

# 企业上游度、贸易危机与价值链传导的 长鞭效应

吕越 罗伟 包群\*

**摘要** 本文采用 2000—2013 年中国海关进出口贸易数据库和中国工业企业数据库的合并数据, 测度了中国企业层面的上游度, 得以全面考察金融危机期间出口企业的贸易风险传递效应。研究发现: 在金融危机冲击下, 处于价值链相对上游的企业面临更高的出口风险, 表现为更低的出口倾向、更少的出口额增长以及更高的出口市场退出风险, 支持危机期间存在价值链传导的“长鞭效应”假说。此外, 从企业动态来看, 危机对我国出口企业的贸易冲击主要由处于价值链相对较上游的新进入企业造成。

**关键词** 企业上游度, 金融危机, 全球价值链

**DOI:** 10. 13821/j. cnki. ceq. 2020. 02. 05

## 一、引言

2008 年全球金融危机引发了第二次世界大战以来最为严重的贸易萎缩, 部分国家的贸易缩减程度甚至达到了贸易总额的 30% (Baldwin, 2009; Feenstra *et al.*, 2011), 几乎所有大型经济体都出现了不同程度的贸易崩溃现象 (trade collapse)。作为高度依赖国际市场的发展中大国, 中国对外贸易总额也在 2009 年减少 2 290.8 亿美元, 同比降低 17%, 这是极为罕见的现象, 是中国改革开放以来首次出现的现象。金融危机传播范围如此之广泛, 无疑与基于全球价值链体系为基础的新型国际生产分工网络有深刻的联系。

在全球生产网络体系下, 各国经济分工与合作日益紧密, 通过从研发、组装、制造到销售的各个价值链环节的分工与合作, 将传统的“国家制造”转变为“世界制造”, 在能够充分享受专业化分工与发挥各自比较优势的同时, 也不可避免地导致了经济危机的传染与传播, 并随着生产网络链条扩张

\* 吕越, 对外经济贸易大学国家对外开放研究院、对外经济贸易大学中国 WTO 研究院; 罗伟, 南开大学 APEC 研究中心; 包群, 南开大学经济学院。通信作者及地址: 罗伟, 天津市南开区卫津路南开大学文创楼 A108, 300071; 电话: 18623437503; E-mail: weiluonk@gmail.com。本文得到了国家自然科学基金项目 (71873031、71503048、71973073) 的支持。作者感谢审稿专家的建设性意见, 当然文责自负。

而不断被放大与扩散 (Acemoglu *et al.*, 2012; Giovanni *et al.*, 2018; Baqaee, 2018; Acemoglu and Azar, 2019), 即位于不同生产环节的企业通过价值链分工紧密联系在一起, 这一分工链条的任何突发性需求冲击或是意外风险都将被分工链条的依赖关系而不断放大。以美国金融危机为例, Jansen and Von Uexkull (2010) 在研究 2008 年金融危机对美国汽车产业的影响时, 发现汽车产业的冲击迅速扩展到了对其在利比亚的橡胶原料上游供应商收入的影响。Zavacka (2012) 进一步指出, 位于供应链不同环节的产品, 例如相对下游端的汽车零配件与相对上游端的钢铁产品, 其在危机之后的下跌表现通常存在很大的差异性。正是全球价值链分工使得各国企业生产合作关系变得日益密切, 决定了我们难以简单地从传统贸易观点去理解当前国际贸易的危机传导效应, 而是需要从一国企业在全价值链体系所处位置与分工环节来更为深刻地考察贸易危机的波及冲击。因此, 研究价值链分工中上游度对危机期间企业出口表现的影响, 不仅能够有助于解答危机期间贸易大崩溃的关键原因, 更为规避今后的贸易风险、促进国际贸易可持续发展提供重要的应对策略, 这也是本文的核心研究工作。

针对金融危机引发的全球贸易衰退, 一些学者从不同研究视角进行了考察, 包括融资约束的作用 (Chor and Manova, 2010; Amiti and Weinstein, 2011)、贸易保护的兴起 (Evenett, 2009) 以及需求缩减、全球供应链波动等多种因素共同作用的结果 (Alessandria *et al.*, 2010)。这些文献为我们客观审视贸易危机的发生原因提供了良好的经验证据, 然而有别于这些研究, 本文试图针对全球价值链分工体系这一重要背景, 从企业在价值链分工体系的位置差异来考察贸易危机的冲击效应。从全球价值链分工体系的视角来看, 危机后的贸易波动可以采用“长鞭效应”的理论来解释。这个效应指的是, 供应链最末端产品的需求波动会通过供应链的传递而被放大, 导致最上游的生产商面临着最大幅度的需求变动。学术上对“长鞭效应”的早期定义主要来自 Lee *et al.* (1997) 等学者, 他们清楚地列出了长鞭效应的四个来源: 需求预测、订单的批量处理、价格波动及定量配给和短缺博弈。在 2008—2009 年贸易崩溃的环境下, 需求预测机制的相关影响变得更大。由雷曼兄弟破产引起的巨大需求冲击之后, 厂商们处在一个极具不确定性的环境中, 这使未来的需求变得更加难以预测。从长鞭效应的逻辑来看, 人们通常认为最下游的企业会尝试减少库存以适应新的需求水平, 因此会减少对供货商的订单。厂商会保证库存满足至少部分的需求, 这就导致库存的减少量与最终产品销售量的下降幅度相比并不一致。那些发现自己的产品需求降低的供货商们也会调整他们的库存, 冲击由此传递给了他们上游的供货商, 以此类推, 库存

削减效应被不断放大。在最终需求恢复后，供应链中的所有厂商不仅要满足新的需求，还要补充库存。同理可解释反方向的运作机制。此效应的明显影响是，所有的中间商品并没有被等量地生产，越是上游的生产者会遭受越大幅度的冲击。这是文章的核心结论：从价值链视角来看，金融危机对处于价值链不同环节企业的出口贸易的冲击存在显著差异，越是处于上游端的生产者遭受的冲击程度越大。

来自不同国家的经验证据支持了价值链传导效应的存在。Eichengreen (2009) 的研究指出随着国际分工的深化和发展，全球供应链生产对国际贸易的影响不断扩大，一旦供应链的任何一个环节受到外部冲击，都会通过放大效应作用于整条供应链，以致引发贸易额的大幅缩减。Kuroiwa and Kuwamori (2010) 进一步指出金融危机后韩国机电行业对美国出口的缩减，其中有 30.4% 是由与中国的“三角贸易”对美国出口的缩减造成，Levchenko *et al.* (2010) 和 Bems *et al.* (2010) 的研究也得到了类似的结论。进一步的，Nagengast and Stehrer (2016) 基于增加值的视角分析危机期间贸易崩溃的原因，发现垂直专业化是导致贸易下降的主要原因，即可解释贸易下降幅度中的 40%。Zavacka (2012) 基于美国行业进口数据发现，在面临需求冲击时，价值链分工位于上游的行业进口的波动性和产品退出市场的可能性更大。

