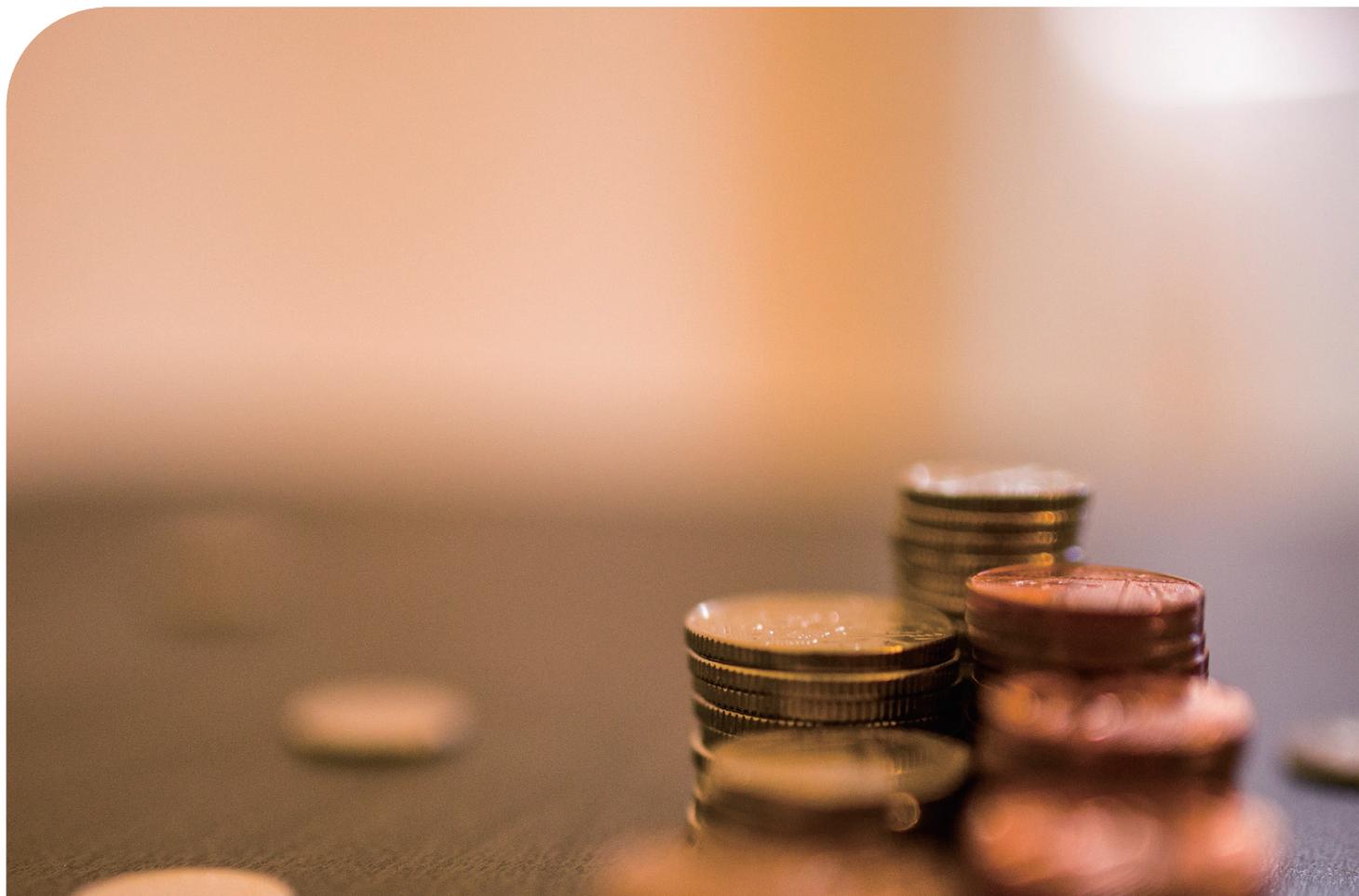


I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰



如何理解中国式现代化

吴晓求

贷款利率市场化与农村金融机构回归本源

亓浩、吴奔健、马九杰

中国的资金循环与宏观经济监测:部门视角

张南、朱莉

互联网发展对要素配置扭曲的影响

白俊红、王星媛、卞元超

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

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	Steve H. Hanke
李 扬	李若谷	任志刚	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贡圣林	曹 彤	陈卫东	丁剑平	鄂志寰	郭庆旺
焦瑾璞	Rainer Klump	IL Houng Lee	David Marsh	庞 红	Herbert Poenisch
瞿 强	Alfred Schipke	谭松涛	涂永红	汪昌云	王国刚
王 芳	肖 耿	杨 涛	曾颂华	张成思	张之骧
赵锡军	周道许	庄毓敏			

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 苏 治 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：张继威

栏目编辑：陈 婷

美术编辑：包 晗

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI 更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.ruc.edu.cn/>

目 录

【卷首】

- 如何理解中国式现代化 ————— 吴晓求 01
- 贷款利率市场化与农村金融机构回归本源 ————— 亓浩、吴本健、马九杰 08
- 中国的资金循环与宏观经济监测：部门视角 ————— 张南、朱莉 34
- 互联网发展对要素配置扭曲的影响 ————— 白俊红、王星媛、卞元超 63
- 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 91
- 如何破解两岸贸易人民币结算的主要障碍
- 基于对江苏省昆山市的调查研究 ————— 张明、陈胤默、王喆、张冲 122
- 人民币国际化能否促进中国企业技术创新 ————— 戴金平、甄筱宇 144

如何理解中国式现代化¹

吴晓求²

一、如何理解中国式现代化

中国式现代化既有一般发达国家现代化的特征和普遍规律，首先它是现代化，所以内涵里有一般人们认为的现代化的基本内涵，当然更具有中国特色。在我的理解中，首先一个现代化的国家当然是一个发达国家，一个发达国家当然是一个富裕的国家，至少是一个高收入的国家，我想这是最基础和最基本的。关于什么是高收入国家或者发达国家的门槛标准是什么，虽然有不同的解读，但大体上一般认为人均 GDP 或者 GNI（国内总收入）超过 12500 美元，一般认为这个是踏入高收入国家的门槛，这个标准不是我定的，是世界银行在 2020 年底发布的《世界经济展望》里确立的。作为一个国际组织我认为它还是有权权威性，这是一个基本的指标。

除经济指标以外，光富裕的国家肯定还不是发达国家，也不是现代化的国家，它只是一个必要条件。世界上超过这样一个人均 GNI 标准的国家很多很多，中东基本上所有的国家都超过了这个标准，但是并没有认定它是一个发达国家或者是现代化国家。还有很多其他指标，包括法治水平、人均的预期寿命、教育的平等程度以及创新的能力、生态环境、国际影响力等，这些都构成了发达国家或现代化的社会性指标。后来世界银行弄了一个“人类发展指数”，把这些因素都做了一个权重的衡量，超过 0.75 一般都被认为是发达国家，“人类发展指数”是从 0 到 1，越接近 1 越发达，这 36 个国家好像都超过 0.75，甚至超过 0.8。我想我们所要实现的中国式现代化的这些指标都包含其内。同时我们又是中国式的，一定有中国的特点。

如同中国在走市场经济道路的时候，我们当然要珍惜现在市场经济的基本原则、基本精髓、基本原理、基本规则，这些都是要遵守的。同时我们又有中国的特点，所以我们的市场经济叫有中国特色的社会主义市场经济，首先它是市场经济，是现代市场经济的一种探索形

¹ 本文为作者出席“2022 中国普惠金融国际论坛”时发表的演讲。

² 吴晓求，中国人民大学原副校长、中国资本市场研究院院长。

态，一种形态在中国的实践。当然中国赋予了它新的内涵、新的特点。比如在中国，地方政府的作用就很重要，在整个市场经济发展过程中，在过去 40 多年来几乎没有哪一个国家的地方政府像中国的地方政府在经济发展中起这么大的作用，承上启下，中央的政策、中央的规划具体落实，根据当地的实际情况。而且在有中国特色的社会主义市场经济模式中，你会发现地方政府是特殊的经济主体，有自己的经济目标，甚至在一个时期以后还会暗暗比赛，看谁的增长速度快、谁的财政收入增加得快。虽然有一个时期人家说把这个称做“GDP 主义”，但实际上放在历史的长河里看，中国改革开放之初很贫穷，急于摆脱贫穷，所以每个地方都要发展经济，我认为这是很好的事，虽然可能对环境有所破坏，但是可以表明地方政府在发展有中国特色的社会主义市场经济过程中起了独特的作用，这是其他西方发达国家地方政府所不具有的经济职能。很多东西到了中国来会变成中国的东西，有中国的特色。市场经济是如此，现代化也是如此，刚才我说我们肯定是要体现现代化的一般内涵，要符合一般的标准，大家公认的标准，这是必须要达到的，同时我们又赋予它新的内涵。其中有一条大家非常关注，就是全体人民共同富裕的现代化，这个提法非常新颖，而且是中国式现代化非常重要的特征。

所以，关于中国式现代化中我们要做一个全方位的理解，要认真解读它。把内涵理清楚了，目标就清楚，我们就可以采取很多有效的措施。这是我所说的第一个内容，如何正确理解中国式现代化。

二、如何实现中国式现代化

理解中国式现代化的理论规范，对专家、学者来说没有太大的困难，但实现它是一个很大的事。从今天开始到未来我们实现中国式现代化要做大量的创新。在现代化的实现过程中我们要关注什么、注意什么，这非常重要。

第一，现代化很重要的一点，首先你是一个高收入国家，是个富裕国家，这是基本前提。我们如何保持中国经济的可持续性，让财富源源不断地创造出来。刚才我说中国式现代化有五个内涵，其中有一个是大家特别关注的，就是全体人民共同富裕的现代化。共同富裕首先要是一个富裕国家，如果它连国家都不是一个富裕国家，不是高收入国家，实现共同富裕还是比较困难。所以我们首先要想办法要让新增的财富源源不断地创造出来，这是实现共同富

裕基础上中国式现代化的物质基础，我们不能把重点、焦点放在存量财富的分配上，存量财富经不起折腾，光分那个不行，我们要想办法让增量财富源源不断创造出来。所以如何优化、深化财富的创造机制我认为变得非常重要。

当然，什么样的制度可以让财富源源不断创造出来？那就是市场经济，那就是有中国特色的社会主义市场经济的道路和模式。中国的改革开放 40 多年时间表明，我们走了改革开放和有中国特色的社会主义市场经济的道路，所以我们全面实现了小康，正在迈向发达国家，正在迈向现代化，我们必须在未来根据我们的目标、我们的现实、我们的困难来深化我们的市场经济体制，我认为这是一个经济学的共识和常识，因为市场经济最基本的是分工，分工基础上的平等交易，透明的市场、公允的价格进行分工和交易，效率就创造出来了，财富就创造出来了，小而全的社会、大而全的社会都创造不了很多财富，封闭的社会更创造不了财富，所以分工也包括国际分工，基于自然禀赋和比较优势基础上的国际分工，通过国际分工、国际贸易实现比较，这样财富才会源源不断创造出来，我们必须深化财富的创造机制。

第二，我们必须规范收入分配制度。大家都知道，初次分配和再分配当然是最重要的，后来也形成第三次分配，在一个富裕的社会里面还有第三次分配。初次分配它的功能就是激励，要让财富创造出来，让每个人有积极性、创造性，这样才能够有未来再分配的财富基础。再分配当然是公平，公平非常重要，我们要让社会的低收入阶层、贫困家庭通过转移支付、救济等方式，要让他们能够正常生活，同时要为社会、为低收入阶层和贫困家庭提供高品质的公共产品，这也是再分配的重要内涵。再分配不仅仅是一个转移支付，不仅仅是一个补贴、救济的问题，这个当然也很重要。更重要的是我们要创造、要提供高品质的公共产品，包括教育、医疗等，也包括我们的环境、空气、水，这些都是公共产品，都是我们走向共同富裕中属于再分配的比较宽的内涵。同时还有第三次分配，第三次分配是道德的感召，社会发展一定程度以后，这些富起来的人们觉得社会给了他很大的帮助，他自然会反馈给社会。我想这个就是叫规划收入分配制度，也非常重要，这是实现中国式现代化，特别是全体人民共同富裕的现代化的重要环节。我们一定要防止贫富差距的过度扩大，中国的基尼系数即使按照官方的统计 0.47，应该是一个偏高的，贫富差距有点大的基尼系数。所以为什么还是要采取政策要缩小贫富差距，我认为非常重要，这是中国式现代化的本质内涵。

第三，除了分配以外，还有财富的积累。过去中国老百姓财富的积累、很多研究表明中

国居民的资产结构 67%在房地产上，这是不正常的，我认为规范财富积累机制可能很多方面指的是这个，因为剩余收入变成存量财富有几条途径，第一条途径就是把钱存入银行，把消费扣除之后剩余部分存入银行作为居民储蓄存款，这是中国最传统的财富积累的方式。第二种比这个先进一点，就是购买证券化金融资产，流动性好，风险也比较大，是风险在更高层次平衡的一类资产，这也是未来金融变革的基本趋势。第三就是很多人越来越多的，由于金融体系不发达，或者发现中国一个时期以来城镇化过程非常快，所以有些人就在那个时候买了大量的房子，老百姓买了大量的房子，我不认为这是我们财富积累的正常机制，这是难以持续的。第四类就是让人们去创业，剩余的收入再借一点、再贷一点、再投一点，人们去创业。我认为创业这种财富积累方式应该大大提倡。

所以细细想来人们的财富就是这四种财富，至于极其个别人买点字画古董，那是另类投资，不具备普遍意义。财富的积累就是指不要把太多的资产全部放在房地产上，不能让房地产消费品的属性金融化，我们过去是把它金融化，作为金融资产在交易，这会使整个金融体系的风险巨大。所以我想我们规范财富积累的机制主要是三个，第一是居民储蓄存款，是正当的，因为很多人还是厌恶风险，他要安全。第二是买证券化金融资产，这符合现代金融投资理念，也能够很好地改变中国的金融机构，完善中国金融的功能；第三是创业，更应该提倡。

我就在想，这就是如何去实现它，你把财富的创造、财富的分配、财富的积累，有了财富的积累才能回到财富的创造，因为资本的积累是财富创造的前提，没有一个财富的积累机制，财富的创造是很困难的，我们要让它良性循环起来，这可能是实现中国式现代化从经济这个指标上看要做的事。至于其他社会性指标，有更多要做的事。我们未来面临的更加艰难、路更长，我们经济的发展、人们富裕的程度我认为比社会的进展要快，中国的社会改革和经济相比较我认为要慢一些，因为中国式现代化是经济社会的全面现代化，不仅仅是成为经济上的发达国家，一定还包括社会的全面现代化，这是更加复杂和艰难的。

三、中国式现代化实现过程中金融的作用

金融的作用非常大，我们知道中国式现代化首先要是保持经济的可持续增长，新增的财富要源源不断地创造出来，这就意味着我们整个经济的发展要有可持续性。中国经济要进入

现代化，我们必须推动中国经济结构的转型，要推动科技进步、产业升级和产业迭代。所以基于科技进步的产业迭代是未来中国进入现代化国家的先导力量，如果说我只靠传统产业，靠资源性企业就可以把中国带入现代化，那是不可能的。所以我们必须推动科技创新、技术进步、产业升级和产业迭代。可是从新的科技、新的技术到新的产业的转化，这其中是非常困难的，不要以为它天生很快就可以完成，因为这中间充满了不确定性。一方面它没有既成的需求、没有既成的市场，另一方面会受到传统产业的打压、阻挠，所以新技术变成新产业其中充满了大量的不确定性。这个不确定性超出了单个资本的承受能力，更超过了单个创业者的承受能力，社会需要一种机制来帮助他分散从新技术向新产业转化过程中的风险，要把风险分散，同时要有效的配置，这样就需要金融进行创新和结构性调整。

如果金融没有创新、没有结构性变革，只是传统金融占主导地位，新技术到新产业的转变的速度效率会非常低。美国从上世纪八十年代以来为什么大幅度超越了日本，实际上回望上世纪八十年代的时候，美国和日本经济的竞争力差不多，后来大幅度超越了。一个很重要的是金融的作用，所以硅谷的成功与其说是科技和产业结合的成功，不如说是金融创新的成功，没有金融创新的结果就没有硅谷，大家只看到高科技，没看到金融在其中所起的黏合剂的作用、起着分散风险的作用。所以我们的金融当然面临一个重大的改革，我们如果停止于传统企业占主导的金融模式，在实现中国式现代化过程中金融很难承担起相应的责任，金融必须承担起重大的责任，推动科技进步、科技升级和产业迭代，所以各种金融创新出来了，无论是基于脱媒力量的金融创新，还是基于科技进步的金融创新，各种资本业态、金融业态出来了，这种创新最后的结果是金融的结构性变革，金融的功能得到全方位的提升，金融的功能非常的完整复合，不是单一的金融功能，同时金融的业态是多样的，所以金融结构的多元性和金融业态的多样性是现代金融的基本特征，这也是推动金融转型的重要力量。金融要服务于实体经济，金融结构不转型、不改革，金融业态不多样完成不了这个事，因为金融要服务于实体经济，很重要的是要服务于代表未来的实体经济，这非常重要。

所以金融的使命不在于复制历史，不在于关注今天，而在于关注未来。如果金融只是复制传统、复制历史，这个金融是没有进展，这个国家也没有进展，这个国家的金融也没有进展，如果金融的转型是关注未来，那产业升级换代的速度非常快。一个现代化的国家它的竞争力在于科技性企业，不在于其他，这需要金融来助力。所以各种知名业态出来了，从风险

投资开始，从天使、VC/PE 也好，各种私募、并购等统统出来了，这是一个非常重要的创新。所以我想这是金融在推动中国金融现代化过程中通过改革和结构性调整起的作用。再加上服务于实体经济，不仅是要完成融资的需求，融资可以直接、也可以间接，可以资本业态的，可以负债的，可以多种方式，它还有一个需求是不能忘掉的，就是随着收入水平的提高，居民社会对资产管理、财富管理的需求，它需要有一些它能够与它的风险偏好相适应的资产类型，需要进行组合。你不要天天指望它赚了钱就把钱存到银行，作为居民储蓄存款，很多人越来越不这么干了，很多人希望组合资产，需要获得超过无风险收益率的风险收益率，这对他变的非常重要，所以我们要创造一系列的带有风险的风险资产，风险资产的背后是承载性、是高收益率。所以满足居民日益多样化的财富管理需求也是金融服务于实体经济的重要内涵。

另一方面，中国式现代化还有一个基本元素就是金融的现代化，如果金融是传统的，说中国实现了现代化，我觉得恐怕不完整。所以中国式现代化包括中国金融的现代化，中国金融的现代化也有很多指标，比如功能的多样性，比如说融资、跨期资源配置，还有财富管理、便捷支付、很好的激励功能，以及很正向的信息引导等，这些都是金融的功能。我们的金融体系必须要很好地在这些功能方面完善起来。第二，金融必须要做到普惠性，这一个缺乏普惠性的金融很难说它是一个现代化的金融，如果只是在为富人、大企业服务，忽略了小微企业的需求、忽略了中低收入阶层的财富管理需求，你说这个金融到是个现代金融？我不认为，这仍然是一个传统金融。要做到这些，我们的金融要进行改革，改革无非是三点：

1、推动市场化改革

市场化改革最重要的是完成综合金融结构转型，我们的金融结构太老了，其中金融资产结构变的非常重要，我倒不太关注金融机构的分布，我关注金融的功能结构，你是什么机构没关系，但是你的功能要转型，传统商业银行的功能当然是存款、贷款等，这是它的传统业务，但现代商业银行会有新的功能，财富管理，如果不理解这条，还处在传统的利差阶段实际上就没有竞争力，因为它的定价会很低。为什么我们的商业银行在中国市场上定价如此之低，3-4 倍市盈率，0.5 倍左右的市净率，全世界最低，虽然美国也有少量的公司的市净率低于 1，但是它在 0.8、0.9，多数还在 1 以上，我们基本上全部在 1 以下，这表示中国商业银行的转型迫在眉睫。最重要的是它的功能转型和技术水平的提高，这个非常重要，技术水平的提高有利于它服务面的扩展，这也是普惠金融的重要内涵，拉长它的服务链条。所以市

场化改革是我们面临的最大的任务，因为市场的功能也多样。

2、科技水平要大幅度提高

没有科技水平的提高，中国金融的发展就会走老路，会步发达国家之后尘，想赶上它很难。我们靠脱媒、靠市场力量，人家已经走了很多年了，但是科技对中国金融提供了一种新的动能，我们要高度重视科技对中国金融的作用。因为它最本质的是改变了信用甄别机制，金融的本质是在于信用。我说防范风险就是看它有没有信用甄别，当我知道它的信用甄别的时候它是没有风险的，可是有一些传统的手段、技术解决不了新风险的产生，比如说互联网金融本质上有它存在的价值，它为什么在中国已经几乎全军覆没，是因为它没有解决它的信用甄别问题，所以它用传统的信用甄别方式解决线上的业务必死无疑，所以技术对金融业进步非常重要。

3、开放和国际化

一个封闭的金融肯定不会说它是一个现代金融，肯定不是金融现代化的本质要求。所以金融的现代化一定是个开放的金融，一定是个国际化的金融，所以中国金融的开放、国际化是未来重要的任务。这当中两个支点：第一，人民币的国际化，人民币的可持续交易的改革，这个不完成不知道怎么国际化，这一关一定要过，世界上前十大经济体只有中国没有完成；第二是中国市场对外开放，我们比例才只有 4.5%，很低的，美国 18.5%，伦敦市场超过 30%，达到 40%，中国是 4.5%，所以我们市场是半封闭、半开放的市场。未来的中国开放和国际化变的非常重要，如果市场化改革、科技水平提高加上开放和国际化，这就是和中国式现代化相匹配的中国金融的现代化，这样的金融才能推动中国式现代化的完成。

贷款利率市场化与农村金融机构回归本源

亓浩¹ 吴本健² 马九杰³

【摘要】 本文利用中国 1024 家农村金融机构数据，借助 2013 年放松贷款利率下限管制事件，探讨贷款利率市场化对农村金融机构回归本源的影响。研究发现，放松贷款利率下限管制显著促进了农村金融机构回归本源，加大了对农户和中小企业的金融支持。其作用机制是放松贷款利率下限管制加剧了非农部门信贷价格竞争，缩小了银行向非农部门和农业部门放贷的边际收益差距。异质性分析表明，商业化程度越高、所在地直接融资越发达的农村金融机构回归本源的度越高。此外，放松贷款利率下限管制短期内对农村金融机构收益产生了不利影响，但对风险影响不显著。本文为深化利率市场化改革和引导金融助力乡村振兴提供了启示。

【关键词】 利率市场化；农村金融机构；农户和中小企业贷款；乡村振兴

一、引言

2021 年习近平总书记在《求是》杂志发表重要文章《扎实推动共同富裕》，阐释了推动共同富裕的总体思路 and 需要把握的原则。文中指出“促进共同富裕，最艰巨最繁重的任务仍然在农村”，因此有效调动包括金融资源在内的各类资源，支持“三农”发展，是现阶段经济工作的重点。根据“中小银行优势假说”，中小银行在为小微客户提供金融服务时具有信息和成本优势（Berger and Udell, 1998；林毅夫和李永军，2001），所以中国大力发展农村信用社（以下简称农信社）、农村合作银行（以下简称农合行）及农村商业银行（以下简称农商行）等农村中小银行，希望其成为银行业支持三农和中小企业的主力军。然而相关研究却表明，中国农村金融机构发展对改善农村金融资源供给不足的效果并不明显，甚至还可能导致了农村资金大量外流（汪昌云等，2014；周振等，2015）。

针对这一现象，中央政府高度重视，并多次在中央一号文件中强调要推动农村金融机构回归本源，把更多金融资源配置到三农等薄弱领域⁴。想要贯彻中央政府的政策意图，首先要

¹ 亓浩，南京农业大学金融学院，教师。

² 吴本健，中央民族大学经济学院副教授。

³ 马九杰，中国人民大学农业与农村发展学院教授。

⁴ 2004 年以来，中央已连续 18 年发布以三农为主题的一号文件，每年的中央一号文件都会强调提高农村金融机构服务三农的力度。且在近 5 年的中央一号文件中，2018、2019 和 2021 年均直接提及推动农村金融机构回归本源。

理解农村金融机构为何没有遵循中小银行优势假说和自身政策定位, 增加对三农领域的资金配置? 可能的原因包括: 第一, 三农领域具有信息不对称严重和交易成本高等特点, 造成农村金融机构发放三农贷款风险大、成本高 (Berger et al., 2005); 第二, 农村金融机构作为地方法人机构, 在县域金融市场具有很强的市场势力, 市场份额大¹, 可选择的优质非农部门²信贷客户较多。在上述农业部门“推力”和非农部门“拉力”的作用下, 农村金融机构缺乏向三农领域提供金融服务的动力。更重要的是, 由于存在贷款利率下限管制, 银行间针对非农部门的信贷价格竞争并不充分, 向非农部门放贷的边际收益长期高于农业部门。在这种情况下, 农村金融机构减少农业部门信贷, 增加非农部门信贷成为一种占优策略。

2013 年 7 月 20 日, 中国人民银行取消金融机构贷款利率下限管制, 基本实现了贷款利率市场化。这次改革被认为是中国利率市场化进程中的重要一步, 将加速银行业转型 (刘莉亚等, 2017)。放松贷款利率下限管制后, 银行获得贷款自主定价权, 针对优质客户的价格竞争明显加剧 (张宗益等, 2012; 彭建刚等, 2016; 郜栋玺和项后军, 2020)。这将减小农村金融机构向非农和农业部门放贷的边际收益差距, 进而促使农村金融机构回归本源, 加大对三农领域的支持力度。但由于大部分农村金融机构并未公开披露贷款数据, 贷款利率市场化能否促使农村金融机构回归本源, 目前尚未得到经验研究的检验。

本文借助 2013 年放松贷款利率下限管制这一准自然实验, 利用 2010-2016 年 1024 家县域农信社和农商行的详细贷款数据, 探讨贷款利率市场化对农村金融机构回归本源的影响。结果发现: 放松贷款利率下限管制能显著促进农村金融机构回归本源, 表现为农村金融机构增加对农户和中小企业的信贷发放, 并在农村地区建设更多的金融设施。机制分析发现, 放松贷款利率下限管制促使非农部门贷款利率下降, 银行向非农和农业部门放贷的边际收益差距减小, 进而促使农村金融机构回归本源。异质性分析表明, 商业化程度越高、所在地直接融资越发达的农村金融机构, 在放松贷款利率管制后回归本源的程度越高。进一步分析发现, 放松贷款利率下限管制短期内可能会对农村金融机构的收益产生负向影响, 但对信用风险没有显著影响。

本文学术价值主要体现在: 第一, 完善了利率市场化对中国中小银行影响的研究。虽然有很多研究探讨了利率市场化对银行业的影响, 但多聚焦于国有和股份制银行等大型银行, 对农村金融机构等中小银行关注不足。本文基于 1024 家农信社和农商行的详细数据, 完善

¹ 20 世纪 90 年代中后期, 大型国有银行在股份制改革后纷纷撤销农村和县域地区, 导致农信社在一定意义上成为农村金融市场的“垄断供给者”, 在县域金融市场占有较大份额。根据本文样本数据, 2010-2016 年 1024 家农信社和农商行在县域贷款市场的份额平均值为 47%。

² 本文农业部门包括农业经营主体和中小民营企业, 非农部门包括国有企业和大型民营企业。

了利率市场化对农村金融机构影响的研究。第二，从普惠金融的视角探讨了利率市场化对中国商业银行信贷结构的影响。在既有文献中，刘莉亚等（2017）基于贷款对象、期限和信用结构等视角探讨了利率市场化对银行信贷结构的影响。本文则从普惠金融的角度考察利率市场化对银行信贷结构的影响。第三，采用了更干净的因果识别方法，能够更有效地考察贷款利率市场化的效应。本文利用 2013 年放松贷款利率下限管制这一准自然实验，结合地区维度上银行业市场结构的异质性，能够更加外生地识别贷款利率市场化的影响。

本文余下内容安排为：第二部分是文献回顾与研究假说；第三部分是研究设计与数据；第四部分是经验分析；第五部分是进一步讨论；最后是本文结论。

二、文献回顾与研究假说

（一）文献回顾

利率市场化对商业银行经营行为的影响。利率是资金的价格，对资源配置具有重要的导向作用，因此利率市场化改革是最核心的经济金融改革之一（易纲，2021）。改革开放以来，中国稳步推进利率市场化改革。以贷款利率市场化为例，2004 年中国放开金融机构贷款利率上限，2013 年取消贷款利率下限，基本实现了贷款利率市场化。商业银行作为利率市场化最直接的承压主体，其发展战略和经营行为将随着利率市场化的推进发生转变（刘莉亚等，2017）。已有研究从不同角度探讨了利率市场化过程中商业银行经营行为的变化。

既有文献主要从银行竞争、信贷结构调整、放贷条件、业务转型、利差变化、自主定价能力、资本缓冲行为及银行风险等方面考察了利率市场化对商业银行的影响。在银行竞争方面，利率市场化促进了银行业竞争格局的形成，银行竞争行为也经历了从机构扩张为主到重视价格竞争的转变（张宗益等，2012）。在信贷结构调整方面，利率市场化过程中银行竞争加剧，将促使银行从传统的公司商业贷款、担保贷款为主向消费贷款、信用贷款转移，追求边际利润高的信贷（刘莉亚等，2017）。在放贷条件方面，利率市场化导致银行降低对中小企业资产抵押能力的要求，其在鉴别和监督贷款申请人方面效率提升（王东静和张祥建，2007）。在业务转型方面，随着利率市场化程度加深，中国商业银行亟需摆脱单纯依赖存贷款利差的传统业务格局，大力发展非利息业务（刘莉亚等，2014）。在利差变化方面，利率市场化对商业银行净息差产生了显著的负向影响，其中地方性银行受到的冲击最大，股份制银行次之，国有银行最小（彭建刚等，2016；申创等，2020）。在自主定价能力方面，利率市场化一方面能够提升银行信贷风险定价能力（赵平和姚耀军，2022）；另一方面也能够提升贷款利率在存款定价中的作用，提高外部因素影响的有效性，以及降低存贷款利率期限结

构的非对称性（刘明康等，2018）。在资本缓冲行为方面，中国商业银行资本缓冲水平与利率市场化水平呈 U 型关系，利率市场化弱化了资本缓冲的逆周期性（蒋海等，2018）。在银行风险承担方面，利率市场化的推进将通过促进银行竞争、赋予银行更多风险承担机会的方式对银行风险承担产生正向影响（项后军和闫玉，2017）。

银行竞争与信贷结构调整。贷款利率市场化后，银行获得贷款自主定价权，竞争程度显著加剧（张宗益等，2012；彭建刚等，2016；郜栋玺和项后军，2020）。竞争对银行信贷结构调整的影响，目前主要存在两种观点：一是市场势力假说（market power hypothesis），认为竞争能够削弱银行垄断能力，带给银行越来越大的绩效压力，从而促使银行向风险大、利润高的客户发放更多贷款（Carbo-Valverde *et al.*，2009）；二是信息假说（information hypothesis），认为在竞争性金融市场上，银行不能进行跨期盈余分配，难以与客户建立长期关系，从而不利于中小企业等高风险客户融资；如果银行拥有较强的市场势力，则可以进行长远规划，在客户发展初期收取较低利息，在未来逐步收取更高利息，进行跨期盈余分配（Petersen and Rajan，1995）。一些学者基于中国数据，对上述银行竞争效应的两种观点进行经验检验，结果大多支持市场势力假说，认为竞争有助于促使银行向小微客户发放更多贷款（Chong *et al.*，2013）。

综上，既有文献从诸多角度分析了利率市场化过程中商业银行经营行为和发展战略的转变，但仍存在进一步研究的空间。第一，已有研究主要关注大型国有和股份制银行，对农村金融机构等中小银行研究不足。截至 2022 年 6 月，中国农村金融机构数量达 3895 家，占银行业金融机构法人数量的 84.69%；农村金融机构总资产规模为 49.16 万亿元，占银行业金融机构总资产规模的 13.64%¹。可见，农村金融机构不仅是银行业支持三农的主力军，也是中国银行业一股不可或缺的力量。因此，不应忽视利率市场化对农村金融机构的影响。第二，已有研究虽然从诸多方面探讨了利率市场化对商业银行的影响，但对银行信贷结构调整仍然关注不够。由于直接融资门槛较高，三农主体主要通过银行信贷获取外部资金。因此，利率市场化过程中农村金融机构对农业和非农部门的信贷结构调整，事关中国农业部门发展和乡村振兴的进程，对该话题的关注具有重大现实意义。本文利用 1024 家农信社和农商行的详细贷款数据，研究了中国贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响，从而完善了利率市场化对商业银行影响的研究。

（二）研究假说

¹ 数据来自中国银行保险监督管理委员会（以下简称银保监会）官网，其中农村金融机构包括农村商业银行、农村合作银行、农村信用社及新型农村金融机构。

相对非农部门，金融机构放贷给农业部门面临更高的信息不对称和交易成本，导致农业部门信贷风险高、收益低（Berger *et al.*, 2005; Cull *et al.*, 2009）。且农村金融机构作为地方性法人机构，在地方金融市场拥有较强的市场势力，可选择的非农信贷客户较多。因此，农村金融机构在利润驱动下出现“非农化”信贷倾向，服务农户和中小企业的动力不足。在贷款利率自由竞争的情况下，金融机构的非农信贷偏好会促进非农部门贷款利率竞争，导致非农部门信贷利润率下降，直至与农业部门信贷利润率收敛于同一水平。在这一过程中，金融机构在盈利压力下将调整信贷结构，增加农业部门贷款。

为更好地理解贷款利率市场化与金融机构信贷结构调整的关系，本文构建了一个简单的理论框架。假定经济中存在两个部门：农业部门和非农部门。金融机构风险中性，从两部门吸收存款，并对两部门发放贷款。理论框架的核心是面对贷款利率下限管制放松这一外生冲击，金融机构如何调整两部门信贷结构以实现利润最大化。

首先，代表性金融机构的期望利润函数可表示为：

$$E(\pi) = (1 - \eta_f)(1 + R_f)L(R_f, \eta_f) + (1 - \eta_e)(1 + R_e)L(R_e, \eta_e) - (1 + R_d)D(R_d) - F(L(R_f, \eta_f), L(R_e, \eta_e), D(R_d)) \quad (1)$$

其中， $L(R_f, \eta_f)$ 表示金融机构对农业部门的贷款规模，由农业部门的贷款利率（ R_f ）和贷款违约率（ η_f ）决定； $L(R_e, \eta_e)$ 表示金融机构对非农部门的贷款规模，由非农部门的贷款利率（ R_e ）和贷款违约率（ η_e ）决定；金融机构的存款规模为 $D(R_d)$ ，由存款利率（ R_d ）决定；金融机构的运营成本为 $F(L(R_f, \eta_f), L(R_e, \eta_e), D(R_d))$ ，由金融机构对两部门的贷款规模和存款规模决定。

金融机构通过调整信贷结构追求最大利润。由金融机构实现利润最大化的一阶条件可得：

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial L(R_f, \eta_f)} = (1 + R_f)(1 - \eta_f) - \frac{\partial F}{\partial L(R_f, \eta_f)} = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial L(R_e, \eta_e)} = (1 + R_e)(1 - \eta_e) - \frac{\partial F}{\partial L(R_e, \eta_e)} = 0 \quad (3)$$

由（2）和（3）式可得：

$$(1 + R_f)(1 - \eta_f) - \frac{\partial F}{\partial L(R_f, \eta_f)} = (1 + R_e)(1 - \eta_e) - \frac{\partial F}{\partial L(R_e, \eta_e)} \quad (4)$$

由（4）式可知，当金融机构实现利润最大化时，向农业部门和非农部门放贷的边际利润相等。相比于非农部门，农业部门具有信息不对称严重和交易成本高等特点，导致农业部

门贷款不良率大于非农部门, 即 $\eta_f \geq \eta_e$; 农业部门贷款边际成本大于非农部门, 即 $\partial F / \partial L(R_f, \eta_f) \geq \partial F / \partial L(R_e, \eta_e)$ 。因此当均衡状态时, 农业部门贷款利率高于非农部门贷款利率。但在贷款利率受管制的经济中, 农业部门与非农部门贷款利率无法自由调整至均衡状态, 导致 (4) 式左边小于右边, 即农业部门贷款边际利润小于非农部门贷款边际利润, 金融机构产生非农信贷偏好。

改变金融机构非农信贷偏好的思路主要有两条: 允许农业部门贷款利率 (R_f) 上升和允许非农部门贷款利率 (R_e) 下降, 分别对应取消贷款利率上限和下限管制¹。其一, 取消贷款利率上限管制。由 Stiglitz and Weiss (1981) 的研究可知, 在农业部门等信息不完全严重的市场中, 金融机构提高贷款利率会对借款人产生逆向选择效应 (吸引资质差的借款人) 和激励效应 (鼓励借款人投资高风险项目), 可能会降低金融机构利润。因此, 即使政策允许金融机构提高贷款利率, 理性的金融机构并不会轻易提高贷款利率, 取消贷款利率上限管制对缓解农业部门信贷配给的作用有限。

其二, 取消贷款利率下限管制。由于金融机构存在非农信贷偏好, 放松贷款利率下限管制后, 金融机构可通过提供更低的贷款利率, 在非农部门客户间展开价格竞争。价格竞争加剧将导致金融机构向非农部门贷款的利率越来越低 (张伟华等, 2018; 杨笋等, 2019), 此时有:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L(R_f, \eta_f)} > \frac{\partial \pi}{\partial L(R_e, \eta_e)} \quad (5)$$

(5) 式表明非农信贷价格竞争加剧导致金融机构的非农信贷边际利润下降, 并低于农业信贷边际利润。此时金融机构在利润最大化的动机下, 将调整信贷结构, 增加农业部门信贷供给。

相比于其他金融机构, 农村金融机构对农业部门放贷处于相对优势, 对非农部门放贷则处于相对劣势。农村金融机构在农业部门的信贷优势来源于中小银行优势, 一方面能够用地方“软信息”或关系型贷款等方式提高自身监督能力 (林毅夫和李永军, 2001; Levine *et al.*, 2020); 另一方面与中小客户距离更近, 交易成本更低。农村金融机构在非农部门的信贷劣势主要是因为资产规模小、资金成本高、风险控制管理体系较落后。因此相比于其他金融机构, 农村金融机构向农业部门放贷的不良率和边际成本更低, 向非农部门放贷的不良率和边

¹ 作者感谢匿名评审专家的宝贵意见。

际成本更高。面对同等程度的非农贷款利率下降，农村金融机构更倾向于增加农业部门的贷款比重。基于上述分析，我们提出本文假说。

假说：放松贷款利率下限管制将促使农村金融机构调整信贷结构，增加农户和中小企业贷款。

三、研究设计与数据

（一）研究设计

2013 年央行放松贷款利率下限管制，扩大了银行贷款自主定价权，导致银行价格竞争加剧。尽管该贷款利率改革是全国性的政策冲击，但对不同地区银行业价格竞争的影响强度存在差异。比如在银行业市场结构分散地区，银行间竞争程度较强，在放松贷款利率下限管制后，银行将积极利用贷款利率进行客户竞争；反之，在银行业市场结构集中地区，银行间竞争程度较小，放松贷款利率下限管制对银行间价格竞争的影响有限。因此，本文借鉴 Nunn and Qian (2011) 和 Ponticelli and Alencar (2016) 的研究，采用广义双重差分法开展研究设计。我们将县级地区的银行业市场结构作为处理强度，以 2013 年贷款利率改革为处理时点，考察贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响。

使用双重差分法需要满足“单位处理变量值稳定假设 (SUTVA)”，即某个体的处理状态不影响其他个体的结果。在本文中，如果放松贷款利率管制后，银行竞争较强地区的农村金融机构向银行竞争较弱地区进行跨区域放贷，则这种溢出效应会违反 SUTVA，进而导致估计系数有偏。幸运的是，由于中国信贷市场存在地理分割，使县域银行业市场相对封闭，放松贷款利率管制导致的溢出效应较小。中国信贷市场的地理分割主要体现在两方面：第一，农信社、农商行和城商行等地方性银行的跨区域信贷业务受到严格限制 (Berger *et al.*, 2010; Huang *et al.*, 2020)；第二，五大行和股份制银行的地方分支机构主要在当地开展业务，很少跨区域经营 (Huang *et al.*, 2020)。中国各地资金回报率的系统性差异 (Dollar and Wei, 2007) 和有限的跨区域资金流动 (Boyreau-Debray and Wei, 2005) 也反映出中国信贷市场存在严重的地理分割。

（二）模型设定

结合前文的研究设计，基准回归模型设定如下：

$$\begin{aligned} Ragriloan_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 MS_i \times POST_{2013} \\ & + \alpha_2 County_{i,t-1} + \alpha_3 Bank_{i,t-1} + \alpha_4 (Geo_i \times \lambda_t) + \tau_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中，下标 i 代表农村金融机构，由于样本中农村金融机构与所在县级地区一一对应，

所以 i 也代表县级地区；下标 t 代表年份； $Ragriloan_{it}$ 表示银行 i 在 t 年的农户和中小企业贷款占比； MS_i 表示银行 i 所在县级地区的银行业市场结构，之所以不随时间变化，是为减轻银行贷款业务对所在地区银行业市场结构的反向影响； $POST_{2013}$ 是年份虚拟变量，当年份 t 在 2013 年（贷款利率基本放开）后，取值为 1，否则为 0。模型的控制变量包含地区变量（ $County_{i,t-1}$ ）、银行变量（ $Bank_{i,t-1}$ ）及地理禀赋变量（ Geo_i ）。由于银行信贷结构可能会反向影响银行和地区层面变量，本文将银行变量和地区变量滞后 1 期来缓解这一问题。此外，本文控制了个体固定效应（ τ_i ）和年份固定效应（ λ_t ），以消除不随时间变化的金融机构个体异质性和宏观周期。为控制面板数据潜在的自相关和异方差问题，本文将回归系数的标准误聚类到银行（县级地区）层面。

（三）变量定义与数据来源

本文主要使用了 2010-2016 年中国 1024 家农村金融机构和县级面板数据。其中，农村金融机构均为县域农信社或农商行，农村金融机构的贷款和经营信息来自银保监会内部监管数据；县级统计数据主要来自《中国县域统计年鉴》和各省统计年鉴。

1. 被解释变量。对农户和中小企业贷款占比（ $Ragriloan$ ），本文用农信社和农商行的农户和中小企业贷款余额与总贷款余额的比值衡量。各类贷款余额来自银保监会内部监管数据。

2. 核心解释变量。对县级地区银行业市场结构（ MS ），本文用赫芬达尔—赫希曼指数（ HHI ）和银行业集中度指标（ CR ）衡量。其中， HHI_i 计算方式为加总县域内各类银行网点数量（ $branch$ ）份额的平方和， CR_{ni} 计算方式为前 n 大银行网点数量（ $branch$ ）总和占县域内所有银行网点数量总和的比重。

$$HHI_i = \sum_{j=1}^{N_i} (branch_{ji} / \sum_{j=1}^{N_i} branch_{ji})^2 \quad (7)$$

$$CR_{ni} = \sum_{j=1}^n (branch_{ji}) / \sum_{j=1}^{N_i} branch_{ji} \quad (8)$$

在（7）和（8）式中， $branch_{ji}$ 表示第 j 家银行在 i 县内的网点数量； N_i 表示 i 县内所有银行网点数量。 HHI_i 和 CR_{ni} 的值域为 $[0, 1]$ ，且均为负向指标， HHI_i 和 CR_{ni} 的值越大，表示银行业市场竞争程度越低。基于详细的银行网点数据，本文构建了县域银行业市场结构指标，包括赫芬达尔—赫希曼指数（ HHI ）、第一大银行市场集中度（ CR_1 ）、前三大银行市场集中度（ CR_3 ）和前五大银行市场集中度（ CR_5 ）指标。银行网点数量来自银保监会发布的全

国金融机构金融许可证信息和全国企业信用信息系统中已退出的金融机构信息。

3. 县级变量。本文控制了农村金融机构所在县级地区的人均国内生产总值 ($Gdppc$)、第一产业增加值占比 ($Primary$)、第二产业增加值占比 ($Secondary$)、城镇固定资产投资占 GDP 比重 ($Invest$)、公共财政支出占 GDP 比重 ($Expen$) 和人口规模 ($Popu$)。县级数据来自《中国县域统计年鉴》和各省统计年鉴。

4. 银行变量。本文控制了农信社和农商行的改制状况 ($Reform$)、规模 ($Size$)、资本充足率 (Car)、存贷比 (Ltd)、流动性水平 ($Liquidity$) 及法人股占比 ($Share$)。以上变量同样来自银保监会内部监管数据。

5. 地理变量。陆铭和向宽虎 (2012) 的研究显示, 地理禀赋在经济发展中具有重要作用, 因此地理禀赋也可能会影响农村金融机构的信贷结构。本文在回归方程中加入地理禀赋与年份固定效应的交互项, 从而控制地理禀赋对农村金融机构三农贷款随时间变化的影响。具体地, 地理禀赋包括该地区与海岸线的距离 ($Coast$)、与港口的距离 ($Port$)、坡度 ($Slope$) 及海拔 ($Height$)。各地区与海岸线和港口的距离为各县质心距离海岸线和港口最短的大圆距离, 使用地理信息系统 (GIS) 计算得到; 各地区坡度和海拔也通过地理信息系统计算得到。

表 1 呈现了本文主要变量定义和描述性统计¹。从中可知, 县域地区银行业市场结构异质性较大, 为本文识别贷款利率市场化的影响提供了充足的变异 ($variation$)。例如, 在新疆和田县², 2013 年只有 1 家银行 ($HHI=1$), 县域内不存在银行间竞争, 放松贷款利率下限管制对和田县银行价格竞争的影响几乎可忽略; 而在江苏昆山市, 2013 年银行业 HHI 为 0.116, 县域内最大的银行网点数占比仅为 0.180, 银行业呈高度竞争的状态, 因此放松贷款利率管制赋予银行自主定价权后, 昆山市内银行价格竞争的程度将会大大增强。为避免极端值对回归结果可能产生的影响, 本文对主要连续变量 1%分位数以下和 99%分位数以上的样本使用缩尾法进行处理。

