半径匹配（半径 = 0.001）、核匹配四种方法，得到匹配后样本。基于匹配后样本进行双重差分分析的实证结果与前述结果一致。

（4）更改全要素生产率的测算方法。对于全要素生产率的测算，学界常用的方法包括 LP 法（Levinsohn 和 Petrin，2003）、OP 法（Olley 和 Pakes，1996）、OLS 法（最小二乘法）以及 FE 法（固定效应法）（鲁晓东和连玉君，2012）。本文主要使用 LP 法对全要素生产率进行测算，用于基准回归及其他实证检验。为了进一步检验基准回归结果的稳健性，本文采用其他三种方法重新测算全要素生产率，并使用它们作为因变量进行基准回归，前述结果仍然成立。

（5）更改 DID 中的实验期与对照期。基准 DID 中的实验期和对照期分别保留了并购重组前后样本期内所有年份。作为稳健性检验，本文选取不同的实验组和对照期（并购重组前后共 6 年、8 年、10 年和 12 年），再次进行双重差分分析，前述结论依然成立。

（6）基于 OLS 的实证检验。作为稳健性检验，本文使用 OLS 模型检验并购

行为对国有企业全要素生产率的影响，如模型（3）所示。参考王艳和李善民（2017）的研究中对并购长期财务绩效的度量方法，本文以并购完成前后企业全要素生产率的变化（$\Delta tfp_{i,t}$）作为被解释变量，以国有企业当年是否完成并购重组的哑变量 *Merge* 为模型的自变量。本文分别计算了并购重组完成前后1年、2年、3年的平均变化量，即 $\Delta tfp_{1yi,t}$、$\Delta tfp_{2yi,t}$ 以及 $\Delta tfp_{3yi,t}$，刻画并购完成前后企业全要素生产率的变化。

$$\Delta tfp_{i,t}=\alpha+\beta Merge_{i,t}+\gamma Controls_{i,t}+\theta_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表5展示了基于模型（3）的实证结果。结果表明，并购重组的完成对作为收购公司的国有企业的并购前后1年、2年及3年的全要素生产率的平均变化量都在1%的显著性水平呈正向影响作用。而从经济显著性来看，国有企业并购的完成对 $\Delta tfp_{1yi,t}$、$\Delta tfp_{2yi,t}$ 以及 $\Delta tfp_{3yi,t}$ 的回归系数依次减小，这说明并购重组显著提升了国有企业的全要素生产率，且这种提升效果随着距离并购完成当年的时间越远而逐渐减弱。以上结果为本文研究结论的稳健性提供了进一步证据支持，也表明并购重组对国有企业全要素生产率的促进作用具有一定的时效性。

表5 基于OLS模型的实证结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	$\Delta tfp_{1yi,t}$		$\Delta tfp_{2yi,t}$		$\Delta tfp_{3yi,t}$	
$Merge_{i,t}$	0.1825***	0.1846***	0.1531***	0.1523***	0.1176***	0.1177***
	（7.80）	（7.88）	（6.14）	（6.14）	（4.58）	（4.61）
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.134	0.143	0.268	0.280	0.402	0.415
N	9530	9530	8071	8071	6822	6822

五、影响机制分析

以上研究表明，国有企业并购可以提升其全要素生产率，推动其高质量发展。那么，国有企业并购促进全要素生产率的影响机制是什么？

参考任胜钢等(2019)对企业全要素生产率的剖析思路,全要素生产率作为一个无量纲的综合性的索洛余值,全要素生产率的增长可能源于国有企业并购带来的资源配置优化效应以及技术进步效应。一方面,国有企业通过实施并购重组,获取行业或产业链中的优势资源,优化企业内部资源配置,提高全要素生产率;另一方面,通过并购优秀的创新资源,国有企业将提升自身创新能力,从而推动技术进步,实现全要素生产率的提升。因此,本文主要从资源配置效率和技术进步两个方面分析国有企业并购重组影响全要素生产率的作用机理。

