



数量经济技术经济研究

Journal of Quantitative & Technological Economics

ISSN 1000-3894, CN 11-1087/F

《数量经济技术经济研究》网络首发论文

题目： 外部需求变化与中国企业出口市场调整
作者： 魏浩，涂悦
DOI： 10.13653/j.cnki.jqte.20230913.004
网络首发日期： 2023-09-14
引用格式： 魏浩，涂悦. 外部需求变化与中国企业出口市场调整[J/OL]. 数量经济技术经济研究. <https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.20230913.004>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

外部需求变化与中国企业出口市场调整

魏浩 涂悦*

摘要: 出口市场调整及其优化是出口稳定发展的重要保障。本文详细分析了中国企业出口市场组合的动态调整特征,重点考察了外部需求变化对企业出口市场调整的影响及其机制。研究发现:(1) 不管是企业-产品层面,还是企业层面,每年出口市场个数变动幅度都较小,但是,每年出口市场组合调整幅度都较大,出口市场新增和出口市场退出现象十分频繁,在企业-产品层面尤其突出。(2) 外需减弱对出口市场组合调整的影响主要表现为,显著增加了出口市场退出,但是,对出口市场新增的影响不显著,影响机制分析表明,外需减弱会通过流动性约束机制不利于企业新增出口市场,会通过产能配置机制、风险分散动机有利于企业新增出口市场。(3) 外需减弱对一般贸易企业、出口高质量产品企业、民营企业、大中型出口企业的出口市场净新增负面影响较大。本文的政策启示是,当面临外需减弱时,国家要加大对出口企业的支持,帮助企业积极开拓新市场、避免轻易放弃既有出口市场,密切监测出口市场之间的需求联动性,充分发挥出口转内销“避风港”和“蓄水池”的双重战略性作用。

关键词: 外部需求 出口市场新增 出口市场退出 寒蝉效应

中图分类号: F752.62 **文献标识码:** A

一、引言

企业多元化的出口市场组合是推动出口增长、促进出口市场扩张、缓解出口波动以及提高定价权的重要手段(Buch等,2009;Kramarz等,2020)。根据贸易边际理论,出口市场与出口产品是企业内部边际调整的两个重要维度,是企业重新配置资源以应对外部冲击的两种方式(Bernard等,2011;毛其淋和钟一鸣,2023),出口市场多元化属于出口市场边际的调整和优化。已有研究发现,相较于引入新产品,拓展新市场是企业内部扩展边际的主要驱动力量,企业在市场层面的边际调整比在产品层面的边际调整更容易,面临的风险也相对更小,更有利于企业应对外部不确定冲击(Cadot等,2013;De Sousa等,2020;魏浩和王超男,2022)。由此可见,在面对外部冲击时,出口市场边际的调整可能比产品边际的调整更加重要,关于出口市场调整的研究亟待推进。

从中国的现实情况来看,出口市场多元化战略是国家推动出口稳定增长的长期重要战略,自“七五”时期,历次五年规划纲要、多年政府工作报告中都有强调。当前,国际政治经济形势复杂,世界经济衰退风险上升,外部环境不确定性加大,世界经济和贸易增长动能减弱,中国外贸发展面临的外部环境极其严峻,2023年2月份,中国商务部明确指出,外需走弱、订单下降已经成为中国外贸领域的主要矛盾^①。事实上,外部需求变化一直是中国出口面临的挑战。

魏浩,教授,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:weihao9989@163.com; *涂悦(通讯作者),博士研究生,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱:tuyue711@163.com. 本文是国家社科基金重大项目“积极扩大进口对加快构建新发展格局的影响与对策研究”(23ZDA050)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

^① 《国务院新闻办发布会介绍 2022 年商务工作及运行情况》,中国政府网,2023 年 2 月 3 日,网址:https://www.gov.cn/xinwen/2023-02/03/content_5739888.htm?eqid=a78e0b240003d8c900000003645b6215

具体来看，外需增速在 2000-2008 年间，除 2001 年有大幅下降之外，整体呈现从快速上升到平稳增长的态势。但是，在 2009 年，外需增速急剧下降，2010 年短暂反弹后，2011 年又开始回落，此后则基本呈现出下降、上升循环变动的趋势，并且，从 2012 年到 2022 年的十一年间，除 2021 年之外，外需增速整体保持较低甚至为负的水平。可见，自从 2008 年以来，外部需求减弱的问题已经成为中国出口面临的长期问题（陈开彬和赵扶杨，2023），国家政府对此给予了高度的重视^①。

在外需减弱的背景下，如何帮助企业稳定既有市场并有效拓展新出口市场，已经成为中国外贸工作当前的关键任务和中国政府长期关注的重大现实问题。党的二十大报告强调，要注重维护多元稳定的国际经济格局和经贸关系。“十四五”规划指出，要注重“优化国际市场布局，引导企业深耕传统出口市场、拓展新兴市场”。《“十四五”对外贸易高质量发展规划》中关于中国对外贸易发展重点任务中第一条即指出，要优化国际市场布局，进一步优化出口市场，引导企业开拓一批重点市场。2023 年 4 月国务院常务会议强调，“要实施好稳外贸政策组合拳，帮助企业稳订单拓市场”，“想方设法稳住对发达经济体出口，引导企业深入开拓发展中国家市场和东盟等区域市场”。2023 年 4 月 11 日，国务院办公厅印发的《关于推动外贸稳规模优结构的意见》，也将“强化贸易促进拓展市场”放在了首要位置。在此背景下，本文拟深入研究外部需求变化对中国出口企业出口市场调整的影响，厘清其内在机制，为优化企业出口市场布局以及推动中国外贸稳定发展提供有益参考和政策启示。

从理论上来看，外部需求变化会对企业的出口市场多元化的影响存在不同的机制。以外需减弱为例，一方面，从企业客观能力上看，外需减弱通过加剧流动性约束（Berman, 2015），使企业出口市场拓展的客观能力受到负面影响，因而不利于出口市场多元化的实现；并且，外需减弱还可能会改变企业产能配置，促使企业出口转内销（Bricongne 等, 2012; Erbahar, 2020），进而通过市场间关联促进或者抑制企业的出口市场拓展。另一方面，从企业主观策略上看，外需减弱可会强化企业的风险分散动机，增强企业多元化出口市场的主观意愿（Esposito, 2022），倒逼企业拓展新的出口市场，因而有利于企业实现出口市场多元化。那么，在现实中，这些影响机制是否都存在？哪些效应会占据主导地位？深入研究这些问题对帮助企业有效应对外部需求收缩、优化出口市场布局以及维持出口稳定具有重要意义。

有鉴于此，基于中国 2000-2016 年高度细化的大数据，从中国出口企业-产品层面和中国出口企业层面两个层面，本文揭示了企业出口市场个数分布及市场组合动态调整的特征，实证检验了外部需求变化对企业出口市场组合调整的影响，并创新性地从企业的市场调整能力和调整意愿两个视角，重点探讨了外需变化对企业出口市场调整的作用机制。研究发现：（1）中国企业-产品层面和企业层面每年的出口市场组合调整幅度都较大，市场新增和市场退出现象十分频繁，在企业-产品层面尤其突出；（2）外需减弱会显著降低中国企业-产品层面和中国企业层面的出口市场净新增率，而净新增率的下降主要是由出口市场退出率增加而非出口市场新增率减少引起的；（3）外需减弱主要通过加剧流动性约束、促进产能配置以及强化风险分散动机三种机制，影响企业的出口市场调整行为。

本文的研究主要与两支文献密切相关：一是企业出口动态的研究，二是外部需求变化对出

^① 2008-2023 历年《政府工作报告》和“十二五”、“十三五”“十四五”规划等文件，都多次指出外部需求减弱的问题。

口影响的研究，下面本文分别对这两支文献及本文的贡献进行述评。

第一，关于企业出口动态的研究。已有研究主要从企业自身和出口目的地两个角度，探究了企业出口市场动态调整的影响因素。其中，企业自身因素包括企业的生产率、流动性约束、中间品进口规模和种类等（Melitz, 2003; Manova, 2013; Feng 等, 2016）；出口目的地因素包括出口目的地的制度质量、贸易壁垒、不确定性等（Araujo 等, 2016; Fitzgerald 等, 2018; De Sousa 等, 2020）。

本文主要从以下两个方面对这支文献进行拓展。**一方面**，基于出口市场相互影响的假设，从出口市场组合的角度考察企业的出口市场动态。经典异质性企业贸易理论假设，各出口市场之间是相互独立的，企业在各市场的出口动态不会相互影响，因此，已有研究主要对企业在单个市场的出口动态进行了探讨（Melitz, 2003）。近年来，越来越多的学者开始关注各出口市场之间的关联性。从供给侧关联来看，Albornoz 等（2016, 2023）认为，企业进入各出口目的市场需要承担一部分共同的沉没成本和固定成本，因而企业在各出口目的地的进入退出决策是相互关联的。从需求侧关联来看，Esposito（2022）指出，出口市场与其他市场之间的需求关联是影响企业出口市场选择的重要因素。由此可见，企业在不同出口市场的动态是相互影响的，企业的出口市场调整行为更可能是基于市场组合的综合考虑。然而，目前从出口市场组合调整角度探究企业出口动态的相关研究还较少，也不够深入。例如，Lawless（2009）考察了企业出口市场组合个数的变动特征，忽略了出口市场组合本身的变动程度。Amador 和 Opromolla（2013）、Lawless 等（2019）虽然揭示了企业的出口市场组合动态调整情况，但是，研究仍然停留在描述性统计层面，没能对企业的出口市场调整机制进行更为深入的探讨。本文拟基于出口市场相互影响的前提假设，从出口市场组合的角度研究企业出口市场调整情况，并分析其内在机制，弥补已有研究的不足。**另一方面**，综合企业出口市场调整的客观能力和主观意愿，对企业出口市场调整机制进行研究。已有研究主要基于异质性企业贸易理论，考察了生产率、流动性约束等影响企业进入退出的客观因素，然而，企业的主观意愿或者主观策略也可能是影响企业出口市场调整的重要原因（Esposito, 2022; Crozet 等, 2021）。在出口动态的相关理论中，进入不同出口市场需要支付的固定成本不同，企业会根据自己的客观能力，先进入固定成本较低的出口市场，再进入固定成本较高的出口市场，即遵循出口目的地阶梯制度。然而，现实中，企业的出口并不严格遵循目的地阶梯制度（Lawless, 2009; Eaton 等, 2011），这表明企业虽然有能力和某些固定成本较低的市场，但是，基于主观意愿或策略选择，并不会选择出口到这些市场，间接反映了主观意愿对企业出口市场决策的重要影响。目前，很少有研究将客观能力和主观意愿因素同时纳入研究框架，考察二者如何影响企业出口市场决策。本文则拟弥补这一不足，以期更加全面地解释企业进行出口市场调整的内在机理。