¹ 在稳健性检验、机制检验、农村金融机构层面分析和进一步讨论等部分, 还涉及其他变量, 这些变量的定义与描述性统计见补充材料。

² 新疆包含三个与“和田”相关的行政区划, 分别是: 和田地区、和田市、和田县。本文指的和田县。

表 1 主要变量定义与描述性统计

变量符号	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>HHI2013</i>	2013 年县域银行业 <i>HHI</i>	7168	0.364	0.104	0.116	1
<i>CR₁</i>	2013 年县域第一大银行网点数占比	7168	0.52	0.119	0.165	1
<i>CR₃</i>	2013 年县域前三大银行网点数占比	7168	0.86	0.086	0.423	1
<i>CR₅</i>	2013 年县域前五大银行网点数占比	7168	0.946	0.052	0.636	1
<i>Ragriloan</i>	农户和中小企业贷款/总贷款	7168	0.861	0.114	0.155	0.984
<i>Gdppc</i>	人均 <i>GDP</i> 对数值 (元)	7168	10.071	0.706	8.6	12.107
<i>Primary</i>	第一产业增加值/ <i>GDP</i>	7168	0.213	0.111	0.022	0.551
<i>Secondary</i>	第二产业增加值/ <i>GDP</i>	7168	0.439	0.153	0.097	0.797
<i>Invest</i>	城镇固定资产投资/ <i>GDP</i>	7168	0.81	0.38	0.134	1.688
<i>Expen</i>	公共财政支出/ <i>GDP</i>	7168	0.275	0.202	0.021	2.177
<i>Popu</i>	县域人口对数值 (万人)	7168	3.628	0.755	1.099	5.438
<i>Reform</i>	农信社是否改制农商行 (0/1)	7168	0.196	0.397	0	1
<i>Size</i>	银行资产对数值	7168	12.718	0.781	10.912	14.809
<i>Car</i>	所有者权益/总资产	7168	0.065	0.022	0.028	0.109
<i>Ltd</i>	贷款余额/存款余额	7168	0.657	0.116	0.373	0.996
<i>Liquidity</i>	流动性资产/总资产	7168	0.415	0.092	0.112	0.574
<i>Share</i>	法人股/总股份	7168	0.287	0.211	0	0.832
<i>Coast</i>	县域与海岸线的距离 (公里)	7168	684.225	690.257	0.014	3651.203
<i>Port</i>	县域与港口的距离 (公里)	7168	689.727	690.251	16.82	3659.803
<i>Slope</i>	县域平均坡度 (度)	7168	12.861	6.628	1.089	33.781
<i>Height</i>	县域平均高度 (米)	7168	764.577	677.205	4.832	4664.838

四、经验分析

(一) 基准回归

本部分考察贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响，基准回归结果见表 2。为确保结果稳健性，我们采取逐步回归法，在第 (1) 列仅控制年份固定效应、个体固定效应及地理禀赋效应，在第 (2) 列加入地区特征变量，在第 (3) 列继续添加银行特征变量。表 2 的回归结果显示，*HHI2013* 与 *POST* 的交互项与农村金融机构农户和中小企业贷款占比显著负相关，即在贷款利率市场化后，银行业竞争程度越高地区 (*HHI* 越低)，农村金融机构农户和中小企业贷款增长越快。这表明贷款利率市场化能够推动农村金融机构回归本源，增加对农户和中小企业的贷款。

我们下面考察贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的经济显著性。根据表 2 第 (3) 列的回归结果，如果一个地区银行业 *HHI* 减少 1 个标准差 (0.104)，那么贷款利率市场化后该地区农村金融机构的农户和中小企业贷款占比将增加 2.11 个百分点。换一种更直

观的解释方法，2013年全国县级地区（不包括市辖区）中江苏省昆山市银行业 HHI 最低，仅为 0.116，而位于苏北地区的沛县银行业 HHI 为 0.239。如果沛县银行业 HHI 达到昆山市水平，那么 2013 年取消贷款利率管制后，沛县农村金融机构的农户和中小企业贷款将增加 2.60 个百分点，这表明贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整具有经济意义。

从控制变量的回归结果看，在影响农村金融机构回归本源的地区层面因素中，第一产业占比估计系数显著为负，反映出农业部门受到较为严重的信贷约束。在银行层面因素中，改制状况系数显著为负，表明农村金融机构商业化改制后出现了一定程度的离农现象；资本充足率和法人股占比系数均显著为正，说明增强农村金融机构资本实力和提升法人股占比有利于促进金融支农。

表 2 基准回归: 贷款利率市场化对农村金融机构农户和中小企业贷款占比的影响

	(1)	(2)	(3)
<i>HHI2013×POST</i>	-0.186*** (0.032)	-0.196*** (0.031)	-0.203*** (0.031)
<i>Gdppc</i>		-0.019 (0.018)	-0.028 (0.018)
<i>Primary</i>		-0.082* (0.044)	-0.082* (0.045)
<i>Secondary</i>		0.039 (0.042)	0.047 (0.041)
<i>Invest</i>		-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)
<i>Expen</i>		0.001 (0.021)	-0.005 (0.022)
<i>Popu</i>		0.058 (0.043)	0.046 (0.042)
<i>Reform</i>			-0.021*** (0.004)
<i>Size</i>			0.016 (0.013)
<i>Car</i>			0.464*** (0.118)
<i>Ltd</i>			-0.018 (0.031)
<i>Liquidity</i>			-0.005 (0.027)
<i>Share</i>			0.024* (0.013)
观测值	7168	6144	6144
R ²	0.152	0.182	0.197

说明: *、**及***分别表示 10%、5%及 1%的显著性水平, 括号内的值为银行(县级地区)聚类稳健标准误, 后表同。所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。使用双重差分方法需满足平行趋势条件, 即 2013 年贷款利率市场化之前, 银行业竞争程度较高与较低的地区, 农村金融机构的农户和中小企业贷款占比没有趋势性差异。本文通过事件研究法(event study)进行平行趋势检验, 回归方程设定如下:

$$\begin{aligned}
 \text{Ragriloan}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MS_i \times \text{yr}2011 + \dots + \beta_5 MS_i \times \text{yr}2016 \\
 & + \beta_6 \text{County}_{i,t-1} + \beta_7 \text{Bank}_{i,t-1} + \beta_8 (\text{Geo}_i \times \lambda_t) + \tau_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{9}$$

其中, $yr2011$ 表示年份虚拟变量, 当 t 等于 2011 时, 取值为 1, 否则取值为 0; $yr2012 - yr2016$ 的变量定义与 $yr2011$ 相似。本文将 2013 年作为基期, 因此在回归中剔除 $yr2013$ 。 $\beta_1 - \beta_5$ 即为相较于 2013 年, 2011-2016 年银行竞争程度不同地区的农村金融机构农户和中小企业贷款占比差异。图 1 描绘了 (9) 式中事件研究各期的回归系数及其 95% 的置信区间。从中可知, 2011 和 2012 年估计系数接近于 0, 表明 2011 和 2012 年处理组与对照组 (不同银行竞争程度地区) 农村金融机构农户和中小企业贷款占比差异与 2013 年 (基期) 无显著差异, 满足平行趋势假设。2014-2016 年估计系数显著不为 0, 且为负数。这表明 2013 年放松贷款利率下限制后, 相较于银行业竞争较弱地区, 竞争程度较强地区的农村金融机构农户和中小企业贷款占比显著增长, 动态效应与基准回归一致。

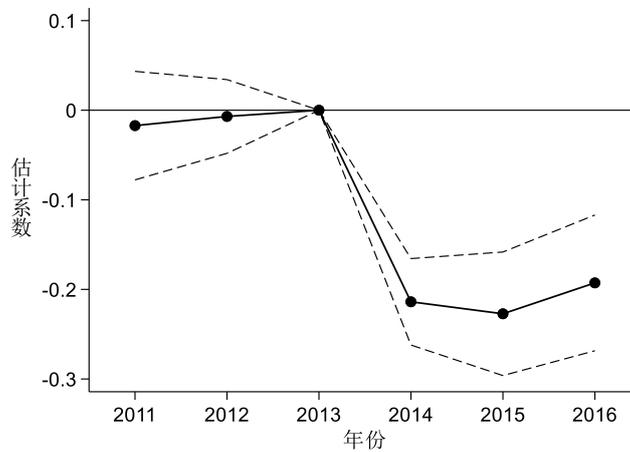


图 1 平行趋势检验

2. 改变银行业市场结构度量方式。在前文识别策略中, 银行业市场结构相当于提供了贷款利率市场化对不同地区贷款价格竞争影响程度的权重。所以, 对银行业市场结构的准确度量十分重要。在基准回归中, 本文使用 2013 年各地银行业 HHI 度量银行业市场结构, 未采用时变的银行业 HHI 是为缓解反向因果问题。下面我们使用另外 4 类度量方式进行稳健性检验: 第一, 使用 2010-2012 年 (放松贷款利率下限制之前年份) 银行业 HHI 度量银行业市场结构; 第二, 分别利用 2013 年县域第一大银行网点数占比 (CR_1)、县域前三大银行网点数占比 (CR_3) 和县域前五大银行网点数占比 (CR_5) 度量银行业市场结构。第三, 使用 2013 年农村金融机构所在地级市的银行业 HHI (HHI_{pref}) 作为度量指标, 从而缓解农村金融机构跨县域开展业务带来的干扰。第四, 根据 $HHI2013$ 指标的中位数, 生成虚拟变量 $DummyHHI$ 。当 $HHI2013$ 大于等于中位数时, $DummyHHI$ 等于 1, 表示银行业 HHI 较高组; 当 $HHI2013$ 小于中位数时, $DummyHHI$ 等于 0, 表示银行业 HHI 较低组。虚拟变量 $DummyHHI$

将 *HHI*2013 信息压缩为 0-1 维度, 更符合经典双重差分法的要求。

表 3 汇报了改变银行业市场结构度量方式后, 贷款利率市场化对农村金融机构农户和中小企业贷款占比影响的回归结果。其中, 第 (1) - (3) 列的度量指标分别为 2010、2011 及 2012 年银行业 *HHI*, 第 (4) - (6) 列度量指标分别为 2013 年银行业 *CR*₁、*CR*₃ 及 *CR*₅, 第 (7) 列度量指标为 *HHI_pref*, 第 (8) 列度量指标为 *DummyHHI*。各列估计结果显示, 改变银行业市场结构度量方式后, 回归系数的显著性和方向均没有发生变化, 并且系数大小也保持稳定, 说明基准回归的结果是稳健的。

表 3 稳健性检验: 改变银行业市场结构度量方式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>HHI</i> 2010× <i>POST</i>	-0.158*** (0.029)							
<i>HHI</i> 2011× <i>POST</i>		-0.187*** (0.031)						
<i>HHI</i> 2012× <i>POST</i>			-0.208*** (0.032)					
<i>CR</i> ₁ × <i>POST</i>				-0.176*** (0.029)				
<i>CR</i> ₃ × <i>POST</i>					-0.170*** (0.035)			
<i>CR</i> ₅ × <i>POST</i>						-0.265*** (0.060)		
<i>HHI_pref</i> × <i>POST</i>							-0.080** (0.039)	
<i>DummyHHI</i> × <i>POST</i>								-0.015** (0.006)
观测值	6144	6144	6144	6144	6144	6144	6144	6144
R ²	0.191	0.195	0.198	0.196	0.188	0.186	0.180	0.181

说明: 所有回归均控制了地区变量、银行变量、地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

3. 更换被解释变量度量方式和聚类方式。首先, 更换被解释变量的度量方式。在基准回归中, 本文选取农户和中小企业贷款占比作为被解释变量, 接下来分别选取农户和中小企业贷款余额及农户贷款户数作为替代性指标。农户和中小企业贷款余额能够直接反映农村金融机构对普惠群体的贷款力度, 农户贷款户数更能体现农村金融机构服务三农的广度。表 4 的第 (1) - (2) 列回归结果表明, 放松贷款利率下限管制能够促使农村金融机构增加农户和中小企业贷款, 并向更多的农户发放贷款。其次, 更换聚类方式。在基准回归中, 本文使用了银行层面 (县级层面) 的聚类稳健标准误。然而, 农信社和农商行在日常经营管理中受省

联社的管理，同一个省份的农信社和农商行在不同时期的扰动项可能存在相关性。因此，我们将回归系数的标准误聚类到更高层级——省级层面，进行稳健性检验。表 4 第（3）列汇报的相关结果显示将标准误聚类到省级层面后，回归结果的显著性和大小依旧稳健。

表 4 稳健性检验：更换被解释变量度量方式和聚类方式

	(1)	(2)	(3)
	log（农户和中小企业贷款余额）	log（农户贷款户数）	农户和中小企业贷款占比
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i>	-0.510*** (0.060)	-0.563*** (0.175)	-0.203*** (0.039)
聚类层级	县级	县级	省级
观测值	6144	6144	6144
R ²	0.835	0.182	0.197

说明：所有回归均控制了地区变量、银行变量、地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

4. 置换检验。为检验估计结果是否是由某些不可观测的偶然因素驱动，本文借鉴 Chetty *et al.*（2009）的做法进行置换检验。通过随机分配地区银行业市场结构，构造虚拟的受处理状态，并以此回归得到虚拟自变量回归系数。利用蒙特卡洛模拟将上述操作重复 1000 次，得到 1000 个虚拟自变量回归系数的分布（见图 2）。这些虚拟系数平均值为 0.0001，标准差为 0.0044，大体呈现以 0 为中心的正态分布，t 检验也显示不能拒绝虚拟系数等于 0 的原假设。而本文基准回归得到的估计系数为-0.203，且显著不等于 0。这说明本文基准回归结果不是由不可观测的偶然因素驱动的，具有稳健性。

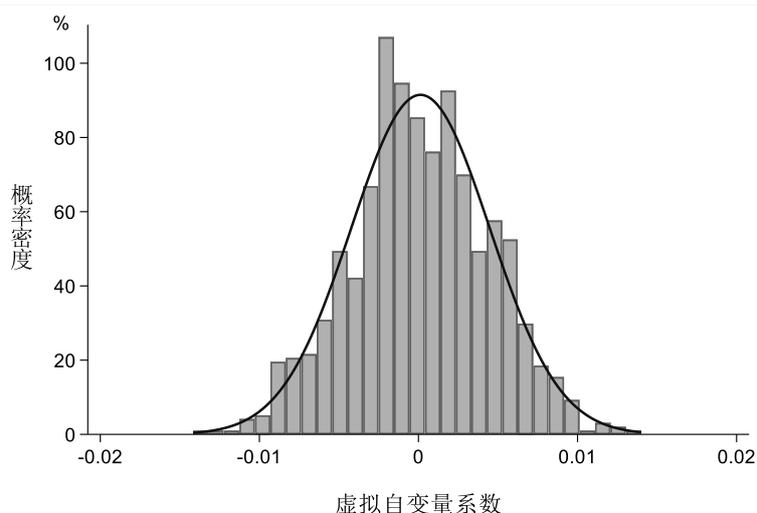


图 2 置换检验估计系数分布

5. 其他稳健性检验。（1）忽略时间序列信息。本文关注的被解释变量——农村金融机构的信贷结构在时间序列上存在相关性。Bertrand *et al.*（2004）发现当被解释变量存在序列相

关时, 双重差分估计结果的标准差低于真实值, 进而会过度拒绝原假设。为克服这一问题, Bertrand *et al.* (2004) 提出了一种简单实用的方法: 对政策冲击前后的数据取平均值, 将多期面板数据压缩为政策冲击前后 2 期面板数据, 从而忽略面板数据的时间序列信息。本文遵循上述方法, 将样本压缩为 2013 年放松贷款利率下限管制政策发生前后 2 期样本, 进行双重差分估计。表 5 第 (1) 列汇报的相关回归结果与基准回归一致, 表明农村金融机构信贷结构在时间序列上的相关性对研究结论影响有限。

表 5 稳健性检验：农户和中小企业贷款占比

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
稳健性处理	忽略时间序列 信息	缩短样本时间窗口			控制地区-年份效应	
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i>	-0.203*** (0.033)	-0.0399** (0.020)	-0.207*** (0.026)	-0.211*** (0.030)	-0.207*** (0.032)	-0.206*** (0.032)
时间窗口	2010-2016	2012-2013	2012-2014	2011-2015	2010-2016	2010-2016
省份×年份效应	控制					
城市×年份效应						控制
观测值	2048	2048	3072	5120	6144	6144
R ²	0.245	0.097	0.134	0.143	0.203	0.201

说明：所有回归均控制了地区变量、银行变量、地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

(2) 缩短样本时间窗口。本文样本区间为 2010-2016 年，时间跨度较长，样本回归时可能会受到其他政策冲击的干扰。特别是 2014 年以来，央行多次实施结构性货币政策操作，可能会影响本文的核心结论。为规避这一问题，我们将缩短样本时间窗口进行稳健性检验。表 5 第 (2) - (4) 列分别将样本区间限制为 2012-2013 年、2012-2014 年及 2011-2015 年。其中，当样本区间为 2012-2013 年时，放松贷款利率下限管制的 2013 年，*POST*=1，2012 年时 *POST*=0。回归结果仍保持稳健，说明样本区间内其他政策冲击对本文核心结论的影响有限。

(3) 控制地区-年份联合固定效应。中央政府十分重视普惠金融发展，着力让所有市场主体都能分享金融服务。近年来，先后出台了《推进普惠金融发展规划（2016—2020 年）》等一系列文件，推动普惠金融服务和保障体系的建设。在中央支持下，各地也会因地制宜，先后出台一些符合当地实际情况的政策，促使农村金融机构增加普惠贷款投放。为控制不同地区随时间变化的因素对当地农村金融机构普惠贷款的影响，本文在回归中添加地区-年份固定效应，从而得到更干净的因果识别结果。表 5 第 (5) - (6) 列分别控制了省份-年份和城市-年份固定效应，回归结果保持稳健，进一步增强了本文结论的可信性。

(三) 机制检验

理论分析表明，放松贷款利率下限管制将加剧非农部门信贷竞争，导致金融机构向非农部门贷款利率下降，农业部门与非农部门贷款的边际利润趋同，进而促使农村金融机构回归本源。农业部门贷款风险和成本更高，金融机构发放农业部门贷款利率大于非农部门贷款利率，因此农业部门与非农部门贷款边际收益趋同，意味着农村金融机构向农业部门与非农部门放贷的利差增大。基于上述分析，放松贷款利率下限管制促进农村金融机构回归本源的作用

用机制包含两方面：第一，放松贷款利率下限管制促使非农部门贷款利率下降；第二，放松贷款利率下限管制导致农业部门与非农部门贷款利率差距增大。

在经验分析中，本文用农村金融机构涉农贷款利率度量农业部门贷款利率，用农村金融机构非涉农贷款利率度量非农部门贷款利率。表 6 汇报了机制检验结果，其中第（1）-（3）列的被解释变量为非农贷款利率，第（4）-（6）列的被解释变量为涉农与非农贷款利差。表 6 的结果表明，放松贷款利率下限管制后，银行业竞争程度越高的地区（*HHI* 越低），农村金融机构非涉农贷款利率越低，涉农贷款与非农贷款利差越大。上述结果表明贷款利率市场化会显著降低非农贷款利率，扩大涉农与非农贷款利差，从而支持本文的机制检验。

表 6 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		非农贷款利率		涉农与非农贷款利差		
<i>HHI</i> 2013× <i>POST</i>	0.592 (0.398)	1.002*** (0.387)	0.908** (0.383)	-0.280* (0.165)	-0.318* (0.169)	-0.304* (0.170)
银行变量			控制			控制
地区变量		控制	控制		控制	控制
观测值	7168	6144	6144	7168	6144	6144
R ²	0.273	0.320	0.328	0.009	0.009	0.010

说明：所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

（四）对农村金融机构其他结果的影响

1.对农村金融设施建设的影响。前文研究表明，贷款利率市场化会促使农村金融机构调整信贷结构，提高普惠程度。但普惠金融不仅关注弱势群体的信贷状况，还关注其获取金融服务的便利性（李建军等，2020）。因此，本文下面考察贷款利率市场化能否促使农村金融机构在农村地区提供更多的金融设施。我们选取农村地区的 POS 机数量和 ATM 机数量衡量农村金融机构的涉农金融设施建设情况。农村地区较偏远，交易不便，建设更多的 POS 和 ATM 机有利于满足农村居民的金融服务需求。表 7 第（1）和（2）列的回归结果表明，贷款利率市场化能够促进农村金融机构的涉农金融设施建设，从而向农村地区提供更多的金融服务。

表 7 贷款利率市场化对银行层面其他变量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	log (POS 机 数量)	log (ATM 机 数量)	<i>Roa</i>	不良贷款率	涉农贷款利率
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i>	-0.489* (0.263)	-0.304*** (0.091)	0.003* (0.002)	-0.008 (0.023)	0.073 (0.341)
银行变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6144	6144	6144	6144	6144
R ²	0.536	0.63	0.147	0.097	0.429

说明：所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

2.对银行收益和风险的影响¹。长期看，利率市场化对优化资金配置和提升商业银行经营效率具有重要作用（易纲，2021）。但短期内利率市场化改革将加剧金融业竞争，商业银行经营的波动性和不可控性将会加大（刘莉亚等，2017）。为探讨贷款利率市场化改革对农村金融机构收益和信用风险的影响，本文用资产收益率（*Roa*）度量收益，用不良贷款率度量信用风险。表 7 第（3）和（4）列汇报的相关回归结果表明贷款利率市场化对农村金融机构收益有显著的负向影响，但对信用风险的影响并不显著。信用风险系数不显著的可能原因是农村金融机构作为地方性法人，根植于当地，能够利用地方软信息或关系型贷款等方式提高贷款的监督能力（Petersen and Rajan, 1995; Herrera and Minetti, 2007; Levine *et al.*, 2020），从而降低信用风险。

3.对涉农贷款利率的影响。放松贷款利率下限管制后，农村金融机构会如何调整农户和中小企业贷款利率？表 7 第（5）列的回归结果显示，*HHI2013* 与 *POST* 交互项对涉农贷款利率的影响在统计意义上不显著，在经济意义上系数也较小。因此，贷款利率下限管制放松后农村金融机构没有明显调整农户和中小企业贷款利率，但显著提高了农户和中小企业贷款供给，具有普惠效应。

五、进一步讨论

当前，中国农村金融机构正处于改革转型期。一方面，农村金融机构正在经历商业化转型——农信社改制农商行，商业化程度越来越高；另一方面，随着中国资本市场的发展，直接融资在社会融资中的重要性不断提高，传统银行信贷业务不断受到挤压。在上述背景下，贷款利率市场化如何影响农村金融机构信贷结构调整，是本文关注的重点。

¹ 作者感谢匿名评审专家的宝贵意见。

（一）农村金融机构商业化转型的影响

为深化农信社改革，改进农村金融服务，2003 年国务院下发 15 号文《深化农村信用社改革试点方案》，其中一项重要内容就是产权制度改革。考虑当时农信社的实际情况，15 号文给出了股份制和股份合作制两种改革方案，分别对应农商行和农合行。从改革效果看，多数农信社选择了股份合作制改造。至 2010 年年底，农合行和农商行数量分别达到 223 和 85 家。2010 年银监会印发《关于加快推进农村合作金融机构股权改造的指导意见》，确立了股份化改革的目标，新一轮产权改革正式启动。在自上而下的推动下，农信社股份化改革进程明显加快（见图 3）。至 2017 年，农商行、农合行及农信社的数量分别为 1262、33 和 965 家。

农信社改制为农商行后，一项重要的变化是经营自主权得到提升。根据 2003 年国务院 15 号文的规定，地方政府成立省联社管理全省农信社。省联社掌管全省农信社的人事权、大额财务审批权和业务指导权（马九杰等，2020），一定程度上干扰了农信社的自主经营。而农信社改制为农商行后，自主经营权明显提升。这是因为一方面农商行股权结构优化，公司治理更完善，能够抵抗外部人干预；另一方面省联社对农信社和农商行采取差别化管理，降低了对农商行的干预。由于农商行的自主经营权更大，商业化程度更高，其对贷款利率市场化的感知也更敏锐。因此一个合理的推论是，贷款利率市场化后，随着银行间针对非农部门信贷价格竞争的加剧，农商行信贷结构的调整程度大于农信社。

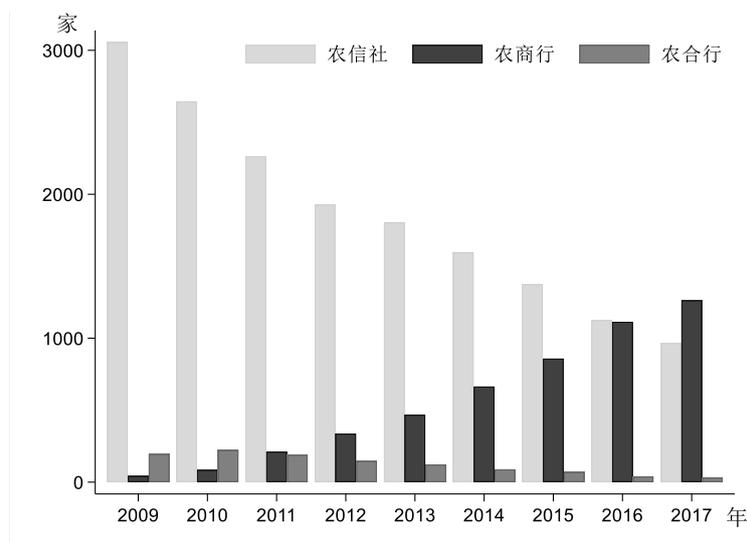


图 3 农信社商业化改制进程

数据来源：2009-2017 年中国银行业监督管理委员会年报。

本文对这一推论进行了验证（见表 8），在 $HH2013$ 和 $POST$ 交互项的基础上，进一步交乘 $Reform$ 。当农信社股份化改制为农商行时， $Reform$ 取值为 1，否则为 0。表 8 的回归

结果发现，放松贷款利率下限管制后，银行业竞争程度越高的地区，农商行相比于农信社的农户和中小企业贷款占比越高，从而验证了上述推论。

表 8 农村金融机构商业化改革的异质性影响：农户和中小企业贷款占比

	(1)	(2)	(3)
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i> × <i>Reform</i>	-0.163** (0.065)	-0.144** (0.061)	-0.146** (0.061)
银行变量			控制
地区变量		控制	控制
观测值	7168	6144	6144
R ²	0.189	0.211	0.223

说明：所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应，也控制了三交互项的两交互项和主项。

（二）直接融资发展的影响

近年来，中国资本市场发展迅速，已经建成全球第二大的股票、债券市场和领先的商品期货市场。资本市场等直接融资方式的发展挤压了传统银行的信贷业务，给银行业带来巨大的经营压力。根据《中国金融年鉴》和中国人民银行官网的统计数据，中国股票和企业债券融资占社会融资规模的比重从 2002 年的 5% 增长到 15%，而人民币贷款占社会融资规模的比重则从 2002 年的 92% 降低到 2020 年的 57%。在直接融资不断发展的背景下，银行对公信贷业务受到挤压，转而更重视小微客户（Boot and Thakor, 2000）。这也意味着贷款利率市场化后，受直接融资发展冲击越大的银行越倾向于回归本源。

农信社和农商行是地方性法人，区域经营特征明显，所以不同地区农信社和农商行受直接融资发展的冲击存在区别。当一个地区的企业在资本市场的融资活动越活跃时，该地区银行受直接融资的冲击越大。因此，本文利用一个地区的企业在资本市场的融资活跃度衡量该地区银行受直接融资影响的程度，进而考察在直接融资不断发展的背景下，贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响。县域企业主要通过股市和债市进行资本市场融资，因此我们利用 3 个指标度量一个地区企业在资本市场的融资活跃度：县域是否有公司上市（*Cap1*）、县域上市公司数量（*Cap2*）及县域是否有公司上市或发债（*Cap3*）¹。

表 9 汇报的相关回归结果显示，放松贷款利率下限管制后，直接融资越发达地区，农村金融机构的农户和中小企业贷款占比越高。这表明在直接融资不断发展的背景下，贷款利率市场化对农村金融机构回归本源的影响更明显。

¹ *Cap1* 和 *Cap2* 均为县域企业利用股市融资的状况，没有考虑债市融资的状况。这是因为企业通过股市和债市融资的影响不同，无法将一个地区的上市公司数量和企业发债数量直接相加。此外，中国债券市场发展较落后，特别是企业债市场被认为是中国最落后的金融市场（Allen *et al.*, 2012），这导致县域企业在样本区间（2010-2016 年）通过债市融资的数量相对较少，股市融资更能反映县域企业利用资本市场的程度。

表 9 直接融资发展的异质性影响：农户和中小企业贷款占比

	(1)	(2)	(3)
	Cap1	Cap2	Cap3
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i> × <i>Cap1</i>	-0.339*** (0.081)		
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i> × <i>Cap2</i>		-0.261*** (0.046)	
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i> × <i>Cap3</i>			-0.350*** (0.080)
银行变量	控制	控制	控制
地区变量	控制	控制	控制
观测值	6144	6144	6144
R ²	0.284	0.254	0.271

说明：所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应，也控制了三交互项的两交互项和主项。

六、结论

促进农民农村的共同富裕，需要全面振兴乡村，乡村振兴的实现离不开金融资源的大量投入。因此，如何促使银行业支持三农的主力军——农信社和农商行等农村金融机构回归本源、加大对乡村振兴的支持力度成为现阶段各方关注的焦点。本文利用中国 2010-2016 年 1024 家农信社和农商行的详细贷款数据，借助 2013 年放松贷款利率下限管制这一外生冲击，探讨了贷款利率市场化是否有助于农村金融机构回归本源，加大对农户和中小企业的金融支持。研究发现，放松贷款利率下限管制能够促使农村金融机构回归本源，且商业化程度越高、所在地直接融资越发达的农村金融机构回归本源的度越高。作用机制为放松贷款利率下限管制加剧了非农部门信贷价格竞争，缩小了银行向非农部门和农业部门放贷的边际收益差距。此外，放松贷款利率下限管制短期内可能会对农村金融机构的收益产生不利影响，但对信用风险没有显著影响。

本文政策含义体现在两方面：第一，深化利率市场化改革，建立由市场供求决定的利率形成机制。本文结果表明推动利率市场化改革有助于优化金融资源配置，增强金融服务实体经济的能力，并为乡村振兴提供更多的资金支持。第二，在推进利率市场化过程中，关注金融机构的经营与风险状况。长期以来，存贷息差收入是中国银行业最主要的利润来源。利率市场化的推进冲击了银行原有的盈利模式，短期内可能会对银行的利润和风险存在负向影响，因此在推进利率市场化改革过程中，监管部门应密切关注金融机构的经营与风险状况。

【参考文献】:

- [1] 部栋玺、项后军(2020):《多重市场竞争与银行风险承担——基于利率市场化及不同监管维度的视角》,《财贸经济》第7期。
- [2] 蒋海、张小林、陈创练(2018):《利率市场化进程中商业银行的资本缓冲行为》,《中国工业经济》第11期。
- [3] 李建军、彭俞超、马思超(2020):《普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析》,《经济研究》第4期。
- [4] 林毅夫、李永军(2001):《中小金融机构发展与中小企业融资》,《经济研究》第1期。
- [5] 刘莉亚、李明辉、孙莎、杨金强(2014):《中国银行业净息差与非利息收入的关系研究》,《经济研究》第7期。
- [6] 刘莉亚、余晶晶、杨金强、朱小能(2017):《竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据》,《经济研究》第5期。
- [7] 刘明康、黄嘉、陆军(2018):《银行利率决定与内部资金转移定价——来自中国利率市场化改革的经验》,《经济研究》第6期。
- [8] 陆铭、向宽虎(2012):《地理与服务——内需是否会城市体系分散化?》,《经济学(季刊)》第3期。
- [9] 马九杰、亓浩、吴本健(2020):《农村金融机构市场化对金融支农的影响:抑制还是促进?——来自农信社改制农商行的证据》,《中国农村经济》第11期。
- [10] 彭建刚、王舒军、关天宇(2016):《利率市场化导致商业银行利差缩窄吗?——来自中国银行业的经验证据》,《金融研究》第7期。
- [11] 申创、赵胜民、李莹(2020):《利率市场化、非利息收入与银行净息差——兼论分类非利息收入的差异化影响路径》,《统计研究》第5期。
- [12] 王东静、张祥建(2007):《利率市场化、企业融资与金融机构信贷行为研究》,《世界经济》第2期。
- [13] 汪昌云、钟腾、郑华懋(2014):《金融市场化提高了农户信贷获得吗?——基于农户调查的实证研究》,《经济研究》第10期。
- [14] 项后军、闫玉(2017):《理财产品发展、利率市场化与银行风险承担问题研究》,《金融研究》第10期。
- [15] 杨箐、王红建、戴静、许传华(2019):《放松利率管制、利润率均等化与实体经济“脱实向虚”》,《金融研究》第6期。
- [16] 易纲(2021):《中国的利率体系与利率市场化改革》,《金融研究》第9期。
- [17] 张伟华、毛新述、刘凯璇(2018):《利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗?》,《金融研究》第10期。
- [18] 张宗益、吴恒宇、吴俊(2012):《商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究》,《金融研究》第7期。
- [19] 赵平、姚耀军(2022):《中国利率市场化改革对中小民营企业融资约束的影响——引入银行信贷风险定价能力作用的再考察》,《财经研究》。
- [20] 周振、伍振军、孔祥智(2015):《中国农村资金净流出的机理、规模与趋势:1978-2012年》,《管理世界》第1期。

- [21] Allen, F.; Qian, J.; Zhang, C. and Zhao, M. "China's Financial System: Opportunities and Challenges." *NBER Working Papers*, No.17828, 2012.
- [22] Berger, A. N. and Udell, G. F. "The Economics of Small Business Finance: The Roles of Private Equity and Debt Markets in the Financial Growth Cycle." *Journal of Banking & Finance*, 1998, 22(6), pp.613-673.
- [23] Berger, A. N.; Miller, N. H.; Petersen, M. A.; Rajan, R. G. and Stein, J. C. "Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks." *Journal of Financial Economics*, 2005, 76(2), pp.237-269.
- [24] Berger, A. N.; Hasan, I. and Zhou, M. "The Effects of Focus versus Diversification on Bank Performance: Evidence from Chinese Banks." *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(7), pp.1417-1435.
- [25] Bertrand, M.; Duflo, E. and Mullainathan, S. "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119 (1), pp.249-275.
- [26] Boot, A. W. and Thakor, A. V. "Can Relationship Banking Survive Competition?" *Journal of Finance*, 2000, 55(2), pp.679-713.
- [27] Boyreau-Debray, G. and Wei, S. "Pitfalls of a State-Dominated Financial System: The Case of China." *NBER Working Papers*, No.11214, 2005.
- [28] Carbo-Valverde, S.; Rodriguez-Fernandez, F. and Udell, G. F. "Bank Market Power and SME Financing Constraints." *Review of Finance*, 2009, 13(2), pp.309-340.
- [29] Chetty, R.; Looney, A. and Kroft, K. "Salience and Taxation: Theory and Evidence." *The American Economic Review*, 2009, 99(4), pp.1145-1177.
- [30] Chong, T. T.; Lu, L. and Ongena, S. "Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China." *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(9), pp.3412-3424.
- [31] Cull, R.; Demirgüç-Kunt, A and Morduch, J. "Microfinance Meets the Market." *Journal of Economic Perspectives*, 2009, 23(1), pp.167-192.
- [32] Dollar, D. and Wei, S. "Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China." *NBER Working Papers*, No.13103, 2007.
- [33] Herrera, A. M. and Minetti, R. "Informed Finance and Technological Change: Evidence from Credit Relationships." *Journal of Financial Economics*, 2007, 83(1), pp.223-269.
- [34] Huang, Y.; Pagano, M. and Panizza, U. "Local Crowding-out in China." *Journal of Finance*, 2020, 75(6), pp.2855-2898.
- [35] Levine, R.; Lin, C.; Peng, Q. and Xie, W. "Communication within Banking Organizations and Small Business Lending." *Review of Financial Studies*, 2020, 33(12), pp.5750-5783.
- [36] Nunn, N. and Qian, N. "The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment." *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(2), pp.593-650.
- [37] Petersen, M. A. and Rajan, R. G. "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships." *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2), pp.407-443.
- [38] Ponticelli, J. and Alencar, L. S. "Court Enforcement, Bank Loans, and Firm Investment: Evidence from a Bankruptcy Reform in Brazil." *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(3), pp.1365-1413.
- [39] Stiglitz, J. E. and Weiss, A. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *The American Economic Review*, 1981, 71(3), pp.393-410.

Loan Interest Rate Liberalization and Rural Financial Institutions' Loans to Farmers and SMEs

Qi Hao; Wu Benjian; Ma Jiujie

Abstract: This paper uses the sample of 1024 rural financial institutions to study the impact of China's loan interest rate liberalization on rural financial institutions' farmers and SMEs loans, by exploiting the reform of the deregulation of the lower bound of loan interest rate in 2013. We find that the deregulation of the lower bound of loan interest rate can significantly promote rural financial institutions to increase the financial support for farmers and SMEs. The mechanism is that the deregulation of the lower bound of lending rates intensifies the credit price competition in the non-agricultural sector and narrows the marginal profit gap between banks' lending to non-agricultural sector and agricultural sector. Heterogeneity analysis shows that rural financial institutions with higher degree of commercialization and in places where direct financing is more developed are prone to increase the financial support for farmers and SMEs. Furthermore, it is found that the deregulation of the lower bound of loan interest rate may have a negative impact on the returns of rural financial institutions in the short term, but has no significant impact on the risk. This paper has some enlightenment on deepening the reform of interest rate marketization and guiding finance to engage in rural revitalization.

Key words: interest rate liberalization, rural financial institutions, farmers and SMEs' loans, rural revitalization.

中国的资金循环与宏观经济监测：部门视角

张南¹ 朱莉²

【摘要】本文从资金循环的部门视角出发，开发出 1998-2020 年“点对点”资金流量及资产负债矩阵，创新资金循环的统计方法，通过观测资金的产业性循环与金融性循环的波动特点与变化趋势，剖析了中国资金循环中存在的结构性问题，从而明确了过去中国金融市场中“谁在承担风险”的疑问，并给出了“由谁承担风险更好”的政策建议。2017 年以来政府部门在金融市场中承担并消化着债务违约风险，存在着财政风险与金融风险相互溢出，财政手段带来的经济效益有所下降。金融部门的资金供给影响力和资金筹集感应度近年来持续上升，各部门潜在的违约风险也明显向金融机构集中。所以在宏观审慎中金融部门应有一个位置转换，通过市场调节金融资源的合理配置，提高监控风险的能力。

【关键词】资金循环分析；流量与存量矩阵；三角化排序；影响力与感应度；乘数分析

一、引言

2008 年金融危机后，在伦敦举行的 G20 财长和央行行长会议的一个国际共识就是加强金融统计，促进金融统计的系统完整性。2009 年国际货币基金组织（IMF）和金融稳定委员会（FSB）呼吁识别金融危机与信息缺口，重点之一是加强资金流量统计与资产负债统计³。改进数据传递方法和更详细的部门数据，按交易对手方编制每个机构部门的存量和流量细表，即点对点（From-Whom-to-Whom, W-to-W）金融统计数据。欧洲央行（ECB）还特地编辑出版了两本从资金循环角度观测金融危机的专著（Winkler 等，2013a；Winkler 等，2013b）。可见，详细的资金循环数据是观察宏观经济运行、监测金融风险的重要依据。

斯通（Stone，1966）与克莱因（Klein，1983）将资金流量表与国民收入账户和投入产出表衔接起来开发出金融矩阵模型，为拓展资金循环分析做出了先驱性贡献。辻村和沟下（2002）

¹ 张南，日本广岛修道大学经济科学部，教授。

² 朱莉，贵州财经大学大数据统计学院，副教授。

³ Financial Stability Board & International Monetary Fund, 2009, *The Financial Crisis and Information Gaps*, Report to the G-20 Finance Ministers and Central Bank Governors.