本文使用 Baron 和 Kenny(1986)的中介效应检验方法——逐步法(Causal Steps Approach)进行机制检验。具体地,参考江艇(2022)的研究中所厘清的"逐步法"流程,构建中介检验模型如式(4)、式(5)、式(6)所示。

$$tfp_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 MergePost_{i,t}+\varepsilon_{Y1} \tag{4}$$

$$M_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 MergePost_{i,t}+\varepsilon_{M} \tag{5}$$

$$tfp_{i,t}=\beta_0+\beta_1 MergePost_{i,t}+\beta_2 M_{i,t}+\varepsilon_{Y2} \tag{6}$$

其中,变量 $tfp_{i,t}$ 和 $MergePost_{i,t}$ 如模型(1)所定义,$M_{i,t}$ 则代表国有企业并购重组与全要素生产率之间因果链条中起作用的中介变量。本文关注的是式(5)中 γ_1 的估计值以及式(6)中 β_1 和 β_2 的估计值。按照逐步法的检验步骤:首先,基准回归的回归结果已经说明了国有企业施行并购重组与全要素生产率之间存在因果链条;其次,若 γ_1 的估计值在统计上显著,则意味着并购重组能显著影响中介变量 $M_{i,t}$;最后,若 β_2 的估计值在统计上显著,意味着中介变量 $M_{i,t}$ 显著影响了全要素生产率。经过以上检验过程,能够说明 $M_{i,t}$ 是并购重组提升国有企业全要素生产率中的作用机制。

(一) 优化资源配置

资金是上市公司运营中所使用的最重要的资源之一,上市公司的资源配置效率与其面临的融资约束以及资本错配程度紧密相关。融资约束越大、信贷错配程度越高,则上市公司使用资本的成本越高,资源配置效率越低。因此,本文参考邵挺(2010)、周煜皓和张盛勇(2014)的研究,使用"FC 指数"(*FC*)衡量企业的融资约束程度①,使用金融错配负担水平(*FD*)衡量企业的资本错配程度。

使用 *FC* 和 *FD* 作为中介变量,表 6 报告了企业资源配置效率的中介效应检

① 此外,本文还使用 SA 指数、KZ 指数和 WW 指数作为融资约束的衡量指标,基本结论保持不变。

验结果①。表6中列(1)和列(3)结果显示,*MergePost* 对 *FC* 和 *FD* 的回归系数显著为负,说明并购重组减少了国有企业所面临的融资约束和金融错配负担。由列(2)和列(4)可见,*FC* 和 *FD* 的系数显著为负,说明融资约束程度和金融错配负担水平显著降低了全要素生产率,并且 *MergePost* 的系数仍显著为正,说明融资约束程度和金融错配负担水平在并购重组提升全要素生产率的关系中发挥了部分中介效应。以上结果说明,并购重组能够通过改善资源配置效率(降低国有企业的融资约束程度和金融错配负担水平)进而提升全要素生产率。

表6 优化资源配置的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$FC_{i,t}$	$tfp_{i,t}$	$FD_{i,t}$	$tfp_{i,t}$	Dep. Var. $tfp_{i,t}$		
MergePost	−0.0601***	0.1628***	−0.0290***	0.2048***	0.2054***	0.2049***	0.1974***
	(−13.52)	(10.21)	(−2.84)	(12.50)	(12.53)	(12.50)	(12.07)
$FC_{i,t}$		−0.7177***					
		(−16.40)					
$FD_{i,t}$				−0.0376**			
				(−2.28)			
ln*Patents*					0.0053**		
					(2.05)		
RDEfficiency						0.0092***	
						(3.25)	
RDPerson Ratio							0.0046***
							(6.09)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

① 值得注意的是,资源配置优化中介效应的发挥并不是一蹴而就的,因此本文还使用 $t+1$ 期的 *FC* 和 *FD* 作为中介变量,基本结论保持不变。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$FC_{i,t}$	$tfp_{i,t}$	$FD_{i,t}$	$tfp_{i,t}$	Dep. Var. $tfp_{i,t}$		
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.833	0.889	0.339	0.884	0.884	0.884	0.885
N	10755	10755	10755	10755	10755	10755	10755

