融通创新与新质生产力的动态互动研究

——基于PVAR模型的路径检验

李先科[1,2]

(1.广州应用科技学院经济与管理学院，广州 511370；2.广州应用科技学院数智经济创新与治理研究院，广州 511370)

摘要： 在全球价值链重构与竞争格局深刻变革的背景下，培育新质生产力已成为推动中国经济高质量发展的核心议题。将融通创新视为新质生产力形成的关键机制，基于生态系统理论构建“融通创新-新质生产力”分析框架，运用面板向量自回归(PVAR)模型，利用2002—2024年中国省级数据，系统检验二者互动路径与区域异质性。研究发现：知识创造、知识获取、企业创新、要素协调与可持续发展五类能力之间存在显著双向互动关系；识别出两条系统传导路径，即“知识获取-要素协调/企业创新-可持续发展-知识创造-知识获取”与“知识创造-知识获取-可持续发展-要素协调/企业创新-知识创造”，呈现闭环反馈特征；区域差异显著，东部地区变量互动强度最高，中部地区次之，西部地区较弱，反映区域创新生态成熟度梯度差异。为理解中国技术赶超路径提供系统性的实证依据，也为发展中国家探索创新驱动发展模式提供理论参考与实践启示。

关键词： 新质生产力；融通创新；创新生态系统；高质量发展；可持续发展

中图分类号： F124.3；F224.0；G301 **文献标志码：** A **文章编号：** 1671－1807(2026)06－0288－19

面对全球经济格局的不断调整和全球价值链的重塑，中国作为全球第二大经济体，正面临着从传统生产力向新质生产力转型的重大挑战。2024年3月，政府工作报告中正式提出要发展新质生产力，标志着中国开始进入以创新为主导，符合新发展理念的先进生产力质态发展新阶段[1]。发展新质生产力旨在探寻一条不同于传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效能、高质量特征，结合中国实际国情的发展路径[2-3]。然而，尽管从国家层面推动“创新驱动发展战略”已经取得了诸多成效，但在实践中仍面临诸多挑战。特别是在全球价值链深刻调整和重构的背景下，如何有效地将创新驱动转化为实际的生产力提升，成为亟待解决的问题。融通创新作为一种新兴的创新范式，强调不同创新主体之间的深度合作与资源共享，为新质生产力的形成提供了新的思路。

新质生产力并不是指某一种具体的技术或工具，而是一个广泛的概念，它包括所有能够带来生产效率革命性提升的创新。其形成，不仅依赖于单一技术的突破，更需要创新生态系统的整体协同与进化[4]。融通创新，作为连接不同创新主体、促进资源高效配置的关键机制，对于推动新质生产力的形成具有不可替代的作用。通过构建包含政府、企业、高校及研究机构在内的融通创新生态系统，可以有效促进知识共享、技术转移和产业升级[5]，进而加速新质生产力的形成和扩散。一方面，新质生产力重塑了多元创新主体之间的价值共创方式，通过创新带来的生产效率和质量的根本性提升[6]；另一方面，融通创新通过不同领域、技术、产业之间的融合与协同，促进创新，进而推动生产力的质变。二者在内在逻辑上紧密相连。也就是说，新质生产力的宏大叙事拓展了以企业创新为核心的融通创新生态系统理论，引发关于构建新质生产力生态系统(new quality productive forces ecosystems，NQPFE)的思考。在这一生态系统中，优化组合劳动者、劳动资料与劳动对象，大幅提升全要素生产率，促使参与者们能够围绕一个核心主体实现价值共创。本文从这一视角出发，深入探讨融通创新如何影响中国制造能力与技术赶超的路径，以期为相关政策制定提供科学依据和实践指导。

已有的研究，从定性与定量的角度揭示了新质生产力的内涵、特征及实现路径[5-7]，并提出测度思

收稿日期： 2025-12-13

基金项目： 广东省哲学社会科学“十四五”规划项目(GD22YYJ10)

作者简介： 李先科(1987—)，男，湖南常德人，博士，副教授，研究方向为数字经济治理与政策研究、技术经济治理与政策研究。

路[8-9]。但如何从生态系统视角探寻基于融通创新的新质生产力形成机制,国内外已有文献对这一点鲜有研究。2024年,河北省人民政府办公厅印发了《河北省特色产业集群“共享智造”行动方案》,在全国率先推进“共享智造”,通过建设共享平台、共享车间、共享工厂、共享载体,让中小企业抱团向精细化、专业化转型升级,形成了事实上的融通创新生态系统与新质生产力生态系统相互促进的地方实践探索。

有鉴于此,本文将融通创新视为推动新质生产力形成的重要机制,通过构建面板向量自回归(panel vector auto regression,PVAR)模型,实证检验了融通创新在新质生产力形成中的具体作用路径和区域差异性。研究具有以下几点重要的理论和实践贡献:①视角有所创新。从生态系统的视角构建了融通创新推动新质生产力形成的分析框架,宏大叙事的视角有利于从整体上把握多元主体协调下对新质生产力的提升内生机理,提高研究结论的可靠性。②内容所有创新。创新对新质生产力的促进作用已有众多学者展开研究,但是基于共赢与共益、共享逻辑的融通创新却鲜有学者关注。在统一框架下,揭示融通创新生态系统与新质生产力生态系统之间的互动过程,就是揭示中国制造能力与技术赶超的形成路径。③结论有所创新。以往的研究,只是研究知识创造能力、可持续发展能力、要素协调能力、企业创新能力、可持续发展能力之间的单向影响关系,缺乏一个将五者纳入统一分析的理论框架。本文从多个层面验证了融通创新与新质生产力的互动关系,有助于理解当前中国实现技术赶超的多样化现实路径。在总结中国经验的基础上,为指导发展中国家或地区探索如何提升自主创新能力形成新质生产力,推动经济高质量发展提供经验证据与政策建议。

1 理论基础与文献回顾

1.1 新质生产力生态系统

加快发展新质生产力,是新时代新征程解放和发展生产力的客观要求,是推动生产力迭代升级、实现现代化的必然选择。新质生产力是以新兴技术和颠覆性技术为主要引领与支撑、推动高质量发展的生产力现代化形式,也是科学突破、技术变革驱动产业深度转型升级的实践结果[6]。因此,借鉴创新生态系统的研究思路,提出新质生产力生态系统的概念框架,其特征有:新质生产力生态系统强调一套共同创造价值目标;围绕劳动者、劳动资料与劳动对象这三个关键要素相互作用的生产系统[10];由相互联系和相互依存的网络参与者组成,其中包括上下游企业、融通创新者以及其他作为监管者的代理人;系统内的合作和竞争,形成生命周期,推动新质生产力生态系统的共同进化过程。多主体的协同共生,使得新质生产力生态系统的结构必然更加复杂,层次更加分明。因此,新质生产力生态系统打破了基于纯粹竞争的主导逻辑,模糊了边界问题,如国家、区域、行业或技术的边界,超越了创新生态系统[11]。

在中国当前的情境下提出的新质生产力,是一个包含政治、学术和产业多重内涵的复合概念[12],丰富和发展了马克思主义生产力质量理论、要素理论、发展理论[3]。不同于生产效率的狭义概念,新质生产力从更广义上揭示了生产力新质、创新了生产力要素、推进了生产力跃升,具有高科技、高效能、高质量的特征。新质生产力的特点是创新,关键在质优,本质是先进生产力,目的是实现高质量发展,涵盖了要素协调、企业创新、可持续发展三个方面的内容[13-14]。绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力。企业作为绿色创新的微观主体,其绿色创新能力是资源节约型生产力和环境友好型生产力的集中体现,是新质生产力形成的关键。

具体而言,新质生产力的形成路径主要体现在三个方面:①生产要素协调带来的效率重构。特别是数据等新生产要素的融入,使得生产力不断革新,由此不断调整与之相适应生产关系,从而激发整个新质生产力生态系统的发展活力[15]。生产要素数字化提高绿色全要素生产率,推进整体产业技术优化。智能工厂的试点示范项目显示,数字化改造使生产效率平均提升45%,运营成本降低30%,产品不良率下降25%。例如,三一重工的“灯塔工厂”实现8 min下线一台挖掘机,人均产值达国际同行的3倍。②企业创新能力提升带来的价值跃迁。新质生产力以企业技术创新为关键核心,在最大限度释放人的创造性和保护生态环境的基础上,以战略性新兴产业和未来产业为支柱,构建现代化产业体系[16]。通过持续的技术创新和研发,可以催生新的产业形态和商业模式,进而带动整个生态系统的升级和转型。例如,大疆创新通过飞控系统+影像技术融合,占据全球消费级无人机市场的70%份额,产品溢价率超50%。这种产业升级不仅提高了生产效率,还促进了产业结构的优化和调整。③可

持续发展理念带来的范式变革。新质生产力所强调的绿色生产力[16]，正是围绕企业创新而强化或颠覆现有的市场规则、竞争态势。这种绿色生产力不仅关注经济效益，更重视环境保护和社会责任，通过技术创新和模式创新，实现了经济效益与生态效益的双赢。例如，特斯拉通过电动汽车的研发和推广，不仅改变了传统汽车行业的格局，还推动了全球新能源汽车产业的发展，为实现可持续发展目标做出重要贡献。

1.2　融通创新与新质生产力的互动机理

融通创新将多元创新主体纳入同一个框架下研究创新主体之间的互动关系成为创新研究的重要内容。在融通创新中，通过资源融合互补、知识协同共享、价值共创共得[17]，推进产学研深度融合，以贯通创新链条的协同创新，最终实现产品协同创新[18-19]。融通创新在围绕知识创造和知识获取来展开的同时，还会增强多主体间的协同合作、推动要素间的关联和重组，促使企业创新的行为逻辑发生变化，成为培育发展新质生产力的新动能[20]。由此可以看出，融通创新与通过新技术的变革、新要素的组合配置以及新制度的优化，充分利用科技、人才和创新的优势，催生新产业、新业态、新动能和新模式的新质生产力发展理念如出一辙。因此，基于共赢与共益、共享逻辑主导下的融通创新也就成为发展新质生产力的关键节点。二者的互动机理如图 1 所示。

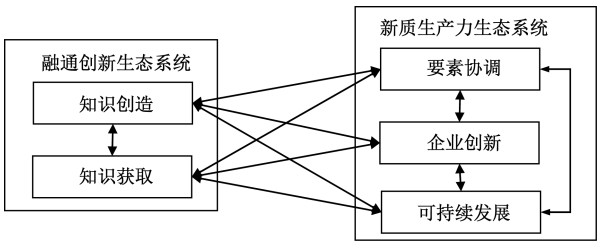


图 1　融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动机理

1.2.1　融通创新与要素协调

融通创新是以社会实际需求和价值创造为导向，通过资源融合互补、知识协同共享、价值共创共得而实现产学研、大中小企业、国有民营企业协同创新的跨组织合作创新模式。基于创新网络或创新平台等载体，融通创新在新质生产力生态系统中发挥中枢作用。在中国情境下，由市场主导的“产学研”创新网络与由政府主导的“政产学研”创新平台共同整合区域内的创新要素[21]，提供各种社交技术特性和功能，以实现新产品的创意、协作和沟通[22]。这种跨组织的协同创新模式，促进不同创新主体之间的深度合作与资源共享，加速生产效率的提升。例如，作为国家级“跨行业跨领域工业互联网平台”的树根互联，连接了超 120 万台设备，形成“制造即服务”新模式，客户资产利用率提升 20%。