第二，关于外部需求变化对出口影响的研究。这支文献主要考察了外部需求变化对企业出口行为、出口绩效或出口企业整体绩效的影响。唐宜红和林发勤（2012）基于随机动态均衡模型研究发现，外部需求冲击是影响中国出口波动的重要因素。钟腾龙和余淼杰（2020）基于中国出口企业数据研究表明，外部需求变化对采取质量竞争和成本竞争策略的多产品企业的出口行为存在差异化影响。Mayer 等（2021）、Aghion 等（2022）、Panon（2022）基于法国制造业出口企业的数据，分别研究了外需冲击对企业出口产品组合调整、出口企业创新和出口企业劳动市场份额的影响，重点分析了外需冲击带来的市场规模扩大效应和竞争效应。此外，

Fornero 等（2020）和 Chen 等（2021）分别发现，与汇率冲击和利率冲击相比，企业的出口受外需冲击的影响更大。

在这支文献中，关于外部需求对企业市场调整影响的研究与本文的研究最为相关。Berman 等（2015）、Erbahar（2020）研究发现，正向外需冲击在增加企业出口的同时，也会缓解企业融资约束、提高企业生产效率，从而促进企业在国内市场的销售，使得出口市场和国内市场之间存在互补关系；Vannoorenbergh（2012）研究发现，外需减弱会促使出口企业减少出口，增加国内市场的销售，出口市场和国内市场之间存在替代关系。以上研究为我们理解外部需求变化对企业市场调整策略的影响提供了有益的启示。然而，面对外部需求变化，企业除了在出口市场和国内市场之间进行调整，也可能在出口市场内部即不同出口市场之间进行调整。因此，本文拟在已有研究基础上，进一步探究外部需求对企业不同出口市场之间调整的影响。

与已有文献相比，本文的边际贡献是：（1）已有关于出口市场动态的研究主要从单个出口市场视角展开，本文则是基于企业各出口市场之间相互影响的假设，从企业出口市场组合变动的角度进行研究，有利于更全面地反映企业出口市场的动态调整特征，也有利于弄清楚外部需求变化对出口市场净新增的影响，主要是来自出口市场新增还是来自出口市场退出的变动。并且，本文同时考察了企业层面和企业-产品层面出口市场组合调整情况，不仅细化了现有的研究层次，还排除了单纯由于产品调整引致市场调整的渠道。（2）本文对外需变化影响企业出口市场调整的理论机制进行了详细探讨，同时考虑了客观能力和主观意愿因素，有利于揭示企业的出口市场多元化受阻主要是由于企业缺乏内在动力，还是缺乏客观条件，丰富和完善了相关机制分析，这对已有文献是一个重要补充，具有重要的理论和现实意义。（3）在当前外需走弱、订单下降的背景下，维持出口市场稳定和拓展新兴出口市场成为中国外贸工作的重要任务。本文的研究揭示了外需减弱背景下稳住既有出口市场的重要性，强调了出口市场之间需求的联动性，证实了内销增加对企业出口市场拓展的促进作用，为政府在外需减弱背景下帮助企业有效拓展出口市场和优化国际市场布局进而推动出口稳定发展，提供了重要的启示和政策参考，也为积极推动国内国际双循环相互促进等国家重要战略部署提供了经验支持。

本文以下部分的结构安排是：第二部分是外部需求影响企业出口市场调整的理论分析，第三部分是特征事实，第四部分是模型设定与实证分析，第五部分是影响机制的检验，第六部分是拓展性分析，最后是本文的结论与启示。

二、外部需求影响企业出口市场调整的理论分析

本文主要从流动性约束、产能配置和风险分散三个机制，分析了外部需求对企业出口市场调整的影响。具体分析如下：

（一）流动性约束机制

外部需求变化可能会通过改变企业的流动性约束水平，进而影响企业的出口市场调整。流动性约束是影响企业进入和拓展出口市场的重要因素（Forlani, 2010; Chaney, 2016）。企业在进入和拓展出口市场时，为了收集当地市场信息、建立销售网络、调整产品生产标准等，需要支付较大金额的沉没成本和固定成本（Das 等，2007）。拥有充足现金流的企业能够成功进入出口市场，并进一步拓展出口市场范围（Forlani, 2010）。而面临流动性约束的企业由于无法支付拓展新出口市场和深耕旧市场的成本（Manova 等，2015），会减少出口市场新增，增加出口市场退出，进而减少出口市场净新增。此外，企业还可能会因为流动性约束加剧而缩减

出口产品范围 (Manova, 2013), 进而可能导致企业的出口市场范围也相应减少, 不利于企业的出口市场拓展。外部需求变化可能会改变企业的流动性约束 (Berman 等, 2015), 进而影响企业的出口市场调整。具体来看, 当外部需求强劲时, 企业在既有市场的出口收入和现金流通常也会随之提升, 有利于缓解流动性约束, 提高企业拓展新的出口市场和在既有出口市场的存活; 当外部需求减弱时, 企业在既有出口市场的订单可能下降, 出口收入降低, 现金流减少, 流动性约束加剧, 不利于企业拓展新出口市场和维持既有出口市场的稳定, 出口市场净新增可能降低。

(二) 产能配置机制

外部需求变化会促使企业重新进行产能配置, 并通过市场间关联影响企业的出口市场调整。传统企业异质性贸易理论假定企业的边际生产成本不变, 企业在不同市场之间的销售是独立的^① (Melitz, 2003)。但是, 在现实中, 由于短期内要素市场存在刚性, 企业的生产和出口受制于产能约束, 因而企业在各市场之间的销售更可能是相互关联的, 存在此消彼长的关系 (Almunia 等, 2021)。基于这一推断, 企业在外需发生变化时, 可能会重新进行产能配置, 具体包括以下两种情形。(1) 既有出口市场与潜在出口市场之间的产能配置。在外需减弱时, 企业在既有出口市场的出口规模可能会减少, 产能约束得到缓解, 可能促使企业从既有出口市场转向潜在出口市场, 即转换出口市场, 以寻找新的市场机会, 进而同时提高出口市场新增和出口市场退出, 对出口市场净新增影响则不确定。反之, 外需强劲可能促使企业深耕既有市场, 进而同时降低出口市场新增和市场退出, 对出口市场净新增影响同样不确定。(2) 出口市场与内销市场之间的产能配置。外需减弱使得企业的产能约束得到缓解, 企业可能会选择将出口市场释放的产能转向国内市场, 即出口转内销 (Bricongne 等, 2012; Erbahar, 2020), 因而减少了企业拓展新出口市场和维持既有市场的资源, 降低了出口市场新增, 提高了出口市场退出, 不利于出口市场净新增。反之, 强劲的外部需求可能促使企业将产能从国内市场转向出口市场, 有利于企业拓展新出口市场和在既有出口市场的存活, 促进出口市场净新增。

(三) 风险分散机制

外部需求变化会影响企业通过调整出口市场组合以分散风险的主观意愿, 进而影响企业调整出口市场的行为。通常来说, 当来自既有出口市场的需求强劲时, 企业的主要目标是追求利润最大化, 风险分散动机较弱, 倾向于在既有市场进行深耕, 调整出口市场的主观意愿较弱; 当来自既有出口市场的需求减弱时, 企业的风险规避意识增强, 维持出口稳定的意愿提升。由于多元化的出口市场组合有助于分散市场风险, 保持出口稳定 (Caselli 等, 2020), 企业实施出口市场多元化战略的主观意愿增强 (Decker 等, 2016; Esposito, 2022)。这类似于金融领域里通过分散投资以规避风险和减缓冲击的资产组合效应。此时, 企业会更积极地拓展新市场, 减少既有市场的退出, 推动出口市场净新增。然而, 企业分散风险的动机还可能受到寒蝉效应 (Vandenbussche 和 Zanardi, 2010) 的影响^②。具体来看, 当外需减弱时, 如果既有市场普遍面临外需减弱的情况, 寒蝉效应可能使得企业更加保守和谨慎, 削弱企业通过市场多元化来分

^① 在边际成本不变的假定下, 企业在一个市场的产量发生变化, 并不会改变企业的边际成本, 因而不会影响企业在其他市场的销售, 各市场相互独立。

^② “寒蝉效应”源于法律用语, 贸易领域的“寒蝉效应”是指贸易限制在市场之间或产品之间的溢出效应。例如, 企业在 M 市场的出口受阻可能使企业在其他市场的出口也减少, 或者企业在产品 G 上的出口受阻使企业对其产品的出口也减少。

散风险的动机，而更倾向于将出口集中在少量相对安全的市场，以此规避风险。此时，企业不敢轻易新增出口市场，并会退出一些风险较高的市场，因而，企业更倾向于减少出口市场新增，增加出口市场退出，使得出口市场净新增也相应减少。

根据以上分析，可以看到，外部需求变化对企业出口市场调整的影响存在多种机制，总的影 响结果是不确定的，需要通过实证检验进行确定。并且，外部需求变化对企业新增市场和退出市场的影响并不是简单的相反关系，需要分别进行实证检验。

三、出口市场调整的特征事实

（一）企业-产品层面和企业层面的出口市场个数情况

关于中国出口企业-产品层面和出口企业层面的市场个数分布情况，首先，从时间趋势上看，中国企业-产品层面的出口市场个数在样本期间平均为 2.55 个，且变动幅度较小，平均个数在样本期间仅增加了 0.6 个。企业层面的出口市场平均个数分别从 2000 年的 6.81 增加到 2008 年的 9.09，再分别下降到 2016 年的 7.94，可见，企业层面的出口市场个数在样本期间也只有小幅增长，但增幅略高于企业-产品层面。其次，从不同层面出口市场个数的差异看，企业-产品层面的出口市场个数均小于企业层面，这间接说明出口企业层面的出口多市场现象部分是由于企业出口多产品引起的^①。