为数不多的研究对中国出口贸易在危机期间出现的波动和调整问题进行了考察，如戴翔 (2011) 的研究指出全球价值链的分布与拓展会通过垂直一体化分工、水平一体化分工以及产业间的关联交互作用，成为导致贸易震荡相对于经济波动具有“过度”反应特征的原因。田文等 (2015) 对价值链重构和中国贸易波动问题进行了研究，他们发现 2008—2009 年受危机影响，一般贸易增长率下降较多（一般贸易相对加工贸易更加上游）。进一步的，王朝南和田文 (2015) 采用 2005—2013 年我国流通企业消费品订单指数和存货指数的月度数据对全球价值链中贸易波动的传导机制及效应进行分析，发现存在订单调整机制、存货调整机制、贸易叠加机制以及合成的“长鞭效应”，其中存货调整机制和订单调整机制的共同作用对我国贸易剧烈波动产生了长期显著的影响。王孝松等 (2014) 也采用 1992—2011 年行业层面的国别贸易数据，实证研究中国参与国际垂直专业化生产程度与危机期间出现的“贸易超调”问题的关系。然而，遗憾的是，现有国内文献尚未从企业层面深入分析金融危机期间的全球价值链传导效应对贸易波动的影响，这为本文的研究提供了可突破的空间。

本文将基于全球价值链中“长鞭效应”的视角，考察金融危机期间处于价值链上游的企业是否面临更严峻的贸易波动，包括静态的广延边际（出口

决策)和集约边际(出口额缩减),以及动态的企业进入退出国际市场等影响效应。首先,我们创新性地测度了本文的关键技术难点——企业层面的上游度,在 Antràs *et al.* (2012) 和 Alfaro *et al.* (2018) 研究基础上,我们采用 2000—2013 年中国海关进出口贸易数据库和中国工业企业数据库的微观数据测度了该指标。其次,我们基于可获得的最详细微观数据分析了金融危机期间出口企业的上游度对贸易波动的影响效应,不仅考察了上游度在危机期间是否影响出口决策和出口额波动,更重要的是本文还分析了企业上游度在危机期间对企业进入退出的动态调整的影响效应问题。最后,我们不仅考虑企业在价值链中的位置对贸易波动的影响方向,还进一步考察了该效应的年度影响以及影响机制问题,从而得以较为全面地刻画金融危机期间的价值链传导效应。

本文后续的结构如下:第二部分为核心指标构建说明,第三部分为数据来源、描述性分析和主要变量解释,第四部分为实证结果分析,第五部分为结论和建议。

## 二、企业的价值链上游度指标测算说明

本文的关键研究难点是如何准确测度企业层面的上游度指标。因此,我们进行了专门章节的具体说明。由于我们测度上游度指数时需要通过企业的多种贸易产品的上游度指数进行加权平均,因此我们在实际测算该指数时必须基于中国海关进出口贸易数据库才能得以测算。因此只有贸易企业才能准确测度其上游度指数,所以我们的研究对象实际上是从事贸易企业的上游度指数。遵循现有研究如 Antràs *et al.* (2012) 和 Alfaro *et al.* (2018) 对该指标的界定,我们选取了出口企业的上游度作为衡量出口企业所在价值链位置的代理指标,以此考察其对企业出口行为的影响。

贸易企业  $i$  的出口上游度指数在实际测算中是指将企业  $i$  所有出口产品的上游度指数的加权平均值,计算公式如下:

$$U_i^X = \sum_{j \in \Theta_i^X} \frac{U_j \times X_{ij}}{\sum_{j \in \Theta_i^X} X_{ij}}, \quad (1)$$

其中,  $U_i^X$  表示企业  $i$  的出口上游度指数,  $j \in \Theta_i^X$  表示企业  $i$  出口产品集  $\Theta_i^X$  中特定的产品  $j$ ,  $U_j$  表示产品  $j$  的上游度指数,  $X_{ij}$  表示企业  $i$  出口产品  $j$  的规模。

我们可以通过累计企业出口交易明细数据得到各产品的出口规模,因此,计算企业进出口上游度指数的难度在于衡量产品  $j$  的上游度指数。我们借鉴

了 Antràs *et al.* (2012) 和 Alfaro *et al.* (2018) 的方法, 采用如下公式计算产品  $j$  的上游度:

$$U_j = 1 \times \frac{F_j}{Y_j} + 2 \times \frac{\sum_{k=1}^K d_{jk} F_k}{Y_j} + 3 \times \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K d_{jl} d_{lk} F_k}{Y_j} + 4 \times \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \sum_{n=1}^K d_{jn} d_{nl} d_{lk} F_k}{Y_j} + \dots, \quad (2)$$

其中,  $Y_j$  表示产品  $j$  的总产出,  $F_j$  体现了产品被作为最终产品使用的规模,  $K$  表示产品的种类数;  $d_{jk}$  反映了生产单位价值产品  $k$  需要投入的产品  $j$  的规模。在式 (2) 中,  $d_{jk}$  体现了产品  $k$  和产品  $j$  之间的直接投入产出系数, 故令  $D = \{d_{jk}\}_{j=1, \dots, K; k=1, \dots, K}$  表示所有产品之间直接投入产出系数形成的投入产出矩阵, 那么可以得到:

$$U_j = \frac{(I - D)^{-2} F}{Y_j},$$

其中,  $I$  为  $K$  维单位矩阵,  $F = (F_1, \dots, F_K)'$  为各产品被最终消费的规模。为使  $U_j$  能够体现开放经济的影响, 我们将  $d_{jk}$  调整为如下形式:

$$\frac{d_{jk} Y_j}{Y_j - X_j + M_j - N_j},$$

其中,  $N_j$  体现了产品  $j$  的存货变化。

计算  $U_j$  的关键在于得到  $d_{jk}$ , 即产品间的直接投入产出系数。但遗憾的是, 根据现有可得数据, 我们不可能直接获得基于贸易产品分类的直接投入产出系数。企业贸易明细数据中的产品分类采用海关 HS 编码, 而来自中国投入产出表的投入产出系数则为产业层面分类。为克服这一困难, 我们分两个步骤计算  $U_j$ , 首先在投入产出表产业分类的基础上, 计算各产业  $j^{IO}$  的上游度指数  $U_{j^{IO}}$ ; 然后, 构建 HS 产品分类和 IO 产业分类的对应表, 在对应表中, 特定的 HS 产品  $j^{HS}$  可能仅对应一个产业  $j^{IO}$ , 也可能对应多个产业  $j^{IO}$ , 为分析方便我们将  $j^{HS}$  对应的 IO 产业统一记录为集合  $\Theta_{j^{HS}}^{IO}$ ; 最后根据对应表  $(j^{HS}, \Theta_{j^{HS}}^{IO})$ , 我们以各 IO 产业的贸易规模作为权重, 通过加权平均的方法计算  $j^{HS}$ , 公式如下:

$$U_{j^{HS}} = \sum_{j^{IO} \in \Theta_{j^{HS}}^{IO}} \frac{U_{j^{IO}} \times T_{j^{IO}}}{\sum_{j^{IO} \in \Theta_{j^{HS}}^{IO}} T_{j^{IO}}},$$

其中  $T_{j^{IO}}$  为产业  $j^{IO}$  进出口总额。具体的:

#### 1. 计算产业 $j^{IO}$ 的上游度指数 $U_{j^{IO}}$

在实际的计算过程中, 为尽可能多地涵盖细分行业信息, 描绘每个行业

的价值链位置,我们并没有采用世界投入产出表(最新版的数据仅包含18个制造业分类),而是选取了《中国投入产出表2007》中135部门“投入产出直接消耗系数表”的数据测度 $d_{jIOkIO}$ 。用135部门“投入产出基本流量表”对 $d_{jIOkIO}$ 进行调整。具体计算过程如下:

(1) 将总产出 $Y_j^{IO}$ 调整为表中的“总产出(GO)”-“其他(ERR)”。

(2) 对投入产出直接消耗系数进行调整,其中进口 $M_{jIO}$ 、出口 $X_{jIO}$ 和存货变化 $N_{jIO}$ 直接使用“基本流量表”的对应数据。

