外需冲击、农产品"出口转内销"和企业绩效: 来自涉农企业的微观证据

茅锐! 夏雨²

(1. 浙江大学, 浙江 杭州 310058; 2. 北京大学, 北京 100080)

摘 要:入世以来,我国农产品出口贸易迅速增长,但需求端的挑战亦不容忽视。作为重要的农业主体和出口部门,涉农企业的"出口转内销"决策对消解外需冲击、促进农业升级有着重要意义。识别了外需冲击下涉农企业出口与内销间的替代关系,同时检验了"出口转内销"是否存在产品和企业异质性,并考察了"出口转内销"对企业经济绩效的影响。研究发现:涉农企业在外需冲击下存在"出口转内销"行为,1%的出口下降平均会引起0.366%的内销上升;"出口转内销"在不同产品与企业间存在异质性,原料产品和内向产品(如简单产品、面向东部膳食区产品)更容易转内销,而外资企业和小规模企业转型效率高于国有和大规模企业;外需冲击会造成涉农企业经济绩效下滑,但农产品"出口转内销"可以在一定程度上缓解外需冲击产生的负面影响。

关键词:农产品出口;外需冲击;出口转内销;企业绩效

中图分类号:F752 文献标识码:A 文章编号:1001-6260(2023)08-0056-15

DOI:10. 19337/j. cnki. 34 – 1093/f. 2023. 08. 005

一、引言

入世以来,我国农产品出口贸易发展迅速,在农业提质增效、农民就业增收等方面发挥了重要作用(马洪涛,2021)。相关统计数据显示,我国农产品出口额以8%的年均增长率从2001年的175.5亿美元增长至2020年的716.5亿美元,占世界出口的比重也从3.7%提高至4.4%(图1)^①。然而近年来,农业国际竞争格局复杂性和多边贸易环境不确定性日趋增强,我国农产品出口不断遭遇新的挑战(朱晶等,2018),全球金融危机、技术性贸易壁垒、中美贸易摩擦、新型冠状病毒感染疫情和俄乌冲突等一系列事件使农产品出口面临严重的外需冲击,出口额和世界占比增速有所放缓(图1)。有鉴于此,统筹利用国内外"两个市场、两种资源"以平抑外需波动、促进农产品出口转型升级,不仅有利于推动我国农业持续稳定协调发展,为农业农村现代化建设提供基础支撑和良好环境(程国强,2012),也符合党中央提出的构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的战略任务。而涉农企业作为农业农村现代化的先导力量(李炳坤,2006)和农产品出口的重要参与者^②,其销售决策对我国农产品

收稿日期:2023-03-28

作者简介:茅 锐(1985 一),男,浙江杭州人,浙江大学中国农村发展研究院教授,博士生导师。

夏 雨(2001 一),男,浙江湖州人,北京大学现代农学院博士生。

基金项目:国家社会科学基金重大项目"面向中国式现代化的城乡融合和区域协调发展研究"(23ZDA035);国家自然科学基金面上项目 "高水平开放下进口冲击影响农业转型升级的机理和路径"(72273123);教育部人文社科重点研究基地重大项目"全球价值链 视角下的农业可持续贸易转型发展战略研究"(22JJD790078)。

① 数据来自联合国统计司下属 UN Comtrade, 见 https://comtrade.un.org。

② 根据中华人民共和国海关总署数据统计,人世以来涉农企业出口农产品占全国的份额由 2001 年的 18.32% 逐年增长至 2013 年的 48.26%,对全国农产品出口增长的平均贡献率也高达 86.94%。

出口转型意义重大。

在面临外需冲击时,不少涉农外贸企业尝试将适销对路的出口农产品投入国内市场,以"出口转内销"的方式统筹利用"两个市场、两种资源"。根据商务部数据统计,2020年新型冠状病毒感染疫情暴发后有超过十万家外贸企业通过"出口转内销"应对外需萎缩,4月份内销额增长17%。涉农企业"出口转内销"对化解农产品出口的外部挑战、促进农业转型升级有着重大意义。从化解外部挑战

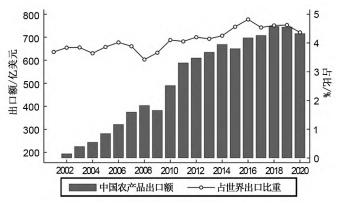


图 1 入世以来我国农产品出口额和占世界份额的变化

的角度看,"出口转内销"能打通内外贸市场,利用国内市场承接外需冲击下出口市场的过剩农产品;从农业转型升级的角度看,"出口转内销"能提高涉农企业农产品对内供给能力,解决国内农业供需失衡和供给侧结构性矛盾,带动质量标准建设,推动农业向高质高效方向转型升级。然而,经验研究表明涉农企业"出口转内销"过程面临诸多问题和困境。Ahn et al.(2017)估计得出,出口与内销对数差分的替代系数约为0.16,表明转型过程存在损耗。这可能是因为:从企业自身看,部分出口企业或只销售针对国外消费者的产品,或缺乏自主品牌,或转内销的经验和能力不足(戴觅等,2015);从市场环境看,国内各区域间一体化程度不足,且交易市场相对混乱,存在收费不明、产权不清等问题,内销成本甚至可能超过出口成本(张学良等,2021)。因此,"出口转内销"能否在涉农企业和农产品的角度实现,在何种涉农企业、何类农产品方面存在痛难点,以及能否提高涉农企业的经济绩效,是评估和改进"出口转内销"措施的关键。

基于以上分析,本文主要关注三个问题:一是涉农外贸企业在面临外需冲击时是否、能以何种效率将出口农产品转向国内销售;二是"出口转内销"是否存在产品和企业异质性,何种农产品或企业的转型存在困难;三是"出口转内销"这一行为能否缓解外需冲击导致的绩效损失。对于第一个问题,现有研究多选择制造业企业样本进行分析,且结论存在一定分歧,即认为出口与内销之间可能存在独立(Melitz,2003)、替代(Blum et al.,2013)和互补(Berman et al.,2015)三种关系。观点不一致可能是异质性样本或内生性偏误所致。而本文重点关注外需冲击下的涉农企业,一方面利用农产品的供给特性说明其出口与内销更可能存在替代关系,另一方面借助需求端外生冲击克服内生性问题,为准确识别出口与内销的关系提供了新的视角。对于第二个问题,现有研究多基于新新贸易理论讨论企业异质性(Baldwin,2005),鲜有涉及"出口转内销"的产品异质性问题。除了关注涉农企业异质性,本文还根据农产品生活资料与生产资料的两重特征考察了不同农产品"出口转内销"的难易之分,拓展和补充了相关理论。对于第三个问题,现有研究多从销售规模(Scherer,1965)和销售结构(Bernard et al.,1995)两方面考察企业销售决策对绩效(主要以企业生产率衡量)的影响。不同于此,本文通过引入出口与内销两个变量同时考虑了销售规模与结构,并将企业绩效的衡量指标拓展至盈利能力层面。在此基础上,考察了外需冲击下"出口转内销"对涉农企业绩效的影响,这是对已有相关研究的有益补充。

实证策略方面,本文利用金融危机和粮食危机(2005—2009年)期间的中国工业企业数据库识别涉农企业农产品出口与内销的替代关系,并通过匹配工企-海关-CEPII BACI 数据的方式构建农产品外部需求指标作为农产品出口额对数的工具变量,以克服潜在的内生性问题,进而刻画涉农企业在外需冲击下的"出口转内销"行为。在此基础上,根据涉农企业出口各类农产品的比例和企业本身特征划分子样本,检验"出口转内销"在产品和企业层面的异质性。进一步,构建基准方程考察外需冲击下农产品出口下降对企业绩效的影响,并将"出口转内销"作为缓解这一负面影响的传导机制,即将内销对数引入方程进行机制检验,以说明"出口转内销"能缓解外需冲击造成的绩效损失。

