doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2026.06.004

美国对华中间品需求不确定性对中国企业经营风险的影响
——基于全球产业链下 A 股上市公司的实证研究*

朱克朋　杨丽容
（安徽工业大学商学院，安徽马鞍山 243032）

摘　要：在全球产业链重构与中美经贸关系复杂多变的背景下，美国对中国中间品的需求呈现高度不确定性，这深刻影响着中国企业的经营安全。本文基于 2012~2024 年多区域投入产出表与中国 A 股上市企业数据，测度美国对华中间品需求不确定性，并实证检验其对中国企业经营风险的影响。研究发现：美国对华中间品需求不确定性显著加剧了中国企业经营风险；该影响通过降低资产周转率、收紧商业信用与提高管理费用率三条渠道实现；海外收入占比会放大冲击，而现金持有能够发挥缓冲作用；非国有、西部地区及对美供给依赖度高的企业所受冲击更为突出。基于此，应构建跨部门产业链风险监测预警体系，政策制定应更具精准性与差异化，企业应强化韧性建设，构筑多维风险防线。

关键词：中间品需求；需求不确定性；企业经营风险；全球产业链
中图分类号：F752　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**2095－8072(2026)06－0055－22

一、引言及文献综述

当今世界正经历百年未有之大变局，国际贸易争端、地缘政治冲突与重大公共卫生等事件相互交织，对全球生产网络的稳定性构成严峻挑战（倪红福等，2025），推动全球产业链供应链向本土化、区域化等方向演进，不确定性显著攀升。在此背景下，各国政策干预频度与力度上升，进一步加剧了国际环境的复杂性与不可预测性。作为全球最大的两个经济体，中美双边经贸关系波动是影响全球供应链稳定与企业经营预期的关键变量。然而近年来，美国频繁调整对华贸易与产业政策，从单边加征关税到推行“近岸外包”“友岸外包”等政策，意图降低对中国的依赖（沈国兵，2023），这种政策转向导致美国对中国商品需求呈现显著波动与高度不确定性，对中国乃至全球产业链格局产生深远影响。

从国内政策导向看，统筹发展和安全已成为国家战略的鲜明主线。党的二十大以来，党中央多次强调“产业链供应链在关键时刻不能掉链子”。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》明确提出，要“夯实国家安全基础保障，确保粮食、能源资源、重要产业链供应链、重大基础设施安全”，并强调要“提升产业链自主可控水平”“优化产业布局，促进重点产业在国内有序转移”“引导产业链供应链合理有序跨境布局”。企业作为产业链的微观基石，其经营稳健性和风险抵御能力直接关系到整个产业链的韧性与安全水平。因此，探究美国对华商品需求不确定性如何传导并影响中国企业的经营风险，对贯彻落实国家战略、提升产业链供应链韧性具有重要的现实意义。

* 基金项目：本文受国家社会科学基金项目“数字经济赋能全球创新网络嵌入韧性的理论机理与实现路径研究”（项目编号:24CJY020）和安徽省社会科学创新发展研究课题“全球生产网络下安徽省制造业供应链风险与韧性研究”（课题编号：2025CX068）的资助。

中间品贸易作为连接全球生产网络的关键枢纽，其稳定性对维护产业链供应链安全至关重要。自2018年以来，美国针对中国的关税战已不再局限于对传统最终产品设置贸易壁垒，而是日益呈现出针对中间品贸易的“价值链网络化制裁”特征（吴限，2024）。相较于最终品需求，中间品需求更能揭示全球产业链下美国需求不确定性的连锁反应，也更能全面评估中国企业在全球分工网络中所面临的经营风险。基于此，本文旨在探究美国对华中间品需求不确定性对中国A股上市公司经营风险的影响，并试图回答以下问题：第一，美国对华中间品需求的变动趋势与不确定性特征如何？第二，美国对华中间品需求不确定性如何影响中国企业的经营风险，其影响的具体传导渠道是什么？第三，这种影响在企业、行业之间是否存在差异？企业应从哪些方面着手有效提升自身在产业链中的韧性及安全水平？回答这些问题具有重要的理论与现实意义。在理论层面，将宏观的美国需求冲击与微观企业风险建立关联，能够丰富和发展开放经济下企业风险成因的研究文献。在实践层面，研究结论既能够为国家的产业安全政策提供微观实证依据，也能为中国企业，尤其是深度嵌入全球产业链的企业管理外部需求风险、优化市场布局与财务结构提供决策参考。

本文基于中美之间的产业链关系，分析美国对华中间品需求不确定性的传导作用，主要涉及经济不确定性对企业的影响及供应链中需求风险传导的相关研究。现有研究表明，经济不确定性，特别是经济政策不确定性会对企业产生复杂影响。根据实物期权理论，当未来收益流面临高度不确定性时，企业倾向于推迟不可逆的投资决策，以保持未来行动的灵活性（Suh & Yang，2021）。大量研究证实，经济不确定性上升会抑制企业投资（王义中和宋敏，2014；李凤羽和杨墨竹，2015），提高融资约束水平，进而推动企业进行垂直整合（战相岑等，2021），同时企业放弃的投资机会部分转换为增持的现金，增加企业的现金持有水平（李凤羽和史永东，2016）；周晶晶和赵增耀（2019）从二元边际的视角研究发现，东道国经济政策不确定性会抑制企业跨国并购。机遇预期理论则认为在不完全竞争下，经济政策不确定性可能会促使企业增加对增长期权的投入，特别是研发投入（Van Vo & Le，2017），从而促进企业的创新（顾夏铭等，2018）。除投资和创新外，不确定性也影响企业的其他活动。一方面，经济不确定性环境下，企业为降低风险，会增加税收规避行为（赵萌和叶莉，2020），同时减少杠杆操纵以释放债务风险（胡刘芬和周泽将，2024），进而降低杠杆率（宫汝凯等，2019）；经济不确定性也会对企业产生倒逼作用，促进企业进行数字化转型（王超等，2023）。针对经济不确定性与企业经营风险的少量研究普遍认为，经济不确定性会加剧企业经营风险（乔桂明和李梓旗，2021；颜忠宝和张跃化，2024）。此外，经济不确定性还会对企业的债务结构（李增福等，2022）、企业绩效（耿庆峰和林腾雄，2021）、进出口规模（毛其淋，2020；Crowley et al.，2018）等产生负面影响。

现有研究已涉及需求冲击在产业链中的传导机制。在理论层面，李之旭和彭水军（2025）提出了全球价值链风险暴露结构的新分析框架，聚焦需求冲击在价值链中的传递，发现全球价值链风险暴露高的行业部门会遭受来自最终需求端的更大冲击，其中深层需求端风险暴露对需求冲击的放大作用更为明显，其机制源于“长鞭效应”和不确定性引致的风险转嫁效应。在实证层面，但佳丽等（2025）研究了外需冲击如何通过国内生产网络的链式传导最终影响企业供应关系的调整，发现需求冲击在生产网络中的影响会随传导距离增加而衰减。此外，杜茜茜等（2025）的研究聚焦中美跨国供应链关系，发现美国下游行业不确定性的上升会显著降低中国上游企业的会计收入与利润。

综上，学者们对经济不确定性的微观影响已展开广泛而深入的探索，形成了坚实的理论基础。关于需求风险的研究成果，也为理解需求冲击在产业链中的传导提供了重要的研究视角。然而，现有文献大多聚焦单一国家宏观层面的整体经济或政策不确定性以及需求水平的影响，对中观、微观维度细分的不确定性与需求波动指标关注不足，也未充分考虑复杂的跨国产业链中不确定性影响的

传导。因此，本文将不确定性来源进一步具体化为美国终端消费通过全球产业链拉动的对华各行业中间品的需求波动，并利用亚洲开发银行多区域投入产出表（ADB-MRIO），将其分解为直接、间接与总需求三个维度进行研究。本文可能的贡献在于：第一，将不确定性研究从宏观政策层面延伸至基于具体双边产业链关系的行业需求不确定性层面，从而提供更精细的研究视角。第二，将研究对象从最终品贸易拓展至中间品贸易，从而更真实地反映跨国分工生产下不确定性风险传导的复杂性与系统性。第三，将美国对华中间品总需求创新性地分解为直接需求与间接需求两个维度，不仅揭示显性的直接冲击渠道，更捕捉隐性的、通过多层产业链迂回传导的间接冲击渠道。

二、美国对华中间品需求的测度及不确定性特征

（一）美国对华中间品需求的界定与测度方法

在全球产业链分工深入发展的背景下，一国的最终需求会通过复杂的投入产出关联，带动贸易伙伴不同生产环节的中间品贸易。准确界定并测度美国最终需求所拉动的对华中间品需求，是揭示两国产业链依存关系及后续研究的基础。

1. 总需求、直接需求与间接需求

根据投入产出分析的基本原理，最终品的生产需要消耗一定的中间品，对某种中间品的消耗不仅包括直接消耗，还包括通过多阶投入产出关系而产生的间接消耗，从而形成对该中间品的直接和间接需求。美国对华中间品需求是指美国所消费最终品的生产所拉动的对华中间品需求。这种需求并非仅指最终产品生产环节中直接消耗的中国中间品，而是沿着全球生产网络，通过多阶的投入产出关系，形成的一整套对中国中间品生产活动的拉动。

基于投入产出理论，将美国对华中间品总需求分解为直接和间接需求。美国对华中间品的直接需求是指为满足美国最终需求而进行的生产活动中，最终产品生产环节所直接消耗的、原产于中国的中间品价值。例如在图1中，美国通过在国内购买或进口而消费最终品A，生产最终品A需直接消耗的中间品B中来自中国的部分即构成美国对华中间品的直接需求；美国对华中间品的间接需求是指为生产上述最终产品（或为生产其他中间品）所需的所有上游中间品，在其各自的生产环节中所消耗的中国中