（二）企业-产品层面和企业层面出口市场调整情况

本文借鉴已有文献关于产品调整指标的构建方法（Broda 和 Weinstein, 2010; Iacovone 和 Javorcik, 2010），分别在企业-产品层面和企业层面构建了出口市场新增率（*add*）、出口市场退出率（*drop*）、出口市场净新增率（*net*）、出口市场变动率（*total*）指标，具体公式如下：

$$\begin{aligned}
 add_{fpt} &= \frac{N_{j \in J_{fpt}} - N_{j \in J_{fpt} \cap J_{fpt-1}}}{(N_{j \in J_{fpt}} + N_{j \in J_{fpt-1}}) / 2} & (1) & \quad drop_{fpt} = \frac{N_{j \in J_{fpt-1}} - N_{j \in J_{fpt} \cap J_{fpt-1}}}{(N_{j \in J_{fpt-1}} + N_{j \in J_{fpt}}) / 2} & (2) & \quad net_{fpt} = add_{fpt} - drop_{fpt} & (3) & \quad total_{fpt} = add_{fpt} + drop_{fpt} & (4) \\
 add_f &= \frac{N_{j \in J_f} - N_{j \in J_f \cap J_{f-1}}}{(N_{j \in J_f} + N_{j \in J_{f-1}}) / 2} & (5) & \quad drop_f = \frac{N_{j \in J_{f-1}} - N_{j \in J_f \cap J_{f-1}}}{(N_{j \in J_{f-1}} + N_{j \in J_f}) / 2} & (6) & \quad net_f = add_f - drop_f & (7) & \quad total_f = add_f + drop_f & (8)
 \end{aligned}$$

其中，下标 f 、 p 、 t 、 j 、 J 分别表示企业、产品、年份、出口市场和出口市场集合， \cap 表示共同出口市场集合， N 表示出口市场的个数。 $N_{j \in J_{fpt}}$ 、 $N_{j \in J_f}$ 分别表示企业-产品 fp 、企业 f 在 t 年出口市场的总个数， $N_{j \in J_{fpt} \cap J_{fpt-1}}$ 、 $N_{j \in J_f \cap J_{f-1}}$ 分别表示企业-产品 fp 、企业 f 在 $t-1$ 年和 t 年两年间持续出口市场的总个数。出口市场新增率（ add_{fpt} 或 add_f ）反映企业-产品或企业的出口市场新增强度，出口市场退出率（ $drop_{fpt}$ 或 $drop_f$ ）反映企业-产品或企业的市场退出强度。在此基础上，本文进一步采用出口市场新增率与出口市场退出率之差作为出口市场净新增率（ net ），反映企业出口市场的净变动强度；采用出口市场新增率与出口市场退出率之和作为出口市场总变动率（ $total$ ），反映企业出口市场的总调整强度。

此外，需要说明的是，对于出口市场新增率和出口市场退出率的分子，本文借鉴 Davis 和 Haltiwagner（1992）的做法，采用 $t-1$ 年、 t 年两年出口市场个数的平均值，使得相应市场新增率和市场退出率指标具有有界性、以零为对称等优势，这一方法目前在文献中得到广泛应用

^① 如果每个企业只出口一个产品，那么企业-产品层面和企业层面的出口市场个数就应相同。如果前者小于后者，则说明企业出口多个产品。根据本文的统计，在样本期间，企业的平均出口产品个数接近 15 个，中位数为 3 个，验证了此推测。

(Bricongne 等, 2012; Mayer 等, 2021; Panon, 2022)。

表 1 呈现了样本期间中国企业-产品层面和企业层面的出口市场调整情况。无论是在企业-产品层面, 还是在企业层面, 出口市场个数的调整幅度都很小, 每年市场平均净新增率分别仅为 1.38% 和 3.12%。但是, 出口市场组合的变动幅度较大, 每年的平均变动率分别达到 79.26% 和 65.78%。这表明, 尽管企业出口市场总个数变动幅度较小, 但是, 出口市场国别发生了较大变化, 出口市场组合在不断更新。这也表明, 如果只关注出口市场的个数, 会掩盖出口市场组合的动态调整, 无法全面了解出口市场多元化的实现路径。

表 1 中国企业-产品和企业的出口市场调整情况 (单位: %)

年份	出口市场调整个数				出口市场调整率				
	#add	#drop	#net	#total	add	drop	net	total	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
企业-产品层面	2001	1.39	1.22	0.17	2.61	39.31	36.54	2.77	75.85
	2008	1.70	1.49	0.20	3.19	45.60	42.35	3.25	87.94
	2016	1.49	1.53	-0.05	3.02	34.96	36.00	-1.04	70.97
	平均	1.55	1.46	0.09	3.01	40.32	38.94	1.38	79.26
企业层面	2001	2.84	2.39	0.45	5.23	32.61	28.17	4.44	60.78
	2008	3.82	3.16	0.65	6.98	36.52	31.95	4.57	68.48
	2016	2.78	2.82	-0.05	5.60	32.23	31.95	0.28	64.18
	平均	3.26	2.99	0.26	6.25	34.45	31.33	3.12	65.78

资料来源: 根据 2000-2016 年中国海关数据库计算。

表 2 反映了中国企业-产品和企业调整出口市场的各类样本占比情况。无论是在企业-产品层面还是企业层面, 出口市场调整的现象均十分普遍, 平均来看, 分别占到各自样本总量的 66.67% 和 79.62%, 其中, 同时新增市场和退出市场 (双向调整) 的情况最为普遍。

表 2 中国企业-产品和企业调整出口市场的样本占比情况 (%)

类别	年份	未进行出口市场调整	进行出口市场调整								总计
			调整情况分解								
			只新增	只退出	同时新增、退出					合计	
					a.按调整程度分		b.按调整个数分				
完全变化	部分变化	新增>退出			新增<退出	新增=退出					
企业-产品层面	2001	34.08	14.84	11.81	16.77	22.49	14.06	11.26	13.94	39.26	65.91
	2008	29.26	11.44	12.24	22.68	24.38	15.81	15.67	15.58	47.06	70.74
	2016	36.49	11.76	12.42	15.15	24.18	12.97	13.38	12.98	39.33	63.51
	2001-2016 平均	33.33	12.53	11.91	18.72	23.51	14.53	13.40	14.30	42.23	66.67
企业层面	2001	25.91	18.24	12.05	2.96	40.84	21.57	14.59	7.64	43.80	74.09
	2008	18.53	12.54	14.35	4.15	50.43	21.57	23.84	9.16	54.58	81.47
	2016	21.18	13.58	13.83	4.71	46.70	20.96	20.13	10.32	51.41	78.82
	2001-2016 平均	20.38	14.38	13.01	3.98	48.26	23.03	19.76	9.44	52.24	79.62

资料来源: 根据 2000-2016 年中国海关数据库计算。

四、模型设定与实证分析

（一）模型设定

1、计量模型

为检验外部需求变化对中国企业-产品层面和中国企业层面出口市场调整的影响^①，本文参考 Mayer 等（2021）的方法，分别构建了企业-产品层面和企业层面的计量模型，具体如下：

$$Switch_{fpt} = \alpha_0 + \alpha_1 Demand_{fpt} + \mu_{fp} + \nu_{ft} + \gamma_{it} + \varepsilon_{fpt} \quad (9)$$

$$Switch_{ft} = \beta_0 + \beta_1 Demand_{ft} + \varphi_f + \lambda_t + \varepsilon_{ft} \quad (10)$$

其中， f 、 p 、 i 、 t 分别表示企业、产品、行业、年份。被解释变量 $Switch$ 表示出口市场调整的变量，具体包括出口市场新增率 (add)、出口市场退出率 ($drop$) 和出口市场净新增率 (net)。核心解释变量 $Demand$ 是衡量外部需求的变量。为控制不同层面因素对企业-产品层面和企业出口市场调整的影响，本文在式 (9) 中加入企业-产品、企业-年份、行业-年份固定效应，分别用 μ_{fp} 、 ν_{ft} 、 γ_{it} 表示，在式 (10) 中加入企业和年份固定效应，分别用 φ_f 、 λ_t 表示。

2、被解释变量

为了揭示出口市场的动态调整情况，本文分别从企业-产品层面和企业层面构建了三个反映出口市场调整 ($Switch$) 的指标，分别是出口市场新增率 (add)、出口市场退出率 ($drop$) 和出口市场净新增率 (net)，以此作为被解释变量，其中，出口市场净新增率 (net) 反映了企业出口市场范围的最终变化情况，直接影响企业的出口市场多元化水平，是本文最为关注的变量， add 和 $drop$ 则进一步反映了出口市场净新增的变化来源。

3、核心解释变量

对于核心解释变量 $Demand$ ，本文参考 Berman 等（2015）、Aghion 等（2022）、Mayer 等（2021）构建外部需求的办法，首先，求出各目的地在 t 年对某产品 p 的进口增长率，再分别求出企业-产品层面和企业层面的外部需求指标 $Demand_{fpt}$ 和 $Demand_{ft}$ 。具体公式如下：

$$growth_{jpt}^{IMP} = \frac{IMP_{jpt} - IMP_{jpt-1}}{(IMP_{jpt} + IMP_{jpt-1}) / 2} \quad (11); \quad Demand_{fpt} = \overline{growth_{jpt}^{IMP}} \quad (12); \quad Demand_{ft} = \overline{Demand_{fpt}} \quad (13)$$

其中， j 表示出口目的地（进口国）， IMP_{jpt} 和 IMP_{jpt-1} 分别表示 j 国在 t 年和 $t-1$ 年对产品 p 的进口金额， $growth_{jpt}^{IMP}$ 表示在 j 国在第 t 年对产品 p 的进口增长率。式 (12) 和式 (13) 的上划线表示对变量取均值。