二、文献回顾

本文研究内容主要与以下三类文献紧密相关。

第一类是有关企业出口与内销之间关系的文献。以企业异质性贸易模型为核心的新新贸易理论将 出口和内销视为两个相互独立的市场,并指出国际贸易需要高昂的固定成本,能负担该成本的高生产率 企业成为出口的主要参与者,而生产率较低的企业只能选择内销(Melitz,2003; Eaton et al.,2011)。需要 指出的是,这一理论建立在边际成本不变的前提假设之上。然而,Vannoorenberghe(2012)通过分析企业 层面的产出波动,发现边际成本不变假设在实际中并不成立。因此,近年来较多研究在考虑生产边际成 本的基础上讨论了企业出口与内销之间的关系。一部分文献认为,出口增加伴随着边际成本上升,从而 迫使企业减少内销,即出口与内销之间存在替代关系(Blum et al., 2013; Soderbery, 2014; 戴觅 等, 2015; Rho et al., 2016; Ahn et al., 2017; Almunia et al., 2021)。此类文献的主要逻辑在于, 要素市场的刚性、资 本存量的缺乏和融资水平的限制导致企业面临产能约束,出口增加时,企业必须承受因产量提高而递增 的边际成本,从而被迫缩减内销规模;孙浦阳等(2015)指出这一假设适用于中国企业的现实。但也有 一些文献指出,出口增加可能会降低边际成本,转而促进内销增长,使出口与内销之间呈现互补关系 (Berman et al., 2015; Bugamelli et al., 2015; Erbahar, 2020)。Berman et al.(2015)指出外需增长带来的出 口增加能够改善企业流动性,缓解产能约束,从而降低边际成本。这具体表现为以下几点:第一,出口增 加产生的额外利润流能够支持企业的国内业务;第二,未兑现的销售订单可以作为获取外部融资的抵押 品;第三,积极参与出口贸易能够为企业赢得良好声誉,帮助其获取更多的向银行或其他债权人融资的 机会。进一步, Berman et al.(2015)还提出企业存在"从出口中学习"的可能,即通过出口获取经验和技 术,实现要素积累或全要素生产率的提升。此外,也有少量文献探讨了内销影响出口的情况,如 Ghemawat et al.(2011)通过对一家大型啤酒生产商的研究发现,内销增长可能会挤占出口份额。总而言之,目前 学术界对于出口与内销的关系仍未达成共识。

第二类是有关企业抵御负向外需冲击的文献。外部突发事件可能会导致企业市场规模减小、绩效下滑(Mayer et al.,2014),进而迫使其做出一定的补救措施。现有研究指出,一种可能的策略是调整劳动力市场。Ekholm et al.(2012)和 Nucci et al.(2010)发现,汇率上升引致的外需下降促使企业减少劳动力需求,具体表现为减少雇佣量和降低工资;侯欣裕等(2019)也表明,外需每下降 10%,我国企业工资水平平均减少 0.173%。另一种被广泛探讨的策略是技术创新。Iacovone et al.(2013)和 Bloom et al.(2016)研究发现,中国企业进入国际市场所带来的竞争压力会驱使北美和欧洲企业增加研发投入、加大核心技术引进等。Yu et al.(2015)和 Dai et al.(2018)发现,人民币汇率上升对出口需求产生了冲击,使我国出口企业的研发投入大幅增长(比非出口企业高出 11%)。第三种策略即是本文所关注的调整销售结构。从地区结构维度来看,Kramarz et al.(2020)指出,将产品销往多个市场是企业熨平外部需求冲击的有效途径。从产品结构维度来看,Mayer et al.(2014)发现,面对市场竞争激化所带来的需求冲击,法国企业的出口销售进一步向其最具比较优势的产品倾斜;刘慧等(2021)则强调,产品多元化策略可以显著增强企业抵御外需冲击风险的能力。

第三类是有关出口与内销决策对企业绩效影响的文献。第一种讨论销售规模,即只关注销售总额而不区分出口与内销;第二种则讨论销售结构,即关注出口与内销在销售总额中的占比。关于销售规模会对企业绩效产生何种影响,学术界存在一定分歧。部分学者认为,由于生产能力、融资水平等方面的规模经济,销售规模会对企业绩效产生正向贡献(Schumpeter,1942;郭斌,2006)。然而,也有一些学者指出,销售规模与企业绩效之间呈倒 U 形关系,原因可能在于:销售规模的持续扩大可能会带来效率下降、资源冗余等规模不经济现象,进而使企业绩效降低(Scherer,1965)。类似地,关于销售结构对企业绩效的影响亦未达成共识。企业异质性贸易理论认为出口能提高企业生产率(Bernard et al.,1995),但

在中国存在内销企业生产率高于出口企业的"生产率悖论",这可能是因为有大量低生产率的加工贸易企业存在(戴觅等,2014)。苏振东等(2013)则发现在企业财务绩效方面也存在类似内销优于出口的"利润率悖论",产生这一现象的原因较为复杂,比如加工贸易企业大量存在,抑或中国出口产品技术复杂度普遍偏低,在国外市场竞争压力不足,无法掌控定价权,从而拉低了利润率。本文则将销售额分解为出口与内销两个变量,同时考虑了销售规模与销售结构对企业绩效的影响,并延续了出口端的工具变量以克服内生性,弥补了当前研究的片面性。

三、理论分析和研究假说

(一)涉农企业农产品出口和内销的替代关系

农产品出口与内销之间能否相互替代,是分析涉农企业"出口转内销"可行性的关键。前文文献回顾部分已经指出,当前学术界对企业出口与内销之间的关系存在分歧,即存在独立、替代和互补三类观点。本文认为,外需冲击下农产品出口与内销间更可能呈现替代关系,具体原因如下①:一是农产品供给刚性和土地边际报酬递减增强了涉农企业的产能约束,递增的边际成本使得总体的出口与内销呈替代关系。一方面,农副产品的供给量相对固定。种植产品对自然环境、土地质量和灌溉条件的要求较高,存在明显的季节性和周期性,供给弹性小;而畜牧产品和水产品的饲料又依赖于种植产品,加之草场或养殖池数量有限、固定成本高,供给弹性也较小(董全海,1996)。另一方面,农业依托的土地要素②边际报酬递减。根据西方经济学理论,短期技术水平不变时,在一定面积的土地上连续追加劳动与资本等生产要素,其边际报酬递减。本文所研究的"出口转内销"就是涉农企业规避负面冲击的短期决策,其间土地规模和技术水平相对固定,符合这一规律。二是不同类型农产品之间难以转产导致其供给规模不可相互替代,同类农产品的出口与内销也呈替代关系。前文所述的产能约束只限制了出口与内销的总量,倘若生产者在一种产品的外需受冲击时转而生产其他产品以替代该产品供给,则其他产品的出口与内销可能因总供给增加而产生互补。但是,董全海(1996)指出受耕地属性与生产技术壁垒的限制,不同农产品间的转产较难实现,即产品间替代弹性较低。因此,涉农企业在外需冲击发生的短期内很难通过转产来实现出口与内销的互补。综上,本文提出:

假说1:外需冲击下涉农企业农产品出口与内销之间存在替代关系。

(二)替代关系在不同产品和企业间的异质性

新新贸易理论指出,企业在规模与生产率等方面呈现异质性(Baldwin,2005),而产品质量差异是企业异质性的核心表现之一(殷德生等,2011)。农产品兼具生活资料和生产资料的双重属性,其"出口转内销"的难易程度除取决于产品质量外,还可能与饮食习惯、加工程度等密切有关,因此本文进一步将异质性分析从企业层面拓展到产品层面。第一,农产品作为最基本的生活资料,与市场的异质性需求规模和消费偏好关联更紧密,能满足国内市场需求的产品(内向型产品)更容易"出口转内销"。首先,不同市场对农产品质量的要求不同,中国属于发展中国家且国内农产品标准化程度相对较低,因此更可能承接技术复杂度低一些的"出口转内销"产品;其次,农产品需求受市场所在地的膳食结构与文化影响较大,原计划出口至东方膳食结构区(东亚和东南亚)的农产品更接近中国饮食习惯,可能更容易转内销。第二,农产品是自身的生产资料,其加工程度的不同可能使"出口转内销"呈现差异,这一点对"出口转内销"的影响未知。一方面,生鲜、园艺等原料产品保质期较短,出口下降后积压的产品可能来不及送往国内便会腐败变质,因而转换为内销的比例可能更低;另一方面,原料产品作为生产原料用途更广泛,而加工产品可能本就针对某一特定消费群体生产,国内市场对前者的接受度与需求规模高于后

① 有两点需要说明:第一,本文的研究对象为涉农企业中的食品加工企业,主要销售农副产品,因此这里更多关注农副产品的供给特性;第二,两个原因生效的前提是短期,而外需冲击的不可预见性恰使其成立。

② 此处的土地要素泛指农业生产所需的一切自然资源,包括土地、林地、养殖地等。

者,从而更容易出口转内销。此外,涉农企业的异质性特征也可能影响出口与内销的替代关系,如非国有企业具有较高的市场化程度和竞争力,更容易转向国内市场;大小规模企业在"出口转内销"方面则分别具有规模效应和行动灵活的优势。综上,本文提出:

假说2:"出口转内销"在不同农产品间存在异质性,内向型产品如简单产品、东方膳食结构区的出口农产品更容易转内销,而加工程度对"出口转内销"的影响不确定。

假说3:"出口转内销"在不同涉农企业间存在异质性,非国有企业更容易将农产品"出口转内销", 而企业规模大小对"出口转内销"的影响不确定。

(三)"出口转内销"决策对涉农企业绩效的影响

从已有文献来看,学者分别从销售规模和销售结构两方面考察了销售决策对企业绩效的影响。而本文将销售额拆分为出口与内销两部分,同时讨论规模与结构的影响。首先,本文认为外需冲击下的农产品销售规模对企业绩效的影响更可能是线性而非倒 U 形的。这是因为,外需冲击下的销售额变化是短期的,主要影响涉农企业的现金流状况,而不会导致组织机构、管理水平等结构性因素发生改变,继而产生"规模不经济"。其次,本文背景下农产品出口对企业绩效的贡献未必高于内销,因为涉农企业中存在较多的加工贸易企业,且农产品技术复杂度普遍较低、国际化市场上同质化较为严重,这些都可能导致"生产率悖论"延伸至财务绩效而出现"利润率悖论"。综上,本文提出:

假说4:外需冲击下涉农企业的出口与内销均会对企业绩效产生正向影响,但二者贡献系数大小不能确定。

四、数据介绍和描述统计

(一)数据来源与处理

1. 中国工业企业数据库

本文核心数据来自 2005—2009 年的中国工业企业数据库。该数据库根据国家统计局"规模以上工业统计报表"整理而成,统计对象包括全部国有和"规模以上"(年主营业务收入不低于 500 万元)的非国有工业法人企业,与《中国工业统计年鉴》和《中国统计年鉴》的工业部分范围一致。工业企业数据库统计内容较为全面,包含本文所需的企业出口交货值、工业销售产值等相关变量,其中出口交货值的统计占到我国制造业出口总额的 98%(戴觅等,2015),数据具有可用性。截至 2021 年底,工业企业数据的时间范围是 1996—2014 年,本文选择 2005—2009 年作为样本期,理由如下:第一,样本期在金融危机和粮食危机附近,企业出口端外需冲击所带来的数据变异性更为明显;第二,2010 年工业企业数据库的统计内容和其他年份有较大差异,数据缺失严重;第三,与本文模型固定效应相关的《国民经济行业分类》分别于 2002 年和 2011 年进行了修订,样本期位于两次修订期间,可保证数据行业分类口径一致。

首先,依照本文的研究目标,参考已有研究惯例,对数据进行如下清洗:1)剔除工业销售产值和出口交货值中的负值和缺失值;2)剔除出口交货值大于工业销售产值(使内销额为负)的样本;3)剔除营业状态非正常的样本;4)剔除从业人数小于8人的样本;5)剔除在样本期内一直不出口的企业(即保留至少有一年出口的企业)。其次,保留食品加工企业数据,即行业代码以13、14、15 开头的样本①作为主要研究对象。一方面,食品加工企业多为涉农企业,可以反映涉农企业总体状况(郭庆海,2013),该类企业样本期内出口农产品金额占全部制造业企业的94.32%②;另一方面,农产品销售为食品加工企业的主营业务,样本期内该类企业出口农产品金额占全部产品的92.75%③,因此可以用总出口额近似代替其出口额。最后,将各年截面数据合并,得到包含7597家涉农企业、27127条观测值的非平衡面板。

① 对行业的分类采用《国民经济行业分类》(GB/T 4754)的二位数标准,即工业企业数据库中的"行业大类代码"。

② 数据来源于中国海关总署的统计。

③ 数据来源于中国海关总署的统计。

2. 工业企业 - 海关 - CEPII BACI 匹配数据

为了解决出口对内销影响中潜在的内生性问题,本文构造企业-年份层面的外部需求作为工具变量。为此,需要企业"产品-目标国"层面的出口交易信息和目标国分产品的进口信息。遗憾的是,中国工业企业数据库并未对此进行详细统计,故本文将其与海关数据、BACI 数据进行匹配。中国海关数据库是中华人民共和国海关总署根据海关进出口信息整理而成的,它逐条记录了各企业进出口的交易信息,包括 HS8 分位产品编码、目标国、金额、数量和贸易方式等。BACI 是 CEPII(Center For Research and Expertise on the World Economy)根据各国向联合国统计司(UN Comtrade)汇报的进出口信息统计而成的贸易数据库,它包含"年份-出口国-HS6编码-进口国"的交易数据。

匹配过程具体如下:第一,先筛选本文所需的海关信息,根据 WTO 界定的农产品范围,保留 HS2 分位编码第1~24章的出口数据;再将各 HS6 分位编码转换至 1996 年版本^①,并在"年份 - 企业 - HS6 编码 - 目标国"层面加总各条信息。第二,借鉴 Yu(2015)的方法,采用两步法匹配工业企业和海关出口数据。首先,匹配各年份企业名称相同的数据;其次,为了提高数据完整性,进一步匹配各年份企业所在地邮政编码、电话号码后 7 位相同的数据。第三,将 BACI 数据按照"年份 - HS6 编码 - 进口国"加总得到"外需",其中不包括各国从中国进口的数据^②。第四,在"年份 - HS6 编码 - 国家"层面将 BACI 的"外需"匹配到工企 - 海关数据中。由于匹配过程还涉及各数据库对国家名称记录方式、出口金额计量单位不统一的问题,将国家与金额分别按照 ISO - 3166 - 1 三位码、人民币(元)进行标准化。匹配后的数据在企业 - 年份层面包括 4466 家涉农企业、14800 个观测值。

(二)主要变量说明及描述统计

本文在对外需冲击下农产品"出口转内销"的研究中,需要用到企业内销额对数(lnDom)、出口额对数(lnExp)以及农产品外部需求指标(ED)的有关数据;在进一步研究"出口转内销"对涉农企业绩效的影响过程中,需要用到企业绩效(ROA、ROE 和 ROS)的数据。此外,本文还选取了一系列控制变量,包括企业规模(Size)、企业年龄(Age)、资产负债率(TDR)、所有制(Ownership)。表 1 为上述变量说明与描述统计结果。