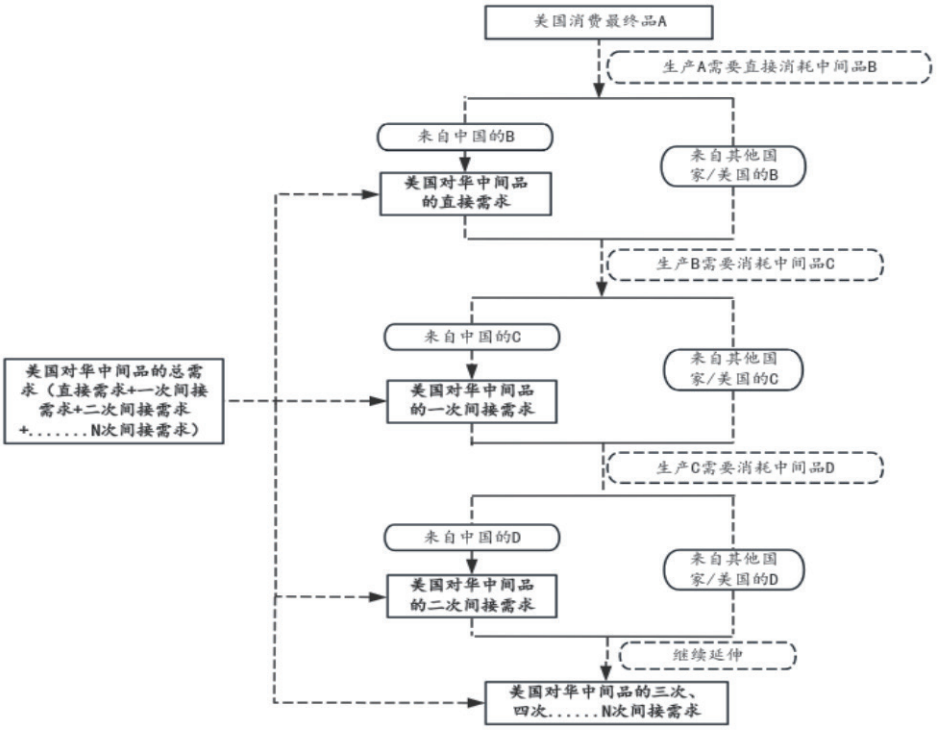


图 1　美国对华中间品总需求分解关系图

间品价值，这是一个多阶传导过程。例如在图1中，为生产直接用于美国最终产品A的中间品B，在其生产过程中所消耗的另一中间品C中来自中国的部分即为美国对华中间品的一次间接需求，为生产中间品C所消耗的另一中间品D中来自中国的部分即为美国对华中间品的二次间接需求。美国对华中间品总需求即为直接需求与所有阶次间接需求之和，它完整反映了美国每单位最终需求通过全球生产网络所引致的对中国各产业部门的中间品拉动总和。相较于传统的双边贸易统计，这一概念更能揭示两国在全球价值链和产业链上的深度关联与相互依赖。

2. 美国对华中间品需求的分解与测度方法

为精确量化上述需求，采用国际公认的投入产出分析方法进行测度。根据投入产出的行关系模型可以得到：

$$X=(I-A)^{-1}Z \tag{1}$$

其中X为总产出矩阵，A为直接消耗系数矩阵，$(I-A)^{-1}$为列昂惕夫逆矩阵，Z为最终需求矩阵。式（1）表示最终需求通过完全需求系数矩阵（列昂惕夫逆矩阵）拉动的总产出或总需求。将式（1）中的列昂惕夫逆矩阵进行分解可得：

$$X=(I-A)^{-1}Z=Z+AZ+(A^2+A^3+\cdots\cdots)Z \tag{2}$$

其中$(A^2+A^3+\cdots\cdots)$为间接消耗系数矩阵，式（2）表示最终需求所拉动的总需求可以分解为对最终产品的需求Z，对中间产品的直接需求AZ和间接需求$(A^2+A^3+\cdots\cdots)Z$。由于本文聚焦中间品需求，剔除式（2）中的最终品需求项可得：

$$TD=[(I-A)^{-1}-I]Z=AZ+(A^2+A^3+\cdots\cdots)Z \tag{3}$$

其中$[(I-A)^{-1}-I]$为完全消耗系数矩阵，式（3）表示最终需求所拉动的对中间产品的总需求，包括直接和间接需求。将式（3）应用到跨国投入产出表中，设定$\vec{Z}$为美国的最终需求列向量，A、B、C为涵盖各国家和各行业的直接、完全和间接消耗系数矩阵：

$$\vec{Z}=\begin{bmatrix}\overrightarrow{Z_{CU}}\\ \overrightarrow{Z_{UU}}\\ \overrightarrow{Z_{RU}}\end{bmatrix} \tag{4}$$

$$A=\begin{bmatrix}A_{CC} & A_{CU} & A_{CR}\\ A_{UC} & A_{UU} & A_{UR}\\ A_{RC} & A_{RU} & A_{RR}\end{bmatrix}\quad B=\begin{bmatrix}B_{CC} & B_{CU} & B_{CR}\\ B_{UC} & B_{UU} & B_{UR}\\ B_{RC} & B_{RU} & B_{RR}\end{bmatrix}\quad C=\begin{bmatrix}C_{CC} & C_{CU} & C_{CR}\\ C_{UC} & C_{UU} & C_{UR}\\ C_{RC} & C_{RU} & C_{RR}\end{bmatrix} \tag{5}$$

其中C、U、R分别表示中国、美国和其他国家，$\overrightarrow{Z_{CU}}$由美国对中国各行业的最终需求列向量组成，矩阵A中的元素A_{CC}是以中国各行业间的直接消耗系数为元素组成的矩阵，其他元素的含义依此类推。根据式（3）可推出：

$$\overrightarrow{DD}=A\vec{Z}=\begin{bmatrix}\overrightarrow{DD_{CU}}\\ \overrightarrow{DD_{UU}}\\ \overrightarrow{DD_{RU}}\end{bmatrix} \tag{6}$$

$$\overrightarrow{ID}=C\vec{Z}=\begin{bmatrix}\overrightarrow{ID_{CU}}\\ \overrightarrow{ID_{UU}}\\ \overrightarrow{ID_{RU}}\end{bmatrix} \tag{7}$$

$$\overrightarrow{TD}=B\vec{Z}=A\vec{Z}=C\vec{Z}=\begin{bmatrix}\overrightarrow{TD_{CU}}\\ \overrightarrow{TD_{UU}}\\ \overrightarrow{TD_{RU}}\end{bmatrix} \tag{8}$$

$\overrightarrow{DD}$、$\overrightarrow{ID}$、$\overrightarrow{ID}$分别为美国对各国家各行业中间品的直接、间接和总需求向量，从中筛选出对应中国的部分$\overrightarrow{DD_{CU}}$、$\overrightarrow{ID_{CU}}$、$\overrightarrow{TD_{CU}}$，即为美国最终需求所拉动的对华各行业中间品的直接需求、间接需求和总需求。

（二）美国对华中间品需求的不确定性特征

基于上述方法的测算，得到图2所示的2012~2024年美国对华中间品的直接、间接和总需求。从时间趋势看，美国对华中间品的直接、间接和总需求在2012~2024年间整体呈波动上升态势，在2017~2024年间波动明显加剧，反映了外部需求环境的动态不稳定性。

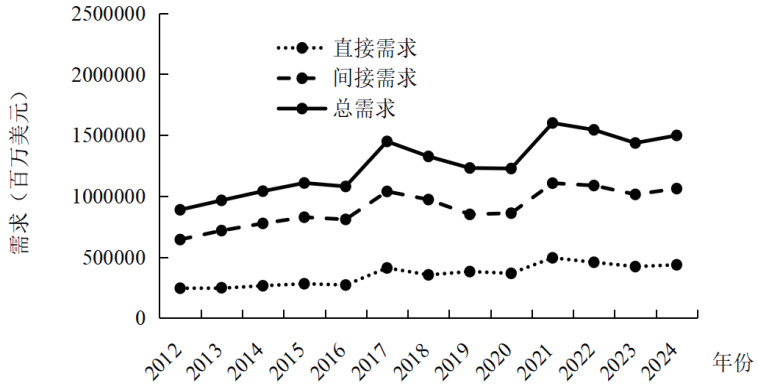


图 2　2012~2024 年美国对华中间品需求的变动

具体而言，三类需求在2017年均出现大幅跃升，这可能与当时全球贸易周期性复苏、美国国内经济政策刺激下的消费需求增强有关。但自2018年起，趋势发生根本性逆转，三类需求开始下降，这可能是此期间爆发并持续升级的中美贸易摩擦带来的冲击所致。贸易摩擦带来的关税壁垒和不确定性改变了既有的供应链安排，导致部分中间品贸易流发生转移或收缩。2019年需求继续下行，2020年则在低位徘徊，可能是受2020年暴发的全球新冠疫情影响，总需求和直接需求在2019年基础上小幅下降，而间接需求小幅上升。这一相对“温和”的降幅和逆势增长背后是中国对疫情防控的迅速反应与坚定执行。疫情下全球消费与生产活动骤停构成下行压力，但中国供应链率先复工复产，反而承接了部分转移订单，从而发挥了“稳定器”作用，使得美国对华中间品需求并未出现断崖式下跌，但抑制了增长。此后在2021年需求大幅反弹，拉动三类需求创下历史峰值，这可能源于各国大规模刺激政策与全球供应链暂时修复下，前期被压抑的消费需求得到集中释放。然而，此次反弹并未形成稳定的上升趋势，2022和2023年需求从峰值连续两年回落，2024年需求虽出现增长但幅度较小。这表明，在经历了贸易摩擦和新冠疫情的双重冲击后，国际局势经历深刻变革，各国更加重视供应链安全，推动全球供应链重组，导致美国对华中间品需求的增长动能减弱。

从三种需求的结构对比来看，美国对华中间品间接需求均高于直接需求，间接需求占比稳定在70%左右，构成总需求的绝对主体，而直接需求占比相对较小。这表明中国更深层次地融入了中美产业链的上游与中游环节，中国中间品更多作为“多级供应商”融入美国所消费的最终产品，而美国最终需求对中国中间品需求的拉动，更多是通过长链条的间接、迂回供应链传导实现。