1.2.2　融通创新与企业创新

经济发展中越来越重要的环境规制与可持续发展目标对企业的技术创新提出新要求。受制于市场与技术双重落后，后发企业，尤其是中小企业，实现绿色创新的难度加大。而通过获取处于网络外国际技术领先企业的溢出技术，从而实现二次技术创新的路径，对于后发企业的创新成长效果有限[23]。但在融通创新范式下，企业可以利用创新要素、知识以及技术的融通，在二次创新中积累后发优势，突破从模仿到二次创新的“创新桎梏”。因此，企业在实现绿色创新过程中尤其依赖融通创新来创造与获取知识，以提高绿色技术、绿色产品和绿色管理企业等方面的创新能力[24]。例如，青岛酷特智能的 C2M 生产模式实现了 7 d 定制交付，库存周转率提升 5 倍。

1.2.3　融通创新与可持续发展

随着中国经济发展进入新阶段，劳动要素的比较优势正逐步消失，需要以绿色新技术加速生产方式的变革，并充分发挥其高度渗透性作用，通过对经济社会结构的多层次嵌入和全方位渗透实现由劳动密集型增长向创新密集型增长转变[2-3]。新质生产力作为一种生产力的跃迁，强调摆脱依靠大量资源投入、高度消耗资源能源的传统增长路径，实现低消耗、高效能的可持续发展。经济发展和产业政策的关键问题是知识和学习[25]。以知识共享为纽带的融通创新[24]，强调通过注重知识、技术的自我积累，促进产业链与创新链的协同效应，抓住技术赶超的“机会窗口”[26]，实现技术进步与价值跃迁。例如，京东方的柔性显示技术带动面板产业价值中枢上移 30%。因而，融通创新能够助推新兴产业孵化和发展，有效地平衡发展与环境之间的关系，使整个产业更向绿色和智能化的方向转变。总之，融通创新本身就是协作、共创、可持续的新质生产力代表，已经在实践中形成并展示出对经济社会高质量发展的强劲推动力、支撑力。

2　研究设计

2.1　PVAR 模型

根据前文对相关理论和文献的梳理，不难发现

融通创新生态系统和新质生产力生态系统之间存在正向互动关系，也就是说知识创造、知识获取、企业创新、要素协调、可持续发展之间存在着双向促进关系。鉴于此，将这五个变量纳入同一分析框架以进一步验证变量间的动态关系。这需要寻找一种合适的研究方法。而 PVAR 模型正是一种被广泛使用的研究变量间动态影响的实证方法。

PVAR 模型是 Holtz 等[27]提出的考虑到时间效应和固定效应的向量自回归（vector autoregressire，VAR）模型。PVAR 模型具有截面大、时序短的特点，且无须事先设定变量之间的因果关系，将各个变量都视为内生变量，分析各个变量及其滞后变量对模型中其他变量的影响。例如，Dutta 和 Saha[28]利用 PVAR 模型研究了金融发展（financial development）对可持续发展（sustainable development）的因果影响。此外，PVAR 模型尤其适用于研究多变量之间的动态关系。例如，Afonso 和 Rodrigues[29]利用 PVAR 模型与广义矩估计法（generalized method of moments，GMM）研究了建筑和研发领域的公共投资对经济增长的影响以及对私人投资的挤出效应。San 等[30]基于 68 个发展中国家 2000—2016 年的面板数据，利用 PVAR 模型考察了透明度、金融发展、收入不平等和经济增长之间的动态联系。

鉴于本文所使用的面板数据为短面板数据，且研究目标为揭示多变量间的动态关系。参照学者们的做法，采用 PVAR 模型来实证检验融通创新对新质生产力的动态影响。考虑到融通创新与新质生产力之间的关系具有动态复杂性，为深入剖析融通创新影响新质生产力形成的路径，从全国和区域两个层面构建 PVAR 模型，以在揭示变量间动态关系的同时分析异质性差异。按照中国经济的空间格局通常可以将中国分为三大经济带，包括东部经济带（共 11 个省份）、中部经济带（共 8 个省份）、西部经济带（共 12 个省份）。构建 PVAR 模型如下。

$$\boldsymbol{Y}_{it}=\boldsymbol{A}_0+\sum_{j=1}^{p}\boldsymbol{A}_j\boldsymbol{Y}_{i(t-j)}+\boldsymbol{f}_i+\boldsymbol{d}_t+\boldsymbol{e}_{it} \tag{1}$$

式中：$\boldsymbol{A}_0$ 为截距项列向量；$\boldsymbol{A}_j$ 为前定内生变量向量 $\boldsymbol{Y}_{i(t-j)}$ 的系数矩阵（5×5 维矩阵，其中 $j=1,2,\cdots,p$）；p 为滞后阶数；i 为全国（或三个区域）的省份个数；t 为 2001—2022 年，$\boldsymbol{Y}_{it}$ 为 i 省份 t 年的五维列向量；$\boldsymbol{Y}_{i(t-j)}$ 为 i 省份 t 年列向量滞后 j 阶级的五维列向量；$\boldsymbol{f}_i$ 为个体固定效应列向量；$\boldsymbol{d}_t$ 为时间效应列向量；$\boldsymbol{e}_{it}$ 为随机扰动项列向量。

模型的列向量 $\boldsymbol{Y}_{it}$ 如下所示。

$$\boldsymbol{Y}_{it}=\begin{cases}\ln\mathbf{KC}_{it}\\ \ln\mathbf{KA}_{it}\\ \ln\mathbf{EI}_{it}\\ \ln\mathbf{EC}_{it}\\ \ln\mathbf{SD}_{it}\end{cases} \tag{2}$$

式中：ln**KC**、ln**KA**、ln**EC**、ln**EI**、ln**SD** 分别为知识创新向量、知识获取向量、要素协调向量、企业创新向量、可持续发展向量。

2.2 数据及变量说明

以中国 2002—2024 年 31 个省级面板数据（因数据缺失，未包含港澳台地区）为研究样本。为了保证研究的可检验性以及统计口径的一致性，数据均来源于公开出版的统计年鉴和区域创新报告。主要包括《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高新技术产业统计年鉴》《中国火炬统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国科技论文统计与分析报告》及《中国创新能力评价报告》。根据《中国创新能力评价报告》等公开资料，构建三级指标体系，采用加权综合评价法对区域的融通创新水平和新质生产力水平进行测度。其计算步骤是。先对基础指标进行无量纲化，再用专家打分得到的权重，然后分层逐级综合，最后得出每个省份的综合值。在此基础上，根据时间序列数据的一般处理原则，对测度结果取自然对数，最终采用的变量设定及评价指标如表 1 所示。

2.2.1 融通创新

融通创新（co-innovation，CI），用来衡量一个地区利用外部知识及产学研合作的能力。借鉴学者对融通创新内涵的界定，可以从知识创造和知识获取两个方面刻画一个地区的融通创新水平。其中，知识创造（knowledge creation，KC）可以由科技合作综合指标、技术转移综合指标、外资企业投资综合指标三个方面来衡量，将其记为 ln**KC**；知识获取（knowledge acquisition，KA），由研究开发投入综合指标、专利综合指标、科研论文综合指标来反映，将其记为 ln**KA**。

2.2.2 新质生产力

新质生产力（new quality productive forces，NQPF）是生产力现代化的具体体现，用来衡量一个地区高科技、高效率、可持续的现代化生产能力。借鉴学者对新质生产力测度的研究[13-14]，可以将其分为要素协调、企业创新、可持续发展三个方面的内容。

要素协调（element coordination，EC），用来衡量

一个地区为技术的产生、流动和应用提供相应环境的能力。具体而言，可以从数字经济基础、市场环境、金融环境、劳动者素质、创业水平五个方面来刻画，反映新质生产力的协调性特征，并将其记为 ln**EC**。

企业创新（enterprise innovation，EI）反映一个地区内企业应用新知识、开发新技术、利用新工艺，以及制造新产品的能力。因此，可以从企业研究开发投入、企业设计能力、企业技术提升能力、新产品销售收入四个方面来测度[31]，以反映新质生产力的创新性特征，并将其记为 ln**EI**。

可持续发展（sustainable development，SD）用来衡量创新对一个地区经济社会发展效益的能力。具体而言，可以从宏观经济、产业结构、产业国际竞争力、就业、环境保护五个方面来刻画，反映新质生产力的可持续性特征，并将其记为 ln**SD**。

变量含义及评价指标如表1所示。

表1 变量含义及评价指标

一级指标	二级指标	三级指标
融通创新	知识创造能力	科技合作综合指标
		技术转移综合指标
		外资企业投资综合指标
	知识获取能力	研究开发投入综合指标
		专利综合指标
		科研论文综合指标
新质生产力	要素协调能力	创新基础设施综合指标
		市场环境综合指标
		金融环境综合指标
		劳动者素质综合指标
		创业水平综合指标
	企业创新能力	企业研究开发投入综合指标
		企业设计能力综合指标
		企业技术提升能力综合指标
		新产品销售收入综合指标
	可持续发展能力	宏观经济综合指标
		产业结构综合指标
		产业国际竞争力综合指标
		就业综合指标
		可持续发展与环保综合指标

3 实证结果分析

运用 Stata16 软件，基于广义矩估计法（GMM），采用向前 Helmert 法消除个体固定效应，均值法消除时间固定效应，对式（1）和式（2）所示的 PVAR 模型进行估计。

3.1 平稳性分析

3.1.1 单位根检验

为避免面板数据的“伪回归”问题，需要对变量的进行平稳性检验。一般来说，单位根检验方法有很多种，为确保检验结果的可靠性，同时采用同质单位根检验与异质单位根检验，即同时进行 Levin-Lin-Chu（LLC）和 ADF-Fisher（ADF）检验。Stata16 软件中的 LLC 检验包括三种类型：TypeⅠ，既包含线性时间趋势项又包含个体固定效应项；Type Ⅱ，仅含个体固定效应项；Type Ⅲ，既不包含线性时间趋势项，也不包含个体固定效应项。同时，也进行了两种类型的检验，带有漂移项（TypeⅠ）与不带有漂移项（Type Ⅱ）的 ADF 两种检验。滞后期为1期的单位根检验结果如表2所示。

从检验结果来看，5个变量不能一致通过单位根检验，这说明可能存在单位根。因此需要对原数据先进行一阶差分处理，再进行检验。结果显示，知识创造能力（dlnKC）、知识获取能力（dlnKA）、企业创新能力（dlnEI）、要素协调能力（dlnEC）、可持续发展能力（dlnSD）5个变量的 ADF 统计量均能在1%的水平下通过异质单位根检验的 TypeⅠ和TypeⅡ。对于 LLC 检验而言，dlnKC 仅在东部地区和中部地区没有通过 TypeⅠ检验；dlnKA 仅在全国地区没有通过 TypeⅠ检验，在东部地区没有TypeⅠ和 TypeⅡ检验；5个变量的 LLC 统计量都在1%的水平下一致通过 Type Ⅲ检验。因此，总体上来说，经过一阶差分后的面板数据为平稳数据，可以进行下一步分析。

