

外部需求冲击、相关多样化与出口韧性

贺灿飞, 陈 韬

[摘要] 在国际环境不确定性日益增长的背景下,防范外部需求冲击风险对于稳定经济增长具有重要意义。本文使用中国产品出口数据,从需求侧探讨相关多样化的出口产品结构如何影响城市—产业出口韧性。现有研究主要探讨相关多样化的供给侧效应,对相关多样化的需求侧效应缺乏讨论,本文的边际贡献在于从需求侧详细分析相关多样化的作用机制。相关多样化水平高的产业具有更多的本地关联产业,且与关联产业具有更高的关联度,这种结构特征可能使其受到更多直接和间接外部需求冲击。本文发现,相关多样化确实与城市—产业的短期出口韧性负相关,且这一结果能够通过多种稳健性检验。异质性分析发现,相关多样化的作用强度由于不同产品、地区、出口目的国对本地出口信息溢出的依赖程度不同而存在一定差异。作用机制检验发现,相关多样化通过增加产业受到本地需求冲击直接影响和间接影响的概率而降低短期出口韧性;进一步拓展理论模型发现,相关多样化还可能通过抑制出口产品质量提升而不利短期出口韧性。基于上述实证结果,本文建议进一步推进区域经济一体化进程,构建区域风险共担机制以防范外部需求冲击风险,推动区域内基于比较优势合理分工。

[关键词] 相关多样化; 韧性; 外部需求冲击; 金融危机

[中图分类号]F752 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)07-0061-20

一、引言

2019年国务院政府工作报告指出,中国政府在2018年完成全年经济社会发展主要目标任务,但未来仍面临世界经济增速放缓,保护主义、单边主义加剧,国际大宗商品价格大幅波动,不稳定不确定因素明显增加,外部输入性风险上升的严峻挑战。其中,自2018年3月以来中国与美国的数次贸易摩擦是“外部输入性风险”的突出表现,使中国区域经济发展面临潜在外部需求冲击风险。在这一背景下,分析区域产业应对外部需求冲击的“韧性”对防范外部需求冲击、促进经济平稳发展十分重要。韧性(Resilience)的概念常用于研究外部冲击对区域、产业或企业的影响,一般定义为经济主体抵抗(Resist)危机、从危机中恢复(Recover)、自我更新(Renewal)并重新定位(Reorientation)的能力(Martin,2012)。本文关注韧性的短期视角,即区域产业抵抗危机和从危机中恢复的过程,并从韧

[收稿日期] 2018-12-14

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“全球地方互动与中国区域产业重构”(批准号41731278);国家杰出青年科学基金项目“经济地理”(批准号41425001)。

[作者简介] 贺灿飞,北京大学城市与环境学院教授,理学博士;陈韬,北京大学城市与环境学院博士研究生。通讯作者:贺灿飞,电子邮箱:hecanfei@urban.pku.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

性的定义出发,探讨相关多样化的产业结构对区域产业出口韧性的影响。

相关多样化(Related Variety)的概念来源于对城市产业多样化集聚的讨论。多样化的产业结构有利于知识交换,引发创新和技术进步,促进城市经济增长(Glaeser et al.,1992),这种效应常被称为“雅各布斯外部性”,然而其实证研究结果存在分歧(Beaudry and Schiffauerova,2009)。部分学者怀疑雅各布斯外部性的设定不够准确,认为其忽视了不同产业集聚类型可能带来不同的风险水平(Boschma et al.,2012),即专业化可能带来额外的经济风险(Kalemli-Ozcan et al.,2003),而多样化的产业结构有助于分散风险(Frenken et al.,2007)。由此可见,多样化具有知识溢出和风险分散两种效应,未对这两种效应加以区分可能是相关研究实证结果不稳健的原因之一。

现有研究主要从产业关联和认知邻近性的角度区分多样化的知识溢出效应和风险分散效应。雅各布斯外部性的核心观点是多样化促进知识溢出,但并非所有产业之间均能相互学习,知识更可能在具有适度认知邻近性、存在一定关联的多样化产业间发生溢出(Caragliu et al.,2016)。与此相反,多样化的风险分散效应则要求多样化产业之间不具有投入产出等方面的联系,如此才能阻断需求冲击的传导。据此,Frenken et al.(2007)按照知识溢出效应和风险分散效应对产业关联性的不同要求,将多样化区分为相关多样化与不相关多样化,前者要求多样化产业之间具有一定相关性,以提供具有适度认知邻近性的知识资源,有益于学习行为发生,因此是真正导致雅各布斯外部性的多样化;后者则要求多样化产业之间关联度较低,以分散风险。之后的研究基本按照这一思路分析相关多样化的作用,认为相关多样化有利于知识溢出、创造新产品和开拓新市场,能促进就业增长或工业增加值增长(Boschma and Iammarino,2009;Boschma et al.,2012;Cortinovis and Van Oort,2015;Van Oort et al.,2015;Firgo and Mayerhofer,2018)。在以上研究的理论分析中,相关多样化似乎天然有利于城市经济发展,但是相关实证结果却并不稳健(Content and Frenken,2016)。

现有研究结果不稳健可能因为其主要分析相关多样化的供给侧“知识溢出”作用,而忽略从需求侧分析相关多样化的影响。从需求侧看,投入产出关联和信息关联意义上的“相关性”均可能成为需求冲击的传播渠道,在外部需求水平剧烈下降时加剧外部需求冲击的影响。本文认为,相关多样化水平较高的产业具有更多的关联产业且与本地产业的关联度更高,更可能受到经由投入产出关联网络和信息关联网络传导的需求冲击直接、间接影响。在上述分析的基础上,本文利用2008年全球金融危机引起外部市场需求剧烈下降的背景,使用中国产品出口数据,从需求视角检验相关多样化对出口韧性的影响。本文发现,相关多样化的确不利于城市—产业短期出口韧性,说明现有文献忽略的相关多样化需求侧影响可能存在。

与现有研究相比,本文可能的边际贡献在于:①在研究视角方面,本文深入分析相关多样化的需求侧效应,发现相关多样化带来的经济风险确实存在,这对全面、辩证地理解相关多样化产业结构的作用有所助益。②在机制分析方面,本文进一步对相关多样化发挥作用的中介渠道进行检验,发现相关多样化传导本地需求冲击的直接效应和间接效应渠道可能均存在。本文对理论模型进行拓展,发现相关多样化还可能通过抑制出口产品质量提升从而降低出口韧性。上述中介效应分析对相关多样化的作用机制提供了更加丰富的解释。③本文还对两个方面的研究补充了经验证据:一方面是相关多样化对经济韧性的短期影响研究,现有研究认为相关多样化对经济韧性的短期影响十分不明确,缺乏实证研究(Martin and Sunley,2015),本文可视之为对经济韧性研究的一项有益补充;另一方面是产业集聚对出口的影响研究,这类研究多发现产业集聚经济通过信息溢出效应促进出口,而本文发现这种集聚带来的信息溢出效应在外部需求下降时期可能逆转为“负向信息溢出”效应而不利于扩大出口,因此可能对更全面地理解集聚与出口之间的关系有一定边际贡献。

二、机制讨论

相关多样化是一系列多样化的、具有较强经济技术关联的产业在区域内或区域内某一产业周边分布的产业结构。本文认为,无论产业之间的关联是投入产出关联还是信息关联,相关多样化由于提供了更多、更密集的需求冲击传导渠道,可能促使外部需求冲击在关联产业之间传播,提高产业受到外部需求冲击直接影响和间接影响的概率,从而降低出口韧性。在上述分析的基础上,本文简化 Di Giovanni et al.(2014)的模型设定,用一个简单的说明性模型分析相关多样化的作用机制。该模型意在说明:在本地产业受到外部需求冲击概率相等的情况下,关联产业越多、与关联产业关联度越高(即具有相关多样化特征)的产业越容易受到本地直接关联产业和间接关联产业需求冲击的波及。本文的模型采用如(1)式所示的效用函数设定:

$$U_{n,t} = [\sum_{\alpha \in I} \omega(\alpha)^{\frac{1}{\sigma}} q(\alpha)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (\sigma > 1) \quad (1)$$

其中, $U_{n,t}$ 表示 n 国消费者的效用水平, α 表示产品种类, I 表示 n 国所有可得的产品种类, $q(\alpha)$ 表示消费量, $\omega(\alpha)$ 为需求冲击参数, σ 为替代弹性。在(1)式对应的需求函数中加入城市维度 c 和产业维度 j , 且假设 c 城市所有产业的边际成本均为 $1/k_{c,t}$ ^①, t 年 c 城市 j 产业出口到 n 国的出口额 $x_{c,j,n,t}$ 可表示为:

$$x_{c,j,n,t} = \frac{\omega_{c,j,n,t} Y_{n,t}}{P_{n,t}^{1-\sigma}} \left(\frac{\sigma}{(\sigma-1)k_{c,t}} \right)^{1-\sigma} \quad (2)$$

在(2)式中, $Y_{n,t}$ 为 n 国总支出水平, $P_{n,t}$ 为价格指数^②。借鉴出口学习效应的相关研究(Fernandes and Tang, 2014),本文假设金融危机时期,城市—产业的预期需求冲击参数 $\tilde{\omega}_{c,j,n,t}$ 会受到同一城市其他相关产业上一年的需求冲击参数影响。其原因在于:①从投入产出关联角度,某一产业的特定冲击可能沿着投入产出关联网络传导和放大,影响与之具有投入产出关联的产业,从而导致微观冲击放大为宏观经济波动(Acemoglu et al., 2012; Di Giovanni et al., 2014)。②从信息关联角度,信息溢出对产业集群内部的企业出口行为具有显著影响,本地其他出口企业的信息溢出能够影响企业出口成本(Koenig et al., 2010; Kamal and Sundaram, 2016),其透露出的出口目的国需求水平信息会影响企业出口决策(Fernandes and Tang, 2014),且这种影响可能随着本地企业间信息关联强度的增强而增强(张国峰等, 2016)。在上述分析的基础上,本文假设在金融危机期间, j 产业的预期需求冲击参数 $\tilde{\omega}_{c,j,n,t}$ 的表达式为:

$$\tilde{\omega}_{c,j,n,t} = (\omega_{c,j,n,t_0})^{\alpha} \prod_{i \in \Omega_{c,j,t-1}} (\omega_{c,i,n,t-1} \tilde{\omega}_{c,i,n,t-1}^j)^{\frac{1}{2}(1-\alpha)\beta_{i,j,t-1}} \quad (0 < (1-\alpha)\beta_{i,j,t-1} < \alpha < 1) \quad (3)$$