为控制全要素生产率中可能存在的技术进步效应，从而更准确地对资源配置优化效应进行检验。进一步地，本文借鉴徐升艳等（2018）、任胜钢等（2019）的做法，在模型中控制能刻画技术进步效应的变量：专利申请数量（ln*Patents*，专利申请数量加 1 后取自然对数）、研发效率（*RDEfficiency*，专利申请数量与研发强度[①]之比，取自然对数）、研发人员投入（*RDPersonRatio*，研发人员数量占员工总数的比例）。根据表 6 中列（5）、列（6）、列（7）报告的结果，在控制了以上技术进步特征后，并购重组仍能够显著提升全要素生产率，资源配置优化效应得到进一步验证。

（二）推动技术进步

参考郭玥（2018）、顾夏铭等（2018）的研究，本文分别以上市公司的专利申请数量（ln*Patents*）、研发效率（*RDEfficiency*）以及研发人员投入（*RDPersonRatio*），从投入和产出两个维度全面刻画企业的技术进步特征。

表 7 汇报了上市公司技术进步特征的中介效应逐步法的估计结果。表 7 中的列（1）和列（2）对专利申请数量的中介效应检验结果表明，*MergePost* 对 ln*Patents* 的回归系数显著为正，而 ln*Patents* 对 *tfp* 的回归系数同样显著为正。这说明，并购重组提高了国有企业的研发产出，从而提升了全要素生产率。另外，由于研发效率是综合考虑研发产出与研发投入的指标，由表 7 中的列（3）和列（4）对研发效率的中介效应检验结果进一步检验了并购重组促进了国有企业的技术进步，以此实现了全要素生产率的提升。类似地，表 7 中的列（5）和列（6）的中介效应检验结果表明，研发人员投入在国有企业并购重组对全要素生产率

① 研发强度＝研发投入/营业收入。

的促进作用中发挥了显著的正向中介效应。综合以上结果,国有企业并购重组能够形成技术进步效应从而提升全要素生产率,具体呈现为既可以显著提升研发产出与研发效率,又可以显著促进企业研发人力资源增长,从而提升全要素生产率。

表7 推动技术进步的机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln*Patents*	*tfp*	*RDEfficiency*	*tfp*	*RDPersonRatio*	*tfp*
MergePost	0.0924*	0.2054***	0.1147**	0.2049***	1.8457***	0.1974***
	(1.67)	(12.53)	(2.37)	(12.50)	(6.78)	(12.07)
ln*Patents*		0.0053**				
		(2.05)				
RDEfficiency				0.0092***		
				(3.25)		
RDPersonRatio						0.0046***
						(6.09)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.526	0.884	0.448	0.884	0.648	0.885
N	10755	10755	10755	10755	10755	10755

六、异质性分析

(一) 国有企业层级

按行政级别划分,国有企业可分为中央企业和地方国有企业。两者主要区别在于,中央企业一般由国务院国资委监管,主要服务于国家战略;而地方国有企业则一般由当地政府统辖,其投资行为更多受到地方政府的影响。因此,相对于地方国有企业,中央企业实施并购重组更倾向于服务国家战略利益。本文分别对样本中的国有企业按照中央和地方分成两组,分别进行基准回归,表8中的

列(1)、列(2)展示了相关实证结果。研究发现,无论在中央企业和地方国有企业中,并购重组都能对企业全要素生产率产生显著的促进作用。从估计系数大小来看,中央企业并购重组对全要素生产率的促进作用强于地方国有企业。这一结果既证明了并购战略动因理论在国有企业并购重组中的适用性,又从实证上为国家推动中央企业通过实施战略性重组打造“世界一流企业”的政策成效提供了经验证据。

表 8　异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Dep. Var. $=tfp_{i,t}$					
	中央企业	地方国企	行业集中度高	行业集中度低	地区市场化程度高	地区市场化程度低
MergePost	0.2088***	0.2036***	0.2024***	0.2069***	0.1883***	0.2094***
	(6.74)	(10.19)	(7.65)	(8.89)	(8.39)	(7.14)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.891	0.884	0.894	0.895	0.898	0.898
N	3146	7609	5375	5380	6106	4649