变量名称	变量符号	计算方式	均值	标准差
内销额对数	lnDom	ln(工业销售产值 - 出口交货值 +1)	8.472	4.014
出口额对数	lnExp	ln(出口交货值 +1)	7.445	4.349
农产品外部需求	ED	指标构建详见后文	750.295	1267.988
总资产报酬率	ROA	利润总额/资产总计×100%	12.207	30.492
净资产收益率	ROE	利润总额/所有者权益合计×100%	21.733	30.632
销售利润率	ROS	利润总额/销售收入×100%	3.327	14.567
企业年龄	Age	当前年份 - 成立年份	8.740	8.407
企业规模	Size	ln(从业人数 +1)	4.859	1.170
资产负债率	TDR	负债合计/资产总计	0.553	0.335
所有制	Ownership	按登记注册类型划分	_	_

表 1 主要变量说明及描述统计

五、外需冲击下农产品的"出口转内销"

(一)"出口转内销"的计量模型

本部分主要检验涉农企业农产品出口减少是否会带来内销增加,即考察"出口转内销"这一行为。 需要强调的是,在这一行为的判断上,有一个亟待解决的难题,即我们只能观察到"出口转内销"行为的

① BACI 数据库中记载的产品编码都是 HS6 分位的 1996 年版本,这一步有利于更好地匹配 BACI 数据。

② 后文构建外部需求指标时考虑从中国进口的内生性,因此此处将其移除。

结果,而无法得知企业原本计划的出口额。那么,应该如何检验"出口转内销"是否存在呢?显然,这一问题的研究是"反事实"(Counterfactual)的。对此,Rubin(1974)在构建的反事实分析框架中指出,在除了核心因果变量外的其他各方面相似的个体,可以作为某一个体反事实状态的替代。因此,从计量经济学角度来看,通过控制固定效应和一些关键因素,可以实现不同企业间或同一企业不同时期的对比,进而在统计意义上刻画企业的"出口转内销"行为。

基于以上思路,本文构建如下的计量模型:

 $\ln Dom_n = const + \alpha ln Exp_n + X\delta_n + u_f + v_{it} + \epsilon_n$ (1) 其中:下标 f 表示企业,t 表示年份,i 表示行业;被解释变量 ln Dom 为企业内销额对数,由于工业企业数据库里没有企业内销额的直接统计,本文以工业销售产值与出口交货值的差额计算内销额;核心解释变量 ln Exp 是企业出口额对数,后文将构建工具变量对其进行冲击;X 是一系列控制变量构成的向量集; const 是常数项, u_f 是企业固定效应, v_{it} 是行业 – 年份交互固定效应 $^{(1)}$, ϵ_n 是随机扰动项。

本文针对模型(1)的 OLS 形式控制了一系列关键因素,以解决内生性问题和搭建反事实框架。控制企业固定效应能够消除企业间的固有差异,研究同一企业出口与内销的变化关系;控制行业 – 年份交互固定效应而非单独的年份固定效应,有利于控制不同行业的内需与技术进步(戴觅等,2015),其中前者可能影响企业内销额,后者则可能同时作用于出口和内销。进一步,本文还控制了一系列代理变量,具体包括:1)企业规模。根据企业异质性贸易理论,生产率会同时影响企业的出口与内销。由于工业企业数据库中工业增加值严重缺失,而企业规模常被用于衡量企业生产率(Kugler et al.,2012),故本文将企业规模(Size)作为控制变量纳入回归方程。企业规模(Size)通过从业人数加1的对数计算得到。2)融资约束。Manova et al.(2016)发现,融资约束可能会影响企业的贸易结构,而杠杆率是前者的良好代理,因此在回归模型中控制了可用于衡量企业杠杆率的资产负债率(TDR)。资产负债率(TDR)通过计算总负债与总资产的比值得到。3)所有制。Fernandes et al.(2012)研究表明,所有制结构特别是外资的引入,可能会影响企业的内外销决策。因此,本文按照 Yu(2015)的做法,根据登记注册类型^②构建所有制虚拟变量 n. Ownership(n = 1 国有、2 港澳台、3 外资、4 私营),并将其引入模型加以控制。

(二)模型优化和农产品外部需求指标(ED)构建

若用模型(1)的 OLS 形式来识别涉农企业农产品"出口转内销"行为,则可能存在以下两个问题:

一是内生性问题。内生性问题主要源于三个方面:1)遗漏变量。比如,企业出口与内销的选择不仅会受到外需冲击的影响,还可能与国内市场需求状况息息相关。2)测量误差。一方面,本文选取的企业生产率、融资约束和所有制代理变量可能与实际值之间存在偏差;另一方面,本文内销额的计算方式可能使出口额的测量误差进入扰动项(衰减偏误,Attenuation Bias)。3)双向因果。企业出口与内销之间的替代关系未必是单向的"出口转内销",内销变化也可能会影响出口,即"内销转出口"。

二是如何从全部产品中剥离农产品的出口和内销。已有研究表明,出口与内销在不同情况下可能呈现独立、替代或互补关系。而本文所假设的替代关系只在"外需冲击下的农产品销售"这一特定条件下成立。因此,若要识别农产品"出口转内销",本文计量模型至少还应满足两个条件:其一,存在出口端的需求冲击,已成为涉农企业自发减少出口的外生动力;其二,lnExp与 lnDom 应是农产品(而非全部产品)的出口对数与内销对数。遗憾的是,中国工业企业数据库并未统计细分产品的出口和内销,因此本文只能将其放宽为在特定外需冲击下农产品出口和内销的变化。

基于以上分析,本文利用农产品出口端的需求冲击解决内生性问题,并将涉农企业"出口转内销" 行为限制于农产品领域。参考 Berman et al.(2015)的做法,代入农产品贸易,构建企业层面的农产品外

① 对行业的分类采用《国民经济行业分类》(GB/T 4754)的四位数标准,即工业企业数据库中的"行业小类代码"。

② 参照 Yu(2015),工业企业数据库中"登记注册类型"110、141、143、153 为国有企业,210、220、230、240 为港澳台企业,310、320、330、340 为外资企业,其余为私营企业。

部需求指标作为出口额的工具变量,构造如下公式:

$$ED_{ft} = \sum_{pc} w_{fpc} D_{pct} = \sum_{pc} \frac{Exp_{fpc}}{\sum_{pc} Exp_{fpc}} D_{pct}$$
(2)

其中:f 表示企业,t 表示年份,p 表示 HS6 位农产品,c 表示出口目标国;w_{fpc}是权重,具体设定为企业 f 在 样本期内向 c 国出口农产品 p 的金额 Exp_{fpc}占该企业样本期内出口农产品总金额的比重;D_{pct}为需求水平,具体用第 t 年 c 国从中国以外的其他国家进口农产品 p 的金额来衡量。企业面向的农产品外部需求就是以相应出口份额为权重,对各产品 – 目标国层面外需水平的加权平均。值得说明的是,本文对农产品外部需求指标进行了三项调整:一是借鉴 Bricongne et al.(2012)的做法,剔除了各国外需中从中国进口的部分,原因在于其不仅包含国内各企业的出口,还因代表国内农业经济状况而与企业内销产生关联,这可能会导致指标出现内生性;二是将 ED_n进行 1% 的缩尾处理,这是因为部分国家只从中国进口农产品,将其移除后农产品外部需求为 0 影响模型估计,缩尾能在保证数据质量的前提下排除类似异常情况;三是将出口交货值为 0 的样本的 ED_n重新赋值为 0,由于统计口径和标准的不同,部分出口交货值为 0 的工业企业在海关数据中依然记载了出口信息,而本文以工企库的出口交货值为主要标准^①,当出口额为 0 时理论上企业不再有农产品外部需求,若 ED_n值依然为正,则会出现估计偏误。