如(3)式所示, ω_{c,j,n,t_0} 为 j 产业金融危机前的需求冲击参数, $\Omega_{c,j,t-1}$ 为 c 城市 j 产业所有相关产

① 在 CES 效用和垄断竞争的的设定下, 利润最大化产品价格 $p_{c,j,n,t}$ 为边际成本的一个固定加成, 即 $p_{c,j,n,t} = \frac{\sigma}{(\sigma-1)k_{c,t}}$ 。 $k_{c,t}$ 可以视为城市生产率水平。本文使用这一方便性假设的原因一方面是缺乏城市—产业层面的生产率数据或生产成本数据, 另一方面则是本文关注相关多样化带来的需求侧异质性, 因而在模型部分尽量简化供给侧异质性。未来若可得城市—产业层面的生产率数据, 可以加入模型使全文的实证分析更加完善。

② $P_{n,t} = (\sum_c \sum_j \omega_{c,j,n,t} p_{c,j,n,t}^{1-\sigma})^{1/(1-\sigma)}$ 。

业的集合(后文简称为 Ω_j), $\omega_{c,i,n,t-1}$ 为 $t-1$ 年 c 城市 j 产业的某一相关产业 i 的需求冲击参数, $\tilde{\omega}_{c,i,n,t}^j$ 为 j 产业预期 t 年 c 城市 i 产业需求冲击参数的大小, $\beta_{i,j,t-1}$ 表示 i 产业对 j 产业的影响系数, 本文假设 i, j 产业之间的关联水平越高, 影响系数 $\beta_{i,j,t-1}$ 越大, α 为常数。在(3)式的设定下, j 产业观察到 $t-1$ 年本地相关产业出口表现后, 综合考虑相关产业 $t-1$ 年受冲击情况以及预期相关产业在 t 年受冲击程度, 进而形成自身的预期需求冲击参数。按照(3)式, $t-1$ 年某一相关产业 i 的需求冲击参数对 t 年 j 产业需求冲击参数的直接影响弹性为 $\partial \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}^j / \partial \ln \omega_{c,i,n,t-1} = \frac{1}{2} (1-\alpha) \beta_{i,j,t-1}$ 。

除了直接影响之外, 本文进一步允许相关产业需求冲击参数变化引起间接需求冲击传导效应。假定 j 产业的某一相关产业 i 在 $t-1$ 年需求冲击参数发生改变, j 产业除了受 i 产业需求冲击的直接影响以外, 还将预期 i 产业的其他相关产业的需求冲击参数在 t 年也受到 i 产业需求冲击参数改变的影响, 且影响弹性由(4)式给定。

$$\partial \ln \tilde{\omega}_{c,k,n,t}^j / \partial \ln \omega_{c,i,n,t-1} = \frac{1}{2} (1-\alpha) \beta_{i,k,t-1}, k \in \Omega_i \quad (4)$$

其中, $\tilde{\omega}_{c,k,n,t}^j$ 为 j 产业预期 i 产业的某一相关产业 k 的需求冲击参数, $\beta_{i,k,t-1}$ 为 i 产业对 k 产业的影响系数, 其同样与 i, k 产业之间的关联水平正相关。由此, 如果 i 产业与 j 产业存在共同相关产业, i 产业的需求冲击还将由这些共同相关产业间接地传导到 j 产业。因而, i 产业需求冲击参数变化对 j 产业需求冲击参数直接影响和间接影响的总弹性如(5)式所示^①:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}^j}{\partial \ln \omega_{c,i,n,t-1}} &= \frac{1}{2} (1-\alpha) \beta_{i,j,t-1} + \sum_{k \in \Omega_j \cap \Omega_i} \frac{\partial \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}^j}{\partial \ln \tilde{\omega}_{c,k,n,t}^j} \frac{\partial \ln \tilde{\omega}_{c,k,n,t}^j}{\partial \ln \omega_{c,i,n,t-1}} \\ &= \underbrace{\frac{1}{2} (1-\alpha) \beta_{i,j,t-1}}_{\text{直接效应}} + \underbrace{\frac{1}{4} (1-\alpha)^2 \sum_{k \in \Omega_j \cap \Omega_i} \beta_{i,k,t-1} \beta_{k,j,t-1}}_{\text{间接效应}} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $k \in \Omega_j \cap \Omega_i$ 表示 k 产业同时是 i, j 产业的相关产业, $\beta_{i,k,t-1}$ 、 $\beta_{k,j,t-1}$ 分别表示 i 产业对 k 产业、 k 产业对 j 产业的影响系数。假设短期内各产业的相关产业集合、各产业间的影响系数均未发生改变。如果本地所有其他产业的需求冲击参数均在 $t-1$ 年以 φ 的概率受到外部冲击而下降 1%, j 产业预期需求冲击参数变化率(百分比)为:

$$\Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}^j = -\varphi \left[\frac{1}{2} (1-\alpha) \sum_{i \in \Omega_j} \beta_{i,j,t-1} + \frac{1}{4} (1-\alpha)^2 \sum_{i \in \Omega_j} \sum_{k \in \Omega_j \cap \Omega_i} \beta_{i,k,t-1} \beta_{k,j,t-1} \right] \quad (6)$$

(6)式说明了 j 产业受到本地其他产业需求冲击的影响取决于其如何直接和间接地连接到本地产业关联网中, 这与 Acemoglu et al.(2012)、Di Giovanni et al.(2014)的设定相似。与此同时, 由于影响系数 $\beta_{i,j,t-1}$ 、 $\beta_{k,j,t-1}$ 分别与 j 产业和 i, k 产业之间的关联水平正相关, j 产业受到需求冲击之前相关产业数量越多, 与相关产业关联水平越高, 其受到需求冲击的直接和间接影响可能越严重^②。回顾相关多样化的概念, 更多的关联产业和更高的关联水平恰恰是相关多样化的特征, 因此, t

① 理论模型的图示说明请参见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 公开附件。同时, 为了分析方便, 此处暂时假定 $\omega_{c,i,n,t-1}$ 不影响 $\tilde{\omega}_{c,i,n,t}^j$, 这一假设不会使模型主要推论发生反转。

② 相关产业数量增多会导致(6)式中的连加项数增多, 本产业与周边产业关联水平提高会导致影响系数 $\beta_{i,j,t-1}$ 、 $\beta_{k,j,t-1}$ 增大, 二者均可能使本产业更容易受到本地其他产业外部需求冲击的影响。

年 c 城市 j 产业的预期需求冲击参数变化率 $\Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}$ 可以看作上一期相关多样化水平的减函数。这一推论符合直觉,因为同时满足关联产业数量多且与关联产业关联度较高这两个条件的产业往往处于产品关联网络的核心位置,倾向于具有更多、更密集的直接关联渠道和间接关联渠道,因而更容易受到本地其他产业的需求冲击波及。根据上述分析并结合(2)式, t 年 c 城市 j 产业出口到 n 国的出口额增长率可以近似表示为:

$$rate_{c,j,n,t} = \Delta \ln x_{c,j,n,t} = \Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t} + \Delta \ln Y_{n,t} + (\sigma - 1) \Delta \ln P_{n,t} + (\sigma - 1) \Delta \ln k_{c,t} \quad (7)$$

如(7)式所示, $\Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}$ 表示城市—产业预期需求冲击参数的变化率, $\Delta \ln Y_{n,t} + (\sigma - 1) \Delta \ln P_{n,t}$ 表示特定目的国的冲击, $(\sigma - 1) \Delta \ln k_{c,t}$ 表示城市的供给侧冲击,城市出口额增长率可以分解为上述各项之和。按照(6)式,相关多样化水平越高,城市—产业越容易受到本地其他相关产业需求冲击的直接和间接影响,因此 $\Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}$ 可能与相关多样化水平负相关。由于 $\Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}$ 与出口额增长率 $rate_{c,j,n,t}$ 正相关,控制 $\Delta \ln Y_{n,t}$ 、 $\Delta \ln P_{n,t}$ 和 $\Delta \ln k_{c,t}$ 的信息之后,相关多样化很可能与出口额增长率负相关。

三、实证研究设计和描述分析

1. 计量模型设定

本文的研究问题是相关多样化是否不利于出口韧性,参照(7)式,本文将回归模型设置为:

$$resi_{c,j,n,t} = \beta_0 + \beta_1 rv_{c,j,t-1} + \beta_2 (Controls) + u_c + \gamma_j + \eta_{n,t} + \varepsilon_{c,j,n,t} \quad (8)$$

在(8)式中,下标 c, j, n, t 分别表示城市、四位数产品^①、出口目的国和年份, $resi_{c,j,n,t}$ 为本文的被解释变量出口韧性, $rv_{c,j,t-1}$ 表示本文的关键解释变量相关多样化水平, $(Controls)$ 表示控制变量组合, u_c 、 γ_j 和 $\eta_{n,t}$ 分别表示城市固定效应、四位数产品固定效应和出口目的国—年份固定效应, $\varepsilon_{c,j,n,t}$ 为回归残差。

2. 变量设置

(1)被解释变量。本文的被解释变量为城市—四位数产品—出口目的国—年份维度的出口韧性($resi_{c,j,n,t}$)。(7)式显示,金融危机时期的出口额增长率与相关多样化水平负相关,若直接采用出口额增长率作为被解释变量可能更加直观。但是考虑到本文的研究对象是出口韧性,为了使被解释变量具有“韧性”的含义,本文采用2009—2013年各城市—四位数产品—出口目的国的出口额增长率与2008年相应的出口额增长率之差来表示金融危机时期的出口韧性^②,即 $resi_{c,j,n,t} = rate_{c,j,n,t} - rate_{c,j,n,2008}$ 。这一变量的值越小,表示金融危机时期出口额增长率相比于2008年下降得越明显或反弹越乏力,出口韧性越低。

