引用格式：丁文丽，杨渝镜，胡列曲. 中国-东盟金融合作如何影响贸易伙伴关系？——基于文本分析和机器学习[J]. 技术经济，2025，44(9)：62-79.

Ding Wenli，Yang Yujing，Hu Liequ. How does China-ASEAN financial cooperation affect trade partnerships? Based on text analytics and machine learning[J]. Journal of Technology Economics，2025，44(9)：62-79.

中国-东盟金融合作如何影响贸易伙伴关系？

——基于文本分析和机器学习

丁文丽[1]，杨渝镜[2]，胡列曲[3]

（1. 云南师范大学经济学院，昆明 650500；2. 云南师范大学地理学部，昆明 650500；
3. 云南民族大学经济与管理学院，昆明 650504）

摘 要：中国-东盟是亚太区域最成功、最具活力的地区合作样板，分析中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的影响机制，对中国-东盟推动国际要素循环流动，服务构建新发展格局至关重要。运用文本分析和机器学习技术建立金融合作指数，探讨2008—2023年中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的影响。研究发现：一是中国-东盟金融合作有效加强贸易伙伴关系，且无论市场主导还是政府主导都发挥积极作用；二是当东盟国家经济发展速度、市场化程度及对中国文化认同程度越高时，中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的积极作用更大；三是中国-东盟金融合作通过减少两国货币波动，降低金融风险不确定性的“环境”渠道，和加强两国直接投资，提供金融资源的“资源”渠道促进贸易伙伴关系；四是全球地缘政治风险对中国-东盟金融合作与贸易伙伴关系存在U型调节作用。研究结果为更好发挥金融效力，增强中国-东盟外贸韧性，助力贸易伙伴关系高质量发展提供了有益参考。

关键词：金融合作；贸易伙伴关系；中国-东盟；文本分析；机器学习

中图分类号：F74 **文献标志码**：A **文章编号**：1002-980X(2025)09-0062-18

DOI：10.12404/j.issn.1002-980X.J25010104

一、引言

自1991年中国-东盟建立对话关系以来，双方在政治安全、经济贸易、社会人文三大领域取得了丰硕成果，已成为最大规模的贸易伙伴、最富内涵的合作伙伴及最具活力的战略伙伴。其中，中国-东盟以贸易伙伴关系最为突出。海关总署数据显示，2024年双边贸易规模达6.99万亿元，东盟连续5年保持中国第一大贸易伙伴地位，中国连续16年为东盟第一大贸易伙伴，二者贸易伙伴关系对中国-东盟经济发展起着举足轻重的作用。然而，随着逆全球化思潮抬头，发展中经济体与发达经济体间的矛盾日益凸显，以世界贸易组织（World Trade Organization，WTO）为代表的多边贸易体制已日渐式微，为区域经济一体化背景下的中国-东盟贸易高质量发展带来挑战也迎来机遇[1-2]。可见，如何有效应对负面冲击，搭建健康可持续的中国-东盟贸易伙伴关系，增强外贸韧性迫在眉睫。

基于此，众多学者对中国-东盟贸易伙伴关系展开研究，其主要聚焦在“一带一路”倡议、文化制度差异、地缘经济关系等影响层面[3-4]。但事实上，金融作为实体经济血脉，适宜的金融合作能有效推动要素自由流动，为贸易伙伴关系深入发展带来新的动力。一方面，东盟国家发展水平异质性明显，特别是老挝、缅甸和

收稿日期：2025-01-01

基金项目：国家社会科学基金一般项目“多层次国际金融中心有序推进人民币国际化的机制与路径研究”(23BJL063)；云南省哲学社会科学创新团队建设项目“面向南亚东南亚跨境数字经济”(2024CX05)；国家自然科学基金重点项目“云南与周边国家金融合作的异质性约束及人民币区域化的实现机制与路径研究”(U2002201)；云南省基础研究计划项目“中国西南-东南季风交汇区高原特色经济作物生产的时空演化研究”(202201AU070038)

作者简介：丁文丽(1972—)，博士，云南师范大学经济学院教授，博士研究生导师，研究方向：国际金融合作；(通信作者)杨渝镜(1999—)，云南师范大学地理学部博士研究生，研究方向：金融地理，国际金融合作；胡列曲(1971—)，博士，云南民族大学经济与管理学院教授，博士研究生导师，研究方向：国际金融。

柬埔寨还处于明显落后水平[5]，制约了经贸往来高效运行。对此，中国与东盟国家通过金融合作增强国家间的资金流动，促使资金从资金充裕地区流向资金供给不足地区，实现资源配置优化，推动产业结构升级，为建立稳定的贸易伙伴关系奠定基础[6]。另一方面，东盟国家金融管制程度相对较低，存在地摊银行、洗钱、逃税等非正规现象，影响贸易伙伴关系的高质量建立。中国与东盟国家通过金融合作共同建立风险防范机制，助力加强国际间金融政策协调，降低经济合作进展中的可能风险，保障贸易流通的顺利进行。

因此，本文试图从金融合作层面探讨对中国-东盟贸易伙伴关系的影响，分析中国-东盟金融合作能否对贸易伙伴关系发挥应有之义？若产生作用，是如何影响，受到哪些因素驱动，以及在全球地缘政治风险波动冲击下，会对二者产生怎样的调节作用。厘清上述问题有利于为后续更好发挥金融合作效力，深化中国-东盟贸易伙伴关系提供科学依据。

二、文献综述

中国-东盟互为最大贸易伙伴，资源要素流动规模庞大。金融作为优化资源配置工具，中国-东盟金融合作与资源要素流动的关系已得到学界的重点关注。目前相关研究主要集中在金融合作度量、金融合作动因和金融合作对资源要素流动的影响效益等层面。

从金融合作的度量来看，金融合作是一个多元复杂的动态性过程，不仅涉及宏观国家政府层面的顶层设计，也涉及微观金融机构市场层面的基层创新，其呈现出国家间的异质性特点[7]。为量化金融合作程度，以往学者聚焦从货币、市场、监管等多重视角定性分析金融合作[8-9]，以及利用事件赋值法、熵值法、主成分分析等计量方法进行定量研究[10-11]。例如，丁文丽等[12]采用主成分分析和事件赋值法，从货币合作、金融市场合作、金融机构合作、金融基础设施合作和金融监管合作测度金融合作指数，考察中国与东盟国家金融合作的进展及深化程度。Xing[13]从货币互换、货币掉期、本币结算、货币报价交易、人民币清算行的货币合作维度，以及金融监管合作、金融机构合作、证券投资合作的金融市场合作维度，来量化中国-东盟金融合作水平。

从金融合作的动因来看，中国-东盟金融合作发展主要受到外生环境变动和内生需求驱动两方面的影响。从外生环境变动来看，中国-东盟金融合作源于1997年亚洲金融危机，各方通过扩大本地货币在跨境贸易结算、外汇交易、外汇储备使用及搭建金融安全网等领域[14]，降低各国依赖单一美元体系的脆弱性，以此实现维护地区金融稳定的目的。从内生需求驱动来看，金融合作体现在地区经济一体化发展产生的内生需要，地区不断密切的经贸往来推动了金融合作的发展[15]。换言之，地区经济一体化程度提高，意味着国家在区域内跨境贸易中使用本地区货币交易的需求增加，进而对金融合作提出需求[16]。

从金融合作对资源要素流动的影响来看，学界普遍认可金融合作带来的积极影响，认为金融合作能够促进经济增长，提高资源配置效率，深化两国合作关系。孙瑾等[17]从理论层面指出贸易投资合作离不开金融货币合作的支持，原因在于货币金融合作在防范金融风险、抵御危机、深化区域内合作、提高地区竞争力和推动区域内经济平稳增长等方面具有巨大潜力。尤宏兵等[18]认为中国-东盟金融合作对促进经贸发展、提升基础设施效率、加快经济创新与转型、推进人民币区域化等方面有着重要意义。于国才和王晨宇[19]指出货币互换协议对中国对外直接投资的规模与密集度有显著积极影响，且预期汇率风险在其中扮演着重要的影响机制。Jiang等[20]以货币互换协议作为金融合作代理变量，发现金融合作能够促进外国资本资本流入。杜婕等[21]实证发现中国-东盟金融合作显著促进了双边贸易及投资，在促进区域经济一体化和高质量发展方面发挥了重要作用。

综上分析，既有研究丰富了金融合作对资源要素流动影响的认识，为从贸易视角系统研究中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系影响奠定了坚实基础。然而，现有关于中国-东盟金融合作程度的量化研究，虽较为完整的展现了金融合作的多样性，但难以快速抓取信息并实时反映金融合作进程。同时，研究大多仅探讨了中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的直接影响，既缺少对其内在机制进行深入分析，也缺乏对因宏观环境变动而可能产生溢出效应的探讨。

本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面：一是分析方法上，考虑到金融合作的动态性、复杂性和多元性，运用文本分析和机器学习技术将合作新闻作为数据来源，构建中国-东盟金融合作指数，拓展了度量

区域金融合作水平的研究方法。二是研究内容上,根据中国-东盟金融合作特点,从稳定货币波动的“环境”渠道和促进直接投资的“资源”渠道,两个角度分析了中国-东盟金融合作影响贸易伙伴关系的内在机理。三是现实意义上,结合外部环境变化,考察国际地缘政治冲突对中国-东盟金融合作与贸易伙伴关系间的调节效应,丰富了发展中国家在复杂环境变化下如何平衡合作与风险的相关研究。