3.1.2 协整检验

虽然单位根检验显示该面板数据为平稳数据，但仍需要进行协整检验，以确认变量间是否存在长期均衡关系。利用 westerlund 检验，可以对变量组进行同质与异质两种检验，对应同时包含线性时间趋势项与个体固定效应项（TypeⅠ）、仅含个体固定效应项（TypeⅡ）。四种协整检验结果如表3所示。

从检验结果来看，全国地区的面板数据在1%的水平下通过了四种种检验。这说明，知识创造能力（KC）、知识获取能力（KA）、企业创新能力（EI）、要素协调能力（EC）、可持续发展能力（SD）之间存在长期的动态均衡关系，即融通创新生态系统和新质生产力生态系统存在相互影响。从分地区的检验结果来看，东部地区仅在10%的水平下通过了异质检验的 TypeⅡ，中部地区在5%的水平下通过了其中的三类检验，西部地区则在1%的水平下通过了其中的三类检验以及在10%的水平下通过了同质检验的 TypeⅡ。这说明5个变量之间的长期动态均衡关系虽然都存在，但不同地区的显著性不同。因此，不同地区基于融通创新的新质生产力形成路径存在明显差异。

表 2　单位根检验结果

变量	方法	类别	全国	东部地区	中部地区	西部地区
dlnKC	LLC	Ⅰ	−24.305***	−11.558	−11.968	−15.447***
		Ⅱ	−23.328***	−11.292*	−11.672***	−15.245***
		Ⅲ	−22.264***	−10.359***	−11.561***	−15.125***
	ADF	Ⅰ	−16.465***	−4.754***	−7.104***	−12.077***
		Ⅱ	−23.427***	−11.222***	−11.637***	−15.922***
dlnKA	LLC	Ⅰ	−22.601	−11.512	−14.019***	−14.844***
		Ⅱ	−21.814***	−11.484	−13.427***	−14.661***
		Ⅲ	−21.579***	−11.387***	−13.185***	−14.666***
	ADF	Ⅰ	−12.742***	−4.410***	−11.565***	−8.818***
		Ⅱ	−21.806***	−11.384***	−13.459***	−14.618***
dlnEI	LLC	Ⅰ	−27.309***	−14.479***	−13.936***	−17.920***
		Ⅱ	−26.454***	−14.006***	−13.554***	−17.649***
		Ⅲ	−25.590***	−13.342***	−13.126***	−17.521***
	ADF	Ⅰ	−22.085***	−10.331***	−11.011***	−15.333***
		Ⅱ	−26.662***	−14.330***	−13.668***	−17.946***
dlnEC	LLC	Ⅰ	−28.923***	−15.857***	−14.241***	−20.564***
		Ⅱ	−27.819***	−15.138***	−13.765***	−20.185***
		Ⅲ	−27.139***	−14.384***	−13.245***	−19.971***
	ADF	Ⅰ	−23.813***	−11.073***	−11.237***	−20.149***
		Ⅱ	−27.538***	−15.021***	−13.964***	−20.207***
dlnSD	LLC	Ⅰ	−26.017***	−15.845***	−13.977***	−16.277***
		Ⅱ	−24.661***	−14.325***	−12.992***	−15.446***
		Ⅲ	−23.712***	−13.798***	−11.894***	−15.238***
	ADF	Ⅰ	−19.244***	−11.896***	−10.945***	−12.134***
		Ⅱ	−24.976***	−14.434***	−13.272***	−15.695***

注:*、**、***分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;d 表示 1 阶差分。

表 3　协整检验结果

检验类别		全国	东部地区	中部地区	西部地区
同质检验	Ⅰ	−3.252***	−1.173	−1.795**	−2.344***
	Ⅱ	−2.351***	−1.152	−1.242	−1.589*
异质检验	Ⅰ	−2.932***	−0.671	−2.117**	−2.500***
	Ⅱ	−3.381***	−1.582*	−2.174**	−2.505***

注:*、**、***分别表示 1%、5%、10%的显著性水平。

表 4　PVAR 模型最优滞后期检验结果

变量	滞后期	AIC	HQIC	BIC
全国	5	−2.887	−0.513	−1.956
东部地区	5	−4.689	−1.446	−3.374
中部地区	5	−3.128	0.547	−1.634
西部地区	5	−1.341	1.797	−0.069

3.2　PVAR 模型分析

3.2.1　最优滞后期

利用 PVAR 模型来构建一组面板数据(dlnKC,dlnEC,dlnSD)来分析知识创造能力、可持续发展能力、要素协调能力、企业创新能力、可持续发展能力之间的动态关系。在进行模型估计前还需要检验面板数据的最优滞后期。

对于最优滞后期的判断,通常来说可以利用 AIC、HQIC、BIC 3 个统计量来进行判断。根据多数检验指标的准则数值最小的原则,来确定最优滞后期。根据检验结果,在滞后期为 5 期时全国层面的 AIC 与 BIC 统计量最小,因此可以确定模型的最优滞后期为 5 期。将 3 个信息准则的统计量汇报如表 4 所示。

3.2.2　GMM 估计

对 PVAR 模型进行 GMM 估计,滞后 5 期时的回归结果如表 5 所示。对知识创造能力、可持续发展能力、要素协调能力、企业创新能力、可持续发展能力之间的互动关系展开研究,主要目的是判断三者之间在实际状态下存在何种影响。其判断依据是,当回归系数对应的 P 小于 10%、5%、1%的显著性水平时,表示检验结果具有统计学意义,即解释变量对被解释变量存在着显著影响。

从显著性结果来看:KC 为被解释变量时,东部地区的 EC 和中部地区 SD 的回归系数为负值,西部地区的 EI 的回归系数为正值;KA 为被解释变量时,除了东部地区,KC 的回归系数在其他地区都为正值,EC 的回归系数在全国和东部地区也为正值,而 SD 的回归系数在中部地区的为负值;EI 为被解释变量时,KC 的回归系数在所有地区均为正值,EC 的回归系数在所有地区均显著,但仅在东部地区为正值;EC 为被解释变量时,KC 的回归系数在全国

表 5　GMM 估计的结果

被解释变量	解释变量	全国	东部地区	中部地区	西部地区
		Coef.（*P*）	Coef.（*P*）	Coef.（*P*）	Coef.（*P*）
h_dlnKC	h_dlnKC	−0.055 (0.255)	−0.124** (0.035)	0.008 (0.908)	−0.049 (0.524)
	h_dlnKA	0.062 (0.131)	−0.020 (0.744)	0.066 (0.324)	0.081 (0.158)
	h_dlnEI	0.019 (0.701)	−0.018 (0.815)	−0.031 (0.686)	0.136** (0.021)
	h_dlnEC	0.042 (0.516)	−0.127* (0.062)	−0.033 (0.772)	0.104 (0.401)
	h_dlnSD	0.026 (0.652)	0.084 (0.243)	−0.210** (0.028)	0.141 (0.130)
h_dlnKA	h_dlnKC	0.176*** (0.001)	−0.159 (0.206)	0.283*** (0.001)	0.204*** (0.002)
	h_dlnKA	−0.007 (0.897)	−0.020 (0.863)	0.016 (0.831)	−0.080 (0.289)
	h_dlnEI	−0.004 (0.944)	−0.085 (0.472)	−0.041 (0.632)	0.067 (0.416)
	h_dlnEC	0.165* (0.085)	0.300** (0.014)	−0.045 (0.732)	0.011 (0.942)
	h_dlnSD	−0.105 (0.174)	−0.141 (0.333)	−0.227* (0.077)	0.038 (0.762)
h_dlnEI	h_dlnKC	0.223*** (0.002)	0.284*** (0.010)	0.329*** (0.000)	0.185* (0.100)
	h_dlnKA	0.009 (0.845)	0.092 (0.305)	−0.060 (0.403)	0.024 (0.732)
	h_dlnEI	−0.054 (0.345)	−0.128* (0.086)	0.042 (0.631)	−0.065 (0.435)
	h_dlnEC	−0.131** (0.060)	0.214* (0.053)	−0.252** (0.023)	−0.346*** (0.005)
	h_dlnSD	−0.066 (0.260)	−0.056 (0.618)	−0.015 (0.867)	−0.088 (0.452)
h_dlnEC	h_dlnKC	−0.065** (0.025)	−0.098 (0.122)	−0.072 (0.233)	−0.042 (0.297)
	h_dlnKA	0.001 (0.964)	0.080 (0.174)	−0.021 (0.682)	−0.031 (0.489)
	h_dlnEI	0.083*** (0.008)	0.147** (0.025)	0.055 (0.391)	0.059 (0.213)
	h_dlnEC	−0.033 (0.457)	−0.047 (0.540)	0.084 (0.300)	−0.059 (0.427)
	h_dlnSD	0.011 (0.797)	0.017 (0.811)	0.047 (0.597)	0.001 (0.989)
h_dlnSD	h_dlnKC	0.009 (0.752)	0.019 (0.771)	0.015 (0.738)	0.014 (0.683)
	h_dlnKA	0.018 (0.429)	0.013 (0.767)	0.023 (0.629)	−0.002 (0.936)
	h_dlnEI	0.044 (0.112)	0.121** (0.039)	0.018 (0.749)	0.034 (0.267)
	h_dlnEC	0.220*** (0.000)	0.159** (0.033)	0.221*** (0.002)	0.213*** (0.000)
	h_dlnSD	−0.029 (0.451)	0.093 (0.223)	−0.032 (0.692)	−0.045 (0.354)

注：*、**、***分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；d 表示 1 阶差分；h_表示利用 helmert 变换消除固定效应影响的结果；Coef.（*P*）表示结果系数及对应的 *P* 值。

为正值，EI 的回归系数在全国和东部地区为正值；SD 为被解释变量时，EI 的回归系数在东部为正值，EC 的回归系数在所有地区均为正值。总体上来看，虽然不同地区层面的显著性结果存在差异，但是整体上变量间存在一定程度的互动关系。这说明融通创新生态系统与新质生产力生态系统的良性互动在实践中仍存在一定程度的阻塞，需要“有为政府”和“有效市场”双重驱动，打通其中的卡点和堵点。

梳理 PVAR 模型的显著性结果，再结合融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动机理分析，可以将基于融通创新的新质生产力形成路径整理为“KA↔EC（或 EI）→ SD → KC → KA”。这说明，通过创新平台的多元主体协同，知识获取 KA 将进一步提升生产要素的协调效应，强化企业的整体创新能力，大幅提高生产效率并推动生产方式的绿色转型，最后重塑知识创造模式。这条路径勾勒了从融通创新生态系统到新质生产力生态系统，再反作用于融通创新生态系统的循环传导路径。

3.3　Granger 因果关系检验

虽然 GMM 估计结果显示变量间的影响程度，但是融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动关系需要利用 Granger 因果关系检验来进一步确定。在滞后 5 期时，多个变量之间互为 Granger 因果关系，具体如表 6 所示。其判断依据是，当系数对应的 *P* 小于 10%、5%、1%的显著性水平时，表示检验结果在统计上具有显著性，即拒绝变量间不存在因果关系的原假设。