(2)关键解释变量:相关多样化水平。本文借鉴 Boschma et al.(2012)的思路计算城市—四位数产品层面的相关多样化水平。这一方法基于 Hidalgo et al.(2007)的产品空间思想,先计算两两产品

① 后文的实证研究以中国海关进出口贸易数据库四位数 HS 代码对应产品的出口情况计算相应产业的相关多样化水平和出口韧性,因此若无特殊说明,本文中“四位数产品”与前后文中的“产业”内涵一致。
② 直接采用出口额增长率作为被解释变量的回归结果也显示相关多样化与出口额增长率负相关,回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

间的关联水平^①,然后取一个特定的关联水平门槛值,将与本产品关联水平在此门槛值以上的所有产品归入本产品的“相关产品集合”,进而计算该相关产品集合内部的多样化指数。首先,计算各年城市—四位数产品维度的显性比较优势指数 $rca_{c,j,t}$:

$$rca_{c,j,t} = \frac{V_{c,j,t}/V_{c,t}}{V_{j,t}/V_t} \quad (9)$$

其中, $V_{c,j,t}$ 为 t 年 c 城市 j 产品的出口额, $V_{c,t}$ 为 t 年 c 城市总出口额, $V_{j,t}$ 为 t 年全国 j 产品总出口额, V_t 为 t 年全国所有产品总出口额。 $rca_{c,j,t} > 1$ 表示 j 产品出口额在 c 城市总出口额中的占比高于全国平均水平,具有“显性比较优势”。

$$\phi_{i,j,t} = \min\{P(rca_{c,i,t} > 1 \mid rca_{c,j,t} > 1), P(rca_{c,j,t} > 1 \mid rca_{c,i,t} > 1)\} \quad (10)$$

本文在四位数 HS 代码的基础上,运用(10)式计算 i j 产品共同具有显性比较优势的两个条件概率 $P(rca_{c,i,t} > 1 \mid rca_{c,j,t} > 1)$ 、 $P(rca_{c,j,t} > 1 \mid rca_{c,i,t} > 1)$ 的最小值^②,以此表示 i j 产品之间的关联水平。这种方法的思路是:如果两种产品在同一个地区同时具有显性比较优势的概率较大,那么说明这两种产品的生产对于技术、劳动力、资本、制度环境等方面有相似的要求,从而两种产品之间的关联较强。得到了产品关联值 $\phi_{i,j,t}$ 之后,本文取所有产品对之间关联度的中位数作为判定相关性的门槛值, c 城市所有与 j 产品的关联度大于关联门槛值的产品构成 j 产品的相关产品集合 $\Omega_{c,j,t}$ 。在前面定义的相关产品集合基础上,本文按(11)式计算相关多样化水平,其中按(12)式计算的 $s_{c,i,t}$ 表示 i 产品的出口额占 j 产品相关产品集合 $\Omega_{c,j,t}$ 内所有产品总出口额的比重, $V_{c,i,t}$ 为 i 产品的出口额。参照理论模型部分的分析,相关多样化变量滞后一期处理。

$$rv_{c,j,t} = -\sum_{i \in \Omega_{c,j,t}} (s_{c,i,t} \log_2(s_{c,i,t})) \quad (11)$$

$$s_{c,i,t} = \frac{V_{c,i,t}}{\sum_{i \in \Omega_{c,j,t}} V_{c,i,t}} \quad (12)$$

(3)控制变量。本文的控制变量包括产业层面结构特征和模型控制变量。其中,产业层面结构特征控制变量包括:①不相关多样化水平(uw)。已有研究认为不相关多样化产业之间不存在密集的关联,可以阻断需求冲击的传导,分散特定产业需求冲击带来的风险(Frenken et al.,2007)。不相关多样化的变量计算方法与相关多样化类似,首先按照(10)式计算产品之间的关联度,然后取与本产品关联度小于等于所有产品对之间关联水平中位数的所有其他产品为不相关产品集合,再按照(11)式的方法计算不相关产品集合内部的多样化指数。②市场集中度(hhi)。已有研究发现市场集中度越高,企业层面的需求冲击越容易引起宏观经济波动(Gabaix,2011),为了保证实证结果不是因为企业规模分布差异所导致,本文控制每个城市—四位数产品的市场集中度,用城市—四位数产品内部的赫芬达尔指数来表示。③专业化集聚(rca)。专业化集聚可能导致区域经济风险增加,因此控制每个产品的专业化水平,用按(9)式计算的城市—四位数产品的显性比较优势指数表示。本文的理论

① 事实上,判断产业间的关联性还有其他方法,例如投入产出方法和行业分类方法。就投入产出方法而言,由于细分到微观产品的投入产出数据不可得,其往往只能计算大类产业之间的关联水平,无法测算细分产品之间的关联性;另外,行业分类方法直接使用现有行业分类标准,认为从属于同一大类产品内部的细分产品之间关联较强(Frenken et al.,2007),但是这一方法也存在一定的“先验判断”问题(Boschma et al.,2012)。因而,采用产品关联方法计算相关多样化的优点便是弥补了上述两种方法的缺陷。但产品关联方法的缺陷在于无法识别究竟是何种因素主导产品之间的关联。

② 对两个条件概率取最小值是为了降低区域特异性产品对关联度计算的影响(Hausmann and Klinger, 2007)。

模型显示,上一期的产业结构特征会影响当期城市受外部需求冲击的程度,故产业结构控制变量均滞后一期处理。

前文的理论模型说明除了特定城市—产业的需求冲击以外,出口目的国冲击和城市供给侧的冲击也影响出口额增长率,因而需对模型本身的部分参数进行控制,主要包括:①在出口目的国冲击上,本文用目的国—年份固定效应控制不同目的国的需求冲击,并控制四位数产品固定效应保证产品价格的可比性。②在城市供给侧冲击上,本文控制城市劳动生产率的增长率(*pro_growth*),借鉴范剑勇(2006)的方法,用城市第二、第三产业的实际增加值除以第二、第三产业就业人数作为城市劳动生产率的代理变量,并求其增长率^①。③考虑到中国在金融危机期间推出四万亿元的财政刺激计划(干春晖等,2015),特定时期政府的强干预也可能形成供给侧扰动而影响出口韧性,因此本文控制城市财政支出的增长速度(*interv_growth*),由城市当年预算内财政支出增长率表示。另外,本文还在回归方程中纳入城市固定效应以控制样本年份内城市尺度上不随时间变化的因素造成的影响。

3. 数据来源及预处理

本文使用的数据主要来自中国海关进出口贸易数据库和《中国城市统计年鉴》。其中出口韧性、相关多样化、不相关多样化变量使用2007—2013年中国海关进出口贸易数据库数据计算得到。本文对数据进行如下预处理:①剔除出口额、出口量缺失或为0的观测值,并删除出口目的国缺失或出口目的国为中国的样本;②将海关贸易数据库历年HS代码对应到2007年版本的四位数HS代码,并剔除HS产品代码异常和缺失的观测值;③运用企业代码的前四位代表企业所在的城市,并剔除企业所在地为北京、上海、天津和重庆的数据,以避免直辖市地区由于经济体量和行政级别等的不同,出口产品种类明显多于其他城市的情况。其他控制变量的数据来自历年《中国城市统计年鉴》。

4. 描述分析

按照上述变量计算方法,本文用散点图来观察相关多样化与出口韧性的关系。图1显示,受金融危机影响较深的城市—产品倾向于具有更高的相关多样化水平,说明相关多样化与出口韧性可能存在负相关关系。同时,本文也用二次曲线进行拟合,发现相关多样化与出口韧性可能存在“倒U形”关系,但大部分散点位于二次拟合曲线对称轴右侧,即在大多数样本中相关多样化水平越高,出口韧性越低,与前文的预期相符。

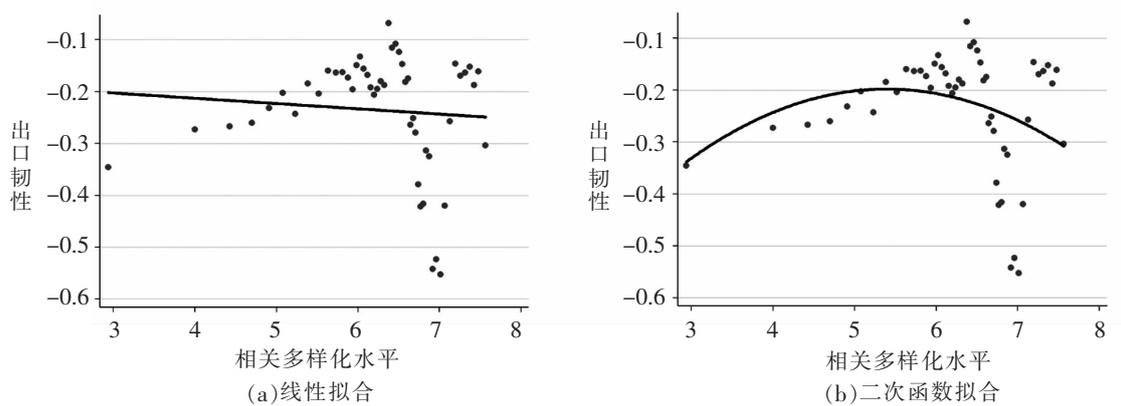


图1 相关多样化与出口韧性的拟合关系

注:由于观测值过多,为了更清晰地观察相关多样化与出口韧性之间的关系,本文采用Stata14.0版本的**binscatter**命令绘制散点图,这一命令可以通过分组的方法减少散点数量,同时可以保证散点的分布格局与总体分布相似,且拟合曲线斜率不变。