三、理论分析与提出假设

(一)中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的直接影响

相互依赖理论指出,一国经济政策变动会对相互依赖国的经济造成“外溢效应”,使国家间的经济要素产生相互影响。中国与东盟互为最重要的贸易伙伴,以金融为抓手建立紧密的依赖关系会对双方贸易往来起着重要支持作用。也就是说,中国-东盟金融合作不仅能够促进资金流动,优化资源配置,降低贸易成本;还能创新金融产品,满足多元化需求,加快贸易效率[22]。因此,中国-东盟金融合作能够促进贸易伙伴关系深化。

分主体来看,政府主导的金融合作从政府、中央银行等层面达成合作协议,为中国-东盟贸易往来提供官方渠道和风险保障。一方面,中国-东盟政府金融合作通过签署货币互换、边贸协定、人民币清算安排的合作备忘录等,打通交易媒介壁垒,在推动贸易交易标准化、规范化的同时,减少繁琐的汇兑流程和第三方货币波动的不稳定风险[23]。甚至早在20世纪90年代,为加快贸易交易效率,与中国接壤的东盟国家就已率先在互市贸易中自发实现了本币合作。另外,中国-东盟政府金融合作通过签署信息共享备忘录、金融监管合作备忘录等,加强风险信息共享与交流,其既能减少跨国金融活动中的监管套利和监管漏洞,还能降低贸易双方信息不对称带来的风险,提高市场透明度[24]。市场主导的金融合作从金融机构、金融市场等层面完善金融服务,为中国-东盟贸易往来提供便利平台和丰富资源。中国-东盟市场金融合作不仅能提供融资、咨询服务,为双方贸易活动给予更多选择[25],还能立足各国的实际需求,因地制宜创新各类金融产品,加快金融服务效率。例如,中国建设银行依托中老铁路,为货物贸易提供多式联运提单融资服务。富滇银行搭建“富滇银行跨境通”系统,利用行内清算专线,实现点对点的跨境贸易人民币速汇业务。此外,中国-东盟市场金融合作还能联动市场资本,汇聚资金池,通过推动产业发展,服务中国与东盟国家的贸易往来,深化双方贸易伙伴关系。

基于此,本文提出假设1:

中国-东盟金融合作能够加强贸易伙伴关系,且无论是市场主导还是政府主导都发挥积极作用(H1)。

(二)中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的作用渠道

1.“环境”渠道

建设贸易强国和金融强国是中国的发展目标,中国不仅拥有超大规模市场,也具备较为完善的金融结构和管理体系。东盟国家通过与中国展开双边合作,既能立足实际、因国施策,还能优化资源配置,为实体经济注入“活水”,推动国际贸易蓬勃发展。具体而言,中国-东盟金融合作通过减少两国货币波动,降低金融风险不确定性,提升贸易伙伴关系水平。最优货币区理论指出,货币稳定有助于减少汇率风险,降低交易成本,提高跨境贸易效率[26]。中国-东盟金融合作的重要内容之一是货币互换协议,货币互换可以为金融市场提供短期流动性便利,促进双边贸易投资,以及维护协议国金融市场稳定[27]。因此,中国-东盟金融合作可以通过稳定货币汇率,提升市场透明度和可预见性,以增强企业贸易信心,降低贸易汇率风险和交易成本。

基于此,本文提出假设2a:

中国-东盟金融合作通过减少双边货币波动,降低金融风险不确定性的“环境”渠道,提升贸易伙伴关系水平(H2a)。

2.“资源”渠道

中国-东盟金融合作通过加强双边直接投资,相互提供金融资源,提升贸易伙伴关系水平。达成金融合作一定程度上意味着两国关系友好,使得金融机构对东道国直接投资的顾虑减轻[28],以便更多主体利用金融资本推动实体经济发展,做大市场规模。同时,根据产业转移理论,中国-东盟金融合作有助于促进技术、

资本、劳动等生产要素跨境流动，加快产业结构转型升级[29]，为中国和合作国创造更多真实需求，深化双方贸易往来。此外，由于东盟各国发展水平不一，在社会、经济、金融等方面与中国存在差距，中国与部分东盟国家金融合作还将基于援助性考虑，通过直接投资，建设金融基础设施[30]，提高金融服务能力，为各国贸易往来提供更便利的营商环境。

基于此，本文提出假设 2b：

中国-东盟金融合作通过加强双边直接投资，提供金融资源的“资源”渠道，提升贸易伙伴关系水平（H2b）。

（三）全球地缘政治风险的调节效应

自中美关系日益紧张以来，其产生的溢出效应已扩散全球，对各国金融关系和贸易格局产生了重大影响[31-33]。因此，互为最大贸易国的中国-东盟有必要考虑地缘政治风险冲击对金融合作和贸易伙伴关系的作用。全球地缘政治风险上升的重要原因之一是大国竞争和博弈，其主要体现在战略空间地位追求、地缘经济对抗和地缘要素争夺[34]。面对大国竞争博弈，小国为降低政治、经济等风险，通常会采取“导向一边”或“保持观望”的态度[35]，使其既不利于大国与小国金融合作的正常推行，也削弱了国家间贸易伙伴关系深化[36]。其中，东盟国家位于“印太战略”核心，东盟各国对中国和其他大国的合作态度亦更加谨慎[37]，导致全球地缘政治风险削弱中国-东盟金融合作与贸易伙伴关系。

但从数据来看，2020 年全球地缘政治风险指数受贸易争端、新冠肺炎疫情等多重因素处于高位之时，中国最大贸易伙伴却由欧盟转变为东盟，全球地缘政治风险并非持续发挥消极效应。区域经济一体化理论指出，深化区域内的贸易、金融和投资联系所形成的经济网络，可以有效降低对全球经济波动的依赖，促使区域在高风险环境中实现风险分散和经济稳定[38-39]。事实上，东盟经济规模庞大，已具备与中国深化金融合作的现实需求、历史基础及区位优势，是中国发展区域经济一体化的重中之重。同时，中国一直积极与东盟国家达成金融合作，特别是通过货币互换搭建区域金融网络，以及提供援助性金融手段改善各国金融环境，为中国-东盟贸易伙伴关系的高效运行提供了安全保障。因此，随着国际环境的日益紧张，金融效力滞后性开始显现，反而在地缘政治风险居高不下之时发挥积极作用，促进中国-东盟贸易伙伴关系深化。

基于此，本文提出假设 3：

全球地缘政治风险在中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的影响中存在 U 型关系（H3）。

四、研究设计

（一）变量衡量

1. 金融合作指数

本文从新闻媒体中筛选与金融合作相关的新闻报道，采用文本分析和机器学习技术构建富有连续性、动态性、时效性的中国-东盟金融合作指数。首先，新闻媒体作为对外国际宣传和事实报道的重要媒介，尤其是当中国与他国建立合作关系等诸如此类的重大标志性事件发生，必然会引起新闻媒体密切关注和实时报道。其次，新闻媒体具有内容覆盖面广、更新频率快等特点，使大量金融合作信息能够高效便利获取。最后，新闻媒体是具体事件的“捕捉器”和国家社会的“代言人”，根据事件的报道频率和关注重点，可以反映报道事件的重要程度和大部分公众对报道事件的认知态度[40]。具体步骤如下。

（1）获取原始文本。鉴于报刊的代表性、客观性和专业性，本文选择《人民日报》《经济日报》和《Asean Briefing》的数字报刊库作为构建金融合作指数数据来源，运用 Python3. 9. 7 软件将 2008 年 1 月 1 日—2023 年 12 月 31 日期间出现“中国”和“老挝”、“中国”和“缅甸”等 10 组词语的新闻进行抓取，整理为“国家-标题-发布日期-新闻全文”的文本信息，随后根据全文内容剔除重复新闻和失效链接，利用 Jieba 及财经词典对文本进行分词、数据清洗，进而将 47227 条非结构化的文本数据转化为词向量进行存储。

（2）构建基础词典。参考以往学者研究方法[41]，结合现有国内外研究围绕货币合作、金融市场、金融机构、金融监管合作等不同视角构造金融合作指数研究的基础上，随机阅读 200 份抓取的报刊新闻，从“事件”和“行为”两个层面制定有关金融合作关键词的词库 1. 0（见表 1）。

(3)拓展词典关键词。为弥补人工构建词库存在关键词遗漏的不足,基于维基百科中文文本,运用词向量(Word to Vector,Word2Vec)中的神经网络连续词袋模型(continuous bag of words, CBOW)对词库1.0进行训练,以此通过机器学习得到与每个关键词对应最相似的10个词语,构建金融合作词库2.0(见表2)。

(4)整理最终词典。由于得到的部分词语存在明显不合理、表意有争议、词语重复等现象,在相似值达到0.8及以上的基础上,对相似词再次进行人工筛选处理,最终得到共计包含142个关键词的金融合作词库3.0。进一步,根据金融合作主体不同,从宏观层面国家主导的政府金融合作和微观层面金融机构主导的市场金融合作两大维度对词库3.0进行判断分类,即形成政府金融合作词库3.0.1和市场金融合作词库3.0.2,分主体的中国-东盟金融合作词库见表3。