(3) 计算最终使用向量 $F^{IO}$ ,我们采用“基本流量表”中“最终消费支出”加“资本形成总额”减“存货增加”计算得到。

(4) 计算各产业的上游度指数 $\{U_{jIO}\}$ 。

## 2. 计算产品 $j^{HS}$ 的上游度指数 $U_{jHS}$

产品 $j^{HS}$ 的上游度指数 $U_{jHS}$ 的计算需根据HS编码的版本分为两种类型。第一类是采用2007年HS编码的产品。因为《中国投入产出表2007》提供了8位HS代码和投入产出部门代码之间的对应表,结合“中国2007年投入产出表部门分类解释及代码”,即可形成8位HS编码和IO产业分类之间的对应表 $(j^{HS07,8}, \Theta_{j^{HS07,8}}^{IO})$ 。<sup>1</sup>在对应表 $(j^{HS07,8}, \Theta_{j^{HS07,8}}^{IO})$ 和各产业的上游度指数 $\{U_{jIO}\}$ 的基础上,即可计算出8位HS编码的产品上游度指数 $\{U_{j^{HS07,8}}\}$ 。

第二类是采用1996、2002或2012年HS编码的产品。对这类产品上游度的计算,我们利用了联合国提供的各版本HS对应表<sup>2</sup>在6位编码的基础上进行。以1996年HS编码的产品为例,首先根据联合国提供的HS对应表生成对应表 $(j^{HS96,6}, \Theta_{j^{HS96,6}}^{HS07,6})$ ;然后,采用如下公式计算产品 $j^{HS96,6}$ 的上游度指数 $U_{j^{HS96,6}}$ :

$$U_{j^{HS96,6}} = \frac{\sum_{j^{HS07,6} \in \Theta_{j^{HS96,6}}^{HS07,6}} \sum_{j^{HS07,8} \in \Theta_{j^{HS07,6}}^{HS07,8}} U_{j^{HS07,8}} \times T_{j^{HS07,8}}}{\sum_{j^{HS07,6} \in \Theta_{j^{HS96,6}}^{HS07,6}} \sum_{j^{HS07,8} \in \Theta_{j^{HS07,6}}^{HS07,8}} T_{j^{HS07,8}}}$$

其中 $\Theta_{j^{HS07,6}}^{HS07,8}$ 为2007年HS编码下6位产品 $j^{HS07,6}$ 对应的8位产品 $j^{HS07,8}$ 构成的集合; $T_{j^{HS07,8}}$ 为2007年8位产品 $j^{HS07,8}$ 的贸易规模,该数据由2007年海关统计明细数据按产品加总得到。最后,计算1996年HS编码下8位产品 $j^{HS96,8}$ 的上游度指数 $U_{j^{HS96,8}}$ ,令其等于所属的6位产品的上游度指数 $U_{j^{HS96,6}}$ 。采用类似的方法,可以计算出2002和2012年HS编码下各产品上

<sup>1</sup> 除产品“27050000”“53011000”“72061000”“72069000”“730719000”和“85299090”外, $\Theta_{j^{HS07,8}}^{IO}$ 均只包含一个IO产业。但值得注意的是,2008—2011年间中国企业出口的部分产品在《中国投入产出表2007》中的“2007年海关统计商品分类与投入产出部门分类对照表”中未涉及。我们目前并未对这些产业进行特殊处理,而是直接认为它们的上游度指数缺失。

<sup>2</sup> 对应表来自联合国“Complete HS and SITC conversion and correspondence tables along with detailed note on its conversion methodology”。[2015-07-14]。

游度指数  $\{U_{jHS02.8}\}$  和  $\{U_{jHS12.8}\}$ 。<sup>3</sup>

### 3. 计算企业 $i$ 的出口上游度指数

在计算出各种 HS 编码下产品上游度指数  $\{U_{jHS96.8}\}$ 、 $\{U_{jHS02.8}\}$ 、 $\{U_{jHS07.8}\}$  和  $\{U_{jHS12.8}\}$  的基础上, 我们可以根据公式 (1) 和公式 (2), 计算 2000—2013 年企业出口产品的上游度指数  $\{U_i^X\}$  和  $\{U_i^M\}$ 。其中 2000—2001 年企业贸易产品使用的是 1996 年 HS 编码, 因而使用  $\{U_{jHS96.8}\}$  度量各产品  $j$  的上游度指数  $U_j$ ; 2002—2006 年企业贸易产品使用的是 2002 年的 HS 编码, 因而使用  $\{U_{jHS02.8}\}$  度量各产品  $j$  的上游度指数  $U_j$ ; 2007—2011 年企业贸易产品使用的是 2007 年的 HS 编码, 故使用  $\{U_{jHS07.8}\}$  度量各产品  $j$  的上游度指数  $U_j$ ; 最后 2012—2013 年贸易产品使用 2012 年的 HS 编码, 所以计算企业出口上游度指数时使用  $\{U_{jHS12.8}\}$  度量产品  $j$  的上游度指数  $U_j$ 。<sup>4</sup>

## 三、实证模型、数据和变量说明

### (一) 实证模型

我们在借鉴 Zavacka (2012) 和 Lu and Yu (2015) 研究的基础上, 构建如下计量模型, 以考察危机中出口企业的上游度对出口行为的影响。

#### 1. 出口决策模型

根据理论框架, 处于价值链中越上游的企业越容易受到贸易波动的影响。这一影响体现在企业是否具备足够的能力进入出口市场或者说迫于某种压力必须退出出口市场, 因此我们构建了如下出口决策模型:

$$P(EX_{it} | X_{it}) = \varphi(\beta_0 + \beta_1 Up_{it} \times Crisis_t + \beta_2 Up_{it} + \beta_3 X_{it} + \delta_s + \delta_t + \delta_p + \mu_{it}),$$

其中  $EX_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年是否开展出口行为的虚拟变量, 如果企业在  $t$  年进行了出口则取值为 1, 否则为 0。 $Up_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的出口上游度,  $Crisis_t$  代表发生经济危机的时间虚拟变量, 危机发生之后的年份取值为 1, 否则为 0。在我们的基础模型中, 根据现有文献的一般处理方法 (如 Zavacka, 2012), 以 2008 年 9 月雷曼兄弟破产为危机发生的时间节点, 设定 2008 年之后年份取值为 1, 之前年份为 0。 $X_{it}$  为其他控制变量, 包括企业的要素密集度、融资

<sup>3</sup> 需要指出的是, 虽然中国海关 HS 编码的前 6 位和国际标准一致, 但各年份均有小部分 6 位产品未被海关相应年份的对应表包含。我们假定这些 6 位产品连同其包含的所有 8 位产品的上游度指数均缺失。

<sup>4</sup> 对于特定企业而言, 当价值链上游度等于 1 时, 可以认为企业所生产的产品被直接作为最终品使用, 处于价值链最下游; 而当取值大于 1 时, 可以认为企业生产的产品至少有部分被作为中间投入使用。随着价值链上游度指数取值增加, 表明该企业生产的产品更多地被用作中间投入所使用。因此, 对于两家企业而言, 可以认为价值链上游度指数高的企业在价值链中处于相对上游的位置。

能力、企业生产率、市场集中度、企业年龄、外资进入程度、国有资本进入程度以及企业规模。 $\delta_s$ 、 $\delta_t$ 和 $\delta_p$ 分别代表了行业、时间和省份固定效应, $\mu_{it}$ 为误差项。

