



No. 2227

Working Paper

战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升

黄勃 李海彤 江萍 雷敬华

【摘要】 企业战略联盟合作对于促进要素流动和优化资源配置具有重要意义。本文从企业间要素流动的视角出发，基于中国上市公司发布的战略合作公告的文本数据，考察战略联盟对企业全要素生产率的影响。研究发现，参与企业间战略联盟合作显著提高了企业全要素生产率，并且股权式合作模式、双边契约形式以及预设的合作金额增大了战略联盟对生产率的提升作用。在作用机制上，参与战略联盟提高了企业的研发强度与创新产出，降低了企业的经营成本与交易费用，从而促进了全要素生产率的提升。进一步分析发现，战略联盟提升企业全要素生产率的作用与战略合作伙伴实力呈正相关，并且该作用在商业合作文化区域和非国有企业中更为明显。本文揭示了战略联盟合作助推企业提质增效的机制，为优化企业资源要素配置、提升企业生产效率^[1]和推动中国产业转型升级提供了启发与参考。

【关键词】 战略联盟 要素流动 全要素生产率 企业合作

【文章编号】 IMI Working Paper NO. 2227



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升

黄勃¹ 李海彤² 江萍³ 雷敬华⁴

【摘要】企业战略联盟合作对于促进要素流动和优化资源配置具有重要意义。本文从企业间要素流动的视角出发，基于中国上市公司发布的战略合作公告的文本数据，考察战略联盟对企业全要素生产率的影响。研究发现，参与企业间战略联盟合作显著提高了企业全要素生产率，并且股权式合作模式、双边契约形式以及预设的合作金额增大了战略联盟对生产率的提升作用。在作用机制上，参与战略联盟提高了企业的研发强度与创新产出，降低了企业的经营成本与交易费用，从而促进了全要素生产率的提升。进一步分析发现，战略联盟提升企业全要素生产率的作用与战略合作伙伴实力呈正相关，并且该作用在商业合作文化区域和非国有企业中更为明显。本文揭示了战略联盟合作助推企业提质增效的机制，为优化企业资源要素配置、提升企业生产效率⁵和推动中国产业转型升级提供了启发与参考。

【关键词】战略联盟 要素流动 全要素生产率 企业合作

一、引言

我国的“十四五”规划明确了当前经济高质量发展阶段的战略导向，包括“推动生产要素循环流转和生产、分配、流通、消费各环节有机衔接”。为了践行“十四五”规划和实现二〇三五年远景目标，我国在促进要素有序流动上正在进行积极实践，不断优化市场化营商环境、深化要素市场化配置机制改革。要素流动有利于提高整个产业的资源配置效率，推动社会经济的可持续发展（宋等，2011）。许多学者在宏观层面探讨了要素流动与产业升级之间的联系，以及对企业的影响。一方面，不同部门在生产活动分工基础上实现要素流动，能够利用自身优势实现对资源的最大化利用（阿米蒂、魏，2009），进而通过资源要素投入助推产业转型升级（苏杭，2017），促进企业提升生产效率（黄先海等，2017）。另一方面，降低要素迁移成本和减小要素流动壁垒可以促进企业资本的有序流动，有利于提升社会资源配置效率（马光荣等，2020），对于提高企业全要素生产率和推动经济高质量发展具有重要意义（刘冲等，2020）。

作为实现企业间要素有序流动的方式之一，战略联盟合作是促成企业双方资源要素互补的重要手段，也是产业组织演进过程中的组织互动关系的范式（哈里根，1985）。在沃纳菲

¹ 黄勃，中国人民大学国际货币研究所研究员、中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心

² 李海彤，中国人民大学商学院

³ 江萍，对外经济贸易大学国际经济贸易学院

⁴ 雷敬华，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心

尔特的（1984）资源基础理论框架下（Resource-Based Theory），学者们认为战略联盟的本质是企业资源的整合（达斯和滕，2000），联盟企业以各方要素的互补性和协同性为基础，促使资源跨过各自企业边界，进而形成更有价值的资源组合（帕克等，2002；罗宾逊，2008）。由于研发水平、专利技术、品牌声誉、市场渠道等高级要素通常对应较高的边际成本，当企业的比较优势仅体现于其他方面时，向外部寻求支持则成为了企业的最优选择。艾森哈特和肖恩霍温（1996）基于资源基础理论，认为企业合作的首要动机在于实现优势互补和资源共享，并且以企业战略联盟为主要合作模式，以企业间资源要素流动为合作实质。同时，详细的正式契约是约束合作伙伴行为的前提（戴尔，1997），而战略联盟合作协议具有与合作内容对应的明确约定和约束效力（帕凯，1993）；协议的契约式设计股权式合作形式为联盟企业的资源要素提供了稳定的交换渠道，也为实证研究提供了文本数据。可见，已有文献从资源基础理论的角度探讨了企业参与战略联盟的动因和形式，并在理论层面分析了资源集聚与要素流动的战略联盟合作实质。

本文基于沃纳菲尔特（1984）正式提出的资源基础理论，试图弥补现有研究的两方面不足：第一，大多数文献分析了企业通过战略联盟实现资源要素互补的动机，但较少对这种产业组织范式的经济后果及其作用机理展开深入研究。第二，已有文献充分探讨了战略联盟促进企业资源要素有效配置的积极作用，但仍以理论分析和问卷调查为主要研究范式，较少有研究利用大样本实证检验的方法为此提供经验证据。为此，本文依据达斯和滕（2000）将资源基础理论应用于企业战略联盟的研究思路，将战略联盟合作视为企业间要素有序流动的标志，探究战略联盟对企业全要素生产率的影响及其作用机制。

本文根据 2009~2018 年 A 股上市公司发布的关于战略合作的公告，对战略合作协议具体内容进行文本分析，将中国企业战略联盟引入大样本实证研究，针对战略联盟是否有助于提高企业全要素生产率进行了实证分析。结果表明：参与战略联盟显著提升了企业全要素生产率，并且股权式合作模式、双边契约形式以及预设的合作金额与联盟企业间的要素流动紧密相关，进一步增大了对企业全要素生产率的提升作用。在控制内生性问题并进行稳健性检验之后，本文的主要研究结论依然成立。从作用机制上看，企业参与战略联盟后提高了研发强度与创新产出，降低了经营成本与交易费用，从而对促进全要素生产率增长发挥了积极作用。进一步地，本文发现战略合作伙伴实力越强，战略联盟推动企业全要素生产率提升的作用越大；在商业合作文化区域以及非国有企业中，参与战略联盟对全要素生产率的提升作用更为明显。最后，基于研究结论和现实背景，本文提出有助于改善企业战略联盟合作绩效和推动战略联盟发展的启示。

本文的主要贡献在于：第一，本文从要素流动的视角探索了企业合作的经济后果。我国的“十四五”规划明确提出了促进资源要素顺畅流动的目标。本文秉承达斯和滕（2000）强调资源基础理论应用于战略联盟研究的精神，将战略联盟合作视为企业间资源要素流动的标志，在微观层面探索了战略联盟推动企业间要素流动而带来的影响。由此，本文为理解战略

联盟合作畅通要素流动的经济意义提供了实践证据参考。

第二，本文丰富了战略联盟的相关研究。现有文献主要从治理、创新等角度探索企业参与战略联盟的后果，并且战略联盟领域的研究聚焦于理论层面，目前尚无文献探究战略联盟能否提升中国企业生产效率的问题。本文依据上市公司战略联盟相关文本数据刻画中国企业战略合作的动态事实，考察战略联盟对企业全要素生产率的影响，拓展了关于战略联盟对中国企业影响后果的研究，为后续有关企业合作的研究提供了启示。

第三，本文为促进中国产业提质增效与转型升级提供了思路。通过分析企业参与战略联盟对全要素生产率的影响机制，本文发现了战略合作通过促进企业创新、降低交易成本从而助推企业升级的作用路径。在供给侧结构性改革的背景下，政府部门可以进一步完善企业战略合作的引导机制，为鼓励企业参与战略联盟提供多方面政策支持，以此推动企业资源要素有效配置。

本文余下部分安排为：第二部分对现有文献进行梳理，基于理论分析提出研究假设；第三部分介绍样本数据和计量模型；第四部分为实证分析结果，第五部分为机制检验与进一步分析；最后给出结论和启示。

二、文献综述与研究假设

（一）战略联盟相关文献回顾

战略联盟作为重要的企业组织形式，较早在工业界兴起，其涉及范围较广，又被称为战略合作、企业联盟、虚拟企业等，是指各联盟主体通过协议结成的优势互补、风险共担、生产要素双向或多向流动的合作组织。随着越来越多企业建立和参与战略联盟，学术界对战略联盟的组织形式特点和联盟治理等问题进行了充分且深入的探索。近年来，企业战略联盟合作的影响后果成为了学术界关注的重点。学者们相继分析了战略合作公告的市场反应（阿米奇等，2013；周等，2014；曹等，2016），以及参与战略联盟对企业的经营活动（陈等，2015；姜等，2021）、公司治理（博德纳鲁克等，2013）、融资成本（范等，2012）、研发投入（欧文和雅森，2015）以及创新产出（迪斯特雷，2018）的影响，发现了战略联盟对于提高企业价值，改善公司治理和促进研发创新等方面的积极作用，从不同角度为战略联盟产生的价值效应提供了经验证据。

与国外学术界从证券市场反应或公司经营绩效角度展开的实证研究不同，国内大多数相关研究基于理论分析（陈梅和茅宁，2009；高杲和徐飞，2010；鲁若愚等，2021）、问卷调研（徐二明和徐凯，2012；张涵等，2015）以及案例分析（余义勇和杨忠，2020），而针对企业战略联盟经济后果的大样本实证研究相对较少。其一，关于战略联盟的结构、模式以及联盟伙伴选择的研究，蔡继荣（2015）以及彭珍珍等（2020）研究发现，战略联盟结构的选择与交易成本、风险、投入资源等因素相关；当交易成本较高、双方差距较大以及合作伙

伴的要素禀赋相近时，企业更倾向于选择股权式合作形式。也有学者探讨了决定战略联盟控制方式的因素，这些因素包括资源获取动机（戴璐和支晓强，2015）、联盟制度化程度（苏中锋等，2007）以及联盟伙伴特征（潘镇和李晏墅，2008）。其二，关于战略联盟企业间利益分配、风险控制以及稳定性等问题，其中，联盟企业的资源投入（刘益等，2003）、合作模式（陈菲琼和范良聪，2007）、文化距离（熊名宁等，2020）、交易效率（蔡继荣，2015）以及竞争空间（杨震宁和吴晨，2021）均是战略联盟内部利益分配和风险控制问题的影响因素；若要提高合作的稳定性，应当着重降低企业合作过程中的交易成本。其三，关于战略联盟影响后果的实证研究，徐欣等（2019）针对中国企业研发联盟进行了深入分析，验证了战略联盟促进企业创新能力提升的现实作用。陈文瑞等（2021）基于中国上市公司样本的研究发现，参与战略联盟的企业可以通过关联交易进行盈余调整，促使企业税负显著降低。

（二）理论基础与研究假设

沃纳菲尔特（1984）的资源基础理论被认为是企业通过战略联盟将要素流动渠道向外部拓展的理论基础（达斯和滕，2000）。资源基础理论又被称为资源基础观，认为企业是各种资源的集合体，由于各企业所拥有的资源具有异质性，所以企业之间的竞争力存在明显差异。巴尼（1986）认为企业实施某一战略的成本若超过其回报，则企业无法获取超额收益。据此，巴尼将战略要素市场引入资源基础理论，认为企业能够通过这一市场更有效地获取战略要素，进而降低企业实施其现有战略的成本，使产业内资源的整体利用效率得到提高。达斯和滕（2000）首次全面地将资源基础理论应用于战略联盟的研究中，在资源基础理论框架下强调了战略联盟畅通企业间战略要素双向或多向流动的作用，该作用有助于企业以更高的效率和更低的成本从外部渠道实现战略要素的积累，促进产业积聚与再升级。在当今中国可以看到，许多企业为了合作伙伴的品牌声誉、研发能力、市场渠道或供应链关系而组建战略联盟，进行产品、技术或渠道的开发。例如，北汽集团与戴勒姆公司的战略合作，使北汽集团受益于奔驰的品牌知名度和技术支持，也为戴勒姆公司提供了新能源汽车领域的市场资源和技术；华为、海尔、保利和中国移动在河北省范围内组建“5G 战略联盟”，让合作企业在 5G 网络、智能终端和园区管理优化等方面发挥各自的比较优势，进而更有效地推动区域内要素优化配置。