(5)计算关键词频次。首先,按照词库3.0中"事件"和"行为"的先后顺序与原始文本进行匹配,运用词典法计算出"事件"和"行为"的新闻词频①;其次,以"事件"新闻词频大于0为前提,筛选金融合作相关新闻,得到对应的"行为"新闻词频;最后,基于"行为"新闻词频,根据国家差异进行年度求和,得到不同

表1　中国-东盟金融合作基础词库1.0

对象	中国-老挝,中国-缅甸,中国-柬埔寨,中国-越南,中国-泰国,中国-马来西亚,中国-新加坡,中国-印度尼西亚,中国-文莱,中国-菲律宾
事件	货币、基金、证券、期货、股票、银行、保险、贷款、票据、结算、清算、货币互换、金融援助、金融风险、融资平台、外汇市场、金融业务、金融合作、金融对话、金融监管
行为	签订、认同、联系、达成、同意、共识、协作、加强、框架、协同、协调、搭建、建立

表2　中国-东盟金融合作拓展词库2.0示例

关键词	相似词	相似值	关键词	相似词	相似值
货币	通货	0.8575	签订	签定	0.8783
货币	纸币	0.8329	签订	签署	0.8501
货币	货币制度	0.8211	签订	签订协议	0.8215
货币	货币政策	0.8153	签订	签属	0.8090
货币	汇率	0.7671	签订	续签	0.8008
货币	外币	0.7215	签订	达成协议	0.7607
货币	银币	0.7175	签订	订立	0.7503
货币	货币流通	0.7157	签订	草签	0.7186
货币	固定汇率	0.7089	签订	签立	0.6972
货币	本国货币	0.7017	签订	缔结	0.6922

表3　分主体的中国-东盟金融合作词库

词库	政府主导金融合作词库3.0.1	市场主导金融合作词库3.0.2
对象	中国-老挝,中国-缅甸,中国-柬埔寨,中国-越南,中国-泰国,中国-马来西亚,中国-新加坡,中国-印度尼西亚,中国-文莱,中国-菲律宾	
事件	国债、汇率、货币、金援、救济、救助、利率、通货、纸币、资助、本币互换、货币互换、货币交换、货币流通、货币政策、货币制度、金融对话、金融风险、金融监管、金融援助、经济援助、流动性风险、提供援助、无偿援助	保单、保险、承保、贷款、抵押、分行、股票、汇兑、货款、基金、结算、借贷、借款、理赔、票据、期货、期权、清算、券商、融资、私募、贴现、投资、外汇、外债、外资、银行、增资、证券、支行、注资、资本、保险业、银行业、保险公司、保险业务、创业基金、股票市场、金融服务、金融公司、金融机构、金融市场、金融业务、金融资产、跨境支付、期货交易、期货市场、融资平台、商业银行、投资银行、外汇交易、外汇市场、信托公司、信用风险、银行贷款、银行业务、证券公司、证券市场、直接投资、专项基金
行为	成立、创建、创立、创设、促进、搭建、达成、达到、达致、答应、缔结、调节、订下、督导、改善、巩固、共识、共同、沟通、构建、合作、加强、监控、建立、控制、框架、扩大、联合、联手、联系、默许、批准、签订、签定、签署、强化、确立、认可、认同、设立、提升、提议、同意、完成、协调、协定、协商、协同、协议、协作、携手、续签、一致、应允、赞同、增进、准许、组建	

注:受篇幅限制,中国-东盟金融合作词库3.0是政府主导金融合作词库3.0.1和市场主导金融合作词库3.0.2的合并。

① 考虑到《Asean Briefing》导出的新闻文稿为英文,而本文是以维基百科中文文本对词库进行机器学习拓展词库。因此,本文在计算词频之前已利用Python中的googletrans库将《Asean Briefing》的文本转译为中文。

年份中国与东盟国家的金融合作词汇词频，即 $FC_words_{i,t}$。另外，参考 Baker 等[42]的研究方法，对词频进行标准化处理，最终得到中国-东盟总体金融合作指数 $FC_index_{i,t}$，计算公式如式(1)~式(3)所示。此外，根据表 3 中政府金融合作词库 3.0.1 和市场金融合作词库 3.0.2，按照上述计算方式再分别测度政府金融合作指数($GFC_index_{i,t}$)和市场金融合作指数($MFC_index_{i,t}$)。

$$AFC_words_i = \frac{\sum_{t=1}^{N} FC_words_i}{N} \tag{1}$$

$$SFC_words_i = \frac{100}{AFC_words_i} \tag{2}$$

$$FC_index_{i,t} = FC_words_{i,t} \times SFC_words_i \tag{3}$$

其中：i 为东盟 10 国，N 为总年度数，即 2008—2023 年共 16 年，t 取值为[1,16]；$FC_words_{i,t}$ 为在第 t 年度新闻报道的中国与 i 国含有金融合作相关词汇频次；AFC_words_i 为期间内 i 国每年度出现的金融合作相关词汇的平均频次；SFC_words_i 则为在平均频次(AFC_words_i)基础上进行标准化处理的结果；$FC_index_{i,t}$ 为本文计算的第 t 年中国与 i 国总体金融合作指数。

图 1 展示了金融合作指数的变化情况，中国-东盟金融合作指数总体呈上升趋势，其区域金融合作日渐紧密。但分年限来看，中国与东盟国家金融合作水平分别在 2010 年、2012 年、2018 年和 2020 年出现了一定程度下降。原因在于随着亚太地区发展向好，世界经济增长重心“自西向东”态势显现，美国在 2009 年提出了“重返亚太”概念，东南亚地区成为战略着力点，随后几年通过一系列军事部署、建立合作关系等，促使中国外交压力剧增。2018 年金融合作水平下降可能受中美贸易摩擦导致国际关系紧张影响，使得国内金融向外合作低迷；2020 年金融合作水平下降则是由于全球新冠肺炎疫情冲击使得中国与各国国际合作开展困难。但总体均在短暂下降以后迅速得到回升，意味着中国与东盟国家金融合作极具韧性。分主体来看，中国与东盟国家的政府金融合作指数波动较大，特别是在受到外部冲击时，政府金融合作负面反应最为明显，而市场金融合作指数相较平稳。原因可能在于东盟国家与中国的合作关系历久弥新，区位优势和历史优势促使贸易，特别是边境贸易发展成熟，稳定微观主体金融合作。

表 4 展示了分国别的金融合作指数变化情况。研究发现，国别间的金融合作水平仍存在较大差异。其中，在市场金融合作方面，马来西亚、越南、泰国与中国的金融合作指数较高，原因在于这些国家与中国不仅有着密切的经贸往来，而且本国金融基础设施相较完善，有助于加快金融交易效率。在政府金融合作方面，中国与不发达国家的老挝、柬埔寨和缅甸的金融合作程度明显提高，体现了中国与东盟在金融合作领域的援助性特点。

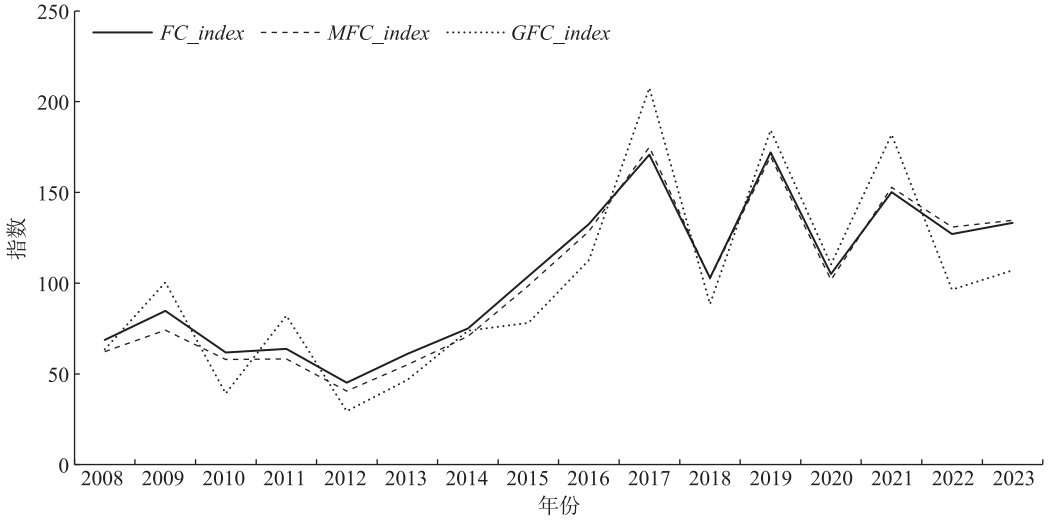


图 1　2008—2023 年中国-东盟金融合作指数变化

表 4　2008—2023 年分国别的中国-东盟金融合作指数变化

国家	2008 年			2013 年			2018 年			2023 年		
	总体	市场	政府	总体	市场	政府	总体	市场	政府	总体	市场	政府
马来西亚	106.7	104.3	121.3	78.4	76.0	71.0	95.6	99.2	82.7	131.2	130.0	98.9
越南	91.7	84.1	82.6	72.4	71.9	62.4	98.0	95.3	103.0	108.9	111.7	89.2
柬埔寨	77.3	78.8	83.3	10.9	11.0	5.7	100.2	98.7	64.5	172.6	176.4	144.7
印度尼西亚	73.8	71.7	62.8	103.7	102.6	106.1	131.4	132.4	124.9	128.4	128.4	112.8
新加坡	72.6	72.4	77.5	62.5	59.6	51.6	99.2	100.7	70.6	124.5	123.1	105.1
泰国	55.0	54.7	66.0	76.5	73.5	70.1	111.9	112.4	94.8	204.8	204.5	147.9
老挝	42.7	40.6	32.4	21.4	21.4	11.3	117.5	110.8	93.1	185.9	191.4	139.3
缅甸	36.6	37.7	39.0	29.7	29.4	13.9	113.9	112.0	74.6	134.7	140.0	118.5
菲律宾	35.7	35.1	29.5	61.5	50.5	46.4	80.7	89.7	88.2	80.7	78.4	73.8
文莱	23.8	21.3	9.0	48.5	49.1	27.6	80.0	74.5	88.5	61.0	62.3	41.1