## 2. 出口额变动模型

为了考察企业上游度对出口额变动的影 响,我们借鉴了格兰杰异方差检验的思路(Glejser heteroscedasticity),采用两阶段的估计方法(Zavacka, 2012)。首先,我们在控制时间、地区和行业固定效应的模型中,估计了其对 企业出口密集度的影响,并得到了相应的残差项。然后,我们将企业的上游 度和金融危机的交叉项对前述残差项进行回归,以考察危机前后不同寻常 的巨大残差是否是由于企业的上游度位置差异以及其他控制变量所能解释 的。具体的,我们构建的第一阶段模型如下:

$$M\_Export_{it} = \delta_s + \delta_t + \delta_p + \epsilon_{it},$$

其中 $M\_Export_{it}$ 代表企业 $i$ 在 $t$ 年的中点出口额变动率<sup>5</sup>, $\delta_s$ 、 $\delta_t$ 和 $\delta_p$ 分别 代表了行业、时间和省份固定效应, $\epsilon_{it}$ 为误差项。该模型提供了可以预测企业 出口按照以往的时间趋势和宏观因素下的出口密集度,从而得到那些无法通 过以往宏观经济环境和时间趋势所能解释的部分,作为我们第二阶段估计的 被解释变量:

$$\epsilon_{it} = \beta_0 + \beta_1 Up_{it} \times Crisis_t + \beta_2 Up_{it} + \beta_3 X_{it} + \theta_{it},$$

其中, $Up_{it}$ 为企业 $i$ 在 $t$ 年的出口上游度, $Crisis_t$ 代表发生经济危机的时间虚 拟变量, $X_{it}$ 为其他控制变量, $\theta_{it}$ 为误差项。

## 3. 出口动态模型

除了考虑静态的企业出口决策和出口额变动,我们还有必要关注危机前 后出口行为调整的持续动态过程,因此我们将采用生存分析来考察企业进入 退出出口市场的动态行为。由于离散时间模型具有Cox比例风险模型的优点, 又能够避免其比例风险假设不合理和难以控制无法观测的异质性等缺陷 (Hess and Persson, 2010),本文构建随机效应离散时间Logit和Probit模型 进行分析。

离散时间生存分析模型的基本形式为:

$$\ln[h_v(t, X)] = \beta_0 + \beta_1 Up_{it} \times Crisis_t + \beta_2 Up_{it} + \beta_3 X_{it} + \gamma_{it} + \delta_s + \delta_t + \delta_p + \sigma_{it},$$

其中 $Up_{it}$ 为企业 $i$ 在 $t$ 年的出口上游度, $Crisis_t$ 代表发生经济危机的时间虚 拟变量, $X_{it}$ 为其他控制变量, $\delta_s$ 、 $\delta_t$ 和 $\delta_p$ 分别代表了行业、时间和省份固

<sup>5</sup> Bricongne *et al.* (2010) 和 Altomonte *et al.* (2012) 等的做法,采用当期与滞后期差值占当期与滞 后期加总值二分之一的比率作为中点贸易波动,以控制住不可观测的时间趋势效应。



定效应,  $\sigma_{it}$  为误差项。  $\beta$  为估计参数,  $\gamma_{it}$  为基础风险函数,  $\sigma_{it}$  为服从正态分布的误差项,  $v$  为不可观察的异质性。估计得到的参数, 我们通过计算  $e^{\beta v}$  得到风险比率。若风险比率大于 1, 则说明该变量的增加将导致企业在出口中的风险率增加; 若比率小于 1, 则表明该变量的增加可以延长企业在出口中的持续时间; 若比率等于 1, 则表示该变量对企业参与出口的持续时间没有影响。

## (二) 数据来源

本文所使用的样本是基于 2000—2013 年中国工业企业数据库 (简称工企数据) 和中国海关进出口贸易数据库 (简称海关数据) 的合并数据, 是目前可获得的微观企业数据中最详细和完善的版本, 从而得以满足我们以金融危机前后样本作为考察对象的需求。由于工企数据存在较多的数据缺失和异常值问题, 我们首先参考 Brandt *et al.* (2012) 对工企数据进行了细致的处理。其次, 我们需要对工企和海关数据进行整合。由于工企数据提供了与企业特征相关的指标, 海关数据提供了海关的每笔交易记录, 但两套数据的企业编码并不完全相同。在实际合并时, 本文参照了 Upward *et al.* (2013) 的方法, 采用未剔除任何企业的原始工企数据与海关数据分两步进行匹配。最终, 以工企数据为基础数据, 我们的平均匹配率为 18%, 与 Upward *et al.* (2013) 的平均匹配率 17% 较为接近。具体匹配情况, 可参见表 1 的分年度匹配比率。

表 1 匹配前工企数据与匹配后数据的对比分析

| 年份   | 企业数     |        |     |
|------|---------|--------|-----|
|      | 未匹配     | 匹配     | 占比  |
| 2000 | 106 901 | 16 519 | 15% |
| 2001 | 124 857 | 20 343 | 16% |
| 2002 | 134 974 | 22 899 | 17% |
| 2003 | 155 745 | 27 203 | 17% |
| 2004 | 230 051 | 41 725 | 18% |
| 2005 | 229 140 | 38 760 | 17% |
| 2006 | 256 283 | 49 160 | 19% |
| 2007 | 291 077 | 51 026 | 18% |
| 2008 | 358 832 | 62 449 | 17% |

(续表)

| 年份   | 企业数     |        | 占比  |
|------|---------|--------|-----|
|      | 未匹配     | 匹配     |     |
| 2009 | 305 004 | 54 859 | 18% |
| 2010 | 258 503 | 45 431 | 18% |
| 2011 | 278 892 | 51 635 | 19% |
| 2012 | 289 201 | 70 287 | 24% |
| 2013 | 320 341 | 74 429 | 23% |

注：该表报告的年度观测数为未剔除异常值和会计准则调整样本，故与实际回归样本数有所不同。

### (三) 变量说明

除了核心变量外，我们还控制了其他企业的异质性因素：①融资能力。本文使用利息支出中不能为正规金融市场利率、企业所有制、内部融资能力和资金需求规模所解释的部分作为外部融资能力的度量。②企业生产率。由于2007年之后的工企数据缺失中间投入以及增加值数据，本文采用人均销售产值作为企业劳动生产率的代理指标。③市场集中度。采用通常使用的赫芬达尔—赫希曼指数 (Herfindahl-Hirschman Index, 简称 HHI) 来测度市场集中度。本文我们采用企业的销售额占四分位的行业总销售额百分比的平方和来计量企业所处行业的 HHI。④企业年龄。本文运用以下公式得到企业成立时间：企业成立时间=当年年份—企业开业年份+1。⑤企业所有制特征。在识别企业所有制类型时，具体的估算方法是按照企业注册投资资本所占比重 ( $\geq 50\%$ ) 来区分 (聂辉华等, 2012)，包括是否国有企业和是否外资企业。⑥企业规模。本文采用企业销售产值来表示企业规模 (于洪霞等, 2011)。⑦资本密集度。本文采用企业固定资产净值年平均余额与企业从业人数的比值取对数来衡量要素密集度。

### (四) 企业上游度的典型事实分析

根据测算结果，我们发现2000—2013年，企业出口上游度虽在金融危机后出现过下降 (2008—2011)，但总体呈现出逐渐提高的趋势，也就是说中国企业出口的价值链位置在2000年之后总体表现为不断提高的特征，这一发现与 Hagemeyer and Ghodsi (2016) 采用 Antràs *et al.* (2012) 方法对欧盟企业的价值链上游度指标测算发现一致，即总体上各个国家的企业表现出了明显的上游化趋势。具体来说，2013年相较2000年提高了近3.2%，尤其是2007年中国企业的出口上游度水平达到了峰值为2.9。