(二) 行业集中度

行业集中度对并购重组绩效具有潜在影响,为此本文使用赫尔芬达指数 HHI(Herfindahl-Hirschman Index)衡量行业集中度,考察国有企业并购重组对全要素生产率的促进作用在不同行业集中度下的异质性特征。本文根据行业集中度样本中位数高低划分为行业集中度高和行业集中度低两组,分别进行基准回归,表 8 中的列(3)、列(4)展示了相关实证结果。可以发现,在不同行业集中度样本中,并购重组对全要素生产率都具有显著的促进作用,但在行业集中度低的子样本中作用效果更大。这可能是因为,国有企业并购重组具有聚集行业内分散资产、调整行业结构的功能。国有企业通过并购重组以整合聚拢资源,从而实现国资国有企业的做强做优做大。

（三）地区营商环境

外部营商环境是国有企业参与市场竞争的重要制度保证。在更公开透明、更成熟的市场环境中，国有企业的运营受到地区政府政策干预的可能性较低，从而整体效率更高（夏立军和陈信元，2007；蔡贵龙等，2018）。本文使用国有企业所在地区的市场化程度（*MK*，各省份的樊纲市场化指数）刻画国有企业的外部营商环境。本文根据指标样本中位数的高低划分样本，分别进行基准回归，表8中的列（5）、列（6）展示了相关实证结果。可以发现，在不同市场化程度的子样本中，国有企业并购重组均显著提升了全要素生产率；但在市场化程度较低的子样本中，国有企业并购重组对全要素生产率的促进作用更大。这意味着国有企业施行并购重组能一定程度地弥补由于营商环境欠佳对自身高质量发展造成的损害。

七、进一步研究

现阶段我国国有企业并购重组的特征是多元的。从整合方式来看，既包括国有企业的内部整合，又包括国有企业与其他所有制企业的合并；从整合方向来看，既包括同行业横向聚集，又包括产业链上下游的纵向贯通；从区域特征来看，既包括与同区域企业的协同合并，又包括跨省（自治区）、跨地级市之间企业的联动融合。细致分析不同类型的国企并购如何影响国有企业的高质量发展水平，既进一步加强了本文基本结论的说服力，又能为接下来我国如何从并购决策层面落实好国有企业并购重组这一国有企业改革的重要抓手提供经验证据。因此，本文进一步分析不同特征的并购重组对国有企业全要素生产率影响作用。此外，本文还进一步考察了并购重组在不同国有企业改革政策期间的差异化影响。相关实证结果如表9所示。

表9 进一步研究的实证结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	Dep. Var. $=tfp_{i,t}$					
MergePost× *Relevance*	0.1138***					
	（4.79）					

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Dep. Var. = $tfp_{i,t}$					
MergePost×*Horizon*		0.1042***				
		(4.91)				
MergePost×*Vertical*			0.1374***			
			(5.75)			
MergePost×*CrossCity*				0.0912***		
				(3.69)		
MergePost×*CrossProvince*					0.1105***	
					(3.89)	
MergePost×*policy*2013						0.2072***
						(12.57)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.882	0.882	0.882	0.882	0.882	0.884
N	10755	10755	10755	10755	10755	10755

（一）并购重组特征

1. 国有企业内部整合

国有企业内部整合是解决国有企业内部机构臃肿、管理链条偏长等问题的重要手段（谭峰，2023）。本文设置并购重组是否为关联并购的虚拟变量（*Relevance*），并在基准模型的基础上引入交乘项 *MergePost*×*Relevance*，以考察国有企业内部整合的影响作用。表 9 中的列（1）的结果显示，*MergePost*×*Relevance* 显著为正，这说明，国有企业内部整合能显著提升全要素生产率。

2. 行业内整合与产业内整合

基于横向并购重组和纵向并购重组，本文分别检验国有企业主导的行业内整合（*Horizon*）以及产业内整合（*Vertical*）的调节作用，分别引入 *MergePost*×

Horizon 和 *MergePost*×*Vertical* 两个交乘项。表9中的列(2)和列(3)的结果显示,两个交乘项的回归系数均在1%的水平显著为正,且 *MergePost*×*Vertical* 的系数相对更大,说明国有企业主导的产业内整合对全要素生产率的促进作用比行业整合更强。这可能是因为,国有企业通过实施并购重组,促进产业链上下游资源整合,为自身的高质量发展积累了产业中的优势资源,从而实现了全要素生产率的提升。