根据资源基础理论与现有文献，企业参与战略联盟可能对全要素生产率提升带来促进作用。首先，战略联盟可以推动企业之间的交流互动和生产要素的水平式双向流动（古拉蒂，1995），并通过资源有效配置为企业带来价值创造效应（达斯和滕，2000）。企业通过战略合作，可以获取合作伙伴的互补性资产（包括有形资源 and 无形资源），扩大企业利用外部资源的边界（陈耀，2004；蔡莉等，2018）。这类资源共享方式有助于企业在现有生产要素基础上达到更高的产出水平，以提升企业生产效率。其次，战略联盟中的密集交往为企业接触对方知识提供了机会，有效地提高了学习效率（希尔特等，2012）。企业建立战略联盟后，联盟成员可以通过知识与能力的积累为企业创造价值（戴尔，1997）。也有学者基于价值链理

论进一步地解释了技术合作助推产业升级的机理,认为在技术研发和基础设施投资等领域内的合作能够增大全球价值链的维度,进而提高企业的生产效率,加速产业转型升级(汉弗莱和施密茨,2002)。基于此,战略联盟合作可能通过促进企业技术创新的渠道,提升企业全要素生产率。最后,战略联盟有助于改善企业与上下游业务伙伴之间的信任关系,促进企业间的信息要素流动,有助于缓解企业面临的信息不对称问题,从而降低企业的交易费用与运营成本(亨纳特,1988;帕凯,1993;戴璐,2013)。上述成本费用的降低可能是改善企业资源利用效率的作用机制。综合上述,本文认为企业以战略联盟形式开展合作能够促进企业间要素有序流动,提高企业整体的生产效率。本文据此提出主要研究假设:

H1: 企业参与战略联盟总体上有利于提升企业全要素生产率。

在资源基础理论框架下,战略联盟合作协议为企业间的要素流动提供了契约式机制,而不同合作机制下的战略联盟的结构特征与合作内容具有异质性,这些差异使战略联盟畅通企业间要素流动的作用不尽相同。本文结合过往文献,利用股权式联盟结构、双边契约形式以及明确的合作资金规模刻画战略联盟对于要素流动的促进作用,从企业间要素流动的视角进一步探讨战略联盟合作的异质性对全要素生产率的影响。

第一,按联盟双方是否对特定企业或项目共同出资,战略联盟可以分为股权式联盟和契约式联盟(古拉蒂,1995;雷恩和卢巴特金,1998)。莫沃瑞等(1996)发现,股权式联盟要求合作方通过现金出资或技术作价等方式持股对方企业或参股其他企业,通常会涉及企业间人员流动和信息共享,所以股权式联盟进一步体现了合作企业之间的资源要素流动。现有文献认为,股权式战略联盟使成员之间建立利益链接、进行双边抵押和提高退出成本,有助于规避联盟成员的机会主义行为,相比契约式联盟而言,具有更高的联盟绩效与合作价值(滕和达斯,2008;帕特利,2009;蔡继荣,2015)。因此,在股权式合作模式下,战略联盟提升企业全要素生产率的作用可能更加显著。

第二,根据战略联盟合作协议内容,战略合作协议可以分为单边契约与双边契约的形式。一方面,基于单边契约的战略联盟仅需要各企业较为独立地履行义务,根据协议内容提供特定的产品、服务或许可权。莫沃瑞等(1996)认为基于单边契约的战略联盟合作并不强调合作伙伴之间的协调与配合,对企业资源要素的整合水平相对较低。另一方面,当合作双方需要持续地交换资源要素时,战略联盟合作协议则被视为双边契约形式(达斯和滕,2000)。其中,联合研发、联合营销、联合生产被认为是基于双边契约的战略联盟的主要合作形式(莫沃瑞等,1996;达斯和滕,2000)。与单边契约相比,双边契约的形式使战略联盟成员更紧密地开展合作,促使成员企业投入更多资源,在更大程度上促进了企业间要素流动(达斯和滕,2000)。本文据此认为,基于双边契约的战略联盟提高全要素生产率的效应更为明显。

第三,若联盟各方在合作协议中预设了合作涉及的资金规模,则明确了战略联盟合作环节参与的企业资本,反映了以资金为代表的企业资源要素在联盟成员之间的流动。同时,详细的正式契约能够明确合作各方的责任和义务(戴尔,1997),预设的合作资金为联盟成

员进一步明确了合作目标,有利于推动战略联盟企业更紧密地开展合作,促使各方企业在合作中投入更多资源要素,促进企业间要素流动。本文据此推测,根据合作协议中明确的内容,战略联盟合作涉及的资金规模越大,对全要素生产率的提升作用越显著。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H2a: 对股权式联盟而言,战略联盟提升企业全要素生产率的作用更为明显;

H2b: 对基于双边契约的联盟而言,战略联盟提升企业全要素生产率的作用更为明显;

H2c: 战略联盟明确的合作资金规模越大,对企业全要素生产率的提升作用越明显。

在以知识要素和技术创新为发展动力的内生增长理论框架下,企业的研发创新活动是推动生产效率提升的关键路径(格里利兹,1979),而上述活动与企业参与战略联盟的动因相契合,是战略联盟促进企业全要素生产率提升的可能渠道。具体而言,资源基础理论强调了通过建立如战略联盟、知识联盟等外部网络来获取知识、技术等高级要素的重要性。已有研究表明,获取新的知识、实现技术创新是企业升级的重要驱动力,通过建立战略联盟,以组织学习的方式加强企业间研发合作是提高企业创新能力的有效途径(陈等,1997)。一方面,莫沃瑞等(1996)和戈麦斯卡塞雷斯等(2006)认为,战略联盟是企业之间转移知识和技术的有效途径,可以促进联盟内知识共享。通常而言,企业难以凭自身努力获取所需的全部知识,并且独立的研发活动往往存在较大不确定性,而企业成立战略联盟则可以实现资源优势互补与风险分摊,有利于形成企业研发创新的良性循环(陈荣辉,1998)。同时,由于信息不对称和代理问题,单个企业往往难以认识到技术变化趋势并做出最合理的研究决策(徐欣,2019)。战略联盟在推动企业合作研发的过程中,不仅可以使联盟企业共享优质资源,还可以获取公开市场上不易发现的隐含信息,减少研发过程中的潜在风险,为企业增大对研发活动的投入创造条件。另一方面,企业通过缔结合作关系加强知识与技术上的交流,有利于提高企业创新能力。有学者研究发现,若企业重视与其他外部机构展开合作,则能够进一步整合各方的优势资源,促使企业的创新效率与创新产出得到提高(潘健平等,2019)。在参与战略联盟之后,随着技术、信息等生产要素实现有序流动,企业的创新产出水平可能有所提升。大量过往研究表明,企业通过创新活动实现技术进步,有利于改善企业的资源利用效率与技术使用效率,是提高企业生产效率的关键渠道,也是推动产业提质增效与转型升级的重要动力(休和普西克,2005;余明桂等,2016)。结合上述逻辑,当战略联盟成员企业的研发创新活动受到促进后,受益于技术进步的影响,企业全要素生产率将会得到提升。因此,本文提出假设:

H3: 企业参与战略联盟有利于提高企业的研发强度和创新产出,进而提升企业全要素生产率。

参与战略联盟可能有利于降低企业的成本费用,进而提升企业全要素生产率。根据已有文献,战略联盟有助于促进企业之间信息要素的流动,以及够强化企业与上下游经销商、供应商之间的信任关系,进而减少市场环境中的不确定性引致的成本,帮助企业降低交易费

用（亨纳特，1988；帕凯，1993）。也有学者认为，企业通过从战略联盟中获取信息资源、技术要素和市场渠道，进而降低企业经营成本，同时有助于企业降低风险、形成规模经济（徐飞和徐立敏，2003；徐二明和徐凯，2012）。在业务合作方面，联盟企业之间的长期合作关系可以抑制交易双方之间的机会主义行为，从而降低交易成本（高杲和徐飞，2010）；在产业供应链方面，战略联盟可以缓解企业与产业链上下游主体之间的信息不对称问题，降低生产成本与经营成本，增加供应链的总体竞争力（戴璐，2013）；在营销活动方面，战略联盟提供的市场机会可以提升企业营销效率，进而提高企业绩效（科等，2020）。综合上述，战略联盟合作可能有助于降低企业的经营成本与交易费用。已有研究表明，企业在经营活动中发生的成本费用与企业的资源配置效率和劳动生产力直接相关，是全要素生产率的重要影响因素（贝克等，2000；本弗拉泰罗等，2008）。随着战略联盟推动经营成本和交易费用的降低，企业全要素生产率的提升将会得到促进。据此，本文提出假设：

H4：企业参与战略联盟有利于降低企业的经营成本和交易成本，进而提升企业全要素生产率。

三、研究设计

（一）数据来源

本文的初始研究样本为 2009~2018 年中国 A 股上市公司，剔除了金融行业的公司、ST 处理的公司以及主要数据缺失的公司样本。选择 2009 年为样本起始年度的原因在于，国家多部委于 2008 年 12 月联合发布了《关于推动产业技术创新战略联盟构建的指导意见》，有力地推动了战略联盟在中国的发展；此后，上市公司参与战略联盟数量出现了显著增长。实证样本的财务数据和公司治理数据均来自 CSMAR 数据库，战略合作伙伴的注册资本数据来自全国企业信用信息公示系统。上市公司参与战略联盟的信息由公司公告披露，其文本信息来自 Wind 数据库，相关数据整理过程如下：第一，本文通过获取标题中含有“战略联盟”、“战略合作”、“企业联盟”、“企业联合”等词语的公司公告，公告包含战略联盟合作的详细信息；第二，为了将联盟伙伴锁定为企业，本文剔除了合作对象为政府、高校、协会等非企业组织的战略联盟公告；为了确保研究对象的可比性，本文同时也剔除了合作对象为银行、证券、保险公司等金融机构的战略联盟公告；第三，研究团队成员逐份阅读了上市公司战略联盟公告，将其中的起始时间、合作对象、合作内容、合作期限、合作金额等信息进行了整理，判断其中是否存在股权式合作、涉及何种合作事项、合作对象是否为上市公司，并且匹配了合作对象的注册资本数据；第四，本文根据后续的战略联盟合作进展，对于有关战略联盟终止、失败、停止实施等情况的公告，自该年度起，即视为相应的战略联盟合作已经提前终止。本研究共涉及 1143 家公司发布的 3057 份关于开展战略联盟合作的公告，研究样本包含 22176 个观测值。

(二) 变量定义

本文的被解释变量为企业全要素生产率。常见的企业全要素生产率的计算方法有最小二乘法、固定效应法、广义矩估计法、Levinsohn-Petrin 法 (LP 法) 以及 Olley-Pakes 法 (OP 法)。其中, 最小二乘法和固定效应法可能存在显著的内生性问题, 覆盖的信息也不够全面 (王桂军和卢潇潇, 2019), 广义矩估计法虽然可以解决内生性问题, 但是需要样本有足够长的时间跨度 (鲁晓东和连玉君, 2012)。结合现实情况, 本文参考过往文献的做法, 使用 LP 法和 OP 法计算企业的全要素生产率用于实证分析 (莱文松和佩特林, 2003; 奥利和帕克斯, 1996), 分别由变量 TFP_LP 和 TFP_OP 表示。

本文的核心解释变量表示企业参与战略联盟情况。根据上市公司战略联盟公告内容, 并非所有战略联盟公告都披露了合作期限。首先, 对于披露了具体合作期限的战略联盟, 本文相应地设置联盟有效期, 例如有效期为 5 年, 则在起始年 t 至 $t+5$ 期间均认为战略联盟存在。其次, 借鉴陈等 (2015) 将战略联盟的有效期设为 3 年的做法, 对于未披露的战略联盟, 则假定合作有效期为 3 年。本文根据对战略联盟公告的整理结果, 设置了企业是否参与战略联盟的虚拟变量 $Alliance$, 该变量取值为 1 说明上市公司该年度与其他公司成立了战略联盟或仍处于战略联盟合作期限内, 取值为 0 则说明上市公司该年度未参与企业战略联盟。