本文认为,农产品外部需求符合出口额工具变量的条件。从相关性角度看,农产品外部需求在很大程度上代表了涉农出口企业面向的市场规模,从而会影响其实际出口额,符合与解释变量的强相关性。从外生性角度看,企业的力量很难影响其他国家对进口农产品的需求,而农产品外部需求在微观层面几乎只能通过出口部门和企业发生联系,符合工具变量的排他性约束。当然,农产品外部需求还可能通过对中国农业经济的宏观作用间接影响企业,但这种全方位的影响在不同企业之间不存在变异性,可以通过控制行业 – 年份固定效应的方式予以消除。

此外,优化后的 IV 模型能够从全部产品中准确识别农产品"出口转内销"的过程。一方面,虽然工业企业数据中的出口与内销面向全部产品,但作为工具变量的农产品外部需求只与企业农产品出口紧密相关,而对其他产品出口影响不大,其冲击下的 lnExp 和 lnDom 可以近似等价为农产品出口和内销的变化。另一方面,本文已按国民经济行业分类将样本限制为食品加工制造业,该类企业样本期内农产品出口额与总出口额本就非常接近^②,初始误差较小。综上,本文模型(1)的 2SLS 估计结果可以视为外需冲击下农产品出口与内销的因果关系。

(三)实证结果

表2 汇报了模型(1)的 2SLS 结果。由于农产品外部需求指标的构建需要用到海关数据的企业出口信息和 BACI 数据的各国进口信息,因而样本范围是匹配后的工业企业,样本量比原始数据有所减少。此外,考虑到同一行业的企业可能存在组内相关,本文将稳健标准误聚类到了行业层面。其中,列(1)没有控制任何固定效应和变量,而是对全样本执行混合回归;列(2)控制了企业固定效应和行业 -年份固定效应,且考虑到单样本组(Singletons)会使固定效应估计产生偏误(Correia,2015),本文将其删除;列(3)在列(2)的基础上控制了其他控制变量,是最为精确的模型。基准回归结果表明,外需冲击下涉农企业出口与内销之间存在显著的替代关系,每减少1%的出口,平均会增加0.237%的内销。可见,假说1得到证实。

然而,以上回归结果并不能完全解释农产品"出口转内销",因为样本中还包含正向外需冲击(农产品外需增加)的情况,二者的替代关系还可能是"内销转出口"的结果。而"出口转内销"与"内销转出口"的过程中,所产生的损耗和转型的效率可能有所不同,这会产生估计偏误。因此,本文将样本期内

① 这样做有两点考虑:第一,由于可能存在的误报、漏报和统计错误,海关数据中记载的企业出口信息并不完整,不能代表企业全部出口;第二,内销额只能使用工业企业数据计算,用与其同一统计口径下的出口交货值作为出口额更严谨。

② 前文已说明,海关数据计算的食品加工企业农产品出口额比重高达92.75%。

农产品外部需求下降(即末年 ED_n < 初年 ED_n)的企业视为面临负向外需冲击,并对这些企业组成的样本进行回归,结果如表 2 列(4)所示。可以发现, lnExp 的估计系数依然显著为负,与基准结果非常接近。综上可知,在面临负向外需冲击时,涉农企业会将部分出口农产品转向国内销售,且出口每减少1%,内销平均会增加 0.366%。本文假说 1 再次得到验证。

表 2 结果也充分证明本文工具变量选择的正确性。首先,在对工具变量的检验中,K-P(Kleibergen-Paap) rk LM 统计量显示工具变量不存在不可识别问题,K-Prk Wald F统计量也显示不存在弱工具变量问题;其次,第一阶段回归结果表明,企业出口额与农产品外部需求存在显著的正相关关系,这既在逻辑上合理,也符合工具变量强相关性的要求。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本混合	固定效应	控制变量	负向外需冲击
lnExp	-0.322*** (0.0674)	-0.227*** (0.0289)	-0.237*** (0.0293)	-0.366*** (0.0663)
Size			0.549*** (0.0679)	0.638*** (0.0846)
TDR			-0.0351 (0.198)	-0.652*** (0.183)
港澳台			-0.0428 (0.351)	0.124 (0.431)
外资			-0.263 (0.365)	-0.0320 (0.351)
私营			-0.120 (0.194)	-0.0864 (0.0635)
K – P rk LM	6.857	8.079	8.150	8.116
K – P rk Wald F	242.574	78.279	75.432	23.112
固定效应	否	是	是	是
样本量	18324	17095	17091	3624
R^2	0.146	0.100	0.110	0.136

表 2 外需冲击下农产品"出口转内销"的 IV 检验结果

六、农产品和涉农企业异质性的讨论

本部分主要检验"出口转内销"在不同农产品、不同涉农企业间可能存在的异质性。有两点需要说明:第一,本文涉农企业异质性的分组依据为基准回归的控制变量,故此处不再控制,且负向外需冲击企业子样本样本量过低,本文使用表 2 列(2)的样本进行异质性分析。第二,在讨论农产品异质性时,由于工业企业数据库并无产品层面的出口与内销数据,本文根据样本期内出口份额确定企业出口的主要农产品类别以进行异质性分析,其形式上依旧是企业子样本而非产品子样本。

(一)农产品异质性

1. 农产品复杂度

前文已经指出,发展中国家的国情和农产品标准化程度低的现状可能会导致国内市场对技术复杂度相对较低的农产品需求更高。Harvard Growth Lab 根据产品生产技术的多样性和复杂性定义了产品复杂度指数(Product Complexity Index,PCI)^①,该指数对 HS 编码产品的复杂度进行了排名。本文根据2005 年农产品 PCI 指数的中位数划分简单产品和复杂产品,并按照企业出口两种产品的份额划分两个企业子样本进行回归,结果见表 3 列(1)、(2)。结果显示,简单产品组 lnExp 的系数绝对值大于复杂产品组,表明简单产品更容易"出口转内销"。

注:括号内为行业层面聚类稳健的标准误;***、**、** 分别表示 p < 0.01、p < 0.05、p < 0.1。限于篇幅,第一阶段的回归结果不再详细列示。

① PCI 指数数据与详细说明见 https://atlas.cid. harvard.edu/rankings。

表 3 农产品异质性的检验结果

	产品质量		膳食结构		面向市场		加工程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	简单产品	复杂产品	东方膳食	其他膳食	内向产品	外向产品	原料产品	加工产品
lnExp	-0.260*** (0.0243)	-0.202*** (0.0409)	-0.235*** (0.0329)	-0.224*** (0.0496)	-0.270*** (0.0435)	-0.177*** (0.0446)	-0.353*** (0.0543)	-0.217*** (0.0319)
K – P rk LM	2.108	17. 175	7.053	8.405	4.022	17.175	4.851	7.368
K – P rk Wald F	129.649	48.613	103.543	42.155	48.860	62.973	20.037	101.222
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	7400	9680	8333	8752	10796	6294	2269	14773
\mathbb{R}^2	0.122	0.089	0.109	0.089	0.112	0.083	0.157	0.087

注:括号内为行业层面聚类稳健的标准误;***、**、** 分别表示 p < 0.01、p < 0.05、p < 0.1。限于篇幅, 控制变量和第一阶段的回归结果不再详细列示。

2. 农产品目标国膳食结构

农产品作为食物,其需求可能与地方膳食结构和文化密切相关。本文预期,更符合中国人饮食习惯的出口农产品可能更容易转向国内市场。关于膳食结构,目前主流的分类标准是"世界三大膳食结构"(陈仁惇,2002),其中包含东亚、东南亚的"东方膳食结构"最符合中国人的食物消费习惯。这一分类标准针对的是目标国而非农产品,因此本文根据出口农产品份额将样本划分为以东方膳食区为主要出口地的企业样本和以其他地区为主要出口地的企业样本,重新回归后的结果见表3列(3)、(4)。从中可见,东方膳食组 lnExp 的系数绝对值大于其他地区组,表明原计划销往东方膳食区的出口产品更容易转向国内市场。