应用投入产出分析的里昂惕夫逆矩阵原理，将资金供需的影响力系数（Power-of-Dispersion Index, PDI）与感应度系数（Sensitivity-of-Dispersion Index, SDI）应用到了资产负债矩阵中。Tsujiura 和 Tsujimura（2018）以美国的量化宽松政策效果为研究对象，运用资金流量的序列分析扩展了上述研究成果。Zhang（2020）以中美日的资金循环为研究对象，论述了宏观经济中资金流动的观测方法。

资金循环分析在中国还是一个较冷门的研究领域，但也有不少学者使用账户式资金流量表做了很有意义的研究，如李扬（1998）对中国开放过程中的资金流动进行了研究，温娇月和阮健弘（2005）展开了基于现实的金融政策分析。也有学者引入资金流量矩阵和网络方法，研究部门间的资金关联。胡秋阳（2010）编制了三种投入产出式资金流量表，分别反映金融交易形成的部门间资金关联关系、实物交易形成的部门间资金关联关系、金融交易和实物交易等各交易项目之间的资金关联关系，但该研究缺乏原始数据支持，分析结论略欠说服力。宫小琳和卞江（2010）以部门对部门资金融通关系矩阵表为基础，通过网络化模型量化分析了“经济冲击”在国民经济各部门间循环传导的轨迹，并量化分析了各个部门在各传染轮次中的损失量，此项研究将网络模型理论引入资金流量分析。张南（2013）编制矩阵式资金流量表对中国的金融风险波及进行了测算研究，他（2014）还将国内资金循环扩展到国际视野，对中国实体经济与金融经济的依存关系做了一个较为全面的纵向分析，考察了金融交易的风险状况以及最终波及效应。存量是经济活动的结果，对识别金融危机弥补信息缺口有重要意义。李扬等（2012a、2012b）编制了中国主权资产负债表尝试评估中国金融风险，并从2013年至2020年连续出版了《中国国家资产负债表》（2000~2019）（李扬等，2020）。殷剑峰（2018）尝试编制了中国资金存量表，分析资金存量的部门分布与交易关系，构造了存款和信用所构成的宏观金融网络，但此文并没有明确给出编制存量表的方法及数据来源。易纲（2020）首次运用资金流量与存量统计，把金融结构、金融发展与经济增长关联起来，通过金融资产结构变化这一视角，阐释了中国宏观经济运行的内在逻辑及其政策含义。刘磊与张晓晶（2020）使用李扬等（2020）数据，运用投入产出分析与网络方法构建了违约风险与流动性风险的传导模型，分析了由部门构成的网络结构的演化路径。

基于以上文献整理归纳，本文认为，与中国资金流量相关研究还有以下几点空白或不足。

第一, 资金循环数据存在缺口, 还没有着眼于 IMF 与 FSB 所倡议的 W-to-W 模式, 从流量与存量两个角度揭示资金循环的部门结构特征及变动趋势, 进而基于存量与流量开展宏观经济监测与金融风险研究。第二, 由于资金循环账户的部门分类与交易项目的构成复杂, 涉及流量与存量, 链接国民收入与国际收支统计, 需要从整体与部门、金融与实体、国内与海外的角度来理解其数据关系与所反映的经济含义。当前在经济学研究的领域中对资金循环的分析研究仍然是属于相对薄弱的部分。第三, 资金循环统计分析不够深入, 没能从资金循环的部门视角揭示金融风险在部门间的传导情况, 无法从该视角回答“谁在承担风险”和“由谁承担风险更好”(易纲, 2020)这两个关键问题。随着中国金融市场不断发展, 为提高金融资源有效配置, 有必要加强 W-to-W 模式资金流量及存量的统计分析, 揭示部门之间的相对借贷关系及随时间的变动趋势, 剖判风险承担者及风险传染路径; 测算各部门的资金影响力与感应度, 结合对部门资金运筹效果的分析, 研判风险由谁承担更好。

为此, 结合 2008 年美国金融危机前后, 以及 2020 年国内外经济环境的变化, 本文试图编制 IMF 所倡议的 W-to-W 模式的资金流量以及存量矩阵, 基于部门视角, 观测中国的资金循环与宏观经济调控的效果及问题。全文安排如下: 第一部分首先给出资金循环的基本概念, 然后基于实体经济与金融的关系, 统计描述 1992~2020 年中国实体经济与资金循环的变化, 以及住户、政府、非金融、金融四大部门及国外的资金运筹基本特征。第二部分侧重于金融性资金循环分析, 开发新数据。将二维账户形式的资金流量表演绎为三维的统计矩阵, 建立 1998~2020 年 W-to-W 资金流量与存量矩阵。第三部分参考先行研究, 应用新的分析方法。基于部门视角对所建立的 W-to-W 统计矩阵做三角化排序, 从资产端与负债端两方面观测资金结构变化, 评估各部门资金运筹在市场中的作用及影响。进一步测算斯通方式与克莱因方式的影响力系数与感应度系数, 测算各部门资金波及效果, 从而给出“谁在承担风险”和“由谁承担风险更好”的客观依据与政策选项; 最后提出相关政策建议与研究展望。

一、中国的资金循环与实体经济

(一) 资金循环的基本概念

资金循环的概念由科普兰 (Copeland, 1947、1949、1952) 提出, 其雏形为货币流量账户 (Money-flows Accounts, MFA), 该账户的统计设想是将所有机构单位划分为 11 个机构部

门，每个部门的单位向同一部门其他单位或其他部门的单位进行交易、支付和收取费用。MFA 包括了实物交易与金融交易，除了交易流量外，还包括存量性质的金融资产负债表。美联储在科普兰的技术指导下对 MFA 的编制进行了持续研究与改进，1955 年首次公布了美国资金流量账户（Flow of Funds Accounts, FFA, 1939~1953）。这种由“Money-flows”向“Flow of Funds”的变化，不仅是专业术语的变化，更反映着统计内涵及范围的变化。其账户体系由以货币流通为重点扩展到各种信用形态的交易，其统计范围不仅限于货币市场，而且包括证券市场、国外市场等。

石田定夫（1993）将包括了资金流量与存量的统计观察与分析称之为资金循环分析。资金循环在实体经济领域里，表现为资金与商品交换的“相互对流”；在金融经济领域里，资金循环主要表现为金融市场的资金筹集与使用所引起的资金移动。资金流量表和资产负债表二者账户关系的结合构成了资金循环分析的数据基础（Zhang, 2020）。展开资金循环分析可按两阶段进行，一是关于资金在实体经济中的循环分析，即将资金作为生产、收入分配、支出的媒介手段所展开的资金流动分析。此分析被称为国民收入分析的垂直性扩张，分析重点在于通过 GDP 与资金运用的变化以及投资储蓄差额与资金余缺、国际收支的均衡，反映资金与实体经济的变动依存关系。二是关于资金的金融性循环分析，即资金退出与实物交换的阶段，作为金融商品进入金融市场，对资金在信贷市场、证券市场、国外市场等市场的交易而进行的分析，反映了与金融交易相对应的借贷关系，被称为金融统计分析的水平性扩展，分析的重点在于解释资金余缺的原因，找寻各机构部门资金来源及使用的基本特征，刻画金融市场的结构变化，量化金融风险以及金融政策的波及效果。

2020 年中国提出了“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”，资金循环框架也为分析“国内大循环”提供了强有力的研究工具。根据资金循环的基本概念，可知资金循环分析包括了储蓄与投资、国内资金运用与筹集以及对外金融投资的结构关系，客观上形成了资金循环系统中的均衡关系（张南，2014）。国内部门的资金余缺与经常收支的顺（逆）差相一致，国外部门的对外金融投资与国际资金循环相对应，有着国内的实体经济与金融交易、对外金融投资与国际资本流动相衔接对应的事后性恒等关系（Zhang, 2020）。依据这种均衡关系，我们首先从流量视角，观察实体经济与资金循环间

题，统计描述分析中国 GDP 与资金循环的依存关系。

（二）资金循环与实体经济增长

资金运用与 GDP 之比可反映实体经济与金融的依存变化关系。本文使用国内非金融部门资产加上国外负债作为实体经济的资金使用，二者合计也等于国内非金融部门负债与国外资产的合计。资金运用与 GDP 之比反映了资金供需的两个方面，是一个揭示实体经济与金融交易关系的宏观指标。它既可从流量角度表明所谓金融深化程度，也可表示单位 GDP 所使用的资金量，还可从时间序列不同时期的对比反映存在于实体经济中的金融泡沫的膨胀程度。为了参照比较日本泡沫经济形成与破灭的轨迹，图 1 也列出了 1980 年以来日本的相同指标。选用中国公布 FFA 的始点 1992 年至最新数据 2020 年为观察期，可观察到下述三个特点。

第一，该指标揭示了中国经济的景气循环。1992~1994 年中国资金运用与 GDP 之比基本在 30.00~40.00%左右；之后至 1999 年基本处于下降状态；从 2001 年起此指标开始上升，至 2010 年达到最高值 56.17%，之后又出现波动性下滑，到 2018 年仅为 19.07%，随后结构性政策工具持续发力，央行通过降准、开展中期借贷便利及逆回购操作等多种货币政策，向市场投放流动性，该指标又进一步上升，2020 年达 34.93%。可看出，在金融紧缩、景气过热的状况下该指标下跌，在金融缓和与景气恢复期该指标总体处于上升趋势，该指标刻画了经济增长的循环起伏。政策当局可以根据此指标的变化适时调整经济政策。

第二，2000 年以来，资金运用与 GDP 之比不断扩大。随着金融体制改革、金融市场健全以及金融交易手段的更新，中国的金融深化程度不断提高，中国资金运用与 GDP 之比由 2000 年的 28.99%提高至 2007 年的 47.38%，这一时期中国的实体经济也保持了年均 10.84%的高速增长。政策当局适度放松了对利率和汇率的严格管制，使利率和汇率成为反映资金供求和外汇供求变动的信号，从而有利于更好进行储蓄和投资决策，促进经济健康稳定增长。金融深化发展扩大了金融中介作用，形成了金融与实体经济发展相互促进的良性循环。

第三，2008 年国际金融危机后，中国资金运用与 GDP 之比迅速增高，在 2010 年达到 56.17%，而同期 GDP 增长率在 10.64%左右，意味着生产单位 GDP 所耗资金量的增加，隐喻着实体经济中存在着金融泡沫的膨胀现象。以日本作为参照，在 1980~1985 年间，日本该指标在 28.00%左右平稳移动，但从 1986 年起急速上升，到 1989 年增至 54.14%，之后发生了众

所周知的泡沫经济的破灭。受其影响，该指标直线下跌，到 1992 年一举下降为 10.52%，此后一直持续低水平徘徊，在 2008 年跌破正数关，下滑至 -14.11%，带来了日本经济 20 余年的萧条不振。但另一方面，从该时期金融市场的成熟以及金融深化程度看，日本远远高于中国。日本泡沫经济破灭前后资金运用与 GDP 之比的急剧变化对中国具有很清晰的警示参考作用。2010~2020 年，中国的非金融部门资产比重呈现持续下行趋势，而金融部门资产与 GDP 之比呈上升的趋势，隐含着泡沫的不断膨胀。

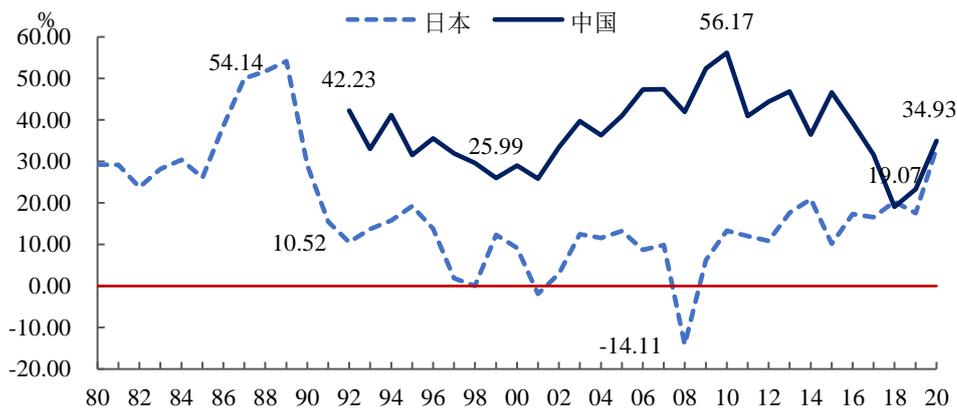


图 1 1980~2020 年中国与日本资金运用（筹集）与 GDP 之比

注：资金运用为资金流量表中非金融部门资产与国外负债合计。其中，非金融部门是指除了金融机构部门之外的国内其他所有机构部门总和。

资料来源：国家统计局；中国人民银行《中国人民银行统计季报》；日本银行《金融经济统计月报》。

图 2 为金融部门的资金流量与经济增长率的变化趋势图。可看出，在 2008 年金融危机之前，中国经济增长率经历了一个 U 型发展，从 1992 年的 14.22% 下滑到 1999 年的 7.66%，而后在国际贸易蓬勃发展等因素的推动下，又一路上升至 2007 年的 14.23%。在金融危机之后呈现出平稳下滑趋势，2019 年为 6.00%，2020 年受新冠肺炎疫情影响跌至 2.30%。但从金融部门的资金流量看，2008 年以后表现出与实体经济增速相反的趋势，从 2008 年的 12.126 万亿大幅度增长至 2016 年达到峰值 46.152 万亿元，年均增速达 18.18%，金融部门资金运用和来源与 GDP 之比分别都超过 60.00%。这意味着两个问题，一是资金使用效率急剧下降，二是金融泡沫明显加剧。所以政策当局一方面要警惕金融泡沫风险，另一方面要保持经济稳定增长，在这个两难的政策目标选择中，基于部门视角的金融资源的合理配置无疑是一个至关重要的问题。

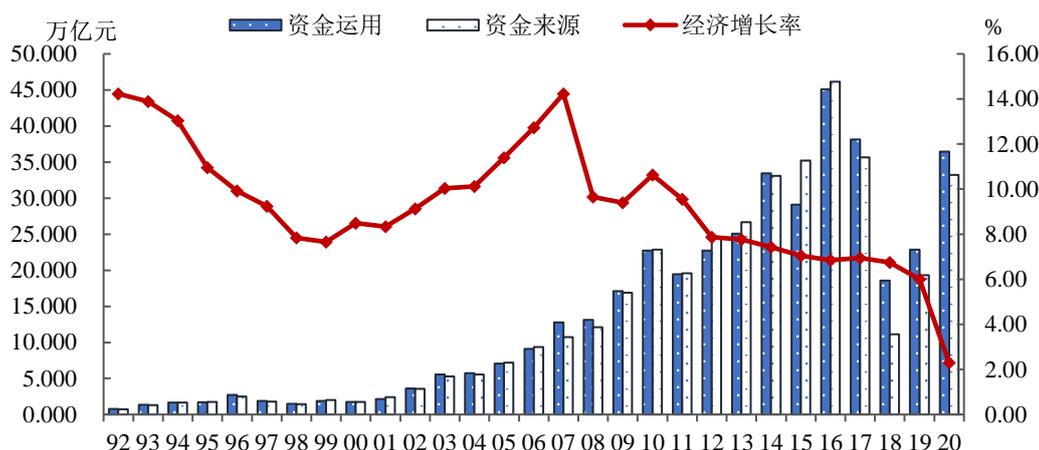


图 2 1992~2020 年中国金融部门资金流量（左轴）与经济增长率（右轴）

数据来源：国家统计局；中国人民银行《中国人民银行统计季报》。

（三）非金融部门资金盈余或不足的变化特征

图 3 反映各非金融部门资金盈余或不足的基本特征。其中的因果关系如下，非金融企业是实体经济投资的主体，经济上升时期应处于资金需求旺盛，即资金不足的状态，但其资金差额总体呈现缩小态势，从 1993 年的-17.44%缩小到 2020 年的-2.47%。在 1998 年之前都保持在-10%以上，但这之后以后企业部门资金需求比率减退，到 2015 年其资金不足比率为最低点为-1.57%，随后有所波动，但近三年直线收缩。原因在于企业对市场预期不足，或投资于金融领域或自持资金等待时机，导致了其融资活动处于低迷状态，对信贷的有效需求不足。

与此相对应，住户部门为资金盈余部门，但其资金盈余与 GDP 之比也趋于下降趋势，资金盈余状态正相对萎缩。主要原因之一在于 2005 年以来住户部门通过购置房地产向不动产领域的投资增加，导致了住户部门净储蓄的减少。另一方面，居民消费观念的转变，也影响了住户部门的储蓄率。住户部门储蓄是企业与政府部门进行投资与生产的重要资金来源。努力提高住户收入，保持稳定的储蓄，扩大消费与投资，是经济稳定增长的必要条件。

从政府部门看，2005~2015 年在企业部门投资不足的状态下，政府部门却总体成为资金盈余部门，显现出中国资金运用的结构性问题。2007~2008 年期间由于受美国金融危机的影响，政府部门为扩大内需刺激经济，增加了公共投资使得政府部门呈现为资金不足（2007 年为-2.42%），在 2008~2015 年资金盈余比率基本为 2.00%左右，而 2018~2020 年转变为资金不足。2018 年政府部门为实施积极的财政政策和稳健的货币政策，着眼“放水养鱼”，增强

后劲，大幅减税降费¹，使得资金不足率提升，2020年资金不足率上升至-8.19%，资金缺口达到8.32万亿元，位居各部门之首。政府是宏观经济运行的稳定器与调解者，面临着2008年以来经济基本面的恶化，运用合适的财政政策与货币政策，调整资金循环的结构性问题，合理有效地配置资源，应是政策当局优先考虑的问题。

国外部门的资金盈余或不足与国内部门正好相反，除1993年以外，国外部门一直处于资金不足，即中国国内资金净流出（包括外汇储备增加）的状态，但资金盈余比率呈现下降趋势，中国对外金融净投资处于减退状态。

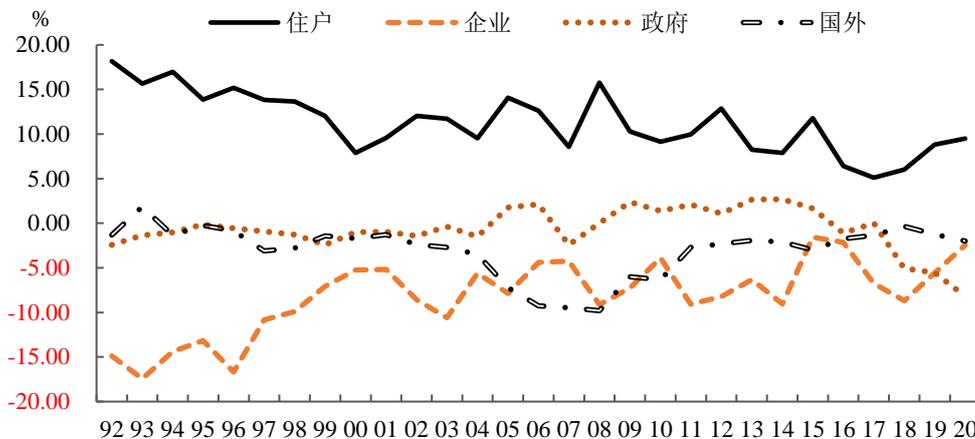


图3 1992-2020年中国各非金融部门净金融投资与GDP之比

数据来源：国家统计局；中国人民银行《中国人民银行统计季报》。

从各非金融部门资金流量与流向的长期发展趋势看，有两个值得注意的拐点，一是2008年，另一是2017年。在2008年前后虽然受美国金融危机影响，但中国政策应对得当，各部门资金流向与流量都出现了积极意义的变化。住户部门资金盈余逐渐回升，企业部门投资需求增大，政府部门资金盈余稳定，中国对外净金融资产渐增。但2017年住户部门的资金盈余下降到最低点的5.11%，之后有所回升，但企业部门资金需求呈现出持续萎缩态势。而近年来政府部门资金缺口的增大与中国对外净金融投资减少，都显示着近年来随着国际环境的剧变，中国经济面临着一个新的较为严峻的局面。结合上文分析的近年来金融泡沫加剧问题，我们认为需要重视资金循环中的结构性问题，有必要从流量与存量的视角对非金融部门以及金融部门的资金运筹以及政策效应做更加详细的考察。

¹ 2018年第十三届全国人民代表大会第一次会议《政府工作报告》。

二、资金循环统计矩阵的建立

(一) 数据准备

由于流量数据有正有负, 为了取得均为正数的比率系数进而编制金融矩阵表, 我们将资金流量表中负债方负的数据变为正数移到对应的资产方位置, 而将资产方负的数据变为正数移到相应的负债方位置。这种调整方法既符合会计复式计帐原则, 也可显示实际经济中的含义, 由此得到均为正数的资金流量数据。关于存量数据, 中国人民银行 2022 年首次公布了 2017~2020 年资金存量表, 李扬等 (2020) 编制了 2000~2019 年资产负债数据。这两类数据基本概念、交易项目与部门分类等都与 2008SNA 协调一致。虽然交易项目和部门分类也还有待细分改善, 但也可反映中国金融市场的基本结构。我们使用上述存量数据做出了影响力系数与感应度系数的估算, 结果显示这两个系数分布在相同的象限, 因此可以认为这些数据的整合性及精确度基本一致。以下基于金融性资金循环的分析框架, 使用上述资产负债数据和中国人民银行的资金流量数据编制资金循环矩阵。

(二) 斯通公式与克莱因公式

国际标准的资金流量表中的行表示各个交易科目 (即 m 种金融商品), 列表示各个机构部门 (即 n 个机构部门), 在各部门内根据复式记账分别列有资产与负债。本文重点讨论建立 Y 矩阵 (部门 \times 部门) 的编制方法。

将 T 型账户转换为 Y 矩阵的两种方法分别由 Stone (1966) 和 Klein (1983) 提出。Stone (1966) 在主持修订 1968SNA 时, 参照 U 表、 V 表编制了反映各部门资产负债关系的金融矩阵表 (详见表 1), 依据行与列分为部门、金融交易项目、实体资产以及合计等四个矩阵。左侧最初矩阵 Y 的 n 行、 n 列对应各个机构部门, 各行表示各机构部门的资产, 各列表示各机构部门的负债, 反映出从谁到谁的关系。其次的 m 行、 m 列是各类金融商品, 与 n 个机构部门一起构成两个矩阵“部门 \times 商品”矩阵 A_{jk} 和“商品 \times 部门”矩阵 L'_{jk} 。其中, A_{jk} 表示第 j 部门持有的第 k 类金融商品的资产; L'_{jk} 表示第 j 部门持有的第 k 类金融商品的负债。接下来, 按照行与列分别嵌入了实体资产与储蓄积累, 分别记为 e_j 和 z'_j 。最后的行与列记述了行和 w_j 、 l_k 、 ξ 与列和 x'_j 、 a'_k 、 ε 。该金融矩阵表体现了投入产出表 U - V 型表的基本结构, 按照此框架可以将 T 形账户资金流量表转换为 Y 矩阵 (部门 \times 部门) 与 X 矩阵 (商品 \times 商品)。

表 1 部门资产负债的矩阵表

	n 个机构部门	m 种金融商品	实体资产 (储蓄积累)	行和
n 个机构部门	\mathbf{Y}	A_{jk}	e_j	w_j
m 种金融商品	L'_{jk}	\mathbf{X}		l_k
实体资产 (储蓄积累)	z'_j			ξ
列和	x'_j	a'_k	ε	

资料来源：R. Stone, “The Social Accounts from a Consumer’s Point of View,” pp. 19–24;

根据 Stone (1966) 定义, 资产投入系数 a'_{jk} 是以资产转置矩阵的向量与行和求出, 而负债投入系数 l_{jk} 是以负债矩阵与列和计算。如果已知表 1 中的 w_j 和 l_k , 则两个投入系数为:

$$a'_{jk} = A'_{jk} \hat{w}_j^{-1} \quad (1)$$

$$l_{jk} = L_{jk} \hat{l}_k^{-1} \quad (2)$$

其中, \hat{w}_j 为向量 w_j 的对角矩阵, \hat{l}_k 为向量 l_k 的对角矩阵, 左上角的 -1 和撇号分别为矩阵求逆和转置。

Klein (1983) 的分析方法与 Stone (1966) 相似, 但对投入系数的定义有所不同。克莱因将资产与负债的各项与其另一方的合计相除计算各个比例, 其着眼点在于各主体的资金运用取决于所筹集到的资金, 进而监测各部门的资金筹集与运用的关系。继续沿用表 1 为例, Klein (1983) 对资金流量矩阵表的投入系数作了如下定义。

$$d'_{jk} = L'_{jk} \hat{w}_j^{-1} \quad (3)$$

$$c_{jk} = A_{jk} \hat{l}_k^{-1} \quad (4)$$

其中, d'_{jk} 表示了每个部门持有的总资产中各种金融商品的负债比例, c_{jk} 表示了每种金融商品总负债中各个部门持有该金融商品的资产比例。

由此可知, 斯通公式使用 T-账户的右边 (负债) 作为其基础转换为 Y 矩阵, 记为 Y^S , 而克莱因公式使用 T-账户左边 (资产) 为计算标准转换成 Y 矩阵, 记为 Y^K 。在计算投入系数矩阵前, 首先将 T-账户式资金流量表按照资金使用与筹集分为两张矩阵表, E 表反映资金运用, R 表反映资金筹集, 具体表式参考张南 (2014)。E 表和 R 表都为 $m \times n$ 的矩阵, 其矩阵元素分别为 e_{kj} 和 r_{kj} 。运用 E 表与 R 表的流量 (或存量) 数据, 使用斯通公式与克莱因公式, 就可求出相应的投入系数矩阵 C^S (斯通方法) 和 C^K (克莱因方法), 进而建立 W-to-W 形式的 Y^S 和 Y^K 矩阵。在此基础上可从资产端与负债端考察资金波及效应, 推算某部门资金使用或筹

措而产生的经济交易总量, 应用里昂惕夫逆矩阵原理, 推测出净诱导经济交易的极限效应。

通过 E 表和 R 表, 进一步定义对角矩阵 \hat{T} 、 \hat{T}^E 和 \hat{T}^R 。 \hat{T} 为一个 $n \times n$ 矩阵, 它的对角元素是 t_j , 其他都是 0。同理, \hat{T}^E 和 \hat{T}^R 是 $m \times m$ 的对角矩阵, 分别以 t_k^E 和 t_k^R 为元素。另外, 向量 ε 、 ρ 的元素分别为 ε_j 、 ρ_j 。具体如下:

$$t_k^E = \sum_j e_{kj}; \quad t_k^R = \sum_j r_{kj} \quad (5)$$

$$t_j = \max(\sum_k e_{kj}, \sum_k r_{kj}) \quad (6)$$

$$\varepsilon_j = t_j - \sum_k e_{kj} \geq 0; \quad \rho_j = t_j - \sum_k r_{kj} \geq 0 \quad (7)$$

可以看出, (5) 式 t_k^E 和 t_k^R 分别为第 k 项金融资产总和和第 k 项金融负债总和, 理论上将所有部门 (含国外) 考虑进来时, 有 $t_k^E = t_k^R$; (6) 式 t_j 表示 j 部门总资产与该部门总负债的较大值; (7) 式 ε_j 和 ρ_j 分别表示 j 部门的资金盈余与不足。

我们使用投入产出模型中的 U 表和 V 表的方法来处理 E 表和 R 表, 上标 S 和 K 分别表示斯通公式与克莱因公式, 有:

$$U^S \equiv R; \quad V^S \equiv E' \quad (8)$$

$$U^K \equiv E; \quad V^K \equiv R' \quad (9)$$

进一步, 使用矩阵 U^S 、 V^S 、 U^K 、 V^K 的每个元素除以列和 (或行和), 来定义其系数矩阵 B^S 、 D^S 、 B^K 、 D^K :

$$B^S = U^S \hat{T}^{-1}; \quad D^S = V^S (\hat{T}^E)^{-1} \quad (10)$$

$$B^K = U^K \hat{T}^{-1}; \quad D^K = V^K (\hat{T}^R)^{-1} \quad (11)$$

斯通公式下, D^S 为 E (资产) 转置矩阵的投入系数, B^S 为 R (负债) 矩阵的投入系数; 克莱因公式下, D^K 为 R (负债) 转置矩阵的投入系数, B^K 为 E (资产) 矩阵的投入系数。这样就得到 W-to-W 形式的收支矩阵, 即 Y^S 和 Y^K , 以及相应的系数矩阵 C^S 和 C^K :

$$C^S = D^S B^S; \quad Y^S = C^S \hat{T} \quad (12)$$

$$C^K = D^K B^K; \quad Y^K = C^K \hat{T} \quad (13)$$

在经济处于非均衡增长状态, 某部门出现的金融风险对资金运用与筹集的波及效应不同。通过斯通公式从负债方为基准观察资金循环矩阵 Y^S , 列表示资金筹集 (负债), 行表示资金运用 (资产)。如果 Y^S 的某一列和大于对应的行和, 则该部门净负债增加, 由此可观察形成债务违约风险的可能。此状况又会波及及其他部门资产方的外部冲击, 进而影响整体资金循环系统。同样的, 以资产方为基准观察的 Y^K , 列表示资金运用 (资产), 行表示资金筹集 (负债)。如 Y^K 的某一列和小于对应的行和, 则该部门净资产减少, 由此可观察此部门的资产净

值下降而形成流动性风险¹的可能。这一变化同样会波及整体资金循环系统。由于 $t_k^E = t_k^R$ ，所以 Y^S 与 Y^K 这两个矩阵是对角对称的，即 $Y^K = (Y^S)'$ ，各部门资产方与负债方的变化在资金循环系统中具有完全对称的传导机制（Tsujiura 和 Tsujiura, 2018; Zhang, 2020）。

（三）W-to-W 式的资金循环统计矩阵

参考（1）~（7）式，依据（8）~（13）式的推导，运用 1998~2020 年中国资金流量及 2000~2020 存量数据，推算出 Y^S 和 Y^K 的流量矩阵与存量矩阵的时间序列。限于篇幅，这里仅列出 2020 年的矩阵，如表 2。它清晰地展示了各部门资金筹集与运用的流向及流量，以及各部门对他部门持有的资产与负债规模，三维结构可显示每个金融工具交易对手方的信息。

表 2 中国资金循环矩阵表（单位：亿元）

2020 年资金流量矩阵表 (Y^S)							
	住户	非金融企业	金融部门	广义政府	国外	ε	Y_i (行和)
住户	458.784	4384.664	175657.824	1817.864	1925.654	0.000	184244.791
非金融企业	5977.102	11586.825	115597.162	3427.533	26130.254	25114.125	187833.000
金融部门	81171.435	158069.538	89860.044	82696.081	22555.542	0.000	434352.640
广义政府	179.498	260.375	10359.347	83.471	152.346	83236.964	94272.000
国外	37.181	13532.598	10780.624	6247.052	11725.203	20167.342	62490.000
ρ	96423.791	0.000	32097.640	0.000	0.000		TVFT
Y_i (列和)	184247.791	187834.000	434353.640	94272.000	62489.000		834674.000

2020 年资金流量矩阵表 (Y^K)							
	住户	非金融企业	金融部门	广义政府	国外	ρ	Y_i (行和)
住户	458.784	5977.102	81171.435	179.498	37.181	96423.791	184247.791
非金融企业	4384.664	11586.825	158068.538	260.375	13532.598	0.000	187834.000
金融部门	175660.824	115599.162	89861.044	10359.347	10780.624	32097.640	434358.640
广义政府	1817.864	3427.533	82697.081	83.471	6247.052	0.000	94273.000
国外	1925.654	26130.254	22554.542	152.346	11725.203	0.000	62488.000
ε	0.000	25114.125	0.000	83236.964	20167.342		TVFT
Y_i (列和)	184247.791	187834.000	434353.640	94272.000	62489.000		834679.000

2020 年金融资产负债矩阵表 (Y^S)							
	住户	非金融企业	金融部门	广义政府	国外	ε	Y_i (行和)
住户	5624.627	200701.557	1565565.521	101221.490	22707.888	0.000	1895821.082
非金融企业	2086.684	411048.520	1027629.738	8451.409	120330.848	863210.800	2432758.000
金融部门	710528.810	1597405.167	1351956.327	514064.269	294904.804	0.000	4468859.377
广义政府	214.732	24058.558	373038.686	188.217	1955.000	243574.807	643030.000
国外	124.146	199544.199	80824.728	19104.614	128020.460	140300.852	567919.000
ρ	1177242.082	0.000	69844.377	0.000	0.000		TVFT
Y_i (列和)	1895821.082	2432758.000	4468859.377	643030.000	567919.000		8761301.000

2020 年金融资产负债矩阵表 (Y^K)							
	住户	非金融企业	金融部门	广义政府	国外	ρ	Y_i (行和)
住户	5624.627	2086.684	710528.665	214.732	124.146	1177241.145	1895820.000
非金融企业	200701.350	411048.193	1597405.210	24058.534	199544.126	0.000	2432757.413
金融部门	1565564.657	1027628.885	1351957.712	373038.518	80824.658	69846.570	4468861.000
广义政府	101221.490	8451.409	514064.597	188.217	19104.614	0.000	643030.328

¹ 本文所讲金融风险主要包含债务违约风险和流动性风险，具体概念参考刘磊和张晓晶（2020）。

国外	22707.875	120330.828	294904.816	1954.999	128020.456	0.000	567918.974
ε	0.000	863211.413	0.000	243575.328	140300.974		TVFT
Y _i (列和)	1895820.000	2432757.413	4468861.000	643030.328	567918.974		8761301.000

数据来源：中国人民银行；李扬等（2020）。

注：每个表最右下角的 TVET 表示部门之间（含国外）经济交易的总价值（total value of the economic transactions, TVET）。

由 2020 年 Y^S 流量矩阵的列可知，广义政府分别从住户、非金融企业、金融部门以及国外融资而形成的金融负债分别为 1817.864 亿元、3427.533 亿元、82696.081 亿元及 6247.052 亿元；广义政府分别对这四个部门持有资产为 179.498 亿元、260.375 亿元、10359.347 亿元及 152.346 亿元。各行合计与对应列合计的差额即为各部门的资金盈余或不足。从广义政府看，列合计 94272.000 亿元，行合计 11035.036 亿元，所以广义政府净负债 83236.964 亿元。从矩阵的最后一列与最后一行可看出，每行和等于每列和。此外，全社会资产总量等于负债总量，显示了一定时期全社会资金流量（存量）的总规模。2020 年资金流量总规模为 83.467 万亿元，资产/负债总存量为 876.130 万亿元。

三、部门视角的动态结构分析

基于上述编制的资金流量矩阵与资产负债矩阵，考察过去二十年中国资金循环中各部门的资金供需及动态变化，以回答“谁在承担风险”和“由谁承担风险更好”。

（一）统计矩阵的三角测量

矩阵的三角化是通过将各部门之间的资金运用与筹集相减取净值的方法来明确资金净流向，再通过资金流向顺序重新排列其行和列的可视化数据处理。通过这样的排序可知各部门在资金运筹时的相互关系及排序。辻村和沟下（2002）首次将这种方法应用于由金融资产负债表衍生的资产负债矩阵。在具有严格三角形金融资产负债矩阵的资金借贷顺序中，对角线之下的部门是资金供应者，对角线之上的部门是资金需求者。对角线之上的部门在筹集资金时对下面部门有影响，对角线之下的部门在运用资金时对上面部门有影响。

机构部门之间的借贷关系通常是双向的，所以在三角化时抵消了部门“ $itoj$ ”和“ $jtoi$ ”的借贷，借用 Tsujimura 和 Tsujimura（2021）三角化的方法，首先求部门 i 对部门 j 的净资产 \tilde{y}_{ij} ，然后将部门 i 到 j 的资金净流出取正值的元素设为 1，其他为 0，构造矩阵 \tilde{Y} ，具体如下。

$$\tilde{y}_{ij} = \begin{cases} y_{ij} - y_{ji} & (i \neq j; i, j = 1, \dots, n) \\ y_{ij} & (i = j; i, j = 1, \dots, n) \end{cases} \quad (14)$$

$$\check{y}_{ij} = \begin{cases} 1 & \tilde{y}_{ij} > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (i, j = 1, \dots, n) \quad (15)$$

其中, $y_{ij}, \tilde{y}_{ij}, \check{y}_{ij}$ 分别为 $n \times n$ 矩阵 Y, \tilde{Y}, \check{Y} 的元素。设 Z_C 是一个向量, 其元素是 \check{Y} 中每列的非零单元数; Z_R 是一个向量, 其元素是 \check{Y} 中每行的非零单元数。进一步定义三角化排序 Z :

$$Z = n \cdot I - Z_C + Z_R = n \cdot I - \check{Y}'I + \check{Y}I \quad (16)$$

其中, I 是单位向量。将矩阵 Y 的行与列按 Z_i 的升序排列来进行三角化, 可按照资金筹集为基准编制以列向量为基准化的矩阵; 也可以资金运用为基准编制以行向量为基准化的矩阵。如前文推导所示, 数学操作上斯通公式和克莱因公式的运算结果是对称的。通过以上设定可知, 处于三角关系下方的部门从有限的部门借款, 并向许多部门提供贷款, 这些部门是主要的资金提供者。同时, 三角形上半部分的部门仅给数量有限的部门贷款, 但从多个部门筹集资金, 这些部门是主要的借款者。如果某部门三角化排序上升, 说明其对其他部门的资产净值下降, 抑或债务大量积累, 带来债务违约风险和流动性风险。基于资金筹集视角, 机构部门间存量矩阵和流量矩阵的斯通公式三角化排序如图 4 和图 51 所示。

首先从存量 (图 4) 观察, 可看出住户部门的排序一直处于三角关系的底部, 这表明住户部门是经济中资金筹集的源泉, 但 2009 年以后住户部门借款稍有上升, 到 2013 年达到峰值, 随后稳定在第 1 级, 持续到 2020 年, 这与图 3 所显示的住户部门资金盈余的缩小倾向相一致。非金融企业一直处于三角关系的顶部, 是主要借款人, 即投资需求主体, 虽然图 3 显示出企业部门资金需求有所萎缩, 但总体仍保持着经济中主要借款人的位置。金融机构位于中间位置, 起着一个调控与中介的作用, 排序变化反差不大, 其融资倾向平稳持续到 2019 年, 而在 2020 年下降到第 2 级, 融资能力回到 2005 年以前的状态, 其在金融性资金循环中的金融中介作用还有待于进一步发挥。政府部门在三角关系的位置排序变化最大, 在 2001~2004 年处于排序较高的第 4 级, 2006~2016 年一直处在三角关系中较低的位置, 保持在第 2 级, 这期间为经济发展注入了必要的资金, 但 2017~2019 年上升到第 3 级, 2020 年升至第 4 级, 说明近年来政府部门举债规模增加。从编制的矩阵表可看出, 政府部门 2020 年

¹ 如果中国的资金流量统计能做更详细的部门分类, 比如在金融部门内细分央行、商业银行、证券业保险业等, 就能更细致的观测, 从而做出更合理的决策。

末的金融资产与负债头寸分别为 39.946 万亿与 64.303 万亿，分别为 2016 年末的 0.397 倍与 2.360 倍，由 2016 年净资产 73.273 万亿变为 2020 年净负债 24.358 万亿，债务违约风险明显增大。

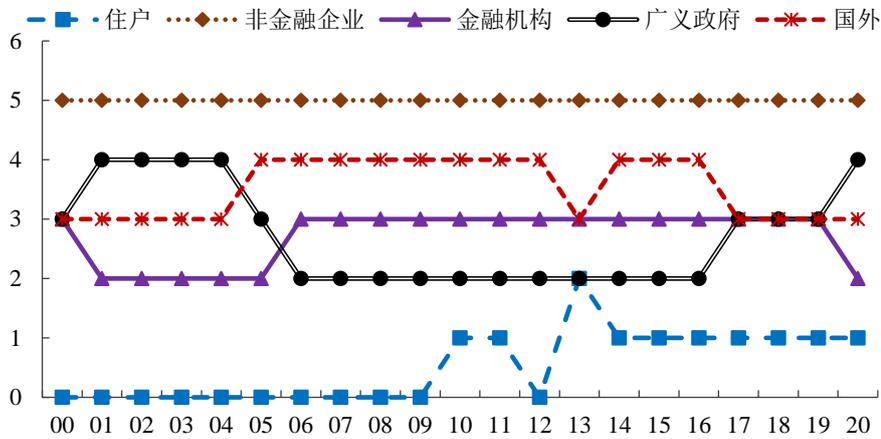


图 4 2000~2020 年资产负债矩阵的三角排序

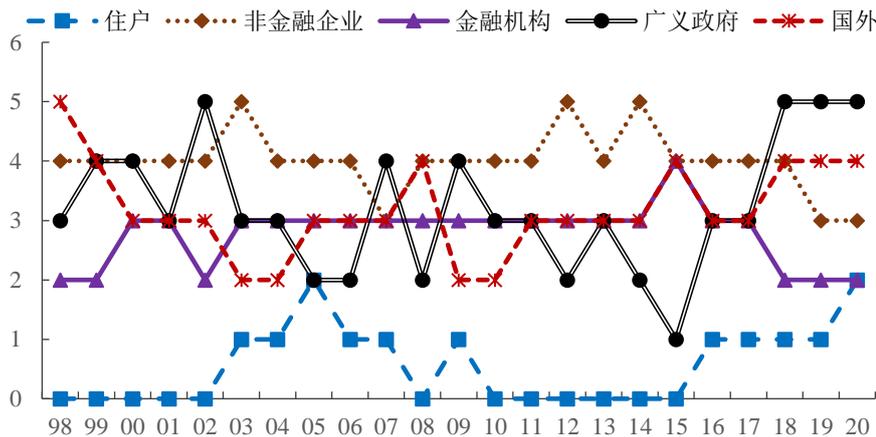


图 5 1998~2020 年资金流量矩阵的三角排序

再来观察流量，各部门三角排序上下换位频繁，可反映经济景气变动带来的资金流向。值得注意的是，在观察期内住户基本处于底部，而非金融企业多位于图表的上部，但近三年被政府替代。政府部门的位置上下变化最大、波动最频繁。根据资金流量矩阵，2002 年政府部门净负债达到 0.175 万亿元，三角排序达到最高点。2007 年为对应美国金融危机中国政府部门新增净负债 0.654 万亿元，致使三角排序上升到第 4 级，由于对策措施有力在 2008 年政府部门一举转为净金融资产 0.118 万亿元，三角排序回落至第 2 级。在 2015 年为金融净资产 1.151 万亿元之后，转变历史最低点。但 2016 年以后政府部门新增净负债持续上升，从 2016 年的 0.808 万亿元飙升到 2020 年 8.324 万亿元，为整个观察期间最高值，三角排序超过其他

部门位于最高点，影响到其下位的其他部门。由此可看出政府部门近年的资金筹集波动幅度较大，甚至超过非金融企业，政府部门的债务违约风险加大。金融部门在观察期间基本位居中间，2015年开始增加放贷时向上移动，在收回贷款时向下移动，金融部门的流量三角排序不断下滑，对实体经济的支撑作用减弱。

结合图4和图5可知，资金流量的波动累积到一定程度才会在资产负债中显现。流量矩阵的三角排序拐点出现在2015年，2016年起非金融企业和金融部门排序持续下滑，而政府部门和住户排序持续上升。而存量矩阵的三角排序拐点出现在2017年，2017年起政府部门排序持续上升，其他部门变化不大。从各部门看，住户部门的资金供给者地位总体稳定，但2015年之后呈现出资金需求上升的态势，2020年其流量矩阵三角排序达到了第2级。非金融企业的资金筹集者地位保持稳定（存量三角排序保持在第5级），但2015年之后资金需求直线下降，其流量矩阵三角排序从2014年的第5级逐步下降至2020年的第3级，可以预测，其存量矩阵三角排序未来也会开始下降，反映出实体投资疲软，经济下行压力逐渐加大。金融部门2015年以来，流量矩阵三角排序不断下滑，存量矩阵三角排序下滑趋势2020年开始显现，说明金融机构正在为经济增长投放资金。政府部门在2016年之前基本为非金融企业和金融机构的资金供给者，但2017年起其资金流量波动幅度较大，流量矩阵三角排序迅速上升，从2016年的第2级上升至2018~2020年的最高级，说明政府资产净值下降，形成流动性风险，且债务大量积累，债务风险较高。从2020年资金存量矩阵看，在政府对各部门总负债中金融部门占比为79.967%，所以政府承担的债务风险与金融部门持有资产的风险存在互相溢出的可能性。由于政府债务本身具有较强的“顺周期性”，尤其是当前经济下行压力持续加大，一旦政府债务出现违约风险，银行等金融机构资产负债表中将会产生大量的不良资产，所以政府债务风险值得密切关注。

（二）影响力系数与感应度系数

下面基于部门视角观察各部门的影响力系数（PDI）与感应度系数（SDI）。PDI为某一部门的单位资金供给的增加时所能带来整个系统的资金波及效应，SDI着眼于整个系统的资金需要增加1单位时对应于某一部门产生的资金需要的波及效果。某部门的PDI是里昂惕夫逆矩阵第j列的列和与列平均值的比值，而该部门SDI是第i行的行和与行平均值的比值。用 a_j^p

来定义 j 部门的 PDI, 用 d_i^s 来定义 i 部门的 SDI, 如下:

$$d_j^p = \frac{\sum_{i=1}^n c_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n c_{ij}} \quad d_i^s = \frac{\sum_{j=1}^n c_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij}} \quad (17)$$

其中, c_{ij} 为里昂惕夫逆矩阵 $(I - C)^{-1}$ 中的元素。C 为矩阵 Y 的投入系数矩阵, 对应于投入产出模型中的直接消耗系数。

当 $PDI > 1$ 时, 该部门资金筹集 (供给) 对其他部门的影响程度高于整体平均水平。当 $PDI < 1$ 时, 该部门资金筹集 (供给) 对其他部门的影响程度低于整体平均水平。显然, PDI 越高, 该部门资金波动对资本市场的影响越大。同理, SDI 的大小也反映了各部门对整体平均资金筹集 (供给) 的感应差异。

根据对矩阵的列与行的不同定义, C 可分别代入斯通式投入系数矩阵 C^S 和克莱因式的 C^K , 进而求解出斯通公式的 PDI^S 与 SDI^S 、克莱因公式的 PDI^K 与 SDI^K 。 PDI^S 表示某部门发生单位资金筹集增加时, 波及到整体经济中 (即间接和直接) 资金供给的总量; PDI^K 表示某部门增加单位资金供给时对整个经济中资金需求总量的波及影响。 SDI^S 表示当所有部门资金筹集增加 1 单位时, 对某部门能增加资金供给的波及反应; SDI^K 表示所有部门资金供给增加 1 单位时, 对某部门资金需求数量的波及反应。这两种系数可在一定程度反映风险承担与分散情况, 例如, 若某部门资金供给影响力 PDI^K 和资金筹集感应度 SDI^S 都较大, 则说明其他部门潜在的债务风险增加, 且通过部门间传导, 正在向该部门集聚。

(三) 各部门影响力与感应度的排序分布

将 PDI^S 与 PDI^K 、 SDI^S 与 SDI^K 的时间序列, 绘制为散点图 (图 6~9)。

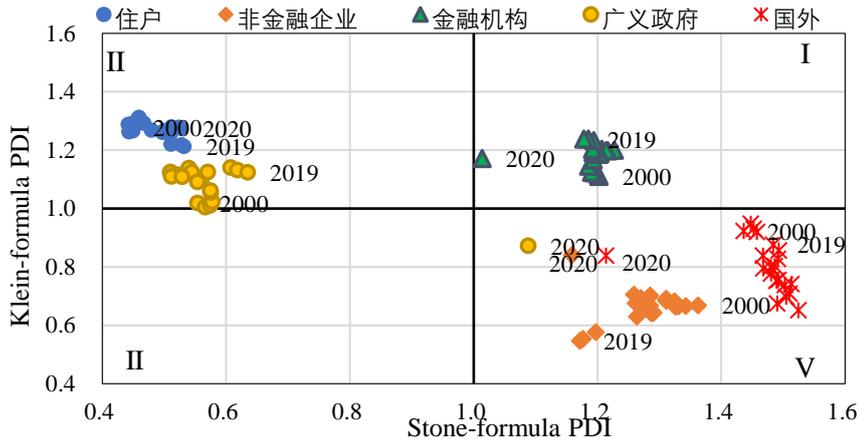


图 6 中国资金存量矩阵的影响力序列分布

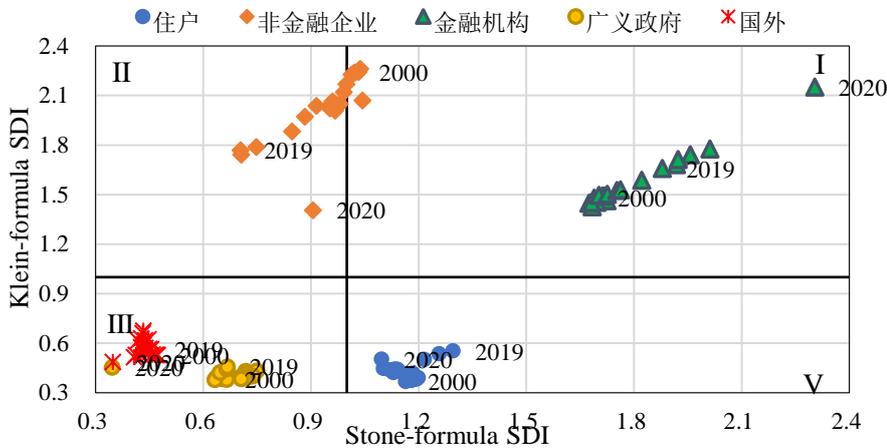


图 7 中国资金存量矩阵的感应度序列分布

图 6 表示资产负债矩阵中各部门在 2000~2020 年间的 PDI 散点图，横轴 PDI^S 表示负债影响力系数，纵轴 PDI^K 表示资产影响力系数。交点的坐标为(1,1)。从图的右上角开始，将各部门 PDI 按逆时针分为四个象限，即 I、II、III 和 IV 象限，表明各部门在资金循环系统中影响力的基本排序。可看出，金融机构位于第 I 象限，住户与广义政府定位在第 II 象限，而非金融企业与国外则分布在第 IV 象限。说明 2000~2020 年间，从存量看，金融部门对资金筹集（供给）的影响力明显高于其他部门，住户与政府部门 $PDI^K > 1$ ， $PDI^S < 1$ ，说明这两个部门增加资金筹集的影响力小于平均水平，而资金供给的影响力较大，且住户部门的资金供给影响力又略高于政府部门。而政府部门在 2020 年异常地落在第 IV 象限，意味着政府部门在 2020 年负债影响的增加与资产影响的下降。非金融企业和国外主要位于第 IV 象限， $PDI^K < 1$ ， $PDI^S > 1$ ，刚好与住户、政府部门相反，这两个部门资金需求增加时，对全社会资金循环的影响力较大，而资金供给的影响力低于其他部门。

图 7 是资产负债矩阵 SDI 的散点图，横轴 SDI^S 表示负债感应度，纵轴 SDI^K 表示资产感应度。仍然是金融部门定位在象限 I，特别是在 2020 年跃居最大值，对经济景气最为敏感，所有部门的资金筹集和供给都对金融部门带来较大波及反应。非金融企业基本分布在象限 I 与 II，呈现 $SDI^S < SDI^K$ ，负债感应度低于资产感应度，当全社会资金供给增加时，该部门反映敏感，大于全社会资金筹集对其带来的波及效应。广义政府与国外处于象限 III，远离坐标交点(1,1)，这意味着在这两个部门对社会资金筹措的感应度较低，并不是金融市场的主要受益者。住户部门的位置处在象限 IV， $SDI^K < 1$ ， $SDI^S > 1$ ，当全社会资金筹集增加时，住户资金供给变化的感应度较强。