综上，美国对华中间品需求经历了2012~2015年的稳定增长和2016年小幅下降，反映全球化背景下中国中间品深度融入了国际生产体系。随后需求在2017~2024年呈显著波动，主要体现为2017年全球贸易周期性复苏带来需求跃升、2018年中美贸易摩擦导致需求下滑、2020年新冠疫情抑制需求增长、2021年供应链恢复释放需求以及2024年全球产业链重构导致增长动能减弱。这些波动反映出近年来美国对华中间品需求起伏不定，易受外部冲击影响，不确定性凸显。当前中美经贸关系的不稳定可能会加剧美国需求波动，而美国需求端的波动将通过全球供应链传导至中国企业，影响中国企业的生产决策、管理成本以及融资环境等，从而对中国企业的经营甚至生存构成威胁。在

美国对华三类需求中，间接需求始终占据主导地位，由于间接需求传导链条长、涉及经济体更多，这意味着美国需求不确定性的影响不仅通过直接需求传导，还会通过间接需求在复杂多层次的全球生产网络中进行扩散，将直接需求和间接需求一起考虑能更加全面地反映美国需求不确定性的影响。因此，量化分析美国对华三类需求不确定性对中国企业经营风险的影响，对厘清全球产业链重构的微观效应、提升中国企业韧性具有现实意义。

（三）美国对华中间品需求与中国企业经营风险的关联

前文就美国对华中间品需求的不确定性进行了系统描述，揭示了其以间接需求为主导并存在显著波动的特征。这一现实背景引出了本文的核心研究问题：这种源自最终消费市场并通过全球产业链传导的美国需求不确定性，是否会转化为中国企业经营所面临的实际风险？为直观呈现二者关联，并为后续理论与实证分析提供现实依据，本部分对美国对华中间品需求不确定性和中国企业经营风险的关联性进行初步分析。

具体地，以美国对华中间品需求波动表示美国对华中间品需求的不确定性，波动越大意味着不确定性越高。以总需求为例，采用美国对华各行业中间品总需求的三年期滚动标准差衡量需求波动。借鉴李建军和韩珣（2019）的研究，采用破产概率Z指数衡量企业经营风险，该值越大意味着企业经营风险越低。为与行业层面的需求波动相匹配，通过计算每年各行业内所有样本企业Z指数的中位数，从而得到行业层面经营风险的时序数据。为直观观察两者之间的关系，依据中国各行业对美国中间品供给与对其他国家中间品供给的比重，选取其中占比较大的c14（电气和光学设备制造业）和c15（运输设备制造业）行业以及占比较小的c25（水上运输业）行业，在图3中绘制这三个行业在观测期内面临的美国中间品需求波动与企业经营风险的对比图。

从图3中可以看出，在两个高占比行业（c14和c15）中，代表需求波动的曲线与代表经营风险的Z值曲线在多个时段呈现出清晰的镜像变动关系。例如，2017和2018年需求波动变大时，对应的Z值也同步下降，这意味着该行业的整体经营风险上升；反之，2023年需求波动回落时，Z值则有所回升，表明风险降低。这种“波动越大、风险越高”的协同变化模式，初步反映美国需求环境的不确定性可能通过全球供应链影响这些行业内企业的经营风险。其次，从低占比行业（c25水上运输业）的情况可以发现，其Z值与需求波动的轨迹也呈现类似反向变动趋势，但其波动幅度与同步性相对较弱，经营风险与需求波动的关联性微弱。

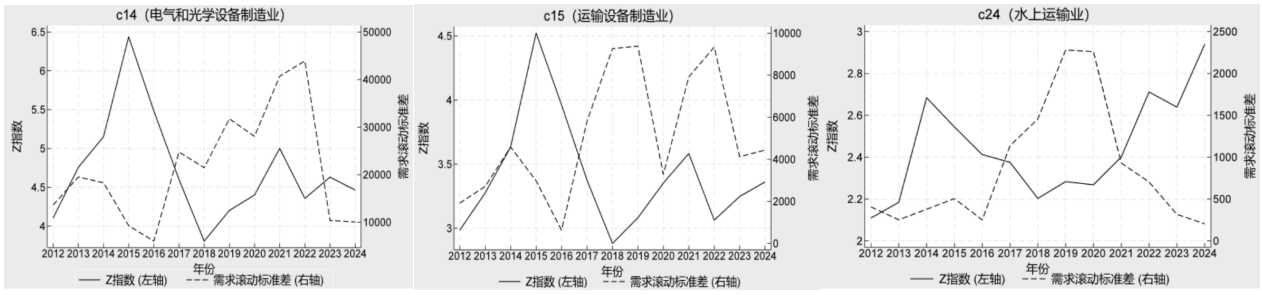


图3　美国对华中间品需求不确定性与中国企业经营风险的对比

综上所述，尽管这只是对美国对华需求不确定性与中国企业经营风险初步关联的观察与分析，尚未控制其他混杂因素，但图3仍然揭示了一个基本事实：Z值的起伏与美国对华中间品需求不确定性之间存在负向协同变动，即美国对华中间品需求不确定性增大时，Z值倾向于同步下降，即经营风险增加。基于这一特征事实，下文转入理论分析阶段，深入剖析美国对华中间品需求不确定性影

响企业经营风险的内在机制，并提出可供实证检验的研究假设。

三、理论分析与研究假设

（一）美国对华中间品需求不确定性对中国企业经营风险的直接影响

在全球产业链深度整合的背景下，中国作为“世界工厂”，大量企业已通过直接或间接的方式深度嵌入以美国为终端消费市场的跨国生产网络。这种深度嵌入在带来增长机遇的同时，也意味着中国企业的经营稳定性与美国对华中间品需求高度绑定。在复杂的多阶段全球生产体系中，源自美国终端市场的需求冲击，不仅通过直接需求渠道，还会通过间接需求渠道向中国企业进行传导。具体而言，对直接向美国出口中间品的企业而言，美国需求不确定性的上升意味着订单量、价格与交付周期的波动加剧，未来收入预期的不确定性显著上升。根据实物期权理论，当企业面临未来收益的高度不确定性时，通常会推迟或压缩不可逆投资与生产安排。这会使企业无法充分利用产能进行有效的生产规划，甚至可能导致收入锐减（杜茜茜等，2025），从而削弱其盈利和偿债能力，增加经营风险。大量中国企业虽不直接对美国出口，但其产品作为零部件或原材料被下游厂商采购，最终组装为成品销往美国市场。这意味着美国需求的波动会沿着产业链向上游逐级传导，使身处长而复杂供应链中的中国企业，可能同时承受来自多个下游环节传导叠加的间接需求冲击，影响范围远超直接出口商，导致经营风险上升。美国作为全球最大终端消费市场，其需求是驱动众多全球产业链运转的最终动力源，且美国市场在许多高技术、长周期产业中具有需求标杆与订单导向作用，其波动不仅影响当期贸易量，更会影响美国企业的长期投资与技术升级规划。中美之间紧密的贸易关系，更会使得美国需求冲击具备远超一般外需波动的传导深度与广度，因此预期美国需求不确定性会显著增加中国企业的经营风险。基于此，提出假设H_1：

H_1：美国对华中间品需求不确定性会通过直接需求与间接需求渠道，提升中国企业的经营风险。

（二）美国对华中间品需求不确定性影响中国企业经营风险的机制

除了上述直接影响外，美国需求不确定性还可能通过多条具体的渠道，间接传导并放大对中国企业经营风险的冲击。对企业内部而言，当美国中间品需求发生不可预测的波动时，由于难以准确预测产品或服务的市场需求与未来营收，企业在制定生产、库存和融资计划时面临更大的决策困难，更容易出现误判，可能导致库存失衡、资源错配（Guiso & Parigi，1999）和运营效率下降。若预期乐观而扩大生产，可能导致产品库存积压，占用大量营运资金；若预期悲观而减少生产，则可能导致资产闲置，资产利用率不足。这种“两难困境”会导致企业的存货周转率和固定资产周转率下降，进而拉低总资产周转率。总资产周转率降低意味着企业创造现金流的能力减弱，偿债能力下降，从而增加经营风险。

对企业外部而言，当美国需求不确定性上升时，风险信号会沿产业链向上游传递。企业的供应商为规避下游客户可能出现的支付违约、订单取消等潜在风险，会倾向于收紧对该企业的商业信用，采取预防措施，如降低信用额度，缩短信用期或要求预付款。商业信用是企业重要的短期融资来源，信用收紧不仅会加剧企业的营运资金压力，还可能迫使其寻求其他成本更高的融资，增加财务杠杆与流动性风险，进而推高整体经营风险。与此同时，面对高度不确定的美国需求环境，企业管理层需投入更多资源开展市场信息搜集、风险评估、战略调整及供应链关系协调维护工作。这些为“适应不确定性”而付出的努力，虽然必要，但也会直接推高企业的管理费用。管理费用率的攀升会直接侵蚀企业的营业利润，降低销售利润率，最终增加经营风险。

美国是全球最大的终端消费市场，其需求波动不仅是某一客户订单的变化，更是整个价值链终端拉力的系统性变动。当美国需求发生不确定性波动时，这种信号会沿价值链向所有上游环节传导，从而引发全球范围内的连锁反应。因此，中国企业在应对美国需求波动时，面临来自核心终端市场的系统性冲击，其生产计划调整压力、商业信用收紧范围和应对成本均远超应对一般市场需求的波动。此外，中美双边经贸关系的战略性与敏感性，使得美国需求信号中往往夹杂着显著的贸易政策不确定性。这些政策行为使美国需求波动具有非市场化性质。贸易政策不确定性还会使企业对未来关税的预期发生变化，从而影响其出口决策和全球价值链布局。这意味着，企业在应对美国需求波动时，需要额外投入资源进行合规审查、关税应对和供应链再布局，从而增加企业经营成本。此类政策外溢效应叠加，进一步加剧中国企业的经营风险。基于此，提出以下假设：