3. 跨区域整合

国有企业的并购重组可能是跨市或跨省进行的。根据国有企业与并购标的企业所在地,本文设置了是否为跨市并购重组(*CrossCity*)和是否为跨省并购重组(*CrossProvince*)的虚拟变量,并在基准模型上分别引入 *MergePost*×*CrossCity* 和 *MergePost*×*CrossProvince* 两个交乘项以考察跨区域特征的调节作用。表9中的列(4)和列(5)的结果显示,两个交乘项的回归系数均在1%的水平显著为正,说明跨区域并购重组能显著提升国有企业全要素生产率。

(二) 不同国有企业改革政策

党的十八大以来,国有企业发展步入新台阶。2013年党的十八届三中全会对新时期全面深化国有企业改革进行了战略部署。在相关政策的作用下,战略性兼并重组推动了我国国有资本布局的优化调整(李红娟和刘现伟,2020)。为考察不同国有企业改革政策期间的调节作用,本文设置了表征2013年前后的虚拟变量(*policy*2013),并在基准模型中引入交乘项 *MergePost*×*policy*2013。表9中列(6)的实证结果显示 *MergePost*×*policy*2013 的回归系数显著为正,说明在2013年后完成的并购重组对于国有企业全要素生产率的促进作用更强。

八、结论和建议

本文基于2008~2021年的中国国有上市公司数据,采用异时DID模型,实证研究了国有企业并购重组对全要素生产率的促进作用,优化资源配置、推动技术进步是其中的重要影响机制。对于中央企业,当公司所在行业集中度较高、地区营商环境较差时,并购重组对全要素生产率的促进作用更强。此外,内部整合、行业内或产业内整合、跨区域整合都为国有企业带来更高的全要素生产率。最后,2013年国有企业深化改革之后,并购重组对全要素生产率的促进作用更强。

本文的结论揭示了并购重组对国有企业高质量发展的重要作用，拓展和丰富了现有文献，也为深化国资国有企业改革提供了政策启示。其一，本文发现并购重组有助于提升国有企业全要素生产率，为新时期我国国资国有企业改革的成效提供了证据支持。政府可以通过鼓励国有企业加强兼并重组，出台以高质量发展为导向的并购政策，以国有企业的技术进步和资源配置效率优化为支点，撬动整体经济中科技创新水平和资源利用效率的提升。其二，本文的研究结论进一步明确了资源配置优化和技术进步是国有企业实现高质量发展的重要路径，这为我国下一阶段做好国有企业并购重组工作提供了指引。其三，政府要持续优化营商环境、加强产业治理、做好并购策略制定，以更好发挥并购重组对国有企业高质量发展的积极作用。

参 考 文 献

[1] 蔡贵龙，柳建华，马新啸．非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]．管理世界，2018，34(5)：137-149.

[2] 曹越，孙丽，郭天枭，等．“国企混改”与内部控制质量：来自上市国企的经验证据[J]．会计研究，2020(8)：144-158.

[3] 陈爱贞，张鹏飞．并购模式与企业创新[J]．中国工业经济，2019(12)：115-133.

[4] 陈仕华，卢昌崇，姜广省，等．国企高管政治晋升对企业并购行为的影响——基于企业成长压力理论的实证研究[J]．管理世界，2015(9)：125-136.

[5] 陈玉罡，李善民．并购中主并公司的可预测性——基于交易成本视角的研究[J]．经济研究，2007(4)：90-100.

[6] 方军雄．政府干预、所有权性质与企业并购[J]．管理世界，2008(9)：118-123+148+188.

[7] 顾夏铭，陈勇民，潘士远．经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]．经济研究，2018，53(2)：109-123.

[8] 郭庆旺，贾俊雪．中国全要素生产率的估算：1979—2004[J]．经济研究，2005(6)：51-60.

[9] 郭玥．政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]．中国工业经济，2018(9)：98-116.

[10] 郝鹏．坚持用高质量党建引领中央企业高质量发展[J]．人民论坛，2019(12)：6-8.

[11] 何德旭，曾敏，张硕楠．国有资本参股如何影响民营企业？——基于债务融资视角的研究[J]．管理世界，2022，38(11)：189-207.