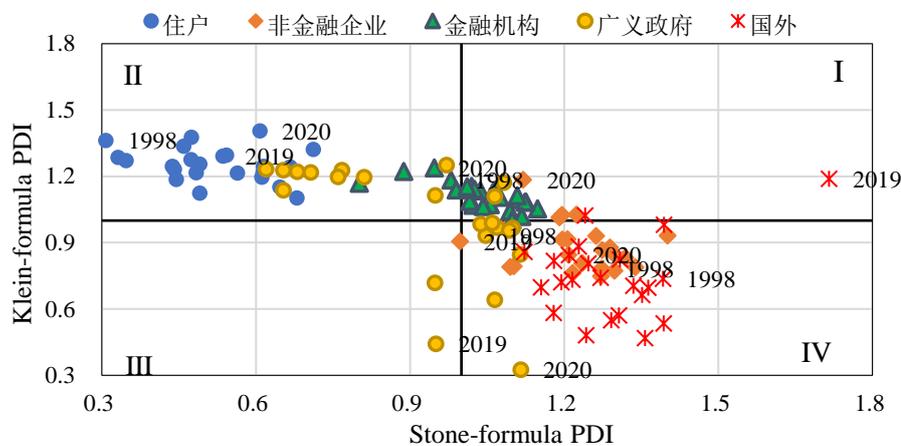


图 8 中国资金流量矩阵的影响力序列分布

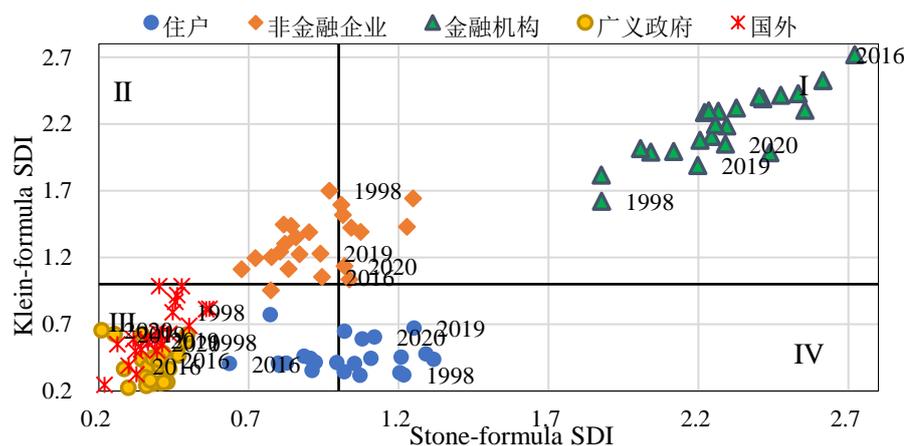


图 9 中国资金流量矩阵的感应度序列分布

图 8 是 1998~2020 年资金流量矩阵的 PDI 散点图。金融部门在本世纪初处于象限 I，但在 2008 年金融危机后，特别是 2017 年以来进入了象限 II，资金筹集影响力减退。广义政府变化最大，分布跨越四个象限，在本世纪初期位于象限 IV，从 2003~2004 期间上升到象限 I，

之后转向象限 II，近年来特别是 2019~2020 聚集在象限 III 与 IV 的位置，其影响力低于平均水平且很不稳定。与此形成对比的是，非金融企业主要分布在象限 IV，负债影响力较强，而资产影响较弱，但在 2007 年、2010 年、2015 年以及 2020 年处在象限 I 的位置。

图 9 是资金流量矩阵 SDI 的散点图。金融机构主要分布在象限 I。非金融企业横跨象限 I 与 II，表明非金融企业的资金需求增量随着经济增长而增加，随着经济的停滞而减少，对经济景气相当敏感。住户部门主要分布在象限 III 与 IV，对资金需求的感应度相对较低，所以对经济环境变化不是很敏感。广义政府与国外的分布集中在象限 III 的左下角，反映出对经济整体变化的感应度迟缓，低于其他部门的平均水平。

图 8 与图 9 反映的是流量时序分布变化，从中可发现两个显著特点。第一，这两张图都是在序列坐标中基本沿着 45 度角分布，但斜率方向相反。第二，图 8 横轴为负债影响力，而纵轴为资产影响力，各部门的变化轨迹显示负债影响与资产影响存在负相关关系；而图 9 横轴为负债感应度，纵轴为资产感应度，各部门负债感应与资产感应呈现出较强正相关。政策部门可通过这些有规律的变化适时采取相应的政策调控手段，防范金融风险。

通过对图 6~9 的观察可知，金融部门对中国金融市场的影响力最强，感应度也最高。作为最大资金供给者的住户部门的影响力在存量与流量矩阵中均处在象限 II 的位置，而感应度在存量矩阵里基本列于象限 IV，在流量矩阵中横跨象限 III 及 IV。最大资金需求者的非金融企业部门在中国资金循环中的位置不断变换，在存量与流量矩阵的影响力均排在象限 IV，该部门资金需求增大时对其他部门影响较大。此外，政府部门在中国资金循环中的影响力与感应度的位置最不稳定，存量矩阵的影响力序列排在象限 II，流量矩阵的影响力序列分别分布在四个象限，而存量与流量的感应度排序均在象限 III，明显低于平均水平。国外部门的 PDI 多聚集在象限 IV 与 I，表明对国内金融市场有一定的影响力，但其 SDI 基本分布在象限 III，国外资金对中国市场变化的感应度低于其他部门。

各部门的影响力与感应度的时序排列反映了中国金融资产与负债的结构变化与政策意图的结果。金融部门资金供给影响力 PDI^K 和负债感应度 SDI^S 最强，可见，在 1998~2020 年期间，各部门潜在的违约风险明显向金融机构集中。结合前文三角测量结果可看出，近年来政府债务风险逐渐集聚，而一旦超过警戒线发生债务违约，那么可能对持有金融资产的金融

机构产生溢出效应。从实际来看，当前仍然是政府自身承担并消化了债务风险。

那么，金融风险由谁承担更好？下面运用资金流量矩阵，利用斯通公式的 PDI^S 与 SDI^S 做一个乘数推算，检验金融部门与广义政府部门资金运筹的波及效果。

（四）资金供给效应的乘数分析

资金循环分析中的一个宏观指标是资金波及系数（辻村和沟下，2002）。根据两个公式计算的里昂惕夫逆矩阵系数的总和与部门数相除得出的数值，可以分别从负债方与资产方求出负债波及系数（负债乘数）以及资产波及系数（资产乘数）。波及系数越大，表明同一单位的资金筹集及运用的乘数效应越高，其数值大小与资金量的多少无关，取决于各机构部门的资金运筹的投资组合。由于流量数据更能敏锐地捕捉变动情况，这里计算出中国 1998~2020 年流量矩阵的资产乘数和负债乘数（见图 10）。

由图 10 可知，中国资产乘数与负债乘数的变动有一些差异但基本走向一致，从 2008 年美国金融危机开始，资金波及系数出现大幅度变动。中国 GDP 增长率 2007 年为 14.23%，但 2019 年下降为 6.00%，2020 年因为疫情原因下降至 2.30%。伴随着经济发展，每单位资金运用或筹集的波及效应也在增大，资产乘数与负债乘数也由 2008 年的 4.015 与 3.986 上升到 2016 年峰值的 19.532 与 19.862，由此可见良好的政策效应。但 2017 年以后乘数效应呈现大幅度下降，在 2018~2020 年两者开始出现偏差，资产乘数小于负债乘数。使用表 2 中 2020 年资金流量矩阵的 TVET 与图 10 资金波及系数达到峰值的 2016 年 TVET 比较，2020 年下降了 15.14%。由于资金波及系数是一个资金运筹的组合问题，即政策操作的问题，也就是说 2018 年以来中国出现了一个经济减速但资金运用成本升高、政策操作效应降低的状态。

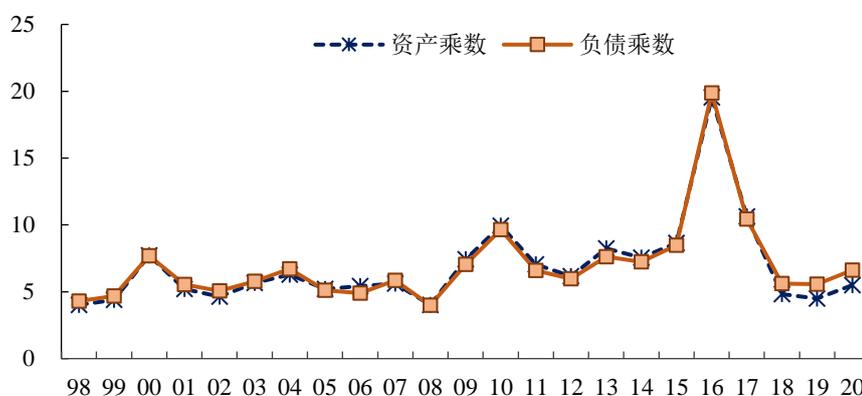


图 10 1998~2020 年资金波及系数的变化

由前面分析可知，金融部门对中国金融市场的影响力最强，感应度也最高，政府部门在四象限中的影响力与感应度最不稳定，所以有必要测算金融部门与政府部门资金运筹的效果。当金融机构提供资金时，借到资金的其他机构部门要么增加支出，要么购买资产，这是克莱因公式（ Y^K ）资金运用的典型例子。如果资金被金融机构吸收，其他机构单位要么自行筹款，要么变卖资产以弥补资金的不足，斯通公式（ Y^S ）描述了这种负债操作过程。本文第 3 节推导出了资金流量矩阵的投入系数 C^S 与 C^K ，如果投入系数 C^X 满足 Solow 定理 1 (Solow, 1952) 所给出的条件，则级数收敛于 $(I - C^X)^{-1}$ ，可以估算出作为最终情况 θ 提供（吸收）资金 V 所导致的所有经济交易的总价值：

$$\xi_{\theta}^X = (I - C^X)^{-1} D^X V \quad (18)$$

如果初始资金被吸收， ξ_{θ}^X 为负。由于 $\xi_{\theta}^X = \xi_{\theta-1}^X$ 是收敛的条件，因此无论从借款部门还是从发债部门观察，都可以使用上述方程。

根据式（18）可计算各部门的资金运用与筹集而诱发的净经济交易总额，称为净诱导经济交易（Net Induced Economic Transactions, NIET），即：

$$t_B = (I - C^K)^{-1} D^K E_B - (I - C^S)^{-1} D^S R_B \quad (19)$$

其中， $D^K E_B$ 对应于矩阵 Y^K 中各部门的列（资产方）， $D^S R_B$ 对应于矩阵 Y^S 中各部门的列（负债方）。NIET 可反映资金运筹所带来的经济效果，某部门 NIET 越大，则由该部门承担金融风险的经济效果更好。

图 11 显示了 1998~2019 年间金融部门和政府部门资金的净诱导交易额，可以看出，金融部门的资金运筹的净诱导经济交易的变化与资金波及系数变化在时间上是一致的，在 1998~2006 年的变化比较平稳，从 2008 年以来波动起伏，2017 年前后不稳定性加大，特别是 2015 年大幅度下降至 -23.216 万亿元，之后显示出强劲反弹，在 2017 年骤然升至 42.900 万亿元。然而，之后三年有下降趋势，但仍处在高于 2014 年以前的水平，也远高于政府部门。

政府部门通过资金运筹所带来的净诱导经济交易在 1998~2007 年比较稳定，但其后变化较大，从 2014 年的净诱导收益的 15.367 万亿元下滑到 2020 年的最大净诱导亏损 44.482 万亿。2008 年以后政府部门加大了公共性的资金运用，在 2015 年资金运用达到峰值 6.682 万亿，此举措可以认为是为了对应 2015 年金融部门净诱导亏损达到 23.216 万亿元的对策。但

增加政府借款影响到政府部门资金筹措的平衡, 在 2018~2020 年政府每年借款均超过 6 万亿, 为净负债的状态, 在 2020 年达到最大净负债 8.324 万亿元, 比 1998 年增加了 74.739 倍。

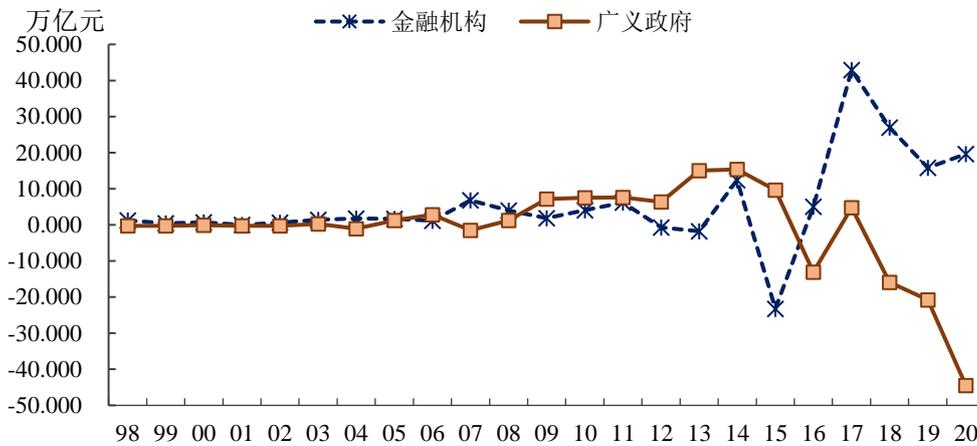


图 11 1998~2020 年资金运用与筹集的净诱导经济交易

演绎分析至此, 可以回答过去二十年在中国资金循环中“谁在承担风险”的疑问。政府在三角化排序中波动最大, 且近年来超过企业, 站在三角排序的顶端, 承担了大量债务风险; 其资金影响力和感应度最不稳定。金融机构的违约风险和流动性风险相当部分由政府部门承担, 图 11 展示的结果也反映了金融与政府部门在时间序列的对偶变化。

为进一步考察政府部门资金净供给的波动情况, 计算资金净供给波及乘数, 如 (20) 式。

$$FFPM = \frac{I' t_B I}{I' E_B I - I' R_B I} \quad (20)$$

其分子为 NIET, 分母为部门金融资产。FFPM 越高, 经济效益越好。

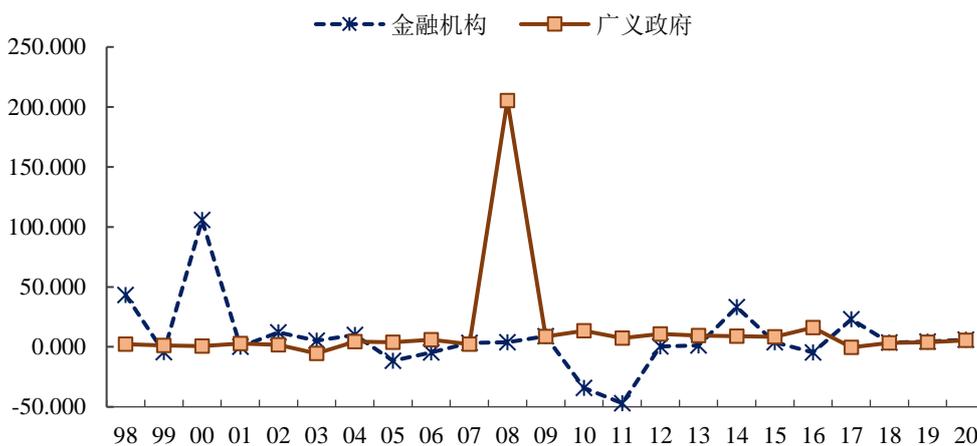


图 12 1998~2020 年资金净供给波及乘数

如图 12 所示, 金融机构在 2000 年的 FFPM 呈现最高值, 为金融资产运用效益较好时期, 但在 2009 以后金融机构的净资金供给波及乘数下滑以及波动起伏。政府的乘数基本在 10 以

内，但在 2008 年达到了 205.256，远远高于金融机构，之后持续走低。2007~2008 年与 2017~2020 年期间的乘数与图 5 政府部门在三角化排序所示的两个时序拐点相对应。也就是说，2007 年美国金融危机对中国金融产生较大冲击时，由于政府部门操作资金运用的克莱因乘数大于资金筹集的斯通乘数所产生的结构性变化，提高了资金供给波及乘数，使中国经济在一定程度降低了来自美国金融危机的连锁感染。但其后政府部门的资金净供给乘数一路下滑，政府举债带来的经济效益降低。将资金流量矩阵 2020 年与资金波及系数达到峰值的 2016 年进行比较（参见表 2 与图 10）可知，政府部门对企业、金融及国外的资金运用分别减少了 98.35%、80.83%以及 89.75%；而从这些部门的资金筹集却分别增加了 381.64%、17.41%以及 228.58%，显示出政府部门对各部门负债风险的增大，以及过度依赖债务造成的资本结构问题。由于资金波及乘数反映了资金供需的波及效应，考虑到资产端与负债端的风险结构，应该密切关注它。面临着 2018 以来的经济基本面的变化，2020 年疫情的影响，国际环境的激变，政策效果不仅取决于政府主导的资金供给规模，而且也取决于资金供给乘数效应的大小。

四、结论、建议与今后的课题

本文对中国经济的资金循环做了一个长期统计观察，从所反映出资金运用与筹集的变化趋势和结构关系看，中国经济的最大风险仍在金融领域，应从实体经济与金融两方面防范金融风险，调整经济增长模式。

描述性统计分析展示了 1992~2020 年以来不同历史阶段各部门资金流向与流量的特点。在 2008 年前后虽然受美国金融危机影响，但由于政策应对得当，各部门资金流向与流量都出现了积极意义的变化。住户部门资金盈余回升，企业部门投资需求增大，政府部门资金盈余稳定，中国对外净金融资产渐增。2017 年以来，企业部门资金需求呈现出持续萎缩态势。而近年来政府部门资金缺口的增大与中国对外净金融投资减少，都显示着随着国际环境的剧变，中国经济面临着一个新的较为严峻的局面。从资金的产业性循环分析可知，2017 年以后，住户收入差距扩大，消费上升缓慢，使得扩大内需缺乏坚实的基础，由此出现了储蓄投资的结构失衡，显示了伴随着高储蓄所产生的投资扩张型增长模式的局限性。从资金的金融循环观测亦可知，中国经济面临的重大风险是金融领域，2017 年以来金融部门和非金融企业三角排序的下降，以及政府部分三角排序的迅速攀升，说明金融机构向政府投放了大量资金，反

映了国内资金运用与筹集的结构性问题。

金融危机源于债务累积与流动性风险。通过编制 W-to-W 矩阵表，考察了各部门在资金运筹中相互因果位置的时序关系。从存量观察，各机构部门之间存在稳定的层级关系。住户一直处于三角形排序的底部，是资金的主要提供者；非金融企业位于三角形的顶端，是资金的主要使用者。金融机构位于三角排序的中间位置，在金融性资金循环中的金融中介作用还有待于完善发挥。政府部门在三角排序中波动最大，且 2017 年以来处于最顶端，积累了大量债务，显示出政府部门在金融市场中承担并消化着债务违约风险。在 2006~2016 年经济景气时，政府为资金供应者，而 2017 年以来在经济存在下行压力时，政府进行大规模举债，以政府购买服务、专项建设基金、PPP 项目等新型项目融资手段向银行进行融资，地方政府债务存量快速膨胀，使得政府隐性债务风险进一步增加。由资金存量矩阵可知，政府的债务的八成都由金融机构持有，所以存在着财政风险与金融风险相互溢出的可能性。政府债务问题，不仅影响了政府公共服务供给能力，而且累积了财政金融风险。

各部门的 PDI 与 SDI 的时序排列反映了中国金融资产与负债的结构变化与政策意图的结果。金融部门 PDI 与 SDI 最强，政府部门的 PDI 与 SDI 位置最不稳定，均低于平均水平，2015 年以来 SDI 有所下降，说明对全社会资金供给的感应度降低。结合资金运筹效果发现，政府部门的资金运筹对稳定金融市场起到了积极的效应，但 2017 年以来政府部门的资金净供给乘数一路下滑，说明政府财政手段带来的经济效益有所下降。由此可见，2017 年以来，虽然政府债务风险与日俱增，但政府债务对经济的贡献却在减弱。

那么由谁承担风险更好？政府部门在整个宏观经济运行中应该是发展方向的规划者，宏观经济运行的稳定器与调节者，而不应当是一个直接承担风险的操盘者。金融的本质是资源优化配置与分散风险，所以分析的结论是理应由金融机构承担风险。但是从三角化所显示的金融部门的排序看，金融部门并没有充分发挥出与此位置相应的对市场的中介调控作用。从资金流量看，金融部门始终占有最大的金融资产比重，除了 1998 年与 2000 年约占 40% 以外，其余年份均超过 50%，2014~2016 年甚至达到 60%。另外，金融部门 PDI 与 SDI 最强，且其 PDI^K 和 SDI^S 近年来持续上升，显示其资金供给影响力和资金筹集感应度增大，各部门潜在的违约风险明显向金融机构集中，所以金融机构理应具有承担风险的能力。金融机构应严格按

照相关法规，通过市场杠杆调节金融资源的合理配置。当然，中国的资金流量统计部门分类较粗，如果能将金融机构再细分为中央银行、存款机构、保险与社保基金、证券投资信托、公共型金融机构等，将会更深层次地观察结构性问题，大大提高监测金融风险的能力。

运用 W-to-W 表开展金融风险与安全的研究还有以下的问题有待解决。

第一，充实数据源。目前央行已经公布了 1992~2020 年的流量数据以及 2017~2020 年的存量数据，但比照统计先进国家，中国的资金流量统计还有待改进。在现时点，部门分类与交易项目设置过于简单，不能满足深入分析需要。数据公布时间过于滞后（实物交易数据时滞为 3 年，金融交易数据时滞为 1 年），特别是资金流量数据至今还不能公布统计季报，无法及时反映市场波动变化。为观测金融结构变化，测量金融风险的波及效应，客观准确及时地提出为制定政策所必需的依据，应尽快完善中国的金融统计，包括流量与存量数据。

第二，健全系统性的风险监控体系。本研究主要以各部门金融交易以及资产负债为监测金融风险的对象，但金融风险的产生不仅源于金融交易，也与实体经济的变化密切相关。因此也应该将资金循环表的实物交易部分也作为金融风险的观测对象。为对应国内国际双循环相互促进的新发展格局，应加快健全资金循环数据收集系统，有效监测宏观经济的资金流动。政策当局应按照长远的战略规划和风险承受能力，建立与其风险管理水平相适应的统计监测制度，特别是要强化对现有金融风险具有分散和管理功能的金融产品的监测，掌握时效增强金融风险自身防范和化解风险的能力。

【参考文献】

- [1] 宫小琳、卞江:《中国宏观金融中的国民经济部门间传染机制》[J],《经济研究》2010年第7期。
- [2] 胡秋阳:《投入产出式资金流量表和资金关联模型》[J],《数量经济技术经济研究》2010年第3期。
- [3] 李扬:《中国经济对外开放过程中的资金流动》[J],《经济研究》1998年第2期。
- [4] 李扬、张晓晶、常欣、汤铎铎、李成:《中国主权资产负债表及其风险评估(上)》[J],《经济研究》2012年第6期。
- [5] 李扬、张晓晶、常欣、汤铎铎、李成:《中国主权资产负债表及其风险评估(下)》[J],《经济研究》2012年第7期。
- [6] 李扬、张晓晶、常欣等:《中国国家资产负债表2020》[M],中国社会科学出版社,2020年12月。
- [7] 刘磊、张晓晶:《中国宏观金融网络与风险:基于国家资产负债表数据的分析》[J],《世界经济》2020年第12期。
- [8] 温娇月、阮健弘:《2003年中国资金流量分析报告》[J],《中国金融》2005年第2期。
- [9] 易纲:《再论中国金融资产结构及政策含义》[J],《经济研究》2020年第3期。
- [10] 殷剑峰:《中国资金存量表的统计和分析》[J],《中国社会科学》2018年第3期。
- [11] 张南:《矩阵式资金流量表与风险波及测算》[J],《统计研究》2013年第6期。
- [12] 张南:《资金循环分析的理论与实践》[M],北京大学出版社2014年4月。
- [13] 石田定夫:《日本経済の資金循環:国際化・自由化・金融政策》[M],東洋経済新報社,1993年。
- [14] 辻村和佑、溝下雅子:《資金循環分析:基礎技法と政策評価》[M],慶応義塾大学出版会,2002年。
- [15] Copeland M. A., 1947, *Tracing Moneyflows through the United States Economy* [J], *American Economic Review*, 37(2), 31~49;
- [16] Copeland M. A., 1949, *Social Accounting for Moneyflows* [J], *Accounting Review*, 24(3), 254~264;
- [17] Copeland M. A., 1952, *A Study of Moneyflows in the United States* [C], Newyork: NBER Books.
- [18] Dawson J. C. (Ed.), 1996, *Flow-of-funds Analysis: A Handbook for Practitioners* [M], Landon: M.E. Sharpe.
- [19] Tsujimura K, Tsujimura M, 2018, *A Flow of Funds Analysis of the US Quantitative Easing* [J], *Economic Systems Research*, Taylor & Francis Journals, 30(2), 137~177.
- [20] Tsujimura M, Tsujimura K., 2021. Flow-of-Funds Structure of the U.S. Economy 2001–2018 [J], *Economic Systems Research*, Taylor & Francis Journals, 33(3), 385~416.
- [21] Klein L. R., 1983, *Lectures in Econometrics* [R], *Amsterdam: North-Holland*, 35~44;
- [22] Winkler B., Riet A. V., Bull P., 2013, *A Flow of Funds Perspective on the Financial Crisis: Volume I: Money, Credit and Sectors Balance Sheets* [M], London: Palgrave Macmillan, 177~202;
- [23] Winkler B., Riet A. V., Bull P., 2013, *A Flow of Funds Perspective on the Financial Crisis: Volume II: Macroeconomic Imbalances and Risks to Financial Stability* [M], London: Palgrave Macmillan, 155~198.
- [24] Solow R. M., 1952, *On the Structure of Linear Models* [J], *Econometrica*, 20(1), 29~46.
- [25] Stone R., 1966, *The Social Accounts from a Consumer's Point of View* [J], *Review of Income and Wealth*, 12(1), 19.
- [26] Taylor S. P., 1991, *From Moneyflows Accounts to Flow-of-funds Accounts* [R], *A paper prepared for the annual meeting of the American Statistical Association*.
- [27] Zhang N., 2020, *Flow of Funds Analysis: Innovation and Development* [M], Springer, 28~132.

The Flow of funds and Surveillance of Macroeconomic in China: The Sectoral Perspective

ZHANG Nan¹ ZHU Li^{2,3}

(1. Economic Science Faculty, Hiroshima Shudo University; Hiroshima 731-3195, Japan;

2. School of Big Data Statistics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China;

3. National School of Development, Peking University, Beijing 100091, China)

Summary: Since the 2008 U.S. financial crisis, China's economic and financial structure has undergone tremendous changes. In order to strengthen macroeconomic monitoring, from the sectoral perspective of the flow of funds, this paper describes the characteristics of the uses and sources of funds in each sector, and develops the China's flow-of-funds matrix and financial asset-liability matrix for the period 1998-2020 by using the funds flow and stock data. The paper innovatively introduces a new method to keep track of the flow of funds, and triangulates the order of various institutional sectors, and carries out the influence and sensitivity analysis of funds flows and stocks from the perspective of sectors, and analyzes the multiplier analysis of the fluctuations in the funds propagation. By observing the fluctuation characteristics and changing trend of the industrial and financial flow of funds, the paper discusses and analyzes the structural problems in China's flow of funds, thus clarifying the question of "who is taking the risk" in China's financial markets in the past 20 years, and giving policy suggestions of "Who is better to take the risk".

There are three main marginal contributions: First, the of flow of funds tables and balance sheets in the form of two-dimensional accounts are performed into three-dimensional statistical matrices, and the funds flow and stock matrices in the W-to-W model from 1998 to 2020 are established to better analyze the financial flow of funds. Second, the paper triangulates the established matrices based on the perspective of departments, observes the changes of capital structure from the asset side and the liability side, and evaluates the role and impact of fund operations of each sector in the market. Third, the Power-of-Dispersion Index and Sensitivity-of-Dispersion Index of Stone's method and Klein's method are calculated, and the impact effect of funds in various sectors is measured, so as to provide the objective basis and policy options of " who is taking the risk" and " Who is better to take the risk ".

The main conclusions are as follows: First, the government sector has the largest fluctuation in the triangular ranking, and its ranking has been at the top since 2017, which shows that the government sector has accumulated a large amount of debt and is taking and absorbing the debt default risk in the financial market. More than 90% of the government's debt is held by financial institutions, so there is the possibility of spillover of fiscal risks and financial risks. Second, the SDI of the government sector to the supply of funds from the whole society has decreased since 2015, and the multiplier of net supply of funds has been declining since 2017, indicating that the economic benefits brought by government fiscal measures have declined. The PDI and SDI of the financial

sector are the strongest, and its PDI^K and SDI^S have continued to rise in recent years, indicating that the influence of funds supply and the sensitivity of funds raising have increased, and the potential default risks of all sectors are obviously concentrated in financial institutions, so the financial sector should have the ability to bear risks.

Keywords: Flow of Funds Analysis; Flows and Stocks Matrix; Triangulation Orders; Power-of-Dispersion and Sensitivity-of Dispersion; Multiplier Analysis.

互联网发展对要素配置扭曲的影响

白俊红¹ 王星媛² 卞元超³

【摘要】伴随着互联网的快速发展，深入考察互联网对资本、劳动力等传统生产要素配置所产生的影响，成为研究中的一项重要议题。本文从要素配置扭曲的视角，深入探究了互联网发展影响要素配置扭曲的内在机理，在此基础上，采用中国 286 个地级市面板数据，实证检验了互联网发展对中国地区间要素配置扭曲的影响效应与方向。研究发现，中国互联网的快速发展，显著地改善了资本配置的扭曲，但却加剧了劳动力的配置扭曲；机制检验表明，互联网发展通过影响生产要素的流动以及市场的整合，对要素配置扭曲产生影响。进一步，本文考虑劳动力的异质性，将劳动力区分为高知识劳动力和低知识劳动力两种类型，发现互联网有助于改善高知识劳动力的配置扭曲，但对低知识劳动力的配置却产生不利影响。本文结论为科学评估互联网发展的经济效应，进而充分发挥互联网的要素配置功效，促进要素配置效率的提升提供政策启示。

【关键词】互联网发展；要素配置扭曲；劳动力异质性

一、引言

近年来，中国互联网发展迅速。根据中国互联网络信息中心第 49 次《中国互联网发展状况统计报告》，截至 2021 年 12 月，中国网民规模达 10.32 亿，互联网普及率达 73%，网民使用手机上网比例达 99.7%。此外，与互联网相关的电子商务、移动支付、网络金融、云计算、大数据、人工智能等发展也日趋深入，逐渐成为推动中国经济发展和社会进步的新动力。

互联网的持续、快速发展，为中国经济带来巨大变革的同时，也正潜移默化地影响着生产要素的配置方式。互联网开放的网络平台，有助于将分散的要素资源加以整合，从而促进生产效率的提高（杨善林等，2016）；利用互联网，要素供求两端可直接进行双向交流，形

¹ 白俊红，南京师范大学商学院，教授。

² 王星媛，南京大学商学院，博士研究生。

³ 卞元超，南京师范大学商学院，讲师。

成需求端和供给端的良性互动, 从而节约交易成本, 拓宽了要素市场交易的可能性集合(谢平和邹传伟, 2012)。此外, 通过云计算、大数据等互联网技术, 对生产要素的相关数据进行搜集、整理和分析, 可以获得有关要素的准确甚至精准信息, 有助于降低信息的不对称(Addison 和 Heshmati, 2003), 实现传统经济中以资本和劳动力为代表的生产要素以更有效的方式整合或重组(孙宝文等, 2018), 从而在一定程度上促进了要素生产组织方式的集约和配置效率的提高。

随着中国经济体制由计划经济逐渐转向市场经济, 要素配置效率逐步提高, 但依然存在着较为严重的配置扭曲。互联网的发展, 拓宽了要素市场参与者范围, 使得要素市场参与主体更为大众化。比如在资本市场, 余额宝、借呗、京东白条等理财、贷款平台的出现, 一方面为海量散户将零散资金转为基金账户提供了平台支持, 另一方面也为小微企业和个人消费者提供了更为便捷的金融服务, 有利于社会各阶层平等地享受普惠性的金融服务, 这也在一定程度上改变了为少数专业精英所管控的传统金融交易模式(谢平和邹传伟, 2012), 推动了资本的有效流动与配置。对于劳动力市场, 借助于智联、BOSS 直聘、腾讯会议等平台, 供需双方可直接交流, 降低了信息搜寻成本, 为劳动力的流动和配置提供了便利。然而, 需要注意的是, 对于劳动力而言, 其在知识和技能水平方面可能存在明显的差异。互联网作为一项新技术手段, 其应用存在着技能偏向效应(Bekman 等, 1998)。具有较高知识水平的劳动力, 其新技术适应能力强, 易于从互联网中获得技能溢价(Castellacci 和 Viñas-Bardolet, 2019), 而技能溢价又激励高知识劳动力持续性地进行人力资本投资, 从而提高了其与互联网之间的适应度和融合性, 助推其生产效率的提高和边际产出水平的提升。特别是近年来, 伴随着“WeLink”、“飞书”、“Knock”、“腾讯会议”、“Umeet”等网络平台的不断发展, 高知识劳动力通过网上办公的方式来处理日常工作, 在线开会、在线授课、在线医疗等“云”工作方式逐渐成为常态。这种“云”工作方式在降低劳动生产成本, 提高劳动生产效率的同时, 亦激励劳动者去学习掌握更先进的网络应用平台, 不断提高其与互联网的适应度与融合性。但是, 对于低知识劳动力, 由于其受教育水平和学习能力相对较低, 对互联网相关技术的开发应用能力有限, 较难获得技能溢价, 这也使得低知识劳动力对互联网发展的敏感度以及与互联网的融合匹配度较低, 适应互联网发展的摩擦成本较高, 一定程度上压缩

了其就业空间（张车伟，2018），降低了生产率水平。而且，低知识劳动力因受教育水平较低，对互联网的易用性和有用性感知亦较为薄弱，与互联网之间容易产生“数字鸿沟”。“数字鸿沟”的存在，使得低知识劳动力适应互联网的摩擦成本较高，难以有效获取互联网资源，处理互联网事务。更为重要的是，互联网快速发展对低知识劳动力就业空间的压缩，使得其在劳动力市场上往往出现供大于求的局面，并引发其价格与边际产品收益的偏离，从而使得低知识劳动力面临着更为严峻的供需失衡与配置扭曲。那么，互联网发展究竟对要素配置产生怎样的影响？是改善还是加剧了要素配置扭曲？其内在机理又是什么？无疑，回答这些问题，对于科学评估互联网发展的经济效应，进而促进中国要素资源配置效率的提高乃至供给侧结构性改革的深入推进均具有重要的理论与现实意义。

事实上，随着互联网与社会经济系统融合程度的不断加深，涌现出了一批文献开始关注互联网与要素市场的关系。这些文献主要从理论和实证两个方面考察了互联网发展对要素配置的影响。在理论研究方面，学者们主要探究了互联网在突破传统要素配置瓶颈，重塑要素配置格局中的重要作用。比如，Lapavitsas（2008）认为互联网技术有助于缓解资本市场借贷双方信息不对称问题，从而提高资本风险控制能力；何大安和任晓（2018）从投资者之间的行为互动、数据挖掘、信息完全性和产业组织架构四个维度，理论分析了互联网时代资源配置的演变过程。而在实证研究方面，学者们主要基于区域或行业层面实证检验互联网发展的要素配置效应，但由于研究对象、方法和样本等的不同，所得结论也不尽一致。Choi 等（2014）、郭家堂和骆品亮（2016）及黄群慧等（2019）的研究发现，互联网发展对资源配置效率的提升和全要素生产率的提高均具有显著的促进作用，而张庆君和刘靖（2017）及周勇和张婷琳（2022）的研究则分别发现互联网发展对资本及劳动力的配置产生显著的负向影响。韩长根和张力（2019）的研究则发现互联网对要素扭曲的改善存在一定的门槛，只有当互联网发展到一定阶段时才能改善要素配置的扭曲。这些研究对本文科学考察互联网与要素配置扭曲之间的关系具有重要的参考价值，但互联网发展究竟通过何种机制对要素配置扭曲产生影响，现有文献尚缺乏详实的理论阐释和严格的实证检验。本文则从要素流动和市场整合两个维度细致分析了互联网影响要素配置扭曲的内在机理，并在此基础上，采用中国地级市面板数据，测算中国地级市的要素配置扭曲程度，实证考察互联网发展对中国地区间要素

配置扭曲的影响。这不仅从地区间要素市场配置扭曲的视角进一步拓展了互联网与要素配置关系研究的范畴, 同时为政府相关部门科学制定互联网发展政策, 进而促进要素配置效率的提升亦有重要的参考价值。第二, 本文不仅系统分析了互联网发展对资本和劳动力市场配置扭曲的影响, 还将劳动力划分为高知识劳动力和低知识劳动力, 进一步考察了互联网发展对劳动力配置的异质性影响。本文研究发现, 中国互联网的发展, 虽然显著地改善了高知识劳动力配置扭曲, 但却加剧了低知识劳动力的错配。这也在一定程度上说明, 由于高低知识劳动力知识技能存在较大的差异, 互联网发展可能会对低知识劳动力配置产生不利影响。因而, 在中国互联网快速发展的过程中, 应对低知识的劳动者予以充分关注, 在加强培训以提升其知识技能的同时, 提高互联网的便利性与普适性, 从而更好地发挥互联网在资源配置中的重要作用。当然, 长期来看, 发展教育以切实提升高知识技能劳动力的比重, 是缓解互联网因技能偏向而放大劳动力要素配置扭曲的根本途径。

本文余下部分安排如下: 第二部分理论分析互联网影响要素配置扭曲的内在机理; 第三部分设定计量模型, 并介绍相关变量与数据; 第四部分对实证结果进行分析和讨论; 第五部分进一步分析劳动异质性的影响; 最后给出结论及相应的政策建议。

二、理论分析

要素配置扭曲是针对“要素有效配置”而言的。要素有效配置是指要素配置效率的最大化, 而配置扭曲则表明与最优配置状态产生了偏离(陈永伟, 2013)。改革开放以来, 中国市场化改革进程不断加快, 市场化水平不断提高。然而, 与日趋完善的产品市场相比, 要素市场的市场化进程明显滞后, 这也使得生产要素的自由流动受到不同程度的阻滞, 供求结构失衡, 与最优配置状态产生偏离。

有学者指出, 通过纠正银行借款偏向性(Huang, 2003)、提高信息对称性(Jovanovic, 2014)、消除预算软约束(Kornai, 1986)等方式, 有助于降低要素价格差距, 平衡要素供求关系, 增强市场竞争在要素配置过程中的调节作用, 从而提高资源的配置效率。然而, 进入互联网时代, 作为一种通用技术, 互联网对要素市场资源配置方式产生了重要影响。杨善林等(2016)指出: “互联网作为一种高效率、低成本的产品和服务获取的平台, ……”, 提升了经济社会系统运行的效率。”一方面通过云计算、大数据等互联网技术, 对生产要素的

相关数据进行搜集、整理和分析，可以获得有关要素的准确甚至精准信息，降低了信息不对称性，为生产要素自由流动提供了便利。另一方面借助互联网平台，弱化了时间和空间贸易壁垒，降低了要素市场准入门槛，拓宽了市场参与主体范围，从而提高了要素市场一体化水平，形成了一种新的要素组织和分配格局。因此，互联网与要素市场的融合，一定程度上有助于弥补传统要素市场的缺陷，促进竞争有序要素市场的形成，从而提高资源的配置效率。

首先，互联网发展有助于促进生产要素的有效流动，从而降低区域要素供给和需求对最优配置水平的偏离，改善了要素配置扭曲。信息不对称问题是影响我国要素配置效率的重要原因之一（逯东等，2012）。在传统的要素市场上，过高的信息搜寻成本和复杂的信息搜集路径，使得要素需求者无法获得有关生产要素的全部信息。因此，当供需双方发生经济往来时，要素需求者一般采取歧视性手段来甄别要素质量、降低风险。这种歧视性手段不仅增加了生产要素的流动成本、降低了要素流动的可能性，亦可能因信息不完全性和要素需求者的歧视性手段，而造成生产要素的低效甚至无效流动。

随着互联网的快速发展，信息突破了地域和时间的限制，可更迅速地进行跨地域、跨时间传播和分享。同时，互联网所具有的大数据处理和云计算服务功能，提供了大量充足且可信的信息，一定程度上打破了生产要素供需之间的信息壁垒，使要素供给者和需求者实现了跨空间和时间的精准匹配，节约了交易时间和成本，从而有利于调节生产要素供求结构，促进要素配置扭曲的改善。并且通讯技术的发展和互联网的有效应用，一定程度上消除了时间和空间的障碍，使得空间中任何一个场所都被纳入到互联网信息网络中，并在全球范围配置生产要素和资源，丰富了要素流动形式。于资本要素而言，依托互联网技术和现代信息通信，用户只需借助网上银行、余额宝等互联网转账、理财和融资平台就可以实现资本的转移，减少了资本流动的中间环节，降低了资本流动成本，促进了资本的有效流动，提高了资本要素配置效率。王馨（2015）在考察互联网金融对小微企业融资的影响时发现，互联网金融促进了资本要素流向传统金融涉及不到的小微领域，弥补了适量的供给缺口，促进了金融资源的合理配置。于劳动力资源要素而言，远程办公、远程医疗、远程教育、远程服务等新的产业不断出现，使得劳动力资源在不改变工作单位和工作地点的情况下，就可以参与整个经济社会要素资源的重新配置。用户只需要通过微信、QQ、电子邮件、电子商务等多种网上交

流平台, 便可以即时开展工作, 为不同时间和空间的人、企业或者政府同时提供服务。这一新型线上工作方式, 使得劳动力要素在不改变时空位置的情况下, 形成隐形流动劳动力, 并遵循由低回报率向高回报率转移的轨迹流动, 从而实现劳动力要素的优化配置。

其次, 互联网的发展有助于区域间市场的整合, 从而对生产要素的配置产生影响。在中国市场化改革进程中, 由于制度体制等原因, 要素市场发育相对落后, 要素市场存在不同程度的市场分割(王宋涛等, 2016)。尽管市场分割策略在短期内可能会促进经济的增长(陆铭和陈钊, 2009), 但却扭曲了要素价格, 致使要素的边际产品收益和边际使用成本并不相等, 从而扭曲要素市场的供需关系, 产生要素配置扭曲。王磊和邓芳芳(2016)研究发现国内市场分割指数减少一个百分点可以使资源错配程度降低 3.94%。王宋涛等(2016)通过基于市场分割的新古典生产模型研究发现, 要素市场分割会加剧资源错配程度。

互联网的发展, 有助于降低市场分割程度, 提高市场一体化水平, 从而缩小区域间要素价格的差距, 提高要素配置效率。首先, 互联网弱化了地理距离在要素市场交易中的壁垒作用, 形成覆盖全国范围的网络交易市场。互联网所提供的虚拟交易平台, 将分散的要素资源整合在一起, 打破了区域市场间的藩篱, 加强了区域间的交流, 从而提高市场的渗透力, 推动市场一体化进程。如阿里巴巴、淘宝、天猫、京东等电商平台将资源集中起来, 提高了要素流通体系的效率, 有助于要素的有效流转, 一定程度上缓解了区域间要素配置的扭曲。其次, 互联网一定程度上打破地方保护形成的市场分割格局。互联网线上交易平台, 简化了市场交易业务流程, 使得市场交易运作方式更加公开明晰, 在一定程度上减轻了地方保护主义和行政壁垒等人为干扰, 从而有助于要素市场统一开放、竞争有序的市场交易规则逐步完善, 促进生产要素在区域间的有效、自由流动, 降低价格扭曲, 最终促进要素配置扭曲的改善。最后, 互联网降低了要素供需双方的市场进入门槛, 拓宽了市场参与者的范围, 使得各类要素市场主体可平等地进出要素市场, 提高了要素市场的公平性和竞争性, 从而有助于构建竞争有序的市场结构。

最后, 需要注意的是, 对于劳动力要素而言, 由于其知识能力具有异质性, 互联网对高知识和低知识劳动力的影响可能存在差异。劳动力作为要素本身和要素所有者双重身份的统一, 其是否能与互联网有效融合, 受限于劳动力对互联网的掌握与应用程度。2016年《中国

《劳动力动态调查》结果显示，中国劳动力受教育程度构成中，受教育程度为未上过学、小学和初中的劳动力占全国劳动力的比例为 74.16%，劳动力平均受教育年限仅为 9.02 年，整体劳动力受教育水平不高，劳动力供给以低知识劳动力供给为主。对于这部分低知识劳动力群体来说，其在与互联网的融合过程中，不仅需要更高的调整成本和时间成本来适应互联网技术的快速发展，而且由于其知识能力受限，对互联网这一新型技术以及其所释放的大量信息和功能的认识、掌握和辨识存有不足，存在较大的知识技能偏差与摩擦成本，从而使得其边际成本和边际产品收益发生偏差，扭曲了劳动力价格，不利于其资源的合理流动与有效配置。更为重要的是，由于互联网的技能偏向性（Bekman 等，1998），面对互联网的快速发展，市场对劳动力的需求将逐渐向与之发展要求相匹配、掌握有更高技能的劳动力倾斜，从而降低对低知识劳动力的需求，恶化了其就业空间，加剧了其在劳动力市场的供需失衡与配置扭曲（张车伟，2018）。不同于低知识劳动力，高知识劳动力由于受教育水平高，具有较高的科技文化知识，自身知识体系亦随时代变化而不断更新升级，对互联网等新技术的适应周期短，应用能力强，易于获得互联网技能溢价（Castellacci 和 Viñas-Bardolet，2019）。因而高知识劳动力不仅可以较好地融于互联网的发展，借助互联网来提高生产效率，而且可以更好地利用互联网来增加就业选择并提高其与工作岗位的匹配度，从而也有助于其配置扭曲的改善和配置效率的提高。

三、研究设计

本文研究所采用的样本为 2005~2016 年中国大陆 4 个直辖市和 282 个地级市的面板数据。原始数据来源于《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、各地级市《国民经济和社会发展统计公报》、《中国互联网发展状况统计报告》、中国经济与社会发展统计数据库以及 EPS 数据平台等。