H_{2a}：美国对华中间品需求不确定性通过降低企业总资产周转率，从而增加其经营风险。

H_{2b}：美国对华中间品需求不确定性通过降低企业获得的商业信用，从而增加其经营风险。

H_{2c}：美国对华中间品需求不确定性通过提高企业管理费用率，从而增加其经营风险。

（三）海外业务收入占比与企业现金持有的调节效应分析

海外业务收入占比反映了企业对国际市场的整体依赖程度。企业扩张海外业务能提高国际化程度，带来市场多元化的潜在收益。但同时国际化也会带来各种海外风险因素，使企业经营面临更高的不确定性，加剧企业信息不对称与代理成本问题（Chen & Yu，2011）。具体而言，较高的海外业务收入占比意味着企业的销售网络、客户基础和供应链更广泛地分布在全球不同市场，这似乎符合“风险分散”假说。然而，在全球产业链深度互联的背景下，这一特征更可能成为风险传导的“加速器”。美国作为全球终端消费的核心市场，其需求波动会通过复杂的全球生产网络进行跨国、跨产业的传导。当一家中国企业的海外收入占比较高时，其与全球产业链的“连接节点”就越多。因此，源自美国的需求冲击可以通过这些多节点的网络快速广泛地传导至该企业，放大其面临的不确定性。此外，高国际化通常意味着更长的供应链、更复杂的汇率风险以及更高的跨境管理成本。在面对美国需求不确定性时，企业进行生产调整、市场转换或供应链重构的灵活性和速度受限，调整成本更高，从而难以快速消化冲击，导致冲击的负面影响被延长和深化。

根据预防性动机理论，当面临风险时，企业会选择持有更多的现金加以应对。现有研究表明，充足的现金储备能帮助企业抵御风险（Ghaly et al.，2017）。首先，当美国需求波动导致企业收入下滑、回款周期拉长时，充裕的现金储备能确保企业及时偿付债务、支付货款、维持正常运营，避免陷入流动性困境或被迫进行资产低价抛售。其次，充足的现金持有赋予企业“反周期投资”的能力。在需求不明朗时，现金充裕的企业可以捕捉并购或扩张机会，化危机为转机。这种战略主动性能够显著增强企业的长期生存能力和竞争优势。因此，现金持有充当重要的风险“缓冲器”，能够减轻美国需求波动对企业经营风险的冲击强度。基于以上分析，提出以下假设：

H_{3a}：企业海外业务收入占比越高，美国对华中间品需求不确定性对企业经营风险的影响越强。

H_{3b}：企业现金持有水平越高，美国对华中间品需求不确定性对企业经营风险的影响越弱。

四、模型设定、变量构造及数据说明

（一）模型设定

1. 基准模型

为检验上述假设，考察美国对华中间品需求不确定性对中国企业经营风险的影响，构建如下基

准模型：

$$Z_{ijt}=\alpha+\beta DF_{ijt}+\gamma CV_{it}+\mu_i+\nu_t+\varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中，下标i、j和t分别表示企业、行业和年份，被解释变量Z_{ijt}表示企业i在t年的经营风险；解释变量DF_{ijt}表示美国对华中间品需求波动，包括DDF_{ijt}、IDF_{ijt}和TDF_{ijt}，分别表示企业i所属行业j在t时期面临的美国对华j行业中间品的直接、间接和总需求波动，其系数β为本文所要估计的美国对华中间品需求波动影响中国企业经营风险的边际效应；CV_{it}代表可能影响企业经营风险的宏观与企业层面的控制变量；μ_i和ν_t分别表示企业及年份固定效应，以减少企业固有差异和时间趋势因素对估计结果的影响；ε_{ijt}是影响企业经营风险的随机扰动项。

2. 机制检验模型

为验证美国对华中间品需求波动影响中国企业经营风险的作用机制，借鉴 Dell（2010）的研究，构建如下回归模型：

$$M_{ijt}=\alpha+\beta DF_{\beta DF}+\gamma CV_{it}+\mu_i+\nu_t+\varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

其中，M_{ijt}为中介变量，具体包括企业总资产周转率AT_{ijt}、商业信用BC_{ijt}以及管理费用率EX_{ijt}，其他设定与基准模型一致。

此外，为探究企业海外业务收入占比和现金持有水平在美国对华中间品需求波动影响中国企业经营风险过程中发挥的调节作用，构建以下模型进行检验：

$$Z_{ijt}=\alpha+\beta DF_{ijt}+\beta_1 M_{it}+\beta_2 M_{it}\times DF_{ijt}+\gamma CV_{it}+\mu_i+\nu_t+\varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中，M_{it}为调节变量，包括企业海外业务收入占比$Oversea_{it}$和现金水平$Cash_{it}$，现金持有水平用企业所持有的现金及现金等价物衡量，$M_{it}\times DF_{ijt}$为两个调节变量与核心解释变量的交乘项，其他设定与基准模型一致。

（二）变量构造

1. 被解释变量

参考李建军和韩珣（2019）的做法，采用破产概率Z指数衡量企业经营风险，该指标综合了企业的盈利能力、杠杆水平、流动性及运营效率，是衡量企业经营风险的有效指标。Z值越大，破产概率越低，企业经营风险越低，反之则越高。Z值计算方式如下：

Z=1.2×营运资金/总资产+1.4×留存收益/总资产+3.3×息税前利润/总资产+0.6×企业市值/总负债+0.999×销售收入/总资产

2. 核心解释变量

选取美国对华中间品需求波动作为核心解释变量，以捕捉美国对华中间品需求不确定性。滚动标准差是衡量时间序列数据波动性和变动程度的常用统计指标，在不确定性测度领域，采用销售量对数变化的标准差作为需求不确定性的代理变量是经济学文献（巫强和姚雨秀，2023；江伟等，2018；Kahn & Davis，2008；Comin & Mulani，2003）的常用做法。在企业层面研究中，滚动标准差也被广泛用于衡量盈利波动性，作为企业风险的代理变量，例如在计算企业风险承担水平时，研究者通常采用连续三年的经行业调整的资产收益率（ROA）标准差刻画企业风险承担程度（步丹璐和王钰涵，2023）。对于时间的选择，三年期窗口在相关实证研究中已有较为广泛的应用基础。此外，Chang 等（2018）基于金融市场的实证研究发现，当滚动窗口长度达到三年时，不同数据频率所产生的预测结果趋于一致，表明三年窗口足以涵盖经济周期中的实质性波动信息。因此，本

文采用三年期滚动标准差衡量美国对华中间品需求波动程度，在后文的稳健性检验中，还调整时间窗口进行稳健性检验。具体而言，首先基于ADB-MRIO，遵循前文第二部分所述方法，逐年计算美国最终消费所拉动的对华各行业中间品的三类需求；随后，对每个行业的三类需求序列按式（12）~（14）计算t-2年至t年的三年期滚动标准差；最后，通过将ADB-MRIO的行业分类与国泰安上市公司数据库（CSMAR）的行业分类进行精细匹配，将这一行业层面变量与中国A股上市公司数据匹配，可以得到企业i所属行业j在t年所面临的美国需求滚动标准差。该数值越大，表明该行业前三年面临的美国中间品需求波动性越大，需求不确定性越强。

$$DDF_{ijt}=\sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}(DD_{ijt}-\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}DD_{ijt})^2|T=3} \tag{12}$$

$$IDF_{ijt}=\sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}(ID_{ijt}-\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}ID_{ijt})^2|T=3} \tag{13}$$

$$TDF_{ijt}=\sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}(TD_{ijt}-\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}TD_{ijt})^2|T=3} \tag{14}$$

3. 控制变量

参考Boubakri 等（2013）、董小红和孙政汉（2023）等的研究，在模型中加入以下企业层面的控制变量：权益乘数（*Emulti*）、管理层持股比例（*Mshare*）、总资产净利润率（*Roa*）、个股流通市值（*Value*）、是否为四大审计（*Big4*）、前三大股东持股比例（*Top3*）、独立董事人数（*Ind*）。此外，宏观地区层面的金融发展水平也会对企业经营风险造成影响，因此将地区金融发展水平（*Finance*）作为宏观控制变量加入模型。

4. 中介变量与调节变量

为探究美国对华中间品需求波动影响中国企业经营风险的具体渠道与边界条件，基于前文理论分析设定中介变量与调节变量。首先，美国对华中间品需求不确定性会打乱企业的生产与销售节奏，可能导致库存积压或产能闲置，从而降低营运效率；其次，持续波动的外部市场环境会弱化产业链上下游合作关系的稳定性，供应商可能收紧信用条款，导致企业获得的商业信用融资减少，加剧流动性压力；最后，为应对不确定性，企业需投入更多资源进行市场监测与供应链协调等，从而提高内部管理成本。为检验这三条传导渠道，分别以总资产周转率（*AT*）、商业信用（*BC*）、管理费用率（*EX*）作为中介变量。参考孔祥贞等（2020）的研究，采用企业应付账款占总资产的比重衡量商业信用。

同时，企业应对外部冲击的能力存在差异。一方面，企业的海外业务收入占比（*Oversea*）能够衡量其对国际市场的依赖程度，高依赖度意味着更高的风险暴露度，从而放大美国中间品需求波动的冲击；另一方面，充裕的现金持有（*Cash*）能在企业需求波动时提供关键缓冲，使其能够维持运营、把握机遇，从而弱化冲击的负面影响。因此，将这两个变量纳入模型作为调节变量，以考察企业特征如何调节核心变量关系的强度。各变量定义见表1。

表 1 变量定义

类型	变量名	变量符号	变量说明	数据来源
被解释变量	企业经营风险	*Z*	破产概率Z指数的对数	CSMAR数据库
解释变量	美国对华中间品直接需求波动	*DDF*	美国对华中间品直接需求三年期滚动标准差的对数	ADB-MRIO数据库
	美国对华中间品间接需求波动	*IDF*	美国对华中间品间接需求三年期滚动标准差的对数	
	美国对华中间品总需求波动	*TDF*	美国对华中间品总需求三年期滚动标准差的对数	
控制变量	权益乘数	*Emulti*	总资产平均余额/所有者权益平均余额	CSMAR数据库
	管理层持股比例	*Mshare*	董监高持股数量/总股数量	
	总资产净利润率	*Roa*	净利润／总资产平均余额	
	个股流通市值	*Value*	个股的流通股数*年收盘价的对数	
	是否为四大审计	*Big4*	企业经由四大（普华永道、德勤、毕马威、安永）审计为1，否则为2	
	前三大股东持股比例	*Top3*	前三大股东持股数量/总股数量	
	独立董事人数	*Ind*	企业独立董事人数	
	地区金融发展水平	*Finance*	各省（市）金融业GDP/总GDP	中国及各省（市）统计年鉴
中介变量	总资产周转率	*AT*	营业收入／总资产	CSMAR数据库
	商业信用	*BC*	应付账款／总资产	
	管理费用率	*EX*	管理费用／营业收入，取自然对数	
调节变量	海外业务收入占比	*Oversea*	海外业务收入／营业总收入	
	现金持有	*Cash*	现金及现金等价物	