3. 农产品面向市场

前文已经证实,简单产品和东方膳食结构区产品更容易"出口转内销"。而从更普遍的角度看,二者影响"出口转内销"效率的实质是农产品是否主要面向国内市场。若农产品销售主要取决于国际市场,则内销可能面临需求不足的困境,从而更难以转型。本文利用 BACI 数据库构建了农产品外向性指标 Extro:

$$Extro_p = r(Exp_{p,CHN}, Imp_{p,Others})$$

产品 p 的外向性 Extro_p 定义为产品 p 样本期内^①中国的出口额和世界其他国家进口额的相关系数, Exp_{p,CHN}是样本期内中国出口产品 p 的总额, Imp_{p,Others}是样本期内世界其他国家进口产品 p 的总额, 其中后者去除了来自中国的进口额以避免其对相关系数的正向影响。Extro_p 越大, 说明中国的出口额受世界其他国家需求的影响越大, 产品越"外向"。本文以 0.7 为临界值^②将农产品划分为内向产品和外向产品两类, 并按照出口份额划分企业子样本, 回归结果见表 3 列(5)、(6)。不难发现, 内向产品组 lnExp 的系数绝对值大于外向产品组, 表明主要面向国内市场的产品更容易"出口转内销"。

4. 农产品加工程度

如前文所述,加工程度对"出口转内销"效率的影响存在不确定性。一方面,加工产品保质期更长, 更容易贮存,从而可能更易转型;另一方面,加工产品面向的消费群体更小,可能反而不易转型。HS 编码并未对农产品加工程度有明确划分,但世界银行公布的海关编码(HS) – 国际标准产业分类(ISIC)转换表^③使这一分类成为可能。本文依据 ISIC 标准对基础农业和制造业的归类将农产品划分为原料产品和加工产品,并按照出口份额划分子样本,回归结果见表 3 列(7)、(8)。结果显示,原料产品组 lnExp

① 由于样本期的5年时间序列太短,此处将其扩展为人世到样本期截止,即2001—2009年。

② Extro 的样本中位数约为 0.7, 且 0.7 在统计学上常作为判断相关性强弱的临界值, 故如此选择。

③ HS - ISIC 转换表见 https://wits. worldbank. org/product_concordance. html。

的系数绝对值大于加工产品组,说明出口原料产品更容易转内销。

综上所述,本文假说2得到验证。

(二)涉农企业异质性

1. 涉农企业所有制

所有制结构不仅会单独影响出口与内销,还可能改变"出口转内销"效率。本文预期,相对于国有企业,非国有企业特别是港澳台和外资企业的开放程度和竞争活力普遍更高,在销售结构调整方面更具备灵活性,更易"出口转内销"。将涉农企业划分为国有企业、私营企业和港澳台/外资企业三个子样本①进行回归,结果见表4列(1)~(3)。结果显示,国有企业组 lnExp 的系数绝对值最小,私营企业组居中,港澳台和外资企业组最大,表明港澳台和外资企业"出口转内销"能力最强,私营企业次之,国有企业最弱。

表 4 涉农企业异质性的检验结果						
		企业所有制		企业规模		
	(1)	(2)	(3)	(4)		
	国有企业	私营企业	港澳台/外资企业	出口×规模		
lnExp	-0.0500 (0.140)	-0.164*** (0.0335)	-0.290*** (0.0452)	-0.473*** (0.0599)		
$lnExp \times Size$				0.0481*** (0.00865)		
K – P rk LM	2.779	6.803	8.552	8.591		
K – P rk Wald F	20.819	39.751	99.949	37.336		
固定效应	是	是	是	是		
控制变量	是	是	是	是		
样本量	107	7884	8881	17095		
\mathbb{R}^2	0.033	0.081	0.117	0.112		

注:括号内为行业层面聚类稳健的标准误;***、**、** 分别表示 p < 0.01 、p < 0.05 、p < 0.1。限于篇幅, 控制变量和第一阶段的回归结果不再详细列示。

2. 涉农企业规模

企业规模作为经济体量和生产率的代理,可以作为控制变量消除其对出口与内销的影响,但规模本身还可能影响销售结构转型过程。大小规模企业在"出口转内销"中各具优势:大企业更易形成规模效应,其先进的技术、雄厚的资金和突出的融资能力保证其较高的产能水平,加上国内外优质的人脉资源,使其具有较强的"出口转内销"能力;小企业则更具灵活性,其调整销售战略产生的额外成本较低。考虑到企业规模的连续性,本文通过引入规模对数与出口对数交互项的方式进行异质性分析,结果见表4列(4)。结果显示,交互项(lnExp×Size)的系数显著为正,表明企业规模越大,"出口转内销"效率越低。综上所述,本文假说3得到验证。

七、"出口转内销"对涉农企业绩效的影响

本部分主要考察两个问题:第一,负向外需冲击是否会造成涉农企业绩效的下滑?第二,农产品"出口转内销"能否作为传导机制缓解这一损失?

(一)外需冲击对涉农企业绩效的影响

前文已经说明,负向外需冲击对企业绩效的影响主要是通过缩减其外贸市场规模、减少出口产品数量与金额产生的。因此,这一负面效应可以通过涉农企业绩效关于工具变量冲击下农产品出口额的回归方程来识别。基于此,本文构建如下计量模型:

① 考虑到港澳台企业样本量较少且性质和外资企业相似,所以将其合并。

 $\operatorname{Perf}_{f_{t}} = \operatorname{const} + \beta \ln \operatorname{Exp}_{f_{t}} + X\delta_{f_{t}} + u_{f} + v_{i_{t}} + \varepsilon_{f_{t}} \tag{3}$

其中:f表示企业,t表示年份,i表示行业;Perf是涉农企业绩效,lnExp是企业出口额对数在工具变量(农产品外部需求)冲击下的拟合值,X是一系列控制变量构成的向量集;const是常数项, u_f 是企业固定效应, v_n 是行业 – 年份交互固定效应, ε_0 是随机扰动项。

对于模型(3),有两点需要说明。首先是涉农企业绩效的度量。根据现有文献,企业绩效的衡量方式较为多样,如经济绩效、创新绩效、生态绩效、社会绩效等(温素彬等,2005;吴超鹏等,2016)。由于本文主要关注涉农企业的盈利能力,故以常用经济绩效指标总资产报酬率(ROA)、净资产收益率(ROE)和销售利润率(ROS)作为代理。其次是模型控制变量。1)所有制。经验研究表明,外资企业在接受投资的同时还能通过引进先进生产技术、管理和销售经验促进企业绩效提升(Girma et al.,2004),而国有企业由于营利导向偏弱而企业绩效较低(张礼卿等,2010)。因此,依然控制所有制虚拟变量 n. Ownership。2)企业年龄。已有研究表明,随着年龄的增长,企业既可能通过"干中学"获得绩效的提升(周黎安等,2007),也可能因为递增的工资压力和递减的创新潜力而出现绩效的下滑(Skirbekk,2003)。因此,有必要将企业年龄(Age)纳入回归方程予以控制。此外,刘啟仁等(2015)指出代表企业在行业内地位的企业规模和体现企业财务状况的资产负债率也会影响企业绩效,因此继续控制企业规模(Size)和资产负债率(TDR)变量。