（一）计量模型构建

为了考察互联网发展对要素配置扭曲的影响，本文建立如下的计量模型：

$$disk_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \ln ie_{it} + X_{control_{it}} + u_{it} \quad (1)$$

$$disl_{it} = \alpha_2 + \beta_2 \ln ie_{it} + X_{control_{it}} + u_{it} \quad (2)$$

其中， $disk_{it}$ 、 $disl_{it}$ 分别表示 i 地区 t 期的资本和劳动力要素配置扭曲程度， ie_{it} 为 i 地区 t

期的互联网发展水平。 $Xcontrol_{it}$ 为其它控制变量, u_{it} 为随机干扰项, 服从正态分布。

(二) 变量选择

1. 互联网发展

现有文献在度量互联网发展水平时, 主要采用互联网上网人数、互联网普及率、互联网宽带接入用户数、网站数、网页数、移动电话用户数、电信业务总量等(Freund 和 Weinhold, 2004; Choi, 2010; Bojnec 和 Ferto, 2011; 黄群慧等, 2019)。由于互联网连通性的技术特性主要体现在互联网接入主体的数量方面(王金杰等, 2018), 因此, 本文主要选用互联网宽带接入用户数作为互联网发展水平的度量指标。后文中, 我们还将采用其它指标以及黄群慧等(2019)的主成分分析方法做相应的稳健性检验。

2. 要素配置扭曲

关于要素配置扭曲的测度, Heish and Klenow (2009) 采用全要素生产率的方差来衡量劳动力和资本共同作用下的资源配置扭曲程度。靳来群(2018)则在 Heish 和 Klenow (2009) 基础上, 提出用于测算区域要素配置扭曲的简化模型, 其用一个地区扭曲状态下的要素配置投入比例和有效状态下的配置投入比例的比值表征要素配置扭曲程度。考虑到要素价格是市场供需情况的真实反映, 陈永伟和胡伟民(2011)通过构建“价格扭曲”指数来刻画劳动力和资本市场的要素配置扭曲程度。由于要素配置扭曲程度是一个相对指标, 其本质上反映的是一个地区的实际要素配置水平与最优要素配置水平的差距, 因此本文借鉴靳来群(2018)的方法, 将经济体简化为国家层和地级市层两层架构对要素配置扭曲进行测度。

各地级市实际的要素投入占要素实际投入总量的比重可以表示为:

$$k_i = \frac{\theta_i^{1-\sigma} \bar{A}_i^{1-\sigma} \tau_i^{k-1}}{\sum_{i=1}^N \theta_i^{1-\sigma} \bar{A}_i^{1-\sigma} \tau_i^{k-1}} \quad ; \quad l_i = \frac{\theta_i^{1-\sigma} \bar{A}_i^{1-\sigma} \tau_i^{l-1}}{\sum_{i=1}^N \theta_i^{1-\sigma} \bar{A}_i^{1-\sigma} \tau_i^{l-1}} \quad (3)$$

其中, k_i 为扭曲状态下 i 地区资本投入占整个经济体资本要素投入的比重, l_i 为扭曲状态下 i 地区劳动力投入占整个经济体劳动力要素投入的比重, θ_i 为地级市 i 的产出在整个国民经济生产中的权重, \bar{A}_i 为各地级市的全要素生产率, $\bar{A}_i = A_i \tau_i^{k-\alpha} \tau_i^{l-\beta}$, 而 τ_i^k 、 τ_i^l 分别为资本、劳动力要素价格扭曲系数, σ 为产出替代弹性, α 为资本产出份额, β 为劳动力产出份额。

有效状态下地级市要素投入比例为扭曲系数 $\tau_i = 1$ 的解, 此时各地级市要素投入比例为:

$$k_i^* = \frac{\theta_i^{1-\sigma} A_i^{1-\sigma}}{\sum_{i=1}^N \theta_i^{1-\sigma} A_i^{1-\sigma}} \quad ; \quad l_i^* = \frac{\theta_i^{1-\sigma} A_i^{1-\sigma}}{\sum_{i=1}^N \theta_i^{1-\sigma} A_i^{1-\sigma}} \quad (4)$$

因此要素配置扭曲可以表示为:

$$disk_i^* = k_i / k_i^* \quad ; \quad disl_i^* = l_i / l_i^* \quad (5)$$

其中, $disk_i^*$ 和 $disl_i^*$ 分别表示资本和劳动力的配置扭曲。 $disk_i^*$ 和 $disl_i^*$ 越接近于 1, 代表该地级市实际要素投入越理想, 大于 1 表明该地级市要素投入过度, 小于 1 代表该地级市要素投入不足。实证研究过程中, 为使回归方向一致, 本文对被解释变量减 1 并取绝对值处理, 即资本配置扭曲 $disk = |disk_i^* - 1|$, 劳动力配置扭曲 $disl = |disl_i^* - 1|$ 。绝对值越大, 表示要素配置扭曲程度越严重。在具体研究过程中, 还需要确定各地级市的全要素生产率 A_i 。

地级市全要素生产率表示为:

$$A_i = \frac{Y_i}{P_i K_i^\alpha L_i^\beta} \quad (6)$$

其中, Y_i 为各地级市生产总值, K_i 为各地级市的资本存量, L_i 为各地级市单位从业人员数, P_i 为各地级市居民消费价格指数。

采用 Goldsmith 于 1951 年开创的永续盘存法来计算固定资本存量, 公式如下:

$$K_t = I_t / P_t^I + (1 - \delta_t) K_{t-1} \quad (7)$$

其中, K_t 表示当期的固定资本存量, I_t 为当期的社会固定资产投资, P_t^I 为固定资产投资价格指数, δ_t 表示折旧率, 取张军等(2004)的 9.6%, K_{t-1} 表示上一期的固定资本存量。

3. 其它控制变量

交通基础设施 (*bas*)。交通基础设施发展不均衡是地区间要素配置扭曲的内在根源之一(周海波等, 2017)。随着交通基础设施发展水平的不断提高, 不仅有助于节约运输时间、降低运输成本, 从而在一定程度上抹平溢价差别, 降低要素在地区间的要素配置扭曲(周海波等, 2017), 而且有利于市场机制在更广的范围、更深的程度上发挥要素配置功能, 降低市场分割程度, 提高要素配置效率。本文采用地区客运总量来表征交通基础设施发展水平。财政压力 (*gov*)。自分税制改革以来, 事权和财权在中央政府和地方政府之间进行了重新划分。“财权上收, 事权下放”导致地方政府财权与事权不对等, 形成了较大的财政缺口, 面临着巨大的财政压力。张璟和沈坤荣(2008)的研究发现财政压力使得地方政府采取违反

比较优势的地方保护、地区分割和重复建设等行为来促进经济增长和财政收入的提高，从而在一定程度上限制了要素的自由流动，降低了要素的配置效率。本文采用地方政府财政支出占财政收入的比重来表征财政压力。产业结构 (*str*)。产业结构的有效调整能够促进生产要素从生产率低的部门流入到生产率高的部门 (崔书会等, 2019)，从而优化要素投入结构，提高资源配置效率。本文采用第三产业产值占比对地区产业结构进行控制。外商直接投资 (*fdi*)。外商直接投资的进入，不仅为东道国带来了充足的资金、丰富的管理经验和较为先进的技术，而且有助于缓解融资约束 (罗长远和陈琳, 2011)，对要素资源的配置以及生产效率的提高产生重要影响。因而本文对外商直接投资亦进行了控制。

四、结果分析

(一) 基准回归结果

为了获得最佳的模型拟合效果，本文在实证部分遵循最小二乘回归 (OLS) 模型、随机效应模型 (RE) 和固定效应模型 (FE) 的建模顺序分别对样本数据进行估计。基准回归结果如表 1 所示。

表 1 基准回归估计结果

变量	OLS		RE		FE	
	<i>disk</i>	<i>disl</i>	<i>disk</i>	<i>disl</i>	<i>disk</i>	<i>disl</i>
<i>lnie</i>	-0.006 (0.006)	0.043*** (0.009)	-0.055*** (0.003)	0.044*** (0.007)	-0.055*** (0.008)	0.044*** (0.011)
<i>lnstr</i>	0.152*** (0.021)	0.218*** (0.032)	0.006 (0.021)	-0.140*** (0.045)	0.006 (0.050)	-0.140** (0.063)
<i>lngov</i>	-0.018** (0.008)	-0.039*** (0.013)	0.010* (0.006)	0.031*** (0.012)	0.010 (0.008)	0.031*** (0.010)
<i>lnfdi</i>	-0.010*** (0.002)	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.004)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.795)
<i>lnbas</i>	0.051*** (0.006)	0.022** (0.009)	0.007 (0.005)	-0.006 (0.010)	0.007 (0.009)	-0.006 (0.528)
<i>_cons</i>	-0.418*** (0.081)	-1.025*** (0.125)	2.220*** (0.117)	3.608*** (0.253)	2.220*** (0.269)	3.608*** (0.351)
R ² 值	0.045	0.050	0.090	0.656	0.825	0.656
样本量	3430	3430	3430	3430	3430	3430

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内数字为聚类标准误。

本文按照 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验的判断顺序对模型的拟合效果进行检验，结果支持了固定效应模型。因此，本文主要选择固定效应模型进行分析。

从表 1 可以看出，互联网发展对资本配置扭曲的影响显著为负，一定程度上表明互联网发展有助于降低资本配置的扭曲，提高配置效率。与前文理论分析一致，互联网发展提高了与资本要素相关信息的对称性和完全性，拓宽了要素市场主体参与者范围，从而促进了资本要素的自由流动和资本市场的一体化水平，提高了资本配置效率。

表 1 结果显示，互联网发展对劳动力配置扭曲的影响显著为正，这也在一定程度上表明互联网的发展加剧了劳动力要素配置的扭曲。正如上文所言，在过去很长时间内，尽管中国劳动力供给质量有了较大提高，但依然以低知识劳动力供给为主，知识和技能水平较低，这也使得其与互联网发展所需的知识和技能水平不相匹配，摩擦成本较高，供需失衡，从而在一定程度上加重了其配置扭曲。需要指出的是，这一结论是一个平均影响，亦即从平均影响来看，互联网发展加剧了劳动力配置的扭曲。然而由于劳动力异质性的存在，对于高知识劳动力而言，由于其受教育水平相对较高，对互联网的适应能力也较强，因而可以更好地利用互联网来提高生产效率，降低配置的扭曲。后文中，我们还将进一步区分劳动力的异质性，以期揭示互联网发展的差异化影响。

（二）内生性问题的处理

本文的内生性问题可能源于以下方面：一是双向因果关系。互联网发展不仅影响生产要素的配置，要素配置反过来也可能影响互联网的发展，特别是将大量资源配置于互联网产业时，无疑会对互联网的发展产生重要影响。二是遗漏变量问题。虽然本文控制了一系列变量，但受不可控制以及不可观测等因素的影响，仍可能遗漏变量引起内生性问题。基于此，本文将进一步采用工具变量两阶段最小二乘法进行估计，以尽量克服内生性的影响。

合适的工具变量需要满足两个条件：既与各地区互联网发展水平足够相关，又不会通过互联网发展之外的其它因素直接或间接影响各地区的要素配置扭曲。基于此，本文参考黄群慧等（2019），选择各地级市 1984 年固定电话数量（ $iv1$ ）和 1984 年邮局数量（ $iv2$ ）作为互联网发展的工具变量。工具变量回归结果如表 2 所示。

表 2 工具变量法回归估计结果

变量	<i>disk</i>	<i>disl</i>
<i>lnie</i>	-0.082*** (0.013)	0.048*** (0.018)
<i>_cons</i>	2.327*** (0.282)	3.591*** (0.364)
控制变量	是	是
R ² 值	0.822	0.656
样本量	3430	3430
第一阶段回归结果		
<i>lniv1</i>	1.620*** (0.053)	1.620*** (0.053)
<i>lniv2</i>	0.236*** (0.051)	0.236*** (0.051)
控制变量	是	是
R ² 值	0.826	0.826

注：同表 1。

从表 2 结果来看, 采用工具变量回归, 互联网发展对资本配置扭曲的影响显著为负, 对劳动力配置扭曲的影响显著为正, 这与上文估计结果保持一致。进一步观察发现, 工具变量估计结果 (-0.082 和 0.048) 比固定效应估计结果 (-0.055 和 0.044) 要高, 这表明内生性问题一定程度上使得固定效应模型低估了互联网发展对要素配置扭曲的影响。

(三) 稳健性检验¹

1. 不同的互联网发展水平衡量指标

在前文分析中, 本文选用各地级市互联网宽带接入用户数表征互联网发展水平, 该指标虽然能够较好地反映互联网的技术连通性特征以及地区互联网的发展水平(王金杰等, 2018)但其作为一个绝对值指标, 容易受到地区人口规模的影响。并且互联网发展内涵较为丰富, 可以表现在软件条件、硬件资源等多个方面。因此, 基于地级市层面数据的可得性, 本文拟采用剔除人口规模影响的人均互联网宽带接入用户数以及体现各地级市互联网发展相对于全国水平的各地级市人均互联网宽带接入用户数与全国人均互联网宽带用户数之比、反映互联网基础电信市场发展水平的人均电信业务量和反映移动互联网发展水平的各地级市移动电话

¹ 限于篇幅, 此处不再列示具体回归结果, 如有需要, 可向作者索取。

用户来分别表征互联网的发展水平。最后，无论是何种指标，其均反映了互联网发展的某一侧面，因此本文还将利用主成分分析法将三类指标降维得到一个综合得分来衡量互联网的综合发展水平，以检验结果是否稳健。

与前文估计结果相比，尽管互联网发展水平的估计系数大小有所变化，但显著性和方向并没有发生根本改变，这说明互联网有助于改善资本配置扭曲水平，但不利于改善劳动力配置扭曲水平。此结果与前文基本一致，具有稳健性。

2.不同的要素配置扭曲测量方法

前文中，本文基于靳来群（2018）的方法，测算了资本和劳动力的配置扭曲水平。尽管这种测度方法可以直观地反映出区域实际要素配置水平对最优要素配置水平的偏离程度，但是该方法假设各地区资本和劳动力产出弹性是一致的，可能会引起有效状态下要素投入比例的测度误差，导致测算出的要素配置扭曲指数不能正确反映要素配置扭曲程度。张慧慧和张军（2018）曾借鉴 Aoki（2012），用分地区各行业资本和劳动力配置扭曲的方差来度量区域资本和劳动力配置的扭曲程度。该方法的优点在于考虑了各地区各行业的行业特性所带来的资本和劳动力产出弹性差异。基于此，本文拟进一步采用张慧慧和张军（2018）的方法，对资本和劳动力配置扭曲水平进行测算，并检验相关结论是否依然成立。与张慧慧和张军（2018）不同的是，本文假设封闭系统中只存在第一产业、第二产业和第三产业三类产业。

与上文一致，互联网发展水平对资本配置扭曲的影响显著为负，对劳动配置扭曲的影响显著为正，表明互联网发展降低了资本配置扭曲，但加剧了劳动力配置扭曲。结果具有稳健性。

（四）异质性分析

1.区域异质性

改革开放以来，中国经济快速发展，但区域间发展差距也随之扩大。区域经济发展的差距使得各地区互联网发展水平并不完全一致，从而对要素市场的影响也可能存在差异。接下来，本文拟就互联网对要素配置扭曲的区域异质性影响进行进一步检验。具体地，本文从东部地区和中西部地区之间、城市 GDP100 强和城市非 GDP100 强之间两个维度，考察互联网发展对要素配置扭曲影响的区域异质性。回归结果见表 3

表 3 区域异质性回归结果

var	东部和中西部之间				GDP100 强和非 GDP100 强			
	东部地区		中西部地区		GDP100 强		非 GDP100 强	
	disk	disl	disk	disl	disk	disl	disk	disl
<i>lnie</i>	-0.120** (0.053)	0.008 (0.047)	-0.070*** (0.012)	0.070*** (0.024)	-0.096** (0.044)	0.001 (0.043)	-0.081*** (0.010)	0.058*** (0.019)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	2.194*** (0.705)	3.514*** (0.491)	0.758*** (0.221)	0.687 (0.462)	2.148*** (0.691)	3.040*** (0.865)	1.159*** (0.176)	0.340 (0.308)
R ² 值	0.682	0.761	0.865	0.611	0.839	0.695	0.779	0.539
样本量	1044	1044	1978	1978	1188	1188	2242	2242

注：同表 1。

表 3 估计结果显示，互联网发展对东部地区、中西部地区、GDP100 强地区和非 GDP100 强地区的资本配置扭曲均具有显著的改善作用，且对东部地区和 GDP100 强地区的改善效应更强。这可能是因为相比于中西部地区和非 GDP100 强地区，东部地区和 GDP100 强地区的经济发展水平较高，其互联网技术及应用水平也相对较高，从而更好地促进了资本的有效流动和配置效率的提升。表 3 估计结果还显示，互联网发展对东部地区和 GDP100 强地区的劳动力配置扭曲影响并不显著，但对中西部地区和非 GDP100 强地区则产生显著的负向影响。这也在一定程度上表明中西部地区和非 GDP100 强地区的劳动力素质和技能水平整体偏低，不能很好地适应和融合于互联网的发展，从而加剧了该地区劳动力的配置扭曲。这些结论也在一定程度上意味着，不同地区之间由于经济、环境等方面的差异，致使其互联网发展水平以及互联网在改善资源配置扭曲方面亦存在明显的差别。经济环境较好的地区，其互联网发展水平较高，要素市场也相对完善，因而可以更好地发挥互联网的要素配置功能，促进要素配置扭曲的改善。而经济环境较差的地区，互联网发展水平相对较低，各方面条件亦较为薄弱，这也使得互联网要素配置功能的充分发挥受限，与经济环境较好的地区产生明显差距。

2. 时间异质性¹

从前文分析可知，由于中国劳动力素质和知识水平整体偏低，互联网发展可能会加剧中国劳动力市场的配置扭曲。然而，在本文的样本周期内，中国劳动力素质和知识水平在不断地提高，因而随着时间的推移，互联网对劳动力配置扭曲的放大作用可能会变小，甚至可能

¹ 限于篇幅，此处不再列示具体回归结果，如有需要，可向作者索取。

会由于高知识劳动者占比的不断提高而呈现不断改善的迹象。基于此，本文拟就互联网发展对劳动力配置扭曲的时间异质性进行检验。具体地，本文通过设置互联网发展与时间虚拟变量交互项的方式考察互联网发展对劳动力配置扭曲的时间异质性。

回归结果显示，互联网发展与时间虚拟变量的交互项系数均不显著，一定程度上表明互联网发展对劳动力配置扭曲的影响并没有随着时间的推移而呈现明显改善的迹象。这可能是由于，尽管近年来中国劳动力知识和技能水平明显提升，但其提升速度还远远落后于互联网发展的速度。在本文的考察期内，《中国劳动力统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》数据显示，尽管中国高中及以上学历劳动力占比从 2005 年的 18.9%，上升到 2016 年的 36.6%，提高了将近 1 倍，但中国互联网宽带接入用户数从 2005 年的约 7000 万户，提高到了 2016 年的约 30000 万户，上升了 4 倍之多。劳动力知识和技能提升的速度远滞后于互联网发展的速度，这也使得样本期内互联网对劳动力配置扭曲的影响并没有因为劳动力素质的提高而明显改善。

（五）机制检验

在前文中，本文主要从要素流动和市场整合两条路径，分析了互联网发展对要素配置扭曲的影响机制。接下来，本文拟对其进行实证检验。

理论上讲，生产要素具有“趋利性”的特征（倪鹏飞等，2014），因而生产要素的自由流动，有助于其由效率低的地区流向效率高的地区，从而促进了要素配置效率的提升，改善了配置扭曲。同时，生产要素的自由流动，还有助于降低区域要素供给和需求对最优配置水平的偏离，从而助推要素配置扭曲的改善（蔡昉和王德文，2002）。而地区之间市场整合程度的提高，有助于降低地区间的要素收益差距，使得各地区要素价格能够合理地反映其边际产品价值，从而改善了地区间生产要素的价格扭曲，降低了要素配置扭曲（宋马林和金培振，2016）。

接下来，本文根据江艇（2022），构建了式（8），以对上述两条机制进行检验。具体模型为：

$$med_{it} = \alpha_3 + \beta_3 \ln ie_{it} + X_{control_{it}} + u_{it} \quad (8)$$

其中， med_{it} 为机制变量，包括资本流动量（ cf_{it} ）、劳动力流动量（ lf_{it} ）、资本市场一体化（ ex_{it} ）和劳动力市场一体化（ sl_{it} ）。

1.要素流动机制检验

由于数据缺失, 本文拟采用研究中被广泛应用的引力模型 (Crozet, 2004; Joshua 和 Hendrik, 2008; 白俊红等, 2017), 对资本和劳动力流动量进行测算, 并进行机制检验。本文选择双向约束的半对数引力模型, 并选取区域间的利润率差值和金融发展水平差值作为吸引力变量来测度资本的流动 (cfl):

$$cfl_{ij} = ca_i \cdot \ln(r_j - r_i) \cdot \ln(M_j - M_i) \cdot D_{ij}^{-1} \quad (9)$$

其中, ca 表示各地区的资本存量, r_i 和 r_j 表示 i 地区和 j 地区的企业平均利润率, M_i 和 M_j 分别表示 i 地区和 j 地区的金融发展水平。

采用地区间的工资差值和房价差值作为吸引力变量, 来测度劳动力的流动。假设地区 i 流动到地区 j 的劳动力数量为 lfl_{ij} , 则:

$$lfl_{ij} = M_i \cdot \ln(Wa_j - Wa_i) \cdot \ln(Hou_i - Hou_j) \cdot D_{ij}^{-1} \quad (10)$$

其中, M_i 为 i 地区的劳动力数量, Wa_j 和 Wa_i 分别为 j 地区和 i 地区就业人员平均工资, Hou_j 和 Hou_i 分别为 j 地区和 i 地区的住宅平均销售价格, D_{ij} 是两地区城市之间的直线距离。

采用引力模型测算要素流动量, 并将其代入式 (8), 得到表 4 的估计结果。

表 4 机制检验回归结果

变量	要素流动机制		市场整合机制			
	cfl	lfl	ex	sl	rms	lms
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln ie$	1.311*** (0.070)	-0.274*** (0.021)	0.624*** (0.058)	0.245*** (0.021)	0.581*** (0.036)	-0.324*** (0.031)
$_cons$	-9.760*** (0.848)	5.049*** (0.241)	-6.470*** (0.593)	9.793*** (0.289)	-0.145 (0.440)	10.774*** (0.399)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.624	0.939	0.929	0.074	0.716	0.688
样本量	3323	3411	3374	3422	3423	3423

注: 同表 1。

表 4 中的 (1) 和 (2) 列分别给出了互联网发展对资本配置扭曲和劳动力配置扭曲的要素流动机制检验结果。其中, 在资本市场, (1) 的检验结果显示, 互联网对资本流动的影响显著为正, 即互联网发展有助于促进资本要素的流动, 这意味着资本流动是互联网影响资本配置扭曲的重要机制, 即互联网通过促进资本流动, 提高了资本要素配置效率, 改善了资

本要素的配置扭曲。在劳动力市场，（2）的检验结果显示，互联网对劳动力流动的影响显著为负，即互联网发展一定程度上不利于劳动力的有效流动，从而加剧了其配置扭曲。互联网的应用存在技能偏向性，其有效应用需要与之相匹配的知识与技能。当前中国仍以低知识劳动力供给为主，一旦互联网成为择业的主要渠道和工作所需的重要技能，低知识劳动力受能力的限制，不能匹配于互联网的发展与技能需求，必将阻碍其有序流动与合理配置，加剧了配置的扭曲。要素流动机制得到了验证。

2. 市场整合机制检验

目前，学界通常采用市场分割指数来度量市场一体化程度，包含价格法（Parsley 和 Wei, 1996、2001）、贸易法（Naughton, 2000）和生产法（Xu, 2002）等。其中较为经典的是价格法。然而，受地级市层面数据的限制，难以运用价格法直接对其市场一体化水平进行测度。基于此，本文拟采用以下两种方法来综合考量，以克服单一方法的局限：一种是利用替代变量来近似表征，另一种则是通过价格法计算出省级层面的市场分割指数，然后将其匹配到各个地级市。

对于第一种方法替代变量的选取，就资本市场而言，其市场分割的存在，一定程度上制约了资本的自由流动，从而不利于企业获得足够且有效的资本支持，增加了企业的融资及贸易成本（Chaney, 2016），进而阻碍了出口竞争优势的形成（罗伟和吕越, 2015）。基于此，本文采用各地级市出口贸易额（ ex ）作为资本市场一体化程度的代理变量；对于劳动力市场，其市场一体化程度越高，地区之间的劳动工资差异越小。劳动力市场一体化程度的不断提高，促进了区域间劳动力的自由流动，进而也有助于缩小地区间劳动力的工资差异，最终使得地区间工资水平趋于收敛（Sylvie Démurger 等, 2009）。因此，本文拟采用各地区平均工资与全国平均工资之差（ s ）作为劳动力市场一体化程度的代理变量。

对于第二种方法，本文首先参照桂琦寒等（2006）的“价格法”测算各省区资本和劳动力的要素市场分割指数，并取其倒数来表征各个省区的要素市场一体化程度。在此基础上，用省内各个地级市 GDP 占该省 GDP 的比重作为权重，乘以该省的要素市场一体化指数，籍此来表征该省各个地级市的资本市场一体化（ rms ）和劳动力市场一体化（ lms ）水平。回归结果如表 4 所示。

表 4 中 (3) - (6) 列给出了互联网发展对资本配置扭曲和劳动力配置扭曲的市场整合机制检验结果。无论采用替代变量法, 还是数据匹配法, 回归结果均表现出较好的一致性。在资本市场, (3) 和 (5) 列的检验结果显示, 互联网对资本市场一体化具有正向推动作用, 这也意味着资本市场整合是互联网促进资本配置扭曲改善的重要机制, 即互联网发展有助于促进资本市场的整合, 进而促进资本要素配置扭曲的改善。在劳动力市场, (4) 和 (6) 列的检验结果显示, 互联网的发展不利于劳动力市场的整合, 从而在一定程度上加剧了劳动力要素的配置扭曲。其原因可能与劳动力的异质性有关。对于高知识劳动力, 其知识水平较高, 学习能力也较强, 因而能够较快地融入互联网, 并借助互联网技术与平台将要素资源加以整合, 实现要素需求端和供给端的有效匹配。然而, 对于低知识劳动力, 由于其知识能力受限, 无法及时了解和掌握互联网应用所需的相关技术与技能, 因而也无法与互联网有效融合, 特别是面对互联网快速发展所提供的海量信息, 低知识劳动力由于知识储备和辨识能力不足, 无法及时掌握有效信息并辨别其真伪, 加剧了信息不对称, 加大了信息摩擦成本, 从而不利于其市场的有效整合与资源的优化配置。后文中, 本文还将进一步对高、低知识劳动力的异质性影响进行检验。

五、考虑劳动力异质性的进一步研究

由于教育背景、行业特点等的差异, 劳动力异质性普遍地存在于劳动力市场 (蔡继明和李亚鹏, 2011)。劳动力异质性, 可能导致互联网对劳动力配置扭曲的影响也具有差异。于高知识劳动力而言, 其知识和技能水平较高, 对互联网适应能力较强, 因此, 高知识劳动力可以有效地与互联网融合, 从而更好地利用互联网来提高“劳动力-工作岗位”匹配效率, 使高知识劳动力知识和专业技能水平得以充分发挥, 促进高知识劳动力市场要素配置扭曲的改善。于低知识劳动力而言, 受限于自身知识水平, 可能无法及时适应互联网的快速发展, 无法及时有效地掌握互联网发展需要的相关技术与技能, 因而可能加剧了其供需失衡与配置扭曲。基于此, 接下来, 本文将劳动力市场分为高知识劳动力市场 (*high*) 和低知识劳动力市场 (*low*), 以检验互联网对高知识劳动力配置扭曲 (*hdisl*) 和低知识劳动力配置扭曲 (*ldisl*) 的影响是否存在差异。

对于高、低知识劳动力, 文献中通常采用受教育年限来划分 (李成友等, 2018)。但囿

于地级市层面该项数据的缺失，本文拟采取以下两种方法予以综合弥补。

第一种即借鉴杜群阳和俞航东（2019）对高、低知识劳动力的分类思路，考虑各行业从业人员的文化水平结构比例，将信息传输、计算机服务和软件业、金融业、科学研究、技术服务和地质勘查业、水利、环境和公共设施管理业、教育、卫生、社会保障和社会福利业、文化、体育和娱乐业、公共管理和社会组织业的从业人员划分为高知识劳动力，并从地区层面对该地区这些行业的劳动力进行加总，得到该地区的高知识劳动力；将农、林、牧、渔业、采矿业、制造业、电力、燃气及水的生产和供应业、建筑业、交通运输、仓储及邮政业、批发和零售业、住宿、餐饮业、房地产业、租赁和商业服务业、居民服务和其他服务业的从业人员划分为低知识劳动力，并对每一地区按行业加总得到该地区的低知识劳动力。尽管该划分主要是基于行业来考虑的，但由于两类行业在知识与技能结构要求等方面存在明显差异，因而在一定程度上亦能够综合体现从业人员的整体知识水平。

第二种亦采用省级数据匹配到地级市的方法。我们首先根据劳动力的受教育程度测算出各个省区的高知识劳动力（高中及以上学历水平为高知识劳动力）数量，然后根据各个地级市 GDP 占该省 GDP 的比重，将此省的高知识劳动力匹配到各个地级市，最后用各个地级市的劳动力数量减去高知识劳动力数量，即得到该市的低知识劳动力数量。回归结果如表 5 所示。

表 5 高、低知识劳动力配置扭曲回归结果

变量	第一种方法				第二种方法			
	<i>hdisl-ind</i>		<i>ldisl-ind</i>		<i>hdisl-pro</i>		<i>ldisl-pro</i>	
	<i>FE</i>	<i>IV</i>	<i>FE</i>	<i>IV</i>	<i>FE</i>	<i>IV</i>	<i>FE</i>	<i>IV</i>
<i>lnie</i>	-0.032*** (0.003)	-0.042*** (0.004)	0.024** (0.012)	0.046** (0.020)	-0.015* (0.008)	-0.037** (0.016)	0.343*** (0.079)	0.573*** (0.144)
<i>_cons</i>	5.263*** (0.122)	5.303*** (0.121)	4.794*** (0.434)	4.986*** (0.458)	4.967*** (0.354)	5.052*** (0.377)	-2.738 (2.475)	-3.628 (2.290)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R ² 值	0.086	0.945	0.661	0.657	0.790	0.789	0.247	0.245
样本量	3430	3430	3430	3430	3430	3430	3430	3430

注：同表 1。

从表 5 的回归结果来看，无论采用何种方法，均显示出互联网发展对高知识劳动力要素配置扭曲的影响显著为负，而对低知识劳动力要素配置扭曲的影响显著为正。正如上文所言，

由于互联网的应用存在技能偏向性, 高知识劳动力易于获得技能溢价, 可以很好地掌握互联网应用的相关技能, 并且借助于互联网平台及时、有效地获取相关信息, 从而提高其配置效率, 改善配置扭曲水平。而对于低知识劳动力, 受限于知识和技能水平, 对互联网的熟练和应用程度亦相当有限, 从而较难融合于互联网的发展, 甚至可能由于摩擦成本太高而被互联网所淘汰, 进而加剧了其配置扭曲。前文的机制检验发现, 从整体上而言, 互联网发展一定程度上阻碍了劳动力的自由流动, 加剧了劳动力配置的扭曲; 互联网通过市场整合机制对劳动力的配置扭曲产生了加剧作用。那么, 考虑了劳动力的异质性后, 这些结果是否会发生变化呢? 接下来, 本文将进一步对其进行检验, 结果如表 6 所示。

表 6 机制检验回归结果

变量	要素流动机制		市场整合机制	
	<i>high</i>	<i>low</i>	<i>high</i>	<i>low</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnie</i>	0.156*** (0.054)	-0.203* (0.105)	-0.940*** (0.142)	0.083*** (0.023)
<i>_cons</i>	5.328*** (0.395)	7.779*** (0.776)	19.630*** (1.106)	9.206*** (0.148)
控制变量	是	是	是	是
R ² 值	0.945	0.923	0.442	0.829
样本量	3325	3325	3326	3336

注: 同表 1。

从表 6 来看, 在高知识劳动力市场, (1) 和 (3) 的结果依次显示互联网发展有助于促进高知识劳动力要素流动和高知识劳动力市场整合, 这意味着要素流动和市场整合是互联网影响高知识劳动力配置扭曲的重要机制, 即互联网通过促进要素流动和市场整合, 提高了高知识劳动力的配置效率。在低知识劳动力市场, (2) 和 (4) 的结果表明互联网不利于低知识劳动力的流动和市场整合, 从而加剧了低知识劳动力的配置扭曲。这些结果也进一步印证了上文机制检验部分的猜测, 即互联网发展对不同知识水平的劳动力, 存在着不同的机制影响。对于高知识劳动力, 由于其能够较好地适应互联网发展, 及时有效地掌握互联网相关信息与技术, 因而能够有效地利用互联网技术平台与信息优势打破时空壁垒, 促进其合理流动与高效整合, 从而促进了其配置效率的提升。而对于低知识劳动力, 由于其知识能力受限,

对互联网发展的敏感度以及与互联网的融合匹配度较低，从而无法充分利用互联网技术平台来进行资源整合与流动配置，甚至由于不能适应互联网的快速发展而压缩了其就业空间，造成更为严重的配置扭曲。

六、结论与政策含义

本文在理论分析互联网发展影响要素配置扭曲的基础上，采用 2005~2016 年中国 286 个地级市的面板数据，通过测算中国各地级市资本和劳动力的配置扭曲指数，实证考察了互联网发展对要素配置扭曲的影响。

本文研究发现，中国互联网的发展，显著地改善了资本要素配置的扭曲，但可能由于中国劳动力整体受教育水平不高的缘故，致使其不能很好地与互联网发展相匹配，从而加剧了劳动力要素的配置扭曲，且其影响具有区域异质性。机制检验发现，互联网发展有效地促进了资本流动和资本市场的整合，从而改善了资本配置的扭曲，但对于劳动力而言，由于劳动力异质性的存在，互联网未能通过要素流动和市场整合机制来整体上改善劳动力配置的扭曲水平。本文将劳动力区分为高知识劳动力和低知识劳动力进行异质性检验后发现，互联网发展有助于提高高知识劳动力的配置效率，但却加剧了低知识劳动力的配置扭曲，并且互联网发展通过促进高知识劳动力的流动和市场整合，提高了其配置效率，但对于低知识劳动力却产生截然相反的效果。

基于上述结论，从政策层面来讲，为更好地发挥互联网在要素资源配置中的重要作用，中国在未来互联网的发展过程中，除了应积极鼓励互联网发展形式和内容创新，推进互联网信息技术与传统要素市场的有效融合外，还需充分根据中国当前不同地区以及不同要素市场发育的实际情况，提供与之发展相契合的互联网应用服务，加快推进互联网应用的普适性和便利性，注重互联网的区域协调发展，精准施策，从而使其更好地为要素市场服务。具体而言：

第一，持续推进互联网与资本市场的深度融合，充分发挥互联网对资本配置的优化集成作用。互联网与资本市场的融合发展，有利于缩短资本配置的中间环节，降低资本的流通成本，从而促进其配置扭曲的改善。因此，深化和提高互联网在资本市场的应用水平，推动资本市场各方业务的互联网化，特别是根据时代发展和互联网技术的不断推进，加强 5G、大数

据、人工智能等与资本市场的深度融合,不断探索资本市场新的互联网应用场景,对资本配置形成动态化、智能化的管理,将有助于促进资本配置效率的提升。

第二,开发普适性更强的应用平台,为不同知识和技能劳动力提供个性化互联网应用服务。高知识劳动力的知识和技能水平较高,对互联网相关技术的应用和适应性较强。但对于低知识劳动力,由于其知识和技能水平受限,无法及时掌握互联网应用的相关技术与技能,不能很好地匹配于互联网的快速发展。这就需要政府相关部门给予低知识劳动力重点关注,在加强互联网知识宣传、指导、培训以提高其技能水平的同时,加大政策与资金支持力度,鼓励企业开发普适性更强的应用平台,有效缩小低知识劳动力群体的“数字鸿沟”,使其亦能充分享受互联网发展的成果。

第三,支持和鼓励劳动者通过互联网平台实现自主灵活就业,优化劳动力配置水平。直播带货、滴滴司机、外卖骑手等新就业形态的出现,在缓解劳动力市场就业压力的同时,也平衡了劳动力市场的供需关系,促进了劳动力配置效率的提高。未来云代驾、云打印甚至云生产等平台的不断开发和推广,势必会不断丰富劳动力的就业模式。劳动力如果能够及时掌握数字化使用能力,实现自主灵活就业,无疑将有助于有效改善目前劳动力市场配置扭曲的状况。因此制定相关政策鼓励劳动力灵活就业,进一步加强培训增强灵活就业能力的同时,取消对灵活就业的不合理限制,强化政策服务供给,切实保障劳动力灵活就业的权益,将有助于实现劳动力资源的优化配置。

第四,充分考虑地区间经济发展和劳动力等的异质性,加大对经济发展水平较为落后地区互联网发展和劳动力素质提升的支持力度,从而促进区域间互联网改善要素配置扭曲的协调发展。本文研究发现,不同地区之间由于经济、环境等方面的差异,致使其互联网发展水平以及互联网在改善要素配置扭曲方面亦存在差别。这就需要充分考虑各地区经济发展和劳动力素质的具体实际,制定具有针对性的互联网发展规划和支持政策,尤其是加大对经济环境较差地区互联网发展的扶持力度,进一步完善其互联网基础设施建设水平,推动这些地区建立与其经济发展水平相协调的互联网发展战略。同时,建立健全劳动力教育培养机制体制,尤其是发挥互联网等数字技术在提升落后地区劳动力素质、促进劳动力配置效率提升方面的重要作用,推动互联网发展更好地服务中国区域要素市场体系建设。

第五，从长期来看，进一步加大教育投入，提升劳动力的素质和技能，是缓解互联网因技能偏向而放大劳动力要素配置扭曲的根本途径。本文研究发现，尽管样本期内中国劳动力素质和技能水平不断提升，但互联网发展对劳动力市场配置扭曲的不利影响并未因此得到有效改善。究其原因在于劳动力素质和技能提升的速度还远远落后于互联网发展的速度。因而在今后的发展过程中，如若想有效缓解互联网对劳动力配置扭曲的不利影响，其根本途径还在于发展教育，继续加大教育投入和深入推进教育公平，从而不断提升高素质和技能劳动力比重，藉此更好地发挥互联网的要素配置功效，助推生产要素配置效率的提高。

【参考文献】

- [1] 白俊红,王钺,蒋伏心,李婧.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究,2017,52(7):109~123.
- [2] 蔡昉,王德文.比较优势差异、变化及其对地区差距的影响[J]. 中国社会科学,2002, (5):41~54+204.
- [3] 蔡继明,李亚鹏. 劳动异质性与价值决定[J]. 经济学动态,2011,(4):50~55.
- [4] 陈永伟. 资源错配: 问题、成因和对策[D]. 北京大学博士学位论文,2013.
- [5] 陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J]. 经济学(季刊),2011,10(4):1401~1422.
- [6] 崔书会,李光勤,豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. 统计研究, 2019,36(2):76~87.
- [7] 杜群阳,俞航东. 2003~2015 年中国城市劳动力技能互补、收入水平与人口城镇化[J]. 地理科学,2019,39(4):525~532.
- [8] 桂琦寒,陈敏,陆铭,陈钊. 中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J]. 世界经济,2006(02):20~30.
- [9] 郭家堂,骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界,2016,(10):34~49.
- [10] 韩长根,张力. 互联网是否改善了中国的资源错配——基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J]. 经济问题探索,2019,(12):43~55.
- [11] 何大安,任晓. 互联网时代资源配置机制演变及展望[J]. 经济学家,2018,(10):63~71.
- [12] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019,(8):5~23.
- [13] 靳来群. 地区间资源错配程度分析(1992-2015)[J]. 北京社会科学,2018,(1):57~66.
- [14] 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.
- [15] 李成友,孙涛,焦勇. 要素禀赋、工资差距与人力资本形成[J]. 经济研究,2018,53(10):113~126.
- [16] 逯东,孙岩,杨丹. 会计信息与资源配置效率研究述评[J]. 会计研究,2012,(6):19~24+92.
- [17] 陆铭,陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究,2009,44(3):42~52.
- [18] 罗长远,陈琳. FDI 是否能够缓解中国企业的融资约束[J]. 世界经济, 2011,(4)42~61:
- [19] 罗伟,吕越. 金融市场分割、信贷失衡与中国制造业出口——基于效率和融资能力双重异质性视角的研究[J]. 经济研究,2015,50(10):49~63+133.
- [20] 倪鹏飞,刘伟,黄斯赫. 证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J]. 经济研究,2014,49(5):121~132.
- [21] 宋马林,金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究,2016,51(12):47~61.
- [22] 孙宝文,李涛,欧阳日辉. 《互联网经济蓝皮书:中国互联网经济发展报告(2018)》[M]. 社会科学文献出版社,2018.
- [23]]Sylvie D é murger,Martin Fournier,李实,魏众. 中国经济转型中城镇劳动力市场分割问题——不同部门职工工资收入差距的分析[J]. 管理世界,2009,(3):55~62+71.
- [24] 王金杰,郭树龙,张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. 南开经济研究,2018,(6):170~190.
- [25] 王磊,邓芳芳. 市场分割与资源错配——基于生产率分布视角的理论与实证分析[J]. 经济理论与经济管理,2016,(11):16~26.
- [26] 王宋涛,温思美,朱腾腾. 市场分割、资源错配与劳动收入份额[J]. 经济评论,2016,(1):13~25+79.
- [27] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究,2015,(9):128~139.

- [28] 谢平,邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究,2012,(12):11~22.
- [29] 杨善林,周开乐,张强,范雯娟,丁帅,余本功,冯南平,刘业政. 互联网的资源观[J]. 管理科学学报,2016,19(1):1~11.
- [30] 张车伟.人口与劳动绿皮书: 中国人口与劳动问题报告 No.19[M].社会科学文献出版社,2018.
- [31] 张慧慧,张军. 中国分区域资源扭曲程度测算[J]. 上海经济研究,2018,(3):32~43.
- [32] 张璟,沈坤荣. 财政分权改革、地方政府行为与经济增长[J]. 江苏社会科学, 2008,(3):56~62.
- [33] 张军,吴桂英,张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J]. 经济研究,2004,(10):35~44.
- [34] 张庆君,刘靖. 互联网金融提升了商业银行资本配置效率吗?——基于中国上市银行的经验证据[J]. 金融论坛,2017,22(7):27~38.
- [35] 周海波,胡汉辉,谢呈阳,戴萌. 地区资源错配与交通基础设施: 来自中国的经验证据[J]. 产业经济研究, 2017,(1):100~113.
- [36] 周勇,张婷琳. 数字经济对中国省域资源配置效率的影响[J]. 经营与管理,2022,(2):152~159.
- [37] Addison, T., Heshmati A., 2003, *The New Global Determinants of FDI Flows to Developing Countries: The Importance of ICT and Democratization*[R], WIDER Discussion Paper, No.DP2003-45.
- [38] Aoki, S., 2012, *A Simple Accounting Framework for the Effect of Resource Misallocation on Aggregate Productivity*[J], Journal of the Japanese and International Economies, 26(4), 473~494.
- [39] Bekman, E., Bound,J., Machin,S.,1998, *Implications of Skill- Based Technological Change: International Evidence*[J], Quarterly Journal of Economics, 113(4), 1245~1279.
- [40] Bojnec, S., Ferto, I., 2011, *Information and Communication Infrastructure Development and Agro-food Trade*[J], Agricultural Economics, 57(2), 64~70.
- [41] Castellacci F., Viñas-Bardolet C., 2019, *Internet Use and Job Satisfaction*[J], Computers in Human Behavior, 90, 141~152
- [42] Chaney, T., 2016, *Liquidity Constrained Exporters*[J], Journal of Economic Dynamics and Control, 72, 141~154.
- [43] Choi, C., 2010, *The Effect of the Internet on Service Trade*[J], Economics Letters, 109(2), 102~104.
- [44] Choi C., Rhee D. E., Oh Y., 2014, *Information and Capital Flows Revisited: The Internet as a Determinant of Transactions in Financial Assets*[J], Economic Modelling, 40(1),191~198.
- [45] Crozet, M., 2004, *Do Migrants Follow Market Potentials? An Estimation of a New Economic Geography Model*[J], Journal of Economic Geography, 4(4), 439~458.
- [46] Freund, C. L., Weinhold D., 2004, *The Effect of the Internet on International Trade*[J] Journal of International Economics, 62(1), 171~189.
- [47] Goldsmith, R. W., 1951, *A Perpetual Inventory of National Wealth*[M], New York: National Bureau of Economic Research.
- [48] Heish, C. T., Klenow P. J., 2009, *Misallocation and Manufacturing TFP in China and India*[J], The Quarterly Journal of Economics, 124(4), 1403~1448.
- [49] Huang, Y. S., 2003, *Selling China: Foreign Direct Investment during the Reform Era* [M], Cambridge University Press.
- [50] Joshua, J. L., Hendrik, V. B., 2008, *A Gravity Model of Immigration*[J], Economics Letters, 99(1), 164~167.
- [51] Jovanovic, B., 2014, *Misallocation and Growth*[J], American Economic Review, 104(4), 1149~1171.
- [52] Kornai, J., 1986, *The Post Socialist Transition*[J], Kyklos, 39(1), 533~539.
- [53] Lapavistas, T. S., 2008, *Eigenvector- like Measures of Centrality for Asymmetric Relation* [J], Social Networks, 23(3), 191~201.