本文在构建外部需求指标时进行了三点处理，以缓解内生性问题：第一，本文选用企业在上一期出口目的地，而不是当期出口目的地。第二，本文在将外需变化加总到企业-产品层面和企业层面时，参考 Mayer 等（2021）的做法，采用简单平均的方法，以避免出口市场组合调整对出口份额权重的反向影响。第三，在计算进口增长率时，本文参照 Berman 等（2015）的做法，剔除了 j 国第 t 年对产品 p 总进口中来自中国的部分。

4、数据说明

^① 只对企业层面的数据进行估计，无法解释企业的市场变化是由企业内部既有产品的市场变动造成，还是产品的进入退出造成的。而只对企业-产品层面的数据进行估计，则无法反映产品的进入和退出对企业整体市场调整的影响。所以，本文同时估计企业-产品层面和企业层面的市场变动情况，有助于更全面清晰地揭露企业和企业-产品的内在市场动态变化情况。

本文实证分析的样本数据来源于 2000-2016 年中国海关数据库。这一数据包含了企业名称、出口产品的 HS 编码、出口数量、金额、出口目的地、贸易方式、交通运输方式等信息。本文根据企业-产品-出口目的地的交易数据，依次汇总到企业-产品（HS6 位码）和企业层面，再分别统计出企业-产品层面和企业层面的出口市场调整情况。各国进口数据来自 CEPII BACI 2000-2016 年 HS6 位码国际贸易数据。首先，本文计算出国家-产品层面的进口增长率（不含中国），然后，与企业-产品-出口目的地数据进行匹配，再依次汇总到企业-产品层面和企业层面，分别得到企业-产品层面和企业层面的外部需求数据。

（二）实证分析

1、基准回归结果

表 3 汇报了基准回归结果。可以看到，无论是在企业-产品层面，还是在企业层面，出口市场新增率（*add*）作为因变量时，*Demand* 的系数均不显著，但是，出口市场退出率（*drop*）和出口市场净新增率（*net*）作为因变量时，*Demand* 的系数均显著。结合现实背景，本文更关注外需减弱对企业出口市场调整行为的影响，因此，下文主要以外需减弱（*Demand* 减小）为例，对回归系数的含义进行分析。表 3 各列结果表明，外需减弱，对企业-产品或企业的出口市场新增没有显著影响，但是，会显著提高企业-产品或企业的出口市场退出率，并显著降低出口市场净新增率。也就是说，外需减弱所导致的出口市场净新增率的减少，主要是由于出口市场退出的增加而不是出口市场新增的减少造成的。这一结论与 Bricongne 等（2012）对法国出口企业的考察发现类似，他们的研究也发现，金融危机时期，企业的市场新增没有显著变化，但是，企业的出口市场退出大大增加。

进一步，本文对回归系数进行标准化后，发现外需变化对企业层面出口市场退出率和出口市场净新增率的影响分别是企业-产品层面相应影响的 2.23 倍和 2.30 倍，这表明外需变化对企业层面出口市场调整的影响程度大于企业-产品层面。其原因可能是，企业层面的出口市场调整不仅包括企业-产品层面的出口市场调整，还包括产品的新增和退出，因而企业层面的出口市场调整幅度更大。

表 3 基准回归结果

变量	企业-产品层面			企业层面		
	(1) <i>add</i>	(2) <i>drop</i>	(3) <i>net</i>	(4) <i>add</i>	(5) <i>drop</i>	(6) <i>net</i>
<i>Demand</i>	-0.000 (0.000)	-0.004*** (0.000)	0.004*** (0.001)	0.001 (0.002)	-0.011*** (0.001)	0.013*** (0.002)
常数项	0.385*** (0.000)	0.370*** (0.000)	0.015*** (0.000)	0.340*** (0.000)	0.310*** (0.000)	0.030*** (0.000)
企业-年份固定	是	是	是	否	否	否
企业-年份固定	是	是	是	否	否	否
行业-年份固定	是	是	是	否	否	否
企业固定	否	否	否	是	是	是
年份固定	否	否	否	是	是	是
样本量	14890393	14890393	14890393	2396317	2396317	2396317
R^2	0.576	0.567	0.362	0.350	0.347	0.166

注：括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误，***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

2、稳健性检验

本文进一步采取更换指标衡量方式、改变样本、排除其他渠道影响等方式进行稳健性检验，具体如下：（1）更换外部需求指标的构建方式。本文根据公式 $growth_{jpt}^{IMP} = \Delta \ln IMP_{jpt} - \Delta \ln IMP_{jpt-1}$ 计算各国进口增长率，进而分别得到企业-产品层面和企业层面新的外部需求指标，重新进行回归。（2）剔除特定样本。在出口目的地具有较大市场份额的中国企业或企业-产品，通常具有较大的市场势力，可能产生反向因果问题。本文参考 Berman 等（2015）、Panon 等（2020）的处理方法，在基准回归样本中分别剔除了在出口市场份额超过 1% 的中国出口企业-产品或企业样本，重新进行回归。（3）排除贸易转向效应。基准回归使用各国从中国之外的其他国家进口的增长作为中国面临的外部需求，能够一定程度上缓解内生性问题，然而，从其他国家的进口增长也有可能是因为进口国发生了贸易转向效应（trade diversion effect, Bown 和 Crowley, 2007），即减少了从中国的进口，增加了从其他国家的进口。在这种情况下，当本文构建的外部需求指标的数值增加时，中国出口企业反而面临外需减弱，导致回归结果存在偏误。由于中国与印度、越南和墨西哥三个国家的出口结构较为相似^①，各国在发生贸易转向时，有较大可能将从中国的进口转向这三国，因此，为了缓解贸易转向效应的干扰，本文在测算各国进口需求时，剔除了各国从中国和这三个国家的进口，重新进行回归。（4）排除多产品出口企业在产品集约边际调整的影响。由于单一产品企业不存在在产品集约边际的调整，本文只以单一出口产品企业为样本进行回归。（5）使用 2000-2016 年间持续出口的样本进行回归，以排除偶然出口的影响。（6）控制汇率渠道。参照李宏彬等（2011）的做法，本文分别构建了企业-产品和企业层面的实际有效汇率，并作为控制变量加入回归方程。（7）将聚类层次分别改为聚类到企业-年份层面或企业-产品层面。（8）使用 2000-2013 年海关与中国工业企业数据库匹配之后的样本。以上稳健性检验结果与基准回归结果均十分接近，表明了本文结果的稳健性。

3、内生性检验

本文进一步对研究的内生性问题进行分析和检验。首先，由于采取不同市场扩张策略的企业也可能反过来影响企业面临的外部需求水平，使得核心解释变量 *Demand* 的构成中，关于出口市场组合部分具有内生性，产生反向因果问题。其次，虽然中国单个企业的出口市场调整行为很难影响到某国进口需求的变化，前文也通过排除市场势力较大样本进行了稳健性检验，但是，在各国经济紧密联系的背景下，可能存在一些因素同时影响中国企业的出口市场调整和外国进口需求，使得核心解释变量 *Demand* 的指标构成中，关于进口国的进口需求部分具有内生性。为了缓解以上潜在的内生性关系，本文进一步采用移动份额法、工具变量法、倍差法等方式进行克服（董直庆等，2023），并重点对以 *net* 为被解释变量的模型进行内生性检验。

首先，为了克服出口市场组合的内生性问题，本文参考 Aghion 等（2022）、Panon（2022）的方法，采用移动份额法分别构建企业-产品和企业层面的外部需求指标，即 $Demand_{jpt} = \sum_j \frac{EXP_{jpt_0}}{EXP_{jpt_0}} \times growth_{jpt}^{IMP}$ 以及 $Demand_{jt} = \sum_{p,j} \frac{EXP_{jpt_0}}{EXP_{jpt_0}} \times growth_{jpt}^{IMP}$ 。其中，*EXP* 表示出口金额，*t*₀ 表示样本初期。回归结果参见表 4 第（1）-（2）列所示，可以看到，企业-产品和企业层面的回归系数与基准回归的显著性和符号均保持一致，表明结果的稳健性。

^① 印度、越南、墨西哥和中国都属于发展中国家，拥有丰富的廉价劳动力资源，并且，印度、越南与中国地理位置接近，同属亚洲国家，印度和中国还同属金砖国家，两国与中国的出口结构相似度都较高（万广华等，2008；欧阳晓等，2012）；墨西哥则是中国主要出口目的地美国的重要进口来源国，与中国在美国市场上出口商品结构类似，两国产品具有较强的替代关系。

其次, 本文采用工具变量法进行内生性检验。①为了缓解进口国进口需求的内生性问题, 本文参考 Berman 等 (2015) 的思路, 分别选取企业各出口目的地自然灾害受灾人数 (加 1 取对数) 和企业各出口目的地参与战争的情况 (若企业出口目的地市场中至少有一个目的地参与战争, 则赋值为 1, 否则为 0) 作为外部需求的工具变量。自然灾害相关数据来自 EM-DAT 数据库^①, 战争相关数据来自 ACT 数据库^②。由于自然灾害是国家层面的, 不针对具体产品, 本文仅对企业层面的回归采用这一方法进行内生性检验。②为了进一步缓解出口市场组合的内生性, 本文选取除企业之外的行业平均外部需求水平作为工具变量。表 4 第 (3) - (6) 列汇报了采用工具变量回归的结果。Cragg-Donald-Wald F 值远大于 10, 排除了弱工具变量假设, 且各列回归系数均显著为正, 与基准回归保持一致。

最后, 本文采用倍差法克服内生性问题。2008-2009 年金融危机时期, 外部需求锐减, 并且, 金融危机对中国企业而言具有较强的外生性, 因此, 本文以 2008-2009 年金融危机为准自然实验, 模型设定如下:

$$Net_{ip} = \delta_0 + \delta_1 Crisis_{ip} \times Post_t + \mu_{ip} + v_{it} + \gamma_{it} + \varepsilon_{ip} \quad (14)$$

$$Net_{it} = \theta_0 + \theta_1 Crisis_{it} \times Post_t + \mu_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中, 对于年份虚拟变量 $Post$, 我们将 2006-2007 年设定为金融危机前年份, $Post=0$, 2008-2009 年为金融危机后年份, $Post=1$ 。变量 $Crisis$ 是反映企业受金融危机影响程度大小的变量, 用企业在危机前出口金融危机国占比进行衡量, 金融危机国是指金融危机前后总进口额降幅低于样本中位数的国家。 $Crisis$ 越大, 表示企业-产品或企业受金融危机影响程度越大。表 4 第 (7) - (8) 列分别汇报了倍差法检验结果。 $Crisis \times Post$ 的系数显著为负, 表明金融危机时期, 企业出口市场净新增显著减少, 与基准回归中的结果相符。