① 与前文保持一致,参照(7)式,此处的增长率也是经过对数近似的增长率。

四、实证结果分析

1. 基准回归

表1报告了本文的基准回归结果。第(1)列仅包含相关多样化变量和城市、四位数产品和出口目的国—年份固定效应。回归结果显示,相关多样化变量的回归系数显著为负,说明其可能对城市—产业短期出口韧性存在负面影响,这与现有研究的部分结果相似(孙晓华和柴玲玲,2012)。第(2)列中加入所有控制变量组合,发现这一结果并未发生明显改变,说明控制了众多其他因素之后,相关多样化对出口韧性仍有明显的抑制作用。第(3)列纳入相关多样化水平的二次项(rv_sq),发现相关多样化水平与出口韧性可能存在“倒U型关系”,在相关多样化水平大于3.966的产业中,相关多样化与出口韧性存在负相关关系,处在这一区间内的样本占总样本的95.90%。本文基准回归结果基本呼应了前文关于相关多样化不利于出口韧性的判断,说明相关多样化的需求侧负面影响可能存在。同时,控制变量的回归系数符号基本符合预期^①。

表1 基准回归结果

被解释变量: $resi$	(1)	(2)	(3)
rv	-0.0820*** (0.0102)	-0.0762*** (0.0105)	0.2102*** (0.0386)
rv_sq			-0.0265*** (0.0039)
控制变量	否	是	是
观测值	2441866	2441866	2441866
R^2	0.0398	0.0399	0.0400

注:***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的显著性水平下显著,括号内为聚类到四位数产品的稳健标准误,回归中均包括城市、四位数产品和目的国—年份固定效应。以下各表同。

2. 稳健性检验^②

(1)内生性问题处理。由于相关多样化的产业结构是区域产业长期演化的结果,短期出口冲击反过来影响相关多样化水平的可能性较小,因此本文回归中可能不存在严重的内生性问题。但是,本文也不排除部分产业受到剧烈的外部需求冲击,引起城市出口结构剧烈变化的情况。为缓解潜在的内生性问题,本文控制不同的固定效应组合,发现相关多样化仍与出口韧性负相关。同时,本文采取两种工具变量重新估计回归方程,具体包括:①通过城市的行政级别构造工具变量。同一行政级别的城市之间常存在竞争和对标关系,在主导产业选择和配套产业布局方面可能均存在一定程度的相互模仿,故同一产业可能具有相似的相关多样化结构。本文认为,城市—产业的相关多样化水平可能受到同一行政级别的城市—产业对平均相关多样化水平的影响。工具变量构造如下所示:副省级城市各产业对标全国所有副省级城市同一产业的相关多样化水平均值;非副省级省会城市各

① 回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

产业对标全国非副省级省会城市同一产业的相关多样化水平均值；而普通地级市通常对标全省平均水平，对应同一省份的所有地级市同一产业相关多样化水平均值。同一行政级别的城市的平均相关多样化水平可能对本地产业的出口韧性没有直接影响，但是它可能显著影响本地的相关多样化水平。②采用按与通商口岸距离的最小值分组的城市—产业相关多样化水平均值作为工具变量。本文首先计算各城市到《南京条约》中规定的通商口岸距离最小值，据此将样本内的城市分为9组，计算组内同一四位数产业的相关多样化水平均值，以此作为工具变量纳入回归。运用这一工具变量的理由是：中国在近代以来被动纳入全球化的特征使得距离通商口岸越近，其历史对外开放水平、历史集聚条件和制度包容性水平可能比较接近，因此相关多样化水平可能也比较接近。这样计算的分组均值与本产业相关多样化水平相关，而与本产业的短期出口韧性并不直接相关。回归结果显示，第一阶段F统计量均大于10，说明不存在明显的弱工具变量问题。与此同时，相关多样化变量仍与出口韧性负相关。

(2)不同相关多样化计算方法：①前文采用 $rca_{c,j,t} > 1$ 的标准来判断产业是否具有显性比较优势，此处借鉴 Boschma et al.(2013)的方法，改变显性比较优势的判别标准，认为 $rca_{c,j,t} > 0.5$ 的产业为具有比较优势的产业，按照 $\phi_{i,j,t} = \min\{P(rca_{c,i,t} > 0.5 \mid rca_{c,j,t} > 0.5), P(rca_{c,j,t} > 0.5 \mid rca_{c,i,t} > 0.5)\}$ 重新计算产品关联水平，并根据(11)式得到新的相关多样化变量纳入回归模型。②采用产品共同具有比较优势的条件概率的最小值来计算产品关联虽然能够缓解区域特异性产品带来的偏误，但是同时也抹去了条件概率较大者所蕴含的信息，因此在某些情况下可能低估产品关联。此处采用两个产品同时具有比较优势的条件概率的平均值(而不是最小值)重新计算产品之间的关联水平，即 $\phi_{i,j,t} = \frac{1}{2}(P(rca_{c,i,t} > 1 \mid rca_{c,j,t} > 1) + P(rca_{c,j,t} > 1 \mid rca_{c,i,t} > 1))$ ，再由(11)式计算相关多样化水平。回归结果显示，相关多样化不利于出口韧性这一结果未发生明显改变。

(3)不同含义的相关多样化。前文按(11)式计算的相关多样化水平可以看作是“后验的”相关多样化水平，无法判别究竟是何种力量主导产业关联。在此部分，本文考虑不同含义的相关多样化，分别采用中间投入使用情况和产业分类作为判定相关性的标准，计算基于投入产出关联的垂直相关多样化和基于信息关联的水平相关多样化变量^①，检验前文回归结果的稳健性：①本文借鉴 Cainelli et al.(2016)的方法，按(13)式计算垂直相关多样化水平($vrvc_{j,t}$)。其中， $N_{c,j,t}$ 、 $N_{c,i,t}$ 分别表示 c 城市 t 年 j 行业、 i 行业的出口企业数量， a_{jj} 、 a_{ji} 为行业间的直接消耗系数，分别衡量了 j 行业从 j 行业、 i 行业中获得中间投入的可能性， $\sum_i N_{c,i,t}$ 表示 c 城市的出口企业总数。垂直相关多样化水平越高，表示行业可能拥有更加多样且联系紧密的中间投入来源，更容易受到经由投入产出关联传导的需求冲击影响。本文使用中国2007年42行业投入产出表计算行业之间的直接消耗系数 a_{jj} 、 a_{ji} ，由于该数据是按照国民经济行业标准编制的，此处涉及其与HS代码的匹配问题。本文借鉴盛斌(2002)的方法，将国民经济行业匹配到SITC-3代码，再用SITC-3代码与2007年的HS代码匹配，匹配之后得到

① 最初相关多样化的概念并无水平与垂直之分，Frenken et al.(2007) 提出应将多样化解分为相关多样化和不相关多样化的出发点在于相关多样化应满足知识溢出的条件，即保证“适度的认知临近性”，因此后来研究常认为他提出的相关多样化计算方法得到的是“水平相关多样化”(沈鸿和向训勇，2017)，因为这里的“相关”更多地表示知识溢出和信息溢出上的相关。但现有研究逐渐注意到基于投入产出关联的“垂直相关多样化水平”也可能对区域经济产生影响(Cainelli et al., 2016)。在前文的机制分析中，本文认为无论是水平相关多样化还是垂直相关多样化均可能使出口韧性降低，此处利用这一判断进行稳健性检验。

20个国民经济行业^①对应的HS代码。得到HS代码对应的国民经济行业分类之后,本文将出口企业的数量加总到国民经济行业分类上,计算各城市—国民经济行业分类的垂直相关多样化指数^②。

②本文采用Frenken et al.(2007)的方法,计算基于信息关联的水平相关多样化变量($hrv_{c,j,t}$)。如(14)式所示, $S_{c,j,t}$ 表示c城市某一个二位数HS代码j的产品集合, $i \in S_{c,j,t}$ 表示四位数产品i属于某一个二位数产品集合 $S_{c,j,t}$, $V_{c,i,t}$ 表示i产品出口额, $M_{c,j,t}$ 表示二位数产品j的出口总额。计算这一指数的思路在于,同属一个二位数产品集合的四位数产品之间生产和出口过程所应具备的知识基础更加相似,具有更强的信息关联。这一指标越大,表示本地二位数产品内部具有更多样的满足信息溢出条件的相关产品,越可能发生信息溢出。回归结果显示,考虑不同含义的相关多样化并不影响相关多样化不利于出口韧性的结论。

$$vr_{c,j,t} = \ln \left(\frac{(N_{c,j,t} - 1)a_{jj} + \sum_{i \neq j} N_{c,i,t} a_{ji}}{\sum_i N_{c,i,t}} \right) \quad (13)$$

$$hrv_{c,j,t} = - \sum_{i \in S_{c,j,t}} \frac{V_{c,i,t}}{M_{c,j,t}} \log_2 \left(\frac{V_{c,i,t}}{M_{c,j,t}} \right) \quad (14)$$

(4)不同出口韧性计算方法。主要包括:①虽然中国的出口额在2008年到达阶段性顶峰,但是世界金融危机发生于2007年末,部分产业可能在2008年就受到金融危机影响。因此,本文改变了计算出口韧性的参照年份,以2009—2013年的出口额增长率减去2007年的出口额增长率计算出口韧性,回归结果显示相关多样化仍然不利于出口韧性。②出口额增长率可能仅反映了出口额的相对变化趋势,为了考虑出口额的绝对变化趋势,本文采用2009—2013年的出口额减去2008年的出口额来表示出口韧性。回归结果显示,相关多样化对以绝对出口额变化计算的出口韧性也存在一定负面影响。③本文也采用与理论模型更加贴合的出口额增长率作为被解释变量进行回归,虽然这一因变量不具有韧性的含义,但也有助于分析相关多样化的作用。回归结果说明,相关多样化与出口额增长率呈现显著的负相关关系,符合理论模型的预测。

(5)不同样本的选择:①删除与中国具有紧密联系的出口目的地样本:本文删除出口目的地为中国香港和中国台湾的样本对回归方程重新进行估计。②删除贸易中间商样本^③:由于出口中间商可能存在异地出口的情况,不一定会受到本地产业结构的影响,因此本文结合Ahn et al.(2011)、Manova and Zhang(2012)的方法,删除贸易中间商样本重新进行回归。③删除外资企业样本:由于外资企业对国际市场更加熟悉,对本地知识溢出的依赖性相对较弱,因此可能受到相关多样化的影响