- [54] Naughton, B., 2000, *How Much Can Regional Integration do to Unify China's Markets?*[R], Stanford University Working Paper, No.58.
- [55] Parsley, D., Wei S., 1996, *Convergence of Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations*[J], Quarterly Journal of Economics, 111(4), 1211~1236.
- [56] Parsley, D., Wei, S., 2001, *Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Markets Integration: A Price -Based Approach*[R], IMF Working Papers, No.8468.
- [57] Xu, X. P., 2002, *Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform?*[J], China Economic Review, 13(2), 116~133.

The Impact of Internet Development on Factors Allocation

Distortion

BAI Junhong WANG Xingyuan BIAN Yuanchao

Summary: With the rapid development of the Internet, an in-depth study of the impact of the Internet on the allocation of traditional production factors such as capital and labor has become an important topic in research. The open network platform of the Internet helps to integrate scattered factor resources, thereby promoting the improvement of production efficiency. By using the Internet, the two-way exchanges between the supply and demand of factors can be carried out directly, forming a benign interaction between the demand side and the supply side. Consequently, transaction costs can be reduced and the set of factors market transactions can be broadened further. In addition, through Internet technologies such as cloud computing and big data, the data related to production factors can be collected, sorted, and analyzed, and thus accurate and even more precise information on relevant factors can be obtained, which helps to reduce information asymmetry and realize the integration or reorganization of production factors such as capital and labor in a more effective way. Therefore, to a certain extent, it has promoted the intensification of factors production and the improvement of allocation efficiency.

From the two dimensions of factor flow and market integration, this paper analyzes the internal mechanism of how the Internet affect the distortion of factors allocation in detail. On this basis, we use the panel data of China's prefecture-level cities to measure the degree of distortion of factors allocation, and empirically examines the impact of Internet development on the distortion of factors allocation among regions in China. Furthermore, the labor force is divided into a high-knowledge group and another low-knowledge group. The heterogeneous impact of Internet development on different labor force groups is investigated. By doing so, it not only further expands the scope of research on the relationship between the Internet and factors allocation from the perspective of distortion of factors market allocation, but also possesses critical reference value for relevant government departments to formulate Internet development policies scientifically and lift the efficiency of factor allocation further.

This paper reveals that the development of the Internet in China has significantly improved the distortion of capital factors allocation, but it may not be well matched with the advance of the Internet due to the relatively low education level of labor force in general in China. Consequently, the distortion of the allocation of labor factors can be aggravated. Moreover, this impact that the Internet exerts on factors allocation in China has significant regional heterogeneity. The temporal heterogeneity test points out that the impact of Internet development on labor allocation distortion does not show signs of significant improvement over time. What's more, the mechanism test shows that, the development of the Internet is conducive to capital flow as well as the integration of the capital market, thereby improving the distortion of capital allocation. As for the distortion of labor allocation, the Internet fails to improve it via the factors flow and market integration mechanisms

due to labor heterogeneity. After dividing the labor force into the two groups mentioned above for heterogeneity test, it is found that the development of the Internet helps to improve the allocation efficiency of high-knowledge labor group, while it exacerbates the configuration distortion of labor in another group. The conclusions of this paper provide policy implications for relevant departments to evaluate economic effects of Internet in a scientific way, so as to give full play to the Internet's factor allocation function and lift factor allocation efficiency.

Key Words: Internet Development; Distortion of factors Allocation; Labor Heterogeneity

战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升¹

黄勃² 李海彤³ 江萍⁴ 雷敬华⁵

【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

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文，论文编号：IMI Working Papers No. 2227。

² 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副教授。

³ 李海彤，中国人民大学商学院。

⁴ 江萍，对外经济贸易大学国际经济贸易学院。

⁵ 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。

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）；协议的契约式设计及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，较早地在工业界兴起，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）、科研投入（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）、问卷调查（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(包括有形资源和无形资源), 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经营成本（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:

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, 使用最近的 2016 年的数据作为替代。

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

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 (TFP_LP) 和 OP 法 (TFP_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¹。

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 (TFP_LP) 和 OP 法 (TFP_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

¹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。

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

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

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*)¹,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。

¹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。

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 ($LnGDPC$)、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¹。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本文对变量 $LnGDPC$ 和 $LnPatent$ 进行了自然对数化处理。

(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*** (15.91)	0.003 (0.20)	0.244*** (15.25)	0.022* (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 innovation 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¹, 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 innovation 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 innovation 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	$RDinvest$	$Invention$	$Patent$
	(1)	(2)	(3)
$Alliance$	0.049*** (4.20)	0.061** (2.20)	0.058* (1.94)
ROA	0.253*** (2.68)	0.639*** (3.29)	0.823*** (3.55)
$Growth$	0.010 (1.54)	-0.000 (-0.03)	0.006 (0.36)
$Size$	-0.001 (-0.11)	0.270*** (10.78)	0.344*** (11.71)
Age	-0.098*** (-5.46)	0.176*** (4.11)	0.130*** (2.80)
Lev	-0.064 (-1.41)	0.150 (1.56)	0.102 (0.92)
$Cashflow$	-0.013 (-0.80)	-0.027 (-0.73)	-0.060 (-1.39)
$Board$	0.021 (0.52)	0.104 (0.99)	-0.019 (-0.16)
$Indep$	0.113 (0.94)	-0.106 (-0.38)	-0.341 (-1.14)
$Topholder$	-0.081 (-0.87)	-0.274 (-1.44)	-0.252 (-1.17)
$Intangible$	-0.102 (-0.64)	0.022 (0.08)	0.277 (0.86)
MKT	0.027*** (2.70)	0.031 (1.36)	0.009 (0.37)
SOE	0.022 (0.73)	0.030 (0.32)	0.032 (0.31)
$RDinvest$		0.163*** (4.04)	0.120*** (2.75)
Constant	0.031	-1.604***	-0.943**

¹ 若不加入变量 $RDinvest$ 进行控制, 实证结果未出现实质性变化。

	(0.18)	(-3.96)	(-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 (-0.83)	0.009 (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	Culture=1	Culture=0	Culture=1	Culture=0
	TFP LP		TFP OP	
	(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*** (13.27)	2.284*** (13.75)	1.576*** (13.63)	2.038*** (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¹, 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,

¹ 根据分组检验的需要, 在本部分剔除了控制变量 SOE 。

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	$SOE=1$	$SOE=0$	$SOE=1$	$SOE=0$
	TFP_{LP}		TFP_{OP}	
	(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 innovation 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主要目标之一。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。

【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、杜漪丁:《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

如何破解两岸贸易人民币结算的主要障碍?

——基于对江苏省昆山市的调查研究¹

张明² 陈胤默³ 王喆⁴ 张冲⁵

【摘要】受数据可获得性限制,目前学者们在探讨人民币国际化问题时,缺乏对跨境贸易人民币结算真实情况的了解。为切实了解两岸跨境贸易人民币结算的现状,作者选择具有代表性的江苏省昆山市进行实地调研。调研发现,当前两岸贸易人民币结算的障碍主要涉及贸易、金融、基础设施、政治以及网络外部性五个方面。障碍主要体现在:第一,全球产业链分工地位和“两头在外”的贸易模式叠加,影响人民币结算比例提升;第二,人民币和新台币不能自由兑换,导致交易成本增加;第三,人民币汇率波幅提升,使得汇率风险加剧;第四,跨境资本管制、跨境支付系统便利性不足以及金融分支机构网络有待完善,导致人民币跨境结算便利化程度低;第五,离岸人民币市场的深度和广度有限,既不能提供较好的人民币衍生产品对人民币资产进行套期保值,也不能提供丰富的人民币投资产品提升人民币收益;第六,美元的网络外部性限制了人民币的跨境使用。基于调研发现,本文分别从贸易、金融、基础设施、政治、网络外部性等五个维度,政府、企业和银行三个层面提出政策建议。

【关键词】两岸贸易;人民币结算;人民币国际化;离岸市场;网络外部性

人民币国际化自 2009 年启动以来,经历了从起步、快速发展、速度放缓、重新提速四个较为完整的周期性发展历程。人民币国际化的推进策略经历从旧“三位一体”到新“三位一体”的转变。⁶

跨境人民币结算,尤其是跨境贸易人民币结算,是人民币国际化的重要内容。在人民币国际化的发展周期中,跨境贸易人民币结算所扮演的角色和推进重点有所不同。在旧“三位一体”的发展周期中,推进人民币跨境结算是人民币国际化的首要目标。⁷在人民币升值的情况下,跨境结算是人民币向境外转移的重要形式,境外投资者可持有离岸人民币金融产品,政府层面推动的双边本币互换可满足离岸人民币市场的超额需求。在这一时期,人民币在跨境结算特别是贸易结算中的使用规模快速扩张,并在 2015 年达到高峰。

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所工作论文,论文编号:IMI Working Papers No. 2231。

² 张明,中国人民大学国际货币研究所学术委员、中国社会科学院金融研究所研究员。

³ 陈胤默(通讯作者),北京语言大学商学院讲师。

⁴ 王喆,中国社会科学院金融研究所博士后。

⁵ 张冲,中国社会科学院金融研究所博士后。

⁶ 张明、李曦晨:“人民币国际化的策略转变:从旧‘三位一体’到新‘三位一体’”,《国际经济评论》,2019年第5期。

⁷ 孙杰:“跨境结算人民币化还是人民币国际化?”,《国际金融研究》,2014年第4期。

总体上，跨境贸易人民币结算金额从 2010 年的 0.51 万亿元，增长至 2015 年的 7.23 万亿元。人民币结算在跨境贸易中的比例在 2012 年初为 7.43%，在 2015 年 3 月最高达到 37.54%，即超过 1/3 的跨境贸易使用人民币进行结算。在 2015 年“8·11 汇改”后，跨境贸易人民币结算规模和比例开始回落。

2018 年之后，人民币国际化新发展周期开始，跨境贸易人民币结算逐渐回升。2020 年，人民币跨境结算金额合计为 28.39 万亿元，同比增长 44.3%。¹ 2020 年，跨境贸易人民币结算规模为 6.77 万亿元，跨境贸易人民币结算比例逐渐稳定在 20% 左右。在新“三位一体”的推进策略中，人民币跨境结算更加侧重于在跨境投资结算中的使用，2020 年跨境投资人民币结算达到 3.81 万亿元，相比 2016 年的高点增长 54.84%，创下历史新高。另外，跨境人民币结算更加强调基于“一带一路”、《区域全面经济伙伴关系协定》（RCEP）等，在周边国家和地区培育真实需求，沿着人民币区域化向国际化的路径推进。

考察货币国际化、国际贸易计价货币选择的相关文献发现，影响计价货币选择的主要因素包括六类。一是产出因素。一般而言，一国经济产出占全球经济产出的比重越高，一国的货币国际化水平越高。² 二是贸易因素。本国贸易占全球贸易或者本国国内生产总值（GDP）的比重越高，本国货币的国际化水平越高。³ 贸易对象国、⁴ 货币发行国国际分工地位、⁵ 产品差异化程度和技术含量⁶对货币计价有重要影响。三是货币信心。汇率越稳定，对货币国际化越有利，且汇率升值预期对货币国际化有推动作用。⁷ 四是金融发展水平。当一国经济总量达到一定水平时，影响该国货币国际化进程的往往是金融市场发展水平。⁸ 五是资本账户开放。资本账户开放是人民币国际化的前提条件。⁹ 在资本管制下，可以通过建设离岸中心和对“一带一路”沿线国家的对外直接投资（OFDI）等方式来推动人民

¹ 资料来源：中国人民银行：《2021 年人民币国际化报告》，2021 年 9 月 18 日，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4344602/index.html>[2022-06-29]。

² Wu F., Pan R. and Wang D., “Renminbi’s Potential to Become a Global Currency”, *China & World Economy*, 18(1): 63-81, 2010; 李向阳、丁剑平：“人民币国际化：基于资本项目开放视角”，《世界经济研究》，2014 年第 5 期；彭红枫、谭小玉、祝小全：“货币国际化：基于成本渠道的影响因素和作用路径研究”，《世界经济》，2017 年第 11 期。

³ Rey H., “International Trade and Currency Exchange”, *The Review of Economic Studies*, 68(2): 443-464, 2001.

⁴ Goldberg L. S. and Tille C., “Vehicle Currency Use in International Trade”, *Journal of International Economics*, 76(2): 177-192, 2008.

⁵ 徐奇渊、李婧：“国际分工体系视角的货币国际化：美元和日元的典型事实”，《世界经济》，2008 年第 2 期。

⁶ McKinnon R. I., “Money in International Exchange: the Convertible Currency System”, *Oxford University Press on Demand*, 1979; Bacchetta P. and Van Wincoop E., “A Theory of the Currency Denomination of International Trade”, *Journal of International Economics*, 67(2): 295-319, 2005.

⁷ 沙文兵、刘红忠：“人民币国际化、汇率变动与汇率预期”，《国际金融研究》，2014 年第 8 期；王书朦：“汇率预期波动视角下境外人民币需求动态变化——基于离岸人民币市场的研究”，《国际金融研究》，2016 年第 11 期。

⁸ Lyratzakis D., “The Determinants of RMB Internationalization: The Political Economy of a Currency’s Rise”, *American Journal of Chinese Studies*, 163-184, 2014.

⁹ 高海红、余永定：“人民币国际化的含义与条件”，《国际经济评论》，2010 年第 1 期。

币国际化。¹六是网络外部性。随着一种国际货币使用量的上升,使用该货币的流动性溢价和交易成本会逐步降低,反过来进一步促进该货币国际化水平。²

受数据可获得性影响,鲜有文献专门揭示当前人民币在区域跨境贸易结算中的真实使用情况及存在的障碍。目前,中国大陆和中国台湾的两岸贸易人民币结算现状如何?使用人民币进行两岸贸易结算的障碍是什么?如何更好地促进两岸贸易人民币结算?这些都是亟须解决的重要问题。

为了解答如上问题,课题组³选择了具有代表性的江苏省昆山市作为调研地,以深入了解当前两岸贸易人民币结算的具体情况。课题组一行通过对江苏省昆山市代表性台资企业、银行等金融机构、相关政府部门的走访调研,深入了解两岸贸易人民币结算的最新进展及障碍,关注政府、市场和学术领域不同角度的剖析,倾听不同类型企业的微观实践,进行总结和提炼形成本文。

一、两岸人民币结算的总体情况

本部分将梳理两岸人民币跨境结算的发展历程,从两岸贸易和直接投资两个方面介绍两岸经贸往来的特征事实。

(一) 两岸人民币跨境结算发展历程

两岸跨境人民币结算的发展历程,主要可以概括为三个推进阶段。

第一,经贸合作开启是两岸跨境人民币结算的前提和基础。2008年,两岸“三通”(直接通邮、通商与通航)启动。2010年6月,《海峡两岸经济合作框架协议》(ECFA)签署通过,规定多项金融开放措施,这标志两岸经贸关系开始走向正常化。2012年,海协会和海基会进一步签署《两岸投资保护和促进协议》和《两岸海关合作协议》,两岸跨境贸易和投资迎来发展空间,也为跨境人民币结算创造了机遇。

第二,两岸金融合作作为人民币结算清算确立制度性安排。早期人民币与台币之间无法直接通汇,主要经由中国香港解决两岸银行间人民币现钞兑换问题。2009年4月,海协会和海基会签署的《海峡两岸金融合作协议》,明确了两岸建立货币清算机制的方向。2010年1月,签署生效的《两岸金融合作监管备忘录》(MOU)规定双方金融市场准入及优惠措施,两岸金融开放开始步入正轨。2012年,《海峡两岸货币清算合作备忘录》的签署,标志着两岸货币清算机制正式建立。中国银行台北分行和台湾银行上海分行作为货币清算行。自此,两岸跨境人民币结算业务得以开启。

¹丁一兵:“离岸市场的发展与人民币国际化的推进”,《东北亚论坛》,2016年第1期;Liu T., Wang X. and Woo W. T., “The Road to Currency Internationalization: Global Perspectives and Chinese Experience”, *Emerging Markets Review*, 38: 73-101, 2019.

²Flandreau M. and Jobst C., “The Empirics of International Currencies: Network Externalities, History and Persistence”, *The Economic Journal*, 119(537): 643-664, 2009.

³“扩大人民币在两岸贸易结算中比重研究”课题组于2021年7月14-17日期间,到江苏省昆山市进行实地调研。

第三，自贸区、试验区成为探索两岸跨境人民币结算的前沿阵地。两岸跨境人民币结算容易受到两岸关系影响，加之台资企业主要聚集于中国大陆的沿海地区，选择重点区域试点后推广是推进两岸跨境人民币结算的可行路径。2009年，国务院通过《关于支持福建省加快建设海峡西岸经济区的若干意见》，设立海峡西岸经济区，作为两岸人民交流合作的先行先试区。2014年，福建自由贸易试验区设立并以两岸金融合作为重点。江苏省昆山市、福建省平潭县是当前比较具有代表性的两岸金融合作试验区，在试验区内允许开展人民币跨境自由流通、双向借款等创新实践。

（二）两岸经贸往来的特征事实

近二十年来，两岸贸易规模、贸易技术含量，及大陆对台贸易逆差均大幅提升。相比2002年，2020年两岸贸易中低技术产品的代表，纺织品（第11类）¹贸易规模出现萎缩；而高技术制品代表，光学及精密仪器、钟表、乐器（第18类）大幅提升，并取代了纺织品第二大贸易行业的地位。

1. 两岸贸易概况

（1）两岸贸易总体情况

总体来看，目前中国大陆是中国台湾地区最大的贸易伙伴，两岸贸易占中国台湾地区贸易总额的35.8%。而中国台湾地区在中国大陆前五大贸易伙伴之外。2020年，中国台湾地区在中国大陆出口销售额最高的贸易伙伴排名中，排行第十位，出口金额为601亿美元，占中国大陆出口总额的2.3%。下文从两岸贸易总额和净额两方面对两岸货物贸易情况分别进行说明（见图1）。

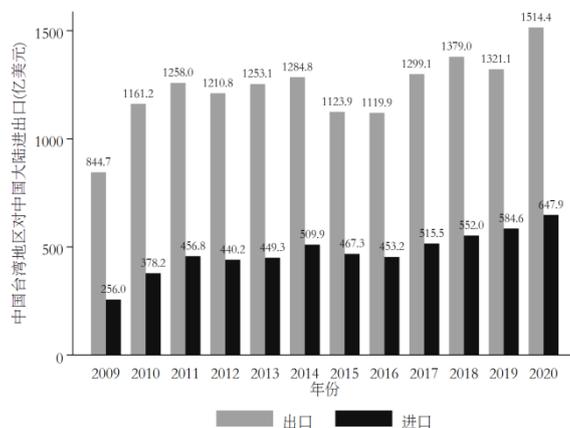


图1 中国台湾地区与中国大陆货物贸易总量/净额情况（2009—2020年）

数据来源：中国台湾地区“财政部”进出口统计。

从静态来看，根据中国台湾地区进出口统计数据显示，2020年两岸货物贸易总量首次超过2000亿美元，达到2162.3亿美元，同比增长11.87%；中国台湾地区对中国大陆（含中国香港地区，下同）净出口亦达到866.5亿美元的历史高位，同比增速超过14.9%。

¹ 本文直接使用中国台湾地区“财政部”进出口统计细分行业数据进行分析，行业分类亦按照中国台湾地区“财政部”进出口统计分类标准进行，该分类与HS二分位分类基本一致。

从动态来看，两岸货物贸易总量呈现波动中上升态势。2008 年全球金融危机以来，两岸贸易总额由 2009 年的 1100.7 亿美元上升至 2020 年的 2162.3 亿美元，几乎翻一番；中国台湾地区对中国大陆贸易顺差由 2009 年的 588.7 亿美元上升至 2020 年的 866.5 亿美元，增长了 47%。

（2）两岸贸易行业分布情况

为了对两岸贸易结构及其动态变化有全方位认识，本文对 2002 年和 2020 年两岸贸易 HS 二分位行业贸易总额数据进行分析（见图 2）。

两岸行业贸易增长发生重大变化。根据 2002 年和 2020 年行业贸易额变化情况，将 19 类行业分为缓慢增长、正常增长、快速增长和飞速增长 4 类（见表 1）。除了动植物及其制品、食品饮料等生活必需品快速增长外，两岸主流贸易已经由低技术制品向高技术制品转变。其中，机械及电机设备（第 16 类），光学及精密仪器、钟表、乐器（第 18 类）等增速均接近或者超过 1000%。

表 1 两岸贸易总额细分行业增长变化情况（2002—2020 年）

类型	行业
缓慢增长 (<200%)	3.动植物油脂；8.毛皮及其制品；11.纺织品；12.鞋、帽及其他饰品
正常增长 (200%~500%)	5.矿产品；7.塑料、橡胶及其制品；9.木及木制品；10.纸浆、纸及其制品、 印刷品；15.基本金属及其制品
快速增长 (500%~1000%)	2.植物产品；6.化学品；13.非金属矿物制品；16.机械及电机设备； 17.运输工具；19.其他
飞速增长 (>1000%)	1.活动物和动物产品；4.调制食品、饮料及烟酒；14.珠宝及贵金属制 品； 18.光学及精密仪器、钟表、乐器

数据来源：作者根据中国台湾地区“财政部”进出口统计整理。

两岸行业贸易规模大幅提升（见图 2）。近二十年来，两岸贸易规模发生翻天覆地的变化，2002 年只有机械及电机设备（第 16 类）的贸易规模超过 100 亿美元，而到了 2020 年，机械及电机设备（第 16 类），光学及精密仪器、钟表、乐器（第 18 类）两类产品的贸易规模都超过 100 亿美元，且机械及电机设备（第 16 类）的贸易规模突破了 1000 亿美元。

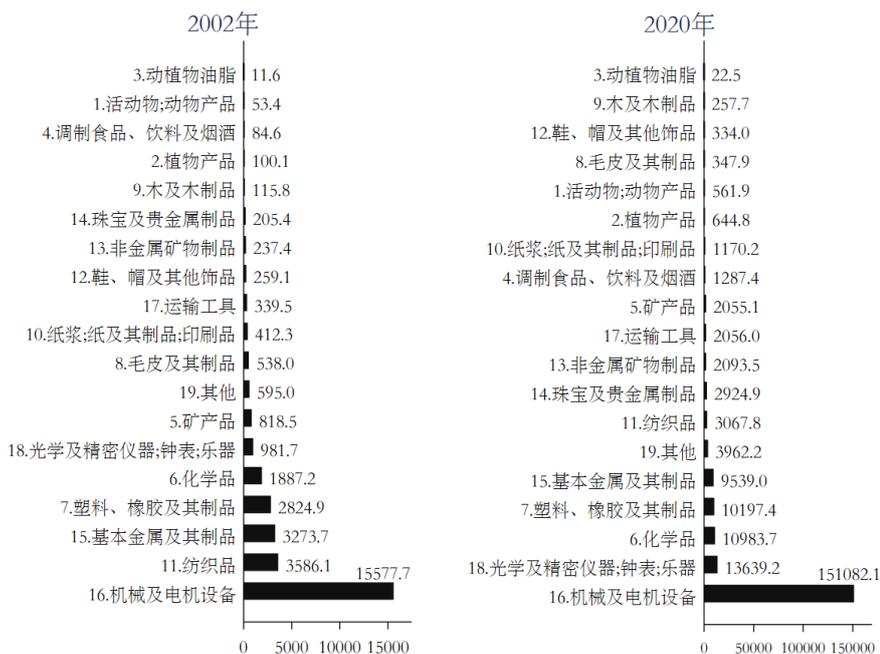


图2 两岸货物贸易总额行业分布对比 (单位: 百万美元)

注: 中国台湾地区数据统计网站只能查询到 2002—2020 年行业数据, 行业分类为 HS 二分位分类, 虽然此处仅包含 HS 二分位分类中的 19 项, 但此处第 19 项“其他”包含了 HS 二分位分类下第 19~22 类所有行业产品。

数据来源: 中国台湾地区“财政部”进出口统计。

2. 两岸直接投资概况

总体而言, 两岸外商直接投资往来不在一个级别, 中国台湾地区对中国大陆的直接投资 (简称 FDI) 以十亿美元为单位进行衡量, 而中国大陆对中国台湾地区直接投资 (简称 OFDI) 以亿美元为单位进行衡量。同时, 不论 FDI 还是 OFDI, 均呈现倒 U 型发展趋势, 双方 FDI 投资在 2010—2013 年达到巅峰后, 一直维持稳定, 直到 2018 年后大幅下滑。

从中国台湾地区对中国大陆 FDI 情况来看, 自改革开放以来, 由于中国大陆的鼓励政策, 台资来中国大陆投资设厂极为普遍, 中国台湾地区对中国大陆 FDI 的水平较高。根据中国台湾地区“投审会”提供的数据, 2000—2020 年 7 月, 来自中国台湾地区的 FDI 总额超过 1750 亿美元。从其走势来看, 2010 年之前, 来自中国台湾地区的 FDI 呈现波动上升态势; 在 2010 年达到 146.2 亿美元的高峰, 其后直到 2017 年一直维持在 100 亿美元左右; 2018 年之后, 受中美贸易摩擦等因素影响, 中国台湾地区对中国大陆 FDI 大幅下滑。其中, 2019 年全年 FDI 仅为 35 亿美元, 同比下降超过 50%, 低于 2003 年的水平。

从中国大陆对中国台湾地区 OFDI 情况来看, 中国大陆对中国台湾地区 OFDI 从 2009 年开始, 前几年增速较快, 但之后维持稳定, 呈现稳中有降态势, 总体水平并不高。2009 年, 中国大陆对中国台湾地区 OFDI 为 0.38 亿美元, 到 2013 年达到 3.35 亿美元的高峰, 其后稳中有降。到了 2019 年, 中国大陆对中国台湾地区 OFDI 仅为 0.97 亿美元, 同比下

降接近 60%。呈现这种结果，主要与中国台湾地区对中国大陆投资的限制政策和境内外环境有关。

二、昆山市情况介绍及其人民币跨境贸易结算整体情况

江苏省昆山市是两岸贸易人民币结算的代表性城市。其经济发达，对外依存度高，两岸贸易往来密切，具有跨境人民币结算的广阔空间。近年来，昆山市实现了跨越式发展，可将其总结为五个“转”，即农转工（由农业主导转为工业主导）、内转外（由对内为主转为对外为主）、散转聚（由分散式经营转为集群式经营）、低转高（由低附加值转为高附加值）以及大转强（由大规模转为高质量）。

2020 年，昆山市 GDP 为 4276.7 亿元，连续 16 年位居全国经济百强县之首。2020 年，昆山市进出口总额 818.4 亿美元，占江苏省进出口总额的 13%，对外依存度高达 130%。昆山市分别于 2013 年和 2020 年设立深化两岸产业合作试验区和金融支持深化两岸产业合作改革创新试验区（简称“金改区”），作为推进两岸跨境人民币结算的前沿试验基地。同时，昆山市是台资企业聚集地，台资企业对昆山市经济增长具有重要贡献。因此，课题组选择昆山市作为调研目的地有助于集中考察跨境人民币结算的发展状况，增进对两岸贸易人民币结算的最新进展与动态的了解。

（一）昆山市台资企业发展情况¹

截至 2020 年底，昆山市批准的台资项目 5423 个，吸引台资 650 亿美元。台资企业在昆山市的个体规模与总体体量，显著超过了厦门、福州、东莞等传统台企聚集城市。台资企业可谓昆山市经济发展的基石，对昆山市经济的贡献可以用“三五六七”来概括，即台资企业贡献了昆山市 GDP 的 30%、工业总产值的 50%、外商直接投资的 60% 以及进出口总产值的 70%。

作为昆山市经济的重要组成部分，台资经济主要有四个方面的特点。

第一，企业投资规模大。截至 2021 年 6 月底，台资企业在昆山市的平均投资规模约为 1500 万美元，有 698 家台资企业的投资额超 1000 万美元，76 家台资企业的投资额超 1 亿美元。

第二，产业集聚度高。台资企业在昆山市的投资行业主要涉及电子信息、光电显示、精密机械、新型材料、精细化工、高档轻纺等产业。其中，累计引进电子信息台资项目 1000 多个，投资额超 140 亿美元，构成了一条完整的电子信息产业链。同时，在光电显示、高端装备制造、汽车制造业等领域，也基本形成了比较完备的产业链。

¹ 此部分基于昆山市政府提供的有关数据资料整理形成。

第三，企业上市挂牌数量多。目前，昆山市共 25 家台资企业上市挂牌，居全国县级市首位，占全省总数的一半以上。哈森商贸、沪士电子等 6 家台资企业在中国大陆主板上市；龙灯化学等 12 家企业返台上市（柜），数量均居县级市首位。

第四，创新发展速度快。截至 2021 年 6 月底，昆山市拥有 250 家有效的台资高新技术企业，475 家台企被认定为各类各级研发机构，50 家台资企业在昆设立投资、采购、销售和运营总部 83 家，台资企业和中国台湾地区高校参与“祖冲之攻关计划项目”41 个。富士康、仁宝、纬创、世硕等传统台资制造业企业由简单的接单“代工”模式，逐步转变为客户“设计+代工”模式。

（二）昆台贸易人民币结算状况

昆山市采取一系列举措推进跨境贸易人民币结算。自 2010 年以来，昆山市陆续开启了跨境贸易项下人民币结算试点业务，设立深化两岸产业合作试验区以及金融支持深化两岸产业合作改革创新试验区，以此为抓手提高跨境人民币结算便利化程度，推进两岸人民币跨境业务开展。

1. 整体规模

昆台两岸跨境人民币结算在昆山市整体的人民币跨境结算中占有超过一半的份额。2020 年，昆山市跨境人民币结算金额 956 亿元，同比增加 38.35%。昆台两岸跨境人民币结算规模达到 534.47 亿元，占到昆山市跨境人民币结算总额的 55.91%，同比增幅 57.72%。其中，两岸跨境人民币收入 127.21 亿元，支出 407.26 亿元，人民币净流出 280.05 亿元。昆台两岸的人民币结算在江苏省乃至全国，都占据了重要份额。2020 年，昆台两岸的人民币结算规模占江苏省两岸跨境人民币结算总额的 50.75%，占全国的 7.04%。

然而，在昆台两岸贸易中，跨境人民币结算的比例整体却不高。2020 年，昆山市跨境人民币结算金额占本市本外币结算总额的比例为 10.21%，同比增加 1.6 个百分点。昆台两岸间的跨境结算仍以美元为主，2020 年美元在两岸跨境结算中达到 675.46 亿美元，占两岸本外币结算总额的 89.39%；两岸使用人民币结算的金额为 534.47 亿元，占两岸本外币结算总额的比例为 10.35%，同比增加 2.53 个百分点。其中，在两岸贸易项下，跨境人民币结算总额占比更低，为 9.76%，同比增加 2.62 个百分点。

2. 结构特征

从结算类型来看，昆山市两岸人民币结算以货物贸易特别是加工贸易为主，跨境融资、直接投资、工资汇出中的人民币结算占比较低（见表 2）。具体而言：第一，昆台两岸跨境贸易人民币结算主要集中在货物贸易项下。2020 年，昆台两岸中的货物贸易人民币结算金额达到 503.43 亿元，占两岸人民币结算总额的 94.19%。其中，加工贸易中的人民币结算规模占据主要份额。2020 年，加工贸易和一般贸易项下的两岸人民币跨境结算金额分别为 422.17 亿元和 81.26 亿元，占两岸跨境人民币结算金额的比重分别为 78.99% 和 15.2%。然而，加工贸易项下使用人民币进行跨境结算的比例仅为 8.2%，低于昆台两岸跨

境结算的人民币整体使用比例 10.35%。第二，跨境融资和直接投资中的跨境人民币结算，占据了一定份额。其中，境外贷款及母子公司、联属企业贷款、筹备资金汇入中的跨境人民币结算占比约为 3.6%。第三，台籍员工工资薪金汇出逐渐以人民币结算为主。2020 年已经初具规模，达到 7.52 亿元，占跨境人民币结算的 1.41%。

从行业结构来看，昆台两岸跨境人民币结算分布于各个行业，但明显集中于计算机、通信和其他电子设备制造业（见表 3）。2020 年，该行业的两岸跨境人民币结算规模达到 450.98 亿元，占两岸跨境人民币结算总额的 84.38%；其次为批发业（5.09%）和金属制品业（1.52%）。台资企业多涉及计算机、通信和其他电子设备制造业，并具有“两头在外”的加工贸易模式特点，因此该行业虽然具有较大的跨境人民币结算规模，但人民币在该行业两岸跨境结算中的比重仍然较低，仅为 8.75%，低于总体上昆台两岸跨境结算中的人民币占比。

表 2 前十大交易类型的两岸跨境人民币结算情况统计（2020 年）

交易类型	人民币结算规模 (亿元)	两岸本外币结 算中占比 (%)	两岸人民币结 算中占比 (%)
加工贸易	422.17	8.20	78.99
一般贸易	81.26	1.56	15.2
接受境外母公司的贷款及其他往来	7.63	0.15	1.43
职工报酬（薪资、薪金和福利）	7.52	0.14	1.41
接受境外联属企业的贷款及其他往来	4.46	0.08	0.83
从境外子公司等获得的股息、红利或利润	2.06	0.04	0.39
筹备资金汇入	2.00	0.04	0.37
获得境外贷款	1.84	0.03	0.34
公务和商务旅行	0.77	0.01	0.14
特许和商标使用费	0.67	0.01	0.13

数据来源：中国人民银行昆山市支行。

表3 前五大行业两岸跨境人民币结算情况统计（2020年）

行业属性	人民币结算规模（亿元）	两岸本外币结算中占比（%）	两岸人民币结算中占比（%）
计算机、通信和其他电子设备制造业	450.98	8.75	84.38
批发业	27.19	0.52	5.09
金属制品业	8.12	0.16	1.52
铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	7.61	0.15	1.42
化学原料和化学制品制造业	7.21	0.14	1.35

数据来源：中国人民银行昆山市支行。

从企业分布来看，昆台两岸跨境人民币结算主要来源于头部台资企业。2020年，昆山市全辖区共有3393家企业办理过与中国台湾地区的跨境结算业务，其中2595家曾使用人民币结算，占对台跨境结算企业数量的76.48%。其中，台资企业是两岸跨境人民币结算的主要承担者。2020年，昆山市外资企业和港澳台独资企业两岸间人民币结算占比达93.55%。昆山市港澳台独资企业以台资企业为主，外资企业中很大比例为台商绕道避税地投资中国大陆的企业。另外，两岸跨境人民币结算主要源于头部台资企业。2020年，两岸跨境人民币结算金额排名前十的台资企业的结算规模达到395.83亿元，占两岸跨境人民币结算总额的74.06%。前十大头部台资企业的跨境人民币结算金额占两岸本外币结算总额的比重为10.66%，与昆台两岸总体的人民币结算占比10.35%相比，高出0.31个百分点。头部企业的两岸人民币结算存在较大异质性，跨境人民币结算规模从3.46亿元到168.43亿元不等。人民币在两岸跨境结算中的比重存在较大差异，最小比重为1.69%，最高可达到99.9%。

从结算银行来看，四大国有商业银行几乎包揽了昆台两岸跨境人民币结算的主要业务，台资商业银行的市场份额占比并不高。2020年，四大国有商业银行办理的两岸跨境人民币结算规模达到457.54亿元，占据市场份额的85.6%；相比之下，台资商业银行提供跨境人民币结算服务的数量较少，所占市场份额仅为1.66%。

3. 两岸贸易流和资金流

通过昆山市台资企业调研，本部分对两岸企业贸易流和资金流进行总结，并结合具体案例说明人民币结算在其中的使用情况，框架体系如图3所示。

（1）两岸贸易流

中国大陆的台资企业一般采用“两头在外”的生产模式（见图 3 上子图）。该生产模式的一大特性在于中国大陆的台资企业仅负责生产，不负责接单和决策。

总结来看，该模式分为两种。模式一：母公司接单后，中国大陆对应企业通过在中国大陆、中国台湾地区和世界其他国家和地区采购原料完成生产，然后将产品直接出口至贸易对象，可将其称为直接模式；模式二：母公司接单后，中国大陆对应企业通过在中国大陆、中国台湾地区和世界其他国家和地区采购原料完成生产，其后将产品出口至其中国台湾地区母公司，再由母公司发货给贸易对象，可将其称为间接模式。

在调研过程中我们发现，虽然两种生产模式中，位于中国大陆的台资企业的决策权均较小，但第二种模式贸易过程中，位于中国大陆的台资企业的独立决策权相对较大，使用人民币进行跨境结算的比重更高。

（2）两岸资金流

中国大陆的台资企业一般采用自然对冲手段，选择人民币跨境结算比重（见图 3 下子图）。相比于远期锁汇等避险手段，中国大陆的台资企业一般通过在原料采购和产品销售过程中做到人民币收支平衡来规避人民币汇率波动风险，收支平衡之外的交易则一般采用美元结算。该方法受制于台资企业与中国大陆交易的份额。在这一过程中，上述两类不同销售模式对人民币结算的影响不同，调研结果显示，相对于直接模式，在间接模式中两岸贸易使用人民币结算的比例相对较高，且这一比例随着中国大陆台资企业话语权的提升而上升。

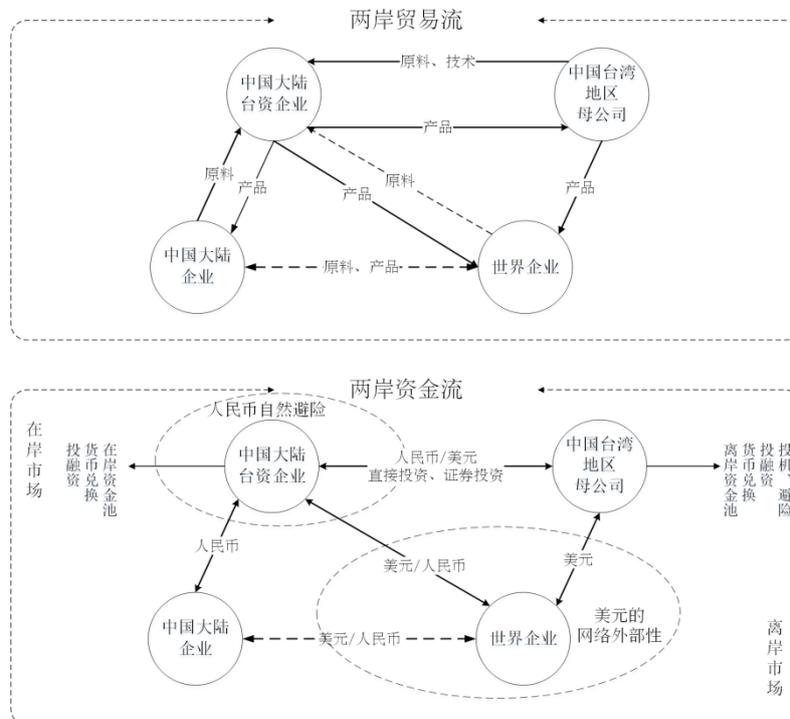


图 3 两岸贸易流和资金流

注：（1）图 3 用实线和虚线来区分不同主体之间贸易流和资金流的强弱，实线表示贸易关系较强，虚线表示贸易关系较弱；（2）图中美元泛指国际货币，现实中也可能是欧元、日元等货币。

资料来源：作者绘制。

（3）案例分析

基于上文对两岸企业贸易流和资金流的分析和总结，下文选取了本次调研过程中，具有代表性的两家台资企业进行详细说明。

企业 A 是一家台资企业在中国大陆的全资子公司，主营智慧城市和物联网，2020 年本外币收支 43 亿元。该企业在中国大陆不仅有生产工厂，还配有相应的研发基地。该企业采购费用的 60% 和销售收入的 40% 使用人民币结算，人民币整体结算比例达到 40%。该企业可以实现人民币收支自然对冲，降低汇率风险。该企业主要从中国大陆（29%）和境外（71%）采购原材料；95% 的产品销售给母公司，然后由母公司转销给中国大陆（28.9%）、欧美国家（45%）和新兴经济体（20%），与母公司之间的交易部分采用人民币结算，提升了人民币跨境支付比例。

企业 B 亦是一家台资企业在中国大陆的全资子公司，主要从事硅晶圆片的生产，2020 年本外币收支约 6.3 亿元。该企业 85% 的原料从母公司采购（剩下的 15% 从美国、日本采购，用美元和日元结算），近 90% 的产品销往母公司，再由母公司销往美国（40%）、欧洲（20%）、中国大陆（20%）和其他地区（10%）。该企业与母公司之间的计价和结算完全使用人民币，人民币跨境支付比例接近 90%。由此可见，与中国台湾地区母公司之间的人民币结算大幅度提升了人民币在跨境支付中的比例。

三、两岸贸易人民币结算的制约因素

现有文献主要围绕产出因素、贸易往来、货币信心、金融发展水平、资本账户开放和网络外部性来分析影响国际贸易计价货币选择、货币国际化的影响因素。从本次昆山市的实际调研情况来看，当前，两岸贸易人民币结算的障碍主要涉及贸易、金融、基础设施、政治以及网络外部性等五个方面。其中，贸易和金融是跨境人民币流通循环的主要渠道；基础设施是人民币跨境顺畅流通的平台和基础；政治因素则可能对两岸跨境贸易人民币结算形成制度阻碍；国际货币本身的网络外部性则会强化一国货币在跨境流通使用中的地位，进而巩固以该货币为主导的国际结算体系。

（一）贸易因素

贸易因素是影响货币跨境使用的重要因素。现有文献常将本国贸易占全球贸易（或者本国 GDP）的比重作为衡量本国贸易水平的重要指标，当贸易占比越高，本国货币的国

际化水平越高。¹ 贸易占比提高, 会提升外国对本国的依赖度。贸易规模、贸易对象、贸易模式、技术水平等方面都会对结算货币选择产生重要影响。其中, 贸易总量是影响货币国际化的重要因素, 而出口产品差异化程度、技术水平和交易对象国往往能够起到更重要的推动作用。

第一, 大企业有更大的议价权, 贸易规模对两岸人民币跨境结算具有正向影响。钦恩和弗兰克尔研究显示, 贸易规模对货币国际化具有显著的正向影响。² 雷伊指出, 虽然美国 GDP 在 1870 年就超过英国, 但美国出口占 GDP 的比重远小于英国, 直到第二次世界大战后美国的出口占比才超过英国, 美元也超过英镑成为占主导的计价货币。³ 调研显示, 2020 年昆山市跨境人民币结算占比为 10.35%, 但排名前十的大企业人民币结算占比为 10.66%, 比总体情况高了 0.31 个百分点。其中, 有个别企业人民币结算占比超过 40%, 甚至达到 90% 以上; 相反, 中小企业通常没有结算货币选择权。

第二, 贸易对象对人民币跨境结算会产生重要影响, 企业一般采用“依地定价”, 结合自然避险原则选择人民币计价比重。戈德堡和蒂尔实证发现, 国家(地区)大小是影响计价货币选择的决定因素, 当与美国交易时, 美国进口商品时常以美元计价。⁴ 在调研过程中, 我们也发现, 以中国大陆和中国台湾地区为主要原料进口地和产品销售地的企业, 有较高的人民币跨境结算比例。相反, 当中国大陆台资企业的贸易对象主要来自欧美日韩时, 采用当地货币计价。目前, 人民币跨境结算依旧限制在中国周边范围。

第三, 全球产业链分工地位和“两头在外”的贸易模式相互叠加, 影响了两岸贸易人民币结算比例的提升。徐奇渊和李婧指出, 美元国际化的成功在于其国际分工地位和产品技术优势, 而日本由于本国国际分工地位的弱势和进口产品多为原材料等初级产品, 且交易对象主要是美国等发达国家(地区), 在国际贸易中议价能力有限, 货币国际化水平不足。⁵ 丁剑平和赵晓菊也认为, 全球价值链分工体系下, 中间投入品的美元计价限制了人民币贸易结算份额的提升。⁶ 科恩指出“在复杂的供应链和直接投资资金流所勾勒出的全球交易网络中, 美国企业位于该网络的中心……美国因其在全球贸易结构中的中心地位, 将继续拥有巨大的影响力”。⁷ 从调研情况来看, 昆山市两岸跨境贸易人民币结算主要集中在进料加工和一般贸易项下, 两者合计占两岸跨境结算总额的 94.19%。尤其进料加工型企业采用“两头在外”的经营模式, 本身只负责生产, 决策权在母公司, 导致进料加工

¹ Rey H., “International Trade and Currency Exchange”, *The Review of Economic Studies*, 68(2): 443-464, 2001.

² Chinn M.D. and Frankel J. A., “Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency?”, NBER, 2005; Chinn M. and Frankel J. A., “Why the Euro Will Rival the Dollar”, *International Finance*, 11(1):49-73, 2008.

³ Rey H., “International Trade and Currency Exchange”, *The Review of Economic Studies*, 68(2): 443-464, 2001.

⁴ Goldberg L. S. and Tille C., “Vehicle Currency Use in International Trade”, *Journal of International Economics*, 76(2): 177-192, 2008.