进一步地, 本文根据战略联盟公告中的合作协议内容, 设置了其他解释变量表示战略联盟对企业间要素流动的促进效果。首先, 若战略联盟的合作协议包含共同出资、共同建设子公司等股权式合作契约, 被视为股权式战略联盟, 设置变量 $AlliEquity$ 在企业参与股权式联盟时取值为 1, 否则为 0。其次, 根据达斯和滕 (2000) 的研究, 若战略合作协议明确提及了联合研发或联合营销^①, 则视为基于双边契约的战略合作, 设置变量 $AlliBilateral$ 在企业参与双边契约的战略合作时取值为 1, 否则为 0。最后, 为了表示战略合作涉及资金规模, 设置变量 $AlliAmount$, 取值为企业参与战略联盟涉及的合作资金的自然对数。除此之外, 本文设置了合作对象是否为上市公司 ($AlliListed$), 以及合作对象企业规模 ($AlliCapital$) 的变量, 衡量合作伙伴实力, 用于后文中的进一步分析。

本文选取的控制变量 ($Controls_{i,t}$) 包括: 盈利能力 (ROA)、增长速度 ($Growth$)、企业规模 ($Size$)、上市年限 (Age)、财务杠杆 (Lev)、现金流量 ($Cashflow$)、董事会规模 ($Board$)、独董比例 ($Indep$)、股权集中度 ($Topholder$)、无形资产 ($Intangible$)、市场化环境 (MKT)、所有权性质 (SOE)。其中, 市场化环境 (MKT) 的量化方法参考《中国分省份市场化指数报告 (2018)》中对各地区市场化环境评价指数 (王小鲁等, 2019), 用企业所在省级行政区的市场化指数表示^②。

(三) 实证模型设定

为了考察企业参与战略联盟与全要素生产率之间的关系, 本文构建了基准回归模型:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Allience_{i,t} + Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 表示公司个体, t 表示年度, $TFP_{i,t}$ 表示企业 i 在第 t 年的全要素生产率, 分别以 LP 法 (TPF_LP) 和 OP 法 (TPF_OP) 计算的结果表示。 $Alliance_{i,t}$ 是表示企业 i 在 t 年是否参与战略联盟合作的虚拟变量。为了控制与企业特征和时间效应相关的不可观测因素对实证结果的影响, 本文引入企业固定效应 ($Firm_i$) 和年度固定效应 ($Year_t$), $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机干扰项。本文对连续型变量进行 1% 缩尾处理, 在回归分析中采用企业个体层面的聚类方法 (**cluster**) 对稳健标准误进行了修正。表 1 报告了本文主要变量的详细介绍^⑨。

表 1 变量介绍

变量分类	变量名称	变量符号	变量介绍
被解释变量	全要素生产率	TFP_LP	LP 法计算的企业全要素生产率
		TFP_OP	OP 法计算的企业全要素生产率
解释变量	企业战略联盟	$Alliance$	企业参与战略联盟则取值为 1, 否则为 0
其他变量	股权式联盟	$AlliEquity$	企业参与股权式战略联盟合作则取值为 1, 否则为 0
	双边契约形式	$AlliBilateral$	企业参与基于双边契约的战略联盟合作则取值为 1, 否则为 0
	预设合作金额	$AlliAmout$	企业参与战略联盟中预设的合作资金规模的自然对数
	上市公司联盟	$AlliListed$	企业的战略联盟合作对象包含上市公司则取值为 1, 否则为 0
	合作伙伴规模	$AlliCapital$	企业所有战略合作伙伴企业的注册资本平均值的自然对数
控制变量	盈利能力	ROA	净利润/总资产
	增长速度	$Growth$	营业收入年度增长率
	企业规模	$Size$	员工总数的自然对数
	上市年限	Age	企业上市年限的自然对数
	财务杠杆	Lev	总负债/总资产
	现金流量	$Cashflow$	经营活动产生的现金流量净额/营业收入
	董事会规模	$Board$	董事人数加 1 的自然对数
	独董比例	$Indep$	独立董事人数/董事人数
	股权集中度	$Topholder$	第一大股东持股比例
	无形资产	$Intangible$	无形资产/总资产
	市场化环境	MKT	企业所在省份的市场化环境评价指数
	所有权性质	SOE	国有企业则取值为 1, 否则为 0
	企业效应	$Firm$	企业固定效应变量
	年度效应	$Year$	年度固定效应变量

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 的 Panel A 报告了主要变量的描述性统计结果。采用 LP 法 (TPF_LP) 和 OP 法 (TPF_OP) 计算的全要素生产率均值分别为 8.318 和 4.176, 标准差分别为 1.046 和 0.734。企业战略联盟指标 ($Alliance$) 均值为 0.185, 说明选定期间内有 18.5% 的样本参与企业战略联盟合作, 共涉及 4096 个样本观测值。股权式联盟指标 ($AlliEquity$) 的均值为 0.074, 经过计算可知, 开展战略联盟合作的企业有 40% 是参与了股权式联盟。Panel B 展示了参与战略联盟与否的两组企业样本的描述性统计结果, 初步对比两组样本的 TPF_LP 、 TPF_OP 的均值和中位数可知, 参与战略联盟的企业在平均意义上具有更高的全要素生产率。

表 2 描述性统计

Panel A:	全样本					
变量	观测值	均值	标准差	P5	中位数	P95
<i>TFP_LP</i>	22176	8.318	1.046	6.759	8.226	10.271
<i>TFP_OP</i>	22176	4.176	0.734	3.082	4.095	5.500
<i>Alliance</i>	22176	0.185	0.388	0.000	0.000	1.000
<i>AlliEquity</i>	22176	0.074	0.261	0.000	0.000	1.000
<i>AlliBilateral</i>	22176	0.105	0.307	0.000	0.000	1.000
<i>AlliAmout</i>	22176	0.565	2.463	0.000	0.000	6.909
<i>AlliListed</i>	22176	0.032	0.177	0.000	0.000	0.000
<i>AlliCapital</i>	22176	1.757	4.082	0.000	0.000	12.014
<i>ROA</i>	22176	0.037	0.057	-0.052	0.036	0.124
<i>Growth</i>	22176	0.197	0.460	-0.272	0.119	0.861
<i>Size</i>	22176	7.634	1.267	5.656	7.572	9.870
<i>Age</i>	22176	2.104	0.788	0.693	2.197	3.091
<i>Lev</i>	22176	0.434	0.211	0.105	0.428	0.790
<i>Cashflow</i>	22176	0.079	0.194	-0.199	0.073	0.392
<i>Board</i>	22176	2.254	0.178	1.946	2.303	2.485
<i>Indep</i>	22176	0.374	0.053	0.333	0.333	0.500
<i>Topholder</i>	22176	0.349	0.150	0.137	0.330	0.623
<i>Intangible</i>	22176	0.047	0.052	0.001	0.034	0.139
<i>MKT</i>	22176	8.206	1.893	4.802	8.380	10.923
<i>SOE</i>	22176	0.386	0.487	0.000	0.000	1.000
Panel B:	<i>Alliance</i> =1			<i>Alliance</i> =0		
变量	均值	中位数	标准差	均值	中位数	标准差
<i>TFP_LP</i>	8.487	8.385	1.020	8.280	8.183	1.048
<i>TFP_OP</i>	4.212	4.146	0.739	4.168	4.081	0.733
<i>ROA</i>	0.031	0.033	0.061	0.038	0.036	0.056
<i>Growth</i>	0.239	0.151	0.488	0.187	0.113	0.452
<i>Size</i>	7.753	7.691	1.224	7.607	7.548	1.275
<i>Age</i>	2.150	2.079	0.681	2.094	2.303	0.810
<i>Lev</i>	0.447	0.442	0.198	0.431	0.425	0.213
<i>Cashflow</i>	0.068	0.064	0.205	0.081	0.075	0.191
<i>Board</i>	2.242	2.303	0.178	2.257	2.303	0.177
<i>Indep</i>	0.376	0.364	0.053	0.373	0.333	0.053
<i>Topholder</i>	0.324	0.300	0.141	0.355	0.337	0.151
<i>Intangible</i>	0.046	0.033	0.052	0.047	0.034	0.052
<i>MKT</i>	8.847	9.350	1.753	8.061	8.280	1.893
<i>SOE</i>	0.243	0.000	0.429	0.418	0.000	0.493

数据来源：CSMAR 数据库、Wind 数据库、全国企业信用信息公示系统。

(二) 主要回归结果

本文首先利用模型（1）考察了企业参与战略联盟对全要素生产率的影响。如表 3 的第（1）与（2）列所示，在固定企业效应和年度效应的回归中，参与战略联盟（*Alliance*）对企业全要素生产率（*TFP_LP* 和 *TFP_OP*）具有显著为正的影响。在加入预先设定的控制变量后，表 3 的第（3）与（4）列报告的参与战略联盟（*Alliance*）对企业全要素生产率的回归系数均在 1% 的统计水平上显著。上述结果表明，在固定企业个体效应和控制其他影响因素的基础上，参与战略联盟合作能够显著提升企业的全要素生产率，验证了本文的研究假设 H1。

表 3 企业参与战略联盟对全要素生产率的影响

变量	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Alliance</i>	0.120*** (7.42)	0.039*** (3.03)	0.071*** (5.32)	0.034*** (2.94)
<i>ROA</i>			2.073*** (18.97)	1.800*** (19.13)

<i>Growth</i>			0.239*** (27.82)	0.214*** (25.13)
<i>Size</i>			0.257*** (15.72)	0.002 (0.15)
<i>Age</i>			0.061*** (3.07)	0.011 (0.63)
<i>Lev</i>			0.669*** (11.05)	0.544*** (10.29)
<i>Cashflow</i>			0.024 (0.93)	0.026 (1.14)
<i>Board</i>			0.229*** (4.19)	0.109** (2.25)
<i>Indep</i>			0.336** (2.52)	0.221* (1.88)
<i>Topholder</i>			0.034 (0.33)	0.005 (0.06)
<i>Intangible</i>			-1.002*** (-4.79)	-0.890*** (-4.78)
<i>MKT</i>			0.055*** (4.56)	0.025** (2.52)
<i>SOE</i>			0.021 (0.44)	-0.001 (-0.02)
Constant	7.914*** (578.58)	4.154*** (370.47)	4.524*** (21.39)	3.312*** (18.35)
Firm & Year	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES
N	22176	22176	22176	22176
Adjusted R ²	0.202	0.022	0.473	0.236

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平下显著，括号内数值表示对应系数的 t 统计量，后表同。

根据前文的理论分析，企业间要素流动可以被认为是战略联盟合作的实质，也是推动企业全要素生产率提升的关键因素。为了进一步检验研究假设 H2a、H2b 和 H2c，本文根据战略联盟是否为股权式合作模式、是否基于双边契约以及预设的合作资金规模情况，为战略联盟企业间的要素流动设置了对应的变量 *AlliEquity*、*AlliBilateral* 和 *AlliAmount*，并将上述变量(用 *AlliFactor* 表示)与 *Alliance* 进行交乘，从而构建了模型(2)。由于这些变量仅在 *Alliance* 取值为 1 时存在大于零的取值，所以各变量不需要再单独地加入至模型中。

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Alliance_{i,t} + \beta_2 Alliance_{i,t} * AlliFactor_{i,t} + Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表 4 展示了模型(2)的回归结果。首先，由第(1)和(2)列可见，交乘项 *Alliance*AlliEquity* 的系数显著为正，说明企业参与股权式战略合作联盟更加深刻地推动了企业间要素流动，进一步促进了企业全要素生产率的增长，该结果支持了本文的研究假设 H2a。其次，根据第(3)和(4)列的结果，交乘项 *Alliance*AlliBilateral* 对全要素生产率的系数均显著为正，这表明基于双边契约的战略联盟合作进一步促进了资源要素流动，对企业全要素生产率的提升作用更为明显，与研究假设 H2b 保持一致。最后，在第(5)与(6)列的结果中，交乘项 *Alliance*AlliAmount* 的系数显著为正，说明预设的合作金额进一步促进了联盟企业间要素流动，显著增大了参与战略联盟提升企业全要素生产率的作用，验证了本文的假设 H2c。