（三）数据说明与描述性统计

本文的研究样本覆盖2012~2024年中国上证和深证A股上市公司。为消除异常样本影响，对样本按以下原则进行处理：①剔除金融与房地产行业企业及ST、*ST类企业样本；②剔除核心变量缺失的数据样本；③为克服潜在的离群值影响，将连续变量分别经1%和99%的缩尾处理。经以上步骤处理，本文共获取2012~2024年4716家A股上市公司的非平衡面板数据，观测值总计37719个。表2是各变量的描述性统计。

表 2 描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Z	37719	1.7044	0.6305	0.0701	3.6682
DDF	37719	7.2473	1.4391	3.1944	9.8158
IDF	37719	8.2367	1.2166	5.1202	10.1514
TDF	37719	8.5768	1.2368	5.2737	10.6899
Emulti	37719	2.0307	1.1927	1.0607	8.8628
Mshare	37719	14.2127	19.3583	0	68.983
Finance	37719	0.0873	0.0409	0.0345	0.1980
Roa	37719	0.0351	0.0670	-0.2619	0.2248
Value	37719	15.4154	1.0643	13.1374	18.5810
Big4	37719	1.9435	0.2308	1	2
Top3	37719	47.6506	15.4378	16.3124	85.7228
Ind	37719	3.1237	0.5469	1	8
AT	37719	0.6051	0.4055	0.0732	2.5165
BC	37643	0.0966	0.0711	0.0030	0.3544
EX	37691	-2.7272	0.7496	-4.8559	-0.7646
Oversea	24186	0.2254	0.2402	0.0002	0.9400
Cash	37693	20.1143	1.3584	16.7059	23.9814

五、实证结果及检验

（一）基准回归结果

基于前文设定的双向固定效应模型，对2012~2024年中国上市公司样本进行实证检验，基准回归结果如表3所示，所有回归标准误均聚类至企业层面。列（1）~（3）分别对应直接需求波动（*DDF*）、间接需求波动（*IDF*）与总需求波动（*TDF*）的估计结果。结果显示，三个核心解释变量的回归系数符号一致，且均通过统计显著性检验，说明美国对华中间品需求波动不仅通过直接需求，还通过间接需求影响中国企业的经营风险。具体来看，美国对华中间品直接需求波动、间接需求波动与总需求波动的估计系数均在1%至5%的水平上显著为负，表明当美国对华中间品需求不确定性上升时，企业的Z值会下降，即企业经营风险显著上升，美国对华中间品需求不确定性下降时，企业Z值上升，经营风险降低。这一结果与理论预测及前文特征事实中的观察完全吻合，验证了本文假设H_1。从系数大小来看，总需求波动的系数绝对值最大，可能是由于总需求波动涵盖了直接与间接传导路径，最为全面地刻画了美国需求的总体不确定性，因此其冲击效应最强；间接需求波动系数大于直接需求波动系数，这可能是因为间接需求波动通过复杂的全球产业链多层传导，不确定性与不可控程度更高，其影响深度和广度可能超过仅体现“最后一环”的直接需求波动。

在控制变量中，除管理层持股比例外，其他变量系数均显著，这表明在控制模型中的其他因素后，该变量对当期企业风险不存在显著影响。这可能一方面反映中国上市公司管理层持股激励效应的有限性，另一方面也可能暗示管理层持股与企业风险之间的非线性关系。但从理论上看，管理层持股会通过“利益协同效应”或“管理层防御效应”影响企业决策与风险，因此将其纳入模型以控制其潜在影响，避免遗漏变量导致偏差。企业权益乘数、地区金融发展水平、独立董事人数的系数均显著为负，表明企业财务杠杆越大、地区金融发展水平越高以及独立董事人数越多，企业经营风险越大。财务杠杆推高企业风险符合公司金融理论，而地区金融发展水平与企业风险的正向关系看似矛盾，但近年有研究指出，金融业的发展与金融稳定呈负相关关系（王劲松等，2023）。此外，以“金融业增加值占GDP比重”衡量的金融发展规模指标，可能捕捉到的是金融过度扩张所伴随的结构性问题，而非金融服务效率提升带来的积极效应。因此，该结果可能反映了金融“量”的增长与“质”的稳定之间的复杂关系，而非单纯的积极影响。对

表3　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Z	*Z*	*Z*
DDF	-0.0075**		
	(0.0030)		
IDF		-0.0110***	
		(0.0024)	
TDF			-0.0144***
			(0.0025)
Emulti	-0.1607***	-0.1607***	-0.1607***
	(0.0066)	(0.0066)	(0.0066)
Mshare	0.0004	0.0004	0.0004
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)
Finance	-0.6985**	-0.6972**	-0.7069**
	(0.2954)	(0.2949)	(0.2950)
Roa	2.2165***	2.2128***	2.2119***
	(0.0539)	(0.0538)	(0.0538)
Value	0.1745***	0.1749***	0.1753***
	(0.0062)	(0.0062)	(0.0062)
Big4	0.0750***	0.0747***	0.0748***
	(0.0266)	(0.0266)	(0.0267)
Top3	0.0015***	0.0014***	0.0014***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
Ind	-0.0291***	-0.0291***	-0.0292***
	(0.0077)	(0.0077)	(0.0077)
常数项	-0.5817***	-0.0023	-0.5214***
	(0.1187)	(0.0060)	(0.1184)
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	37719	37719	37719
R^2	0.4774	0.4777	0.4778

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著，括号内数值为聚类到企业层面的标准误。下表同。

于独立董事人数，一个可能的原因是，独立董事的任命可能是企业面临潜在问题或监管压力时的一种“应对式”治理行为，即风险较高的公司更可能增加独立董事人数，从而导致独立董事人数与企业风险呈正相关。它反映的未必是独立董事的无效，更可能是风险驱动此类治理结构的变化；总资产净利润率和个股流通市值系数为正，表明企业盈利能力越强、规模越大，企业风险越低；前三大股东持股比例系数为正，可能与股权集中带来的监督效应有关；四大审计系数为正，表明高质量审计有助于提升财务信息质量和企业稳健性。

（二）内生性检验

上述基准回归控制了企业与年份固定效应，且研究关注的是行业层面的中间品需求对企业层面经营风险的影响，所以理论上反向因果关系并不显著。但为更严谨地控制可能存在的内生性问题，本文仍进行相应的内生性检验。借鉴许和连与王海成（2016）的做法，以滞后一期的解释变量作为工具变量，采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计。估计结果如表4所示，第一阶段回归中（列（1）~（3）），三个滞后变量的系数均在1%的水平上显著为正，说明工具变量和解释变量具有相关性；LM统计量均显著，F统计量均大于临界值，说明不存在“工具变量识别不足”和“弱工具变量”问题，即工具变量是有效的；第二阶段回归结果显示（列（4）~（6）），三个核心解释变量的系数依然在5%或1%的水平上显著为负，说明考虑内生性问题后基准结论仍成立；值得注意的是，其系数绝对值为基准回归的数倍至十倍，表明在未考虑内生性问题时，基准回归可能低估美国对华中间品需求波动对中国企业经营风险的负面影响。

表 4　内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	First-DDF	*First-IDF*	*First-TDF*	*Two-Z*	*Two-Z*	*Two-Z*
L.DDF	0.2277*** (0.0081)					
L.IDF		0.1113*** (0.0088)				
L.TDF			0.1171*** (0.0096)			
DDF				-0.0331** (0.0163)		
IDF					-0.1293*** (0.0286)	
TDF						-0.1458*** (0.0300)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	546.3900***	144.8680***	135.7430***	546.3900***	144.8680***	135.7430***
Kleibergen-Paap rk Wald F	793.4180 (16.3800)	159.5820 (16.3800)	149.6870 (16.3800)	793.4180 (16.3800)	159.5820 (16.3800)	149.6870 (16.3800)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	34754	34754	34754	34754	34754	34754
R^2	0.9004	0.8294	0.8503	0.4042	0.3652	0.3597

（三）稳健性检验

1. 改变核心变量测度方法

为验证基准回归结论并非依赖特定指标构建方式的偶然结果，通过替换核心变量的测度方法进行稳健性检验。首先，改变解释变量的计算窗口。基准回归中，解释变量美国对华中间品需求波动

采用三年期滚动标准差衡量。为检验基准结论对时间窗口的敏感性，分别计算四年期与五年期的滚动标准差作为替代指标并重新估计。表5的检验结果显示，无论使用四年期窗口还是五年期窗口，三类需求波动估计系数的符号与显著性均与基准结果一致。

其次，替换被解释变量的测度指标。采用Lepetit和Strobel（2015）提出的Z值衡量企业经营风险，该值越小表示企业的经营风险越高，该Z值定义为：

$$Z1_{it}=\frac{(ROE_{it}+CAR_{it})}{\sigma(ROE_{it})} \tag{15}$$

其中，ROE_{it}为企业资产收益率，CAR_{it}为权益比率，$\sigma(ROE_{it})$为资产收益率的三年期滚动标准差。使用Z1作为被解释变量进行重新估计的结果如表6所示，核心解释变量的系数同样显著为负。

表5　改变解释变量计算窗口

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Z	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*
DDF4	-0.0162***					
	(0.0040)					
IDF4		-0.0213***				
		(0.0035)				
TDF4			-0.0254***			
			(0.0037)			
DDF5				-0.0166***		
				(0.0048)		
IDF5					-0.0220***	
					(0.0041)	
TDF5						-0.0253***
						(0.0044)
常数项	-0.5355***	-0.4839***	-0.4506***	-0.5318***	-0.4813***	-0.4524***
	(0.1174)	(0.1175)	(0.1178)	(0.1179)	(0.1183)	(0.1188)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	37719	37719	37719	37719	37719	37719
R^2	0.4777	0.4782	0.4784	0.4777	0.4781	0.4783

表6　稳健性检验—替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)
	Z1	*Z1*	*Z1*
DDF	-0.0425***		
	(0.0098)		
IDF		-0.0512***	
		(0.0082)	
TDF			-0.0534***
			(0.0089)
常数项	4.9227***	5.0294***	5.0536***
	(0.3137)	(0.3122)	(0.3133)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测值	37650	37650	37650
R^2	0.3454	0.3458	0.3457