表 4 内生性检验结果

变量	移动份额法		工具变量法				倍差法	
	企业-产品 (1) <i>net</i>	企业 (2) <i>net</i>	企业 (3) <i>net</i>	企业 (4) <i>net</i>	企业-产品 (5) <i>net</i>	企业 (6) <i>net</i>	企业-产品 (7) <i>net</i>	企业 (8) <i>net</i>
<i>Demand</i>	0.016*** (0.001)	0.027*** (0.002)	0.299*** (0.144)	0.330** (0.160)	0.048*** (0.003)	0.108*** (0.019)		
<i>Crisis</i> × <i>Post</i>							-0.063*** (0.002)	-0.155*** (0.004)
常数项	0.015*** (0.000)	0.030*** (0.000)					0.028*** (0.000)	0.115*** (0.002)
第一阶段回归			<i>Demand</i>	<i>Demand</i>	<i>Demand</i>	<i>Demand</i>		
自然灾害受灾人数			-0.001*** (0.000)					
是否参与战争				-0.010*** (0.001)				
外部需求行业均值					0.913*** (0.004)	0.794*** (0.011)		
Kleibergen-Paap rk Wald F			278.898	392.05	47173.10	4817.728		

① 数据网址: <https://public.emdat.be/data>

② 数据网址: <https://www.systemicpeace.org/inscrdata.html> 该数据库仅提供了 2000-2012 年期间的数据, 因此, 以出口目的国是否参与战争为基础构建工具变量进行内生性检验时, 样本有所减少。

Cragg-Donald Wald F			481.212	419.44	4.7e+05	29571.59		
样本量	14890393	2396317	2396317	1458769	14890082	396285	3068791	606395
R ²	0.362	0.166	0.322	0.383	0.410	0.460	0.420	0.358

注：每列估计所控制的固定效应与相应的基准回归部分控制的固定效应相同。其他同表 3。

五、影响机制的检验

（一）流动性约束机制的检验

由于流动性约束对出口市场拓展的影响在已有文献中已经得到大量证实，因此，参考江艇（2022）的思路，本文主要考察外部需求变化是否会引起企业流动性约束的变化。在文献中，企业的现金流通常被用以反映企业的流动性约束（Forlani, 2010）。为了稳健起见，本文采用两种方式衡量企业现金流，一是参考 Guariglia 等（2011）的方法，采用净利润加当期折旧进行衡量，二是参考孙灵燕和李荣林（2012）的做法，采用销售收入减去中间品投入成本以及税收额进行衡量。由于海关数据没有提供企业财务相关数据，本文使用中国工业企业数据库与海关匹配后的数据进行检验。同时，我们还利用工企数据库提供的信息，在回归中加入了企业年龄（对数）、企业生产率（工业总产值除以企业员工人数）、企业总规模（企业员工人数取对数）、资本劳动比等控制变量。表 5 汇报了相应的回归结果。可以看到，*Demand* 的系数均显著为正，表明当外需减弱时，企业的现金流会显著减少，企业的流动性约束加剧，进而可能对企业的出口市场拓展产生不利影响。

表 5 流动性约束机制的检验

变量	现金流（衡量方式1）		现金流（衡量方式2）	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Demand</i>	7.391*** (2.195)	6.715*** (2.180)	12.986*** (3.828)	10.1956*** (3.866)
常数项	0.867*** (0.001)	-77.436*** (10.590)	83.376*** (0.184)	-177.611*** (21.498)
控制变量	否	是	否	是
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	112286	112286	112286	112286
R ²	0.877	0.880	0.509	0.518

注：同表 3。

（二）产能配置机制的检验

本文采用中介效应的思路，考察外部需求变化引致的两种不同产能配置方式对企业出口市场调整的影响。具体如下：

首先，我们对既有出口市场与潜在出口市场之间的产能配置渠道进行检验。本文构建了反映企业在既有出口市场的出口规模的指标 *Existing*，采用企业在既有出口市场的出口额（加 1 取对数）表示。同时，本文将样本限定在纯出口企业，以检验出口市场之间的转换，排除出口转内销渠道的影响。根据表 6 第（1）列所示的结果，*Existing* 的系数显著为正，说明外需减弱会导致既有出口市场规模下降。进一步，表 6 第（2）-（4）列中 *Existing* 的系数表明，既有出口市场规模下降，会同时提高企业的出口市场新增率和出口市场退出率，并且，由于出口市场

新增率提高得更多，因此，出口市场净新增率也会提高。这一结果表明，企业在面临既有市场
 内需变化时，会在既有市场与潜在出口市场重新配置产能，进而影响企业的出口市场调整。

其次，本文对企业在出口市场与内销市场之间的产能配置渠道进行检验。为此，本文采用
 内销额占总销售额的比重 (*Domestic*) 衡量出口市场与内销市场之间的产能再配置强度，该值
 越大，说明产能更多向内销市场倾斜。根据表 6 第 (5) 列所示的结果，*Demand* 的系数显著为
 负，表明 *Demand* 下降即外部需求减弱时，内销市场的份额会上升。进一步，根据表 6 第 (6)
 - (8) 列的回归结果可以看到，内销市场的份额提升，会显著提高出口市场退出率，与预期相
 符，但是，与预期不同的是，出口市场新增率也会显著提高。对此可能的解释是，第一，外需
 减弱促使企业将更多产能配置到了国内市场，有利于国内市场销售的增加，而国内市场销售的
 增加可以为企业带来更多现金流，反过来又对企业出口产生促进作用 (Berman 等, 2015; 林
 发勤等, 2022)，有利于提高企业拓展新出口市场的能力。第二，在出口转内销过程中，企业
 需要适应国内市场产品标准、销售渠道的变化，有助于积累市场销售经验，提高营销能力，从
 而促进企业拓展新的出口市场。第三，在出口转内销过程中，企业也可能根据国内市场消费者
 的偏好，进行产品转换或者产品质量调整，并且，外需减弱导致大量企业出口转内销，国内市
 场竞争加剧，也可能会促使企业调整产品线，进行产品转换 (Mayer 等, 2014, 2021)。因此，
 当企业通过出口转内销获得足够资金时，企业可能会根据新生产的产品特征，重新选择适销对
 路的市场出口，进而可能会提高企业的出口市场新增率。

综合来看，出口转内销会促使企业退出部分既有市场，同时，促进企业开拓新的出口市场。
 这一检验结果给我们带来三点启示，第一，国内市场与出口市场之间不是单纯的替代或者互补
 关系 (Almunia 等, 2021)，替代关系和互补关系可能存在于不同情形下。第二，国内市场不仅
 能帮助企业应对外部需求变化带来的收入波动，起到“避风港”的作用，还能为企业开拓新的出
 口市场提供更为充足的现金流，起到“蓄水池”的作用。第三，这一结果也凸显了打通内循环对
 外循环的重要促进作用。在外需减弱背景下，企业倾向于将更多产能配置到国内市场，如果国
 家能够通过采取各种措施减少出口转内销的壁垒，不仅有助于企业在国内销售的增加，稳定企
 业整体销售，还会通过增加国内市场销售，为企业提供更充足的现金流和更多市场销售经验，
 有利于企业拓展新的出口市场，促进国际循环，从而起到畅通国内国际双循环的重要作用。

表 6 产能配置机制检验

变量	既有出口市场和潜在出口市场之间的产能配置				出口市场与内销市场之间的产能配置			
	(1) <i>Existing</i>	(2) <i>add</i>	(3) <i>drop</i>	(4) <i>net</i>	(5) <i>Domestic</i>	(6) <i>add</i>	(7) <i>drop</i>	(8) <i>net</i>
<i>Demand</i>	0.117** (0.058)	-0.006 (0.010)	-0.015* (0.008)	0.009 (0.016)	-0.013*** (0.003)	-0.0005 (0.004)	-0.0154*** (0.003)	0.0149*** (0.006)
<i>Domestic</i>						0.007*** (0.002)	0.021*** (0.002)	-0.014*** (0.003)
<i>Existing</i>		-0.059*** (0.002)	-0.034*** (0.002)	-0.025*** (0.003)				
常数项	15.018*** (0.002)	-0.059*** (0.002)	-0.034*** (0.002)	-0.025*** (0.003)	0.459*** (0.000)	0.327*** (0.001)	0.261*** (0.001)	0.066*** (0.001)
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是

样本量	59827	59827	59827	59827	396626	396625	396625	396625
R ²	0.807	0.454	0.419	0.267	0.636	0.371	0.352	0.194

注：同表 3。

(三) 风险分散机制的检验

根据前文的理论分析，外需减弱可能会增加企业对出口市场组合风险程度的关注，进而强化企业的风险分散动机，增强出口市场多元化的意愿，但是，寒蝉效应则会削弱企业通过出口市场多元化来分散风险的动机。为了检验风险分散机制，本文构建如下计量模型进行实证检验：

$$Switch_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Demand_{jt} + \alpha_2 Risk_{jt-1} + \alpha_3 Demand_{jt} \times Risk_{jt-1} + \varphi_f + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (16)$$

$$Switch_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Demand_{jt} + \alpha_2 Risk_{jt-1} + \alpha_3 Demand_{jt} \times Risk_{jt-1} + \alpha_4 Demand_{jt} \times Risk_{jt-1} \times Chill_{jt-1} + \alpha_5 Demand_{jt} \times Chill_{jt-1} + \alpha_6 Risk_{jt} \times Chill_{jt-1} + \alpha_7 Chill_{jt-1} + \varphi_f + \lambda_t + \varepsilon_{jt} \quad (17)$$