① 这些国民经济行业包括煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、金属矿采选业、非金属矿及其他矿采选业、食品制造及烟草加工业、纺织业、纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业、木材加工及家具制造业、造纸印刷及文教体育用品制造业、石油加工炼焦及核燃料加工业、化学工业、非金属矿物制品业、金属冶炼及压延工业、金属制品业、通用和专用设备制造业、交通运输设备制造业、电器机械及器材制造业、通信设备计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业、工艺品及其他制造业。

② 由于Cainelli et al.(2016)的计算方法暗含某一产业内企业数量越多,则该产业多样性水平越高的假设,这与前文计算相关多样化变量的思路存在一定区别。为了保证结果的稳健性,本文也采用与前文(11)式类似的相关多样化计算方法,取直接消耗系数大于所有国民经济行业对直接消耗系数的中位数的国民经济行业作为投入产出意义上的“相关产业”,然后按照(11)式计算每个城市—国民经济行业的垂直相关多样化水平进行稳健性检验,发现相关多样化仍与出口韧性负相关,回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

③ 剔除企业名称中包含“贸易”、“进出口”、“出口”、“进口”、“外贸”、“商贸”、“边贸”、“物流”的企业。

较弱,本文剔除外资企业样本重新进行估计,发现结果仍然稳健。

3. 异质性检验

(1)产品异质性:①本文按照 Rauch(1999)、Fan et al.(2014)的方法,将出口产品划分为同质产品和差异化产品^①。这种分类方法是国际贸易研究中的常用方法,其原因在于:差异化产品往往具有垄断竞争的市场结构,对国际贸易过程中的风险和不确定性更敏感,容易受到各种非正式壁垒的影响;而同质性产品往往具有接近完全竞争的市场结构,由于存在参考价格,因此对不确定性更不敏感,出口过程对信息溢出的依赖性较低。据此,本文预期相关多样化带来的“负向信息溢出”更容易作用于差异化产品,对其出口韧性的负面影响更强烈。表2第(1)列中纳入同质化产品虚拟变量与相关多样化的交叉项($rv \times homo$),回归结果显示交叉项系数显著为正,说明相关多样化对同质性产品的出口韧性抑制作用较弱,而对差异化产品的出口韧性抑制作用较强。②为了检验上述结果不是因为产业差异导致的,本文在第(2)列中纳入制造业产品^②虚拟变量与相关多样化水平的交叉项($rv \times manu$),发现相关多样化对出口韧性的抑制作用对制造业产品和非制造业产品的影响强度没有显著区别。

表2 产品和地区异质性

被解释变量: $resi$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
rv	-0.0738*** (0.0114)	-0.0650*** (0.0149)	-0.0892*** (0.0139)	-0.0788*** (0.0115)	-0.0699*** (0.0102)
$rv \times homo$	0.0254** (0.0106)				
$rv \times manu$		-0.0123 (0.0130)			
$rv \times eastern$			0.0228 (0.0142)		
$rv \times central$				0.0109 (0.0164)	
$rv \times western$					-0.0519** (0.0211)
观测值	1644200	2438228	2441866	2441866	2441866
R^2	0.0421	0.0399	0.0399	0.0399	0.0399

(2)地区异质性。为了考察相关多样化的作用强度是否存在区域异质性,本文在表2第(3)—(5)列中分别纳入相关多样化与东部($eastern$)、中部($central$)、和西部($western$)虚拟变量的交叉项进行回归。结果显示,东部、中部虚拟变量与相关多样化变量的交叉项系数不显著,而西部虚拟变量与相关多样化变量的交叉项显著为负,这说明相关多样化对出口韧性的抑制作用在西部地区相对较强。对此,本文认为可以从正式制度和非正式制度的替代关系(Cortinovis et al., 2017)这一角度进行解释。西部地区与出口相关的正式制度不够完善,由于缺乏正式渠道获取国际市场的信息,企业出口更依赖于通过非正式信息交流获取出口市场信息。金融危机来临时,相关多样化带来的“负向信息溢出”效应便起主导作用,导致相关多样化在西部地区的负面影响更强烈。

① Rauch(1999)将出口产品划分为同质产品、参考价格产品和差异化产品,本文借鉴 Fan et al.(2014)的方法,将 Rauch(1999)分类中的同质化产品和参考价格产品统称为同质化产品。

② 本文将 HS 代码匹配到 SITC-4 代码,并取 SITC 一位数代码为 5—8 的产品为制造业产品,其余为非制造业产品。

(3)出口目的国受金融危机冲击程度差异。2008年全球金融危机造成影响在空间上分布并不均衡,在出口到受金融危机影响更严重的国家的城市—产业中,外部需求下降的信号更明显,相关多样化对出口韧性的负面影响可能更严重。本文分别采用2009—2013年世界各国GDP增长率、进口总额增长率与2008年相应增长率之差($gdpgrowth$ 、 $importgrowth$)来反映各国受金融危机冲击的程度,构造与相关多样化变量的交叉项并纳入模型。表3第(1)、(2)列的结果显示交叉项回归系数均显著为正,说明对于出口到受到金融危机冲击相对严重的国家的样本而言,相关多样化的负面影响相对明显,这与前文的预期相符。

(4)目的国市场的进入难度和不确定性差异。目的国市场的不确定性和进入难度也可能影响相关多样化的作用强度,目的国市场不确定性越大、进入越困难,出口行为就越依赖本地信息溢出,导致金融危机时期,相关多样化的“负向信息溢出”效应更加明显。本文采用多种代理变量衡量出口目的国市场的不确定性或者进入难度。①借鉴Ahn et al.(2011)的方法,运用当年目的国市场进口所需向政府或海关部门等递交的文件(Documents)数量作为出口国市场固定成本的代理变量,该数据来源于历年世界银行发布的全球营商环境报告(Doing Business Report)。预期进入目的国市场所需的固定成本越高,越需要相关多样化带来的信息溢出以降低出口成本。表3第(3)列中交叉项($rv \times docu$)系数显著为负,说明在出口到高固定成本目的国的样本中,相关多样化在金融危机时期造成的负面影响相对较强。②以世界银行发布的全球营商环境报告中评测的出口目的国契约履行得分作为出口目的国市场不确定性或正式制度质量的代理变量,并据此构造其与相关多样化变量的交叉项($rv \times contra$),第(4)列的回归结果显示,在出口市场不确定性越强、正式制度质量越低的出口目的国,相关多样化对出口韧性的负面影响越强,这可能因为企业难以依靠正式渠道出口到这些市场,因而出口过程更依赖于本地信息溢出。③现有研究强调民族网络对降低出口不确定性的作用(Rauch and Trindade,2002),本文以出口目的国与中国是否具有同样的民族构成作为出口不确定性的另一个代理变量,并构造其与相关多样化变量的交叉项($rv \times ethnic$),该数据来源于CEPII数据库。第(5)列的回归结果显示,在与中国不具有共同民族构成的出口目的地中,相关多样化对出口韧性的负面影响较强。④在第(6)列中,本文用目的国与中国是否接壤来衡量出口的难度,结果发现交叉项($rv \times contig$)系数显著为正,说明在出口目的地为与中国不接壤的国家的样本中,相关多样化对

表3 出口目的国异质性

被解释变量; $resi$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
rv	-0.0883*** (0.0117)	-0.0856*** (0.0115)	-0.0438*** (0.0114)	-0.1288*** (0.0178)	-0.0799*** (0.0107)	-0.0792*** (0.0108)
$rv \times gdpgrowth$	0.1044*** (0.0167)					
$rv \times importgrowth$		0.0241*** (0.0090)				
$rv \times docu$			-0.0054*** (0.0012)			
$rv \times contra$				0.0830*** (0.0188)		
$rv \times ethnic$					0.0340*** (0.0083)	
$rv \times contig$						0.0221*** (0.0087)
观测值	1680693	1611177	2324745	2324745	2372814	2372814
R ²	0.0472	0.0462	0.0409	0.0409	0.0402	0.0402

出口韧性的抑制作用更强。

总而言之,本文的异质性检验发现在出口越依赖信息溢出的产业和地区,以及对受金融危机冲击严重、进入难度较大的出口目的国出口的样本中,相关多样化对出口韧性的负面影响相对明显。

五、作用机制检验

前文的实证结果发现相关多样化不利于出口韧性,基本符合理论预期。而本文在机制讨论部分认为,相关多样化水平高的产业具有更多的关联产业,且与关联产业关联水平更高。由于上述结构特征,这些产业受到本地相关产业需求冲击的直接和间接影响更强烈。那么,这一机制是否存在呢?探索这一问题有益于进一步理解相关多样化的影响渠道。本部分结构如下:①检验理论模型部分分析的直接效应和间接效应,探索其中介效应是否存在;②拓展本文的模型框架,在模型中纳入出口产品质量因素,尝试检验相关多样化是否通过产品质量增长率这一中介变量影响出口韧性。

1. 直接效应与间接效应

(1)中介变量设定。前文的理论机制认为,相关多样化水平高的产业更容易受到本地需求冲击的直接影响和间接影响,从而降低城市—产业出口韧性。本文借鉴 Hidalgo et al.(2007)的方法,构建如下直接关联密度指数(*density*)以检验相关多样化导致的直接效应。Hidalgo et al.(2007)提出的这一方法可以计算本产业周边某一类型的产业的“密集程度”,现有研究多利用这一指数计算本地产业周边具有比较优势的产业的密集程度,以考察本地比较优势的衍生过程是否具有路径依赖特征(Hausmann and Klinger,2007;Boschma et al.,2013)。本文受到这一方法的启发,用(15)式计算某一产业周边受到金融危机冲击的产业的密集程度。其中, $T_{c,i,t}$ 为表示*c*城市*i*产业是否受到需求冲击的虚拟变量,当城市—产业的出口韧性值小于同一城市所有产业出口韧性值的中位数时,认为该产业受到需求冲击,取 $T_{c,i,t}=1$,否则 $T_{c,i,t}=0$ 。 $\phi_{i,j,t}$ 为按(10)式计算的*i*产业与*j*产业之间的关联度, $i \in \Omega_{c,j,t}$ 表示*i*产业是*j*产业的相关产业。这一指数越大,说明本产业周边有更密集的关联产业受到需求冲击,意味着本产业更可能受到关联产业需求冲击的直接影响^①。另外,为了检验回归结果的稳健性,本文也改变受冲击产业的定义,在本产业出口韧性值小于该城市所有产业韧性值的30%分位数时,认为该产业受到需求冲击,取 $T_{c,i,t}=1$,否则 $T_{c,i,t}=0$,然后按照新的受冲击产业标准计算直接关联密度指数(*density_30%*)重新进行检验。

$$density_{c,j,t} = \frac{\sum_{i \in \Omega_{c,j,t}} \phi_{i,j,t} \times T_{c,i,t}}{\sum_{i \in \Omega_{c,j,t}} \phi_{i,j,t}} \quad (15)$$

$$sec_density_{c,j,t} = \frac{\sum_{i \in \Omega_{c,j,t}} \phi_{i,j,t} \times density_{c,i,t}^j}{\sum_{i \in \Omega_{c,j,t}} \phi_{i,j,t}} \quad (16)$$