表 4 股权式合作模式、双边契约和预设金额的影响

变量	<i>TFP LP</i>	<i>TFP OP</i>	<i>TFP LP</i>	<i>TFP OP</i>	<i>TFP LP</i>	<i>TFP OP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Alliance</i>	0.054*** (3.62)	0.021* (1.68)	0.049*** (2.77)	0.024** (2.64)	0.052*** (3.72)	0.019 (1.55)
<i>Alliance*AlliEquity</i>	0.047** (2.04)	0.035* (1.76)				
<i>Alliance*AlliBilateral</i>			0.042* (1.92)	0.020* (1.88)		
<i>Alliance*AlliAmount</i>					0.007*** (2.99)	0.006*** (2.68)
<i>ROA</i>	2.076*** (18.96)	1.802*** (19.11)	2.076*** (18.98)	1.802*** (16.49)	2.068*** (18.95)	1.796*** (19.13)
<i>Growth</i>	0.240*** (27.85)	0.214*** (25.15)	0.240*** (27.82)	0.214*** (13.07)	0.240*** (27.92)	0.215*** (25.17)
<i>Size</i>	0.257*** (15.73)	0.002 (0.12)	0.257*** (15.70)	0.002 (0.08)	0.257*** (15.75)	0.002 (0.12)
<i>Age</i>	0.060*** (3.05)	0.011 (0.62)	0.060*** (3.02)	0.011 (0.42)	0.059*** (2.99)	0.010 (0.56)
<i>Lev</i>	0.669*** (11.06)	0.544*** (10.29)	0.671*** (11.07)	0.545*** (7.25)	0.667*** (11.04)	0.542*** (10.28)
<i>Cashflow</i>	0.023 (0.91)	0.026 (1.12)	0.024 (0.95)	0.026 (0.63)	0.024 (0.94)	0.026 (1.15)
<i>Board</i>	0.229*** (4.20)	0.109** (2.25)	0.228*** (4.19)	0.108*** (5.24)	0.228*** (4.19)	0.108** (2.24)
<i>Indep</i>	0.338** (2.54)	0.222* (1.89)	0.335** (2.52)	0.221*** (3.47)	0.333** (2.50)	0.218* (1.86)
<i>Topholder</i>	0.038 (0.37)	0.008 (0.09)	0.035 (0.34)	0.006 (0.05)	0.035 (0.34)	0.006 (0.07)
<i>Intangible</i>	-0.998*** (-4.78)	-0.887*** (-4.77)	-1.001*** (-4.79)	-0.890*** (-4.51)	-0.998*** (-4.79)	-0.887*** (-4.78)
<i>MKT</i>	0.055*** (4.55)	0.025** (2.52)	0.055*** (4.50)	0.025* (1.82)	0.055*** (4.55)	0.025** (2.52)
<i>SOE</i>	0.021 (0.43)	-0.001 (-0.03)	0.021 (0.44)	-0.001 (-0.02)	0.022 (0.45)	-0.000 (-0.01)
Constant	4.526*** (21.45)	3.313*** (18.38)	4.531*** (21.44)	3.315*** (24.26)	4.533*** (21.48)	3.319*** (18.41)
Firm & Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	22176	22176	22176	22176	22176	22176
Adjusted R ²	0.474	0.236	0.474	0.236	0.474	0.237

(三) 内生性检验

1. 倾向得分匹配检验

根据本文的描述性统计结果，参与战略联盟的企业占全样本比重相对较低，与未参与战略联盟的企业相比具有显著不同的特征，并且加入战略联盟是企业的主动决策，这些因素可能使实证结果受到样本的自选择问题干扰。针对自选择偏差导致的内生性问题，本文采用倾向得分匹配方法对基准回归结果进行检验。具体而言，本文以各项控制变量为基准，以参与战略联盟的企业作为处理组样本，利用 Probit 模型计算处理组样本的倾向得分，按照 0.01 的标准卡尺和一对一匹配原则，构建与处理组企业具有相似特征、未参与战略联盟的企业作为对照组样本，再利用匹配后的样本检验战略联盟对企业全要素生产率的影响。

表 5 的平衡性检验结果显示了匹配后的两组样本在企业特征方面的差异，可见，均值差异的绝对值不超过 5%，t 检验的 P 统计量均未达到 10%，表明参与战略联盟的处理组企业与对照组企业之间的差异在可接受范围内，说明匹配效果较好。

表 5 倾向得分匹配样本的平衡性检验

变量	变量均值		均值对比	t检验
	<i>Alliance</i> =1	<i>Alliance</i> =0	差异 (%)	P统计量
<i>ROA</i>	0.031	0.029	2.8	0.236
<i>Growth</i>	0.238	0.226	2.5	0.294
<i>Size</i>	7.752	7.764	-1.0	0.660
<i>Age</i>	2.150	2.173	-3.0	0.149
<i>Lev</i>	0.447	0.450	-1.2	0.574
<i>Cashflow</i>	0.068	0.068	0.2	0.934
<i>Board</i>	2.240	2.237	2.5	0.262
<i>Indep</i>	0.376	0.377	-1.5	0.492
<i>Topholder</i>	0.324	0.323	0.5	0.829
<i>Intangible</i>	0.046	0.045	1.0	0.624
<i>MKT</i>	8.847	8.827	1.1	0.603
<i>SOE</i>	0.244	0.251	-1.6	0.427

表 6 报告了倾向得分匹配样本的回归结果,可见,*Alliance* 对全要素生产率指标 *TFP_TP*、*TFP_OP* 的回归系数分别在 1%和 10%的水平上显著为正,说明战略联盟与企业全要素生产率之间的正向关系仍然显著,并且系数大小与基准回归结果较为接近。若将匹配原则中的标准卡尺值替换为 1 或 0.001,或者将企业的研发支出(研发支出与固定资产之比)和创新能力(当年专利申请数量的自然对数)作为企业特征加入至匹配变量,回归检验得到的 *Alliance* 的系数仍显著为正。这些结果与基准实证结果保持一致,进一步验证了本文的研究假设 H1。

表 6 倾向得分匹配检验

变量	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
	(1)	(2)
<i>Alliance</i>	0.057*** (2.81)	0.032* (1.84)
<i>ROA</i>	1.631*** (9.53)	1.503*** (10.59)
<i>Growth</i>	0.247*** (15.89)	0.222*** (14.35)
<i>Size</i>	0.249*** (8.63)	-0.021 (-0.88)
<i>Age</i>	0.078* (1.95)	0.044 (1.28)
<i>Lev</i>	0.603*** (6.08)	0.488*** (5.53)
<i>Cashflow</i>	-0.003 (-0.07)	-0.035 (-0.86)
<i>Board</i>	0.320*** (3.62)	0.168** (2.13)
<i>Indep</i>	0.481** (2.10)	0.217 (1.12)
<i>Topholder</i>	0.228 (1.20)	0.127 (0.82)
<i>Intangible</i>	-0.717** (-2.55)	-0.497** (-2.07)
<i>MKT</i>	0.059*** (2.76)	0.025 (1.39)
<i>SOE</i>	0.055 (0.79)	-0.021 (-0.29)
Constant	4.216*** (12.99)	3.269*** (11.24)
Firm & Year	YES	YES
Cluster	YES	YES

N	7387	7387
Adjusted R ²	0.475	0.245

2.工具变量检验

企业绩效水平的提升有助于拓展企业的社会网络，可能推动企业开展战略联盟合作，使本文关于战略联盟提升企业全要素生产率的研究结论可能面临反向因果的内生性问题。为了控制这种内生性问题的潜在影响，本文采用了工具变量检验的方法。根据瓦斯默（2010）和周等（2014）的研究，企业在决定是否参与战略联盟的决策过程中，会受到其他企业参与战略联盟趋势的影响。特别是在同行业的其他企业拥有战略合作伙伴时，企业则更倾向于参与战略联盟合作（瓦斯默，2010）。据此，本文借鉴于周等（2014）的做法，以同行业内其他上市公司上年度参与战略联盟的比例作为工具变量（*PeerAlliance*）^④，可以满足工具变量关于相关性的要求。此外，该变量在计算过程中排除了企业自身，使其满足工具变量关于外生性的要求。

表 7 显示了工具变量检验的结果。在第（1）列的工具变量对自变量的回归中，同行业上年度战略联盟参与比例（*PeerAlliance*）对变量 *Alliance* 在 1%的水平上呈正相关，证明了企业参与战略联盟决策受到同行业其他企业参与情况的显著影响。为了进一步检验工具变量的适用性，如表 7 所示，工具变量不可识别检验得到的 Kleibergen-Paap LM 统计量为 27.782，对应 P 值为 0.000，拒绝了工具变量不可识别的原假设；弱工具变量检验的 Kleibergen-Paap Wald F 统计量为 29.240，高于 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10%临界值 16.38，拒绝了存在弱工具变量问题的原假设。可见，该工具变量不存在识别不足问题和弱工具变量问题。表 7 的第（2）与（3）列报告了第二阶段回归结果，可见，企业参与战略联盟（*Alliance*）的回归系数依然显著为正，说明考虑了可能存在的内生性问题之后，参与战略联盟对企业全要素生产率的正向影响依然显著。

表 7 工具变量检验

变量	<i>Alliance</i>	<i>TFP LP</i>	<i>TFP OP</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>PeerAlliance</i>	0.569*** (5.41)		
<i>Alliance</i>		1.195*** (4.09)	0.479** (2.30)
<i>ROA</i>	-0.074 (-1.03)	2.133*** (15.77)	1.819*** (18.22)
<i>Growth</i>	-0.005 (-0.99)	0.246*** (22.85)	0.217*** (23.54)
<i>Size</i>	0.049*** (5.79)	0.207*** (8.50)	-0.022 (-1.20)
<i>Age</i>	0.140*** (8.31)	-0.106** (-2.11)	-0.052 (-1.43)
<i>Lev</i>	0.026 (0.69)	0.622*** (8.54)	0.518*** (9.23)
<i>Cashflow</i>	-0.018 (-1.13)	0.029 (0.89)	0.023 (0.92)
<i>Board</i>	0.094** (2.17)	0.111 (1.41)	0.077 (1.34)
<i>Indep</i>	-0.034 (-0.32)	0.391** (2.20)	0.277** (2.16)

<i>Topholder</i>	-0.118* (-1.74)	0.129 (1.02)	0.042 (0.45)
<i>Intangible</i>	-0.013 (-0.11)	-1.111*** (-4.44)	-1.032*** (-5.27)
<i>MKT</i>	-0.001 (-0.11)	0.058*** (4.01)	0.027*** (2.58)
<i>SOE</i>	-0.021 (-0.64)	0.020 (0.33)	0.002 (0.04)
Constant	-0.694*** (-4.69)	5.550*** (16.47)	3.549*** (14.44)
Firm & Year	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES
N	20878	20878	20878
KP-LM statistic	27.782		
Wald F statistic	29.240		

(四) 稳健性检验

1. 考虑其他因素的影响

一方面，由于地区经济发展水平对当地企业的技术进步与效率提升具有重要影响，改进生产效率的相关决策在经济发展水平不同的地区往往具有不同的作用效果（王雄元和黄玉菁，2017；任胜钢等，2019）。针对不同地区经济发展特征差异可能对实证结果造成的影响，本文对企业所在省份的人均 GDP（*LnGDP*PC）、第二产业就业比重（*IndShare*）、人口增长率（*Popgrate*）、专利申请总数（*LnPatent*）的设置相应的控制变量^⑥。除此之外，企业自身的研发能力是影响企业生产效率的重要因素，并且高新技术企业全要素生产率的影响因素较为特殊（罗雨泽等，2016）。本文据此设置企业研发强度（*RDinvest*，研发投入/固定资产净额）和高新技术企业认定（*Hightech*，属于高新技术企业认定期内则取值为 1，否则为 0）作为控制变量。将上述新增的控制变量加入至基准回归模型后，重复模型的回归检验。表 8 的第（1）与（2）列报告了相应的回归结果，可以看到，*Alliance* 的回归系数显著为正，仍然支持本文的主要研究结论。