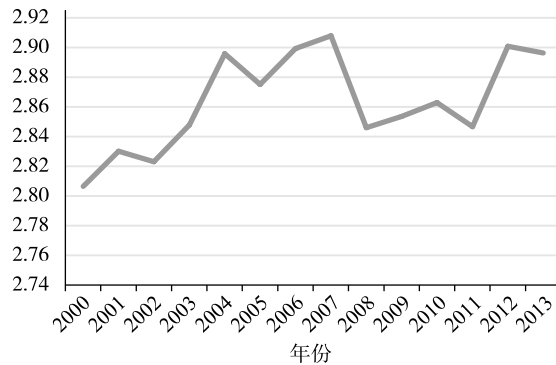


图1 2000—2013年企业的出口上游度变动趋势

从具体行业来看，中国制造业中技术密集型产业的上游度最高（均值为3.1），其次是资本密集型行业（均值为2.9），最后是劳动密集型行业（均值为2.7），这也与“微笑曲线”所表征的价值链分工模式的特征相匹配，即技术研发等环节一般处于相对较为上游的生产环节，加工制造等劳动力密集型产业则处于较为下游的生产环节。与技术密集型行业和资本密集型行业的震荡型增长模式所不同，劳动密集型行业则表现出了相对稳定的增长态势，直到2011年出现了较大幅度的增长趋势，最终在2012年和2013年超过以往的平均上游度水平，达到了2.8左右。

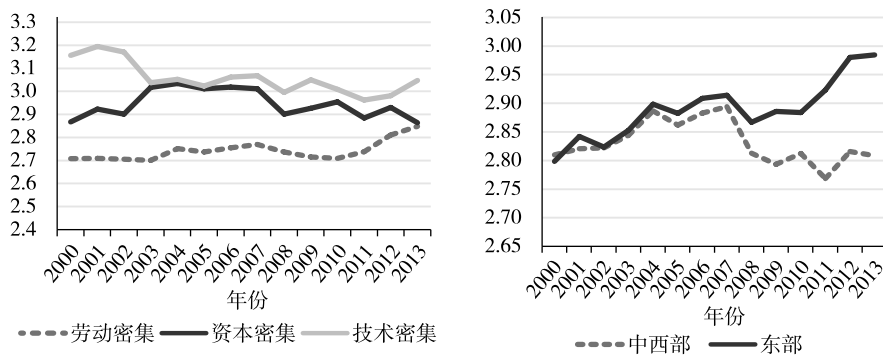


图2 2000—2013年按产业类型（左）和区域类型（右）划分企业的出口上游度变动趋势

从分地区来看，东部地区的平均上游度水平要远高于中部地区，由最初的相差无几，到2007年之后表现出了越来越明显的“剪刀差”现象，直至2013年这一差距扩大到了东部地区比中西部地区的平均上游度水平高出0.19。<sup>6</sup>这与2008年金融危机之后我国对产业结构转型升级的强调和落实密不

<sup>6</sup> 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南等11个省（直辖市）；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西等10个省（自治区）；西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、西藏等10个省（直辖市/自治区）。

可分,尤其是伴随东部地区技术升级以及中西部地区传统优势逐渐消失,东部地区从原有的价值链低端加工贸易模式向价值链上游攀升,从而大幅度地刺激了东部地区的价值链位置升级,并呈现出了与中西部地区愈来愈突出的差异,形成了鲜明的“剪刀差”现象。

## 四、实证结果分析

### (一) 基础模型估计

#### 1. 出口决策分析

我们采用 Probit 模型对企业的出口决策方程进行估计,结果列于表 2 中。第(1)列为仅控制行业、年份和省份固定效应的估计结果,可以看出企业的上游度与危机的交互项为显著的负向效应,且通过了 1% 的显著性检验。该结果表明,当金融危机发生时,越上游的企业越无法开展出口行为。第(2)列为控制了其他企业特性后的估计结果,核心变量的系数和显著性与第(1)列的估计结果类似,即危机期间越上游的企业越不倾向于开展出口贸易。前述分析中我们采用了 Probit 模型进行估计,但是 Probit 模型内在的强假设要求变量的累积分布函数为标准的正态分布,但事实上可能存在符合逻辑分布的累积分布函数形式,因此我们将采用 Logit 模型作为替代性的回归方法进行再估计(第(3)列),模型的估计结果仍在 1% 的显著性上支持了理论模型的预测,“长鞭效应”的确存在于相对上游的企业的出口表现中。第(4)列为采用工具变量估计的结果,按照 Fisman and Svensson (2007) 提出的构造分组平均值作为工具变量(IV)的思路,我们选取四位行业—省份平均的企业上游度作为企业上游度变量的工具变量。估计结果仍然支持了本文的核心假说,也就是在金融危机期间处于价值链越上游的企业,越不倾向于开展出口决策。第(5)列为加入上游度滞后一期项的估计结果,本文的核心指标仍然显著成立。第(6)列为仅加入上游度单独项进行对比分析,我们发现上游度越高的企业越不倾向于进行出口决策。当然,我们也在全部的基准回归中加入了上游度指标单独项,但这一个指标的加入并没有干扰核心变量金融危机与上游度交互项显著为负的影响,且这一指标单独加入的估计系数较之第(1) — (5) 列中交叉项和单独项之和的估计系数要小,也就是说金融危机期间越上游企业不倾向于进行出口决策的倾向存在一个放大效应,以至于在金融危机期间表现出了更强烈的非出口意愿。此外,基于上游度分布中 10% 和 90% 分位数的模拟效应分析,也进一步支持了危机期间上游度水平差异造成的出口意愿差异性具有经济显著性。

表2 出口决策的基本回归分析

|             | Probit<br>(1)        | Probit<br>(2)        | Logit<br>(3)         | IV-Probit<br>(4)     | Probit<br>(5)        | Probit<br>(6)        |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 金融危机×上游度    | -0.216***<br>(0.008) | -0.276***<br>(0.009) | -0.463***<br>(0.015) | -0.244***<br>(0.015) | -0.487***<br>(0.022) |                      |
| 上游度         |                      |                      |                      |                      |                      | -0.365***<br>(0.008) |
| 上游度滞后一期     |                      |                      |                      |                      |                      | -0.315***<br>(0.023) |
| First stage |                      |                      |                      | 0.775***<br>(0.002)  |                      |                      |
| Wald test   |                      |                      |                      | 46.180<br>(0.001)    |                      |                      |
| 观测数         | 206 403              | 203 708              | 203 708              | 91 787               | 91 787               | 203 708              |

注：(1) 括号中为聚类到企业层面的标准误；\*  $p < 0.10$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。(2) 回归结果均控制了行业固定效应、地区固定效应、年份固定效应。(3) 由于篇幅限制，我们在回归结果报告中省去了控制变量的结果，感兴趣的读者可向作者索要。表3—表7同。