从分变量的显著性结果来看：KC 作为被解释变量时，EI 在全国和西部地区的 *P* 为 4.7%、0.7%，EC 在东部地区的 *P* 小于 1%，SD 的 *P* 在中部地区为 0.6%而在全国和东部地区的 *P* 小于 1%；KA 作为被解释变量时，KC 在全国、中部地区和西部地区的 *P* 均小于 1%，在东部地区的 *P* 为 8.3%，EI 在中部地区和西部地区的 *P* 分别为 9.1%、8.5%，EC 在全国和东部地区的 *P* 分别为 9.0%、1.1%；EI 作为被解释变量时，KC 的 *P* 在所有地区均小于 1%，EC 在全国、东部地区和西部地区的 *P* 分别为 5.2%、4.1%、3.1%，SD 在东部地区的 *P* 小于 1%；EC 作为被解释变量时，KC 在全国、东部和中部地区的 *P* 分别为 2.6%、4.4%、7.9%，EI 在中部地区的 *P* 为 1.2%、其他地区则都小于 1%，SD 在东部地区的 *P* 为 1.5%、其他地区则都小于 1%；SD 作为被解释变量时，KC 在中部地区的 *P*

表 6　Granger 因果关系检验的结果

被解释变量	解释变量	全国	东部地区	中部地区	西部地区
		Coef.（*P*）	Coef.（*P*）	Coef.（*P*）	Coef.（*P*）
h_dlnKC	h_dlnKA	4.175 (0.524)	2.262 (0.812)	1.164 (0.948)	5.477 (0.360)
	h_dlnEI	11.207** (0.047)	4.709 (0.452)	8.793 (0.118)	15.891*** (0.007)
	h_dlnEC	11.834 (0.037)	31.74*** (0.000)	5.430 (0.366)	7.326 (0.198)
	h_dlnSD	16.196*** (0.006)	33.327*** (0.000)	10.598* (0.060)	7.362 (0.195)
	ALL	40.788*** (0.004)	74.489*** (0.000)	31.055* (0.054)	42.902*** (0.002)
h_dlnKA	h_dlnKC	20.526*** (0.001)	9.748* (0.083)	19.469*** (0.002)	17.912*** (0.003)
	h_dlnEI	7.049 (0.217)	6.602 (0.252)	9.481* (0.091)	9.660* (0.085)
	h_dlnEC	9.531* (0.090)	14.912** (0.011)	6.048 (0.302)	1.599 (0.901)
	h_dlnSD	16.962*** (0.005)	14.024** (0.015)	22.927*** (0.000)	2.649 (0.754)
	ALL	55.172*** (0.000)	64.470*** (0.000)	51.427*** (0.000)	33.047** (0.033)
h_dlnEI	h_dlnKC	34.152*** (0.000)	27.835*** (0.000)	19.841*** (0.001)	18.676*** (0.002)
	h_dlnKA	2.902 (0.715)	1.982 (0.852)	5.870 (0.319)	4.118 (0.533)
	h_dlnEC	10.947* (0.052)	11.607** (0.041)	8.955 (0.111)	12.258** (0.031)
	h_dlnSD	6.612 (0.251)	30.969*** (0.000)	6.049 (0.301)	5.347 (0.375)
	ALL	59.157*** (0.000)	61.448*** (0.000)	65.066*** (0.000)	38.955*** (0.007)
h_dlnEC	h_dlnKC	12.774** (0.026)	11.413** (0.044)	9.885* (0.079)	3.471 (0.628)
	h_dlnKA	6.117 (0.295)	5.550 (0.353)	1.261 (0.939)	7.896 (0.162)
	h_dlnEI	34.116*** (0.000)	17.476*** (0.004)	14.719** (0.012)	16.439*** (0.006)
	h_dlnSD	56.512*** (0.000)	14.027** (0.015)	22.488*** (0.000)	29.303*** (0.000)
	ALL	134.530*** (0.000)	56.105*** (0.000)	84.982*** (0.000)	75.847*** (0.000)
h_dlnSD	h_dlnKC	2.226 (0.817)	1.635 (0.897)	13.197** (0.022)	4.932 (0.424)
	h_dlnKA	15.773*** (0.008)	26.616*** (0.000)	19.078*** (0.002)	4.325 (0.504)
	h_dlnEI	8.269 (0.142)	17.632*** (0.003)	14.608** (0.012)	9.134* (0.098)
	h_dlnEC	28.243*** (0.000)	18.968*** (0.002)	12.310** (0.031)	17.848*** (0.003)
	ALL	81.391*** (0.000)	98.847*** (0.000)	70.352*** (0.000)	42.283*** (0.003)

注：*、**、***分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；d 表示 1 阶差分；h_表示利用 helmert 变换消除固定效应影响的结果；Coef.（*P*）表示结果系数及对应的 *P* 值。

为 2.2%，KA 在全国、东部和中部地区的 *P* 均小于 1%，EI 在东部、中部和西部地区的 *P* 分别为 0.3%、1.2%、9.8%，EC 在中部地区的 *P* 小于 5%、其他地区均小于 1%。虽然分变量的检验结果在不同地区具有不同的显著性，但变量的联合检验结果表明其他 4 个变量对某一变量的联合影响在所有地区均为显著。这充分说明多种原因共同作用，是导致该变量这一结果的 Granger 原因。

综合变量间显著性结果，不难发现除 KA 和 EI、KA 和 KC 之间为单向因果关系，其他变量之间均为双向因果关系。结合融通创新生态系统和新质生产力生态系统的理论分析，可以将 Granger 因果关系检验下的路径整理为“KC → KA↔SD↔EC（或 EI）↔KC”。这说明，知识创造 KC 是多元主体实现融通创新的基础，通过技术市场实现技术的转移与成果落地转化，不仅提升了区域的创新绩效，也促进绿色发展和生态效率的提升。可持续发展的需求和压力也促进了融通创新活动的不断深化和拓展，推动各生产要素和创新活动的协调与整合，进而形成新质生产力。因此，融通创新生态系统与新质生产力生态系统，在多因素的共同作用下，形成相互促进、共同发展的良性循环。

综上所述，通过 Granger 因果关系检验，进一步明确融通创新生态系统与新质生产力生态系统之间的互动关系及其形成机制。这不仅为理解中国可持续发展的路径提供新的视角和思路，也为制定和实施相关政策提供重要的参考和依据。未来，应继续加强融通创新生态系统的建设和完善，推动各生产要素和创新活动的协调与整合，以形成更加强大的新质生产力，推动经济社会的高质量发展。

3.4　动态关系分析

3.4.1　脉冲响应

为了更清晰地量化知识创造能力、可持续发展能力、要素协调能力、企业创新能力、可持续发展能力之间的动态影响，本文对 PVAR 模型的脉冲响应情况进行考察。脉冲响应分析的观察周期设定为 10 期，滞后 5 期时变量之间的互动结果如图 2 所示。

1）全国层面的分析

图 2 显示了全国层面的融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动关系。

（1）融通创新生态系统内部的互动关系。图 2（1b）和图 2（2a）显示 KA 和 KC 的互动关系。在未来第 1 个时期时，二者受对方 1 个单位的冲击后均出现快速

下降的反应,但在第3个时期时重新回到正值区间,并在第5个时期时再次变为负值而后上升。KA与KC的双向促进作用的最佳时期是未来的第3～4时期,这说明二者的相互影响在短期内比较明显。

(2)新质生产力系统内部的互动关系。具体而言:①对比图2(3d)和图2(4c),可以看出在受到EI1个单位的冲击后,EC从刚开始的负值状态开始快速上升,并在未来10个周期内经历3个逐次下降的波峰,整体上表现反复且剧烈的波动。而在受到EC1个单位的冲击后,EI多数时期处于正值状态,在未来10个周期内经历2个逐次上升的波峰,整体表现相对平缓的波动。②对比图2(3e)和图2(5c),在受到对方冲击后的前7个时期,EI和SD的响应变化恰好相反,从第8个周期开始二者均呈现缓慢上升的趋势。③对比图2(4e)和图2(5d),EC和SD在面对对方1个单位的冲击后的响应变化趋势也截然不同。EC的响应快速而剧烈,在第2个时期就达到最峰值,然后快速下降,随后平稳波动。而SD的响应变化为稳步上升,在第5个时期达到最大值后快速下降,并在第6个时期达到谷底后快速探底回升并趋于平稳。这些变化说明,新质生产力生态系统内部的互动变化也是短期内较为激烈,长期趋于平稳。

(3)融通创新生态系统与新质生产力系统的互动关系。具体而言:①对比图2(1c)和图2(3a)显示的KC和EI的互动关系。受EI1个单位的冲击后,KC的响应非常剧烈,先是快速下降再快速上升,而后在第2个时期达到了接近0.04的最大值,但在第3个时期后贴着0轻微起伏波动。而面对KC的冲击,EI则是呈现“M”形波动趋势,且多数时期处于正值区间。②对比图2(1d)和图2(4a)显示的KC和EC的互动关系。受EC1个单位的冲击后,KC的响应在前5个时期比较明显,分别在第3和第4个时期达到峰值和谷值,尔后小幅波动。形成鲜明对比的是EC受KC1个单位的冲击后的响应变化,呈现明显的波浪特征,波谷和波峰快速交替出现。③对比图2(1e)和图2(5a)显示的KC和SD的互动关系。KC的响应在前5个时期比较剧烈,在第2和第4个时期为大致相同高度的峰值,而第3个时期为超过－0.02的谷值,后5个时期则表现平缓。而SD的响应在未来前5个时期逐渐变得剧烈,后5个时期逐渐平缓。④对比图2(2c)和图2(3b)显示的KA和EI的互动关系。在受对方冲击后的前7个时期,二者均出现不同程度的负增长。KA的响应在前3个时期为下降趋势,后面为上升趋势。而EI是从一开始的最高点开始下降,整体呈现谷值上升的“W”形变化趋势。⑤对比图2(2d)和图2(4b)显示的KA和EC的互动关系。KA受到冲击后在短期内波动剧烈,围绕0上下起伏。EC的响应则在前6个时期出现谷值依次下降的变化趋势,但在第2和第5个时期均为正值区间的大致相同高点。⑥对比图2(2e)和图2(5b)显示的KA和SD的互动关系。前5个时期二者的响应变化趋势恰好相反且剧烈波动,在后5个周期的变化类似且平缓。这些变化说明,新质生产力生态系统对融通创新生态系统的影响表现为短期内快速而剧烈,长期则相对平稳;融通创新生态系统对新质生产力生态系统施加长远且深层次的影响。

综上所述,可以发现不同变量之间响应的强度和持续时间存在差异,这进一步证实了融通创新生态系统与新质生产力生态系统之间复杂的互动关系。

2)区域差异分析

图3显示了融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动关系的区域差异。

(1)对比图3～图5的(3a)、(4a)、(5a),可与看出滞后5期时,KC对EI、EC、SD的影响具有明显差异。具体而言,前5个时期EI的响应在东部和中部地区长期处于正值,但东部地区是先升后降,中部地区是逐期上升,而西部地区则围绕0上下反复波动。后5个周期三个地区都表现较为平稳。这些变化说明,东部地区的响应较快速,中部地区受的影响深远,西部地区则较剧烈且反复。EC的响应则具有不同的表现,总体上来说,东部地区的响应更为深远,在第4和第5期时波动最为剧烈,中部和西部地区的响应偏向于反复。SD的响应是中部地区的表现更为快速,东部地区的响应更为深远,西部地区则仅在前5个周期有明显的影响,后5个周期趋于平静。