2. 贸易伙伴关系

本文研究基于 Barbieri[43] 提出的贸易相互依存程度表征中国-东盟贸易伙伴关系水平（$IT_dep_{i,t}$）。其中，贸易显著性（$IT_sal_{i,t}$）体现了第 t 年贸易在中国与 i 国往来中的重要程度，贸易对称性（$IT_sym_{i,t}$）体现了第 t 年中国与 i 国贸易交流的平等程度。具体计算方式如式（4）~式（8）所示。

$$IT_share_{ic,t} = \frac{EM_{ic,t} + IM_{ic,t}}{EM_{i,t} + IM_{i,t}} \tag{4}$$

$$IT_share_{ci,t} = \frac{EM_{ic,t} + IM_{ic,t}}{EM_{c,t} + IM_{c,t}} \tag{5}$$

$$IT_sal_{i,t} = \sqrt{IT_share_{ic,t} \times IT_share_{ci,t}} \tag{6}$$

$$IT_sym_{i,t} = 1 - \left| IT_share_{ic,t} - IT_share_{ci,t} \right| \tag{7}$$

$$IT_dep_{i,t} = IT_sal_{i,t} \times IT_sym_{i,t} \tag{8}$$

其中：$EM_{ic,t}$ 和 $IM_{ic,t}$ 为第 t 年中国与 i 国的贸易出口额和贸易进口额；$EM_{i,t}$ 和 $IM_{i,t}$ 为第 t 年 i 国的贸易出口总额和贸易进口总额；$EM_{c,t}$ 和 $IM_{c,t}$ 为第 t 年中国的贸易出口总额与贸易进口总额；$IT_share_{ic,t}$ 为第 t 年中国与 i 国的贸易值占 i 国总体的贸易份额；$IT_share_{ci,t}$ 为第 t 年中国与 i 国的贸易值占中国总体的贸易份额。$IT_sal_{i,t}$ 值和 $IT_sym_{i,t}$ 值越大意味第 t 年双方贸易关系越重要、越平等，中国与 i 国的贸易伙伴关系水平 $IT_dep_{i,t}$ 则越高。

3. 控制变量

参照已有理论和研究成果[44-45]，本文研究基于中国-东盟宏观差异特征纳入以下 4 个指标作为控制变量：①货币政策差异度（*Policy*）。政策一体化理论指出，两国宏观经济政策相似度越高，得到的政策效果越接近。因此，越相似的货币政策代表双方利益共识越大，促使双方合作效率更高，更有利于双方资源要素流动。本文选择两国广义货币 M_2 与 GDP 的比重之差的绝对值作为衡量指标。$Policy_{ci,t} = \left| \frac{M_{2c,t}}{GDP_{c,t}} - \frac{M_{2i,t}}{GDP_{i,t}} \right|$。②双边生活水平差距（*Economics*）。两国人均 GDP 差值的绝对值的对数值表示。人均 GDP 代表该国的生活水平，两国差异性越小代表两国的消费水平、基础设施水平等服务设施越接近，更便于贸易往来。③双边金融发展水平差异（*Finance*）。金融发达水平不同导致提供的金融服务水平和遵循的金融规则存在差异，难以有效满足跨境贸易的多元化需求。本文以国际货币基金组织（International Monetary Fund，IMF）每年度量中国与合作国的金融发展水平差异的绝对值进行衡量，该指标从金融准入门槛、金融市场深度和金融效率层面量化金融发展水平，反映了国家间的金融发展水平距离。④双边首都距离（*Distance*）。一方面，根据地理学第一理论，距离越近影响越大，产生近邻效应的可能性越大；另一方面，距离越远对货物贸易运输的成本要求越高。因此，本文选择两国首都距离的对数值作为衡量指标。

（二）模型设计

为考察中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的影响，借鉴以往的实证分析方法，本文利用最小二乘估计法建立如式（9）所示的面板数据回归模型。

$$IT_dep_{i,t} = \alpha + \beta FC_index_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中：α 为截距项；i 为东盟 10 国；t 为时间；$IT_dep_{i,t}$ 为被解释变量，代表在 t 年度内中国与 i 国贸易伙伴关系；$FC_index_{i,t}$ 为解释变量，代表中国与 i 国在第 t 年的总体金融合作水平，为进一步分析不同主体间金融合作对贸易伙伴关系的影响，分别再以政府金融合作指数（$GFC_index_{i,t}$）和市场金融合作指数（$MFC_index_{i,t}$）进行度量分析，本文皆取对数处理；*Controls* 为一系列控制变量；λ_i 为不可观测的个体效应；μ_t 为不可观测的时间效应，用于控制宏观环境和个体差异；$\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。需要注意的是，β 为本模型的关注重点，其符号和显著性代表中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的影响关系，若 β 显著且为正，则意味中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系具有积极作用。

为验证中国-东盟金融合作能否通过“环境”和“资源”渠道影响贸易伙伴关系，本文借鉴 Baron 和 Kenny[46] 提出的中介效应进行分析，如式（9）~式（11）所示。

$$M_{i,t} = \alpha + \delta FC_index_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

$$IT_dep_{i,t} = \alpha + \rho M_{i,t} + \beta' FC_index_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中：$M_{i,t}$ 为中介变量。其中“环境”中介变量（*Rate*）以每年汇率变动率作为衡量指标，通过双边物价水平比值与双边名义汇率的乘积的变化率计算实际汇率波动水平。$Rate_{ci,t} = \left| Nrate_{ci,t} \times \frac{P_{c,t}}{P_{i,t}} - Nrate_{ci,t-1} \times \frac{P_{c,t-1}}{P_{i,t-1}} \right| \Big/ \left(Nrate_{ci,t-1} \times \frac{P_{c,t-1}}{P_{i,t-1}} \right)$。其中，$Nrate_{ci,t}$ 为第 t 年中国与合作国 i 的名义汇率，$P_{c,t}$ 为第 t 年中国的物价水平，$P_{i,t}$ 为第 t 年合作国 i 的物价水平；“资源”中介变量（*Investment*）以中国与合作国的双边直接投资总额的对数值进行度量分析，代表了资源要素流动情况。在该模型中，主要关注 β、δ、ρ 和 β' 的系数符号及显著性。

考虑到外部环境变化对中国-东盟金融合作和贸易伙伴关系存在非线性影响可能，本文参考赵炎等[47]、李兴申等[48] 的研究方法，将全球地缘政治风险指数（Gpr_t）的对数值的平方及其与金融合作的交互（$FC_index_{i,t} \times Gpr_t^2$）项纳入模型（12）。

$$IT_dep_{i,t} = \alpha + \beta_0 FC_index_{i,t} + \beta_1 Gpr_t + \beta_2 Gpr_t^2 + \beta_3 (FC_index_{i,t} \times Gpr_t) + \beta_4 (FC_index_{i,t} \times Gpr_t^2) + \gamma Controls_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

其中：Gpr_t 为调节变量，表示第 t 年的全球地缘政治风险指数，本文取对数处理。该模型重点关注 β_4 是否显著。若显著，代表 *Gpr* 能调节自变量 *FC_index* 对因变量 *IT_dep* 的曲线关系。当 β_4 大于 0 时，说明对全球地缘政治风险对中国-东盟金融合作和贸易伙伴关系存在 U 型关系，若小于 0，则代表存在倒 U 型关系。

（三）数据来源

2008 年全球金融危机爆发导致各国经济体发展遭遇重创，特别是对依赖贸易渠道增长的中国与东盟国家的影响尤为显著。因此，本文选取 2008—2023 年中国与东盟国家的年度面板数据作为研究样本。其中，各国进出口贸易额、GDP、人均 GDP、直接投资额、人民币兑他国货币波动变化取自 Wind 数据库；各国消费价格指数、广义货币 M2 取自世界银行；金融发展水平取自 IMF 中的金融发展指数数据库；两国间首都距离取自法国国际经济研究中心（Centre d’ Études Prospectives et d’Informations Internationales，CEPII）数据库。此外，少部分变量存在空缺，本文利用插值法进行填补。

五、实证结果分析

（一）描述性统计

表 5 列出了本文主要变量的描述性统计结果。其中，贸易伙伴关系水平（*IT_dep*）均值为 0.034，标准差为 0.021，最大值和最小值分别为 0.083 和 0.001，表明各国间贸易伙伴关系水平存在较大差距，但各国的变化情况较为稳定。双边汇率波动程度（*Rate*）均值为 1.192，标准差为 13.187，最小值为 0.001，最大值却高达 153.271，造成该指标产生巨大波动的主要原因在于 2012 年 4 月缅甸由固定汇率制度转变为浮动汇率制度，导致该国货币发生大幅贬值，引起汇率明显波动。