另一方面，若企业的管理者发生变更，企业生产效率可能发生显著变化，而回归模型中的公司固定效应并不能控制管理者变更带来的影响。为了控制管理者个人特征对实证结果的潜在影响，本文在基准回归模型的基础上对模型进行改进，采用公司×CEO 个人的固定效应以及年度固定效应，并且加入了宏观经济和研发能力相关的控制变量。其中，公司 CEO 数据来自于 CSMAR 数据库。基于上述调整，表 8 的第（3）与（4）列报告了回归检验结果，*Alliance* 对企业全要素生产率指标的系数仍然显著为正，进一步验证了本文研究结论的稳健性。

表 8 考虑其他因素的影响

变量	<i>TFP LP</i>	<i>TFP OP</i>	<i>TFP LP</i>	<i>TFP OP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Alliance</i>	0.059*** (4.54)	0.029** (2.54)	0.044*** (3.77)	0.023** (2.15)
<i>ROA</i>	2.015*** (19.21)	1.775*** (19.06)	1.639*** (18.04)	1.499*** (18.94)
<i>Growth</i>	0.235*** (28.25)	0.212*** (25.35)	0.239*** (25.07)	0.206*** (22.44)
<i>Size</i>	0.258***	0.003	0.244***	0.022*

	(15.91)	(0.20)	(15.25)	(1.78)
<i>Age</i>	0.083*** (4.28)	0.022 (1.26)	0.096*** (4.51)	0.037* (1.87)
<i>Lev</i>	0.682*** (11.58)	0.550*** (10.49)	0.536*** (10.94)	0.413*** (9.01)
<i>Cashflow</i>	0.025 (1.00)	0.027 (1.16)	0.039* (1.81)	0.042** (2.02)
<i>Board</i>	0.225*** (4.13)	0.108** (2.23)	0.114** (2.35)	0.030 (0.67)
<i>Indep</i>	0.317** (2.43)	0.215* (1.84)	0.109 (0.98)	0.094 (0.95)
<i>Topholder</i>	0.042 (0.43)	0.006 (0.07)	-0.055 (-0.63)	-0.095 (-1.21)
<i>Intangible</i>	-0.960*** (-4.56)	-0.872*** (-4.63)	-0.761*** (-3.75)	-0.781*** (-4.11)
<i>MKT</i>	0.020* (1.66)	0.005 (0.43)	0.022** (2.08)	0.005 (0.55)
<i>SOE</i>	0.025 (0.51)	0.002 (0.04)	0.072* (1.70)	0.058* (1.68)
<i>LnGPDPC</i>	0.273*** (3.54)	0.115* (1.80)	0.146** (2.15)	0.011 (0.19)
<i>IndShare</i>	-0.003 (-1.21)	-0.002 (-1.07)	0.000 (0.20)	-0.000 (-0.25)
<i>Popgrate</i>	0.002 (0.46)	-0.000 (-0.03)	0.001 (0.35)	-0.000 (-0.09)
<i>LnPatent</i>	0.014 (0.56)	0.021 (0.96)	0.034 (1.45)	0.026 (1.35)
<i>RDinvest</i>	0.212*** (10.28)	0.091*** (4.88)	0.180*** (10.14)	0.080*** (5.21)
<i>Hightech</i>	-0.013 (-1.28)	-0.010 (-1.11)	-0.003 (-0.39)	0.001 (0.13)
Constant	1.843** (2.53)	2.103*** (3.48)	3.292*** (5.11)	3.194*** (5.75)
Firm	YES	YES	NO	NO
Firm×CEO	NO	NO	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES
N	22176	22176	22053	22053
Adjusted R ²	0.498	0.245	0.493	0.269

2. 双重聚类调整

本文的基准实证结果不仅可能受到企业层面截面相关问题的影响,同时还可能受到年度层面时间序列自相关问题的干扰。针对这一问题,参考彼得森(2009)的处理方法,本文对基准回归结果的稳健标准误进行企业层面和年度层面的双重聚类调整。表9显示了 *Alliance* 的回归系数在调整后的显著性水平,结果未发生明显变化,说明本文的主要结论不因为标准误估计方法变更而发生改变。

表9 双重聚类调整稳健性的检验

变量	<i>TFP LP</i>	<i>TFP OP</i>
	(1)	(2)
<i>Alliance</i>	0.071*** (4.86)	0.034*** (2.59)
<i>ROA</i>	2.073*** (6.75)	1.800*** (8.07)
<i>Growth</i>	0.239*** (19.75)	0.214*** (27.63)
<i>Size</i>	0.257*** (8.89)	0.002 (0.15)
<i>Age</i>	0.061*** (2.66)	0.011 (0.48)

<i>Lev</i>	0.669*** (8.99)	0.544*** (8.00)
<i>Cashflow</i>	0.024 (0.87)	0.026 (1.17)
<i>Board</i>	0.229*** (4.22)	0.109** (2.03)
<i>Indep</i>	0.336** (2.05)	0.221 (1.43)
<i>Topholder</i>	0.034 (0.28)	0.005 (0.06)
<i>Intangible</i>	-1.002*** (-3.80)	-0.890*** (-3.66)
<i>MKT</i>	0.055*** (4.13)	0.025** (2.43)
<i>SOE</i>	0.021 (0.43)	-0.001 (-0.02)
Constant	6.021*** (12.59)	4.273*** (14.35)
Firm & Year	YES	YES
Two-way Cluster	YES	YES
N	22176	22176
Adjusted R ²	0.910	0.856

3.安慰剂检验

为了证明上述基准回归结果并非偶然产生，本文采用安慰剂检验对模型（1）的回归进行测试。本文根据样本中企业参与战略联盟（*Alliance*）的比例，随机地变量 *Alliance* 赋值为 0 和 1，但仍保持变量分布比例以及模型其余变量设置不变，以此模拟整个研究样本，然后重复地进行基准回归分析。经过 2000 次模拟回归后，企业参与战略联盟模拟回归系数的均值与标准误分布如表 10 所示。可见，*Alliance* 模拟回归系数的均值与基准结果相比已经接近于 0。并且，即使在 95%最大值的情况下，对 *TFP_LP* 和 *TFP_OP* 的模拟系数 t 统计量最大值也仅为 1.548（=0.0096/0.0062）和 1.545（=0.0085/0.0055），即企业参与战略联盟模拟系数对全要素生产率的影响均不显著。综合上述，随机设置的参与战略联盟变量与企业全要素生产率之间不存在显著的线性关系，说明本文的基准实证结果不是偶然因素所致。

表 10 安慰剂检验

	N	Mean	5%	25%	50%	75%	95%	Std. Dev
<i>TFP_LP</i>	2000	-0.0001 (0.0059)	-0.0095 (0.0056)	-0.0040 (0.0058)	-0.0000 (0.0059)	0.0040 (0.0060)	0.0096 (0.0062)	0.0059 (0.0002)
<i>TFP_OP</i>	2000	-0.0001 (0.0052)	-0.0086 (0.0050)	-0.0036 (0.0051)	-0.0001 (0.0053)	0.0036 (0.0053)	0.0085 (0.0055)	0.0052 (0.0002)

4.替换企业生产效率指标

为了进一步验证研究结果的稳健性，一方面，本文参考申广军等（2016）、李永友和严岑（2018）的研究，利用劳动生产率和资本产出效率衡量企业生产效率，分别将模型（1）中企业全要素生产率的指标替换为企业劳动生产率（公司增加值/平均职工人数，*LaborProdt*）和资本生产率（公司增加值/存量固定资产，*FAProdt*），以检验战略联盟是否提升了企业的要素积累水平和实际生产效率。其中，公司增加值经过工业品价格年度指数调整，平均职工人数的单位为十万人。另一方面，由于生产效率的提升可能是企业通过增大资本投入以替代

劳动力投入，此渠道带来的企业生产力的提升并不能被认为是生产效率在实质上的提升。为此，借鉴于李永友和严岑（2018）的研究，本文检验战略联盟对企业资本深化率（固定资产存量/平均职工人数，*CapitalDeep*）的影响，若回归结果不显著或者系数相反，则能够排除企业参与战略联盟导致资本深化的替代性解释。

表 11 展示了替换企业生产效率指标的检验结果。由第（1）和（2）列可见，*Alliance* 的系数均显著为正，意味着参与战略联盟合作可以显著提高公司的劳动生产率（*LaborProdt*）和资本生产率（*FAProdt*）。在第（3）列中，*Alliance* 的系数并不显著，说明战略联盟对企业企业资本深化程度（*CapitalDeep*）不具有明显影响。根据上述结果，企业参与战略联盟并不是在单个企业内实现资本积聚，而是帮助企业在现有资源基础上实现产出水平的提升，从实质上提高企业的全要素生产率。

表 11 替换企业生产效率指标

变量	<i>LaborProdt</i>	<i>FAProdt</i>	<i>CapitalDeep</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Alliance</i>	0.212** (2.34)	0.299** (2.40)	0.130 (0.80)
<i>ROA</i>	27.546*** (31.68)	17.634*** (12.91)	1.471 (1.28)
<i>Growth</i>	0.828*** (11.72)	0.444*** (4.16)	0.785*** (7.04)
<i>Size</i>	-1.492*** (-10.57)	-0.811*** (-5.31)	-2.377*** (-8.59)
<i>Age</i>	0.399*** (3.02)	-0.231 (-1.14)	1.189*** (4.88)
<i>Lev</i>	1.864*** (5.53)	1.542*** (2.65)	3.108*** (4.92)
<i>Cashflow</i>	0.633*** (2.86)	0.200 (0.56)	1.270*** (4.03)
<i>Board</i>	0.467 (1.40)	-0.757 (-1.61)	0.660 (0.88)
<i>Indep</i>	-0.197 (-0.23)	0.603 (0.45)	-1.297 (-0.79)
<i>Topholder</i>	1.115* (1.65)	-0.380 (-0.30)	2.003 (1.46)
<i>Intangible</i>	0.321 (0.34)	-5.149*** (-3.19)	3.694 (1.52)
<i>MKT</i>	0.089 (1.34)	0.071 (0.57)	-0.333* (-1.91)
<i>SOE</i>	0.347 (1.16)	0.691 (1.64)	-0.156 (-0.25)
Constant	8.643*** (6.60)	7.685*** (3.44)	18.626*** (6.62)
Firm & Year	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES
N	20793	20807	22155
Adjusted R ²	0.328	0.074	0.100

五、机制检验与进一步分析

（一）作用机制检验

基于前文的理论分析和基准回归结果，本文进一步探究参与战略联盟对提高企业全要素

生产率的作用机制。一方面，战略联盟可以促进联盟伙伴之间知识的流动、转移和分享，有利于形成企业技术创新的良性循环，分摊技术研发的高风险，促进企业创新投入的增加，实现企业创新水平的提升。另一方面，参与战略联盟也有利于改善企业与供应链上下游部门的关系，减少因为不确定性引致的交易成本和经营成本。据此，本文从促进研发创新、降低成本费用的两个方面分析企业参与战略联盟提高全要素生产率的机制，并设置了相应的机制检验变量，构建了回归模型（3），从而对本文的研究假设 H3 和 H4 进行检验：

$$Machanism_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Alliance_{i,t} + Controls_{i,t} + Firm_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中，*Machanism* 表示机制检验变量，包括研发投入、企业创新、经营成本以及交易费用的代理变量，相关数据均来自于 CSMAR 数据库。

1. 促进研发创新

增大研发强度可以提高企业的研究创新能力，推动企业的技术进步，促进全要素生产率的提高。企业参与战略联盟之后，通过增强与联盟伙伴的学习与交流，积极开展联合研发，有利于分担独自研发的成本与风险，提高企业的研发成功率，在此情况下，企业研发投入的边际收益可能有所提高，从而有更大的动机增加研发支出。首先，本文参考王桂军和卢潇潇（2019）等人的研究，设置了企业研发投入强度指标（*RDinvest*，研发支出/固定资产净额），检验企业参与战略联盟之后研发强度的变化。其次，本文使用企业当年的发明专利申请数量的自然对数（*Invention*）、各类专利申请数量总和的自然对数（*Patent*）作为企业创新产出的代理变量，通过模型（3）检验参与战略联盟对企业研发强度和创新产出的影响。