⁵ 徐奇渊、李婧: “国际分工体系视角的货币国际化: 美元和日元的典型事实”, 《世界经济》, 2008 年第 2 期。

⁶ 丁剑平、赵晓菊: 《“走出去”中的人民币国际化》, 北京: 中国金融出版社, 2014 年。

⁷ [美]本杰明·J.科恩著, 张琦译: 《货币强权: 从货币读懂未来世界格局》, 北京: 中信出版社, 2017 年。

项下使用人民币进行跨境结算的比例仅为 8.95%，从而拉低了两岸跨境结算中使用人民币的比例。对于诸多企业生产所需高技术含量的原材料，均需从欧美进口，使用美元和欧元进行计价结算，该部分比例在短时间内难以改变。

第四，产品技术水平显著影响企业的货币选择权，技术水平越高的企业具有更高的人民币跨境结算比例。从不同贸易商品特质的角度探究跨境贸易的计价货币选择，麦金农发现产品差异化程度大，贸易商议价能力强的产品贸易（主要是工业制成品和高技术产品），以本国货币计价（即生产者货币计价）；而产品同质性较高、具有高度竞争性的产品（如初级产品、低技术产品等），多以国际化程度最高的货币（美元）计价。¹ 调研发现，昆山市台资企业主要集中在计算机、通信和其他电子设备制造业。该类行业技术水平虽高，但昆山市台资企业主要负责生产，而非研发。这导致整个行业人民币跨境结算占比仅为 8.75%，远低于昆山市和全国的总体水平。相反，有一家生产高技术含量自行车和电动车的企业 D，与其日本客户谈判，自 2022 年开始在人民币汇率波动处于某一范围时，双方商议使用人民币进行计价结算。这充分印证了高技术水平在其中发挥的重要作用。目前，昆山市台资企业正在由单一生产向“生产+研发”转变，企业谈判话语权正在提升。

（二）金融因素

金融市场的“深度”和“广度”，对货币国际化会产生重要影响。其中，“广度”是指多种金融工具；而“深度”指发达的二级市场。多种金融工具可以满足投融资和套期保值的需要，发达的二级市场可以保证流动性，并降低交易成本。当一国经济总量达到一定水平时，影响该国货币国际化进程的是金融市场发展水平，对中国而言尤为如此。² 一种货币得以在国际范围内大规模使用，除了方便以外，最重要的就是可以节约成本。该成本一方面表现在较低的货币兑换结算成本，这与一国的金融系统发展水平和金融政策有关；另一方面则与货币本身的价值变化有关，不稳定的汇率会影响人们对货币未来价值的判断，增加风险对冲成本和货币贬值损失。

下文将从资金流动视角，探讨金融因素对两岸人民币跨境结算的影响。

第一，币值稳定和兑换安排是影响企业币种选择最重要的影响因素。一般而言，汇率越稳定，对货币国际化越有利，且货币升值预期对货币国际化有推动作用。³ 就昆台两岸贸易人民币结算的现实情况来看，相对于人民币汇率波动，人民币和新台币之间不能直接兑换，对两岸贸易人民币结算的影响更大。人民币和新台币之间的兑换需要第三方货币（主要是美元）作为中介，汇兑成本较高，影响企业利润。调研显示，个别大型企业因人民币汇率波动和新台币不能直接兑换产生的成本多达几百万元。

¹ McKinnon R. I., *Money in International Exchange: The Convertible Currency System*, New York: Oxford University Press, 1979.

² Lyrtzakakis D., “The Determinants of RMB Internationalization: The Political Economy of a Currency’s Rise”, *American Journal of Chinese Studies*, 163-184, 2014.

³ 沙文兵、刘红忠：“人民币国际化、汇率变动与汇率预期”，《国际金融研究》，2014 年第 8 期；王书滕：“汇率预期波动视角下境外人民币需求动态变化——基于离岸人民币市场的研究”，《国际金融研究》，2016 年第 11 期。

第二，在岸金融市场的广度和深度有限，不能提供实惠便利的人民币汇率风险对冲手段。目前，在岸人民币远期市场需贯彻“按需原则”，只有与实际需求有关的贷款才能通过远期锁汇方式对冲汇率风险，且手续繁琐，费率较高。因此，企业采取自然对冲的手段来降低人民币汇率波动的风险。2021年6月，中国银行昆山市分行成功落地人民币兑新台币无本金交割远期（NDF）汇率保值业务，昆山市金改区再次实现贸易项下人民币兑新台币 NDF 保值业务突破。但该 NDF 汇率保值业务亦通过美元中转完成，流程较为复杂。汇率波动风险、汇兑成本和风险对冲成本高三者叠加，影响了企业使用人民币的积极性。

第三，资金出境便利化程度较低。一方面，企业对外贸易资金出境便利化程度较低。资金跨境需坚持“按需原则”，中国人民银行、国家外汇管理局、商务部等部门对资金跨境的管制较为严格。在人民币跨境便利化试点之后，包括昆山市金改区在内的诸多改革试验区、自贸区，开始实行优质可信企业跨境人民币结算便利化试点，制定优质企业名单。优质企业便利化业务由事前审核机制改为事后抽查机制，人民币跨境便利化程度大幅提升。但是该试点存在以下问题：首先，入围条件十分严苛，入围企业数量较少，昆山市 5000 多个台资项目中，仅有 40 多家企业入围；其次，由于事后抽查没有容错机制，银行对优质企业客户的门槛设定会比较高，优中选优，相关业务开展也较为谨慎，导致优质企业名单扩容困难。另外，个人项下资金出境便利化程度低。涉及个人的业务主要是薪金汇出问题，据调研企业和相关银行反映，企业员工薪资每次汇回中国台湾地区，都需要向银行出具大量同质化纸质版证明材料，其中一个为税务局开具的薪资完税证明，该证明必须本人亲自前往税务局办理，在新冠肺炎疫情特殊时期亦不例外，增加了个人薪金汇出成本。

第四，离岸市场深度和广度不足，不能给中国台湾地区企业和个人手中离岸人民币资金提供良好的投资渠道和投资收益。首先，受政策限制，个人在中国台湾地区通过银行领取人民币的年度限额为 10 万元，且诸多政策导致离岸市场人民币存量不足。其次，中国台湾地区人民币存款余额为 2440.89 亿元，¹ 存量较少，深度不足，导致人民币流动性较低、存贷款收益率波动较大，影响企业和个人持有积极性。调研显示，一方面，2021年6月，中国台湾地区人民币隔夜拆借利率高于 5.5%，不利于中国台湾地区进口企业获得人民币贷款；另一方面，对于收汇企业而言，中国台湾地区人民币存款产品单一且利率较低。比如，目前中国台湾地区人民币 3 个月期定存利率 0.3%，6 个月期为 0.6%，1 年期为 1.3%，不利于企业持有人民币。最后，中国台湾地区离岸市场广度不足，受离岸人民币存量和政策影响，中国台湾地区的人民币投资渠道主要是存款，债券、股票等投资产品较少，且人民币衍生产品不足，不能对冲汇率波动风险，这导致中国台湾地区企业持有人民币不仅不能获得高收益，还可能面临汇率风险。

¹ 资料来源：中国人民银行：《2021 年人民币国际化报告》，2021 年 9 月 18 日，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/4344602/index.html>[2022-06-29]。

第五，在资本项下，中国台湾地区人民币回流中国大陆仍受管制，人民币回流渠道不畅。在调研过程中，企业普遍反映台籍员工将人民币汇回中国大陆存在困难。台籍员工汇入中国大陆限额为每人每天 8 万元，且政策规定只能用于经常项下，不能用作买房和其他投资，包括个人理财。台籍员工急用资金时，只能首先在中国台湾地区将人民币兑换成美元入境，之后将美元换算成人民币，这显著增加了汇兑成本。企业和员工是持有和使用人民币的基石，只有保障他们的利益，人民币跨境结算才能发展起来。

第六，在岸金融市场的开放度和服务水平有待提升。首先，资本账户开放是人民币国际化的前提条件。¹从调研情况来看，资本账户管制较多确实对两岸贸易人民币结算产生重要影响。虽然在岸金融市场开放不断加速，但依旧有所不足，中国台湾地区人民币资金对中国大陆证券投资渠道有限，手续繁琐。其次，由于中国大陆人民币贷款利率较高，且外企在境内发行人民币债券的手续繁琐，中国大陆台资企业，尤其是大型台资企业一般使用集团内融资，在中国大陆人民币融资较少。再次，中国大陆商业银行，尤其是国有商业银行竞争力不足。一方面，台资企业在中国大陆商业银行办理业务的手续复杂、成本较高。举例而言，台资企业在中国大陆商业银行办理业务每次都需提供纸质版证明材料；而在外资商业银行办理业务则仅需第一次办理时提供纸质证明材料，之后实行电子化处理，节省时间和成本。中国台湾地区居民在中国大陆商业银行办理个人理财业务，则不仅需要提供复杂的证明材料，还需要本人亲自前往指定银行办理，时间成本较高；相反，外资银行则可以线上远程办理。另一方面，中资商业银行的贷款利率高于外资银行。调研显示，同一期限的人民币贷款，境内国有商业银行的利率较境内外资商业银行利率高 0.75~1 个百分点，增加了企业的融资成本。

第七，两岸金融合作有限。受两岸政治因素影响，两岸金融合作程度不足。目前，两岸在金融法规、统计、会计标准方面仍不协调，互不认可，限制业务和监管合作。另外，两岸金融信息咨询交流渠道有限。金融合作渠道不足、金融有关法规、统计相关标准的互不认可，对两岸人民币跨境支付结算形成阻碍。

（三）基础设施因素

基础设施是制约跨境人民币结算清算的重要因素。目前全球普遍采用以美元为主导的跨境货币清算系统——环球银行金融电信协会（SWIFT）系统。2015 年，正式上线运行的人民币跨境支付系统（CIPS）是人民币跨境结算清算的底层基础设施，为人民币跨境清算和结算提供服务。

课题组调研发现，在基础设施方面，昆台两岸贸易人民币结算主要面临以下三个问题。

第一，CIPS 直接参与者数量有限，有些极为重要的节点需要依赖 SWIFT。SWIFT（总部在比利时）在美国“9·11”事件之后，经过美方多次游说要求信息共享，达成共识

¹ 高海红、余永定：“人民币国际化的含义与条件”，《国际经济评论》，2010 年第 1 期；Lai E. L. C. and Yu X., “Invoicing Currency in International Trade: An Empirical Investigation and Some Implications for the Renminbi”, *The World Economy*, 38(1): 193-229, 2015.

为美国政府提供除了欧盟之外的所有数据。美国逐步加强对 SWIFT 系统的控制能力, 要求其遵守美国相关规定, 如不遵守将受到美国的制裁。¹虽然美方当时承诺是只用于“三反”(反恐怖融资、反洗钱、反偷税漏税), 但实际使用情况却无从知晓。

本课题组于 2021 年 7 月开展实地调研。截至 2021 年 7 月末, CIPS 系统共有参与者 1200 家, 其中直接参与者 53 家, 间接参与者 1147 家。在 CIPS 的 53 家直接参与者中, 主要包含大型国有银行(及其海外清算行)、大型股份制商业银行、外资银行中国分行及重要金融基础设施。其中, 包含中银香港、工行新加坡分行、交行首尔分行、农行迪拜分行等 8 家海外分行。在调研期间, 中国银行台北分行并不包括在其中²。这会导致两方面问题: 一方面, 由于中国银行台北分行不是 CIPS 直接参与者, 中国大陆与中国台湾地区之间的人民币跨境结算均需依赖 SWIFT, 美国可以通过 SWIFT 通讯交易记录查阅两岸间所有资金往来。考虑到两岸的特殊关系, 对 SWIFT 过分依赖不是好事。例如, 美国如果想对被制裁国(地区)实施金融制裁, 可以通过截断被制裁国(地区)及其金融机构或企业通过 SWIFT 进行国际结算清付, 使其成为“金融孤岛”。³另一方面, 境内直接参与者覆盖面较少, 地方城商行基本上都是间接参与者, 他们和直接参与者之间的人民币交易使用 SWIFT 进行通讯, 可能导致境内交易的信息泄露。

随着 CIPS 系统参与者的不断增加, 截至 2021 年 10 月末, CIPS 系统共有参与者 1243 家, 其中直接参与者 71 家, 间接参与者 1172 家。⁴此时, 直接参与者中包括了中国银行台北分行。这一形势的改善将有利于规避调研时发现的问题。

第二, CIPS 效率和便利性有待提高。一方面, 相比美国的纽约清算所银行同业支付系统(CHIPS), CIPS 效率低, 成本高。CIPS 虽然在技术层面(软硬件及技术实现)世界领先, 但清算效率较低, 使用频次有限, 成本较高; CHIPS 的清算效率达到 1:17, 即 1 美元在同一时间内可以发挥 17 美元的清算效率, 清算效率高, 并采用实时撮合的混合运算模式, 在计算逻辑以及业务处理能力上遥遥领先。另一方面, 两岸间跨境人民币清算、结算的环节路径较长。例如, 两岸间的一笔跨境人民币交易需要经过“某银行中国大陆分行—中国大陆总行—中国银行上海总部—中国银行台北分行(清算行)—中国台湾地区相关银行总部—中国台湾地区相关银行分支行”多个环节得以完成, 时间较长且具有不确定性。目前, CIPS 系统在清算速度和交易成本上不占优势, 清算效率和便利性有待提高。

第三, 金融分支机构网络有待完善。中国台湾地区办理人民币清算、结算业务的金融机构较为缺乏, 网点分布较少。2012 年中国银行台北分行成为人民币在中国台湾地区唯

¹ 许文鸿: “SWIFT 系统: 美俄金融战的博弈点”, 《俄罗斯东欧中亚研究》, 2019 年第 6 期。

² 资料来源: 跨境银行间支付清算有限责任公司官方网站, <https://www.cips.com.cn/cips/ywfw/cyzgg/51777/index.html>[2021-07-14]。

³ 沈伟: “论金融制裁的非对称性和对称性——中美金融‘脱钩’的法律冲突和特质”, 《上海对外经贸大学学报》, 2020 年第 5 期。

⁴ 资料来源: 跨境银行间支付清算有限责任公司官方网站。

一的清算行，仅在台北设有网点。中资商业银行和台资商业银行在两岸的网点分布也有待进一步拓展，人民币跨境结算需要加强两岸银行间的合作。在中国台湾地区，中国银行的网点分布较少，且新台币只作为表外货币记账，买卖货币渠道单一，使得汇率并非由供求决定，交易结算十分不便。

（四）政治因素

政治关系会对一国的货币国际化进程产生影响。在两岸贸易人民币结算方面，政治因素的影响尤为显著。蔡良才等指出，政治稳定性，特别是中国台湾地区政治定位不明晰是制约贸易投资人民币结算的主要因素。¹ 蔡英文上台后提出的“新南向政策”旨在促进中国台湾地区与东盟、南亚及新西兰和澳大利亚等国家和地区的合作，企图以东南亚市场替代中国大陆市场。² 在中美冲突、疫情冲击的影响下，两岸关系变化是台资企业在中国大陆生产经营密切关注的焦点。调研发现，多数台资企业在以昆山市为代表的东部沿海地区聚集，未考虑过将生产基地向中西部地区转移，少数企业考虑过在南昌、南京等地投资设厂。一方面出于经济原因，计算机、通信设备制造所需零部件复杂多样，昆山市等地供应链网络完善，转移成本较高；另一方面由于政治原因，中美摩擦加剧后“台湾当局”对台资企业在中国大陆投资设厂也有较多的政策限制，阻碍了台资企业在中国大陆的经营扩张，进而使得两岸跨境贸易人民币结算规模和潜在空间也受到影响。

受中国台湾地区政策影响，台资企业在中国大陆的金融活动也受到影响。中国大陆子公司与中国台湾地区母公司间在资金、物品、人员方面往来密切，根据中国台湾地区有关上市公司的管理规定，上市公司与子公司间的资金借贷往来属于关联公司“资金贷予”情形，需要董事会及股东大会核准并对外公告，手续相当繁琐。在对代表性企业的调研中发现，多数台资企业利用自有资金或集团资金池进行融资，没有在中国大陆上市计划。大部分资产属于中国台湾地区母公司，单独上市面临拆分难的问题，需要进行更改公司名称、资产剥离等操作。因此，由于独立性和中国台湾地区有关金融规定，台资企业在中国大陆上市进行人民币融资面临较大困难，这也一定程度上限制了两岸跨境人民币业务。

（五）网络外部性因素

国际货币所表现出来的网络外部性是指随着一种国际货币使用量的上升，使用该货币的流动性溢价和交易成本会逐步降低，反过来进一步促进该货币国际化水平提升。³ 由于统一使用一种货币会极大地降低成本，所以，在完全市场经济条件下，全球交易会向一种货币集中，这是自全球化以来各时期总有一种货币占主导地位的重要原因。⁴ 从动态的角

¹ 蔡良才、伊志峰、黄辉、吴晋勇、洪堃贵、陈钰芳：“海峡两岸贸易投资人民币结算可行性研究”，《福建金融》，2012年第10期。

² 段小梅：“两岸在全球价值链中的分工地位和依赖关系——基于 TiVA 数据的实证分析”，《世界经济研究》，2016年第12期。

³ Flandreau M. and Jobst C., “The Empirics of International Currencies: Network Externalities, History and Persistence”, *The Economic Journal*, 119(537): 643-664, 2009.

⁴ Chey H., “Theories of International Currencies and the Future of the World Monetary Order”, *International Studies Review*, 14(1): 51-77, 2012.

度来看, 当一种货币被确立为主导货币, 它将处于自然垄断状态, 主导地位会形成自我强化格局。¹ 中国巨大的经济体量和贸易规模是网络外部性的重要支撑,² 而金融深化, 特别是固定收益市场的发展, 将有助于创造一种水平效应, 增加人民币交易量, 并引发结构性转变, 从而改变过渡路径。

由于存在网络外部性, 以美元为主导的国际货币体系在跨境贸易、金融交易的结算计价中, 被不断巩固强化。调研发现, 使用习惯是制约两岸跨境贸易使用人民币结算的重要原因。昆山市台资企业普遍具有“两头在外”的加工贸易模式, 若企业需要从欧美等国家(地区)进口原材料或出口商品, 则更有可能遵循使用习惯, 选择美元、欧元进行结算计价。然而, 近年来随着中国制造能力的显著提升和中国市场崛起, 台资企业与中国大陆企业的往来更加频繁, 境内市场的替代效应增强, 两岸贸易中使用人民币结算有助于减少汇兑损失, 降低汇兑成本。调研中部分企业跨境贸易的人民币结算占比高达 90%, 这与原材料和产品市场的转移、台资子公司议价能力增强有关。

四、促进两岸贸易人民币结算的政策建议

结合上文对跨境贸易人民币结算制约因素的分析, 下文将具有针对性地从五个层面提出政策建议, 旨在为政府、银行以及企业在未来两岸跨境贸易中使用人民币结算提供参考。

(一) 拓宽贸易渠道, 减小两岸贸易结算摩擦

政府应做好政策安排激励人民币跨境使用。一是政府应保证经济持续增长和人民币汇率基本稳定。保持经济基本面长期向好, 货币信心越来越强, 这才是两岸贸易使用人民币结算的根本保证。二是政府应该出台奖励政策, 鼓励中国大陆的台资企业跨境使用人民币结算, 比如, 政府设立财政专项基金, 对使用人民币结算达到某一比例的台资企业提供财政补贴或税收减免。三是政府应加大对高新技术产业支持力度, 促进原料供应的国产替代, 降低对外依赖。四是政府应引导跨境企业转型升级, 由单纯代工生产向“研发+生产”转变。五是政府应以身作则, 在涉外政府采购中, 以人民币进行计价结算。六是加强对两岸跨境企业有关人民币跨境贸易结算的政策宣传, 增加相关企业, 尤其是中国台湾地区母公司对人民币跨境结算便利化政策的了解和支持。七是利用金融科技, 探索数字人民币应用于两岸跨境结算的可能。数字货币具有跨境支付效率高、速度快、成本低等特点, 中国应进一步探讨央行数字货币扩容和应用于跨境支付的可能性。八是政府应该组织相关机构加快对境内高技术产品的认证工作, 使跨境企业可以放心采购境内原料。

企业需要响应政府政策、不断转型升级、提升话语权。一方面, 相关企业应该响应政府号召, 尝试以人民币进行跨境结算的可能; 另一方面, 相关企业需要加大研发投入, 实

¹ He D. and Yu X., “Network Effects in Currency Internationalisation: Insights from BIS Triennial Surveys and Implications for the Renminbi”, *Journal of International Money and Finance*, 68: 203-229, 2016.

² Lai E. L. C. and Yu X., “Invoicing Currency in International Trade: An Empirical Investigation and Some Implications for the Renminbi”, *The World Economy*, 38(1): 193-229, 2015.

现企业转型升级，提升企业在全球价值链中的地位，提高出口产品的竞争力和企业话语权，增加企业谈判筹码。另外，境内其他企业应该加强研发，逐步实现国产替代，提升相关企业境内采购比例。

银行应贯彻落实政府政策精神，鼓励企业实行人民币结算。一方面，相关银行应加强对跨境企业的政策宣传，让跨境企业了解、熟悉并逐步尝试使用人民币进行跨境结算；另一方面，银行内部可以实行奖惩政策，将客户人民币跨境结算比例纳入业绩考核范围，并加大其在业绩考核中所占比重，鼓励银行从业者积极主动地宣传和推广人民币跨境结算。

（二）提高金融便利化程度

政府需提供相应的政策安排，便利人民币跨境流动。一是探索两岸货币现汇项下直接兑换，按照先试点后推广的原则，在中国大陆台资聚集区试点人民币—新台币现汇项下直接兑换，形成动态的市场化利率，降低企业汇兑成本。二是在人民币—新台币直接兑换的基础上，试点人民币—新台币远期交易，适当放宽“实需原则”，提高远期汇率价格基准性，降低企业远期锁汇成本，降低企业因汇率波动造成的损失。三是增加事后审查容错概率，鼓励银行扩大人民币跨境支付便利化优质企业名单，降低企业和银行成本。四是放宽个人项下人民币两岸跨境流动限制，促进台籍员工人民币资金跨境流动、跨境投资便利化。五是丰富境外市场人民币投融资渠道和应用场景。提高中国台湾地区人民币存量，推动中国台湾地区人民币离岸市场建设，通过发行“宝岛债”等产品丰富人民币资产配置渠道，推动产品多样化和低成本，使离岸人民币保值增值。六是增进与中国台湾地区金融合作，加强互联互通。一方面，通过两岸金融合作，加快两岸在金融法规、数据统计和会计审计方面的互认工作，协作推进两岸金融发展；另一方面，通过与中国台湾地区谈判，增设中国大陆银行在中国台湾地区的分支机构，为企业提供更便捷的服务。七是构建人民币跨境流动监测预警制度，探索建立人民币跨境流动异常情况预警指标体系，进一步健全非现场监测与核查机制，加大非现场检查力度，建立、健全跨境人民币事中、事后全流程监管，并研究制定相应的应急预案。

银行需优化金融服务，推进人民币跨境服务便利化。一是加强金融服务，主动挖掘跨境人民币应用场景，加大跨境支付产品与增值服务供给。二是探索两岸跨境供应链融资模式，试点中国大陆银行对中国台湾地区企业的直接融资。三是推动企业跨境人民币业务便利化，在风险可控前提下扩大优质可信名单，简化材料和流程。四是放宽个人人民币业务的汇入汇出限额和消费投资币种限制，促进跨境人民币业务的线上审核和材料电子化。五是加强两岸银行的同业往来，增加中国台湾地区的人民币资金供给和回流渠道。

（三）完善跨境支付系统，提高跨境支付效率

政府应加快跨境人民币支付系统建设，完善服务于人民币结算的金融基础设施网络。一是拓展 CIPS 系统覆盖广度。在保证交易稳定性和安全性的前提下，适当放宽 CIPS 直接参与者的准入门槛，推动更多地方银行成为 CIPS 系统的直接参与者，并鼓励两岸更多的

银行成为间接参与者。二是提高 CIPS 系统的清算、结算效率。从技术和制度维度简化跨境人民币清算环节、缩短清算时间, 节约清算、结算成本, 进而促进 CIPS 系统清算效率提升, 为人民币清算、结算扫除基础设施障碍, 提高人民币清算系统的竞争力和吸引力。三是加强两岸金融合作, 鼓励金融机构互设分支机构。一方面, 基于跨境人民币结算需求和前景, 推动中资银行在中国台湾地区网点建设, 提高金融机构人民币业务的便利度; 另一方面, 继续加快在岸金融市场开放, 降低中国台湾地区银行准入门槛, 鼓励台资银行设立分支机构以满足两岸人民币结算需求。四是 CIPS 仅仅是基础设施, 为人民币跨境支付提供一个便利通道, 其使用成本和便利性改进还依赖使用频率, 即人民币跨境支付的总量。因此, CIPS 发展和人民币跨境支付之间是相互促进的关系。

银行应积极参与跨境人民币支付系统, 并结合人民币结算需求在两岸布局分支机构网点, 促进人民币结算业务的便利化。此外, 加强两岸银行在人民币结算清算方面的合作, 促进业务、信息等方面的交流合作。

(四) 减少政治摩擦

政治层面应坚持一个中国原则和“九二共识”, 推进祖国和平统一进程。在加强两岸金融合作时, 需要注意中美摩擦对两岸经贸关系可能带来的潜在负面影响。当前, 中美博弈进入新阶段, 具有长期化、复杂化的特点。中美双边经贸摩擦可能会适当放松, 中美在地缘政治方面的摩擦可能会进一步加剧。

企业应加强对政治风险的关注和防范。企业应关注并研究国际形势特别是中美摩擦与两岸关系变化对经济活动带来的潜在影响, 做好两岸政治关系紧张可能给经贸往来、人员交流带来不利冲击的应对准备。

(五) 改善网络外部性问题

针对网络外部性层面的使用习惯, 需要注意网络外部性导致的国际货币体系具有强大的惯性, 国际货币体系变迁将成为一个漫长的过程。而一旦这种变迁发生, 将会是结构性的变化。人民币替代美元的过程将呈非线性, 一旦取得突破, 替代过程将会加速。¹ 因此, 货币使用习惯的培养需要政府、银行以及企业的共同努力。

政府应稳步提高人民币的竞争力和吸引力。保持经济基本面的稳定是一国货币国际化的基础条件。中国巨大的经济体量和贸易规模是网络外部性的重要支撑。² 进一步深化金融改革, 促进在岸金融市场开放有助于创造一种水平效应, 增加人民币交易量, 并引发结构性转变。在实现路径上应结合“一带一路”、RCEP 等对外开放战略布局, 在中国周边和东亚地区重点培育人民币使用习惯, 提高人民币的真实需求。另外, 应抓住全球价值链

¹ He D. and Yu X., “Network Effects in Currency Internationalisation: Insights from BIS Triennial Surveys and Implications for the Renminbi”, *Journal of International Money and Finance*, 68: 203-229, 2016.

² Lai E. L. C. and Yu X., “Invoicing Currency in International Trade: An Empirical Investigation and Some Implications for the Renminbi”, *The World Economy*, 38(1): 193-229, 2015.

重构、数字货币、绿色金融等发展机遇，挖掘人民币在新兴领域的潜在需求并促进人民币使用习惯的养成。

银行应提升人民币产品和服务的供给质量，增强人民币跨境结算的便利度。一方面，银行可积极参与人民币金融基础设施建设，通过分支机构和网点建设，完善跨境人民币支付网络；银行可优化审核流程制度，促进数字化转型，利用金融科技手段简化跨境人民币业务流程，提高结算效率，从而为人民币跨境结算使用扫除障碍。另一方面，银行可提高人民币金融产品的多样性和吸引力，鼓励企业使用人民币进行跨境结算并开展存贷款、理财等多种人民币业务，在金融交易领域促进人民币使用习惯的养成。

企业应结合自身需求加强人民币在结算计价中的使用。企业应注重科技创新，加强研发投入，提高自身的国际竞争力和在全球价值链中的地位。行业头部企业，特别是在大宗商品领域的大型企业，应注意提高自身在跨境交易币种选择中的议价权和话语权。企业应结合规避汇率风险需要，有意识地推动人民币的计价与结算。

人民币国际化能否促进中国企业技术创新?

戴金平¹ 甄筱宇²

【摘要】创新是经济增长的第一动力。人民币国际化作为我国新开放战略的重要组成部分,是否直接推动企业技术创新?如何推动企业技术创新?本文通过构建具有微观基础的一般均衡模型,分析货币国际化促进企业技术创新的内在机理;并使用我国上市公司 2009-2018 年的数据,通过构建人民币国际化指数,实证检验人民币国际化对企业技术创新的影响。研究发现,人民币国际化可以促进企业技术创新,这一结果在替换关键变量、区分企业特征、缩小样本范围以及处理内生性问题后依然稳健。作用机制分析发现,人民币国际化通过融资约束效应、贸易促进效应以及行业竞争效应作用于企业技术创新:融资约束效应、贸易促进效应对企业技术创新有正向影响,行业竞争效应与企业技术创新呈现“倒 U 型”关系。进一步研究发现,人民币国际化对企业技术创新的影响具有可持续性,并且人民币国际化可以延长企业技术创新的持续时间。本研究表明人民币国际化可以促进企业技术创新,为人民币国际化服务实体经济提供理论依据和证据支持。

【关键词】人民币国际化;技术创新;作用机制;持续时间

一、引言

技术进步是长期经济增长的唯一动力 (Solow, 1956),而技术进步则是通过人力资本提升内生于长期经济增长 (Romer, 1986; Lucas, 1988)。技术进步源于科技创新。创新是引领发展的第一动力³。党的十九届五中全会指出,要坚持创新在现代化建设全局中的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑,深入实施创新驱动发展战略,提升企业技术创新能力,加快建设科技强国。企业是科学技术转化成生产力的主体,促进企业创新是当前我国创新驱动战略的第一要务。

制度创新在经济增长中意义重大。制度学派 (North & Thomas, 1973) 认为,制度是决定经济增长的根本动力,是技术进步和资本积累的动因。我国对外开放作为重大制度创新,在中国高速经济增长中发挥了根本性作用。人民币国际化是我国新开放战略的重要组成部分

¹ 戴金平,南开大学经济学院,教授。

² 甄筱宇,南开大学经济学院,博士。

³ 来自习近平总书记在参加十二届全国人大三次会议上海代表团审议时的讲话。

分，2009年4月我国在上海、广州等城市启动跨境贸易人民币结算试点，标志着我国开始大力推动人民币国际化。近年来人民币国际化稳步推进，截至2019年底，人民币在国际货币基金组织成员国外汇储备资产中占比1.95%，人民币国际支付占比1.76%，人民币已成为全球第五大储备货币和支付货币¹。人民币国际化以服务实体经济为最终目标，其对企业创新的影响可能是双向的：一方面，人民币国际化提高了金融机构的服务效率，促进了资本、劳动等创新要素的跨国流动，为企业技术创新提供资金、要素支持，从而促进了企业创新；另一方面，人民币国际化促进了资源配置效率的提高，加剧了市场竞争，由此产生“竞争逃避效应”，不利于企业技术创新。那么，人民币国际化这一制度创新是否直接作用于企业技术创新？进一步地，人民币国际化如何作用于企业技术创新？

本文在Melitz（2003）模型的基础上，引入企业技术创新行为，分析货币国际化影响企业技术创新的内在机理，同时基于我国微观企业技术创新数据，实证检验人民币国际化这一制度创新对企业技术创新的影响及作用机理。本文包括以下几个可能的贡献：从理论意义上看，本文跳出了企业技术创新的传统研究视角，通过构建具有微观基础的一般均衡模型，探究货币国际化对企业技术创新的内在机理，拓展了企业技术创新的研究内容；从研究内容上看，本文基于中国上市公司数据，首次考察了人民币国际化对中国企业技术创新的影响和作用机理，丰富了人民币国际化的相关研究；从现实意义方面，本文为人民币国际化这一制度创新效果提供微观证据，并为人民币国际化更好地服务实体经济提供政策建议。

二、文献综述

企业创新一直是国内外经济学界关注的一个焦点和热点话题。现代经济增长理论表明，经济增长的源泉来自于技术进步（Romer，1990），而企业作为推动技术进步的重要力量，其创新能力决定着一个国家的科技水平和经济增长。对于影响企业技术创新的因素，已有文献多从以下两种思路展开研究：一是基于企业异质性角度，考察企业规模（Schumpeter，1942）、公司治理（鲁桐和党印，2014）、所有权优势（李春涛和宋敏，2010）等微观企业特征对企业技术创新的影响；二是从外部因素出发，探究经济政策不确定（顾夏铭等，2018）、金融开放水平（马妍妍等，2019；诸竹君等，2021）等宏观和制度因素对企业技术创新的影响，越来越多的学者开始关注我国对外开放战略的实施对企业创新的影响，但是大多数研究忽视人民币国际化这一制度创新可能对企业技术创新带来的影响。

¹ 数据来源：中国人民银行《2020年人民币国际化报告》。

目前, 国内外学者对于人民币国际化的现实情况及其对经济的影响已经进行了分析研究。现阶段, 总体看来人民币国际化程度实现了较快发展, 但与主要货币相比仍然处于较低的水平, 人民币国际化程度的提升主要是由交易媒介职能推动的(高海红和余永定, 2010; 郭建伟和赵媛媛, 2013; 沙文兵等, 2020)。近年来, 很多学者开始更加关注人民币国际化可能给经济及企业造成的影响。邓贵川和彭红枫(2019)通过构建一个定价货币内生化的开放经济动态随机一般均衡(DSGE)模型并用厂商本币定价比例衡量货币国际化水平, 发现货币国际化水平的提升促进了厂商自主选择定价货币的能力, 降低了汇率波动风险, 促进了资源的跨国配置效率, 因此中国应继续推动人民币在跨境贸易中充当定价货币的职能, 提高人民币国际化水平; 戴金平和甄筱宇(2020)基于国际货币三大职能构建人民币国际化指数, 阐述了人民币国际化影响企业国际化的作用机制, 并通过对 2008-2018 年上市公司的实证研究, 发现人民币国际化可以显著促进企业国际化进程, 且对民营企业和东部地区企业国际化的促进作用更强, 因此应积极推动人民币国际化, 促进企业“走出去”进程; 于国才和王晨宇(2021)将我国与其他国家签订货币互换协议作为准自然实验, 利用 2003-2018 年 169 个国家的面板数据, 采用多重差分模型, 证明了货币互换协议可以促进我国 OFDI 规模与密集度, 且这一影响主要是通过降低汇率风险实现的, 由此要继续推动货币互换协议等人民币国际化举措的实施; 崔琨和施建淮(2021)基于邓贵川和彭红枫(2019)的研究, 在动态随机一般均衡(DSGE)模型中引入中间品贸易, 探究在外国进口关税冲击环境中人民币国际化对中国经济和社会福利的影响, 研究发现货币国际化通过提高出口品本币定价比例, 降低了因外国关税冲击导致的本国经济波动和福利损失。

尽管当前已有诸多学者对企业技术创新或人民币国际化展开探讨与研究, 鲜有文献研究人民币国际化给企业技术创新带来的影响。因此, 本文从 2009 年以来我国稳步推进人民币国际化进程的事实出发, 实证检验人民币国际化这一制度创新是否对企业技术创新产生影响及其作用机制。

三、理论模型与研究假设

本文借鉴诸竹君等(2021)的研究, 在 Melitz(2003)模型的基础上, 引入企业技术创新行为(Aghion et al., 2019), 并假定货币国际化影响资本的跨国流动, 以探究货币国际化影响企业技术创新的内在机理。为简化分析, 本文分析一个开放经济下的两国模型并假定两国完全对称。

(一) 消费者决策

代表性消费者的偏好由 CES 效用函数给定：

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega} (q(\omega))^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1 \quad (1)$$

其中，产品 ω 定义在可行消费集 Ω 上， $q(\omega)$ 表示产品 ω 的需求函数， σ 表示产品的替代弹性。则消费者的需求函数可表示为：

$$q(\omega) = RP^{\sigma-1}(p(\omega))^{-\sigma}, P = \left[\int_{\omega \in \Omega} (p(\omega))^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中， R 表示总收入， $p(\omega)$ 表示产品 ω 的价格， P 表示消费品的总体价格指数，数值越小表示市场竞争程度越大 (Aghion et al., 2019)。

(二) 厂商决策

假定企业仅生产一种产品，并且在生产过程中使用劳动力 l 与资本 k 两种生产要素，企业的生产函数为 CES 形式，具体如下：

$$q(\varphi) = \varphi^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(k^{\frac{\rho-1}{\rho}} + l^{\frac{\rho-1}{\rho}} \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}}, \rho > 1 \quad (3)$$

其中， φ 表示企业生产率， k 表示资本投入， l 表示劳动力投入， ρ 表示要素的替代弹性。对于投入要素：假定劳动力供给无弹性且市场完全竞争，劳动力的价格标准化为 1；假定资本的价格为 r 。则企业利润最大化下的定价与利润水平可表示为：

$$p_D = \frac{\sigma(r^{1-\rho} + 1)^{\frac{1}{1-\rho}}}{(\sigma-1)\varphi^{\frac{1}{\sigma-1}}}, p_F = \frac{\sigma\tau(r^{1-\rho} + 1)^{\frac{1}{1-\rho}}}{(\sigma-1)\varphi^{\frac{1}{\sigma-1}}} \quad (4)$$

$$\pi(\varphi) = \begin{cases} M\varphi P^{1-\sigma} f & \varphi_D \leq \varphi < \varphi_F \\ M(1 + \tau^{1-\sigma})\varphi P^{\sigma-1} - f - f_F & \varphi \geq \varphi_F \end{cases}, \varphi_D = \frac{f}{MP^{\sigma-1}}, \varphi_F = \frac{\tau^{\sigma-1} f_F}{MP^{\sigma-1}}, M \equiv \frac{R(\sigma-1)^{\sigma-1}}{\sigma^{\sigma}(r^{1-\rho} + 1)^{\frac{\sigma-1}{1-\rho}}} \quad (5)$$

其中， p_D, p_F 分别为产品国内销售和出口的价格， f, f_F 分别为厂商生产和出口的固定成本， $\tau > 1$ 为厂商在贸易中的冰山贸易成本， φ_D, φ_F 分别为厂商在国内销售和出口的生产率门槛，且借鉴 Melitz (2003) 研究，假定出口厂商的生产率门槛高于内销厂商的生产率门槛即 $\tau^{\sigma-1} f_F > f$ 。

(三) 厂商技术创新行为

借鉴 Aghion et al. (2019) 的研究，引入厂商技术创新行为，且假定厂商技术创新后生产率提高 $\theta (\theta \geq 1)$ ，即创新厂商的生产率变为 $\theta\varphi$ 。厂商技术创新的成本可以表示为：

$$C_I = \alpha\theta + \frac{1}{2}\beta\theta^2 \quad (6)$$

根据创新厂商利润最大化决策, 可以计算出厂商最优创新程度 θ :

$$\theta = \begin{cases} 1 & \varphi < \underline{\varphi}_I \\ \frac{M(1+\tau^{1-\sigma})\varphi P^{\sigma-1}}{\beta} - \frac{\alpha}{\beta} & \varphi \geq \underline{\varphi}_I \end{cases}, \quad \underline{\varphi}_I = \frac{(2\alpha + \beta + \sqrt{\beta^2 + 4\alpha\beta})}{2M(1+\tau^{1-\sigma})P^{\sigma-1}} \quad (7)$$

其中, $\underline{\varphi}_I$ 为厂商创新的生产率门槛, 假定厂商技术创新的生产率门槛大于厂商出口的生产率门槛即 $\frac{(2\alpha + \beta + \sqrt{\beta^2 + 4\alpha\beta})}{2(1+\tau^{1-\sigma})} > \tau^{\sigma-1}f_F$ 。由此, 进行技术创新厂商的利润可以表示为:

$$\pi(\varphi) = \frac{\beta}{2} \left(\frac{M(1+\tau^{1-\sigma})\varphi P^{\sigma-1}}{\beta} - \frac{\alpha}{\beta} \right) - f - f_F \quad \varphi \geq \underline{\varphi}_I \quad (8)$$

(四) 市场均衡

根据自由进出条件和零利润条件, 市场均衡时, 最优资本和劳动力投入可以表示为:

$$k(\varphi) = \begin{cases} \frac{MNr^{-\rho}P^{\sigma-1}}{\rho} \varphi, & \varphi_{in} \leq \varphi < \varphi_{ex} \\ \frac{MN(1+\tau^{\rho-\sigma})r^{-\rho}P^{\sigma-1}}{\rho} \varphi, & \varphi_{ex} \leq \varphi < \underline{\varphi}_I \\ \frac{MN(1+\tau^{\rho-\sigma})[\theta(\varphi)]^{\frac{\sigma-\rho}{\sigma-1}}r^{-\rho}P^{\sigma-1}}{\rho} \varphi, & \varphi \geq \underline{\varphi}_I \end{cases}, \quad N \equiv \left[\frac{\sigma(r^{1-\rho} + 1)^{\frac{1}{1-\rho}}}{(\sigma-1)\varphi^{\frac{1}{\sigma-1}}} \right]^{\rho-1} \quad (9)$$

$$l(\varphi) = r^\rho k(\varphi) \quad (10)$$

(五) 货币国际化对企业技术创新的影响

假定两国资本和劳动力禀赋分别为 K 和 L , 货币国际化程度为 $\mu \in (0, 1)$, 数值越大表示货币国际化程度越高, 金融机构的融资效率越高, 国外资本进入国内成本越低 (Kenen, 2011), 由对称性和要素市场均衡可知:

$$\int_{\varphi_{in}}^{\infty} k(\varphi) dG(\varphi) = (1 + \mu)K \quad (11)$$

$$\int_{\varphi_{in}}^{\infty} l(\varphi) dG(\varphi) = L \quad (12)$$

因而由 (10) — (12) 可知均衡利率即厂商融资成本可以表示为:

$$r = \left[\frac{L}{(1 + \mu)K} \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (13)$$

由 (13) 式可知, $\frac{\partial r}{\partial \mu} < 0$ 即当货币国际化程度提高时, 均衡利率下降, 均衡利率下降

使得企业融资成本降低、融资约束缓解。

此外相关研究表明,货币国际化可以提高企业自主选择定价货币的能力,改变企业汇率风险敞口,降低企业汇兑成本(邓贵川和彭红枫,2019),从而降低贸易成本,即假定 $\frac{\partial \tau}{\partial \mu} < 0$ 。

$$\text{由(2)(4)式可知 } \frac{\partial P}{\partial \mu} < 0。$$

变换(7)式并对其求导可知,货币国际化对企业创新的影响为:

$$\frac{\partial \ln\left(\theta + \frac{\alpha}{\beta}\right)}{\partial \mu} = C_1 \frac{\partial \tau}{\partial \mu} + C_2 \frac{\partial r}{\partial \mu} + C_3 \frac{\partial P}{\partial \mu} \quad (14)$$

其中, $C_1 \equiv \frac{(1-\sigma)\tau^{-\sigma}}{1+\tau^{1-\sigma}} < 0, C_2 \equiv \frac{(1-\sigma)r^{-\rho}}{r^{1-\rho}+1} < 0, C_3 \equiv \frac{\sigma-1}{P} > 0$, 上式分解出贸易促

进效用、融资约束效用和行业竞争效应。由于 $\frac{\partial r}{\partial \mu} < 0, \frac{\partial \tau}{\partial \mu} < 0, \frac{\partial P}{\partial \mu} < 0$, (14)式符号无法确定。

根据以上的模型推导和理论分析,可以提出以下研究假设:

H1: 人民币国际化通过贸易促进效应、融资约束效应以及行业竞争效应作用于企业技术创新。

H2: 人民币国际化效应中,融资约束效应、贸易促进效应正向影响企业技术创新,行业竞争效应对企业技术创新的影响为负。当融资约束效应和贸易促进效应大于行业竞争效应时,人民币国际化才有利于促进企业技术创新。

四、模型设定和数据说明

(一) 数据说明

人民币国际化是我国新开放战略的重大制度创新,从2009年我国跨境贸易人民币结算试点启动以来,人民币被越来越多的人持有并广泛用于交易,其计价结算、价值储藏等职能逐渐增强,人民币国际化水平有了较大提高,但迄今为止人民币并未完全实现国际化,其国际化进程仍在稳步推进。因此,为了探究人民币国际化的推进对企业技术创新的影响,本文选取2009-2018年有研发投入的A股上市公司为初始样本。首先,本文剔除了金融类企业;其次,本文剔除了处于*ST、ST、*PT或PT状态的企业;为使样本更具代表性,本文还剔除了资不抵债和数据残缺的企业,总共得到2486家企业10年的数据。此外,为了避免极端值的影响,本文对所有连续变量在1%和99%分位进行winsorize处理。企业研发投入、专利

数据以及财务数据来自国泰安数据库和 wind 数据库, 测度人民币国际化程度的数据来自国际货币基金组织、国际清算银行、世界银行以及中国人民银行等。

(二) 基准模型设计

为了探讨人民币国际化对企业技术创新的影响, 本文构建以创新投入和创新产出为被解释变量、人民币国际化程度为解释变量的如下计量模型:

$$rd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 rii_{it} + \alpha_j control_{it} + cp_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 rii_{it} + \beta_j control_{it} + cp_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, 下标 i 代表样本企业, 下标 t 则代表年份, rd_{it} 代表企业技术创新投入, $patent_{it}$ 表示企业技术创新产出, rii_{it} 表示人民币国际化程度, $control_{it}$ 代表所有的控制变量, cp_i 表示个体固定效应, ε_{it} 为残差项。为了验证假说中人民币国际化对企业技术创新影响的总效应的方向, 本文主要关注人民币国际化估计系数 α_1 和 β_1 的显著性及符号, 如果 α_1 和 β_1 显著为正, 则表明人民币国际化对企业技术创新有促进作用, 反之则表明人民币国际化不利于企业技术创新。

值得说明的是, 人民币国际化程度是一个时间序列数据, 每一个企业同一年都面临着相同的人民币国际化程度的变动, 如果控制时间固定效应, 人民币国际化将与时间固定效应产生完全的多重共线性, 导致其回归系数无法估计, 因此本文在估计时没有控制时间固定效应。为了缓解时间固定效应缺失对回归估计的影响, 本文借鉴李增福等 (2022)、申宇等 (2020)、张成思和刘贯春 (2018) 的研究, 在控制变量中尽可能增加时间截面上的宏观层面变量, 以控制可能产生的内生性问题。

(三) 变量选取与说明

1. 企业创新

借鉴以往研究, 企业创新能力的测度包括创新投入和创新产出两方面。国内外学者常用研发支出占比、研发人员占比等指标来衡量企业创新投入, 用专利申请数量、专利授权数量等指标来衡量企业创新产出。为了充分考虑人民币国际化对企业技术创新的影响, 本文选用企业创新投入和创新产出作为被解释变量: (1) 参考杨国超 (2017) 的研究, 本文采用企业研发支出的自然对数来衡量企业的创新投入; (2) 借鉴孔东民等 (2017)、段军山和庄旭东 (2021) 的研究, 采用有效发明专利数量加 1 的自然对数来衡量企业的创新产出能力¹²。

¹ 企业创新产出的样本区间为 2009-2017 年。

² 在衡量公司的有效发明专利数量时, 将公司本身及其所属子公司、合营企业和联营企业的有效发明专利数量纳入统计范围内。此外, 考虑有效发明专利数据的右偏态分布问题, 将有效发明专利数据加 1 之后取自然对数, 构建公司创新产出变量, 其数值越大, 代表公司的创新能力越强。