表 5　描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
IT_dep	160	0. 034	0. 021	0. 001	0. 083
FC_index	160	4. 434	0. 634	2. 070	5. 531
MFC_index	160	4. 425	0. 651	2. 118	5. 530
GFC_index	160	4. 313	0. 885	1. 324	5. 769
Rate	160	1. 192	13. 187	0. 001	153. 271
Investment	160	10. 941	1. 672	5. 371	14. 643
Gpr	160	4. 552	0. 186	4. 348	5. 060
Policy	160	1. 058	0. 398	0. 271	1. 798
Economics	160	8. 742	1. 151	5. 484	11. 235
Finance	160	0. 262	0. 147	0. 013	0. 548
Distance	160	8. 114	0. 197	7. 754	8. 408

(二)基准结果分析

基于模型(9),本文对假设 H1 进行验证,结果见表 6。(1)列显示,中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系产生了积极影响。具体而言,中国-东盟金融合作指数(*FC_index*)系数为 0. 0036,且在 1%的水平上显著,说明中国-东盟金融合作指数每增加一个单位,贸易伙伴关系也将提高 0. 0036 个单位。同时,基于主导主体不同,将核心解释变量分别替换为市场金融合作指数(*MFC_index*)和政府金融合作指数(*GFC_index*),发现无论是市场金融合作还是政府金融合作,均对中国-东盟贸易伙伴关系产生正面作用,如(2)列、(3)列所示。可见,中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的积极影响离不开政府与市场的共同力量。政府金融合作通过构建“硬规则”,加强金融制度设计,优化贸易环境;市场金融合作通过填充“软连接”,丰富金融服务,提高贸易效率,使得二者协同为中国-东盟贸易伙伴关系发展提供可持续动力。此外,为避免结果受内生性因素影响,本文还将总体金融合作指数和分主体的金融合作指数滞后一期,结果在 1%的水平上显著,如(4)列~(6)列所示。因此,假设 H1 成立。

表 6　金融合作与贸易伙伴关系

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FC_index	0. 0036***					
	(2. 75)					
MFC_index		0. 0037***				
		(2. 93)				
GFC_index			0. 0017**			
			(1. 98)			
L. FC_index				0. 0044***		
				(3. 42)		
L. MFC_index					0. 0045***	
					(3. 56)	
L. GFC_index						0. 0023***
						(2. 89)
Finance	0. 0693***	0. 0689***	0. 0714***	0. 0642***	0. 0638***	0. 0665***
	(10. 74)	(10. 67)	(11. 45)	(9. 40)	(9. 30)	(10. 34)
Economics	−0. 0019*	−0. 0019*	−0. 0016	−0. 0019*	−0. 0019*	−0. 0016
	(−1. 81)	(−1. 85)	(−1. 55)	(−1. 83)	(−1. 86)	(−1. 49)
Distance	−0. 0297***	−0. 0296***	−0. 0308***	−0. 0264***	−0. 0263***	−0. 0277***
	(−2. 92)	(−2. 92)	(−3. 00)	(−2. 63)	(−2. 63)	(−2. 70)
Policy	−0. 0064	−0. 0044	−0. 0056	−0. 0078	−0. 0080	−0. 0069
	(−1. 45)	(−1. 48)	(−1. 28)	(−1. 59)	(−1. 63)	(−1. 45)
Constant	0. 2769***	0. 2767***	0. 2879***	0. 2548***	0. 2552***	0. 2679***
	(3. 12)	(3. 13)	(3. 20)	(2. 86)	(2. 87)	(2. 93)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	160	160	160	150	150	150
R^2	0. 6945	0. 6957	0. 6883	0. 7021	0. 7038	0. 6939

注:*L.* 为指标滞后一期;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内数据为 *t* 统计值。

（三）稳健性检验

为保障结果的稳健性，本文采用以下 5 种方法对基准模型进行验证，结果均很好的通过稳健性检验，如表 7 所示。①替换被解释变量。本文参照朱小梅和王天倩[49]提出的贸易紧密度（*IT_con*）替换贸易伙伴关系水平，计算公式为：$IT_con_{i,t} = \frac{EM_{ic,t}}{GDP_{i,t}} + \frac{EM_{ci,t}}{GDP_{c,t}}$。②替换解释变量。本文参照胡俊等[50]关于新闻报道确定指数水平的度量方式，根据每年度报道的中国与合作国金融合作新闻条数（*FC_News*）和该年度对应的新闻总条数（*News*）的比重替换金融合作指数，计算公式为：$NFC_index_{i,t} = \frac{FC_News_{i,t}}{News_{i,t}}$。③考虑中美贸易战的影响。2018 年 3 月，时任美国总统特朗普签署了对进口钢铁和铝分别征收 25%和 10%的关税法令，中美贸易战由此拉开序幕。此后，美国与中国出台多项制裁和反制措施，牵连中美双方国内外上下游多个产业链，导致中美两国以及国际市场贸易往来异常波动。鉴于中国作为东盟最主要的贸易伙伴之一，难免也会波及其中。因此，本文剔除 2018 年及以后的样本数据。④样本缩尾。为避免部分异常值对研究结论的干扰，本文对所有连续变量的样本数据进行上下 1%分位点缩尾处理。⑤倾向得分匹配（PSM）。考虑到可能存在的样本自选择问题，本文将解释变量中高于 75%分位数的样本界定为实验组，

表 7　稳健性检验

变量	替换被解释变量			替换解释变量			考虑中美贸易战影响		
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）	（9）
FC_index	0.0198***			0.0310***			0.0046***		
	（2.90）			（2.92）			（2.73）		
MFC_index		0.02060***			0.0337***			0.0045***	
		（3.08）			（3.33）			（2.82）	
GFC_index			0.0102**			0.0179***			0.0023**
			（2.21）			（3.60）			（2.44）
Constant	0.7912**	0.7889**	0.8485**	0.2827***	0.2824***	0.2987***	0.1339	0.1358	0.1411
	（2.28）	（2.28）	（2.42）	（3.33）	（3.38）	（3.32）	（1.55）	（1.57）	（1.60）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	160	160	160	160	160	160	100	100	100
R^2	0.3031	0.3071	0.2890	0.6991	0.7040	0.6839	0.7498	0.7506	0.7414

变量	缩尾 1%			倾向得分匹配		
	（10）	（11）	（12）	（13）	（14）	（15）
FC_index	0.0078***			0.0015**		
	（4.74）			（2.45）		
MFC_index		0.0077***			0.0022***	
		（4.94）			（2.94）	
GFC_index			0.0042***			0.0027**
			（3.75）			（2.17）
Constant	0.1750*	0.1763*	0.1910*	0.2985***	0.3041***	0.3099***
	（1.80）	（1.83）	（1.93）	（5.80）	（5.93）	（6.05）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	160	160	160	160	160	160
R^2	0.5255	0.5288	0.5019	0.6842	0.6899	0.6946

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内数据为 *t* 统计值。

采用核匹配方法进行检验。本文通过对控制变量进行异检验,使匹配后的各特征变量标准偏差均大幅缩小,以此将匹配后的样本进行重新回归。

(四)内生性检验

为缓解潜在的内生性问题,本文运用广义矩估计(system generalized method of moments,SYS-GMM)和工具变量法进行回归,结果均很好的通过了检验,见表 8 和表 9。①SYS-GMM。考虑到贸易伙伴关系可能存在延续性,本文采用 SYS-GMM 方法进行检验。②工具变量法。本文参考 Lu 等[51]的研究方法,将中国与东盟国家的战略关系作为工具变量,以 *IV* 表示。一方面,中国与其他国家建立战略关系是一个政治问题,与双边贸易没有直接关系[52];另一方面,中国更有可能与战略关系更好的国家达成更深的金融合作[53]。因此,基于 Zhang 等[52]建立的战略关系评分③,量化战略关系程度,对内生性问题进行检验④。

表 8　SYS-GMM

变量	(1)	(2)	(3)
L. it_dep	0.8780***	0.7028***	0.9978***
	(16.18)	(7.60)	(58.44)
FC_index	0.0043**		
	(1.98)		
MFC_index		0.0036**	
		(2.04)	
GFC_index			0.0043***
			(2.76)
Constant	0.1653	0.0429	0.0011
	(0.75)	(1.52)	(0.96)
Controls	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes
Obs	150	150	150
AR(1)	0.041	0.026	0.012
AR(2)	0.467	0.171	0.341
Sargan 检验	0.149	0.285	0.164

注:*L.* 为指标滞后一期。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内数据为 *z* 统计值。

表 9　工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段	第一阶段	第一阶段	第二阶段	第二阶段	第二阶段
	FC_index	*MFC_index*	*GFC_index*	*it_dep*	*it_dep*	*it_dep*
IV	0.1196***	0.1277***	0.1250**			
	(2.77)	(2.90)	(2.01)			
FC_index				0.0288***		
				(2.68)		
MFC_index					0.0270***	
					(2.75)	
GFC_index						0.0275**
						(1.98)
Constant	2.5087	2.1740	2.2633	0.1295	0.1431	0.1394
	(0.86)	(0.73)	(0.54)	(1.14)	(1.33)	(0.98)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 *F* 值	97.696	98.397	94.053			
Kleibergen-Paap rk LM 统计量				18.050***	18.453***	14.248***
Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计量				58.301	58.642	54.053
				[16.38]	[16.38]	[16.38]
Obs	160	160	160	160	160	160
R^2	0.1516	0.1598	0.0609	0.7748	0.7902	0.6088