其中，式 (16) 是对风险分散机制的检验，式 (17) 是进一步检验寒蝉效应对风险分散机制的调节作用。*Risk* 表示出口市场组合风险程度，采用以下两个指标进行衡量：一是企业的出口市场个数。通常来说，出口市场个数越少，企业的出口波动程度可能越大，企业的市场组合风险也越大 (Decker, 2016)。本文使用企业上一期出口市场个数的倒数指标，该指标越大，说明企业在上一期面临的市场组合风险程度越大；反之，说明企业的市场组合风险程度越小。

二是出口市场组合风险指数。根据 Markowitz-Tobin 资产组合风险理论的思想，当企业的出口市场个数一定时，各个出口市场自身需求的波动程度以及出口市场之间需求波动的联动性会影响企业的出口市场组合风险程度 (di Giovanni 和 Levchenko, 2009; Esposito, 2022)。借鉴 Vannoorenbergh 等 (2016) 的方法，本文构建了出口市场组合风险指数，即 $Risk_{jt} = \frac{1}{J} \sqrt{\sum_{j \in J} [VAR(growth_{jt}^{IMP})] + \sum_{j \in J} \sum_{k \in J, j \neq k} COV(growth_{jt}^{IMP}, growth_{kt}^{IMP})}$ ，其中， $VAR(growth_{jt}^{IMP})$ 是市场 *j* 进口需求增长率的方差，反映市场 *j* 自身的需求波动情况， $COV(growth_{jt}^{IMP}, growth_{kt}^{IMP})$ 是两个市场间进口需求增长率的协方差，反映不同市场之间需求的相关性。本文以三年为一个窗口，使用滚动平移方法进行计算第 *t* 年的风险指数。该指标越大，表明企业面临的市场风险程度也越大。在回归中同样纳入滞后一期的出口市场组合风险指数，以考察企业在上一期出口市场风险程度的变化是否会促使企业在当期调整出口市场。

Chill 是反映寒蝉效应的指标，由于企业面临外需减弱的市场越多，越可能对未来出口形成悲观的负面预期，企业通过增加市场个数分散风险的动机也就会越小，表示寒蝉效应越大。因此，本文采用外需减弱的市场个数占企业总出口市场个数的比例作为衡量寒蝉效应的指标。

在式 (16) - (17) 中，本文重点关注 *Risk*、*Demand*×*Risk*、*Demand*×*Risk*×*Chill* 的符号和显著性，其中，*Risk* 的系数反映出口市场组合风险是否会增强企业通过出口市场多元化分散风险的意愿，即促使企业新增出口市场、减少出口市场退出、提高出口市场净新增率；*Demand*×*Risk* 的系数反映外需减弱是否会强化这种影响，验证风险分散机制；*Demand*×*Risk*×*Chill* 的系数则反映寒蝉效应是否存在，如果寒蝉效应存在，那么，受到寒蝉效应影响越大的企业，越可能采取相对保守的市场组合策略，通过出口市场多元化分散风险的动机越小，因而与风险分散机制对市场调整的影响方向正好相反。

表 7 是风险分散机制的检验结果，表 8 是寒蝉效应对风险分散机制调节作用的检验结果。首先，表 7 中 *Risk* 的系数表明，企业在上一期面临的市场组合风险程度增加，会显著提高企业当期的市场新增率，降低企业的市场退出率，提高企业的市场净新增率，表明出口市场组合

风险程度提升,的确会增强企业的风险分散动机,促使企业通过出口市场多元化策略分散风险。其次, $Demand \times Risk$ 的系数均显著,并且,各列的系数符号正好与同列 $Risk$ 的系数符号相反,说明外需减弱会强化企业的出口风险分散动机,与预期相符。最后,表 8 的结果表明, $Demand \times Risk \times Chill$ 在各列均显著,且符号均与同列中 $Demand \times Risk$ 的符号相反,验证了寒蝉效应的存在。

这一研究结论给企业的出口市场多元化布局带来有益启示,第一,政府在实施出口市场多元化战略过程中,要注意引导出口企业提高风险分散动机,使企业产生多元化出口市场布局的内生动力。第二,企业在出口市场多元化布局时,不能单纯追求企业出口市场个数的增长,还应综合考虑市场之间需求波动的联动性,优化出口市场组合。出口企业在拓展新的出口市场时,通常会选择与既有出口市场相近的市场 (Morales, 2019; Albornoz 等, 2023), 以减小出口扩张的信息摩擦和不确定性,降低市场进入成本,但是,出口目的地之间的相似性也可能导致这些国家的需求波动联动性更高,使得企业面临的市场风险更加集中。因此,企业在进行出口市场多元化布局时,既要考虑出口市场进入成本和难度,同时,也应考虑市场组合的风险因素,以尽可能实现出口成本与风险的平衡。

表 7 风险分散机制检验结果

变量名	Risk 含义: 出口市场个数			Risk 含义: 出口市场组合风险指数		
	(1) <i>add</i>	(2) <i>drop</i>	(3) <i>net</i>	(4) <i>add</i>	(5) <i>drop</i>	(6) <i>net</i>
<i>Risk</i>	0.7316*** (0.0018)	-0.6495*** (0.0013)	1.3811*** (0.0021)	0.3000*** (0.0048)	-0.3773*** (0.0041)	0.6772*** (0.0067)
$Demand \times Risk$	-0.0395*** (0.0029)	0.0584*** (0.0026)	-0.0979*** (0.0039)	-0.0059 (0.0132)	0.0329*** (0.0107)	-0.0388** (0.0174)
<i>Demand</i>	0.0262*** (0.0020)	-0.0483*** (0.0021)	0.0745*** (0.0032)	0.0003 (0.0027)	-0.0169*** (0.0024)	0.0172*** (0.0039)
常数项	0.0614*** (0.0007)	0.5570*** (0.0005)	-0.4957*** (0.0008)	0.2517*** (0.0007)	0.3519*** (0.0006)	-0.1002*** (0.0010)
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	2396317	2396317	2396317	1221638	1221638	1221638
R^2	0.485	0.467	0.412	0.385	0.378	0.177

注: 同表 3。

表 8 寒蝉效应对风险分散机制的调节作用

变量名	Risk 含义: 出口市场个数			Risk 含义: 出口市场组合风险指数		
	(1) <i>add</i>	(2) <i>drop</i>	(3) <i>net</i>	(4) <i>add</i>	(5) <i>drop</i>	(6) <i>net</i>
<i>Risk</i>	0.7380*** (0.0023)	-0.6512*** (0.0018)	1.3891*** (0.0029)	0.2924*** (0.0074)	-0.3925*** (0.0062)	0.6848*** (0.0102)
$Demand \times Risk$	-0.1928*** (0.0059)	0.0971*** (0.0052)	-0.2899*** (0.0078)	-0.0986*** (0.0227)	0.1795*** (0.0182)	-0.2780*** (0.0294)
$Demand \times Risk \times Chill$	0.3784*** (0.0097)	-0.1224*** (0.0086)	0.5008*** (0.0129)	0.1322*** (0.0369)	-0.1813*** (0.0303)	0.3135*** (0.0481)

<i>Demand</i>	0.1693*** (0.0040)	-0.0384*** (0.0041)	0.2078*** (0.0063)	0.1637*** (0.0049)	-0.1703*** (0.0044)	0.3341*** (0.0069)
<i>Chill</i>	-0.0060*** (0.0021)	0.0165*** (0.0022)	-0.0225*** (0.0034)	0.0030 (0.0026)	-0.0010 (0.0023)	0.0040 (0.0037)
<i>Demand</i> × <i>Chill</i>	-0.3396*** (0.0069)	0.0050 (0.0070)	-0.3446*** (0.0107)	-0.3442*** (0.0077)	0.3252*** (0.0070)	-0.6694*** (0.0109)
<i>Risk</i> × <i>Chill</i>	0.0174*** (0.0031)	-0.0235*** (0.0027)	0.0409*** (0.0041)	0.0177 (0.0129)	0.0260** (0.0105)	-0.0083 (0.0172)
常数项	0.0536*** (0.0012)	0.5516*** (0.0011)	-0.4980*** (0.0017)	0.2352*** (0.0014)	0.3668*** (0.0012)	-0.1315*** (0.0020)
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
样本量	2396317	2396317	2396317	1221638	1221638	1221638
R^2	0.485	0.467	0.412	0.388	0.380	0.183

注：同表 3。

六、拓展性分析

（一）异质性分析

1、区分出口贸易方式

本文将平均加工出口金额占比高于 50%的企业视为加工贸易企业 (*Process*)，并将其与 *Demand* 的交互项纳入回归方程。回归结果表明，相较于一般贸易企业，加工贸易企业的市场新增率在外需减弱时降低得较少，市场退出率提高得较少，市场净新增率降低得较少。这表明，外需减弱对一般贸易企业出口市场净新增的负向影响更大。此外，我们还尝试用企业从事加工贸易的金额占比作为衡量企业从事加工贸易的强度，代替 *Process* 纳入回归方程，回归结果十分接近。对这一异质性影响效应的可能解释是，加工贸易企业深度嵌入国际供应链，拥有较为稳定的客户关系，受外部需求的负面影响较小（铁瑛等，2022），并且，在中国从事加工贸易的企业很大比例是外资企业，在外需减弱时，企业能够向母公司寻求资金援助，获得流动性支持，使得企业不会轻易退出出口市场，也更有能力拓展新的出口市场。

2、区分出口产品质量

本文借鉴施炳展等（2014）的方法，测算了出口产品的质量水平 (*Quality*)，并在基准回归中加入外需指标与质量水平的交互项。结果表明，当外需减弱时，相对于低质量产品，高质量产品的市场新增率降低更多，市场退出率提高更多，市场净新增率也降低更多。这表明，出口产品质量越高，外需减弱对其出口市场净新增的负向影响越大。其原因可能是，相对于低质量产品，高质量产品的收入弹性更大（Bils 和 Klenow，2001），在外需减弱时，高质量产品的出口收入下滑更严重（Chen 和 Juvenal，2018），导致出口高质量产品的企业受到更大的流动性约束，更加不利于新市场的开拓和既有市场的维持。这启示政府在外需减弱时期，应更加关注高质量产品出口企业的市场新增和市场退出问题。