2.人民币国际化指数

人民币国际化，就是指人民币在国际金融市场上承担交易媒介、记账单位和价值储藏职能。本文借鉴彭红枫和谭小玉（2017）、戴金平和甄筱宇（2020）的研究，首先构建人民币发挥交易媒介、记账单位和价值储藏职能的二级指标（见表1），并利用主成分分析法对这6个二级指标赋予特定权重，通过加权平均获得季度人民币国际化指数 rii_t （见图1），最后将季度人民币国际化指数取均值得到年度人民币国际化指数。对于二级指标需要说明的是，全球外汇交易的货币份额由BIS每三年公布一次，空缺数据用平均法进行填补；由于上述数据指标大多为季度数据，为保证数据频率的一致性，本文用quadratic-match法将国际贸易结算的货币份额转化为季度数据。

表1 人民币国际化程度指标体系的描述和数据说明

一级指标	二级指标	变量	数据来源
交易媒介	全球外汇交易的货币份额	FETCR	BIS
	国际贸易结算的货币份额	ITSCR	World Bank、IMF、中国人民银行
	全球直接投资的货币份额	FDICR	IMF、IFS
记账单位	国际债券和票据的货币份额	IBNCR	BIS
	央行外汇储备的货币份额	RCR	IMF
价值储藏	全球对外信贷的货币份额	GFCCR	BIS

$$rii_t = 0.196 \times FETCR_t + 0.158 \times ITSCR_t + 0.185 \times IBNCR_t + 0.196 \times GFCCR_t + 0.178 \times FDICR_t + 0.174 \times RCR_t \quad (17)$$

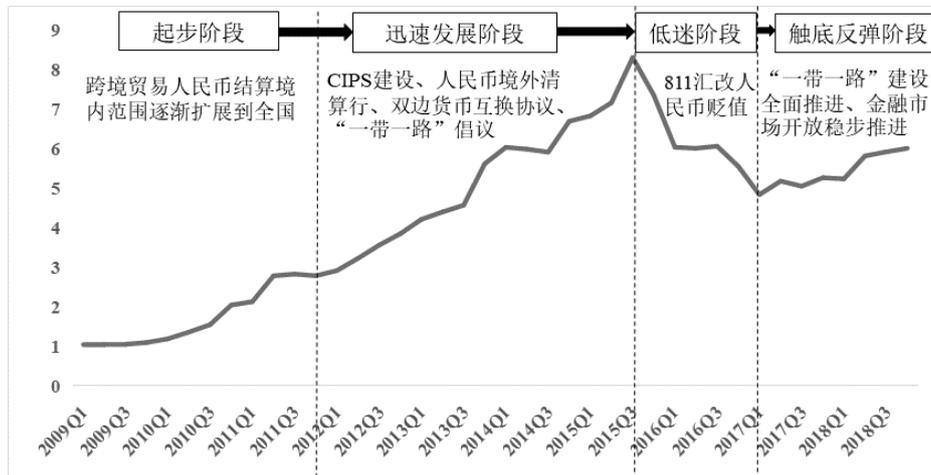


图1 人民币国际化指数图

3.控制变量

控制变量包括企业特征和宏观经济两个层面。在企业层面，本文参考冯根福等（2021）关于企业技术创新的研究，对企业财务状况和生产经营特征进行控制：（1）企业规模，用企业员工数的自然对数值进行衡量；（2）企业年龄，用企业存续时间加1的自然对数值来衡

量；（3）股权结构，用第一大股东的持股比例衡量；（4）高管激励，用董事、监事及高管的年薪总额来衡量；（5）董事会治理，用董事会中独立董事数量占比衡量。在宏观层面，借鉴以往研究，本文控制了：（1）GDP 增速，用地区 GDP 增长率来衡量；（2）货币供应量，用 M2 增长率来衡量；（3）物价变动，用固定资产投资价格指数来衡量；（4）金融发展程度，用各省金融机构存贷款余额占 GDP 比重来表示。具体变量定义表见 2。

表 2 主要变量含义及衡量方法

变量名称	符号	变量说明
企业创新	rd	企业研发支出的自然对数
	patent	有效发明专利数加 1 的自然对数
人民币国际化指数	rii	利用主成分分析法构造
企业规模	size	企业员工数的自然对数
企业年龄	age	存续时间加 1 的自然对数
股权结构	share	第一大股东的持股比例
高管激励	salary	董事、监事及高管的年薪总额
董事会治理	independence	董事会中独立董事数量占比
GDP 增速	GDP	(本期 GDP - 上期 GDP) / 上期 GDP
货币供应量	M2	(本期货币供应量 - 上期货币供应量) / 上期货币供应量
物价变动	FPI	固定资产投资价格指数 / 100
金融发展程度	FD	各省金融机构存贷款余额 / GDP

五、计量结果分析

（一）初步回归结果

1. 基准回归结果

表 3 报告了人民币国际化对企业技术创新影响的基准回归结果。其中，第（1）—（3）列报告了人民币国际化对企业创新投入影响的估计结果，第（4）—（6）列报告了人民币国际化对企业创新产出影响的估计结果。为了提高估计结果的稳健性，本文在估计时采用企业层面聚类稳健标准误。第（1）（4）列估计结果显示，在不考虑其他因素的前提下，仅控制个体效应，人民币国际化对企业创新投入和创新产出均有显著的正向影响，说明人民币国际化可以促进企业技术创新，确定了假说中人民币国际化对企业技术创新影响的总效应方向。在引入企业规模、年龄、股权结构等控制变量后，第（2）（5）列的估计结果依旧显示人民币国际化对企业技术创新有显著的正向影响。进一步地，本文还控制了 GDP 增速、金融发展水平等宏观层面变量，第（3）（6）列估计结果显示，人民币国际化对企业创新投入和创新产出的影响为 0.013，并且通过 5% 的显著性水平测试，进一步验证了人民币国际化程度的提升有助于提高企业技术创新。

表 3 基准回归结果

变量	创新投入			创新产出		
	(1) rd	(2) rd	(3) rd	(4) patent	(5) patent	(6) patent
rii	0.141*** (24.137)	0.074*** (3.733)	0.013** (2.277)	0.267*** (39.770)	0.021*** (3.809)	0.013** (2.260)
size		0.529*** (16.225)	0.532*** (16.524)		0.206*** (6.236)	0.202*** (6.221)
age		1.390*** (16.359)	0.562*** (3.790)		3.991*** (35.754)	3.249*** (17.700)
share		-0.432* (-1.889)	-0.514** (-2.269)		-0.335 (-1.428)	-0.399* (-1.713)
salary		0.042*** (7.770)	0.038*** (7.108)		0.012** (2.076)	0.010* (1.792)
independence		-0.507** (-2.341)	-0.529** (-2.515)		-0.191 (-0.785)	-0.214 (-0.900)
GDP			0.601** (2.413)			-0.364 (-1.385)
M2			-1.710*** (-3.791)			-2.386*** (-4.959)
FPI			0.491*** (6.390)			0.136 (1.135)
FD			0.141*** (3.090)			0.206*** (3.853)
Constant	16.807*** (547.231)	9.827*** (32.027)	10.391*** (22.678)	1.067*** (30.682)	-10.251*** (-29.323)	-8.824*** (-15.556)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10613	10613	10613	8346	8346	8346
R ²	0.837	0.898	0.900	0.839	0.922	0.923

注：括号中的数值为估计系数的 t 值；*、**、***分别表示估计系数在 10%、5%、1%的显著性水平。下同。

2.进一步研究

人民币国际化就是人民币在国际上金融市场上承担交易媒介、记账单位以及价值储藏职能。人民币国际化高水平发展，就是人民币从贸易结算货币向金融计价货币，再向国际储备货币的发展过程。中国人民银行《2020 年人民币国际化报告》指出，截止到 2019 年，人民币支付货币功能不断增强，计价货币功能进一步实现突破，储备货币功能逐渐显现。在人民币国际化不断推进的过程中，人民币承担不同国际货币职能对企业技术创新的影响是否存在差异？由此，本文选用衡量人民币承担交易媒介、记账单位以及价值储藏职能的二级指标¹，

¹ 具体地，用国际贸易结算的人民币份额、全球直接投资的人民币份额以及全球外汇交易的人民币份额的均值来衡量人民币发挥交易媒介职能的情况；用国际债券和票据的人民币份额来衡量人民币发挥记账单位职

分别估计人民币交易媒介功能、记账单位功能以及价值储藏功能对企业技术创新的影响, 估计结果见表 4 所示。

从估计结果中可以看出, 人民币交易媒介功能、记账单位功能以及价值储藏功能的提高均可以促进企业技术创新, 但人民币记账单位功能对企业技术创新的促进作用更大, 可能的原因是随着人民币国际化进程的推进, 以人民币计价的国际债券和票据占比逐渐增多, 外国投资者对以人民币计价的金融资产的需求不断增大, 进行技术创新的企业可以在国际金融市场上发行以人民币计价的金融资产或在离岸人民币市场进行贷款, 企业的融资安排更加灵活, 从而缓解企业技术创新过程中面临的融资约束问题, 促进了企业技术创新。

表 4 人民币国际化分项指标回归结果

变量	交易媒介		记账单位		价值储藏	
	(1) rd	(2) patent	(3) rd	(4) patent	(5) rd	(6) patent
rii	0.017*** (3.279)	0.015*** (5.172)	0.479*** (5.299)	0.650*** (5.603)	0.300*** (5.847)	0.463*** (6.567)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10613	8346	10613	8346	10613	8346
R ²	0.847	0.921	0.900	0.924	0.901	0.924

注: 限于篇幅, 未展示控制变量的系数, 备索, 以下表格做相同处理。

(二) 内生性考虑与稳健性检验

前文估计结果显示, 人民币国际化水平的提高可以显著促进企业技术创新。为了检验人民币国际化促进企业技术创新结论的可靠性, 本文在处理内生性问题、替换关键变量、缩减样本范围以及剔除部分年份等方面进行一系列检验, 稳健性检验与内生性处理的结果见表 5 所示。

1. 遗漏变量问题

(1) 剔除人民币汇率变动的影响

币值稳定是影响一个国家货币国际化程度的重要因素 (彭红枫和谭小玉, 2017), 币值稳定对内表现为国内物价稳定、对外表现为汇率稳定。前文已经考虑到国内物价变动的影响, 在此主要考虑人民币汇率变动。一方面, 人民币汇率与人民币国际化相互联系、相互影响 (向宇和代沁雯, 2021); 另一方面, 汇率也是影响企业创新的重要外部因素, 一国汇率的升值会促进企业创新, 但其汇率波动增大所产生的风险效应、成本和竞争效应等会对创新产生显

能的情况; 用央行外汇储备的人民币份额与全球对外信贷的人民币份额的均值来衡量人民币发挥价值储藏职能的情况。

著地抑制作用（王雅琦和卢冰，2018；盛斌和景光正，2021）。因此，人民币汇率可能是一个重要的遗漏变量，为此，本文用人民币对 SDR 汇率的标准差来衡量人民币汇率波动率、人民币对 SDR 汇率的变化幅度来衡量人民币汇率的升贬值率，将人民币汇率波动率和升贬值率引入基准模型，以剔除人民币汇率的影响。

（2）剔除资本市场开放的影响

已有研究表明，人民币国际化与资本市场开放相辅相成、交互促进，资本市场开放拓宽人民币流入、流出渠道，加快人民币国际化进程，而人民币国际化带来的人民币需求的上升又为资本市场开放提供了有利条件（杨荣海和李亚波，2017；杨荣海和杜林丰，2021）；同时资本市场开放可以通过完善企业内部公司治理等渠道促进企业技术创新（马妍妍等，2019）。因此，资本市场开放有可能同时影响人民币国际化程度和企业创新水平，遗漏资本市场开放这一变量会带来内生性问题。为此，本文借鉴戴金平等（2020）的研究，用法定测度方法来衡量资本市场开放程度，以剔除资本市场开放对企业技术创新的影响。

（3）考虑地区和行业的时变特征

冯福根等（2021）的研究表明，影响企业技术创新的因素可以归类为企业层面因素、行业层面因素以及地区层面因素，本文虽然控制了企业固定效应并引入了宏观层面变量，但地区和行业层面的周期性因素仍有可能影响企业技术创新，如果将其忽略仍有可能带来遗漏变量问题。因此本文借鉴李增福等（2022）、张成思和刘贯春（2018）的研究，进一步控制地区和行业固定效应。

综上，本文在基准模型的基础上，同时引入人民币汇率变动、资本市场开放、地区和行业的时变特征，对模型进行了重新估计，估计结果见表 5（a）的（1）（2）列。估计结果显示，在考虑了遗漏变量问题后，人民币国际化对企业技术创新的影响分别为 0.078、0.120，并在 1%的水平上显著为正，其余控制变量的符号和显著性基本保持不变，进一步证明了人民币国际化可以促进企业技术创新，估计结果具有可靠性和稳健性。

2. 进一步考虑时间效应

虽然本文采用引入宏观层面变量、考虑遗漏变量问题等多种方式来缓解时间固定效应缺失带来的内生性影响，但考虑到变量在时间维度上的关联性，为进一步控制时间效应，本文借鉴 Nguyen & Phan（2017）、申宇等（2020）的研究，在估计时采用年份层面聚类稳健标准误，估计结果见表 5（a）的（3）（4）列。估计结果显示，在进一步考虑了时间效应后，人民币国际化的系数仍然显著为正，原结论可靠。

3.双向因果问题

杨丹丹、沈悦（2021）研究发现，一国的科技水平通过影响对外直接投资中计价货币的选择来影响该国货币国际化程度，具体而言，一国科技水平越高，其产品的市场竞争力越强，该国在对外直接投资中选择以本币计价的权利越大，从而该国货币国际化程度越高。因此，一国技术创新可能会促进货币国际化水平，从而会导致双向因果关系产生的内生性问题。本文采用以下方法处理内生性问题：（1）参考 Wooldridge（2002）的研究，由于企业当期技术创新不会影响前一期人民币国际化水平，因此用滞后一期的人民币国际化指数作为人民币国际化程度的工具变量，对模型进行重新估计，估计结果显示，即使用滞后一期的人民币国际化指数作为工具变量，人民币国际化水平的提升仍能显著促进企业技术创新，与原结果保持一致；（2）本文选用世界其他经济体与中国人民银行签署双边货币互换协议（BSA）金额作为人民币国际化程度的工具变量¹，进行两阶段模型估计。选用双边货币互换协议金额作为工具变量的合理性在于：一方面，双边货币互换协议与人民币国际化程度高度相关，我国与世界其他经济体签署双边货币互换协议可以提高世界对人民币的认可度和接受度，促进跨境贸易人民币结算，从而推动了人民币国际化进程（邓富华等，2020）；另一方面，双边货币互换协议与企业创新不直接相关，影响我国与世界其他经济体签署双边货币互换协议的因素集中于国家层面如双方经济实力、地理距离、政治制度因素等（陈奉先和杜永平，2019），而影响企业创新的因素主要集中于企业、行业和地区层面，与我国和世界其他经济体的关系不相关，因而满足工具变量的外生性假定。估计结果显示，在第一阶段模型估计结果中，双边互换协议（BSA）的回归系数在 1% 的水平上显著为正，且 Kleibergen-Paap rk LM 等检验统计量检验显示不存在识别不足和弱工具变量问题，工具变量选取恰当。在第二阶段模型估计结果中，基于工具变量估计得到的解释变量系数显著为正，说明了在选取工具变量后，人民币国际化依然会促进企业技术创新，原结论稳健。工具变量的估计结果见表 5（a）的（5）—（8）列。

¹ 双边互换协议（BSA）数据来自中国人民银行。

表 5 (a) 内生性问题检验表

变量	遗漏变量		年份层面聚类稳健标准误		rii滞后一期做工具变量		BSA金额做工具变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	rd	patent	rd	patent	rd	patent	rd	patent
rii	0.078*** (5.423)	0.120*** (8.338)	0.078*** (7.526)	0.120*** (9.529)	0.077*** (5.122)	0.115*** (7.500)	0.109*** (5.128)	0.113*** (7.200)
VOL	-0.951*** (-5.535)	-1.830*** (-9.522)	-0.951*** (-6.517)	-1.830*** (-15.665)	-0.947*** (-5.296)	-1.785*** (-9.021)	-1.223*** (-5.398)	-1.767*** (-8.816)
ER	1.175*** (4.700)	1.542*** (6.523)	1.175*** (5.694)	1.542*** (6.002)	1.168*** (4.482)	1.465*** (5.732)	1.733*** (4.926)	1.434*** (5.450)
OPEN	0.682*** (4.936)	1.130*** (6.529)	0.682*** (5.082)	1.130*** (17.542)	0.683*** (4.932)	1.129*** (6.529)	0.671*** (4.838)	1.129*** (6.528)
Kleibergen-Paap rk LM统计量					633.678	597.605	904.357	581.809
Cragg-Donald Wald F统计量					9.0e+04	7.6e+04	2877.561	4.6e+04
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区/行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10613	8346	10613	8346	10613	8346	10613	8346
R ²	0.904	0.926	0.904	0.926	0.468	0.685	0.468	0.685

注：除了表 7 (a) 的第 (3) (4) 列，本文在回归估计时都采用企业层面聚类稳健标准误；除了初步回归，文章在后文回归中均考虑了遗漏变量问题（包括人民币汇率的影响、资本市场开放的影响以及考虑了地区和行业的时变特征）。

4. 替换关键变量

为了降低关键变量的测量误差对模型估计的影响，本文选用中国人民大学构建的人民币国际化指数作为人民币国际化的替代变量，用企业研发投入占总资产的比重作为企业创新投入的替代变量，用有效专利总数加 1 的自然对数作为企业创新产出的替代变量，分别对模型进行了重新估计，估计结果见表 5 (b) 的前 4 列。估计结果显示，即使使用人民币国际化指数或企业技术创新的替代变量，人民币国际化对企业技术创新仍有显著的正向影响，且其他控制变量的符号和显著性与原模型基本保持一致，说明了原结论的稳健性。

5. 剔除部分年份

尽管 2009 年跨境贸易人民币结算试点的启动标志着人民币国际化进程的开端，但 2009 年人民币国际化仅处于缓慢起步阶段，人民币国际化水平极低，再加上 2009 年金融危机对企业技术创新的影响，可能会使估计结果产生偏差。因此本文剔除了 2009 年的数据，对样本进行了重新估计，估计结果见表 5 (b) 的第 (5) (6) 列。估计结果显示，即使剔除了 2009 年的样本，人民币国际化仍可以促进企业技术创新，说明原结论具有稳健性。

6. 缩减样本范围

样本企业中科创板企业有 679 家, 占全部样本企业的 27.3%, 由于科创板企业大多从事高科技业务, 其创新投入和产出均高于普通企业。考虑到科创板企业技术创新的特殊性, 本文剔除了科创板企业进行重新估计, 估计结果见表 5 (b) 的第 (7) (8) 列。估计结果显示, 在缩小样本范围后, 人民币国际化仍然可以促进企业技术创新, 与原结论保持一致, 进一步说明了原结论的稳健性。

表 5 (b) 稳健性分析表

变量	替换被解释变量		替换解释变量		剔除2009年样本		剔除科创板企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	rd	patent	rd	patent	rd	patent	rd	patent
rii	0.064** (2.493)	0.131*** (8.611)	0.052*** (3.226)	0.212*** (7.876)	0.074*** (5.064)	0.127*** (8.455)	0.082*** (4.721)	0.126*** (7.734)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区/行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10613	8346	10613	8346	10439	8189	7766	6174
R ²	0.848	0.924	0.903	0.926	0.907	0.929	0.905	0.931

(三) 异质性分析

接下来, 本文从企业自身特征 (包括企业所有权、企业技术依赖程度) 和企业所处地区特征 (包括地区跨境贸易人民币结算试点启动顺序、地区市场化程度) 出发, 在基准回归的基础上引入企业类型和地区特征虚拟变量以及人民币国际化与其他的交乘项, 并控制时间、企业固定效应, 以考察人民币国际化对企业技术创新的异质性影响。

值得说明的是, 由于在此部分控制了时间固定效应, 人民币国际化和货币供应量等时间序列变量被时间固定效应所吸收, 这些时间序列变量均被省略掉, 但控制时间固定效应可以更好地捕捉时间层面波动的影响, 在一定程度上提升了估计结果的可靠性。

1. 考虑企业自身特征

(1) 企业所有权差异。国有企业和非国有企业是我国技术创新的两大力量, 但由于产权性质的不同, 其创新行为存在差异。一方面, 由于国有企业在信贷配给、政府补贴等方面要优于非国有企业, 非国有企业在进行技术创新时面临较大的融资约束, 削弱了其进行技术创新的积极性; 另一方面, 为了提高市场竞争力、获取更高的市场利润, 非国有企业往往更愿意进行研发投入, 其技术创新的积极性更强。因此, 为了验证人民币国际化对不同所有权

企业技术创新影响的差异，本文将样本企业划分为国有企业和非国有企业，当企业为非国有企业时虚拟变量 soe 取 1，否则为 0。从表 6 第（1）（2）列可以看出，人民币国际化与企业所有权的交乘项系数显著为正，说明相较于国有企业，人民币国际化对非国有企业创新投入和产出的促进作用更强。可能的原因是随着人民币国际化的发展，人民币国际计价货币功能进一步显现出来，非国有企业可以在国际金融市场上进行借贷以满足技术创新的资金需求，缓解了非国有企业进行技术创新的融资约束，激发了非国有企业技术创新的积极性，从而促进了非国有企业技术创新；同时，由于非国有企业创新动力较足，其创新能力较高且创新投入转化为产出的效率较高，人民币国际化对其创新产出的促进作用强于国有企业。

（2）企业技术依赖程度差异。高技术行业具有创新资源集中、市场竞争强、产品收益高等特点，其创新投入和产出往往高于非高技术行业（顾夏铭等，2018）。因此，为了验证人民币国际化对不同技术依赖程度企业技术创新影响的差异，本文将样本企业划分为高技术企业和非高技术企业¹，当企业为高技术企业时虚拟变量 tech 取 1，否则为 0。从表 6 第（3）

（4）列可以看出，人民币国际化与技术依赖度的交乘项系数显著为正，说明人民币国际化对高技术企业创新投入和产出的促进作用更强，可能的原因是由于高技术行业的特殊性质，其唯有持续进行创新才能保持市场竞争力，因此源源不断的技术创新是高技术行业赖以生存和可持续发展的保证，人民币国际化所带来的企业融资约束的缓解进一步增加了高技术行业的创新投入，进而促进了其创新产出。

2.考虑企业所处地区特征

（1）地区跨境贸易人民币结算试点启动顺序差异。现阶段，我国人民币国际化主要是由交易媒介职能的发展尤其是跨境贸易人民币结算的增长推动的。2009 年跨境贸易人民币结算试点的启动标志着人民币国际化的快速发展，我国逐渐扩大跨境贸易人民币结算境内范围：2009 年 4 月首先将上海和广东省四市作为首批跨境贸易人民币结算试点，2010 年 6 月将跨境贸易人民币结算试点地区扩展至北京、天津等 20 个省（自治区、直辖市），2011 年 8 月跨境贸易人民币结算境内范围扩大至全国²。在跨境贸易人民币范围逐步扩大的过程中，不同地区跨境贸易人民币结算试点成立的顺序对企业技术创新的影响是否存在差异？为此，本文按照企业所处地区将样本企业划分入先行区和非先行区³，当企业所处地区位于先行区

¹ 根据国家统计局颁布的《高技术产业统计分类目录》，结合中国证券监督管理委员会发布的《上市公司行业分类指引（2012 年修订）》，本文的高技术企业样本包括医药制造业、专用设备制造业、铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业、电气机械及器材制造业、计算机、通信和其他电子设备制造业、仪器仪表制造业的企业，剩余样本企业为非高技术企业。

² 跨境贸易人民币结算资料来源于中国人民银行。

³ 按照跨境贸易人民币结算试点启动的时间顺序，将 2010 年及以前成为跨境贸易人民币结算试点的省（自

时 area 取 1, 否则为 0。从表 6 中第 (5) (6) 列可以看出, 人民币国际化对先行区企业创新投入和产出的促进作用较强, 可能的原因是由于先行区较早地开展跨境贸易人民币结算, 跨境人民币业务较为成熟, 企业在对外贸易中更愿意以人民币结算, 规避企业汇率风险, 节省企业交易成本, 促进企业对外贸易, 而对外贸易的企业为了提升海外市场竞争力, 不断进行吸收外国先进技术并进行产品创新, 企业创新能力有较大的提高。

(2) 地区市场化程度差异。地区市场化程度是影响企业技术创新的重要因素 (戴魁早和刘友金, 2013)。因此, 为了验证人民币国际化对位于不同市场化程度的企业技术创新影响的差异, 本文根据王小鲁和樊纲编制的《中国分省市场化指数报告 2018》并将各省市场化指数补充至 2018 年, 将样本企业根据各省市场化指数的中位数值进行分组: 市场化程度大于中位数值纳入高市场化水平组, 虚拟变量 market 取值为 1; 反之则为 0。从表 6 中第 (7) (8) 列交乘项的估计系数看, 人民币国际化对高市场化地区的企业技术创新投入和产出的促进作用更强, 可能的原因是人民币国际化水平的提升促进了高市场化地区的资源配置效率, 创新资源配置效率的提高激发企业进行技术创新的积极性, 从而企业创新投入增加; 同时, 由于市场化程度较高的地区企业市场竞争激烈, 为了提高市场竞争力和产品收益, 这些企业创新投入转化为产出的效率更高, 因而人民币国际化对这些企业创新产出的促进作用更大。

综上, 在考虑了企业自身特征和企业所处地区特征之后, 人民币国际化依旧对企业技术创新有促进作用。异质性分析发现, 人民币国际化对非国有企业、高技术企业、先行区企业以及处于市场化程度较高的地区企业创新投入和产出的促进作用更强。

治区、直辖市) 归为先行区, 包括北京、天津、内蒙古、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、湖北、广东、广西、海南、重庆、四川、云南、吉林、黑龙江、西藏、新疆; 非先行区包括河北、山西、安徽、江西、河南、湖南、贵州、陕西、甘肃、宁夏、青海。

表6 异质性分析表

变量	所有制		技术依赖度		跨境贸易结算试点顺序		市场化程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	rd	patent	rd	patent	rd	patent	rd	patent
soe	0.234*** (8.608)	0.113*** (3.692)						
rii×soe	0.040*** (4.959)	0.017* (1.681)						
tech			0.275*** (2.908)	-0.036 (-0.371)				
rii×tech			0.023** (2.333)	0.020* (1.701)				
area					0.296*** (6.214)	0.233*** (3.652)		
rii×area					0.042*** (5.118)	0.018* (1.788)		
market							0.464*** (6.708)	0.142* (1.723)
rii×market							0.074*** (10.593)	0.096*** (9.452)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区/行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10613	8346	10613	8346	10613	8346	10613	8346
R ²	0.906	0.925	0.905	0.924	0.904	0.924	0.904	0.924

六、影响机制分析

为了探究人民币国际化影响企业技术创新渠道,本文在基准模型的基础上引入人民币国际化与机制变量的交乘项,构建了如下计量模型¹:

$$rd_{it}(patent_{it}) = a_0 + a_1rii_t \times SA_{it} + a_j control_{it} + year_t + cp_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

$$rd_{it}(patent_{it}) = b_0 + b_1rii_t \times fsts_{it} + b_j control_{it} + year_t + cp_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

$$rd_{it}(patent_{it}) = c_0 + c_1rii_t \times comp_{it} + c_1rii_t \times comp_{it}^2 + c_j control_{it} + year_t + cp_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

$$rd_{it}(patent_{it}) = d_0 + d_1rii_t \times SA_{it} + d_2rii_t \times fsts_{it} + d_3rii_t \times comp_{it} + d_4rii_t \times comp_{it}^2 + d_j control_{it} + year_t + cp_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

¹ 同样值得说明的是,由于在此部分也控制了时间固定效应,人民币国际化和货币供应量等时间序列变量被时间固定效应所吸收,这些时间序列变量均被省略掉,但控制时间固定效应可以更好地捕捉时间层面波动的影响,在一定程度上提升了估计结果的可靠性。

其中, $rd_{it}(patent_{it})$ 为被解释变量, rii_{it} 为重要解释变量, 机制变量分别为企业融资约束 (SA_{it})、海外经营程度 (fst_{it}) 以及行业竞争度 ($comp_{it}$)¹, 我们主要关注的是人民币国际化与机制变量交乘项的系数。此外, 我们还把人民币国际化与所有机制变量的交乘项同时引入模型, 以更好验证人民币国际化对企业创新的总体影响。

表 7 的 (1) (2) 列报告了融资约束效应的估计结果。人民币国际化与企业融资约束交乘项系数显著为负, 说明人民币国际化水平的提高可以缓解企业的融资约束, 从而促进企业技术创新。由此可以看出, 人民币国际化可以通过正向的融资约束效应促进企业技术创新, 可能的原因是人民币国际化增加了以人民币计价的金融资产的需求, 拓宽了企业融资渠道, 弱化了企业外源融资难度, 为企业技术创新提供资金支持, 从而促进了企业技术创新。

表 7 的 (3) (4) 列报告了贸易促进效应的估计结果。人民币国际化与企业海外经营程度交乘项系数显著为正, 说明人民币国际化可以促进企业海外经营, 而企业开展海外经营促进了企业技术创新。由此可以看出, 人民币国际化可以通过正向的贸易促进效应促进企业技术创新, 可能的原因是随着人民币国际化进程的推进, 开展海外经营的企业可以选择以人民币进行计价结算, 简化了交易流程, 降低了交易成本和汇率风险, 促进企业开展海外经营; 而开展海外经营的企业为了提高海外市场竞争力, 增加研发投入并学习国外先进的生产技术, 从而提高了企业的技术创新能力。

表 7 的 (5) (6) 列报告了行业竞争效应的估计结果。企业创新投入与人民币国际化和行业竞争度交乘项呈“倒 U 型”关系, 门槛值为 0.867, 又由于样本企业行业竞争度的上四分位数为 0.968, 这说明对于绝大部分企业来说, 其所处行业竞争度超过门槛值, 行业竞争度对企业创新投入的影响为负。由此可以看出, 人民币国际化大多通过负向的行业竞争效应抑制企业技术创新, 可能的原因是人民币国际化可以促进资本等创新要素的自由流动, 提升资源配置效率, 从而提升行业竞争度; 而对于竞争越激烈的行业, 企业产品越同质化, 企业间相对技术差距越小, 由此企业进行技术创新的动力不足, 从而产生“竞争逃避效应”, 不利于企业技术创新。

表 7 的 (7) (8) 列报告了机制分析的总回归结果。总体来看, 人民币国际化通过融资约束效应、贸易促进效应以及行业竞争效应对企业技术创新产生影响, 具体而言, 融资约束效应、贸易促进效应可以促进企业技术创新, 而行业竞争效应与企业技术创新呈“倒 U 型”关系, 且融资约束效应、贸易促进效应对企业技术创新的正向效应大于行业竞争对企业技术

¹ 用 SA 指数来衡量企业融资约束, 用企业海外销售收入加 1 的自然对数来衡量企业开展海外经营的程度, 用 1-HHI 来衡量行业竞争度。

创新的负向效应，由此人民币国际化可以促进企业技术创新，验证了理论模型中的假说 2。

表 7 机制分析表

变量	融资约束效应		贸易促进效应		行业竞争效应		总回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	rd	patent	rd	patent	rd	patent	rd	patent
rii×SA	-0.094*** (-10.650)	-0.039*** (-4.684)					-0.091*** (-10.304)	-0.037*** (-4.454)
rii×fstst			0.003*** (4.096)	0.002*** (3.104)			0.003*** (3.380)	0.002** (2.565)
rii×comp					1.097*** (2.923)	0.196 (0.383)	1.276*** (3.729)	0.366 (0.731)
rii×comp2					-0.633*** (-2.799)	-0.096 (-0.309)	-0.773*** (-3.720)	-0.216 (-0.713)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区/行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10613	8346	10613	8346	10613	8346	10613	8346
R ²	0.910	0.928	0.904	0.927	0.904	0.927	0.910	0.928

七、进一步分析

(一) 人民币国际化对企业创新影响的持续性分析

前文研究了人民币国际化对企业技术创新的影响，研究发现人民币可以促进企业技术创新水平。但是，人民币国际化这种影响可持续吗？接下来，本文检验人民币国际化是否会对企业未来的创新活动产生积极影响，检验结果见表 8 所示。结果显示，人民币国际化的系数在 t+1 期、t+2 期均显著为正，表明人民币国际化可以提高企业未来两期的创新投入和产出。以上研究发现，人民币国际化对企业技术创新的影响具有可持续性。

表 8 人民币国际化的持续性分析

变量	t+1期		t+2期	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	rd	patent	rd	patent
rii	0.059*** (3.833)	0.079*** (3.742)	0.084*** (4.447)	0.164* (1.846)
个体效应	控制	控制	控制	控制
地区/行业效应	控制	控制	控制	控制
观测值	7655	5981	5865	4534
R ²	0.916	0.937	0.910	0.947

(二) 人民币国际化对企业创新持续时间影响分析

前文研究发现人民币国际化可以提高企业技术创新水平,且这种影响具有可持续性。但由于企业创新活动具有投资周期长、投资风险高以及收益不确定性等特点,企业内部融资约束限制(Hall, 2002)、外部经济不确定性(Brower, 2000)等因素往往迫使企业终止创新活动,而已有研究发现,企业持续性创新对于提升企业竞争优势、促进企业创新水平具有重要意义(Ganter & Hecker, 2013)。因此,接下来本文探讨人民币国际化是否影响企业创新持续性?如何影响?

企业创新是一个动态过程,由于本文的时间区间为 2009-2018 年,对于 2009 年之前开展创新活动的企业,我们无法得知企业开展创新活动的具体时间,由此产生左侧数据缺失问题,为了解决左侧删失问题对估计结果带来的影响,本文参考何砚和陆文香(2017)的研究,选取 2008 年没有创新投入而 2009 年有创新投入的企业作为样本;同时,对于 2018 年之后企业的创新活动,我们也无法得知,从而产生右侧删失问题,生存分析(Survival Analysis)可以有效解决右侧删失问题,因此本文采用生存分析进行研究。本文所要研究的事件为企业创新持续性,借鉴余芬等(2021)的研究,定义起始事件为企业在某年开始有研发投入,终点事件为企业在某年及之后两年都没有研发投入,生存时间即为企业从开展创新活动到某年及之后连续 3 年内都未进行创新的时间。

首先,本文运用 Kaplan-Meier 法给出企业持续创新的生存函数曲线,估计生存时间的概率分布和生存率,初步估计人民币国际化对企业创新持续性的影响。具体地,将样本企业根据人民币国际化程度的中位数值进行分组:人民币国际化程度大于中位数值的纳入高人民币国际化水平组,其余的归入低人民币国际化水平组。

图 2 给出了高人民币国际化水平组和低人民币国际化水平组企业持续创新的生存函数。从图中可以看出,在样本期内,高人民币国际化水平组的生存曲线始终高于低人民币国际化水平组,人民币国际化程度高时企业的创新持续时间大于人民币国际化水平时企业的创新持续时间,即人民币国际化程度的提高有可能会延长企业的创新时间。

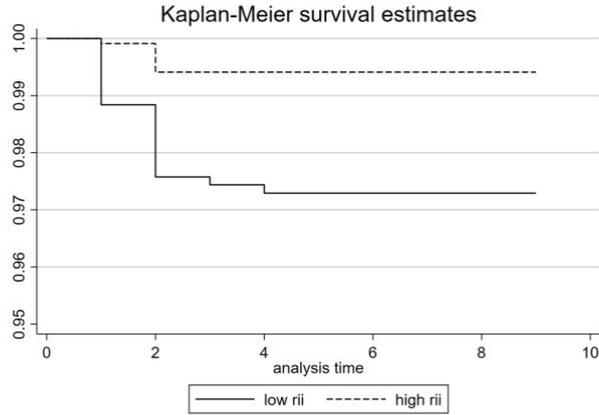


图 2 企业创新持续时间生存曲线图

接下来，为了准确考察人民币国际化对企业创新持续性的影响，本文用 Cox 比例风险模型进行估计，构建如下计量模型：

$$cox(h_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 rii_t + \gamma_2 control_{it} + cp_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中， h_{it} 为企业创新风险函数，其他变量含义与上文相同。我们关注的是人民币国际化的估计系数 γ_1 的显著性及符号，当 $\gamma_1 > 0$ 时，企业中创新活动的风险增大，即表明人民币国际化水平的提高不利于企业持续进行技术创新；反之则表明人民币国际化促进了企业创新持续性。

表 9 报告了人民币国际化对企业创新持续性的估计结果。估计结果显示，人民币国际化的估计系数在 5% 的显著性水平上显著为负，表明人民币国际化水平的提升降低了企业中止创新的概率，从而促进了企业持续创新，这一结论在依次引入控制变量、控制地区和行业固定效应后依然成立。

表 9 企业创新持续性分析

变量	企业创新持续性分析		
	(1)	(2)	(3)
rii	-0.433*** (-4.123)	-0.336*** (-2.936)	-0.200** (-2.291)
个体效应	控制	控制	控制
地区/行业效应	不控制	不控制	控制
观测值	2072	2072	2072

八、结论与政策建议

本文探究了人民币国际化这一制度创新对企业技术创新的影响，首先构建理论模型，阐述了货币国际化影响企业技术创新的内在机理。在此基础上，本文利用 A 股上市公司

2009-2018 年的数据, 通过构建人民币国际化指数, 实证检验了人民币国际化对企业技术创新的影响。实证结果表明, 人民币国际化可以促进企业技术创新, 并且该结论在替换变量、缩小样本范围、区分企业特征以及控制内生性问题后依然成立。异质性分析发现, 人民币国际化对非国有企业、高技术企业、先行区企业以及处于市场化程度较高的地区企业创新投入和产出的促进作用更强。进一步分析表明, 人民币国际化可以通过融资约束效应、贸易促进效应以及行业竞争效应作用于企业创新, 且融资约束效应、贸易促进效应对企业技术创新的正向效应大于行业竞争对企业技术创新的负向效应。此外, 人民币对企业技术创新的影响具有可持续性, 并且人民币国际化可以延长企业创新的持续时间。

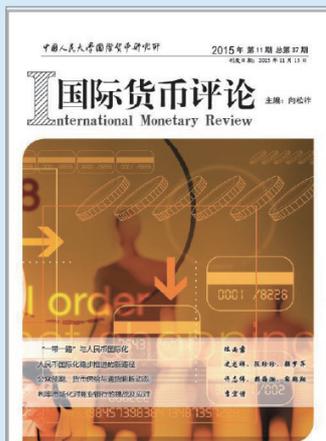
根据以上结论, 本文得到如下启示。第一, 继续深化利率和汇率市场化改革, 有序实现资本项目可兑换; 加快金融体制改革, 完善金融市场发展, 扩大金融市场对外开放, 夯实人民币国际化的基础, 稳步推进人民币国际化进程。第二, 进一步发挥人民币贸易结算货币职能, 为企业跨境贸易提供交易便利和投融资便利, 加快企业“走出去”步伐, 促进企业吸收国外先进人才、技术和管理经验, 提高企业技术创新水平。第三, 逐渐增强人民币计价货币和储备货币职能, 推动人民币国际化向高水平发展, 增强世界经济体对人民币资产的认可度和接受度, 拓展企业融资渠道, 推动企业加大研发投入, 提升企业技术创新水平。第四, 企业要利用人民币国际化的契机, 立足国内大循环, 发挥比较优势, 吸引全球资源要素, 加大创新力度, 提升技术创新能力。

【参考文献】

- [1] Aghion P, Bergeaud A, Lequien M, Melitz M J. The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports [R]. Harvard University Working Paper, 2019.
- [2] Brouwer M. Entrepreneurship and Uncertainty: Innovation and Competition among the Many [J]. Small Business Economics, 2000(2): 149-160.
- [3] Ganter A, Hecker A. Persistence of innovation: discriminating between types of innovation and sources of state dependence [J]. Research Policy, 2013(8): 1431-1445.
- [4] Hall B. The Financing of Research and Development[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002(18): 35-51.
- [5] Kenen P B. Currency internationalization: an overview [R]. BIS Papers, 2011.
- [6] Lucas R. On the mechanics of economic development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988(22): 3-39.
- [7] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003(6): 1695-1725.
- [8] Nguyen N H, Phan H V. Policy Uncertainty and Mergers and Acquisitions [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017(2): 613-644.
- [9] North D. C, Thomas R P. The Rise of the Western World: A New Economic History [M]. Cambridge University Press, 1973.
- [10] Romer P M. Increasing Returns and Long-Run Growth [J]. Journal of Political Economy, 1986(5): 1002-1037.
- [11] Romer P M. Endogenous Technological Change [J]. Journal of Political Economy, 1990(5): 71-102.
- [12] Schumpeter, J C. Socialism and Democracy [M]. Harper & Brother Press, 1942.
- [13] Solow R M. A Contribution to the Theory of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1956(1): 65-94.
- [14] Wooldridge J M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data[M]. Cambridge University Press, 2002.
- [15] 陈奉先, 杜永平. 中国货币互换协议缔结的驱动因素与作用效果研究 [C]. 制度型开放与“一带一路”高质量发展论文集(上), 2019: 125-144.
- [16] 崔琨, 施建淮. 关税冲击、中间品贸易与货币国际化 [J]. 国际贸易问题, 2021(1): 160-174.
- [17] 戴魁早, 刘友金. 市场化改革能推进产业技术进步吗?——中国高技术产业的经验证据 [J]. 金融研究, 2020(2): 71-90.
- [18] 戴金平, 甄筱宇. 人民币国际化促进了中国企业国际化吗? [J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2020(3): 46-56.
- [19] 戴金平, 范猛, 沈文慧. 中国金融开放的测度与评估 [J]. 中国外汇, 2020(17): 28-31.
- [20] 邓富华, 杨甜婕, 霍伟东. 双边货币互换协议与跨境贸易人民币结算——基于资本账户约束视角的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2020(6): 160-174.
- [21] 邓贵川, 彭红枫. 货币国际化、定价货币变动与经济波动 [J]. 世界经济, 2019(6): 20-46.
- [22] 段军山, 庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新 [J]. 中国工业经济, 2021(1): 155-173.

- [23] 冯根福, 郑明波, 温军, 张存炳. 究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新——基于九大中文经济权威期刊和 A 股上市公司数据的再实证 [J]. 中国工业经济, 2021(1): 17-35.
- [24] 高海红, 余永定. 人民币国际化的含义与条件 [J]. 国际经济评论, 2010(1): 43-61.
- [25] 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(2): 109-123.
- [26] 郭建伟, 赵媛媛. 人民币国际化: 现实与前瞻 [J]. 经济问题, 2013(1): 67-72.
- [27] 何砚, 陆文香. 人民币升值如何影响中国出口企业的创新? [J]. 金融论坛, 2017(5): 50-61.
- [28] 孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新 [J]. 经济研究, 2017(10): 144-157.
- [29] 李春涛, 宋敏. 中国制造业企业的创新活动: 所有制和 CEO 激励的作用 [J]. 经济研究, 2010(5): 55-67.
- [30] 李增福, 陈俊杰, 连玉君, 李铭杰. 经济政策不确定性与企业短债长用 [J]. 管理世界, 2022(1): 77-89.
- [31] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较 [J]. 经济研究, 2014(6): 115-128.
- [32] 马妍妍, 俞毛毛, 程京京. 资本市场开放促进企业创新了么? ——基于陆港通样本的微观证据 [J]. 财经论丛, 2019(9): 39-52.
- [33] 彭红枫, 谭小玉. 人民币国际化研究: 程度测算与影响因素分析 [J]. 经济研究, 2017(2): 127-141.
- [34] 沙文兵, 钱圆圆, 程孝强, 张玫. 人民币国际化程度再评估及其影响因素研究 [J]. 财贸研究, 2020(12): 19-35.
- [35] 申宇, 任美旭, 赵静梅. 经济政策不确定性与银行贷款损失准备计提 [J]. 中国工业经济, 2020(4): 154-173.
- [36] 盛斌, 景光正. 汇率波动、金融结构与技术创新 [J]. 财贸经济, 2021(10): 132-146.
- [37] 王雅琦, 卢冰. 汇率变动、融资约束与出口企业研发 [J]. 世界经济, 2018(7): 75-97.
- [38] 向宇, 代沁雯. 人民币国际化与汇率稳定: 双向 FDI 跨境结算视角 [J]. 财经科学, 2021(12): 28-39.
- [39] 杨丹丹, 沈悦. 对外直接投资、科技创新与货币国际化 [J]. 金融论坛, 2021(5): 40-49.
- [40] 杨国超, 刘静, 廉鹏, 芮萌. 减税激励、研发操纵与研发绩效 [J]. 经济研究, 2017(8): 110-124.
- [41] 杨荣海, 李亚波. 资本账户开放对人民币国际化“货币锚”地位的影响分析 [J]. 经济研究, 2017(1): 134-148.
- [42] 杨荣海, 杜林丰. 人民币国际化背景下资本账户开放风险测度研究 [J]. 国际金融研究, 2021(10): 67-77.
- [43] 余芬, 樊霞, 张巧玲. 政府补贴促进还是抑制企业创新持续性——基于异质性创新动机视角 [J]. 中国科技论坛, 2021(5): 67-78.
- [44] 于国才, 王晨宇. 货币互换协议、金融市场与中国对外直接投资 [J]. 南方经济, 2021(3): 19-35.
- [45] 张成思, 刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究——基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角 [J]. 经济研究, 2018(12): 51-67.
- [46] 诸竹君, 陈航宇, 王芳. 银行业外资开放与中国企业创新陷阱破解 [J]. 中国工业经济, 2021(10): 175-192.

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自2010年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过20字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于6000字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式:

来稿请首选E-mail,请通过电子邮箱将论文电子版(word格式)发送至 imi@ruc.edu.cn,并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”,并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址:

北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学文化大厦605室 邮编:100872

《国际货币评论》编辑部

1937

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注