(二)农产品"出口转内销"这一转型机制的考察

进一步,本文考察在涉农企业绩效下滑已不可避免的情况下,农产品"出口转内销"能否在其中起到缓解作用,即减少原本应该更严重的绩效损失?机制检验的模型设定如下:

$$\operatorname{Perf}_{f_{t}} = \operatorname{const} + \beta \operatorname{'lnExp}_{f_{t}} + \gamma \operatorname{lnDom}_{f_{t}} + X\delta_{f_{t}} + u_{f} + v_{f_{t}} + \varepsilon_{f_{t}}$$

$$\tag{4}$$

模型(4)与模型(3)基本一致,唯一的区别在于模型(4)引入了内销对数 lnDom 作为解释变量。其中,β'不再表示外需冲击对涉农企业绩效的全部影响效应,而是单纯的出口下降对涉农企业绩效的直接影响效应;γ表示内销增加对涉农企业绩效的积极作用,这一积极作用正是农产品"出口转内销"缓解绩效损失的原理所在。相比于模型(3),若系数β'大于β,且系数γ显著为正,则说明内销增加削弱了单纯的出口下降对绩效的负面作用,即农产品"出口转内销"是缓解外需冲击下涉农企业绩效受损的有效手段。此外,结合模型(1)估计的出口与内销替代系数α,模型(4)还能够粗略估计外需冲击对涉农企业绩效的全部影响效应(即模型(5))。这有助于更加直观地说明"出口转内销"产生的原理,并证实模型(3)结果的稳健性。

$$\hat{\beta} = \beta' + \alpha \times \gamma \tag{5}$$

(三)实证结果

表 5 的奇数列(列(1)、(3)、(5))与偶数列(列(2)、(4)、(6))分别汇报了模型(3)、(4)的回归结果。奇数列的回归结果显示, $\ln Exp$ 的系数均为正,说明负向外需冲击会使涉农企业绩效下滑,出口每下降 1%,平均 ROA 减少 0. 105%、ROE 减少 0. 302%、ROS 减少 0. 146%。但是,当被解释变量为 ROA 时, $\ln Exp$ 的系数不显著,这可能是因为当出口订单减少时,ROA 分母中的应收账款等资产也会减少,从而使 ROA 下降不明显。偶数列的回归结果显示,当引入机制变量 $\ln Dom$ 后,系数 β'明显大于 β,且系数 γ 均显著为正,表明"出口转内销"能够有效缓解外需冲击带来的绩效损失。其中,内销的系数 γ 均大于出口的系数 β',说明内销对企业绩效的贡献度比出口大,原因可能在于加工贸易的存在、出口农产品的低技术和国际市场的同质化弱化了出口对绩效的作用。进一步,利用模型(5)可以估计与验证外需冲击对涉农企业绩效的全部影响效应①,当被解释变量为 ROA、ROE 和 ROS 时,系数分别为 0. 103、0. 300、0. 145,与模型(3)的结果接近。综上所述,本文假说 4 得到验证。

① 此处的 α 值使用表 2 列(3)的 -0.237 而非列(4)的 -0.366,主要是因为列(4)样本量受限使用了全样本而非负向外需冲击企业,故使用列(3)对应样本的回归系数更严谨。

	总资产报酬率 ROA		净资产收益率 ROE		销售利润率 ROS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnExp	0.105 (0.0704)	0.173* (0.0866)	0.302* (0.158)	0.438** (0.203)	0.146** (0.0559)	0. 205*** (0. 0651)
lnDom		0.295*** (0.107)		0.582* (0.296)		0. 254*** (0. 0759)
K – P rk LM	8.459	8.568	8.459	8.568	8.459	8.568
K – P rk Wald F	73.237	76.205	73.237	76.205	73.237	76.205
固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	15069	15069	15069	15069	15069	15069
\mathbb{R}^2	0.085	0.089	0.015	0.018	0.013	0.017

表 5 外需冲击下农产品"出口转内销"对涉农企业绩效的影响

八、结论与建议

本文利用中国工业企业数据及海关与 BACI 的出口信息,识别了外需冲击下涉农企业农产品出口与内销的替代关系,检验了"出口转内销"是否存在产品和企业异质性,并考察了"出口转内销"对经济绩效的影响。研究发现,涉农企业会以"出口转内销"的方式应对负向外需冲击,每1%的出口额下降平均会造成0.366%的内销额上升。异质性分析显示,"出口转内销"在不同农产品与涉农企业间存在异质性。具体而言:在产品方面,原料产品和内向产品(如简单产品、面向东部膳食区产品)更容易转向国内市场;在企业方面,外资企业和小规模企业的转型效率高于国有和大规模企业。进一步研究表明,外需冲击会导致涉农企业经济绩效下滑,但农产品"出口转内销"可以在一定程度上缓解冲击产生的负面影响。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:

第一,完善农产品"出口转内销"的程序。国内市场乱象是"出口转内销"的一大障碍,有关部门应在政策法规层面加快健全市场准入制度、完善认证体系、明确收费标准、加强产权保护,在保证转内销农产品严格按标准认证加贴和接受监管的前提下尽可能简化转型程序、缩减中间费用,确保产业链供应链畅通运转。

第二,发挥涉农企业主体作用,引导其开辟国内市场。政府应引导涉农出口企业特别是龙头企业拓展销售渠道,一方面可以通过在线下组织交易博览会,在线上搭建电商平台、组织直播带货等方式,促进国内批发商和农贸市场乃至散户等消费主体与涉农企业对接,以解决出口企业(特别是大企业和国有企业等较难转型的企业)匹配需求市场的困境。另一方面可以在经费和技术方面支持涉农企业打造自主品牌,对转型农产品(特别是需求面较窄的加工产品和国内需求低的外向型产品)进行加工和优化,使其更适应国内市场的需求。

第三,促进农产品生产标准化和供给提质升级。一方面通过建立统一的生产线,按照相同标准和质量要求生产"同线同标同质"农产品,在降低涉农企业生产成本的同时促进内外销市场一体化,使涉农企业能灵活根据内外需情况选择出口或内销。另一方面通过生产工艺改进和装备技术升级,提高劳动生产率和农产品质量,既能提升农产品在国际市场的竞争力和应对冲击的能力,也能解决国内农产品有效供给矛盾,促进农业高质量转型。

参考文献:

陈仁惇. 2002. 世界三大膳食结构模式的比较[J]. 中国食物与营养(3):50-51.

程国强. 2012. 中国农业对外开放:影响、启示与战略选择[J]. 中国农村经济(3):4-13,43.

注: 括号内为行业层面聚类稳健的标准误;***、**、** 分别表示 p < 0.01、p < 0.05、p < 0.1。限于篇幅, 控制变量和第一阶段的回归结果不再详细列示。

戴觅,茅锐. 2015. 外需冲击、企业出口与内销;金融危机时期的经验证据[J]. 世界经济(1);81-104.

戴觅,余淼杰,Madhura Maitra. 2014. 中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用[J]. 经济学(季刊)(2):675 - 698.

董全海. 1996. 农产品价格与产量波动趋势之供求分析:兼与陈志国、李惠茹二同志商権[J]. 经济研究(9):54 - 61.

郭斌. 2006. 规模、R&D 与绩效:对我国软件产业的实证分析[J]. 科研管理(1):121-126.

郭庆海. 2013. 新型农业经营主体功能定位及成长的制度供给[J]. 中国农村经济(4):4-11.

侯欣裕,孙浦阳. 2019. 外部市场需求冲击与企业工资调整[J]. 国际贸易问题(10):53-66.

李炳坤. 2006. 发展现代农业与龙头企业的历史责任[J]. 农业经济问题(9):4-8,79.

刘慧,綦建红. 2021. 外需冲击下多元化策略如何影响企业出口韧性[J]. 国际经贸探索(12):4-19.