3、区分企业出口规模

本文根据企业在样本初期的出口规模按照 25%分位、75%分位将企业分为小型、中型和大型三类出口企业，分别用 *Small*、*Middle* 和 *Big* 表示。本文以大型出口企业作为基准组，分别

将 *Small* 与 *Demand*、*Middle* 与 *Demand* 的交互项纳入基准回归方程。结果表明，外需减弱时，在市场新增率方面，三组企业的差异较小，大型出口企业和小型出口企业没有显著变化，中型出口企业略有降低；在市场退出率方面，大型出口企业的市场退出率显著提高，而中、小型出口企业的提高幅度均显著低于大型出口企业；在市场净新增率方面，大型出口企业的市场净新增率显著降低，与中型出口企业没有明显差异，但是，小型出口企业的市场的净新增率反而有小幅上升。由此可知，外需减弱背景下，出口市场净新增受到负面影响较大的是大中型出口企业。这可能是由于大中型出口企业既有的出口市场较多，可以选择放弃部分外需减弱幅度较大的市场，并集中在已有相对较安全的市场，而对于小型出口企业而言，出口市场较少，出口市场拓展意愿更强，只能牢牢把握住既有市场才能存活。

4、区分企业所有制

本文进一步考察企业所有制的异质性。根据海关数据中企业注册登记类型，本文将企业分为国有企业、民营企业、外资企业三种类型，表示三类企业的虚拟变量分别用 *SOE*、*Private* 和 *Foreign* 表示。本文以民营企业为基准组，分别将 *SOE* 与 *Demand*、*Foreign* 与 *Demand* 的交互项纳入回归方程中。结果表明，外需减弱使得民营企业的出口净新增率显著降低；与此相反，外需减弱对国有企业和外资企业的出口市场净新增产生了正向促进作用。

这可能是由于民营企业的融资渠道较少（Poncet 等，2010），外需减弱加剧了企业的流动性约束，导致民营企业缺乏足够的资金拓展新出口市场和保持既有市场稳定，出口市场净新增率显著降低。相较于民营企业，国有企业通常能够较为容易地获得政策性贷款，外资企业则通常能够获得母公司的融资帮助和地方政府给予的优惠贷款，因此，即使在外需减弱的背景下，国有企业和外资企业仍然有较为充足的资金开拓出口市场和维持既有出口市场稳定。另外，外资企业从事加工贸易的比例较高，与一般贸易企业相比，加工贸易企业与既有贸易伙伴的关系相对稳定，更不容易退出既有出口市场，有利于提高出口市场净新增率。这启示政府在外需减弱时期，要特别关注民营企业的出口市场新增和退出情况。

（二）滞后效应检验

已有研究表明，由于沉没成本的存在，企业进入退出出口市场存在一定滞后效应（Roberts 和 Tybout, 1997）。基于此，本文进一步检验，外部需求变化对企业出口市场调整是否存在滞后性。参考刘行和赵晓阳（2019）的做法，本文在回归中加入了外部需求滞后一期和滞后两期的变量。结果表明，在企业-产品层面，上一期和上两期的需求变化对市场退出均有显著影响，对出口市场新增则没有显著影响。这说明企业-产品的出口市场退出具有滞后性。在企业层面，上一期外部需求的下降会显著提高企业在当期拓展出口市场的概率，说明企业拓展出口市场具有滞后性；在出口市场退出方面，同样存在滞后性，且可以延续至后两期，说明在面临外需减弱时，企业不会轻易放弃既有市场，也不会立即进入新市场，出口市场调整具有一定滞后性。

（三）外部需求对出口市场集中度的影响

为了更全面地解释外部需求变化对出口市场组合的影响，本文进一步探讨外需变化会分别如何影响企业-产品层面和企业层面出口市场集中度。其中，出口核心市场是指出口额最大的市场，核心市场占比是核心市场的出口金额在总出口金额中的比重；出口市场集中度采用赫芬达尔指数衡量，具体公式为： $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$ ，其中，赫芬达尔指数（*HHI*）介于 0 到 1 之间，越接近于 1，表示市场集中度越高，市场多元化程度越低。

回归结果表明，在企业-产品层面，外需减弱会显著提高核心市场占比和 HHI；在企业层面，外需减弱对核心市场占比没有显著影响，但是，仍然会显著提高 HHI。企业层面核心市场占比不显著的原因可能是，外需减弱会提高企业-产品的核心市场占比，但是，又可能会减少企业核心产品的占比（Mayer 等，2021），而核心产品的核心市场通常也是企业的核心市场，所以企业层面核心市场的占比既有可能上升，也有可能下降，使得在企业层面核心市场的变化不显著。为此，我们进一步检验了外需变化对企业核心产品占比的影响，结果参见表 21 第（5）列，可以看到，外部需求的系数显著为正，表示外需减弱会显著减少企业的核心产品占比，与 Mayer 等（2021）的结论一致，验证了我们的猜想。

七、结论与启示

（一）主要结论

基于中国 2000-2016 年高度细化的大数据，本文详细地揭示了中国出口企业-产品层面和企业层面的出口市场调整的动态特征事实，重点考察了外部需求变化对企业出口市场调整的影响及其机制，得出的主要结论如下：（1）中国出口企业-产品层面和中国企业层面每年的出口市场组合平均调整幅度都较大，市场新增和市场退出现象十分频繁，并且，企业-产品层面的调整幅度大于企业层面。（2）外需减弱对中国企业-产品层面和中国企业层面的出口市场新增均没有显著影响，但会显著提高增加出口市场的退出、降低出口市场的净新增。（3）外需减弱会通过加剧流动性约束机制不利于企业出口市场新增，与此同时，通过促使企业通过产能配置机制和风险分散机制有利于企业出口市场新增。（4）外需减弱对一般贸易企业、出口高质量产品的企业、大中型出口企业和民营企业的出口市场净新增率的负向影响更大；外需减弱会显著提高企业-产品层面和企业层面的出口市场集中度，不利于出口市场多元化的实现。

（二）政策启示

在外需减弱背景下，本文的研究结论具有以下政策启示：

第一，积极拓展新出口市场的同时，避免轻易放弃既有市场。本文的研究发现，外需减弱时，企业出口市场净新增受阻主要是由既有市场退出的增加所引致，而不是由市场新增的减少所引致。这启示政府在企业面临外部需求走弱时，要特别强调“保订单”“保市场”，维持既有出口市场的稳定，避免企业轻易放弃既有市场，鼓励企业加强对既有市场的深耕，建立持续稳定的出口关系，推动出口的稳定增长。除了尽可能稳住既有客户的订单之外，一方面，政府可以帮助企业在既有市场充分利用贸易网络、贸易促进平台等方式，积极寻找新的客户，另一方面，企业、行业协会等组织可以加强市场调研，深入了解当地市场的需求变化情况，根据新的需求偏好特征，进行产品转换或者调整产品范围，寻找新的出口增长点。

第二，监测出口市场需求的联动性，降低出口市场组合风险。一直以来，政府和学界都将积极拓展出口市场作为应对外需走弱、分散出口风险的重要手段，强调了出口市场数量的重要性。本文的研究发现，企业的出口市场风险不仅取决于出口市场数量，还取决于出口市场之间需求的联动性，即使是同样数量的出口市场，不同的出口目的国构成也会产生差异化的出口风险。这表明出口市场组合在内部结构上的改善，对降低外需风险、优化出口市场布局也具有重要影响。因此，在实施出口市场多元化战略过程中，要注重强化出口企业的风险分散动机，一方面，政府要引导企业在保持既有市场稳定的基础上，积极开拓新兴市场，增加出口市场数量，避免出口市场数量过少带来的风险。但是，另一方面，企业在进行出口市场拓展时，不能仅仅

以追求出口市场个数的增加为目标，还要注重监测出口市场间的联动性。对于具体出口目的国的选择，企业既应结合以往出口经验，充分考虑进入新市场的成本和难度，也应综合考虑已有出口市场和新出口市场之间需求的联动性，深入开拓新兴市场，以尽可能减小出口市场组合风险，降低外需联动风险，从市场组合结构上实现多元化，优化出口市场布局。

第三，加强对出口企业的支持，增强企业抗风险能力。外需减弱时，企业拓展市场的主观意愿有所增强。但是，由于受到流动性约束、寒蝉效应等因素影响，企业的出口市场新增并没有发生显著变化。换言之，中国企业在出口市场的拓展问题上，不是“不为”，而更多地是“不能”或者“不敢”。因此，政府在外需减弱时，要加强对企业的出口信贷支持，特别是对于具有稳定经营历史和良好发展前景但暂时在外需减弱中遭遇困境的出口企业，银行不能盲目抽贷、断贷，应尽可能帮助企业保住市场和拓展市场。同时，为尽可能减少企业在拓展市场时可能面临的商业风险、政治风险等，政府还需加强对企业出口的信用保险支持，通过提供保费补贴、扩大信保覆盖面等方式，减少企业拓展市场的顾虑，增强企业拓展海外市场的信心和安全感，提升企业的抗风险能力，使企业能够也敢于积极开拓市场，推动出口市场多元化的实现。

第四，减少企业出口转内销的壁垒，积极促进国内国际双循环。本文的实证研究发现，外需减弱会促使企业从出口市场转向国内市场，而国内市场销售的增加又会反过来促进企业拓展新出口市场。这表明，国内市场不仅有助于缓解外需减弱对出口企业的负面影响，维持出口企业生存，稳住市场主体，发挥着“避风港”的作用；还能够反过来增强出口韧性，促进国际国内双循环，推动内外贸一体化发展，起到“蓄水池”的作用。正如习近平总书记指出，内外需市场本身是相互依存、相互促进的，通过发挥内需潜力，可以使国内市场和国际市场更好联通^①。因此，国家政府应该高度重视出口转内销的双重战略性作用。2020年以来，国家政府颁布了一系列支持出口转内销的政策，降低了出口转内销的成本，减少了出口转内销的市场壁垒，对企业出口转内销提供了充分的政策保障。但是，当前企业在出口转内销的过程中，仍然面临标准不够统一、市场渠道不够畅通等困难，政府要进一步落实各种措施，简化出口转内销产品认证程序，优化国内营商环境，引导企业精准对接国内市场消费需求，打造内外贸融合发展平台。同时，企业自身要强化品牌意识，加强风险识别和国内规则适应，熟悉国内商业管理规范，了解国内消费偏好，增加品牌投入力度，积极拓宽国内销售渠道，也在此过程中积累市场进入和市场转换的经验，为之后开拓新的出口市场蓄能。

参考文献

- [1] 陈斌开,赵扶扬.外需冲击、经济再平衡与全国统一大市场构建——基于动态量化空间均衡的研究[J].经济研究,2023,58(6):30-48.
- [2] 董直庆,姜昊,王林辉.“头部化”抑或“均等化”:人工智能技术会改变企业规模分布吗?[J].数量经济技术经济研究,2023,40(2):113-135.
- [3] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,No.410(5):100-120.
- [4] 林发勤,周默涵,刘梦珣.扩大内循环可促进外循环的微观效应[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9):114-133.
- [5] 毛其淋,钟一鸣.出口多元化如何影响企业产能利用率?——来自中国制造业的微观证据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(5):113-135.