同时,相关多样化水平更高的产业与其他产业倾向于具有更多的共同相关产业,这些共同相关产业可能形成需求冲击传导的间接渠道,增加受本地需求冲击波及的机会。为了检验间接效应的中介作用,本文从直接关联密度指数入手构造中介变量。既然直接关联密度指数反映的是某一产业周边受到需求冲击的相关产业的“密集程度”,那么将相关产业的直接关联密度指数如(16)式所示按

① 需要说明的是,这一变量的取值大小与本文的关键解释变量相关多样化水平并无直接联系,而是仅取决于产业间的关联结构和受到需求冲击的产业在本地产业关联网络中的分布。因此,若相关多样化与这一指标正相关,说明相关多样化与需求冲击在本地产业关联网络中的分布有关,则可以推测由于相关多样化水平较高,需求冲击风险倾向于向本产业聚集。

照产业关联水平加权到本产业,可以得到本产业周边受到需求冲击的间接关联产业的“密集程度”,本文将其称为间接关联密度指数^①(*sec_density*)。其中, $density_{c,i,t}^j$ 表示排除*j*产业影响的*i*产业直接关联密度指数^②。间接关联密度指数越大,表示需求冲击通过本产业的间接相关产业传导到本产业的可能性越大,且这一计算方法允许*j*产业的间接关联产业具有多个路径影响*j*产业,符合现实情况。本文同样按出口韧性的30%分位数的标准重新定义受冲击产业,按使用这一标准计算的直接关联密度指数进一步计算间接关联密度指数(*sec_density*30%)作为稳健性检验。

(2)中介效应检验模型设定。本文据(17)——(19)式分别对相关多样化的直接效应和间接效应的中介作用进行检验:

$$resi_{c,j,n,t} = \beta_0 + \beta_1 rv_{c,j,t-1} + \beta_2 (Controls) + u_c + \gamma_j + \eta_{n,t} + \varepsilon_{c,j,n,t} \quad (17)$$

$$inter_{c,j,n,t} = \beta_0 + \beta_1 rv_{c,j,t-1} + \beta_2 (Controls) + u_c + \gamma_j + \eta_{n,t} + \varepsilon_{c,j,n,t} \quad (18)$$

$$resi_{c,j,n,t} = \beta_0 + \beta_1 rv_{c,j,t-1} + \beta_3 inter_{c,j,n,t} + \beta_2 (Controls) + u_c + \gamma_j + \eta_{n,t} + \varepsilon_{c,j,n,t} \quad (19)$$

其中,(17)式与本文基准回归方程相同,用于与(19)式的回归结果相比较;(18)式考察相关多样化变量对中介变量的作用,其中, $inter_{c,j,n,t}$ 为各种中介变量^③,包含用不同方法计算的直接关联密度和间接关联密度;(19)式则将相关多样化与中介变量同时纳入模型,考察其对出口韧性的影响。本文预期相关多样化水平较高的产业容易受到更多本地需求冲击的直接和间接影响,即相关多样化与直接关联密度和间接关联密度正相关。同时,加入中介变量之后对(19)式进行估计,如果发现相关多样化变量的回归系数绝对值下降,即相关多样化对出口韧性的影响力下降,便可以说明相关多样化变量可能通过中介变量对出口韧性起作用。

(3)中介效应检验结果。表4汇报了对直接效应的中介效应检验结果。第(1)列中被解释变量为出口韧性,关键解释变量为相关多样化水平,因此与表1第(2)列相同。第(2)、(3)列分别以按不同方法计算的直接关联密度指数作为被解释变量,以相关多样化水平作为关键解释变量进行回归,发现相关多样化与直接关联密度指数显著正相关,说明本产业相关多样化水平越高,金融危机时期本产业周边受冲击的直接关联产业越“密集”,这也暗示了相关多样化可能增强需求冲击直接效应的强度,与前文理论模型部分的分析相符。第(4)、(5)列中被解释变量为出口韧性,关键解释变量为相关多样化变量和直接关联密度指数。结果显示,直接关联密度指数均与出口韧性显著负相关,说明本产业周边受到需求冲击的产业密度越大,本产业越可能受到需求冲击的影响;同时,相关多样化

- ① 按照这一方法计算的间接关联密度很可能与直接关联密度正相关,因为如果假设需求冲击传导存在路径依赖特征,那么直接关联密度指数越高,本产业就越可能受到冲击,即 $T_{c,i,t}$ 越可能等于1,在后文的回归结果中也发现这一趋势十分稳健。
- ② 为了避免循环解释,计算间接关联密度指数用到的直接关联密度指数并不完全按照(15)式进行计算。在计算任一*j*产业的间接关联密度指数时,需要计算所有与*j*产业相关的产业的直接关联密度指数,本文在计算这些产业的直接关联密度指数时均不计入*j*产业,即对*j*产业的某一个相关产业*i*而言, $density_{c,i,t}^j = \frac{\sum_{k \in \Omega_{c,i,t}, k \neq j} \phi_{i,k,t} \times T_{c,k,t}}{\sum_{k \in \Omega_{c,i,t}, k \neq j} \phi_{i,k,t}}$ 。若在计算*j*产业相关产业的直接关联密度指数过程中将*j*产业纳入计算范围,那么当*j*产业相关产业数量较少时,*j*产业的间接关联密度指数可能退化为 $T_{c,j,t}$,进而导致循环解释。
- ③ 此处的直接关联密度与间接关联密度变量不包含出口目的国维度,但为了保证全文样本的一致性,本文在估计(18)式时仍纳入目的国维度。本文在附录中也提供了在城市—四位数产品—年份维度估计(18)式的回归结果,相关多样化与直接关联密度和间接关联密度的正相关关系并无改变,回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 4 直接效应检验

	(1) <i>resi</i>	(2) <i>density</i>	(3) <i>density_30%</i>	(4) <i>resi</i>	(5) <i>resi</i>
<i>rv</i>	-0.0762*** (0.0105)	0.0085*** (0.0005)	0.0041*** (0.0003)	-0.0304*** (0.0083)	-0.0474*** (0.0086)
<i>density</i>				-5.3580*** (0.3596)	
<i>density_30%</i>					-7.0093*** (0.4334)
观测值	2441866	2441866	2441866	2441866	2441866
R ²	0.0399	0.9461	0.8965	0.0438	0.0435

变量的回归系数绝对值与第(1)列相比均有一定程度降低,说明相关多样化部分地通过提高产业受到相关产业需求冲击直接影响的概率而导致出口韧性下降。同时,本文还使用了以下方法进行稳健性检验^①:①不再仅选取*j*产业的相关产业计算直接关联密度指数,而是选取本地全部产业进行计算。②计算经过出口额占比调整的直接关联密度指数,使出口额占比越高的相关产业,计入直接关联密度指数的权重越大,结果显示上述中介效应仍然存在。

本文按照同样的思路对需求冲击传导的间接效应进行检验^②。结果显示,相关多样化可能部分地通过提高产业受到间接需求冲击的风险,从而导致出口韧性的下降。总而言之,本部分结果说明相关多样化可能影响需求冲击在本地产业关联网络中的分布,导致外部需求冲击风险向相关多样化水平较高的城市—产业集中,增大其受到直接和间接需求冲击影响的可能性,从而导致出口韧性下降。

2. 进一步探讨:可能存在的质量中介效应

(1)机制分析。此处拓展前文的理论模型,关注另一个可能影响出口韧性的中介变量:出口产品质量增长率。关注此中介变量的原因在于:2008—2009年世界贸易额急剧下降,下降幅度远超世界GDP同期降幅,有学者认为产品质量异质性可能有助于解释这一现象(Chen and Juvenal,2018)。由于高质量产品需求弹性较大,在金融危机期间,消费者可能不仅减少产品购买量,还倾向于购买低质量的产品,导致高质量产品贸易受到更大的冲击。实证研究在意大利(Esposito and Vicarelli,2011)、阿根廷(Chen and Juvenal,2018)和中国(谢杰等,2018)均发现高质量产品受金融危机冲击更严重的现象,因此产品质量因素可能也是解释中国城市—产业出口韧性需要考虑的重要因素。按照前文的分析,相关多样化可能有利于需求冲击传导,因此其可能通过降低外部需求水平而抑制出口产品质量的提升。由于高质量的产品价格较高、在相同的价格条件下出口额占比更大(Khandelwal et al.,2013),出口产品质量下降可能导致出口韧性下降。本部分检验这一中介效应是否存在。

在前文理论模型的基础上,本文在(1)式的效用函数中加入产品质量 $\lambda(\alpha)$,假设*n*国消费者的效用函数如(20)式所示:

$$U_{n,t} = (\sum_{\alpha \in I} \omega(\alpha) \frac{1}{\sigma} (\lambda(\alpha)q(\alpha))^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (20)$$

加入城市、产业、目的国和年份维度后,为了使出口产品质量受外部需求水平影响而内生决定,本文简化Hallak and Sivadasan(2013)的模型设定,假设生产高质量产品需要付出额外的边际成本

① 回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。
② 回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