## 2. 出口总额分析

我们进一步考察企业上游度与出口额变动之间的关系，估计结果列于表3中。其中第(1)列为仅考虑行业、省份和时间固定效应的结果，结果显示金融危机期间处于价值链越上游的企业面临更为严峻的贸易缩减，具体来说单位标准差的上游度位置调整，会导致企业的贸易额增长率下降2.5%。因此，前文所描述的“长鞭效应”在危机期间的中国企业出口表现中得到了验证，即相对上游企业在面临冲击时会出现更为严峻的贸易波动。第(2)列中我们加入了企业固定效应以及聚类稳健标准误的考察，我们的核心结论依旧显著成立。第(3)列为考虑其他企业层面特征的再估计，本文的核心假说仍然得到了支持。第(4)列为考虑了聚类稳健标准误、企业固定效应以及企业其他特征后的综合估计结果，本文的核心结论依旧显著成立。第(5)列为仅加入上游度单独项进行的对比分析，我们发现越上游企业的出口额缩减幅度越大。当然，与其他基准回归中加入上游度指标单独项相比，第(5)列上游度单独项的估计系数要小于交叉项和单独项加总的估计系数，也就是说金融危机期间越上游企业受到出口额减少的冲击存在一个放大效应，以至于在金融危机期间表现出了更突出的出口额下降。此外，基于上游度分布中10%和90%分位数的模拟效应分析，也进一步支持了危机期间上游度水平差异造成的出口

额差异性具有经济显著性。

表3 出口密集度的基础回归分析

|                | OLS                  | FE                   | OLS                  | FE                   | FE                   |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  |
| 金融危机×上游度       | -0.135***<br>(0.017) | -0.116***<br>(0.005) | -0.045***<br>(0.013) | -0.046***<br>(0.017) |                      |
| 上游度            | -0.119***<br>(0.012) | -0.155***<br>(0.038) | -0.088***<br>(0.009) |                      | -0.109***<br>(0.008) |
| 上游度滞后一期        |                      |                      |                      | -0.088***<br>(0.012) |                      |
| 观测数            | 148 838              | 148 838              | 147 309              | 70 086               | 147 309              |
| R <sup>2</sup> | 0.126                | 0.104                | 0.478                | 0.510                | 0.478                |

### 3. 出口存活分析

我们将企业的上游度与企业退出出口市场的风险率进行回归,以考察价值链位置对企业在出口市场中动态效应的影响,结果列于表4。表4第(1)列的结果为采用Probit回归方法的估计结果,我们发现金融危机期间,处于价值链越上游的企业面临更高的退出风险,表现为交叉项估计系数显著为正。我们的估计结果表明金融危机期间,处于价值链相对上游的企业面临的出口市场退出风险高11%。因此,我们可以认为“长鞭效应”在金融危机期间的确是导致企业退出出口市场的原因。与第(1)列的结果类似,在第(2)列中采用Logit模型得到了类似的结论。第(3)列中,我们加入上游度指标的滞后一期项进行回归分析,可以看出本文的核心结论仍然显著成立。在第(4)列中,我们仅加入了上游度指标的单独项,结果表明该指标对企业退出出口市场的风险具有正面影响但该影响并不显著,这在很大程度上进一步验证了本文核心结论的可靠性。也就是说,越上游的企业可能面临更高的出口退出风险,但这一现象并不显著成立,但当企业面临金融危机冲击时,这一累加效应则显著成立。

表4 出口存活的基础回归分析

|          | Probit             | Logit              | Probit            | Probit |
|----------|--------------------|--------------------|-------------------|--------|
|          | (1)                | (2)                | (3)               | (4)    |
| 金融危机×上游度 | 1.011***<br>(3.87) | 1.019***<br>(4.10) | 1.009**<br>(2.06) |        |

|         | (续表)            |                 |                 |                 |
|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
|         | Probit          | Logit           | Probit          | Probit          |
|         | (1)             | (2)             | (3)             | (4)             |
| 上游度     | 1.007<br>(1.01) | 1.010<br>(0.93) |                 | 1.012<br>(1.74) |
| 上游度滞后一期 |                 |                 | 1.005<br>(0.49) |                 |
| 观测数     | 134 000         | 134 000         | 57 008          | 134 000         |

## (二) 上游度冲击还是其他危机假说是解释“贸易崩溃”的原因?

基于前文的综述,不同的学者从不同的角度解释了危机期间贸易波动的原因。因此,值得我们进一步考虑的问题是,如果在考虑其他可能的影响机制时,“长鞭效应”是否仍然是解释危机期间企业退出出口市场的原因呢?

为此,我们将在企业上游度和贸易波动模型中,逐一引入存货调整效应、融资约束效应、贸易保护主义崛起等三个效应对企业出口决策、出口额波动以及退出出口市场的动态影响,结果列于表5—表7中。其中表5为出口决策的分析,第(1)列为考虑存货调整时的估计结果,我们发现企业存货数量越高的企业在危机期间的确面临更高的退出风险,但即便如此,我们的核心结论依旧显著成立,且这一“长鞭效应”带来的危机期间出口行为发生概率下降的现象仍然存在。第(2)列为控制了融资约束后的再估计,结果也依旧与前述分析相一致。类似的,我们还分别考察了中间品贸易自由化和最终品贸易自由化的影响,我们发现即使控制融资约束扩大、贸易保护的增加(自由化的减少),也并没有弱化“长鞭效应”在危机期间对企业退出市场的负面影响。

表5 出口决策的其他假说检验

|           | 存货调整                 | 融资约束                 | 中间品贸易自由化             | 最终品贸易自由化             |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|           | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
| 金融危机×上游度  | -0.386***<br>(0.008) | -0.402***<br>(0.008) | -0.259***<br>(0.009) | -0.310***<br>(0.009) |
| 金融危机×存货比率 | -0.046***<br>(0.010) |                      |                      |                      |
| 金融危机×融资能力 |                      | 0.0001<br>(0.000)    |                      |                      |

(续表)

|             | 存货调整    | 融资约束    | 中间品贸易自由化             | 最终品贸易自由化             |
|-------------|---------|---------|----------------------|----------------------|
|             | (1)     | (2)     | (3)                  | (4)                  |
| 金融危机×中间品自由化 |         |         | -0.027***<br>(0.001) |                      |
| 金融危机×最终品自由化 |         |         |                      | -0.012***<br>(0.001) |
| 观测数         | 203 695 | 203 708 | 187 990              | 180 438              |

进一步,我们还分析了在考虑其他可能导致危机期间贸易缩减的假说时,“长鞭效应”对企业出口额调整的影响,估计结果列于表6。其中第(1)列为考虑存货调整时的估计结果,第(2)列为控制了融资约束后的再估计,第(3)和第(4)列分别考察了中间品贸易自由化和最终品贸易自由化的影响,我们发现在控制了存货比率、融资约束、中间品贸易保护增加、最终品贸易保护增加的情况下,我们仍然得到了“长鞭效应”在危机期间对企业出口额存在显著负面影响的结论。

表6 出口额的其他假说检验

|             | 存货调整                 | 融资约束                 | 中间品贸易自由化            | 最终品贸易自由化            |
|-------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|             | (1)                  | (2)                  | (3)                 | (4)                 |
| 金融危机×上游度    | -0.024***<br>(0.005) | -0.024***<br>(0.005) | -0.009*<br>(0.005)  | -0.013*<br>(0.007)  |
| 金融危机×存货比率   | 0.023<br>(0.027)     |                      |                     |                     |
| 金融危机×融资能力   |                      | 0.0001<br>(0.000)    |                     |                     |
| 金融危机×中间品自由化 |                      |                      | 0.010***<br>(0.002) |                     |
| 金融危机×最终品自由化 |                      |                      |                     | 0.003***<br>(0.001) |
| 观测数         | 76 071               | 76 075               | 70 120              | 67 710              |

最后,我们还控制了其他可能导致危机期间贸易缩减的机制,讨论“长鞭效应”对企业退出出口市场风险的影响,估计结果列于表7。类似的,第(1)列为考虑存货调整时的估计结果,第(2)列为控制了融资约束后的再估计,第(3)和第(4)列分别考察了中间品贸易自由化和最终品贸易自由化的影响。与本文基准模型分析一致,我们发现在控制了存货比率、融资约束、