表 12 所示报告了上述实证检验结果。根据第（1）列的结果，*Alliance* 的系数在 1% 的显著性水平上为正，表明战略联盟合作促使企业在研发创新活动中投入更多资源。考虑到研发投入是企业创新产出的重要影响因素，本文在第（2）和（3）列的回归中加入了 *RDinvest* 作为控制变量^⑥，根据实证结果，*Alliance* 回归系数均显著为正，证实了参与战略联盟与企业创新产出之间的正向关系。企业研发强度和创新水平的提升是推动企业生产效率增长的重要机制（休和普西克，2005；余明桂等，2016），结合上述实证结果可知，企业参与战略联盟有利促进企业研发强度和创新水平的提高，支持了本文的研究假设 H3。

表 12 作用机制检验：促进研发创新

变量	<i>RDinvest</i>	<i>Invention</i>	<i>Patent</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Alliance</i>	0.049*** (4.20)	0.061** (2.20)	0.058* (1.94)
<i>ROA</i>	0.253*** (2.68)	0.639*** (3.29)	0.823*** (3.55)
<i>Growth</i>	0.010 (1.54)	-0.000 (-0.03)	0.006 (0.36)
<i>Size</i>	-0.001 (-0.11)	0.270*** (10.78)	0.344*** (11.71)
<i>Age</i>	-0.098*** (-5.46)	0.176*** (4.11)	0.130*** (2.80)
<i>Lev</i>	-0.064 (-1.41)	0.150 (1.56)	0.102 (0.92)
<i>Cashflow</i>	-0.013 (-0.80)	-0.027 (-0.73)	-0.060 (-1.39)

<i>Board</i>	0.021 (0.52)	0.104 (0.99)	-0.019 (-0.16)
<i>Indep</i>	0.113 (0.94)	-0.106 (-0.38)	-0.341 (-1.14)
<i>Topholder</i>	-0.081 (-0.87)	-0.274 (-1.44)	-0.252 (-1.17)
<i>Intangible</i>	-0.102 (-0.64)	0.022 (0.08)	0.277 (0.86)
<i>MKT</i>	0.027*** (2.70)	0.031 (1.36)	0.009 (0.37)
<i>SOE</i>	0.022 (0.73)	0.030 (0.32)	0.032 (0.31)
<i>RDinvest</i>		0.163*** (4.04)	0.120*** (2.75)
Constant	0.031 (0.18)	-1.604*** (-3.96)	-0.943** (-2.09)
Firm & Year	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES
N	22176	18997	18997
Adjusted R ²	0.031	0.185	0.186

2. 降低成本费用

企业凭借战略联盟与上下游企业建立稳定的合作关系，能够强化企业间的信任水平，进而降低市场活动的不确定性引致的额外成本（帕凯，1993）。同时，企业全要素生产率是反映企业资源利用效率的重要尺度，强调了企业在既定总成本基础上的经济产出。因此，企业的成本费用是影响全要素生产率的关键因素。为了检验参与战略联盟对企业经营成本和交易费用的影响，本文使用营业成本率（营业成本/营业收入，*BCost*）作为经营成本的代理变量，并利用销售费用与总资产之比（*MCost*）表示交易费用，并重复模型（3）的检验。

表 13 的结果显示，*Alliance* 的回归系数在第（1）和（2）列中均显著为负，意味着企业参与战略联盟显著降低了企业的经营成本和交易费用。该回归结果表明，战略联盟通过促进企业间的要素流动，减轻了企业在经营活动中负担的成本，并且有利于合作伙伴之间实现信息共享、建立稳定关系，从而降低了企业拓展市场所需的费用。上述作用能够从整体上减轻企业负担的成本费用，有助于提升企业全要素生产率，验证了本文的假设 H4。

表 13 作用机制检验：降低成本费用

变量	<i>BCost</i>	<i>MCost</i>
	(1)	(2)
<i>Alliance</i>	-0.006** (-2.03)	-0.003*** (-3.74)
<i>ROA</i>	-0.693*** (-25.71)	0.002 (0.31)
<i>Growth</i>	0.008*** (3.88)	0.001*** (3.16)
<i>Size</i>	0.005* (1.66)	0.004*** (4.59)
<i>Age</i>	0.008* (1.93)	0.004*** (3.18)
<i>Lev</i>	0.046*** (3.74)	-0.005* (-1.74)
<i>Cashflow</i>	-0.037*** (-5.36)	0.001 (0.89)
<i>Board</i>	-0.012 (-1.10)	0.004 (1.23)
<i>Indep</i>	-0.024	0.009

	(-0.83)	(1.19)
<i>Topholder</i>	0.019 (0.81)	-0.001 (-0.17)
<i>Intangible</i>	-0.032 (-0.73)	-0.003 (-0.27)
<i>MKT</i>	-0.002 (-0.67)	0.001 (0.65)
<i>SOE</i>	0.020* (1.77)	-0.005 (-1.44)
Constant	0.719*** (16.73)	-0.003 (-0.26)
Firm & Year	YES	YES
Cluster	YES	YES
N	22176	22176
Adjusted R ²	0.200	0.018

(二)战略合作伙伴实力的影响

许多学者从理论层面探讨了战略合作伙伴的选择问题,认为实力强劲的合作伙伴使战略合作更具有意义。具体而言,成熟的合作伙伴拥有的更加丰富的管理经验(阿南德和卡纳,2000;罗瑟米尔,2006)、更高的名誉和地位(斯特恩等,2014)以及更丰富的资源(明鲁塔等,2016),在战略合作互动的过程中,能够为企业带来更高的合作价值。本文认为,战略联盟合作伙伴实力越强劲,战略合作推动企业全要素生产率增长的作用更为明显。为此,本文根据战略联盟相关公告的文本数据,利用战略合作伙伴是否包含上市公司(*AlliListed*)以及合作伙伴企业的注册资本(*AlliCapital*)刻画合作伙伴实力,分别与变量 *Alliance* 构建交乘项,以考察战略合作伙伴实力的影响。

根据表 14 报告的结果,在加入了自变量 *Alliance* 的情况下,交乘项 *Alliance*AlliListed* 和 *Alliance*AlliCapital* 对 *TFP_LP* 的回归系数均显著为正,对 *TFP_OP* 的系数符号也为正。上述结果在一定程度上能够说明,合作伙伴的实力越强,战略联盟合作促进企业全要素生产率增长的作用越明显。

表 14 战略合作伙伴实力的影响

变量	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Alliance</i>	0.063*** (4.45)	0.029** (2.40)	0.025 (0.99)	0.015 (0.66)
<i>Alliance*AlliListed</i>	0.054* (1.90)	0.030 (1.18)		
<i>Alliance*AlliCapital</i>			0.005** (2.07)	0.002 (0.93)
<i>ROA</i>	2.072*** (18.96)	1.800*** (19.13)	2.072*** (18.94)	1.800*** (19.11)
<i>Growth</i>	0.240*** (27.82)	0.214*** (25.12)	0.240*** (27.85)	0.214*** (25.14)
<i>Size</i>	0.257*** (15.71)	0.002 (0.14)	0.257*** (15.72)	0.002 (0.13)
<i>Age</i>	0.061*** (3.07)	0.011 (0.63)	0.061*** (3.09)	0.011 (0.64)
<i>Lev</i>	0.667*** (10.99)	0.543*** (10.25)	0.668*** (11.03)	0.544*** (10.28)
<i>Cashflow</i>	0.024 (0.95)	0.026 (1.15)	0.024 (0.93)	0.026 (1.14)
<i>Board</i>	0.230*** (4.20)	0.109** (2.26)	0.228*** (4.18)	0.108** (2.25)

<i>Indep</i>	0.338** (2.53)	0.222* (1.89)	0.336** (2.52)	0.221* (1.88)
<i>Topholder</i>	0.035 (0.34)	0.006 (0.06)	0.034 (0.34)	0.005 (0.06)
<i>Intangible</i>	-0.999*** (-4.78)	-0.888*** (-4.77)	-1.000*** (-4.79)	-0.889*** (-4.78)
<i>MKT</i>	0.055*** (4.55)	0.025** (2.52)	0.056*** (4.57)	0.025** (2.53)
<i>SOE</i>	0.021 (0.43)	-0.001 (-0.02)	0.020 (0.42)	-0.001 (-0.03)
Constant	4.523*** (21.37)	3.311*** (18.34)	4.527*** (21.43)	3.313*** (18.36)
Firm & Year	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES
N	22176	22176	22176	22176
Adjusted R ²	0.474	0.236	0.474	0.236

(三) 商业合作文化的影响

已有研究发现，如果企业强调合作文化，则会积极地与其他外部机构单位开展合作，能够显著提高企业合作深度以及合作带来的产出（潘健平等，2019）。在中国传统文化的发展演进中，商帮文化蕴含着中国古代商人之间互帮互助、结伴经商的合作理念。古代的商人们通过加入商帮组织实现“抱团”并开展商业合作，在“重农抑商”的古代社会寻求来自于其他商人的重要支持。与现代社会的企业战略联盟相比，中国的传统商帮就像是“商人联盟”，而商帮文化体现了古代商人们的“抱团精神”（谢永珍和袁菲菲，2020）。基于此，本文从中国传统商帮文化的角度刻画商业合作文化氛围，检验其对战略联盟与企业全要素生产率之间关系的影响。参考杜等（2017）的方法，将“十大商帮”的发源地视为商业合作文化区域。“十大商帮”是中国古代明清时期最著名的地域性商帮，包括“晋商”、“徽商”、“粤商”、“闽商”、“鲁商”、“赣商”、“甬商”、“闽商”、“洞庭商帮”和“龙游商帮”，分别起源和发展自特定区域（杜等，2017）。本文根据企业所在省份是否包含上述任一商帮发源地，设置变量 *Culture* 表示该地区是否属于商业合作文化区域，是则取值为 1，否则为 0。在以商业合作文化区域区分的两组样本中，分别检验参与战略联盟（*Alliance*）对企业全要素生产率的影响。

由表 15 的第（1）与（2）列、第（3）与（4）列的结果可见，解释变量 *Alliance* 的回归结果在商业合作文化浓厚地区的企业样本中更大，并且都在 1% 水平上显著，而在非发源地区域的样本中，*Alliance* 对 *TFP_LP*、*TFP_OP* 的回归结果均未达到显著水平。本文通过 Suest 模型对组间系数差异进行检验，显著性的 P 值分别为 0.0504 和 0.0229，表明组间系数差异显著。上述结果表明，地区商业合作文化显著增大了战略联盟合作提升当地企业全要素生产率的效果。

表 15 商业合作文化的影响

变量	<i>Culture</i> =1	<i>Culture</i> =0	<i>Culture</i> =1	<i>Culture</i> =0
	<i>TFP_LP</i>		<i>TFP_OP</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Alliance</i>	0.086*** (5.11)	0.041** (2.02)	0.051*** (3.57)	0.004 (0.20)
<i>ROA</i>	1.810***	2.284***	1.576***	2.038***