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内数值为统计检验值(*t* 值或 *z*),[ ]内数值为 Stock-Yogo 弱识别检验在 10%水平上的临界值。

③ 战略关系评分参见该作者发表的学术论文附录。

④ 国家间战略关系信息源自中国外交部(https://www.mfa.gov.cn/web/gjhdq_676201/gj_676203/yz_676205/)。

（五）异质性分析

1. 经济发展速度

经济环境是金融合作的物质保障。较快的经济增速意味着一国整体经济实力和发展潜力的提升，通常代表该国处于扩张阶段，即该国有着大量金融需求和市场供给，使其更愿意开放金融市场，进而依托金融合作带动贸易往来。因此，中国-东盟贸易伙伴关系可能受到经济发展速度的影响，使其对金融合作产生差异需求。本文使用东盟国家的 GDP 增速作为度量合作国发展速度的代理指标[54]，以每年度经济发展增速中位数为界限，将样本划分为发展增速快样本组和发展增速慢样本组。分组回归结果见表 10，（1）列、（3）列、（5）列和（2）列、（4）列、（6）列分别为发展速度快样本组和发展速度慢样本组的金融合作指数，以及不同主体主导的金融合作指数对贸易伙伴关系的回归结果。通过对比系数和组间差异检验发现，相较发展速度慢的国家，中国与经济发展速度快的国家金融合作对贸易伙伴关系的积极作用更大。原因在于，绝大部分东盟国家虽经济活力较强、市场潜力较大，但仍处于发展阶段，金融发展水平相对较低，使其开展金融合作，特别是推进人民币国际化有着较大合作空间。也就是说，中国更容易与经济发展速度较快的东盟国家推动人民币在地区使用，以此降低贸易结算中的汇率风险和交易成本，增强贸易伙伴关系的稳定性。

2. 市场化程度

市场开放性是衡量一国制度质量的重要维度。市场化的制度环境体现了该国具有更多的自由竞争、更完善的价格机制及更高的信息透明度，进而更有利于跨国资本、技术和商品的流动。因此，中国-东盟金融合作在不同市场化程度的制度环境中可能存在不同的贸易伙伴关系推动效应。本文使用经济自由度指数⑤作为衡量东盟国家市场化程度的代理指标[55]，以每年度东盟国家的经济自由度中位数为界限，将样本划分为市场化程度高样本组和市场化程度低样本组。分组回归结果见表 11，（1）列、（3）列、（5）列和（2）列、（4）列、（6）列分别为市场化程度高样本组和市场化程度低样本组的金融合作指数和不同主体主导的金融合作指数对贸易伙伴关系的回归结果。通过对比系数和组间差异检验发现，相较市场化程度低的国家，中国与市场化程度高的东盟国家金融合作对贸易伙伴关系的积极作用更大。原因在于，市场化程度高的东盟国家市场规则和法律体系较为成熟，更有利于中国与这些国家金融合作高效对接，提高双方贸易往来效率；而对于市场化程度低的东盟国家而言，市场规则的不完善及法律监管环境的相对薄弱导致金融合作可能面临更高的风险和成本，进而削弱深化贸易关系的主动性。此外，中国与市场化程度低的东盟国家金融合作可能更

表 10　经济发展速度的异质性分析

分组变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	High	*Low*	*High*	*Low*	*High*	*Low*
FC_index	0.0031***	0.0019*				
	（2.60）	（1.72）				
MFC_index			0.0032***	0.0021*		
			（2.70）	（1.68）		
GFC_index					0.0012***	0.0005**
					（2.83）	（2.27）
Constant	0.3739***	0.1092	0.3728***	0.1089	0.3869***	0.1136
	（5.51）	（1.49）	（5.54）	（1.43）	（5.67）	（1.55）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	80	80	80	80	80	80
R^2	0.7069	0.6873	0.7082	0.6877	0.6990	0.6855
Chow 检验	17.45***		17.29***		17.48***	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内数据为 t 统计值。

⑤ 市场化距离，又称经济自由度指数。该指数从政府规模、法律制度和财产权、金融稳健性、国际贸易自由、政策法规 5 个维度进行综合度量，反映了国家经济活动自由与政府干预程度。数据源自弗雷泽研究所，参见：https://efotw.org/?geozone=world&page=map&year=2022。

表 11　市场化程度的异质性分析

分组变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	High	*Low*	*High*	*Low*	*High*	*Low*
FC_index	0.0029***	0.0006**				
	(2.84)	(2.27)				
MFC_index			0.0023***	0.0003**		
			(2.86)	(2.15)		
GFC_index					0.0012**	0.0002**
					(2.48)	(2.12)
Constant	−0.2867***	−0.2843***	−0.2859***	−0.2837***	−0.2809***	−0.2833***
	(−6.09)	(−4.84)	(−6.08)	(−5.96)	(−5.74)	(4.72)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	80	80	80	80	80	80
R^2	0.9374	0.7743	0.9417	0.7741	0.9368	0.7741
Chow 检验	12.92***		12.88***		11.52***	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内数据为 t 统计值。

偏向于援助性合作，从制度和基础设施等领域开展合作，使其对贸易伙伴关系的促进作用低于市场化程度高的国家。

3. 文化认同程度

文化认同是维系中国-东盟关系的重要纽带。高度的文化认同可以减少沟通障碍，使得金融合作更加顺畅、高效的同时，还能促进民间和商业网络扩张，为中国-东盟金融合作提供更多机会与资源。因此，金融合作可能受到文化认同程度不同的国家的影响，进而影响贸易往来质量。本文以两国主导宗教一致⑥作为度量中国与东盟国家文化认同程度的代理指标[56]，将样本划分为文化认同多样本组和文化认同少样本组。分组回归结果见表 12，(1)列、(3)列、(5)列和(2)列、(4)列、(6)列分别为文化认同多样本组和文化认同少样本组的金融合作指数和不同主体主导的金融合作指数对贸易伙伴关系的回归结果。通过对比系数和组间差异检验发现，相较文化认同少的国家，中国与文化认同多的东盟国家金融合作对贸易伙伴关系的积极作用更大。原因在于，民心相通是深化中国-东盟友好合作关系的关键，高度的文化认同有利于各国消除语言障碍、理解双方文化理念、共享知识技术，助力合作共同体共识形成，深化双方金融合作和贸易互通。

表 12　文化认同程度的异质性分析

分组变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	High	*Low*	*High*	*Low*	*High*	*Low*
FC_index	0.0038***	0.0028*				
	(2.76)	(1.81)				
MFC_index			0.0037***	0.0027*		
			(2.89)	(1.76)		
GFC_index					0.0024**	0.0016*
					(2.49)	(1.93)
Constant	−0.3378***	−0.2324*	−0.3361***	−0.2303	−0.3341***	−0.2344*
	(−6.75)	(−1.92)	(−6.78)	(−1.34)	(−6.44)	(−1.93)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	96	64	96	64	96	64
R^2	0.8780	0.7487	0.8792	0.7484	0.8694	0.7460
Chow 检验	17.31***		17.19***		17.20***	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内数据为 t 统计值。

⑥ 数据源自美国中央情报局世界概况数据库(CIA World Factbook，CIAWF)。

六、进一步分析

（一）基于“环境”和“资源”渠道的机制分析

1. 基于“环境”渠道

表 13 的（1）列~（3）列结果显示，无论是政府主导还是市场主导，中国-东盟金融合作都能显著降低货币波动；（4）列~（6）列结果显示，稳定的双边货币对贸易伙伴关系产生积极的正面影响，金融合作也均对贸易伙伴关系产生积极的正面影响。这说明，货币波动在中国-东盟金融合作和贸易伙伴关系之间起到中介效应作用，即中国-东盟金融合作能够减少双边货币波动，降低金融风险不确定性，提升贸易伙伴关系水平。由此可见，假设 H2a 成立。

2. 基于“资源”渠道

表 14 的（1）列~（3）列结果显示，无论是政府主导还是市场主导，中国-东盟金融合作都能显著促进直接投资；（4）列~列（6）列结果显示，直接投资、政府和市场主导的金融合作对贸易伙伴关系产生积极的正面影

表 13 “环境”渠道的中介效应检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	Rate	*Rate*	*Rate*	*It_dep*	*it_dep*	*it_dep*
FC_index	−0.0572***			0.0036***		
	（−3.56）			（2.69）		
MFC_index		−0.0568***			0.0037***	
		（−3.69）			（2.87）	
GFC_index			−0.0347***			0.0017*
			（−3.24）			（1.92）
Rate				−0.0694***	−0.0690***	−0.0715***
				（−10.56）	（−10.49）	（−11.30）
Constant	−1.4012***	−1.3888***	−1.2927***	0.2771***	0.2770***	0.2883***
	（−2.98）	（−2.96）	（−2.74）	（3.11）	（3.12）	（3.20）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	160	160	160	160	160	160
R^2	0.7341	0.7350	0.7278	0.6945	0.6957	0.6883