2. 改变标准误聚类层级

考虑到核心解释变量为行业层面的不确定性，将基准回归中的标准误聚类层级由企业层面更换

为行业层面，表7列（1）~（3）结果显示，核心解释变量估计系数的符号与统计显著性均未发生本质变化。

3. 控制高维交互固定效应

为排除地区性时变混杂因素的干扰，增强基准结论的可靠性，在基准模型的基础上，引入更为严格的高维交互固定效应。具体而言，通过纳入企业与城市的交互固定效应，控制城市层面随时间变化的不可观测因素。表7列（4）~（6）结果与基准结果相似。

表 7　稳健性检验—更换聚类、控制高维交互固定效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	更换聚类	更换聚类	更换聚类	高维交互固定效应	高维交互固定效应	高维交互固定效应
	Z	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*
DDF	-0.0075* (0.0044)			-0.0097*** (0.0033)		
IDF		-0.0110*** (0.0038)			-0.0115*** (0.0026)	
TDF			-0.0144*** (0.0040)			-0.0143*** (0.0028)
常数项	-0.7519*** (0.2413)	-0.7202*** (0.2394)	-0.6915*** (0.2410)	-0.8680*** (0.1306)	-0.8475*** (0.1296)	-0.8237*** (0.1298)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
企业×城市固定效应	否	否	否	是	是	是
观测值	37719	37719	37719	37719	37719	37719
R^2	0.8503	0.8504	0.8504	0.8729	0.8729	0.8730

4. 安慰剂检验

为验证基准回归结果并非由数据本身的随机性或其他潜在的偶然因素所致，从反事实角度进行安慰剂检验。具体操作上，首先，为样本中的每个观测值随机分配一个虚拟的解释变量，然后使用这个虚拟的数据集，按照基准回归的模型设定进行估计。为得到可靠的反事实分布，将上述“随机分配—再回归”过程独立重复1000次，得到如图4~图6所示的1000个虚假估计系数及其P值的分布结果。图中虚线分别表示真实的系数估计值和0.1的显著性水平。结果显示虚假的估计系数集中分布在0附近，且绝大多数不具统计显著性，而真实系数处于虚假估计系数分布之外，表明美国对华中间品需求波动与中国企业经营风险的因果关系成立，基准结论是稳健的。

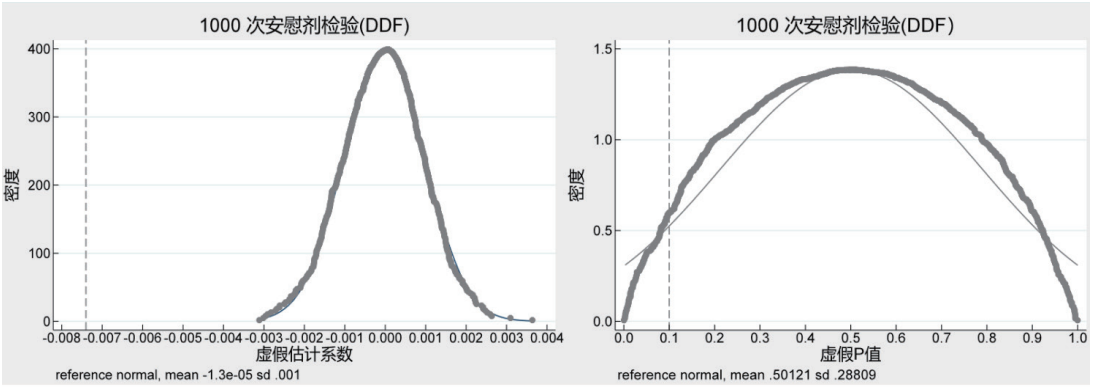


图 4　直接需求波动对企业经营风险的安慰剂检验

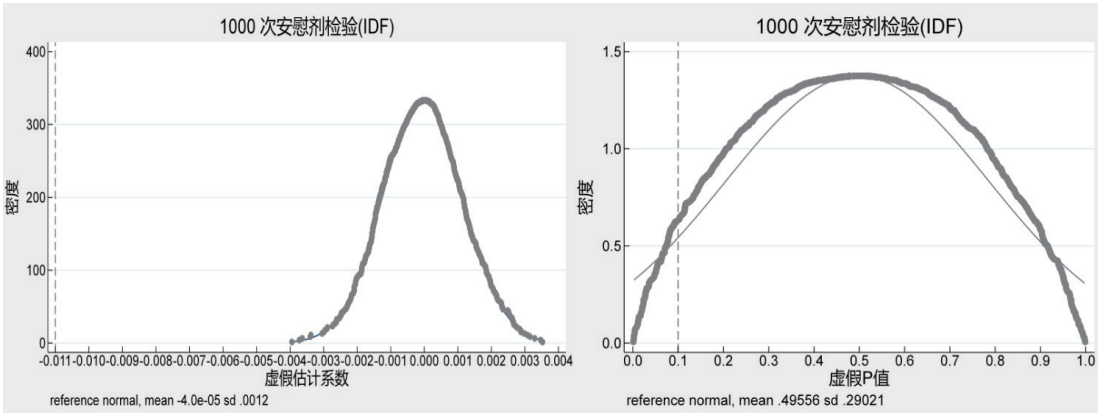


图 5　间接需求波动对企业经营风险的安慰剂检验

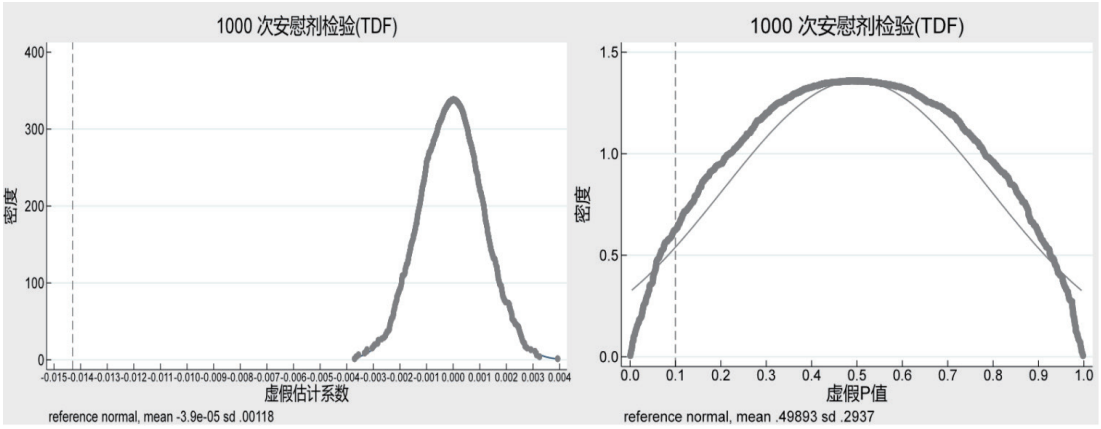


图 6　总需求波动对企业经营风险的安慰剂检验

（四）机制检验

前述分析表明美国对华中间品需求波动会显著加剧中国企业经营风险，且该结论在一系列稳健性检验下均成立。为进一步剖析美国对华中间品需求波动影响中国企业经营风险的具体路径，结合前文理论分析，从企业运营、融资与成本控制三个角度切入，检验内在的中介机制。同时，从企业海外业务收入和现金持有两个方面考察企业异质性特征如何调节上述影响的强度。

1. 中介效应检验

为检验总资产周转率、商业信用与管理费用率在美国对华中间品需求波动与中国企业经营风险之间的作用机制，将三个中介变量分别纳入中介模型进行回归。回归结果见表8，列（1）~（3）显示，三类需求波动对总资产周转率的系数均显著为负，说明美国对华中间品需求波动干扰了企业的生产计划、库存管理和销售节奏，导致产能利用不足、存货积压或销售不畅，从而拉低资产周转速度。而运营效率下滑直接影响企业的盈利能力和现金流创造能力，导致经营风险上升，验证了假设H_{2a}。列（4）~（6）中核心解释变量系数同样显著为负，意味着面临美国对华中间品需求波动，产业链上的供应商因感知到更高的交易风险而倾向于减少提供给企业的信用期限或额度，导致企业获得的商业信用降低，从而丧失重要的融资来源。企业流动性恶化，短期偿债压力增加进一步推高了企业经营风险，验证了假设H_{2b}。列（7）~（9）结果显示核心解释变量系数均显著为正，说明面对动荡的外部环境，管理层需要进行更频繁的信息搜集、更复杂的决策协调以及更严格的内部监督以

应对风险。这些活动直接体现为非生产性管理费用上升，从而挤压企业利润空间，使得经营风险上升，验证了假设H_{2c}。

综上，中介检验表明美国对华中间品需求波动首先干扰企业的内部运营，降低资产效率，进而影响其外部融资环境，加剧资金紧张，同时增加内部治理成本和管理费用，这三条路径最终共同导致企业经营风险攀升。

表 8 中介检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	AT	*AT*	*AT*	*BC*	*BC*	*BC*	*EX*	*EX*	*EX*
DDF	-0.0056** (0.0026)			-0.0012*** (0.0004)			0.0246*** (0.0043)		
IDF		-0.0037** (0.0019)			-0.0007** (0.0003)			0.0153*** (0.0033)	
TDF			-0.0039* (0.0021)			-0.0008** (0.0004)			0.0134*** (0.0035)
常数项	0.6448*** (0.0927)	0.6366*** (0.0916)	0.6387*** (0.0918)	0.0417*** (0.0145)	0.0398*** (0.0145)	0.0403*** (0.0145)	-0.9269*** (0.1730)	-0.8838*** (0.1736)	-0.8723*** (0.1736)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	37719	37719	37719	37643	37643	37643	37691	37691	37691
R^2	0.0603	0.0602	0.0602	0.0804	0.0802	0.0802	0.2693	0.2687	0.2685