	(13.27)	(13.75)	(13.63)	(13.71)
<i>Growth</i>	0.237*** (19.43)	0.230*** (18.47)	0.212*** (18.06)	0.206*** (16.20)
<i>Size</i>	0.237*** (11.14)	0.274*** (11.41)	-0.008 (-0.46)	0.011 (0.54)
<i>Age</i>	0.071*** (2.99)	0.069** (2.13)	0.014 (0.67)	0.029 (1.02)
<i>Lev</i>	0.703*** (9.61)	0.555*** (5.91)	0.561*** (8.66)	0.457*** (5.57)
<i>Cashflow</i>	0.018 (0.55)	0.031 (0.80)	0.013 (0.45)	0.039 (1.14)
<i>Board</i>	0.204*** (2.74)	0.277*** (3.54)	0.087 (1.32)	0.137* (1.96)
<i>Indep</i>	0.321* (1.83)	0.224 (1.22)	0.292* (1.85)	0.015 (0.09)
<i>Topholder</i>	-0.080 (-0.60)	0.146 (0.93)	-0.099 (-0.89)	0.070 (0.49)
<i>Intangible</i>	-1.377*** (-4.88)	-0.678** (-2.48)	-1.302*** (-5.10)	-0.553** (-2.33)
<i>MKT</i>	0.040*** (2.93)	0.054** (2.57)	0.021* (1.88)	0.020 (1.20)
<i>SOE</i>	0.083 (1.00)	0.040 (0.76)	0.037 (0.53)	0.025 (0.50)
Constant	4.860*** (17.05)	4.337*** (14.27)	3.490*** (14.53)	3.218*** (11.89)
Prob>Chi ²	0.0504*		0.0229**	
Firm & Year	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES
N	13234	8942	13234	8942
Adjusted R ²	0.487	0.447	0.237	0.234

(四) 企业所有权性质的影响

在中国，国有企业通常在各类资源要素方面具有优势，同时承担着维持地方就业和社会稳定的任务；非国有企业在经营环境方面存在劣势，但在企业决策上具有较强的自主性（陆等 2011；马光荣等，2015）。战略联盟合作既可能是企业遵循市场化机制的自主合作，也可能是政府扶持的结果；相较而言，自主合作对联盟绩效和联盟稳定性具有更显著的提升作用（杨震宁和吴晨，2021）。由表 2 的描述性统计结果可见，非国有企业参与战略联盟的比例相对更高。结合上述，非国有企业可能更积极地通过战略联盟合作获取外部要素，以此改善企业资源配置效率。本文进一步推测，与国有企业相比，参与战略联盟合作对全要素生产率的提升作用在非国有企业中更为明显。为此，本文区分企业的所有权性质以进行分组检验^⑦，实证结果如表 16 所示：由第（1）与（3）列可见，国有企业（*SOE*=1）参与战略联盟对全要素生产率的正向影响并未达到显著水平；与此相对的是，由第（2）与（4）列报告的结果，非国有企业（*SOE*=0）参与战略联盟对全要素生产率提升具有统计意义上的显著效果。综合上述结果，与国有企业相比，非国有企业更加重视通过战略联盟合作获取外部资源要素，因而更显著地提升了企业全要素生产率。

表 16 企业所有权性质的影响

变量	<i>SOE</i> =1	<i>SOE</i> =0	<i>SOE</i> =1	<i>SOE</i> =0
	<i>TFP LP</i>		<i>TFP OP</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Alliance</i>	0.023 (1.05)	0.067*** (4.22)	0.008 (0.42)	0.035** (2.55)

<i>ROA</i>	2.252*** (12.79)	1.980*** (14.70)	1.936*** (12.52)	1.732*** (14.91)
<i>Growth</i>	0.216*** (17.36)	0.247*** (21.97)	0.191*** (16.14)	0.224*** (20.10)
<i>Size</i>	0.237*** (10.41)	0.261*** (12.13)	0.009 (0.56)	-0.006 (-0.33)
<i>Age</i>	0.061* (1.69)	-0.013 (-0.51)	0.052* (1.69)	-0.031 (-1.31)
<i>Lev</i>	0.649*** (6.73)	0.627*** (8.14)	0.573*** (6.99)	0.496*** (7.26)
<i>Cashflow</i>	0.010 (0.25)	0.038 (1.22)	0.035 (0.94)	0.032 (1.11)
<i>Board</i>	0.284*** (3.70)	0.157** (2.28)	0.137** (2.05)	0.076 (1.20)
<i>Indep</i>	0.459** (2.55)	0.205 (1.09)	0.330** (2.09)	0.109 (0.65)
<i>Topholder</i>	0.034 (0.27)	0.169 (1.20)	-0.153 (-1.25)	0.163 (1.39)
<i>Intangible</i>	-0.966** (-2.40)	-0.938*** (-4.02)	-1.089*** (-3.00)	-0.737*** (-3.65)
<i>MKT</i>	0.021 (1.26)	0.080** (5.12)	0.002 (0.17)	0.042*** (3.27)
Constant	5.012*** (16.42)	4.417*** (16.24)	3.392*** (12.97)	3.284*** (13.85)
Prob>Chi ²	0.0476**		0.1771	
Firm & Year	YES	YES	YES	YES
Cluster	YES	YES	YES	YES
N	8551	13625	8551	13625
Adjusted R ²	0.410	0.508	0.228	0.252

六、结论及启示

近年来,随着战略联盟在我国迅速发展,战略联盟合作促使资源跨过企业边界以实现企业各方要素资源互补,已经成为我国企业间要素流动的重要推动力。本文利用中国 A 股上市公司 2009~2018 年有关战略联盟合作的公司公告与合作协议,分析得到中国上市公司参与战略联盟的详细动态情况,据此考察了战略联盟合作对企业全要素生产率的影响、作用机制和契约特征等问题。研究结论如下:首先,参与战略联盟合作有助于提高企业全要素生产率,并且股权式合作模式、双边契约形式以及预设的合作金额增大了战略联盟对全要素生产率的提升作用。其次,参与战略联盟促进了企业研发强度和创新产出的提升,同时降低了企业的经营成本与交易费用,从而为提高企业全要素生产率带来了推动作用。再次,战略合作伙伴实力越强,战略联盟对企业全要素生产率的正向影响越大。此外,在商业合作文化区域以及非国有企业中,参与战略合作对全要素生产率的提升效果更为明显。

本文的研究结论不仅具有理论价值,并且具有如下启示。

第一,企业应当积极开展战略联盟合作以获取外部资源要素。在当前经济高质量发展阶段,促进要素流动和推动企业提质增效是我国产业结构升级的必经之路。本研究验证了战略联盟促进企业间要素流动而带来的经济后果,即战略联盟合作助推企业全要素生产率提升的作用。据此,企业可以利用战略联盟合作减小要素流动壁垒和降低要素迁移成本,获得战略

合作带来的协同效应，帮助企业促进研发创新和降低成本费用，进而提升整体的生产效率。

第二，企业应当选择有利于改善资源配置效率的战略联盟合作机制。本文发现特定的合作模式与契约设置会显著影响战略联盟与企业全要素生产率之间的关系，据此，企业在战略联盟合作决策环节应当着重考虑股权式合作模式，以及包含联合研发和联合营销等合作的双边契约形式，并通过预设合作金额以明确合作目标，进一步提高战略联盟合作绩效。

第三，政府部门应当鼓励企业开展战略联盟合作，为企业战略联盟的持续发展创造有利的政策环境。根据我国的“十四五”规划，促进资源要素顺畅流动是当前我国国民经济发展的目标之一。鉴于战略联盟合作对企业间要素流动的促进作用，政府部门应当制定相应的激励政策，完善企业战略合作的引导机制，为鼓励企业参与战略联盟提供多方面政策支持，助力构建国内国际“双循环”相互促进的新发展格局。同时，国有企业参与战略联盟的积极性相对较弱，政府部门应当支持国有企业自主地选择战略合作伙伴，推动国有企业在市场化机制下实现资源有效配置，为做强做优国有企业提供动力。

注释

①由于大多数的战略合作公告涉及了联合生产的相关内容，所以本文不将其列入至双边契约的联盟特征中。

②对于市场化指数缺失的 2017 年和 2018 年，使用较近的 2016 年的数据作为替代。

③本文其余变量的描述性统计结果参见《管理世界》网络发行版附录的附表 1。

④行业分类以中国证监会《上市公司行业分类指引》（2012 年）的一级行业分类为准。作者也尝试了对制造业细分至二级行业分类，实证结果未出现实质性变化。

⑤本文对变量 $LnGPDPC$ 和 $LnPatent$ 进行了自然对数化处理。

⑥若不加入变量 $RDinvest$ 进行控制，实证结果未出现实质性变化。

⑦根据分组检验的需要，在本部分剔除了控制变量 SOE 。

⑧中外文人名对照：宋（Song）；阿米蒂（Amiti）；魏（Wei）；哈里根（Harrigan）；沃纳菲尔特（Wernerfelt）；达斯（Das）；滕（Teng）；帕克（Park）；罗宾逊（Robinson）；艾森哈特（Eisenhardt）；肖恩霍温（Schoonhoven）；戴尔（Dyer）；帕凯（Parkhe）；阿米奇（Amici）；周（Chou）；曹（Cao）；陈（Chen）；姜（Jiang）；博德纳鲁克（Bodnaruk）；范（Fang）；欧文（Owen）；雅森（Yawson）；迪斯特雷（Diestre）；巴尼（Barney）；古拉蒂（Gulati）；希尔特（Schildt）；汉弗莱（Humphrey）；施密茨（Schmitz）；亨纳特（Hennart）；雷恩（Lane）；卢巴特金（Lubatkin）；莫沃瑞（Mowery）；帕特利（Pateli）；格里利兹（Griliches）；陈（Chan）；戈麦斯卡塞雷斯（Gomes-Casseres）；休（Cho）；普西克（Pucik）；科（Ko）；贝克（Beck）；本弗拉泰罗（Benfratello）；莱文松（Levinsohn）；佩特林（Petrin）；奥利（Olley）；帕克斯（Pakes）；瓦斯默（Wassmer）；彼得森（Petersen）；阿南德（Anand）；卡纳（Khanna）；罗瑟米尔（Rothaermel）；斯特恩（Stern）；明鲁塔（Mindruta）；杜（Du）；陆（Lu）。

参考文献

- [1] 蔡继荣:《联盟关系协同的股权规制机制研究》,《中国管理科学》,2015年第1期。
- [2] 蔡莉、鲁喜凤、单标安、于海晶:《发现型机会和创造型机会能够相互转化吗?——基于多主体视角的研究》,《管理世界》,2018年第12期。
- [3] 陈菲琼、范良聪:《基于合作与竞争的战略联盟稳定性分析》,《管理世界》,2007年第7期。
- [4] 陈梅、茅宁:《契约型战略联盟的灵活性期权价值研究》,《南开管理评论》,2009年第1期。
- [5] 陈荣辉:《跨国经营企业的高新技术创新机制》,《世界经济》,1998年第2期。
- [6] 陈文瑞、叶建明、曹越、孙丽:《战略联盟与公司税负》,《会计研究》2021年第3期。
- [7] 陈耀:《战略联盟的理论思考及其启示》,《经济学动态》,2004年第8期。
- [8] 戴璐、支晓强:《企业能否“明辨”组织间合作中的学习成效?——绩效评价的视角》,《会计研究》,2015年第12期。
- [9] 戴璐:《企业从战略联盟的学习中发展了能力吗?——绩效理论的解释与拓展》,《会计研究》,2013年第12期。
- [10] 高杲、徐飞:《战略联盟的不完全性分析》,《南开管理评论》,2010年第6期。
- [11] 黄先海、金泽成、余林徽:《要素流动与全要素生产率增长:来自国有部门改革的经验证据》,《经济研究》,2017年第12期。
- [12] 李永友、严岑:《服务业“营改增”能带动制造业升级吗?》,《经济研究》,2018年第4期。
- [13] 刘冲、吴群锋、刘青:《交通基础设施,市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角》,《经济研究》,2020年第7期。
- [14] 刘益、李垣、杜婧丁:《基于资源风险的战略联盟结构模式选择》,《管理科学学报》,2003年第4期。
- [15] 鲁若愚、周阳、丁奕文、周冬梅、冯旭:《企业创新网络:溯源、演化与研究展望》,《管理世界》,2021年第1期。
- [16] 鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》,2012年第2期。
- [17] 罗雨泽、罗来军、陈衍泰:《高新技术产业 TFP 由何而定?——基于微观数据的实证分析》,《管理世界》,2016年第2期。
- [18] 马光荣、程小萌、杨恩艳:《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》,《中国工业经济》,2020年第6期。
- [19] 马光荣、樊纲、杨恩艳、潘彬:《中国的企业经营环境:差异、变迁与影响》,《管理世界》,2015年第12期。
- [20] 潘健平、潘越、马奕涵:《以“合”为贵?合作文化与企业创新》,《金融研究》,2019年第1期。
- [21] 潘镇、李晏墅:《联盟中的信任——一项中国情景下的实证研究》,《中国工业经济》,2008年第4期。
- [22] 彭珍珍、顾颖、张洁:《动态环境下联盟竞合,治理机制与创新绩效的关系研究》,《管理世界》,2020年第3期。
- [23] 任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红:《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》,《中国工业经济》,2019年第5期。
- [24] 申广军、陈斌开、杨汝岱:《减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究》,《经济研究》,2016年第11期。
- [25] 苏杭:《要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分析》,《管理世界》,2017年第4期。