(2)对比图3～图5的(3b)、(4b)、(5b),可与看出滞后5期时,KA对EI、EC、SD的影响具有明显差异。具体而言,EI的响应在东部地区较滞后,仅在第4和第5个时期时才出现明显的波动。而中部和西部地区从一开始的最高点快速下降,并在第2个时期变成负值。二者的差异是此后回复正值的过程有所不同,中部地区是缓慢上升,西部地区是快速波动的“W”形变化趋势。EC的响应在西部地区相对变化剧烈,东部地区其次,中部地区最为平

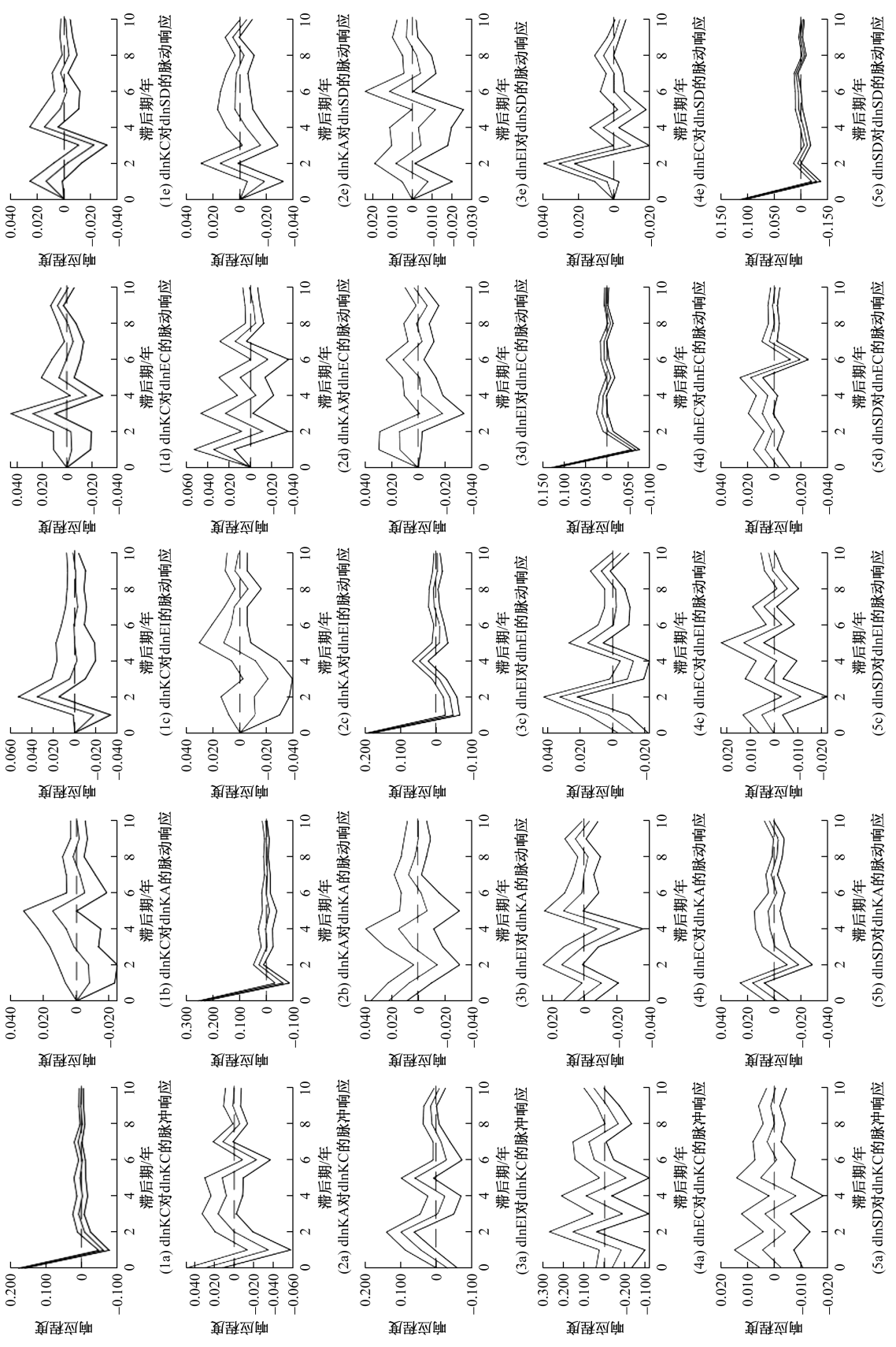


图 2 全国层面KC、KA、EI、EC、SD之间的脉冲响应

上下两条线分别为95%置信区间的上下限

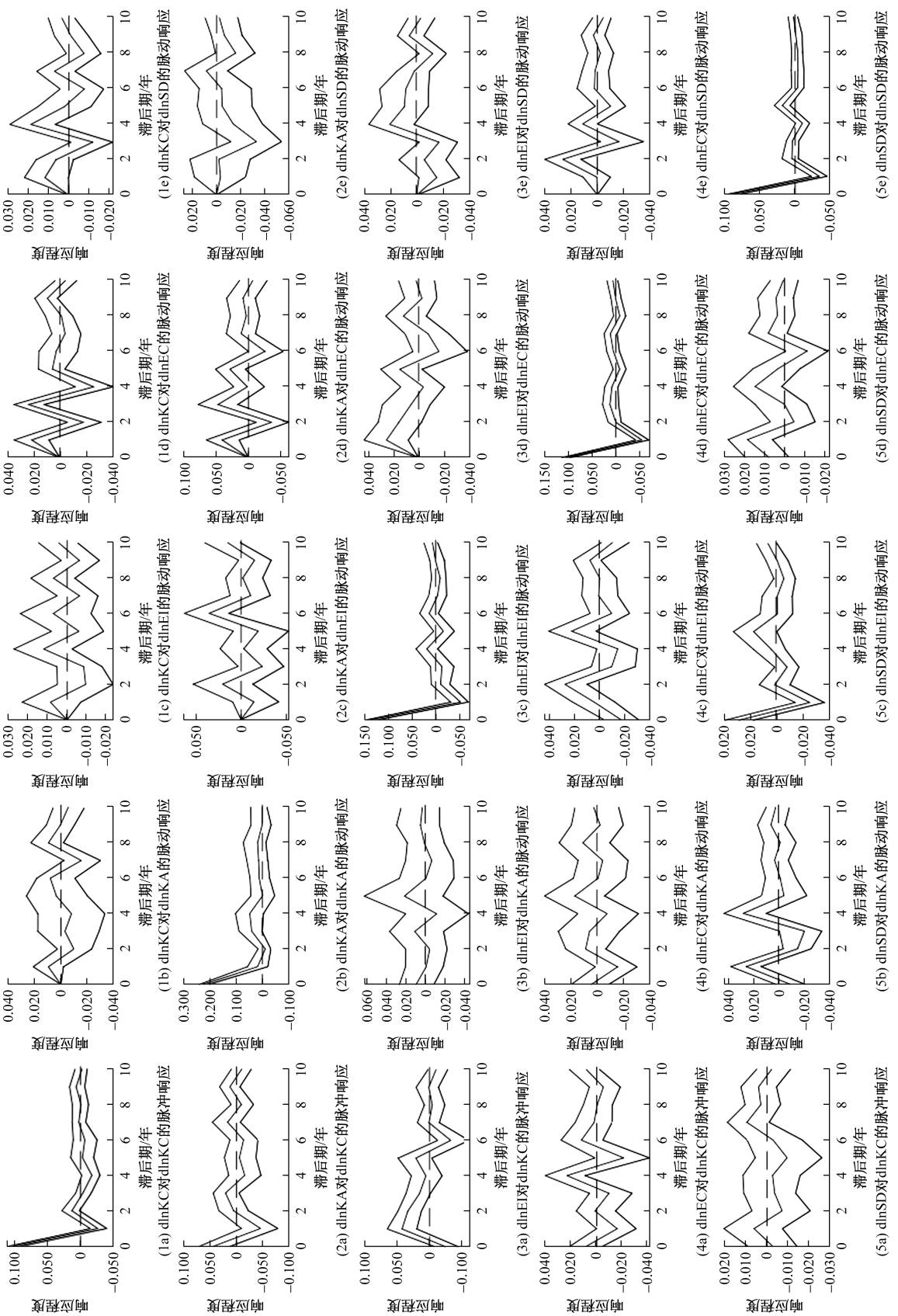


图 3　东部地区KC、KA、EI、EC、SD之间的脉冲响应

上下两条线分别为95%置信区间的上下限

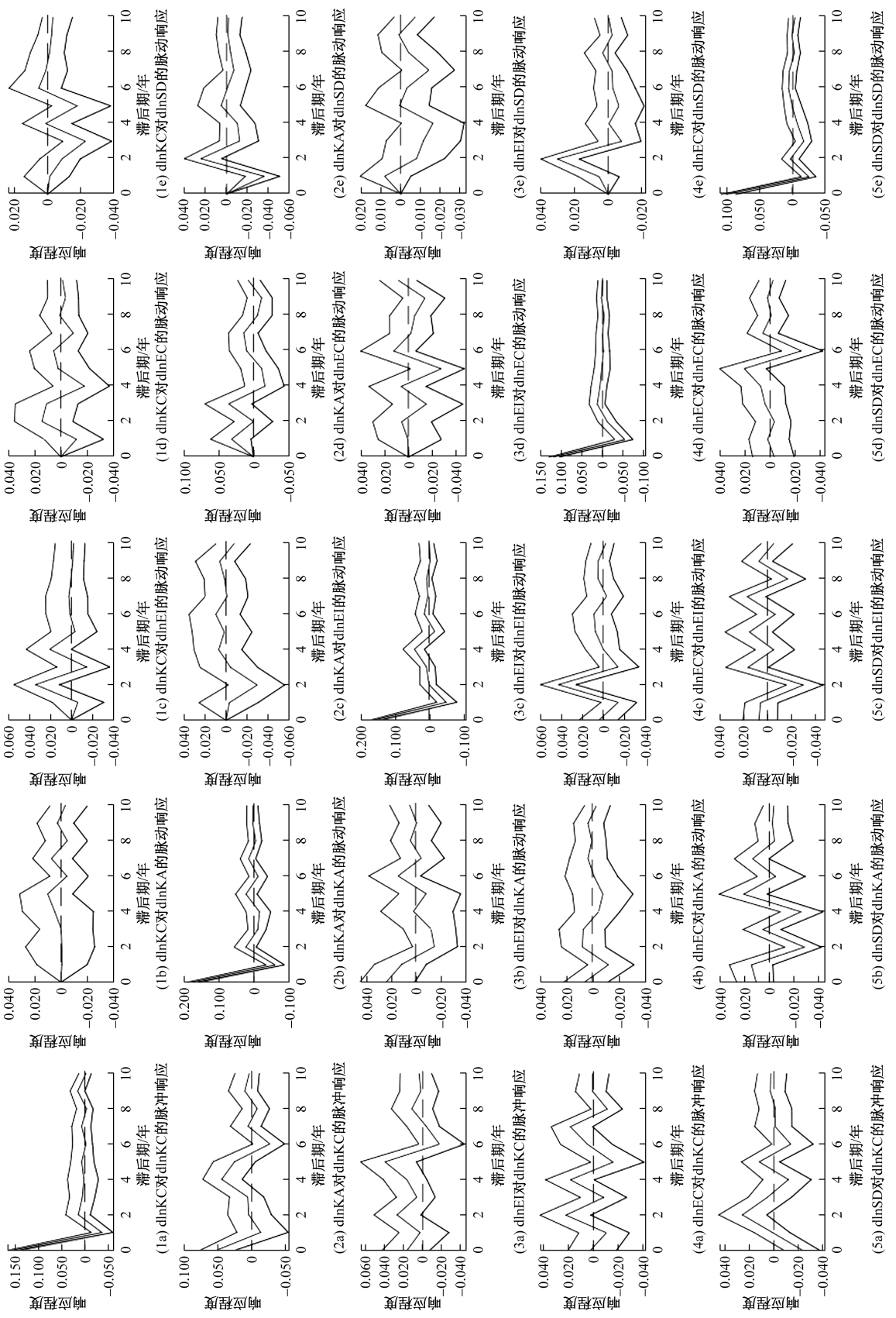


图 4 中部地区KC、KA、EI、EC、SD之间的脉冲响应

上下两条线分别为95%置信区间的上下限

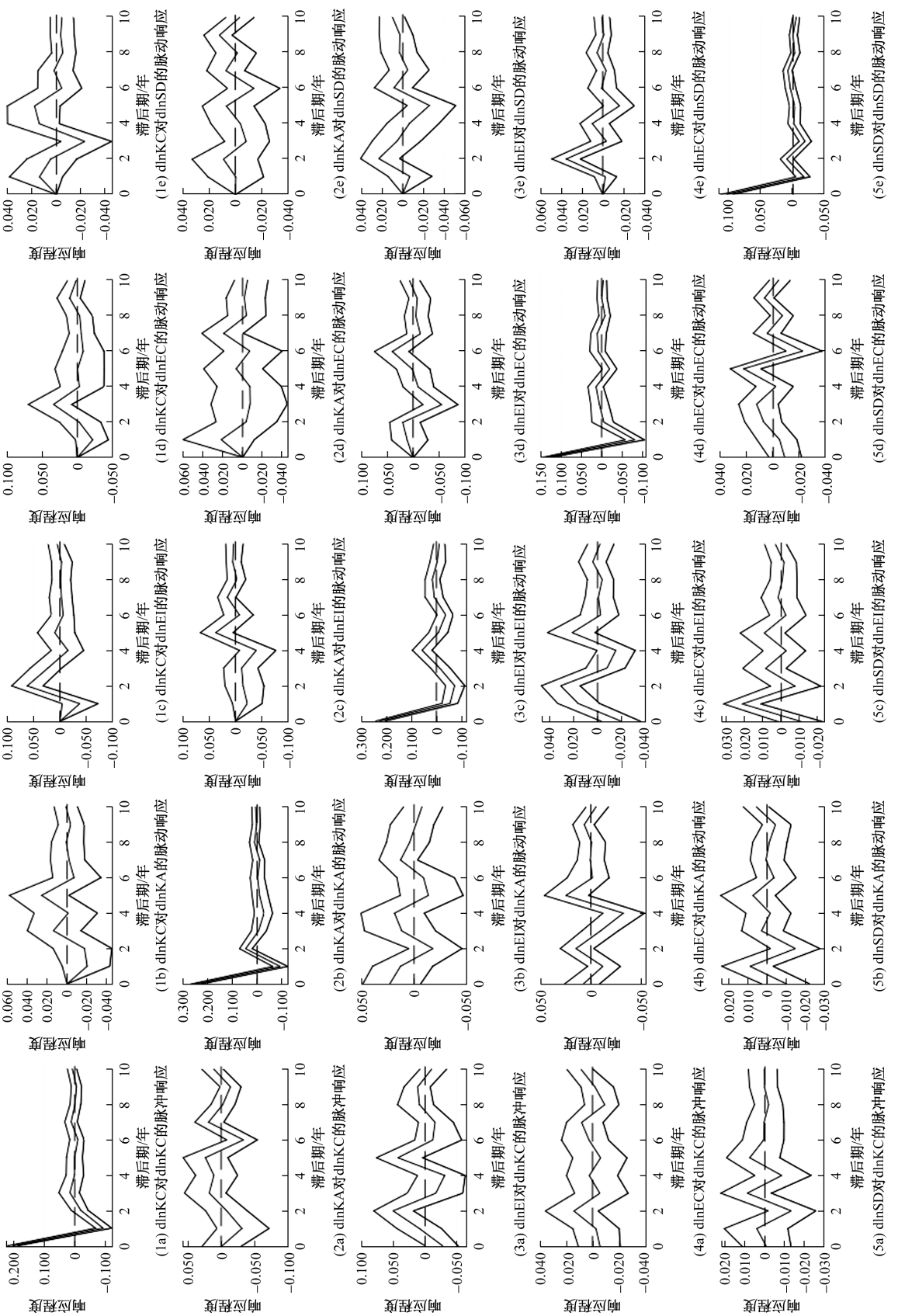


图 5　西部地区KC、KA、EI、EC、SD之间的脉冲响应

上下两条线分别为95%置信区间的上下限

缓。SD的响应的区域差异表现为东部地区在短期内剧烈的上下波动,前5个时期时经历了2次峰值和谷值,但峰值高度显著大于谷值。东部地区前5个时期为标准的“W”形态,峰值和谷值高度差不多。西部地区则是仅前2个周期响应明显,后面则归于平静。

(3)对比图3～图5的(1c)、(1d)、(1e)显示的KC受EI、EC、SD影响的响应变化,可以看出不同区域呈现不同的短期变化趋势。具体而言:EI施加的冲击在中部地区反响表现为持续波动,东部和西部地区仅在前5个时期有明显的剧烈波动,而后5个时期的响应幅度趋于0值。EC施加的冲击在前5个时期有明显的影响。东部地区是先降后升,并在第3个时期达到最大。中部地区的变化是快速而剧烈的“W”形波动,西部地区则是慢速而平缓的“W”形波动。前5个时期,SD施加的冲击在东部表现为“M”形波动,西部地区则是相反的“W”形波动。中部地区的响应则是前5个时期为较剧烈的“M”形波动,后5个时期为较平缓的“W”形波动。

(4)对比图3～图5的(2c)、(2d)、(2e)显示的KA受EI、EC、SD影响的响应变化,可以看出不同区域呈现了不同的长期变化趋势。具体而言:在EI的冲击下,东部地区的响应逐渐剧烈,并在第5个时期达到最大后逐渐衰弱。中部地区的响应变化是快速下降,在第2个时期达到谷底后快速回升,在第3个时期后在0上面轻微波动。西部地区的响应则在前期一直处于负值区间,并在第4个时期达到最低点,尔后快速上升,在第5个事情达到最高点后开始自然衰减。在EC的冲击下,东部和中部地区在前5个时期响应变化剧烈,后5个时期进行平稳状态。西部地区的响应数值是在第1和第7个时期为最大,其他时期一直处在0值附近,即表现为两头高中间平稳的变化趋势。在SD的冲击下,东部地区的响应滞后,在第2个时期才开始下降,第3个时期达到最低点,尔后缓慢回归正值区间。中部地区则仅在前3个周期有快速探底回升的明显变化,西部地区的响应则在第2个时期才开始,但长期内围绕这0上下波动。