2. 调节效应检验

中介检验揭示了美国对华中间品需求波动影响中国企业经营风险的传导路径，但不同类型的企业抵御风险的能力可能存在差异。为考察企业海外业务收入占比和现金持有水平能否调节上述影响，本文将这两个变量分别与核心解释变量交乘并纳入模型进行回归。表9回归结果显示，三个核心解释变量的系数依然显著为负，而其与两个调节变量的交乘项系数均显著但符号相反：与海外业务收入占比的交乘项系数显著为负，而与现金及现金等价物水平的交乘项系数显著为正，验证了假设H_{3a}和假说H_{3b}。这正负差异化的结果体现了企业特质在美国对华中间品需求不确定性传导过程中的“放大器”与“缓冲器”双重角色。

首先，海外业务收入占比呈现“风险暴露”效应。交乘项系数为负表明，海外收入占比越高的企业，其经营风险受美国需求波动的负面影响越大。具体而言，尽管国际化经营可能带来市场多元化，但也使企业更易暴露在风险之下。高海外收入占比通常意味着企业的销售、客户和供应链深度嵌入海外市场。因此，当海外市场需求发生波动时，高度依赖海外市场的企业将“首当其冲”，面临更剧烈的动荡和不确定性，从而放大经营风险。其次，现金及现金等价物水平发挥了“风险缓冲”作用。交乘项系数为正意味着，持有充裕现金的企业能够有效缓冲美国需求波动对其经营风险的负面影响。现金持有是企业财务柔性的核心体现，使企业在面对需求不确定性时能够维持正常运营、支付固定费用和偿还短期债务，避免陷入流动性危机。此外，在需求不确定的环境下，现金持有赋予企业“等待期权”的价值，使其能够暂缓不可逆的投资，并有机会在冲击中捕捉并购或扩张的机遇。因此，高现金持有水平通过稳定现金流和提供战略选择权，增强企业的风险抵御能力，显著弱化美国需求冲击向企业经营风险传导的强度。

综上，调节效应分析表明，美国对华中间品需求波动对中国企业经营风险的冲击是非均质的，其程度受企业自身特征的影响。对海外市场高度依赖会加剧不确定性的负面影响，而充裕的现金持有则为企业在动荡环境中提供缓冲空间和应对资源。

（五）异质性检验

1. 企业产权异质性

考虑到不同产权性质的企业在资源获取、政策约束与经营目标等方面存在差异，可能导致企业受到美国中间品需求波动的影响存在异质性。为此，将样本按产权性质划分为国有企业与非国有企业两组进行回归分析。表10结果显示，美国对华中间品需求波动对企业经营风险的影响，在非国有企业中表现得更为显著。这可能源于两类企业的根本性差异，国有企业通常享有“预算软约束”和隐性政府担保。当面临美国需求波动带来的负面冲击时，这类企业更容易获得政府的财政补贴、银行的优先信贷支持等，能够有效缓冲美国需求波动带来的直接影响。此外，国有企业经营目标兼具经济与社会效益，因此对市场信号的敏感度可能受限。而非国

表9　调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Z	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*
DDF	-0.0078* (0.0044)			-0.1981*** (0.0352)		
DDF×Oversea	-0.0370*** (0.0121)					
IDF		-0.0093** (0.0037)			-0.2455*** (0.0343)	
IDF×Oversea		-0.0195* (0.0105)				
TDF			-0.0142*** (0.0039)			-0.2541*** (0.0354)
TDF×Oversea			-0.0246** (0.0111)			
DDF×Cash				0.0095*** (0.0017)		
IDF×Cash					0.0117*** (0.0017)	
TDF×Cash						0.0120*** (0.0017)
Oversea	0.3307*** (0.1000)	0.2189** (0.0951)	0.2706*** (0.1049)			
Cash				-0.1191*** (0.0139)	-0.1472*** (0.0150)	-0.1534*** (0.0161)
常数项	-0.6904*** (0.1356)	-0.6755*** (0.1356)	-0.6385*** (0.1357)	1.5121*** (0.2962)	2.1134*** (0.3206)	2.2618*** (0.3401)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	24186	24186	24186	37693	37693	37693
R^2	0.4983	0.4980	0.4985	0.4861	0.4866	0.4869

表10　产权异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国企	非国企	国企	非国企	国企	非国企
	Z	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*
DDF	-0.0052 (0.0049)	-0.0084** (0.0037)				
IDF			-0.0074 (0.0046)	-0.0115*** (0.0028)		
TDF					-0.0068 (0.0046)	-0.0149*** (0.0030)
常数项	-0.7205*** (0.2157)	-0.6571*** (0.1496)	-0.6963*** (0.2146)	-0.6274*** (0.1484)	-0.6995*** (0.2159)	-0.6006*** (0.1488)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	11956	24863	11956	24863	11956	24863
R^2	0.4691	0.4951	0.4692	0.4954	0.4691	0.4956

有企业则面临“预算硬约束”，其生存与发展完全依赖市场，难以获得与国有企业同等的资源，在面临美国需求波动时更容易陷入融资困境，且需要独立承担冲击带来的全部后果，因此其经营风险受美国需求波动的影响更为强烈。

2. 区域异质性

考虑到不同区域的企业在全球产业链中的“嵌入深度”、自身的“风险抵御能力”以及所处的“政策缓冲环境”存在显著差异，为考察美国中间品需求波动的影响是否存在空间差异，参考沈小波等（2021）的研究，进一步依据企业所在省份，将全样本划分为东部、中部与西部三个子样本进行回归分析。表11结果显示，美国对华中间品需求波动对企业经营风险的影响呈现出显著的“东西分化、中部绝缘”的异质性特征。具体而言，这种影响在西部地区最为剧烈，在东部地区显著但系数相对较小，而在中部地区则普遍不显著。这种区域异质性可能源于中国各区域产业发展阶段不同、风险抵御能力存在差异。作为对外开放前沿、深度融入全球产业链的东部地区，企业无可避免地受到美国需求波动的直接冲击，但其通常具备更成熟的管理经验、更多元的市场渠道和更发达的本地金融生态，这些因素部分缓冲了冲击强度；西部地区企业则可能因自身规模较小、融资渠道相对狭窄、供应链韧性不足等原因，风险抵御能力不足，对冲击更为敏感；而中部地区的“绝缘”特征，可能得益于其承东启西的区位优势：一方面，该地区产业结构的全球化嵌入程度不及东部地区，受特定海外需求冲击的直接传导效应较弱；另一方面，该地区受益于国家区域协调发展战略带来的政策与资源倾斜，形成了一定的风险缓冲屏障。异质性检验将宏观冲击、中观区域特征与微观企业风险三者有机衔接，有助于精准锚定不同区域的风险关键点，增强研究的现实意义与政策针对性。

表 11　区域异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	Z	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*
DDF	-0.0074**	0.0050	-0.0261***						
	(0.0035)	(0.0080)	(0.0098)						
IDF				-0.0101***	-0.0104	-0.0195**			
				(0.0027)	(0.0066)	(0.0089)			
TDF							-0.0138***	-0.0102	-0.0223**
							(0.0028)	(0.0072)	(0.0094)
Constant	-0.5869***	-0.4500	-0.8698**	-0.5604***	-0.3381	-0.8860**	-0.5313***	-0.3405	-0.8580**
	(0.1405)	(0.2833)	(0.3485)	(0.1395)	(0.2833)	(0.3519)	(0.1398)	(0.2839)	(0.3515)
常数项	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	26783	6035	4901	26783	6035	4901	26783	6035	4901
R^2	0.4861	0.4941	0.4482	0.4862	0.4943	0.4477	0.4865	0.4943	0.4478

3. 对美国中间品供给依赖异质性

为探究美国需求波动的影响是否因行业对美国市场的嵌入深度而异，本文进一步从行业层面对美国中间品供给的依赖程度进行异质性检验。具体而言，首先分别计算中国各行业对美国中间品的直接、间接及总供给占该行业对外总供给的份额，并依据该份额的年度中位数，将行业划分为高依赖度与低依赖度两组行业进行分组回归。表12结果表明，美国需求波动对企业经营风险的负面影响显著集中于对美国中间品供给依赖度较高的行业，而对供给依赖度较低行业的影响则微弱且不稳

定。这是由于高依赖行业深度嵌入美国供应链，并将美国作为核心出口市场，其生产、投资与收入等均与美国需求高度绑定，因此美国终端需求波动会直接迅速地转化为企业层面的经营风险。相比之下，低依赖行业对美国市场的依赖程度较低，美国需求波动带来的冲击仅占其外部环境的一小部分，冲击得到有效稀释和分散，从而表现出更强的风险韧性。

表 12　对美中间品供给依赖异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低依赖	高依赖	低依赖	高依赖	低依赖	高依赖
	Z	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*	*Z*
DDF	-0.0181 (0.0114)	-0.0085*** (0.0031)				
IDF			-0.0059 (0.0048)	-0.0124*** (0.0029)		
TDF					-0.0131* (0.0070)	-0.0128*** (0.0028)
常数项	-1.0332*** (0.2227)	-0.4717*** (0.1305)	-1.0753*** (0.1921)	-0.5057*** (0.1367)	-1.1371*** (0.2030)	-0.3722*** (0.1322)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	11034	26685	14354	23365	11133	26586
R^2	0.4527	0.4658	0.4577	0.4756	0.4618	0.4687

六、结论与对策

本文基于2012~2024年ADB-MRIO数据测算出美国对华中间品的直接、间接与总需求，通过分析发现美国对华中间品需求以间接需求为主导，且在观测期内呈现显著的不确定性特征。与典型行业的企业经营风险初步对照显示，高度融入中美产业链的行业，其经营风险与美国中间品需求不确定性之间存在正向关联。进一步地，本文联结ADB-MRIO与CSMAR数据库，针对美国对华中间品需求不确定性对中国企业经营风险的影响进行实证检验。基准回归结果表明，美国对华中间品需求不确定性会显著加剧中国企业的经营风险。在经过内生性与稳健性检验后，该结论依然稳健。机制分析发现，美国对华中间品需求不确定性主要通过降低企业总资产周转率、商业信用以及提高企业管理费用率影响企业经营风险。此外，企业海外业务收入占比会放大这一负面影响，而现金持有水平则能有效缓冲这一冲击。异质性检验结果表明，非国有企业、西部地区企业以及对美国供给依赖度较高的行业所受影响更为明显。