中间品贸易保护增加、最终品贸易保护增加的情况下，“长鞭效应”仍然是解释危机期间企业退出海外市场的重要原因，这一影响效应在考虑融资约束和最终品贸易自由化时尤为突出。

表7 出口动态的其他假说检验

|             | 存货调整                | 融资约束             | 中间品贸易自由化            | 最终品贸易自由化           |
|-------------|---------------------|------------------|---------------------|--------------------|
|             | (1)                 | (2)              | (3)                 | (4)                |
| 金融危机×上游度    | 0.986***<br>(-4.93) | 1.005*<br>(1.73) | 0.980***<br>(-3.58) | 1.007*<br>(1.84)   |
| 金融危机×存货比率   | 1.288***<br>(17.86) |                  |                     |                    |
| 金融危机×融资能力   |                     | 1.001<br>(0.14)  |                     |                    |
| 金融危机×中间品自由化 |                     |                  | 1.022***<br>(9.99)  |                    |
| 金融危机×最终品自由化 |                     |                  |                     | 1.007***<br>(8.46) |
| 观测数         | 133 988             | 134 000          | 126 699             | 121 897            |

### (三) 上游度与危机期出口行为的动态转换

前述分析中，我们未区分样本中企业的动态调整情况。实际上，在本文研究的样本期2000—2013年中，企业的出口行为可以进一步区分为集约边际和广延边际引致的效应。其中集约边际主要是由于持续存在企业的调整带来的，广延边际则包括了新进入的企业和退出的企业两个方面。由于本文的样本期较长，且工企数据存在规模上样本选择等问题，导致准确界定企业的动态调整类型并非易事。为了确保分析的稳健性，本文分别采用了两种识别方法来考察企业的动态调整类型。

我们先界定统一企业名称的企业如果连续出现在样本中则被定义为持续存在的企业。紧接着，我们将那些前一年不存在，但是第二年存在的企业界定为新进入的企业，然后依次识别每一年中的企业所属的类项。类似的，我们将前一年存在，但后一年消失的企业界定为退出的企业。值得注意的是，由于统计误差和工企数据的样本选择偏差问题，存在一些企业出现在样本中之后消失又再出现的现象。对此，我们需要就该部分特殊的问题样本进行调整，我们分别考虑了连续三年中的企业和连续五年中的企业类项，分别对上述两种情况的识别偏差进行纠正。最后，排除了部分无法准确识别企业动态

调整类型的企业,并将目前样本中企业的类项划分情况做了如下汇总,见表8。其中方法1为考虑连续三年的识别方法,方法2为考虑连续五年的识别方法。总体来看,持续存在的企业占据了样本中的绝大多数(超过了72%),其次为新进入的企业(约为17%—18%),最少的是退出的企业样本。同时,相比而言,新进入企业的平均上游度水平是最高的(约为2.88),其次是持续存在的企业(约为2.87),这两类企业的上游度水平都远远高出了退出的企业。

表8 区分企业动态调整类项的统计描述

| 方法1    |       |         |          |         |
|--------|-------|---------|----------|---------|
|        | 上游度   | 观测数     | 观测数占比(%) | 调整占比(%) |
| 持续存在企业 | 2.865 | 112 379 | 54.45    | 72.08   |
| 新进入企业  | 2.883 | 27 610  | 13.38    | 17.71   |
| 退出企业   | 2.839 | 15 907  | 7.71     | 10.21   |
| 方法2    |       |         |          |         |
|        | 上游度   | 观测数     | 观测数占比(%) | 调整占比(%) |
| 持续存在企业 | 2.859 | 88 930  | 43.09    | 72.70   |
| 新进入企业  | 2.889 | 22 528  | 10.91    | 18.41   |
| 退出企业   | 2.828 | 10 869  | 5.27     | 8.89    |

进一步的,我们分别对两种识别方法下的各类型样本进行再回归,估计结果列于表9中。我们发现,总体来说,无论是持续存在的企业还是新进入和退出企业,在样本期中都表现出了较为突出的“长鞭效应”。也就是说,三种类型的企业样本中,在金融危机期间,越上游的企业面临了更大的出口风险——更低的出口决策、更低的出口额以及更低的存活率。同时,在标准化回归系数后,我们发现这一影响效应对新进入的企业尤为突出,也就是说,金融危机期间的价值链传导效应导致的出口风险对那些新进入的企业最为不利,这与新进入的企业上游度水平较高也有很大的关系。

表9 区分企业动态调整类型的回归分析

|        | 方法1       |           |           | 方法2       |           |           |
|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|        | 是否出口      | 出口额       | 出口生存      | 是否出口      | 出口额       | 出口生存      |
| 持续存在企业 | -0.386*** | -0.133*** | -0.281*** | -0.371*** | -0.137*** | -0.232*** |
| 新进入企业  | -0.410*** | -0.134*** | -0.192*** | -0.445*** | -0.159*** | -0.267*** |
| 退出企业   | -0.296*** | -0.078*** | -0.111*** | -0.253*** | -0.131*** | -0.120*** |

注:(1)由于篇幅限制,我们仅报告了核心变量即上游度和金融危机时间虚拟变量的交叉项估计结果。(2)由于考虑企业进入退出问题时,我们无法对新进入企业的出口额增长率进行回归,因此在这一部分中我们将出口额增长率替换成了取对数的出口额进行再估计。(3)\* $p < 0.10$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\*\*\* $p < 0.01$ 。

## 五、结论和建议

本文基于全球价值链中“长鞭效应”的视角，考察金融危机期间处于价值链上游的企业是否面临更严峻的贸易波动，其中涉及静态的广延边际（出口决策）、集约边际（出口额缩减）以及动态的企业进入退出国际市场等问题。我们创新性地采用2000—2013年中国海关进出口贸易数据库和中国工业企业数据库的微观数据测度了关键技术难点——企业层面的上游度，从而得以实证研究金融危机期间企业的上游度对贸易波动的影响效应，不仅考察了上游度在危机期间是否影响出口决策和出口额波动，更重要的是本文还分析了企业上游度在危机期间对企业进入退出的动态调整的影响效应问题。本文得到的主要结论是：

首先，基于2000—2013年中国海关进出口贸易数据库和中国工业企业数据库，本文测算了企业微观层面的价值链上游度指标，得以考察基于异质性企业的价值链位置水平。总体而言，从2000年以来我国的上游度水平不断提高，尤其是劳动密集型行业和东部沿海地区。其次，通过严谨的实证分析，我们的核心结论是在金融危机冲击下，处于价值链相对上游的企业面临更高的出口风险，表现为更低的出口倾向、更少的出口额增长以及更高的出口市场退出风险。也就是说基于全球价值链分工模式的“长鞭效应”的确是解释危机期间贸易缩减的一个重要原因。再次，在考虑金融危机期间其他可能的“贸易崩溃假说”——存货调整、融资约束以及贸易保护主义时，本文的核心结论仍然稳健成立。最后，通过对样本中企业类型的进一步识别，我们发现导致金融危机期间中国企业出现基于价值链传导的出口风险，主要是由处于价值链相对较上游的新进入企业造成。

随着我国上游度水平的不断提高以及国际经贸趋势的波诡云谲，更加谨慎地制定外贸增长战略是当前经济局势进入“新常态”后值得慎重思考的议题。一方面，上游度水平的提高代表了我国制造业产业正向价值链上游攀升，以及价值链环节的扩张；另一方面，也需要警惕在日渐融入全球价值链分工模式的过程中，面临的外部冲击所带来的潜在风险。要确保更为合理的产业结构布局，在保证传统劳动密集型优势产业的基础上，大力发展对国外市场依赖度较低且具有更高自主研发能力的中间品，这是应对未来价值链分工中风险的重要策略。