^① 参见习近平总书记2020年10月29日在党的十九届五中全会第二次全体会议上的讲话《新发展阶段贯彻新发展理念，必然要求构建新发展格局》，载于《求是》，2022年第17期。

- [6] 欧阳峒,张亚斌,易先忠.中国与金砖国家外贸的“共享式”增长[J].中国社会科学,2012,No.202(10):67-86+206
- [7] 孙灵燕,李荣林.融资约束限制中国企业出口参与吗?[J].经济学(季刊),2012,11(1):231-252.
- [8] 孙浦阳,张甜甜.国际外部需求、关税传导与消费品价格[J].世界经济,2019,42(6):47-71.
- [9] 唐宜红,林发勤.外部需求冲击与中国的出口波动——基于随机动态局部均衡模型的分析[J].世界经济研究,2012(1):39-43+88.
- [10] 铁瑛,朱佳纯,黄建忠.出口贸易“稳中求进”的结构动能与增长源泉[J].世界经济,2022,45(11):27-52.
- [11] 万广华,M.S.Qureshi,伏润民.中国和印度的贸易扩张:威胁还是机遇?[J].经济研究,2008,No.480(4):66-77+118.
- [12] 魏浩,白明浩,郭也.融资约束与中国企业的进口行为[J].金融研究,2019(2):98-116.
- [13] 魏浩,王超男.出口目的地不确定性、出口转换与中国企业创新——基于市场转换和产品转换的对比分析[J].中国人民大学学报,2022,36(2):24-39.
- [14] 许家云,毛其淋,胡鞍钢.中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J].世界经济,2017,40(3):52-75.
- [15] Aghion, P., Bergeaud A., Lequien M., Melitz M. J., 2022, *The Heterogeneous Impact of Market Size on Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 1-56.
- [16] Almunia, M., Antràs, P., Lopez-Rodriguez, D., Morales, E., 2021, *Venting out: Exports during a Domestic Slump* [J], *The American Economic Review*, 111 (1), 3611–3662.
- [17] Araujo, L., Mion, G., Ornelas, E., 2016, *Institutions and Export Dynamics* [J], *Journal of International Economics*, 98, 2–20.
- [18] Berman N., Berthou A., Héricourt J., 2015, *Export Dynamics and Sales at Home* [J], *Journal of International Economics*, 96 (2), 298–310.
- [19] Bernard A. B., Redding S. J., Schott P. K., 2011, *Multiproduct Firms and Trade Liberalization* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 126 (3), 1271–1318.
- [20] Bilal M., Klenow P. J., 2001, *Quantifying Quality Growth* [J], *The American Economic Review*, 91 (4), 1006–1030.
- [21] Bown C. P., Crowley M. A., 2007, *Trade Deflection and Trade Depression* [J], *Journal of International Economics*, 72 (1), 176–201.
- [22] Bricongne J.-C., Fontagné L., Gaulier G., Taglioni D., Vicard V., 2012, *Firms and the Global Crisis: French Exports in the Turmoil* [J], *Journal of International Economics*, 87 (1), 134–146.
- [23] Broda C., Weinstein D. E., 2010, *Product Creation and Destruction: Evidence and Price Implications* [J], *The American Economic Review*, 100 (3), 691–723.
- [24] Buch, C. M., Döpke J., Strotmann H., 2009, *Does Export Openness Increase Firm-Level Output Volatility?* [J], *World Economy*, 32 (4), 531–551.
- [25] Cadot O., Iacovone L., Pierola M. D., Rauch F., 2013, *Success and Failure of African Exporters* [J], *Journal of Development Economics*, 101, 284–96.
- [26] Caselli F., Koren M., Lisicky M., Tenreyro S., 2020, *Diversification Through Trade* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 135 (1), 449–502.
- [27] Chaney, Thomas. *Liquidity Constrained Exporters* [J], *Journal of Economic Dynamics & Control*, 72, 2016, 141–154.
- [28] Chen B., Hong J., Jing R., Sun X., 2021, *Demand Shocks, Financial Costs, and Export Margins: Evidence from China* [J], *Review of International Economics*, 29 (4), 780–801.
- [29] Chen M., Alessandra G., 2013, *Internal Financial Constraints and Firm Productivity in China: Do Liquidity and Export Behavior Make a Difference?* [J], *Journal of Comparative Economics*, 41 (4), 1123–1140.
- [30] Chen N., Juvenal L., 2018, *Quality and the Great Trade Collapse* [J], *Journal of Development Economics*, 135, 59–76.
- [31] Crozet M., Hinz J., Stammann A., Wanner J., 2021, *Worth the Pain? Firms' Exporting Behaviour to Countries under Sanctions* [J], *European Economic Review*, 134, 103683.
- [32] Das S., Roberts M. J., Tybout J. R., 2007, *Market Entry Costs, Producer Heterogeneity, and Export Dynamics* [J], *Econometrica*, 75 (3), 2007, 837–73.
- [33] Davis S. J., Haltiwanger J., 1992, *Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (3), 819–863.
- [34] Decker R. A., D'Erasmus P. N., Boedo H. M., 2016, *Market Exposure and Endogenous Firm Volatility over the Business Cycle* [J], *American Economic Journal. Macroeconomics*, 8 (1), 148–198.
- [35] De Sousa J., Disdier A.-C., Gaigné C., 2020, *Export Decision under Risk* [J], *European Economic Review*, 121, 103342–.
- [36] Eaton B., Kortum S., Kramarz F., 2011, *An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms* [J], *Econometrica*, 79 (5), 1453–1498.

- [37] Erbahar A., 2020, *Two Worlds Apart? Export Demand Shocks and Domestic Sales* [J], *Review of World Economics*, 156 (2), 313–342.
- [38] Esposito F., 2022, *Demand Risk and Diversification through International Trade* [J], *Journal of International Economics*, 135, 103562–.
- [39] Feng L., Li Z., Swenson D. L., 2016, *The Connection Between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms* [J], *Journal of International Economics*, 101, 86–101.
- [40] Fitzgerald D., Haller S., 2018, *Exporters and Shocks* [J], *Journal of International Economics*, 113, 154–171.
- [41] Forlani E., 2010, *Liquidity Constraints and Firm's Export Activity* [R], IDEAS Working Paper No. 291.
- [42] Fornero J. A., Fuentes D. M. A., Gatty Sangama A., 2020, *How Do Manufacturing Exports React to the Real Exchange Rate and Foreign Demand? The Chilean Case* [J], *World Economy*, 43 (1), 274–300.
- [43] di Giovanni J., Levchenko A. A., 2009, *Trade Openness and Volatility* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 91 (3), 558–585.
- [44] Guariglia A., Liu X., Song L., 2011, *Internal Finance and Growth: Microeconomic Evidence on Chinese Firms* [J], *Journal of Development Economics*, 96 (1), 79–94.
- [45] Iacovone L., Javorcik B. S., 2010, *Multi-Product Exporters: Product Churning, Uncertainty and Export Discoveries* [J], *The Economic Journal (London)*, 120 (544), 481–499.
- [46] Kramarz F., Martin J., Mejean I., 2020, *Volatility in the Small and in the Large: The Lack of Diversification in International Trade* [J], *Journal of International Economics*, 122, 103276–.
- [47] Lawless M., 2009, *Firm Export Dynamics and the Geography of Trade* [J], *Journal of International Economics*, 77 (2), 245–54.
- [48] Manova K., 2013, *Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade* [J], *The Review of Economic Studies*, 80 (2 (283)), 711–744.
- [49] Manova K., Wei S., Zhang Z., 2015, *Firm Exports and Multinational Activity Under Credit Constraints* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 97 (3), 574–588.
- [50] Mayer T., Melitz M. J., Ottaviano G. I. P., 2014, *Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters* [J], *The American Economic Review*, 104 (2), 495–536.
- [51] Mayer T., Melitz M. J., Ottaviano G. I. P., 2021, *Product Mix and Firm Productivity Responses to Trade Competition* [J], *Review of Economics and Statistics*, 103 (5), 874–891.
- [52] Melitz, M. J., 2003, *The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity*. [J] *Econometrica*, 71 (6), 1695–1725.
- [53] Morales E., Sheu G., Zahler A., 2019, *Extended Gravity* [J], *The Review of Economic Studies*, 86 (6) (311), 2668–2712.
- [54] Panon L., 2022, *Labor Share, Foreign Demand and Superstar Exporters* [J], *Journal of International Economics*, 139, 103678–.
- [55] Roberts M. J., Tybout J. R., 1997, *The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs* [J], *The American Economic Review*, 87 (4), 545–564.
- [56] Vandebussche H., Zanardi M., 2010, *The Chilling Trade Effects of Antidumping Proliferation* [J], *European Economic Review*, 54 (6), 760–777.
- [57] Vannoorenberghe, G., 2012, *Firm-Level Volatility and Exports* [J] *Journal of International Economics*, 86 (1), 57–67.
- [58] Vannoorenberghe G., Wang Z., Yu Z., 2016, *Volatility and Diversification of Exports: Firm-Level Theory and Evidence* [J], *European Economic Review*, 89, 216–247.