根据上述结论，提出以下对策建议：

第一，构建跨部门联动的外部风险监测与预警体系。政府部门应强化对全球产业链动态的高频监测与预警，特别是对美欧等终端市场的消费趋势与政策转向进行前瞻性研判，牵头构建高频、精细化的全球产业链风险监测预警平台。整合多区域投入产出数据、实时贸易流及国际宏观经济信号，对不同行业、不同区域的风险暴露等级进行动态评估与分级预警，并及时向企业和地方政府发布风险提示，为政策制定与企业决策提供前瞻性指引。同时，金融信贷政策应体现结构性倾斜。鉴于不同企业表现出的脆弱性差异，应通过定向的信贷便利、担保机制和融资成本优惠，引导金融资源精准流向抗冲击能力较弱的市场主体，保障企业融资渠道畅通。

第二，政策制定应更具精准性与差异化，重点关注并支持风险暴露程度高的企业和区域。本文揭示的风险异质性要求政策制定切忌“一刀切”，应转向精准施策。具体而言，应着力缓解非国有企业的融资约束，拓宽债券融资等直接融资渠道，提供针对性出口信用保险与汇率避险支持；对于

深度嵌入中美产业链的高依赖行业，应引导其主动进行供应链评估与调整，支持核心技术攻关与备用供应链建设，向价值链高端环节攀升以增强其不可替代性与议价能力；对于风险高的西部地区企业，应结合西部大开发等区域战略，加大基础设施与数字联通投入，提升其经济发展的内生稳定性与风险缓冲能力。

第三，微观主体应强化韧性建设，构筑多维风险防线。企业是应对风险的首要主体。研究发现，充足的现金持有是有效的“风险缓冲器”。因此，企业尤其是外向型企业，需强化现金流管理和预防性储蓄，在经济周期上行期积累充足的现金储备，以发挥其在外部冲击中的缓冲作用。同时，企业应主动优化市场与客户结构，在拓展海外业务时需权衡市场机会与风险暴露的潜在代价，积极探索国内国际双循环下的新增长点。机制分析表明，需求波动通过营运、融资、成本三条内部渠道传导。因此，企业应着力于优化供应链管理，通过数字化手段提高供应链透明度，建立弹性库存体系，以提升资产运营效率；同时积极管理与维护供应链信用关系，拓展多元化的短期融资渠道，探索商业信用保险等工具，以缓解商业信用收紧压力，并加强成本控制能力，实现管理费用精细化管控。

参考文献

[1] 步丹璐,王钰涵.“有为政府”与“有效市场”:政府采购在市场中的稳定作用——基于企业经营风险的视角[J].财贸研究,2023(6):71–83.
[2] 但佳丽,包群,谢幼木.外需冲击与国内供应链调整:生产网络的扩散效应[J].世界经济,2025(6):3–38.
[3] 董小红,孙政汉.化险为夷还是弄巧成拙:ESG表现能降低企业经营风险吗？[J].中央财经大学学报,2023(7):57–67.
[4] 杜茜茜,孔东民,潘玉坤,等.全球供应链关系中的行业不确定性对中国企业的影响——基于中美供应链关系的研究[J].经济研究,2025(2):176–191.
[5] 耿庆峰,林腾雄.经济政策不确定性、金融加速器与企业绩效[J].南方金融,2021(4):30–44.
[6] 宫汝凯,徐悦星,王大中.经济政策不确定性与企业杠杆率[J].金融研究,2019(10):59–78.
[7] 顾夏铭,陈勇民,潘士远.经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J].经济研究,2018(2):109–123.
[8] 胡刘芬,周泽将.宏观经济政策不确定背景下企业杠杆操纵决策研究[J].当代财经,2024(12):83–97.
[9] 江伟,孙源,胡玉明.客户集中度与成本结构决策——来自中国关系导向营商环境的经验证据[J].会计研究,2018(11):70–76.
[10] 孔祥贞,覃彬雍,刘梓轩.融资约束与中国制造业企业出口产品质量升级[J].世界经济研究,2020(4):17–29.
[11] 李凤羽,史永东.经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J].管理科学学报,2016(6):157–170.
[12] 李凤羽,杨墨竹.经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J].金融研究,2015(4):115–129.
[13] 李建军,韩珣.非金融企业影子银行化与经营风险[J].经济研究,2019(8):21–35.
[14] 李增福,陈俊杰,连玉君,等.经济政策不确定性与企业短债长用[J].管理世界,2022(1):77–89.
[15] 李之旭,彭水军.全球价值链风险暴露与需求冲击传递——一个统一的分析框架[J].经济研究,2025(1):39–55.
[16] 毛其淋.贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口?[J].经济研究,2020(2):148–164.
[17] 倪红福,钟道诚,彭思仪.外资视角下的中国产业链风险分析[J].中国社会科学,2025(7):165–184.
[18] 乔桂明,李梓旗.贸易政策不确定性、股权质押与企业风险——基于3453家上市企业数据的验证[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2021(6):105–114.
[19] 沈国兵.美国供应链政策战略调整与中国应对[J].人民论坛・学术前沿,2023(3):78–85.
[20] 沈小波,陈语,林伯强.技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J].经济研究,2021(2):157–173.
[21] 王超,余典范,龙睿.经济政策不确定性与企业数字化——垫脚石还是绊脚石?[J].经济管理,2023(6):79–100.
[22] 王劲松,余韵.武文慧.我国省域金融稳定指数构建、时空变化与政策研究[J].经济问题,2023(9):60–69.
[23] 王义中,宋敏.宏观经济不确定性、资金需求与公司投资[J].经济研究,2014(2):4–17.
[24] 巫强,姚雨秀.企业数字化转型与供应链配置：集中化还是多元化[J].中国工业经济,2023(8):99–117.
[25] 吴限.突破价值链网络化制裁——企业结构性权力与中美中间品贸易[J].世界经济与政治,2024(8):69–98.
[26] 许和连,王海成.最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究[J].世界经济,2016(7):73–96.
[27] 颜忠宝,张跃化.贸易政策不确定性如何影响出口企业经营风险?[J].南京财经大学学报,2024(2):89–98.
[28] 战相岑,荣立达,张峰.经济政策不确定性与垂直整合——基于供应链视角的传导机制解释[J].财经研究,2021(2):49–63.

[29] 赵萌,叶莉.经济政策不确定性、融资约束与企业税收规避行为[J].中央财经大学学报,2020(2):67–78.
[30] 周晶晶,赵增耀.东道国经济政策不确定性对中国企业跨国并购的影响——基于二元边际的视角[J].国际贸易问题,2019(9):147–160.
[31] Boubakri, N., J. C. Cosset, and W. Saffar,“The Role of State and Foreign Owners in Corporate Risk–taking: Evidence from Privatization”, *Journal of Financial Economics*, 2013, 108(3):641–658.
[32] Chang, C. L., J. Llomäki, H. Laurila, et al.,“Long Run Returns Predictability and Volatility with Moving Average”, *Risks*, 2018, 6(4):105.
[33] Chen, C. J., and C. Yu,“FDI, Export and Capital Structure”, *Management International Review*, 2011(3):295–320.
[34] Comin, D., and S. Mulani,“Diverging Trends in Aggregate and Firm Volatility”, *Review of Economics and Statistics*, 2003, 88(2):374–383.
[35] Crowley, M., N. Meng, and H. Song,“Tariff Scares: Trade Policy Uncertainty and Foreign Market Entry by Chinese Firms”, *Journal of International Economics*, 2018, 114: 96–115.
[36] Dell, M.,“The Persistent Effects of Peru's Mining Mita”, *Econometrica*, 2010, 78(6):1863–1903.
[37] Ghaly, M., V. Anh Dang, and K. Stathopoulos,“Cash Holdings and Labor Heterogeneity: The Role of Skilled Labor”, *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(10):3636–3668.
[38] Guiso, L., and G. Parigi,“Investment and Demand Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(1):185–227.
[39] Kahn, J. A., and S. J. Davis,“Interpreting the Great Moderation: Changes in the Volatility of Economic Activity at the Macro and Micro Levels”, *Journal of Economic Perspectives*, 2008, 22(4):55–180.
[40] Lepetit, L., and F. Strobel,“Bank Insolvency Risk and Z–score Measures: A Refinement”, *Finance Research Letters*, 2015,13(5):214–224.
[41] Suh, H., and J. Y. Yang,“Global Uncertainty and Global Economic Policy Uncertainty: Different Implications for Firm Investment”, *Economics Letters*, 2021, 200.
[42] Van Vo, L., and H. T. T. Le,“Strategic Growth Option, Uncertainty, and R&D Investment”, *International Review of Financial Analysis*, 2017, 51: 16–24.

【作者简介】朱克朋：安徽工业大学商学院副教授，硕士生导师，经济学博士。研究方向：国际经济。
杨丽容（通信作者）：安徽工业大学商学院硕士研究生。研究方向：国际贸易。

The Impact of U.S. Demand Uncertainty for Chinese Intermediate Goods on Corporate Operational Risk in China: An Empirical Study Based on A-Share Listed Companies in the Context of Global Industrial Chains

ZHU Ke-peng & YANG Li-rong

(Business School, Anhui University of Technology, Ma'anshan 243032, Anhui, China)

Abstract: Against the backdrop of restructuring global value chains and the complex, volatile economic and trade relations between China and the United States, U.S. demand for Chinese intermediate goods exhibits high uncertainty, profoundly affecting the operational security of Chinese enterprises. Using multi-regional input-output tables from 2012-2024 and data on Chinese A-share listed companies, this study measures the uncertainty of U.S. demand for Chinese intermediate goods and empirically examines its impact on corporate operational risk in China. The findings reveal that uncertainty in U.S. demand for Chinese intermediate goods significantly increases the operational risk of Chinese enterprises. This effect operates through three channels: reducing asset turnover, tightening trade credit, and raising administrative expense ratios. A higher proportion of overseas income amplifies the impact, whereas cash holdings serve as an effective buffer. The adverse effects are more pronounced among non-state-owned enterprises, firms in western China, and those with higher dependency on supply to the U.S. market. Accordingly, it is recommended to establish a cross-departmental industrial chain risk monitoring and early-warning system, formulate more targeted and differentiated policies, and encourage enterprises to strengthen resilience building and construct multi-dimensional risk defenses.

Keywords: intermediate goods demand; demand uncertainty; corporate operational risk; global industrial chains

（责任编辑：任思雨）