综上所述,脉冲响应分析揭示了不同区域在这些互动关系中的差异性,为理解中国可持续发展的区域特点提供了重要线索。这些发现不仅丰富了对融通创新和新质生产力互动机制的理解,也为政策制定者提供宝贵的参考信息,有助于制定更加精准有效的政策措施,以促进中国可持续发展的路径优化和升级。

3.4.2 *方差分解*

在脉冲响应基础进行方差分解情况的分析,可以进一步研究随机干扰项的重要信息,并揭示融通创新对新质生产力形成的影响路径与区域差异。表7和表8显示了滞后5期时全国与三个地区的KC、KA、EI、EC、SD受对方冲击后导致的影响的变化幅度。

1)全国层面的贡献度变化

(1)横向比较来看。KC作为被解释变量时,EI对其产生的影响最大,第2期时为1%,到第6期后仍保持在4.3%的水平。增长幅度最大的是EC,从第2期的不到0.1%上升到第10期的3.0%,KA和SD的贡献度增长倍数分别为4.5和3.3。KA作为被解释变量时,KC对其影响最大,从第2期的0.3%逐步上升到第10期的4.4%。增长幅度最大的是EI,增长倍数达6.5,其次是SD达1.4倍。EI作为被解释变量时,贡献最大的是KC的1.8%,其次是KA的1.3%,在第2期时分别为最低SD的0.2%的9倍和5.5倍,到第10期时贡献最大的仍是KC的9.2%,其次仍是KA的2.2%,分别是最低的SD的0.9%的10倍和2.4倍。EC作为被解释变量时,EI在第2期的贡献度最大为0.8%,到第10期时达到6.9%,增长了7.6倍。SD在第2期的贡献度最小仅为0.1%,到第10期时增长了近48倍,增长幅度最大。KC和KA的增长幅度也较明显,也达到了6倍和5.3倍。SD作为被解释变量时,期初贡献度最高的是KA为2%,是KC的10倍、EI的10倍、EC的5倍。到第10期时这一贡献度被EC反超,仅为4.3%,是KC的3.9倍、EI的1.6倍、EC的0.7倍。

(2)纵向比较来看。在第2期时,KC对KA的贡献最大为3.0%,KA对SD的贡献最大为2%,EI对KC的贡献最大为1.0%,EC对KA的贡献最大为1.8%,SD对KC的贡献最大为0.6%。但在第10期时,KC对EI的贡献最大为9.2%,KA对SD的贡献最大为4.3%,EI对EC的贡献最大为6.9%,EC对SD的贡献最大为5.7%,SD对EC的贡献最大为4.9%。

综上所述,其他4个变量对该变量的贡献度普遍偏低,均小于10%,主要受自身演化的影响。这说明,基于全国面板数据的方差分解结果显示,融通创新生态系统和新质生产力生态系统受来自系统内部的作用明显强于外部冲击带来的影响。