($MC_{c,j,n,t}$)和额外的固定成本($FC_{c,j,n,t}$):

$$MC_{c,j,n,t}=(\lambda_{c,j,n,t})^{\gamma}/k_{c,t}, FC_{c,j,n,t}=F_0+(\lambda_{c,j,n,t})^{\delta} \quad (\gamma \in [0,1), \delta-(\gamma-1)(1-\sigma)>0) \quad (21)$$

其中, γ, δ, F_0 为常数。按照 CES 效用函数和垄断竞争的设定可得出出口额 $x_{c,j,n,t}$ 为:

$$x_{c,j,n,t}=\omega_{c,j,n,t} Y_{n,t} k_{c,t}^{\sigma-1} P_{n,t}^{\sigma-1} (\lambda_{c,j,n,t})^{(\gamma-1)(1-\sigma)} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{1-\sigma} \quad (22)$$

其中, $\omega_{c,j,n,t}$ 为需求冲击参数, $Y_{n,t}$ 为 n 国总支出, $P_{n,t}$ 为价格指数, $k_{c,t}$ 为城市生产成本水平, $\lambda_{c,j,n,t}$ 为出口产品质量。根据(21)–(22)式可以求出使利润最大化的最优产品质量 $\lambda_{c,j,n,t}^o$ ^②,它与需求冲击参数 $\omega_{c,j,n,t}$ 正相关。与理论模型部分类似,对(22)式取对数后同样能得到近似的出口额增长率。如(23)式所示,出口额增长率 $rate_{c,j,n,t}$ 与出口产品质量变化率 $\Delta \ln \lambda_{c,j,n,t}^o$ 正相关。按照最优产品质量的表达式, $\Delta \ln \lambda_{c,j,n,t}^o$ 与 j 产业预期需求冲击参数变化 $\Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}$ 正相关。因此,如果仍然沿用前文(3)–(6)式的设定, $\Delta \ln \lambda_{c,j,n,t}^o$ 也与上一期相关多样化水平负相关。据此,产品质量的变化率也构成相关多样化影响出口韧性的中介渠道。

$$rate_{c,j,n,t}=\Delta \ln \tilde{\omega}_{c,j,n,t}+(\gamma-1)(1-\sigma)\Delta \ln \lambda_{c,j,n,t}^o+\Delta \ln Y_{n,t}+(\sigma-1)\Delta \ln P_{n,t}+(\sigma-1)\Delta \ln k_{c,t} \quad (23)$$

(2)指标计算。本文采用 Khandelwal et al.(2013)的方法测算出口产品质量。该方法基于如下直觉:在价格相同的条件下,高质量产品市场份额较大。具体而言,对纳入产品质量的效用函数 $u_{n,t}=[\sum_{\alpha \in I}(\lambda(\alpha)q(\alpha)^{(\sigma-1)\sigma})^{\sigma/(\sigma-1)}]$ 进行分析,加入城市、产业、出口目的国和时间维度后,对应的需求函数如(24)式所示。其中, $\lambda_{c,j,n,t}$ 表示城市—四位数产品—出口目的国—年份维度的出口产品质量, $q_{c,j,n,t}$ 、 $p_{c,j,n,t}$ 分别表示出口量和出口价格,其余变量含义与前文相同。

$$q_{c,j,n,t}=\frac{Y_{n,t} p_{c,j,n,t}^{\sigma} \lambda_{c,j,n,t}^{\sigma-1}}{P_{n,t}^{1-\sigma}} \quad (24)$$

$$\ln q_{c,j,n,t}+\sigma \ln p_{c,j,n,t}=\ln Y_{n,t}+(\sigma-1) \ln P_{n,t}+(\sigma-1) \ln \lambda_{c,j,n,t} \quad (25)$$

对(24)式所示的需求函数取对数之后整理得到(25)式,本文在(25)式的基础上测度出口产品质量。按照 Khandelwal et al.(2013)的方法,若将因变量设置为 $\ln q_{c,j,n,t}+\sigma \ln p_{c,j,n,t}$,自变量设置为四位数产品固定效应和目的国—年份固定效应进行回归,回归残差便蕴含了产品质量的信息。这是因为目的国—年份固定效应控制了 $\ln Y_{n,t}+(\sigma-1) \ln P_{n,t}$ 的信息,同时产品固定效应保证了价格的可比性,其不能解释的部分便是产品质量的信息。估计得到的产品质量(对数)为: $\ln \hat{\lambda}_{c,j,n,t}=\hat{\varepsilon}_{c,j,n,t}/(\sigma-1)$,其中 $\hat{\varepsilon}_{c,j,n,t}$ 为用回归方法估计(25)式得到的残差。

(3)中介效应分析^③。按照(23)式,本文将中介变量设置为产品质量增长率($\Delta \ln \lambda_{c,j,n,t}$),由下式

① 由于加入了产品质量,价格指数 $P_{n,t}=(\sum_c \sum_j \omega_{c,j,n,t} \lambda_{c,j,n,t}^{\sigma-1} p_{c,j,n,t}^{1-\sigma})^{\frac{1}{(1-\sigma)}}$ 。

② 根据 CES 效用的设定,出口利润 $\pi_{c,j,n,t}=\frac{x_{c,j,n,t}}{\sigma}-FC_{c,j,n,t}$,根据一阶条件易得使利润最大化的出口产品质量

$$\lambda_{c,j,n,t}^o \circ \lambda_{c,j,n,t}^o=\left[\frac{Y_{n,t} \omega_{c,j,n,t} k_{c,t}^{\sigma-1}}{P_{n,t}^{1-\sigma}}\left(\frac{1-\gamma}{\delta}\right)\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)^{\sigma}\right]^{\frac{1}{\delta-(\gamma-1)(1-\sigma)}} \circ$$

③ 回归结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

计算得到： $\Delta \ln \lambda_{c,j,n,t} = \ln \hat{\lambda}_{c,j,n,t} - \ln \hat{\lambda}_{c,j,n,t-1}$ 。与前文类似，此处按照(17)—(19)式进行中介效应分析。本文预期相关多样化在金融危机时期能够降低产品质量的增长率，从而降低出口韧性。本文借鉴Khandelwal et al.(2013)、苏丹妮等(2018)，分别取替代弹性为4和3测算产品质量并计算不同替代弹性设定下的出口质量增长率。结果显示，相关多样化与出口产品质量增长率存在一定的负相关关系，说明相关多样化带来的需求冲击传导效应不利于产品质量升级。与此同时，在模型中加入出口产品质量增长率时，相关多样化变量的回归系数绝对值与不加入中介变量相比有一定下降，说明相关多样化部分地通过降低出口产品质量增长率而降低出口韧性。

六、结论与讨论

1. 主要结论

当外部需求水平下降时，相关多样化的产业结构是否导致城市—产业更容易受到外部需求冲击影响？本文认为，相关多样化水平高的产业具有数量更多、关联度更高的本地关联产业，因而更容易受到本地其他产业经由投入产出关联网络和信息关联网络传导的需求冲击的直接和间接影响。实证结果显示，相关多样化的产业结构可能降低城市—产业出口韧性，且其对出口差异化产品、西部地区 and 出口目的地为受金融危机冲击严重、出口难度较大的国家的产业影响相对严重。另外，本文也对相关多样化的作用机制进行检验，发现相关多样化可能使需求冲击传导的“直接效应”和“间接效应”加强，通过提供更多的直接和间接需求冲击传导渠道引起本地产业出口韧性下降。本文在最后一部分对理论模型进行拓展，发现相关多样化还可能通过抑制出口产品质量的提升而降低出口韧性。

2. 政策含义

(1)在城市尺度上，若城市出口产品结构具有相关多样化特征，地方政府应当密切关注国际环境变化对本地产业出口的影响，从税收优惠、信息发布和社会保障等方面妥善做好应对外部需求冲击的准备。由于出口产品的相关多样化在外部需求萎缩时可能产生负面影响，不利于抵抗外部需求冲击，针对相关多样化水平较高、位于产品空间核心位置的产业或产业集群，如果其具有受到外部需求冲击的迹象或趋势，地方政府尤其需要对其采取适当的税收优惠政策，通过减免税收负担，稳定产业的生产和出口，降低需求冲击对本地其他产业的波及效应。同时，地方政府还可以努力完善信息发布渠道，积极构建数字化信息发布平台，支持产业集群内部企业的信息交流和共享，鼓励行业协会等中介组织的发展，提高对产业集群内企业的行政服务质量，为企业更快地获取世界政治经济大环境信息、更准确地判断外部市场需求水平、更迅速地对外部需求条件改变做出反应和更顺利地拓展新产品和新出口目的国市场提供行政上的保障和支持，减轻相关多样化带来的“负面信息溢出效应”。另外，对于相关多样化水平较高的城市或产业，政府也应完善和优化相应的社会保障措施，加大失业保险和失业救济力度，以减轻外部需求冲击对居民消费和经济增长的负面影响。

(2)在区域尺度上，为了分散相关多样化带来的风险，需大力推进区域经济一体化进程，构建区域风险共担机制，使城市之间从竞争转向合作互助。由于现阶段中国区域经济风险共担机制仍不够完善，而基于地区比较优势形成的相关多样化产业结构可能带来外部需求冲击的风险，因此不同城市的产业同构现象可能是各城市为了规避外部风险而做出的选择，在特定时期可能也存在一定合理性。然而，这种发展模式可能已经不再适应新时期经济发展的要求。党的十九大报告指出，中国正处于从高速增长向高质量发展转型的攻关时期，需要转变发展方式、优化经济结构和转换增长动力。在这种背景下，充分发挥各地区比较优势、形成区域内部专业化分工格局对提升经济发展质量