## 参 考 文 献

- [1] Acemoglu, D., and P. D. Azar, "Endogenous Production Networks", *Econometrica*, 2020, 88 (1), 33-82.
- [2] Acemoglu, D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi, "The Network Origins of Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 2012, 80 (5), 1977-2016.
- [3] Alessandria, G., J. P. Kaboski, and V. Midrigan, "The Great Trade Collapse of 2008-09: An Inventory Adjustment?", NBER Working Papers 16059, National Bureau of Economic Research, Inc., 2010.
- [4] Alfaro, L., P. Antras, D. Chor, and P. Conconi, "Internalizing Global Value Chains: A Firm-Level Analysis", *Journal of Political Economy*, 2019, 127 (2), 508-559.
- [5] Altomonte, C., F. D. Mauro, G. Ottaviano, A. Rungi, and V. Vicard, "Global Value Chains During the Great Trade Collapse: A Bullwhip Effect?", Working Paper Series 1412, European Central Bank, 2012.
- [6] Amiti, M., and D. E. Weinstein, "Exports and Financial Shocks", *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (4), 1841-1877.
- [7] Antras, P., D. Chor, T. Fally, and R. Hillberry, "Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows", NBER Working Paper 17819, National Bureau of Economic Research, 2012.
- [8] Baldwin, R., "The Great Trade Collapse: Causes, Consequences and Prospects", VOX, 2009.
- [9] Baqaee, D. R., "Cascading Failures in Production Networks", *Econometrica*, 2018, 86 (5), 1819-1838.
- [10] Bems, R., R. C. Johnson, and K.-M. Yi, "Demand Spillovers and the Collapse of Trade in the Global Recession", *IMF Economic Review*, 2010, 58 (2), 295-326.
- [11] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [12] Bricongne, J.-C., L. Fontagne, G. Gaulier, D. Taglioni, and V. Vicard, "Firms and the Global Crisis: French Exports in the Turmoil", Working Paper Series 1245, European Central Bank, 2010.
- [13] 陈钊、万广华、陆铭, "行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解", 《中国社会科学》, 2010年第3期, 第65—76+221页。
- [14] Chor, D., and K. Manova, "Off the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade During the Global Financial Crisis", NBER Working Papers 16174, National Bureau of Economic Research, Inc., 2010.
- [15] Chor, D., K. Manova, and Yu Z., "The Global Production Line Position of Chinese Firms", Mimeo, Standard University, 2014.
- [16] 戴翔, "危机冲击与全球贸易波动的经验分析", 《世界经济研究》, 2011年第9期, 第51—56+88页。

- [17] Eichengreen, B., "Comments in 'Collapse in World Trade: A Symposium of Views'", *The International Economy*, 2009, Spring, 28-38.
- [18] Evenett, S. J., "Crisis-era Protectionism One Year after the Washington G20 Meeting, The Great Trade Collapse: Causes, Consequences and Prospects", VoxEU. org Ebook, 2009.
- [19] Feenstra, R., Zh. Y. Li, and M. J. Yu (2011), "Exports and Credit Constraint under Incomplete Information: Theory and Evidence from China", NBER Working Paper. 16940, 2011.
- [20] Fisman, R., and J. Svensson, "Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence", *Journal of Development Economics*, 2007, 83, 63-75.
- [21] Giovanni, J., A. Levchenko, and I. Mejean, "The Micro Origins of International Business Cycle Comovement", *American Economic Review*, 2018, 108, 82-108.
- [22] Hagemeyer, J., and M. A. H. D. I. Ghodsi, "Up or Down the Value Chain? The Comparative Analysis of the GVC Position of the Economies of the New EU Member States", Working Paper of ws. edu. pl., 2016.
- [23] Hess, W., and M. Persson, "The Duration of Trade Revisited: Continuous-Time vs. Discrete-Time Hazards", IFN Working Paper No. 829, 2010.
- [24] Jansen, M., and E. V. Uexkull, "Trade and Employment in the Global Crisis", ILO, Geneva, 2010.
- [25] Kuroiwa, I., and H. Kuwamori, "Shock Transmission Mechanism of the Economic Crisis in East Asia: An Application of International Input-Output Analysis", IDE Discussion Paper, 2010.
- [26] Lee, H. L., V. Padmanabhan, and S. Whang, "Bullwhip Effect in Supply Chains", *Sloan Management Review*, 1997, 38 (3), 93-102.
- [27] Levchenko, A. A., L. T. Lewis, and L. L. Tesar, "The Collapse of International Trade During the 2008-2009 Crisis: In Search of the Smoking Gun", NBER Working Papers 16006, National Bureau of Economic Research, Inc., 2010.
- [28] 刘瑞明、石磊, "上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质", 《经济研究》, 2011年第12期, 第86—96页。
- [29] Lu, Y., and L. Yu, "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4), 221-253.
- [30] Nagengast, A. J., and R. Stehrer, "The Great Collapse in Value Added Trade", *Review of International Economics*, 2016, 24 (2), 392-421.
- [31] 聂辉华、江艇、杨汝岱, "中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题", 《世界经济》, 2012年第5期, 第142—158页。
- [32] 田文、张亚青、余珉, "全球价值链重构与中国出口贸易的结构调整", 《国际贸易问题》, 2015年第3期, 第3—13页。
- [33] Upward, R., Z. Wang, and J. Zheng, "Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports", *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2), 527-543.
- [34] 王朝南、田文, "GVC中贸易超调波动的传导机制研究——基于我国经验的观察视角", 《国际商务(对外经济贸易大学学报)》, 2015年第1期, 第27—35页。
- [35] 王孝松、翟光宇、谢申祥, "中国贸易超调: 表现、成因与对策", 《管理世界》, 2014年第1期,

第 27—39+187—188 页。

- [36] 于洪霞、龚六堂、陈玉宇, “出口固定成本融资约束与企业出口行为”, 《经济研究》, 2011 年第 4 期, 第 55—67 页。
- [37] Zavacka, V., “The Bullwhip Effect and the Great Trade Collapse”, European Bank for Research and Development Working Paper No. 148, 2012.
- [38] 张杰、陈志远、刘元春, “中国出口国内附加值的测算与变化机制”, 《经济研究》, 2013 年第 10 期, 第 124—137 页。

## Firms' Upstreamness, Trade Crisis and the Value Chain Transmission of the Bullwhip Effect

YUE LYU

(*University of International Business and Economics*)

WEI LUO\* QUN BAO

(*Nankai University*)

**Abstract** Adopting the highly detailed data of the CASIF and CCTS from 2000 to 2013, we try to comprehensively examine the effect of upstreamness on trade volatility risk during financial crisis. We find that: (1) During the financial crisis, enterprises in the upstream of the value chain face higher export risks, showing lower export tendencies, less export growth and higher exit risk. This discovery supports the “bullwhip effect” hypothesis during the crisis; (2) from the perspective of firm's dynamic, the effect of financial crisis on China's export is mainly due to the new entrants locating at relatively upstream of GVC.

**Key Words** upstreamness, financial constraints, global value chain

**JEL Classification** F14, F61, F44

---

\* Corresponding Author: Wei Luo, A108, Wenchuang building, Nankai University, Weijin Road, Nankai District, Tianjin, 300071, China; Tel: 86-18623437503; E-mail: weiluonk@gmail.com.