表7 全国的方差分解结果

变量	时期	dlnKC	dlnKA	dlnEI	dlnEC	dlnSD	时期	dlnKC	dlnKA	dlnEI	dlnEC	dlnSD
dlnKC	1	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	6	0.893	0.010	0.043	0.028	0.025
dlnKA	1	0.014	0.986	0.000	0.000	0.000	6	0.035	0.912	0.013	0.028	0.012
dlnEI	1	0.007	0.013	0.979	0.000	0.000	6	0.086	0.021	0.871	0.015	0.006
dlnEC	1	0.001	0.001	0.010	0.988	0.000	6	0.023	0.037	0.068	0.822	0.049
dlnSD	1	0.001	0.001	0.000	0.001	0.998	6	0.010	0.044	0.023	0.033	0.891
dlnKC	2	0.982	0.002	0.010	0.000	0.006	7	0.892	0.011	0.043	0.028	0.026
dlnKA	2	0.030	0.945	0.002	0.018	0.005	7	0.042	0.901	0.014	0.031	0.012
dlnEI	2	0.018	0.013	0.963	0.005	0.002	7	0.089	0.021	0.863	0.018	0.009
dlnEC	2	0.004	0.006	0.008	0.981	0.001	7	0.024	0.037	0.068	0.821	0.049
dlnSD	2	0.002	0.020	0.002	0.004	0.971	7	0.010	0.043	0.023	0.057	0.867
dlnKC	3	0.945	0.003	0.045	0.001	0.006	8	0.891	0.011	0.043	0.029	0.026
dlnKA	3	0.030	0.940	0.003	0.019	0.008	8	0.043	0.897	0.014	0.034	0.012
dlnEI	3	0.071	0.017	0.901	0.009	0.003	8	0.090	0.022	0.861	0.018	0.009
dlnEC	3	0.014	0.014	0.053	0.877	0.043	8	0.027	0.037	0.068	0.819	0.048
dlnSD	3	0.003	0.044	0.011	0.004	0.937	8	0.010	0.043	0.024	0.057	0.866
dlnKC	4	0.912	0.003	0.044	0.021	0.019	9	0.891	0.011	0.043	0.029	0.026
dlnKA	4	0.033	0.920	0.010	0.027	0.011	9	0.044	0.896	0.015	0.034	0.012
dlnEI	4	0.070	0.017	0.893	0.016	0.003	9	0.091	0.022	0.860	0.018	0.009
dlnEC	4	0.017	0.013	0.056	0.868	0.046	9	0.028	0.037	0.068	0.817	0.049
dlnSD	4	0.004	0.044	0.012	0.010	0.930	9	0.010	0.043	0.026	0.057	0.864
dlnKC	5	0.899	0.004	0.044	0.027	0.025	10	0.889	0.011	0.043	0.030	0.026
dlnKA	5	0.033	0.917	0.011	0.027	0.011	10	0.044	0.895	0.015	0.034	0.012
dlnEI	5	0.070	0.021	0.891	0.015	0.003	10	0.092	0.022	0.858	0.018	0.009
dlnEC	5	0.020	0.032	0.060	0.842	0.046	10	0.028	0.038	0.069	0.815	0.049
dlnSD	5	0.009	0.044	0.012	0.012	0.923	10	0.011	0.043	0.026	0.057	0.863

注:d表示1阶差分。

表8 分地区的方差分解结果

地区	变量	时期									
		5	5	5	5	5	10	10	10	10	10
东部	dlnKC	0.767	0.070	0.137	0.054	0.009	0.722	0.075	0.170	0.079	0.024
	dlnKA	0.018	0.817	0.013	0.024	0.166	0.043	0.765	0.029	0.043	0.157
	dlnEI	0.026	0.017	0.778	0.078	0.115	0.038	0.042	0.704	0.102	0.128
	dlnEC	0.143	0.077	0.035	0.783	0.046	0.144	0.095	0.054	0.715	0.058
	dlnSD	0.046	0.019	0.036	0.061	0.663	0.054	0.023	0.043	0.061	0.633
中部	dlnKC	0.871	0.103	0.043	0.046	0.087	0.849	0.128	0.095	0.076	0.092
	dlnKA	0.001	0.773	0.036	0.015	0.115	0.009	0.741	0.041	0.018	0.132
	dlnEI	0.073	0.021	0.895	0.105	0.079	0.071	0.022	0.803	0.107	0.113
	dlnEC	0.031	0.055	0.009	0.790	0.006	0.035	0.063	0.040	0.753	0.060
	dlnSD	0.024	0.048	0.017	0.045	0.714	0.036	0.046	0.021	0.046	0.604
本部	dlnKC	0.837	0.019	0.064	0.009	0.026	0.817	0.044	0.088	0.015	0.027
	dlnKA	0.015	0.941	0.022	0.050	0.031	0.027	0.886	0.026	0.066	0.033
	dlnEI	0.103	0.031	0.855	0.061	0.053	0.103	0.050	0.798	0.072	0.055
	dlnEC	0.028	0.008	0.050	0.836	0.024	0.031	0.013	0.069	0.798	0.099
	dlnSD	0.016	0.002	0.009	0.043	0.866	0.022	0.007	0.018	0.050	0.785

注:d表示1阶差分。

2)贡献度的区域差异

(1)纵向比较来看。KC作为被解释变量,在第5期时东部地区EC的贡献度最大为14.3%,到第10期时这一数值稳定在14.4%。上升幅度最大的是东部地区的KA,其贡献度增长了近1.4倍。KA作为被解释变量,在第5期时贡献度最大的是中部地区的KC为10.3%,到第10期时这一数值为12.8%。增长幅度最大的是东部地区EI的1.47倍,其他变量在第5期以后就趋于平稳。EI作为被解释变量,贡献度最大的是东部地区的KC,第5和第10期分别为13.7%和17.0%,增长幅度最大的是中部地区的EC的3.4倍。EC作为被解释变量,贡献度最大的是中

部地区的 EI,第 5 和第 10 期分别为 10.5%和 10.7%,增长幅度最大的是东部地区的 KA,但幅度仅为的 0.8 倍。SD 作为被解释变量,贡献度最大的是东部地区的 KA,第 5 和第 10 期分别为 16.6%和 15.7%,增长幅度最大的是东部地区的 KC 的 1.7 倍。

(2)横向比较来看。在第 5 期时,KC 对 EI 的贡献度在东部最大为 13.7%,KA 对 SD 的贡献度在东部地区最大为 16.6%,EI 对 SD 的贡献度在东部地区最大为 11.5%,EC 对 KC 的贡献度在东部地区最大为 14.3%,SD 对 EC 的贡献度在东部地区最大为 6.1%。在第 10 期时,KC 对 EI 的贡献度在东部地区最大为 17.0%,KA 对 SD 的贡献度在东部地区最大为 15.7%,EI 对 SD 的贡献度在东部地区最大为 12.8%,EC 对 KC 的贡献度在东部地区最大为 14.4%,SD 对 EC 的贡献度在东部最大为 6.1%。这些数值基本上都大于 10%,说明变量间相互影响的贡献度具有明显的区域差异。

综上所述,东部地区变量之间的相互作用更显著,中部地区的其次,西部地区变量之间的相互影响最小。此外,分地区的方差分解结果揭示了与全国的方差分解结果截然不同的现象,即融通创新生态系统与新质生产力生态系统之间的互动作用明显要强于各自系统内部的相互作用。

4 结论与建议

4.1 结论

面对全球经济格局的不断调整和全球价值链的重塑,中国制造业亟须通过技术创新和产业升级,实现从“制造大国”向“制造强国”的历史性跨越。已有研究指出,融通创新通过促进知识共享、技术转移和产业升级等过程,能够加速新质生产力的形成和扩散。同时,新质生产力的发展又能够反作用于融通创新生态系统,推动系统的进一步演化和升级。这种互动关系构成创新生态系统持续发展的重要动力。有鉴于此,本文旨在利用 2002—2024 年全国 31 个省份(因数据缺失,未包含港澳台地区)的宏观经济数据运用 PVAR 模型进行实证研究,揭示融通创新在新质生产力形成中的作用机理,为中国及全球发展中国家提供可借鉴的发展路径和政策建议。具体结论如下。

(1)PVAR 模型的 GMM 估计和格兰杰因果检验的结果相互印证,验证了知识创造能力、可持续发展能力、要素协调能力、企业创新能力、可持续发展能力之间存在着的双向影响。根据显著性结果,梳理出中国实践探索中可能存在的两条传导路径。这两条传导路径揭示了中国融通创新生态系统与新质生产力生态系统之间的复杂互动关系。具体而言,第一条路径“KA↔EC(或 EI)→SD→KC→KA”表明,可持续发展能力的提升能够促进要素协调能力或企业创新能力的提高,进而推动可持续发展能力的增强,最终加速知识创造能力的积累,形成知识的良性循环。这一过程强调了知识在创新生态系统中的核心作用,以及通过要素协调和企业创新实现可持续发展的重要性。第二条路径“KC→KA↔SD↔EC(或 EI)↔KC”突出了知识创造能力在初始阶段的关键作用。KC 的提升能够直接促进可持续发展能力的增强,随后 KA 与 SD 之间形成互动,进一步推动要素协调能力或企业创新能力的提升,最终再次作用于知识创造能力,形成一个闭环的创新生态系统。这一路径强调了创新生态系统中各要素之间的相互依赖和共同作用,以及知识创造在推动整个系统发展中的持续影响力。

(2)脉冲响应与方差分解进一步揭示了基于融通创新的新质生产力形成路径的动态过程,以及区域差异。从区域差异的角度来看,东部、中部和西部地区的融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动关系存在显著不同。东部地区由于经济较为发达,市场机制相对完善,融通创新生态系统对新质生产力生态系统的影响更为迅速和显著,而新质生产力生态系统对融通创新生态系统的反作用则相对平缓。中部地区则呈现较为均衡的互动关系,融通创新生态系统与新质生产力生态系统之间的相互影响较为稳定。西部地区由于经济基础相对薄弱,市场机制尚不完善,融通创新生态系统对新质生产力生态系统的影响相对滞后,但新质生产力生态系统的反作用则更为剧烈和波动。这些差异说明,在不同地区,融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动关系呈现不同的特点和趋势,需要根据实际情况制定相应的政策和措施,以促进可持续发展。

(3)本文结论弥补了有关新质生产力实证研究的不足[1,2,7],进一步揭示了融通创新在新质生产力形成中的作用机理。颠覆性创新的涌现及应用能够带来生产力的重大跃迁、生产关系的变革,乃至国家实力的兴衰和社会形态的更迭[4]。融通创新是助力多元创新主体实现颠覆性创新的重要抓手。融通创新对新质生产力促进作用的实证结果,对融通创新行动驱动企业价值链重构进而实现企业高

端化转型的观点形成有力支撑[32-33]。此外，这些发现还为中国制定区域创新政策提供重要依据，即应根据不同地区的实际情况，采取差异化的创新策略和政策措施，以促进不同地区融通创新在新质生产力形成过程中的多样化比较优势。

4.2 建议

尽管本文的研究结论对已有的研究提供诸多补充与印证，但受制于PVAR模型的局限性，没有进一步揭示知识创造能力、知识获取能力、要素协调能力、企业创新能力、可持续发展能力之间可能存在的中介效应和调节效应。这些未尽研究有待在后续的研究中利用企业层面的数据深入探索。但这并不妨碍基于现有结论提出以下几点政策建议。

(1)从全国层面来看，从国家战略层面制定因地制宜的产业技术政策，以融通创新为抓手，统筹兼顾新质生产力生态系统中自上而下与自下而上的传导路径。一方面，强化企业创新主体地位，构建资源高度融合、协作高度畅通的深层次合作创新模式[34]，以实现企业与外部创新主体为实现内外部创新资源互融互通；另一方面，畅通新质生产力生态系统内多边合作伙伴的互动机制，建立起能实现共同价值主张的协调结构[35]，切实发挥好政府在融通创新生态系统中的作用。