[12] 黄勃，李海彤，刘俊岐，等．数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专

利的证据[J]. 经济研究,2023,58(3):97-115.

[13] 黄群慧,余菁. 国有企业改革的进程、效率与未来方向[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2019,56(1):87-98+160.

[14] 黄群慧,余菁. 新时期的新思路:国有企业分类改革与治理[J]. 中国工业经济,2013(11):5-17.

[15] 黄群慧. 新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——基于经济现代化的视角[J]. 经济研究,2021,56(4):4-23.

[16] 黄速建,肖红军,王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 中国工业经济,2018(10):19-41.

[17] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

[18] 蒋冠宏. 并购如何提升企业市场势力——来自中国企业的证据[J]. 中国工业经济,2021(5):170-188.

[19] 李红娟,刘现伟. 优化国有资本布局的思路与对策[J]. 宏观经济管理,2020(2):29-34.

[20] 李培林,张翼. 国有企业社会成本分析——对中国10个大城市508家企业的调查[J]. 中国社会科学,1999(5):41-56+205.

[21] 林毅夫,刘明兴,章奇. 政策性负担与企业的预算软约束:来自中国的实证研究[J]. 管理世界,2004(8):81-89+127-156.

[22] 刘维林,刘秉镰. 新时代以提升全要素生产率促进高质量发展的路径选择[J]. 改革,2022(11):15-23.

[23] 刘晔,张训常,蓝晓燕. 国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于PSM-DID方法的实证研究[J]. 财政研究,2016(10):63-75.

[24] 刘元春. 国有企业的"效率悖论"及其深层次的解释[J]. 中国工业经济,2001(7):31-39.

[25] 刘运国,郑巧,蔡贵龙. 非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗? ——来自国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2016(11):61-68+96.

[26] 刘志彪,凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界,2020,36(7):15-29.

[27] 刘志强. 国有企业,迈出高质量发展坚实步伐[N]. 人民日报,2022-06-18(004).

[28] 鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊),2012(2):179-196.

[29] 逯东,黄丹,杨丹. 国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J]. 管理世界,2019,35(6):119-141.

[30] 潘红波,夏新平,余明桂．政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J]．经济研究,2008(4):41-52.

[31] 潘红波,余明桂．目标公司会计信息质量、产权性质与并购绩效[J]．金融研究,2014(7):140-153.

[32] 潘红波,余明桂．支持之手、掠夺之手与异地并购[J]．经济研究,2011,46(9):108-120.

[33] 钱雪松,康瑾,唐英伦,等．产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]．中国工业经济,2018(8):42-59.

[34] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等．排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]．中国工业经济,2019(5):5-23.

[35] 邵挺．金融错配、所有制结构与资本回报率:来自 1999~2007 年我国工业企业的研究[J]．金融研究,2010(9):51-68.

[36] 宋敏,周鹏,司海涛．金融科技与企业全要素生产率——"赋能"和信贷配给的视角[J]．中国工业经济,2021(4):138-155.

[37] 佟岩,王茜,曾韵,等．并购动因、融资决策与主并方创新产出[J]．会计研究,2020(5):104-116.

[38] 谭峰．央企专业化整合提速见效[J]．国资报告,2023(3):90-93.

[39] 王凤荣,高飞．政府干预、企业生命周期与并购绩效——基于我国地方国有上市公司的经验数据[J]．金融研究,2012(12):137-150.

[40] 王梅婷,余航．国有企业并购重组的趋势、模式和挑战[J]．经济学家,2017(8):5-11.

[41] 王艳．混合所有制并购与创新驱动发展——广东省地方国企"瀚蓝环境"2001~2015 年纵向案例研究[J]．管理世界,2016(8):150-163.

[42] 王艳,李善民．社会信任是否会提升企业并购绩效？[J]．管理世界,2017(12):125-140.

[43] 王永钦,李蔚,戴芸．僵尸企业如何影响了企业创新？——来自中国工业企业的证据[J]．经济研究,2018,53(11):99-114.

[44] 夏立军,陈信元．市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J]．经济研究,2007(7):82-95+136.

[45] 肖红军．国有资本运营公司改革进展与深化方向[J]．改革,2021(11):42-61.