和效率、形成经济增长新动能尤为关键。①为了进一步形成合理的地区分工格局,更好地利用相关多样化在外部需求平稳增长时期可能存在的正向知识溢出和信息溢出效应,减轻外部需求下降情况下相关多样化对出口韧性和出口产品质量提升的负面影响,需要构建起完善的区域风险共担机制。为此,区域内部各城市可以加强行政协同治理和协商合作,组建各类城市联盟,开展城市间对口协作支援,增强区域内部各城市政策的协调性,强化各城市各类规划联动对接,以各种方法突破行政边界的藩篱,为区域风险共担机制的形成提供行政制度支持。②通过区域一体化分散外部需求冲击风险、保障区域内部合理分工的重点在于市场一体化,应进一步发挥市场在区域一体化进程和资源配置过程中的决定性作用,努力消除不合理的行政壁垒和市场准入壁垒,打破区域内部的市场分割,进一步发挥中国国内市场广阔的优势。在通过市场一体化分散风险的过程中,尤其需要着力推进区域劳动力市场、资本市场一体化(Kalemli-Ozcan et al., 2003),加快建设统一开放、竞争有序的劳动力市场和资本市场,并鼓励各类区域性社会中介服务组织的发展,促进劳动力、资本等要素跨区域自由流动,减少要素价格扭曲,实现区域要素资源的优化配置,有效降低专业化带来的外部需求冲击风险、为基于比较优势的区域内专业化分工提供保障。

3. 本文局限与研究展望

本文还存在许多局限:①由于缺乏相关数据,本文未对城市—产业层面的生产率异质性和生产率波动加以控制,可能有遗漏控制变量的隐忧。②本文仅考虑城市—产业的短期出口韧性,未考虑长期的路径衍生和产业升级过程,而后者也是经济韧性研究的重要内容。从长期视角来看,城市—产业出口额增长率的下降对本地产业结构不一定有害,有时可能反而是一种“创造性破坏”的过程,有利于本地产品的转型升级和路径突破式发展。因而在数据允许的情况下,未来的研究可以采用韧性的长期视角,考虑区域经济的自我更新(Renewal)和重新定位(Reorientation)过程,探索相关多样化对区域长期产品升级和长期产业演化的影响,分析相关多样化在金融危机时期的负面影响是否导致长期的“创造性破坏”。

〔参考文献〕

- [1]范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究, 2006, (11):72-81.
- [2]干春晖,邹俊,王健. 地方官员任期、企业资源获取与产能过剩[J]. 中国工业经济, 2015, (3):44-56.
- [3]沈鸿,向训勇. 专业化、相关多样化与企业成本加成——检验产业集聚外部性的一个新视角[J]. 经济学动态, 2017, (10):83-100.
- [4]盛斌. 中国对外贸易政策的政治经济分析[M]. 上海:上海三联书店、上海人民出版社, 2002.
- [5]苏丹妮,盛斌,邵朝对. 产业集聚与出口产品质量升级[J]. 中国工业经济, 2018, (11):117-135.
- [6]孙晓华,柴玲玲. 相关多样化、无关多样化与地区经济发展——基于中国 282 个地级市面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2012, (6):5-17.
- [7]谢杰,金钊,项后军,赵婷. 外部收入冲击、产品质量与出口贸易——来自金融危机时期的经验证据[J]. 财贸经济, 2018, (5):113-129.
- [8]张国峰,王永进,李坤望. 产业集聚与企业出口:基于社交与沟通外溢效应的考察[J]. 世界经济, 2016, (2):48-74.
- [9]Acemoglu, D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi. The Network Origins of Aggregate Fluctuations[J]. *Econometrica*, 2012, 80(5):1977-2016.
- [10]Ahn, J. B., A. K. Khandelwal, and S. J. Wei. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2011, 84(1):73-85.
- [11]Beaudry, C. and A. Schiffrerova. Who's Right, Marshall or Jacobs? The Localization versus Urbanization

- Debate[J]. *Research Policy*, 2009,38(2):318–337.
- [12] Boschma, R., and S. Iammarino. Related Variety, Trade Linkages, and Regional Growth in Italy[J]. *Economic Geography*, 2009,85(3):289–311.
- [13] Boschma, R., A. Minondo, and M. Navarro. Related Variety and Regional Growth in Spain[J]. *Papers in Regional Science*, 2012,91(2):241–256.
- [14] Boschma, R., A. Minondo, and M. Navarro. The Emergence of New Industries at the Regional Level in Spain: A Proximity Approach Based on Product Relatedness[J]. *Economic Geography*, 2013,89(1):29–51.
- [15] Cainelli, G., R. Ganau, and D. Iacobucci. Do Geographic Concentration and Vertically Related Variety Foster Firm Productivity? Micro-Evidence from Italy[J]. *Growth and Change*, 2016,47(2):197–217.
- [16] Caragliu, A., L. De Dominicis, and H. L. F. De Groot. Both Marshall and Jacobs Were Right[J]. *Economic Geography*, 2016,92(1):87–111.
- [17] Chen, N., and L. Juvenal. Quality and the Great Trade Collapse[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, (135):59–76.
- [18] Content, J. and K. Frenken. Related Variety and Economic Development: A Literature Review[J]. *European Planning Studies*, 2016,24(12):2097–2112.
- [19] Cortinovis, N., and F. Van Oort. Variety, Economic Growth and Knowledge Intensity of European Regions: A Spatial Panel Analysis[J]. *Annals of Regional Science*, 2015,55(1):7–32.
- [20] Cortinovis, N., J. Xiao, R. Boschma, and F. Van Oort. Quality of Government and Social Capital as Drivers of Regional Diversification in Europe[J]. *Journal of Economic Geography*, 2017,17(6):1179–1208.
- [21] Di Giovanni, J., A. Levchenko, and I. Mejean. Firms, Destinations, and Aggregate Fluctuations [J]. *Econometrica*, 2014,82(4):1303–1340.
- [22] Esposito, P., and C. Vicarelli. Explaining the Performance of Italian Exports during the Crisis: (Medium) Quality Matters[R]. Luisslab Working Paper, 2011.
- [23] Fan, H., Y. A. Li, and S. R. Yeaple. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices[R]. NBER Working Paper, 2014.
- [24] Fernandes, A. P., and H. Tang. Learning to Export from Neighbors[J]. *Journal of International Economics*, 2014,94(1):67–84.
- [25] Firgo, M., and P. Mayerhofer. Related Variety and Employment Growth at the Sub-Regional Level[J]. *Papers in Regional Science*, 2018,97(3):519–547.
- [26] Frenken, K., F. Van Oort, and T. Verburg. Related Variety, Unrelated Variety and Regional Economic Growth[J]. *Regional Studies*, 2007,41(5):685–697.
- [27] Gabaix, X. The Granular Origins of Aggregate Fluctuations[J]. *Econometrica*, 2011,79(3):733–772.
- [28] Glaeser, E. L., H. D. Kallal, J. A. Scheinkman, and A. Shleifer. Growth in Cities[J]. *Journal of Political Economy*, 1992,100(6):1126–1152.
- [29] Hallak J. C., and J. Sivadasan. Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia[J]. *Journal of International Economics*, 2013,91(1):53–67.
- [30] Hausmann, R., and B. Klinger. The Structure of the Product Space and the Evolution of Comparative Advantage[R]. Center for International Development at Harvard University, 2007.
- [31] Hidalgo, C. A., B. Klinger, A. L. Barabási, and R. Hausmann. The Product Space Conditions the Development of Nations[J]. *Science*, 2007,317(5837):482–487.
- [32] Kalemli-Ozcan, S., B. E. Sørensen, and O. Yosha. Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence[J]. *American Economic Review*, 2003,93(3):903–918.
- [33] Kamal, F., and A. Sundaram. Buyer-Seller Relationships in International Trade: Do Your Neighbors Matter[J].

- Journal of International Economics, 2016,(102):128–140.
- [34]Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters[J]. American Economic Review, 2013,103(6):2169–2195.
- [35]Koenig, P., F. Mayneris, and S. Poncet. Local Export Spillovers in France[J]. European Economic Review, 2010,54(4):622–641.
- [36]Manova, K., and Z. Zhang. Export Prices across Firms and Destinations[J]. Quarterly Journal of Economics, 2012,127(1):379–436.
- [37]Martin R. Regional Economic Resilience, Hysteresis and Recessionary Shocks [J]. Journal of Economic Geography, 2012,12(12):1–32.
- [38]Martin R., and P. Sunley. On the Notion of Regional Economic Resilience: Conceptualization and Explanation[J]. Papers in Evolutionary Economic Geography, 2015,15(1):1–42.
- [39]Rauch, J. E. Networks versus Markets in International Trade[J]. Journal of International Economics, 1999,48(1):7–35.
- [40]Rauch, J. E., and V. Trindade. Ethnic Chinese Networks in International Trade[J]. Review of Economics and Statistics, 2002,84(1):116–130.
- [41]Van Oort, F, S. De Geus, and T. Dogaru. Related Variety and Regional Economic Growth in a Cross-Section of European Urban Regions[J]. European Planning Studies, 2015,23(6):1110–1127.

External Demand Shocks, Related Variety and Resilience of Export

HE Can-fei, CHEN Tao

(College of Urban and Environmental Sciences of PKU, Beijing 100871, China)

Abstract: Reducing the risks of external demand shocks is of significance to economic growth under the circumstance of increasing uncertainty in international trade policy. This paper uses Chinese custom data to investigate how related variety might affect the resilience of export from demand side. Existing literature concentrates on supply-side analysis and does not pay much attention to demand-side effects of related variety. Therefore, the main contribution of this paper consists in detail demand-side analysis of related variety. High level of related variety is accompanied by denser links and more related industries, which results in receiving more direct and indirect demand shocks derived locally. This paper finds robust evidence that related variety harms short-term resilience of export. At the same time, the power of this negative impact varies across products, regions and destination countries due to their variation in dependence on local knowledge spillovers. Further mechanism tests show that related variety increases the probability of both direct and indirect shocks, through which it dampens short-term resilience of export. Finally, by relaxing model specification, this paper tests the hypothesis that related variety harms resilience of export by hindering quality upgrading processes and finds corresponding evidence. In order to reduce the risks of external demand shocks and guarantee proper within-region division in accordance with comparative advantages of each district, this paper suggests further integration within regions and recommends more efforts on building risk-sharing frameworks among cities in the same region.

Key Words: related variety; resilience; external demand shocks; financial crisis

JEL Classification: F14 R11 R19

[责任编辑:许明]