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内数据为 *t* 统计值。

表 14 “资源”渠道的中介效应检验

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	Investment	*Investment*	*Investment*	*it_dep*	*it_dep*	*it_dep*
FC_index	0.5051***			0.0026**		
	（2.66）			（1.97）		
MFC_index		0.5264***			0.0027**	
		（2.81）			（2.10）	
GFC_index			0.3939***			0.0009*
			（2.73）			（1.92）
Investment				0.0019***	0.0015**	0.0021***
				（2.62）	（2.55）	（2.71）
Constant	2.8361	2.7697	3.5223	0.2714***	0.2415***	0.2805***
	（0.68）	（0.67）	（0.82）	（3.29）	（3.29）	（3.39）
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	160	160	160	160	160	160
R^2	0.4243	0.4302	0.4340	0.5752	0.7067	0.7018

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内数据为 *t* 统计值。

响。这说明,直接投资在中国-东盟金融合作和贸易伙伴关系之间起到中介效应作用,即中国-东盟金融合作能够通过加强双边直接投资、创造需求窗口、提供金融资源、提升贸易伙伴关系水平。由此可见,假设 H2b 成立。

(二)全球地缘政治风险的调节效应分析

本文使用 Caldara 和 Iacoviello[57] 从地缘政治威胁和地缘政治行为两个维度构造的全球地缘政治风险指数作为研究指标,对模型(12)进行回归分析,探讨全球地缘政治风险对中国-东盟金融合作与贸易伙伴关系之间的非线性影响。该指标选取了全球 10 份主要国际报纸,通过计算报纸中每月讨论不利地缘政治事件和相关威胁的文章份额,以量化全球地缘政治风险指数[58]。结果见表 15,(1)列、(3)列、(5)列结果显示,全球地缘政治风险与金融合作指数交乘项的系数都分别在 10%、5%和 10%的显著水平下通过了检验,说明全球地缘政治风险对中国-东盟金融合作和贸易伙伴关系存在负向调节作用。(2)列、(4)列、(6)列将全球地缘政治风险平方项和金融合作指数交乘项纳入模型之中,结果显示,全球地缘政治风险平方项与金融合作指数交乘项的系数都在 1%的显著性水平下通过了检验,且系数为正。意味着全球地缘政治风险对中国-东盟金融合作和贸易伙伴关系的调节影响存在一个 U 型作用。无论是市场主导的金融合作还是政府主导的金融合作,全球地缘政治风险上升会削弱中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的积极影响,但随着全球地缘政治风险居高不下,各国对区域经济一体化的需求增加,反而会促进中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的正面作用。由此可见,假设 H3 成立。

表 15　全球地缘政治风险冲击对金融合作与贸易伙伴关系的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FC_index	0.1131**	2.9580***				
	(1.99)	(4.06)				
FC_index×Gpr	−0.0246*	−1.3007***				
	(−1.93)	(−4.16)				
$FC_index\times Gpr^2$		0.1427***				
		(4.28)				
MFC_index			0.1113**	2.8854***		
			(2.10)	(3.89)		
MFC_index×Gpr			−0.0242**	−1.2694***		
			(−1.99)	(−4.00)		
$MFC_index\times Gpr^2$				0.1393***		
				(4.10)		
GFC_index					0.0734*	2.3694***
					(1.71)	(5.33)
GFC_index×Gpr					−0.0161*	−1.0433***
					(−1.67)	(−5.48)
$GFC_index\times Gpr^2$						0.1147***
						(5.63)
Gpr	−0.1254**	−6.1494***	−0.1233**	−6.0242***	−0.0830*	−4.6116***
	(−1.99)	(−4.31)	(−1.97)	(−4.13)	(−1.85)	(−5.51)
Gpr^2		0.6759***		0.6625***		0.5084***
		(4.42)		(4.24)		(5.66)
Constant	−0.2843	−14.2438***	−0.2749	−13.9538***	−0.0807	−10.7274***
	(−0.99)	(−4.29)	(−0.97)	(−4.12)	(−0.38)	(−5.54)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	160	160	160	160	160	160
R^2	0.7097	0.7285	0.7104	0.7287	0.7041	0.7241

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内数据为 t 统计值。

七、结论与启示

本文采用文本分析和机器学习方法构建2008—2023年中国-东盟动态金融合作指数，检验了中国-东盟金融合作对贸易伙伴关系的作用影响。研究结果表明：第一，中国-东盟金融合作能够加强贸易伙伴关系，且无论是政府间，还是市场间金融合作都能发挥积极作用。第二，当东盟国家经济发展速度、市场化程度及对中国文化认同程度越高时，金融合作对贸易伙伴关系的积极作用更大。第三，中国-东盟金融合作通过减少货币波动，降低金融风险不确定性的“环境”渠道和加强直接投资，提供金融资源的“资源”渠道提升贸易伙伴关系水平。第四，全球地缘政治风险对中国-东盟金融合作与贸易伙伴关系存在U型关系。早期全球地缘政治风险上升会削弱中国-东盟金融合作与贸易伙伴关系，但伴随全球地缘政治风险持续增强，中国-东盟区域经济一体化需求迫切，反而促进中国-东盟金融合作与贸易伙伴关系深化。

综上所述，本文得到如下启示：

第一，推进“政府+市场”双轮驱动。从政府层面加强顶层制度设计，发挥“掌舵”作用。建立“自上而下”的金融合作模式，搭建中国与东盟国家金融合作框架，逐步形成“政府-市场”协同发展、互相补充、协作共进的金融合作格局，清除深化贸易伙伴关系的制度阻碍。从市场层面激发各类市场主体参与活力，调动市场参与金融合作的积极性。配套相关优惠与扶持政策，鼓励跨国公司、国际金融机构多元探索，支持本币区域金融市场发展，如通过发行本币债券、支持本币贸易结算等方式拓宽贸易媒介，促进贸易往来便利化、自由化。

第二，有的放矢发挥金融合作效能。其一，经济环境维度，以人民币跨境使用为主线，通过区域性开发银行、专项信贷工具等定向支持东盟国家产业结构升级，满足其快速扩张的经济需求。其二，制度环境维度，在风险可控前提下提高市场化水平，完善市场准入制度，逐步形成对标国际的区域金融管理体系，实现规则国际接轨，降低制度性交易成本。其三，文化环境维度，尊重中国-东盟文化差异，依托东盟国家的华侨网络构建文化认同增强体系，并利用新媒体平台传播共享发展理念，深化中国-东盟对话交流，形成经贸合作价值共鸣。

第三，优化“环境”和“资源”的促进渠道。在“环境”渠道层面，深化区域货币合作机制，进一步扩展本币互换网络，探索建立区域汇率协调对话平台，形成对货币波动的多层次缓释机制，减小贸易往来的交易损失；在“资源”渠道层面，创新跨境投融资工具，与国际银团合作，改善东盟国家基础设施水平，推动东盟国家互联互通，加快贸易往来效率。

第四，发挥稳定区域秩序的大国作用。面对全球风险上升，中国须秉持人类命运共同体理念，考虑与东盟国家建立区域经济稳定基金，搭建全球地缘政治风险监测与预警系统，以便及时评估风险对金融合作与贸易的潜在影响，平滑不确定性风险冲击。

参考文献

[1] GUO M, LU L, SHENG L, et al. The day after tomorrow: Evaluating the burden of Trump's trade war[J]. Asian Economic Papers, 2018, 17(1): 101-120.

[2] 王勤. 中国-东盟经贸合作高质量发展的机遇、挑战和路径探析[J]. 当代世界, 2024(12): 30-35.

[3] LIU K, FU Q, MA Q, et al. Does geopolitical risk affect exports? Evidence from China[J]. Economic Analysis and Policy, 2024, 81(3): 1558-1569.

[4] WANG L, CHEN K. The impact of trade liberalization on China-ASEAN trade relations along the belt and road: An augmented gravity model analysis[J]. Finance Research Letters, 2025, 71: 106418.

[5] 赵瑞娟, 李晓黎. 中国-东盟差异化金融合作方式——基于耦合协调模型的研究[J]. 社会科学家, 2023(2): 81-88.

[6] NIAN W, DONG X. Spatial correlation study on the impact of green financial development on industrial structure upgrading[J]. Frontiers in Environmental Science, 2022, 10: 1017159.

[7] 丁文丽, 周建华, 李体欣, 等. 国家异质性与跨国金融合作：一个文献综述[J]. 金融理论与实践, 2024(10): 49-59.

[8] KRING W N, GRIMES W W. How has ASEAN+3 financial cooperation affected global financial governance?[J]. International Relations of the Asia-Pacific, 2021, 21(1): 7-35.

[9] 熊岚. 东亚金融合作新走势与中国的路径[J]. 现代国际关系, 2023(7): 104-123, 145-146.