首先，在已经形成核心企业引领价值链的情况下，行使“中性政府”职能，充当企业的联络人，提供软硬件支持，确保市场机制在“产学研”融通创新生态系统中有效运行。其次，对于那些无法形成核心领导者的产业链，由于市场机制很难调节企业间的竞争关系，此时需要政府积极介入，行使“有为政府”职责，或承担领导者的角色并塑造生态系统，设计调整结构，并制定战略，构建“政产学研”融通创新生态系统[36]。最后，加强对创新人才的培养和引进工作，建立完善的人才激励机制和创新成果转化机制，为融通创新和新质生产力的形成提供有力的人才保障和制度支撑。同时，加强对创新活动的监管和评估工作，确保创新政策的有效实施和落地。

(2)从区域发展路径来看，结合本地的融通创新实际，充分发挥区域比较优势，制定差异化的新质生产力实现路径。空间经济格局使中国具有多样化的比较优势[37]，地方政府坚持“有效市场”与“有为政府”的双核驱动，加强区域合作，共同构建“政产学研”与“产学研”融通创新生态系统。

首先，针对东部地区，由于其融通创新生态系统与新质生产力生态系统的互动关系最为显著，且企业实现技术创新的基础较好，政府进一步加大对该地区创新活动的支持力度，如提供更多的创新基金、税收优惠等政策，以促进该地区创新生态系统的持续繁荣。同时，鼓励东部地区的企业加强与国际先进企业的合作与交流，引进更多的先进技术和管理经验，进一步提升其绿色创新能力[38]。因此，东部地区在其在新质生产力的形成中，进一步强化环境规制对新质生产力形成的路径作用，走高质量发展道路。

其次，对于中部地区，着力平衡融通创新生态系统与新质生产力生态系统之间的互动关系，避免两者之间的失衡。可以通过建设更多的创新平台和孵化基地，吸引更多的创新企业和人才落户中部，同时加强区域间的合作与联动[39]，形成更加紧密的创新网络。因此，在新质生产力的形成中，中部地区夯实“政产学研”的创新基础，建立科学的退出机制，明确政府“有为”的界限，畅通企业创新、要素协同与可持续发展中的市场作用。

最后，针对西部地区，由于其经济基础相对薄弱，市场机制尚不完善，政府更加注重对西部地区的政策倾斜和扶持。可以通过加大对西部地区的财政投入和基础设施建设力度，改善其创新环境，同时鼓励东部地区的企业和人才向西部地区转移和扩散，带动西部地区的创新发展[40]。因此，西部地区资源丰富、可持续发展基础好，在新质生产力的形成中，加强企业绿色创新能力，优先发展新能源、算力等新型战略产业，形成技术进步、要素协同的后发优势。

综上所述，根据不同地区的实际情况，采取差异化的创新策略和政策措施，以促进不同地区融通创新在新质生产力形成过程中的多样化比较优势，推动中国经济的可持续发展。

参考文献

[1] 胡洪彬. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路[J]. 经济学家，2023(12)：16-25.

[2] 赵晶，程栖云，尹曼青. 融通创新如何驱动传统制造业企业高端化转型——基于价值链重构视角的案例研究[J]. 南开管理评论，2024，27(9)：139-151.

[3] 蒲清平，黄媛媛. 习近平总书记关于新质生产力重要论述的生成逻辑、理论创新与时代价值[J]. 西南大学学报(社会科学版)，2023，49(6)：1-11.

[4] 朱富强. 如何通过比较优势的转换来实现产业升级——评林毅夫的新结构经济学[J]. 学术月刊，2017，49(2)：64-79.

[5] FANG W, WAN L, ZHOU L. The impact of cooperative communication on co-innovation performance: the mediating role of knowledge sharing[J]. Chinese Management Studies, 2024, 18(5): 1537-1558.
[6] 梁炜, 朱承亮. 颠覆性创新生态系统视角下新质生产力的逻辑内涵及监测框架[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2024, 54(3): 38-47.
[7] 李钢, 王琦. 构建与新质生产力发展相适应的国家科技创新体系[J]. 行政管理改革, 2024(4): 24-34.
[8] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.
[9] 张哲, 李季刚, 汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 18-23.
[10] 王珏. 新质生产力: 一个理论框架与指标体系[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2024, 54(1): 35-44.
[11] LI X, LI C. Interaction effect of export trade, foreign direct investment and technological independent innovation in China [J]. Sustainability, 2024, 16(8): 3211-3223.
[12] 李钢, 王琦. 构建与新质生产力发展相适应的国家科技创新体系[J]. 行政管理改革, 2024(4): 24-34.
[13] 曾宪聚, 曾凯. 新质生产力: 复合概念、发展基础与系统创新路径[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2024, 41(2): 5-15.
[14] 张哲, 李季刚, 汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J]. 统计与决策, 2024, 40(9): 18-23.
[15] MERAMVELIOTAKIS G, MANIOUDIS M. Sustainable economic development: perspectives from political economy and economics pluralism[M]. London: Taylor & Francis, 2024.
[16] LEE C C, HE Z W, YUAN Z. A pathway to sustainable development: digitization and green productivity [J]. Energy Economics, 2023, 124: 106772.
[17] GARRIGóS J A, MOLINA M M. Integrating customers and suppliers in retail co-innovation[J]. Research-Technology Management, 2020, 63(3): 33-41.
[18] KLIMAS P, CZAKON W. Gaming innovation ecosystem: actors, roles and co-innovation processes[J]. Review of Managerial Science, 2022, 16(7): 2213-2259.
[19] ADOMAKO S, NGUYEN N P. Co-innovation behavior and sustainable innovation in competitive environments [J]. Sustainable Development, 2023, 31(3): 1735-1747.
[20] 陈劲, 李振东, 张月遥. 融通创新视角下央地联动共破"卡脖子"技术问题的理论框架与长效机制[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 52(1): 141-152.
[21] 李先科. 企业技术创新网络的形成与结构——兼论市场与政府作用的边界[J]. 改革与战略, 2020, 36(5): 103-110.
[22] ABHARI K, DAVIDSON E J, XIAO B. Co-innovation platform affordances: developing a conceptual model and measurement instrument[J]. Industrial Management & Data Systems, 2017, 117(5): 873-895.
[23] 郑胜华, 池仁勇. 核心企业合作能力、创新网络与产业协同演化机理研究[J]. 科研管理, 2017, 38(6): 28-42.
[24] WANG M, PANG S, HMANI I, et al. Towards sustainable development: how does technological innovation drive the increase in green total factor productivity? [J]. Sustainable Development, 2021, 29(1): 217-227.
[25] STIGLITZ J E. Rethinking development economics[J]. The World Bank Research Observer, 2011, 26(2): 230-236.
[26] OMBROSI N, CASPRINI E, PICCALUGA A. Designing and managing co-innovation: the case of Loccioni and Pfizer[J]. European Journal of Innovation Management, 2019, 22(4): 600-616.
[27] HOLTZ E D, NEWEY W, ROSEN H S. Estimating vector autoregressions with panel data[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1988, 56(6): 1371-1395.
[28] DUTTA K D, SAHA M. Does financial development cause sustainable development? a PVAR approach[J]. Economic Change and Restructuring, 2023, 56(2): 879-917.
[29] AFONSO A, RODRIGUES E. Is public investment in construction and in R&D, growth enhancing? a PVAR approach [J]. Applied Economics, 2024, 56(24): 2875-2899.
[30] SAN CHIA P, LAW S H, TRINUGROHO I, et al. Dynamic linkages among transparency, income inequality and economic growth in developing countries: evidence from panel vector autoregressive (PVAR) model[J]. Research in International Business and Finance, 2022, 60: 101599.
[31] 卢现祥, 李磊. 强化企业创新主体地位提升企业技术创新能力[J]. 学习与实践, 2021(3): 30-44.
[32] 汪晓文, 李莹, 陈南旭. 数字化转型、供应链溢出与企业融通创新[J]. 华东经济管理, 2025, 39(4): 43-55.
[33] ZHENG M, YAN S, XU S. Digital economy, industry-academia-research collaborative innovation and the development of new-quality productive forces[J]. Sustainability, 2025, 17(1): 318.
[34] ESPOSITO F S, RENZI A, ORLANDO B, et al. Open collaborative innovation and digital platforms[J]. Production Planning & Control, 2017, 28(16): 1344-1353.
[35] ADNER R. Ecosystem as structure: an actionable construct for strategy[J]. Journal of Management, 2017, 43(1): 39-58.
[36] LI J, XING J. Why is collaborative agglomeration of innovation so important for improving regional innovation capabilities? a perspective based on collaborative agglomeration of industry-university-research institution [J].

Complexity，2020(1)：7049606.

[37] 赵涛，张智，梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界，2020，36(10)：65-76.

[38] MANIOUDIS M，MERAMVELIOTAKIS G. Broad strokes towards a grand theory in the analysis of sustainable development：A return to the classical political economy[J]. New Political Economy，2022，27(5)：866-878.

[39] ZHANG Z，HUA Z，HE Z，et al. The impact of local government attention on green total factor productivity：an empirical study based on System GMM dynamic panel model[J]. Journal of Cleaner Production，2024，458：142275.

[40] SHI Y，WANG X，ZHANG T. Dynamic evolution and trend forecasting of new quality productive forces development levels in Chinese urban agglomerations[J]. Sustainability，2025，17(4)：1559.

Dynamic Interaction between Co-innovation and New Quality Productive Forces：A PVAR-Based Pathway Test Analysis

LI Xianke[1,2]

(1. School of Economics and Management，Guangzhou College of Applied Science and Technology，Guangzhou 511370，China；
2. Institute for Data and AI-Driven Economy Innovation and Governance，Guangzhou College of Applied Science and Technology，Guangzhou 511370，China)

Abstract：In the context of global value chain restructuring and significant shifts in competitive landscapes，the cultivation of new-quality productive forces has emerged as a fundamental imperative for propelling China's high-quality economic development. The notion that integrated innovation is the pivotal mechanism underpinning the formation of new-quality productive forces is put forward. Ecosystem theory was employed to construct an analytical framework linking 'integrated innovation and new-quality productive forces'. Utilizing a panel vector autoregression (PVAR) model with provincial-level Chinese data spanning from 2002 to 2024，their interactive pathways and regional heterogeneity were systematically examined. The findings are as follows. Firstly，it is evident that a significant bidirectional interaction exists among five distinct capabilities，namely knowledge creation，knowledge acquisition，enterprise innovation，factor coordination and sustainable development. Secondly，two systemic transmission pathways have been identified. The following sequence of relationships is identified，that is knowledge acquisition-factor coordination/enterprise innovation-sustainable development-knowledge creation-knowledge acquisition and knowledge creation-knowledge acquisition-sustainable development-factor coordination/enterprise innovation-knowledge creation，exhibiting closed-loop feedback characteristics. In addition，significant regional variations are identified，with the eastern region exhibiting the strongest variable interactions，followed by the central region，and the weakest in the western region，reflecting a gradient in regional innovation ecosystem maturity. Systematic empirical evidence is provided for understanding China's technological catch-up pathways and offers theoretical references and practical insights for developing countries exploring innovation-driven development models.

Keywords：new quality productive forces；co-innovation；innovation ecosystem；high quality development；sustainable development