刘啟仁,黄建忠. 2015. 异质出口倾向、学习效应与"低加成率陷阱"[J]. 经济研究(12):143-157.

马洪涛. 2021. 入世 20 年中国农产品贸易发展及趋势展望[J]. 农业经济问题(12):50-54.

苏振东,洪玉娟. 2013. 中国出口企业是否存在"利润率溢价"? 基于随机占优和广义倾向指数匹配方法的经验研究[J]. 管理世界 (5):12-34,46.

孙浦阳,张龑,黄玖立. 2015. 出口行为、边际成本与销售波动:基于中国工业企业数据的研究[J]. 金融研究(9):159-173.

温素彬,薛恒新. 2005. 基于科学发展观的企业三重绩效评价模型[J]. 会计研究(4):60-64,95.

吴超鹏,唐菂. 2016. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效:来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究(11):125-139.

殷德生, 唐海燕、黄腾飞. 2011. 国际贸易、企业异质性与产品质量升级[J]. 经济研究(S2):136-146.

张礼卿,孙俊新. 2010. 出口是否促进了异质性企业生产率的增长;来自中国制造企业的实证分析[J]. 南开经济研究(4);110-122.

张学良,程玲,刘晴. 2021. 国内市场一体化与企业内外销[J]. 财贸经济(1):136-150.

周黎安,张维迎,顾全林,等. 2007. 企业生产率的代际效应和年龄效应[J]. 经济学(季刊)(4):1297-1318.

朱晶,李天祥,林大燕. 2018. 开放进程中的中国农产品贸易:发展历程、问题挑战与政策选择[J]. 农业经济问题(12):19-32.

AHN J, MCQUOID A F. 2017. Capacity constrained exporters; identifying increasing marginal cost [J]. Economic Inquiry, 55(3);1175 – 1191

ALMUNIA M, ANTRÀS P, LOPEZ - RODRIGUEZ D, et al. 2021. Venting out; exports during a domestic slump [J]. American Economic Review, 111(11):3611-3662.

BALDWIN R. 2005. Heterogeneous firms and trade:testable and untestable properties of the melitz model [R]. NBER Working Paper.

BERMAN N, BERTHOU A, HÉRICOURT J. 2015. Export dynamics and sales at home [J]. Journal of International Economics, 96(2):298

BERNARD A B, JENSEN J B. 1995. Exporters, jobs and wages in US manufacturing: 1976 – 1987 [J]. Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics.

BLOOM N,DRACA M,VAN REENEN J. 2016. Trade induced technical change? The impact of Chinese imports on innovation, IT and productivity [J]. Review of Economic Studies, 83(1):87 – 117.

BLUM B S, CLARO S, HORSTMANN I J. 2013. Occasional and perennial exporters [J]. Journal of International Economics, 90(1):65 - 74.

BRICONGNE J C, FONTAGNÉ L, GAULIER G, et al. 2012. Firms and the global crisis; French exports in the turmoil [J]. Journal of International Economics, 87(1):134 – 146.

BUGAMELLI M, GAIOTTI E, VIVIANO E. 2015. Domestic and foreign sales: complements or substitutes [J]. Economics Letters, 135:46-51.

CORREIA S. 2015. Singletons, cluster - robust standard errors and fixed effects; a bad mix [D]. Durham; Duke University.

DAI M, YU M J, ZHAO C M. 2018. Export tightening, competition, and firm innovation; evidence from the Renminbi appreciation [J]. Review of Development Economics, 22(1):263-286.

EATON J, KORTUM S, KRAMARZ F. 2011. An anatomy of international trade; evidence from French firms [J]. Econometric Society, 79 (5):1453-1498.

EKHOLM K, MOXNES A, ULLTVEIT - MOE K H. 2012. Manufacturing restructuring and the role of real exchange rate shocks [J]. Journal of International Economics, 86(1):101 - 117.

ERBAHAR A. 2020. Two worlds apart? Export demand shocks and domestic sales [J]. Review of World Economics, 156(2): 313 - 342.

FERNANDES A P, TANG H W. 2012. Determinants of vertical integration in export prossing: theory and evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 99 (2):396 - 414.

GHEMAWAT P. 2011. World 3.0; global prosperity and how to achieve it [M]. Boston; Harvard Business Press.

GIRMA S,GÖRG H. 2004. Outsourcing, foreign ownership, and productivity; evidence from UK establishment level data [J]. Review of International Economics, 12(5);817-832.

IACOVONE L, RAUCH F, WINTERS L A. 2013. Trade as an engine of creative destruction; Mexican experience with Chinese competition [J]. Journal of International Economics, 89(2):379 – 392.

- 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, doi:10.1016/j.jinteco.2019.103276.
- KUGLER M, VERHOOGEN E. 2012. Prices, plant size, and product quality [J]. Review of Economic Studies, 79(1):307 339.
- MANOVA K, YU Z H. 2016. How firms export: processing vs. ordinary trade with financial frictions [J]. Journal of International Economics, 100:120-137.
- MAYER T, MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. 2014. Market size, competition, and the product mix of exporters [J]. American Economic Review, 104(2):495-536.
- MELITZ M J. 2003. The impact of trade on intra industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 71(6):1695 1725.
- NUCCI F, POZZOLO A F. 2010. The exchange rate, employment and hours; what firm level data say [J]. Journal of International Economics, 82(2):112-123.
- RHO Y, RODRIGUE J. 2016. Firm level investment and export dynamics [J]. International Economic Review, 57(1):271-304.
- RUBIN D B. 1974. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies [J]. Journal of Educational Psychology, 66(5):688.
- SCHERER F M. 1965. Firm size, market structure, opportunity and the output of patented inventions [J]. American Economic Review, 55: 1097 1125.
- SCHUMPETER J A. 1942. Capitalism, socialism, and democracy [M]. New York: HarperCollins.
- SKIRBEKK V. 2003. Age and individual productivity: a literature survey [R]. MPIDR Working Paper WP.
- $SODERBERY\ A.\ 2014.\ Market\ size\ , structure\ , and\ access\ ; trade\ with\ capacity\ constraints\ [\ J\].\ European\ Economic\ Review\ , 70\ ; 276\ -298.$
- VANNOORENBERGHE G. 2012. Firm level volatility and exports [J]. Journal of International Economics, 86(1):57 67.
- YU M J. 2015. Processing trade, tariff reductions and firm productivity; evidence from Chinese firms [J]. The Economic Journal, 125(585); 943-988.

External Demand Shock, "Transfer to Domestic Sales" of Agricultural Exports and Firm Performance: Microscopic Evidence from Agricultural Firms

MAO Rui¹ XIA Yu²

(1. Zhejiang University, Hangzhou 310058; 2. Peking University, Beijing 100080)

Abstract: China's agricultural exports have been rapidly increasing since entering the WTO, yet the challenge from the demand side cannot be ignored. As vital agricultural subjects and export sectors, the "Transfer to Domestic Sales" decision of agricultural firms plays an important part in eliminating external demand shock and upgrading agriculture. This paper identifies the substitution relationship between exports and domestic sales of agricultural firms under external demand shock, tests whether there's product and firm heterogeneity in "Transfer to Domestic Sales", and recognizes its effect on firm's economic performance. The results show that under external demand shock, agricultural firms transfer exports to domestic sales, a 1% decline in exports leads to a 0.366% increase in domestic sales. This transfer is heterogeneous among different products and firms, raw materials and "introvert" products such as those with simplicity or oriented to the eastern dietary areas are easier to transfer, and the transfer efficiency of FDI firms and small firms is higher than state – owned firms and large firms. The external demand shock will hurt firm performance, while "Transfer to Domestic Sales" can alleviate the negative impact to a certain extend.

Keywords: agricultural exports; external demand shock; transfer to domestic sales; enterprise performance

(责任编辑 余 欢)