[10] 刘方，丁文丽. 中国-东盟金融合作指数的构建及其演变特征[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报)，2020(1)：71-83.
[11] 申韬，张凯童，卜大晟. “一带一路”金融合作稳定性研究——基于 2010—2020 年沿线国家的面板数据[J]. 投资研究，2023，42(8)：104-120.
[12] 丁文丽，胡小丽，李富昌. 中国与老缅越柬金融合作指数的构建及对策建议研究——基于国家异质性视角 [J]. 云南财经大学学报，2024，40(3)：52-62.
[13] XING L. Research on the financial cooperation and economic growth—Evidence from China and ASEAN[J]. Journal of Statistics and Economics，2024，1(3)：191-197.
[14] 高海红. 变化中的国际货币体系：理论与中国实践[M]. 北京：经济科学出版社，2021：200-202.
[15] BI S. Cooperation between China and ASEAN under the building of ASEAN Economic Community[J]. Journal of Contemporary East Asia Studies，2021，10(1)：83-107.
[16] HE Q，ZHANG C，ZHU W. Does currency matter for regional trade integration?[J]. International Review of Economics & Finance，2021，76：1219-1234.
[17] 孙瑾，卫平东，罗嘉豪. “一带一路”国家的货币金融合作——基于修正的 OCA 指数模型分析[J]. 国际经济合作，2019(4)：31-42.
[18] 尤宏兵，徐孟云，王恬恬. 中国-东盟金融合作深化发展面临的障碍与路径选择[J]. 经济研究参考，2019(5)：111-119.
[19] 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.
[20] JIANG L，LIU S，ZHANG G. The effect of bilateral currency swap agreements on foreign capital inflows：Evidence from China[J]. Southern Economic Journal，2023，90(2)：444-473.
[21] 杜婕，乔琳，花秋玲. 国际金融合作与经济增长——基于中国-东盟国家经验的实证研究[J]. 学术交流，2022(9)：103-119，191-192.
[22] 李小帆，石晓婧，翟玉冬. 货币互换、本币结算与双边贸易[J]. 南开经济研究，2022(10)：127-142，161.
[23] WANG Y C，TSAI J J，YOU E. The impact of RMB internationalization on the exchange rate linkages in China and ASEAN countries[J]. Applied Economics，2022，54(43)：4961-4978.
[24] HAO K，HAN L. The impact of China's currency swap lines on bilateral trade[J]. International Review of Economics & Finance，2022，81(9)：173-183.
[25] 蔡琦. 金融支持“双循环”发展赋能中国-东盟经贸合作的路径[J]. 广西社会科学，2022(8)：55-61.
[26] NICITA A. Exchange rates，international trade and trade policies[J]. International Economics，2013，135(4)：47-61.
[27] AN J，KIM H，PARK B. Do China's policy measures for RMB internationalization foster currency co-movements?[J]. International Review of Economics & Finance，2024，91(3)：1033-1050.
[28] CHEN S，HUANG G，ZHANG H，et al. Do institutional risk preferences exist in Chinese direct investments in ASEAN countries? A case study of Chinese-funded enterprises in Laos[J]. Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies，2021，14(3)：306-324.
[29] 马艳，王洁辰. “一带一路”金融合作对产业结构升级的影响研究[J]. 统计与信息论坛，2021，36(11)：76-86.
[30] SHEN C. The impact of infrastructure development on China-Asean trade：evidence from ASEAN[J]. Sustainability，2023，15(4)：3277.
[31] 王霞. 中美贸易摩擦对全球制造业格局的影响研究 [J]. 数量经济技术经济研究，2019，36(6)：22-40.
[32] 马理，张人中，马威. 地缘冲突对不同经济体金融市场的差异化影响——基于能源市场波动的视角[J]. 技术经济，2024，43(11)：32-48.
[33] EICHENGREEN B. International finance and geopolitics[J]. Asian Economic Policy Review，2024，19(1)：84-100.
[34] 黄河，刘彦彤. 地缘政治风险及其对中国企业海外利益的影响[J]. 太平洋学报，2023，31(7)：45-58.
[35] WICAKSANA I，KARIM M F. How regional organisation survives：ASEAN，hedging and international society[J]. Contemporary Politics，2023，29(5)：659-679.
[36] CHEN S F. Regional responses to China's maritime silk road initiative in Southeast Asia[J]. Journal of Contemporary China，2018，111(27)：344-361.
[37] GONG X. Non-traditional security cooperation between China and South-East Asia：Implications for Indo-Pacific geopolitics[J]. International Affairs，2020，96(1)：29-48.
[39] 张莉. 大国博弈下区域经济一体化新发展与中国策略[J]. 世界经济与政治论坛，2023(2)：124-141.
[30] 盛斌. 亚洲区域经济一体化与亚洲增长新动能[J]. 人民论坛·学术前沿，2023(15)：5-12.
[40] 钟智锦，王童辰. 大数据文本挖掘技术在新闻传播学科的应用[J]. 当代传播，2018(5)：12-18.
[41] 胡楠，薛付婧，王昊楠. 管理者短视主义影响企业长期投资吗？——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界，2021，37(5)：139-156，11，19-21.
[42] BAKER S R，BLOOM N，DAVIS S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics，2016，131(4)：1593-1636.
[43] BARBIERI K. Economic interdependence：A path to peace or a source of interstate conflict?[J]. Journal of Peace Research，1996，33(1)：29-49.

[44] 杨广青，杜海鹏. 人民币汇率变动对我国出口贸易的影响——基于“一带一路”沿线 79 个国家和地区面板数据的研究[J]. 经济学家，2015(11)：43-50.
[45] WANG J，TIAN X. Impacts of the belt and road initiative on China’s bilateral trade[J]. Journal of the Asia Pacific Economy，2022，27(3)：400-424.
[46] BARON R M，KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research：Conceptual，strategic，and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology，1986，51(6)：1173-1182.
[47] 赵炎，杨笑然，阎瑞雪，等. 研发团队知识共享、知识重用与新产品开发绩效——吸收能力的倒 U 型调节作用[J]. 科技进步与对策，2022，39(20)：112-121.
[48] 李兴申，谭小芬，荀琴. 全球金融冲击、网络关联性特征与银行跨境资本流入[J]. 国际金融研究，2023(11)：53-62.
[49] 朱小梅，汪天倩. 中国与“一带一路”沿线国家货币合作的实证研究——基于最优货币区(OCA)指数的聚类分析[J]. 金融经济学研究，2020，35(5)：21-37.
[50] 胡俊，李强，戴嘉诚，等. 基于文本分析的商业银行金融科技测度及赋能效果检验[J]. 中国管理科学，2024，32 (1)：31-41.
[51] LU K，WANG X，JIN L，et al. The impact of China’s bilateral currency swap agreements on bilateral direct investments[J]. Applied Economics，2024，56(53)：6873-6889.
[52] ZHANG F，YU M，YU J，et al. The effect of RMB internationalization on belt and road initiative：Evidence from bilateral swap agreements[J]. Emerging Markets Finance and Trade，2017，53(12)：2845-2857.
[53] LIN Z，ZHAN W，CHEUNG Y W. China’s bilateral currency swap lines[J]. China & World Economy，2016，24(6)：19-42.
[54] 纪玉俊，高自金. “一带一路”倡议对绿色产品贸易的影响——基于双重机器学习方法的分析[J]. 调研世界，2024(11)：57-69.
[55] 潘攀，王媛媛，王欣雨，等. “一带一路”倡议对沿线国家文化贸易网络地位的影响研究[J]. 财经理论与实践，2024，45(6)：102-110.
[56] 丁文丽，杨渝镜，杨昕. 中国-东盟金融合作网络：结构、演化及影响因素[J]. 华南师范大学学报(社会科学版)，2024(6)：125-140，201.
[57] CALDARA D，IACOVIELLO M. Measuring geopolitical risk[J]. American Economic Review，2022，112(4)：1194-1225.
[58] 卜林，孙丽玲，李政. 地缘政治风险、经济政策不确定性与股票市场波动[J]. 南开经济研究，2020(5)：185-205.

How Does China-ASEAN Financial Cooperation Affect Trade Partnerships? Based on Text Analytics and Machine Learning

Ding Wenli[1]，Yang Yujing[2]，Hu Liequ[3]
(1. School of Economics，Yunnan Normal University，Kunming 650500，China；2. Faculty of Geography，Yunnan Normal University，Kunming 650500，China；3. School of Economics and Management，Yunnan Minzu University，Kunming 650504，China)

Abstract：The China-ASEAN model is one of the most successful and dynamic regional cooperation models in the Asia-Pacific region. Analyzing the impact mechanism of China-ASEAN financial cooperation on trade partnerships is crucial for promoting the international flow of resources and contributing to fostering a new development paradigm. Applying text analysis and machine learning techniques to develop a financial cooperation index explores the impact of China-ASEAN financial cooperation on trade partnerships from 2008 to 2023. The results show that China-ASEAN financial cooperation significantly strengthens trade partnerships，yielding positive effects under both market-led and government-led frameworks. The positive impact is more pronounced in ASEAN countries with faster economic growth，deeper marketization，and stronger cultural affinity with China. China-ASEAN financial cooperation promotes trade partnerships through the “environment” channel and the “resource” channel. The “environment” channel reduces currency fluctuations and lowers the uncertainty of financial risks. The “resource” channel boosts direct investment and provides financial resources. Global geopolitical risks exhibit a U-shaped moderating effect on China-ASEAN financial cooperation and trade partnership. It provides a valuable reference for better leveraging the role of finance，which can enhance the resilience of China-ASEAN foreign trade and promote the high-quality development of trade partnership.

Keywords：financial cooperation；trade partnerships；China-ASEAN；text analysis；machine learning techniques