[46] 肖文,薛天航．劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J]．世界经济,2019,42(1):76-94.

[47] 徐升艳,陈杰,赵刚．土地出让市场化如何促进经济增长[J]．中国工业经济,2018(3):44-61.

[48] 于开乐,王铁民．基于并购的开放式创新对企业自主创新的影响——南汽并购罗孚经

验及一般启示[J]. 管理世界,2008(4):150-159+166.

[49] 余泳泽,刘大勇,龚宇. 过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率[J]. 管理世界,2019,35(7):26-42+202.

[50] 张宽,雷卓骏,李后建. 市场准入管制与企业全要素生产率:来自负面清单的证据[J]. 世界经济,2023(5):152-176.

[51] 张雯,张胜,李百兴. 政治关联、企业并购特征与并购绩效[J]. 南开管理评论,2013,16(2):64-74.

[52] 中国社会科学院工业经济研究所课题组,黄群慧,黄速建. 论新时期全面深化国有经济改革重大任务[J]. 中国工业经济,2014(9):5-24.

[53] 周煜皓,张盛勇. 金融错配、资产专用性与资本结构[J]. 会计研究,2014(8):75-80+97.

[54] BERNILE G, LYANDRES E, ZHDANOV A. A theory of strategic mergers[J]. Review of Finance,2012,16(2):517-575.

[55] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology,1986,51(6):1173.

[56] CHESBROUGH H W. A better way to innovate[J]. Harvard Business Review, 2003, 81(7):12-3+115.

[57] COASE R H. The nature of the firm [J]. Economica,1937,4(16):386-405.

[58] LAMBRECHT B M. The timing and terms of mergers motivated by economies of scale[J]. Journal of Financial Economics,2004,72(1):41-62.

[59] LELAND H E. Financial synergies and the optimal scope of the firm: Implications for mergers, spinoffs, and structured finance[J]. Journal of Finance,2007,62(2):765-807.

[60] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. Review of Economic Studies,2003,70(2):317-341.

[61] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. Econometrica,1996,64:1263-129.

[62] PENG M W, BRUTON G D, STAN C V, et al. Theories of the (state-owned) firm [J]. Asia Pacific Journal of Management,2016,33:293-317.

[63] SHEEN A. The real product market impact of mergers[J]. Journal of Finance, 2014, 69(6):2651-2688.

[64] SHLEIFER A, VISHNY R W. Stock market driven acquisitions[J]. Journal of Financial Economics,2003,70(3):295-311.

[65] SUK I, WANG M. Does target firm insider trading signal the target's synergy potential in mergers and acquisitions? [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 142(3): 1155-1185.

[66] WILLIAMSON O E. Economic institutions: Spontaneous and intentional governance [J]. The Journal of Law, Economics, and Organization, 1991, 7(special_issue): 159-187.

How Can M&As Promote the High-quality Development of SOEs?

—Empirical Evidence from Chinese A-share Listed SOEs

Chen Yugang, Lu Shan, Teng Fei

Abstract Based on a sample of Chinese A-share state-owned listed companies from 2008 to 2021, this paper empirically examines the impact of mergers and acquisitions (M&As) on the level of high-quality development in state-owned enterprises (SOEs). This is achieved by constructing a heterogeneous-timing DID model and utilizing total factor productivity (TFP) as an indicator for measuring the level of high-quality development. The research findings indicate that M&A implementation significantly enhances the TFP of SOEs, with robustness tests confirming these conclusions. Mechanism analysis reveals that M&A activities improve resource allocation efficiency and promote technological progress, thereby enhancing the TFP in SOEs. Heterogeneity analysis demonstrates that the positive effect of M&As on TFP is more pronounced for SOEs who are centrally owned, in industries with lower concentration levels, and within regions with limited marketization. Furthermore, internal integration, intra-industry integration, and cross-regional merger within SOEs contribute to higher TFP levels. The findings of this paper provide empirical evidence for how the M&As affect TFP of SOEs, enrich the relevant literature of SOE M&As, with policy implications for how to further achieve high-quality development of SOEs.

Key Words state-owned enterprises　mergers and acquisitions　high-quality development　total factor productivity