- [26] 苏中锋、谢恩、李垣：《基于不同动机的联盟控制方式选择及其对联盟绩效的影响——中国企业联盟的实证分析》，《南开管理评论》，2007年第5期。
- [27] 王桂军、卢潇潇：《“一带一路”倡议与中国企业升级》，《中国工业经济》，2019年第3期。
- [28] 王小鲁、樊纲、胡李鹏：《中国分省份市场化指数报告（2018）》，社会科学文献出版社，2019年。
- [29] 王雄元、黄玉菁：《外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额：趁火打劫抑或锦上添花》，《中国工业经济》，2017年第4期。
- [30] 谢永珍、袁菲菲：《中国商帮边界划分与文化测度——“和而不同”的商业文化》，《外国经济与管理》，2020年第9期。
- [31] 熊名宁、汪涛、赵鹏、王魁等：《文化距离如何影响跨国战略联盟的形成——基于交易成本视角的解释》，《南开管理评论》2020年第5期。
- [32] 徐二明、徐凯：《资源互补对机会主义和战略联盟绩效的影响研究》，《管理世界》，2012年第1期。
- [33] 徐飞、徐立敏：《战略联盟理论研究综述》，《管理评论》，2003年第6期。
- [34] 徐欣、郑国坚、张腾涛：《研发联盟与中国企业创新》，《管理科学学报》，2019年第11期。
- [35] 杨震宁、吴晨：《规避技术战略联盟运行风险：自主合作还是政府扶持》，《科研管理》2021年第5期。
- [36] 余明桂、钟慧洁、范蕊：《业绩考核制度可以促进央企创新吗？》，《经济研究》，2016年第12期。
- [37] 余义勇、杨忠：《如何有效发挥领军企业的创新链功能——基于新巴斯德象限的协同创新视角》，《南开管理评论》，2020年第2期。
- [38] 张涵、康飞、赵黎明：《联盟网络联系、公平感知与联盟绩效的关系——基于中国科技创业联盟的实证研究》，《管理评论》，2015年第3期。
- [39] Amici, A., Fiordelisi, F., Masala, F., Ricci, O. and Sist, F., 2013, “Value Creation in Banking through Strategic Alliances and Joint Ventures”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 37(5), pp.1386~1396.
- [40] Amiti, M. and Wei, S., 2009, “Service Offshoring and Productivity: Evidence from the US”, *World Economy*, Vol. 32(2), pp.203~220.
- [41] Anand, B. N. and Khanna, T., 2000, “Do Firms Learn to Create Value? The Case of Alliances”, *Strategic Management Journal*, Vol. 21(3), pp.295~315.
- [42] Beck, T., Levine, R. and Loayza, N., 2000, “Finance and the Sources of Growth”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 58(1~2), pp.261~300.
- [43] Benfratello, L., Schiantarelli, F. and Sembenelli, A., 2008, “Banks and Innovation: Microeconomic Evidence on Italian Firms”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 90(2), pp.197~217.
- [44] Bodnaruk, A., Massimo M. and Simonov S., 2013, “Alliances and Corporate Governance”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 107(2), pp.671~693.
- [45] Cao, J., Chordia, T. and Lin C., 2016, “Alliances and Return Predictability”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 51(5), pp.1689~1717.
- [46] Chan, S. H., Kensinger J. W., Keown A. J. and Martin J. D., 1997, “Do Strategic Alliances Create Value?”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 46(2), pp.199~221.
- [47] Chen, J., King, T. H. and Wen, M. M., 2015, “Do Joint Ventures and Strategic Alliances Create Value for Bondholders”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 58(11), pp.247~267.
- [48] Cho, H. J. and Pucik, V., 2005, “Relationship between Innovativeness, Quality, Growth, Profitability, and Market Value”, *Strategic Management Journal*, Vol. 26(6), pp.555~575.
- [49] Chou, T. K., Ou, C. S. and Tsai, S. H., 2014, “Value of Strategic Alliances: Evidence from the Bond Market”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 42, pp.42~59.
- [50] Das, T. K. and Teng, B. 2000, “A Resource-Based Theory of Strategic Alliance”, *Journal of Management*,

Vol. 26(1), pp.31~61.

- [51] Diestre, L., 2018, "Safety Crises and R&D Outsourcing Alliances: Which Governance Mode Minimizes Negative Spillovers?", *Research Policy*, Vol. 47(10), pp.1904~1917.
- [52] Du, X., Weng, J., Zeng, Q. and Pei, H., 2017, "Culture, Marketization, and Owner-Manager Agency Costs: A Case of Merchant Guild Culture in China", *Journal of Business Ethics*, Vol. 143(2), pp.353~386.
- [53] Dyer, J. H., 1997, "Effective Interfirm Collaboration: How Firms Minimize Transaction Costs and Maximize Transaction Value", *Strategic Management Journal*, Vol. 18(7), pp.535~556.
- [54] Eisenhardt, K. M. and Schoonhoven, C. B., 1996, "Resource-Based View of Strategic Alliance Formation: Strategic and Social Effects of Entrepreneurial Firms", *Organization Science*, Vol. 7(2), pp.136~150.
- [55] Fang, Y., Francis, B., Hasan, I. and Wang, H., 2012, "Product Market Relationships and Cost of Bank Loans: Evidence from Strategic Alliances", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 19(5), pp.653~674.
- [56] Gomes-Casseres, B., Hagedoorn, J. and Jaffe, A. B., 2006, "Do Alliances Promote Knowledge Flows?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 80, pp.5~33.
- [57] Griliches, Z., 1979, "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *The Bell Journal of Economics*, Vol. 10(1), pp.92~116.
- [58] Gulati, R. 1995, "Does Familiarity Breed Trust? The Implication of Repeated Ties for Contractual Choice in Alliances", *Academy of Management Journal*, Vol. 38, pp.85~112.
- [59] Hennart, J. F., 1988, "A Transaction Costs Theory of Equity Joint Ventures", *Strategic Management Journal*, Vol. 9(4), pp.361~374.
- [60] Humphrey, J. and Schmitz, H., 2002, "How Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Clusters?", *Regional Studies*, Vol. 36(9), pp.1017~1027.
- [61] Jiang, X., Jiang, F., Sheng, S., Wang G., 2021, "A Moderated Mediation Model Linking Entrepreneurial Orientation to Strategic Alliance Performance", *British Journal of Management*, Vol. 32(4), pp.1338~1358.
- [62] Ko, W. L., Kim, S. Y., Lee, J. H. and Song, T. H., 2020, "The Effects of Strategic Alliance Emphasis and Marketing Efficiency on Firm Value under Different Technological Environments", *Journal of Business Research*, Vol. 120, pp.453~461.
- [63] Lane, P. J. and Lubatkin, M., 1998, "Relative Absorptive Capacity and Interorganizational Learning", *Strategic Management Journal*, Vol. 19(5), pp.461~477.
- [64] Levinsohn, J. A. and Petrin, A., 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economic Studies*, Vol. 70(2), pp.317~341.
- [65] Lu, J., Liu, X. and Wang H., 2011, "Motives for Outward FDI of Chinese Private Firms Firm Resources, Industry Dynamics, and Government Policies", *Management and Organization Review*, Vol. 5(2), pp.223~248.
- [66] Mindruta, D., Moeen, M. and Agarwal, R., 2016, "A Two-Sided Matching Approach for Partner Selection and Assessing Complementarities in Partners' Attributes in Inter-firm Alliances", *Strategic Management Journal*, Vol. 37(1), pp.206~231.
- [67] Mowery, D. C., Oxley J. E. and Silverman B. S., 1996, "Strategic Alliances and Interfirm Knowledge Transfer", *Strategic Management Journal*, Vol. 17(S2), pp.77~91.
- [68] Olley, G. S. and Pakes, A., 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, Vol. 64(6), pp.1263~1297.
- [69] Owen, S. and Yawson A., 2015, "R&D Intensity, Cross-Border Strategic Alliances, and Valuation Effects", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 35, pp.1~15.
- [70] Park, S. H., Chen R. R. and Gallagher S., 2002, "Firm Resources as Moderators of the Relationship Between Market Growth and Strategic Alliances in Semiconductor Start-Ups", *Academy of Management Journal*, Vol. 45(3), pp.527~545.

- [71] Parkhe, A., 1993, "Strategic Alliance Structuring: A Game Theoretic and Transaction Cost Examination of Interfirm Cooperation", *Academy of Management Journal*, Vol. 36(4), pp.794~829.
- [72] Pateli, A. G., 2009, "Decision Making on Governance of Strategic Technology Alliances", *Management Decision*, Vol. 47(2), pp.246~270.
- [73] Petersen, M. A., 2009, "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", *The Review of Financial Studies*, Vol. 22(1), pp.435~480.
- [74] Robinson, D. T., 2008, "Strategic Alliances and the Boundaries of the Firm", *The Review of Financial Studies*, Vol. 21(2), pp.649~681.
- [75] Rothaermel, F. T. and Deeds D. L., 2006, "Alliance Type, Alliance Experience and Alliance Management Capability in High-technology Ventures", *Journal of Business Venturing*, Vol. 21(4), pp.429~460.
- [76] Schildt, H., Keil T. and Maula M., 2012, "The Temporal Effects of Relative and Firm-level Absorptive Capacity on Interorganizational Learning", *Strategic Management Journal*, Vol. 33(10), pp.1154~1173.
- [77] Song, Z., Storesletten, K. and Zilibotti, F., 2011, "Growing Like China", *American Economic Review*, Vol. 101(1), pp.196~233.
- [78] Stern, I., Dukerich, J. M. and Zajac E., 2014, "Unmixed Signals: How Reputation and Status Affect Alliance Formation", *Strategic Management Journal*, Vol. 35(4), pp.512~531.
- [79] Teng, B. and Das, T. K., 2008, "Governance Structure Choice in Strategic Alliances", *Management Decision*, Vol. 46(5), pp.725~742.
- [80] Wassmer, U., 2010, "Alliance Portfolios: A Review and Research Agenda", *Journal of Management*, Vol. 36(1), pp.141~171.
- [81] Wernerfelt, B., 1984, "A Resource-Based View of the Firm", *Strategic Management Journal*, Vol. 5(2), pp.171~180.

Strategic Alliance, Factor Flow and Firm Total Factor Productivity Growth

Huang Bo^{a,b}, Li Haitong^c, Jiang Ping^d and Lei Jinghua^{a,b}

(a. School of Finance, Renmin University of China; b. China Financial Policy Research Center; c. Business School, Renmin University of China; d. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics)

Abstract: Corporate strategic alliance cooperation has great significance in promoting factor flow and optimizing resource allocation. Using the text data of strategic alliance announcements issued by listed companies, we investigate the impact of strategic alliance cooperation on firm's total factor productivity (TFP) from the perspective of factor flowing. We find that participation in strategic alliance significantly promotes firm TFP. Besides, equity cooperation mode, bilateral contract form, and preset cooperation amount significantly increased the role of strategic alliance in improving firm TFP. From the results of the mechanism tests, participation in strategic alliance improved the firm's R&D intensity and innovation output, reduced the firm's operating costs and transaction costs, and improved the firm TFP. Further research shows that the effect of strategic alliance on firm TFP positively relates to the strength of strategic partners, and the effect is more pronounced in areas with strong business cooperation culture and non-SOE firms. This paper reveals the mechanism of strategic alliance cooperation to boost the quality and efficiency of firms, and provides inspiration and reference for optimizing the allocation of firm's resources, improving firm's production efficiency, and promoting China's industrial transformation and upgrading.

Keywords: strategic alliance; factor flow; total factor productivity; business cooperation



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn