

制造业上游垄断与企业出口国内附加值

——来自中国的经验证据

李胜旗, 毛其淋

[摘要] 经过三十多年的改革开放,中国下游最终品市场已基本上实现了充分竞争,但上游行业的垄断程度依然居高不下。本文利用中国制造业微观数据,系统地研究了上游垄断对下游企业出口国内附加值率(DVAR)的影响及其作用机制。结果表明,上游垄断显著降低了下游企业出口DVAR,其中对一般贸易企业和本土企业出口DVAR的抑制作用明显高于加工贸易企业和外资企业。影响机制检验表明,成本加成下降和研发创新弱化是上游垄断降低下游企业出口DVAR的可能渠道。此外,本文基于中国加入WTO所引发的大范围关税减免这一事实,进一步检验了中间品贸易自由化在上游垄断与下游企业出口DVAR关系中的调节效应,发现中间品贸易自由化有利于缓解上游垄断对下游企业出口DVAR的抑制作用。上述结论意味着,打破制造业上游垄断与进一步推进贸易自由化改革,对于提升中国制造业出口竞争力和提高企业出口国内附加值率具有重要的现实意义。

[关键词] 制造业; 上游垄断; 出口国内附加值; 中介效应

[中图分类号]F260 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)03-0101-19

一、问题提出

近年来,随着国际分工的深化,产品生产的增值环节(包括设计、研发、制造、组装以及营销等)在全球范围内进行切割与布局,价值链正向全球延伸,世界经济也由此步入了全球价值链(Global Value Chain,GVC)时代。在此背景下,对出口国内附加值的考察逐步成为国际经济学研究领域的热点(Koopman et al.,2012;Upward et al.,2013;张杰等,2013;Kee and Tang,2016)。对于中国企业出口国内附加值率(DVAR)的决定因素,学者们普遍认为外商直接投资(张杰等,2013;Kee and Tang,2016)、中间品关税减免(Kee and Tang,2016)和人民币汇率升值(Kee and Tang,2016)是驱动中国企业出口DVAR变化的主要原因。不难发现,现有研究主要是聚焦于对外开放因素对企业出口DVAR的影响,而鲜有文献关注国家内部的行业结构因素所可能产生的作用。

[收稿日期] 2016-11-05

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“贸易自由化对中国企业自主创新及出口竞争力升级的影响研究”(批准号 71403135);教育部人文社会科学研究青年基金项目“中间品进口、创新驱动与中国出口竞争力升级研究”(批准号 16YJC790114)。

[作者简介] 李胜旗(1983—),男,湖南岳阳人,首都经济贸易大学金融学院讲师,经济学博士;毛其淋(1986—),男,浙江温州人,南开大学经济学院国际经济研究所、跨国公司研究中心、中国特色社会主义协同创新中心副教授,经济学博士。通讯作者:毛其淋,电子邮箱:maoqilin@nankai.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。

一个值得注意的事实是,经过三十多年的改革开放,中国下游最终品市场已基本上实现了充分竞争,但是上游行业的垄断程度依然居高不下。上游垄断对中国经济的影响也引起了部分学者的关注。其中,大部分学者考察了行业垄断对收入分配的影响(陈钊等,2010;叶林祥等,2011;武鹏,2011;孔庆洋和黄济生,2012;于良春和王美晨,2014),这些文献基本上发现了行业垄断扩大收入差距的证据。刘瑞明和石磊(2011)从非对称竞争的视角研究了国有企业的垄断地位对社会福利的影响,结果发现,维持国有企业在上游行业的垄断地位等同于给予其隐性补贴,它是大中型国有企业高额利润的重要来源。王永进和施炳展(2014)利用微观数据检验了上游垄断对企业产品质量升级的影响,发现由政府保护所形成的上游垄断会阻碍产品质量升级,并且这一负面效应会随着下游行业竞争程度的上升而增强。如果把目光转向企业出口 DVAR,一个很自然但又很重要的问题产生了:上游垄断是否会影响到中国企业出口 DVAR? 如果是,潜在的影响机制是什么?

与此同时,早在 20 世纪 90 年代,中国就开始施行以削减关税率与非关税壁垒为主要内容的进口贸易自由化改革,特别是在 2001 年 12 月正式加入世界贸易组织(WTO)之后,中间品贸易自由化进程得到了进一步的推进(毛其淋和许家云,2016)。考虑到上游垄断影响下游企业绩效的可能途径是通过中间投入品的价格与质量(王永进和施炳展,2014),而中间品关税减免通常会导致进口中间品成本的下降以及种类与质量的提高(Amiti and Konings,2007;Topalova and Khandelwal,2011),那么由此引出的一个问题是,上游垄断对下游企业出口 DVAR 的作用是否会受其所在行业的中间品贸易自由化程度的影响? 这是本文试图深入考察的另一个重要的问题。

本文将利用中国工业企业数据库与海关贸易数据库准确地测算企业出口 DVAR,然后在此基础上系统考察上游垄断对下游企业出口 DVAR 的影响及其作用机制。本文在如下几个方面丰富和深化了已有研究:①与 Kee and Tang(2016)等着重从对外开放的角度来考察企业出口 DVAR 的影响因素不同,本文系统研究了上游垄断这一国家内部的行业结构因素对中国制造业企业出口 DVAR 的影响,这有助于更为全面地认识近年来中国企业出口 DVAR 变化的驱动因素;②本文将中间品贸易自由化与上游垄断纳入统一的分析框架,系统考察了二者在影响企业出口 DVAR 上的互动关系,发现中间品贸易自由化不仅可以直接提高企业出口 DVAR,而且还能缓解上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用,该发现对于如何提升中国制造业企业出口竞争力以及提高企业出口国内附加值率具有重要的政策含义;③本文采用中介效应模型考察上游垄断与中间品贸易自由化如何影响企业出口 DVAR,发现成本加成下降和研发创新弱化是上游垄断降低企业出口 DVAR 的两个可能渠道,另外,中间品贸易自由化有助于减轻上游垄断对企业成本加成与研发创新的负效应,进而缓解了上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用。

二、机制分析与研究假说

经过三十多年的改革开放,中国下游最终品市场已经基本上实现了充分竞争,但是上游行业的垄断程度依然居高不下。这一部分通过一个简单的理论模型来分析上游垄断对下游企业出口 DVAR 的影响机理。为了清晰起见,这里借鉴 Kee and Tang(2013),从理论上推导得到企业出口 DVAR 的数学表达式^①:

$$DVAR_{ft} = 1 - \chi_M \frac{1}{\mu_{ft}} \frac{1}{1 + (P_t^I / P_t^D)^{\kappa-1}} \quad (1)$$

其中,下标 f 表示企业, t 表示年份; $DVAR_{ft}$ 表示企业 f 在 t 期的出口国内附加值率; χ_M 表示中间

① 限于篇幅,将企业出口 DVAR 的理论模型的具体推导过程放在附录中,可从《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

投入品的产出弹性; μ_f 表示企业 f 在 t 期的成本加成; P_t^I 为进口中间品的平均价格, P_t^D 为本国中间品的平均价格; κ 表示本国中间品与进口中间品的替代弹性, 满足 $\kappa > 1$ 。

由(1)式可知, 企业出口 DVAR 的变化依赖于成本加成 μ_f 以及进口中间品与国内中间品的相对价格 P_t^I/P_t^D , 通过一阶求导可得, $\frac{\partial DVAR_f}{\partial \mu_f} = \chi_M \frac{1}{\mu_f^2} \frac{1}{1+(P_t^I/P_t^D)^{\kappa-1}} > 0$, $\frac{\partial DVAR_f}{\partial (P_t^I/P_t^D)} = (\kappa-1)\chi_M \frac{1}{\mu_f} \cdot$

$\frac{(P_t^I/P_t^D)^{\kappa-2}}{(1+(P_t^I/P_t^D)^{\kappa-1})^2} > 0$, 据此可得出以下结论: 成本加成和进口中间品相对价格的提高均有利于提升企

业出口 DVAR。这一结论背后的基本经济学逻辑是, 如果企业的成本加成提高, 表现为扩大了企业总产值与总投入的比值, 这有利于提升企业利润率进而提高了企业出口 DVAR; 此外, 如果进口中间品与国内中间品的相对价格 (P_t^I/P_t^D) 上升, 根据成本最小化原则, 企业会相应地减少进口中间品的使用, 而更多地使用国内中间品, 因此也提高了其出口 DVAR。

接下来, 本文进一步讨论上游垄断是如何通过 μ_f 和 P_t^I/P_t^D ①影响企业的出口 DVAR。

成本加成渠道。一般而言, 成本加成可由产品价格与边际生产成本之比来表示, 可用于刻画产品价格对边际成本的偏离程度, 据此, 那些影响产品价格或边际生产成本的因素均会在短期内对成本加成带来影响(孙辉煌和韩振国, 2010)。改革开放时至今日, 中国下游的产品市场已经基本上实现了充分竞争, 然而上游行业的垄断程度仍旧较高, 尤其是国有企业在上游行业依然处于垄断地位(刘瑞明和石磊, 2011)。上游垄断引致的一个直接结果是提高了下游企业所购买的中间产品的价格(王永进和施炳展, 2014), 这又会进一步导致下游企业边际生产成本的提升。此外, 面临上游垄断程度的上升, 处于下游的企业可获得的中间品种类会减少, 这主要是因为, 维持企业尤其是国有企业在上游市场的垄断相当于给予该企业一种隐性补贴, 这往往构成了上游企业巨额利润的主要来源(刘瑞明和石磊, 2011), 而巨额的垄断利润可能会削弱上游企业对中间品生产的研发投入, 进而上游行业提供的中间品种类会随之减少、中间品质量趋于下降。在通常情况下, 中间品种类与企业生产效率之间存在正相关关系(Amiti and Konings, 2007; Topalova and Khandelwal, 2011), 即上游行业提供的中间品种类的减少不利于下游企业生产效率的提高, 而企业的边际生产成本又与其生产效率密切相关(Bernard et al., 2003; Melitz and Ottaviano, 2008)。据此, 中间品种类的减少会提高企业的边际生产成本, 进而降低成本加成率。此外, 由于中间投入品质量与企业生产的最终产品质量之间存在正向关系(Kugler and Verhoogen, 2012)②, 而最终产品的质量越高, 则它与市场中既有产品

① 需要说明的是, 由于在现实中难以获得进口中间品与本国中间品平均价格的相关信息, 为了与后文的实证研究保持一致, 在这里用研发创新来间接地刻画进口中间品与国内中间品的相对价格。进行这样处理的主要依据是, 如果研发创新越多, 那么国内中间品种类与数量就会增加, 本国中间品的平均价格下降, 进而进口中间品与国内中间品的相对价格就会随之上升, 即研发创新与 P_t^I/P_t^D 之间存在较强的相关性。

② 从逻辑上讲, 中间品质量高也可能意味着中间品的高价格, 进而倾向于提高企业的边际生产成本, 但根据既有的研究, 如 Fan et al. (2015) 以及 De Loecker et al. (2016), 中间品投入质量显著提高了企业成本加成, 这意味着中间品质量对最终产品价格的影响幅度大于其对边际生产成本的影响幅度。为了验证这一点, 本文借鉴王永进和施炳展(2014)的方法测算中间品质量, 然后将企业成本加成对中间品质量进行回归, 结果发现中间品质量变量的估计系数显著为正, 说明较高的中间品质量有利于提升成本加成, 即表明中间品质量对产品价格的影响幅度确实要大于对边际生产成本的影响幅度。

的差异化程度就越大,进而企业能够制定相对较高的价格水平。由此可见,上游行业提供的中间品质量的下降会降低下游企业的产品价格,在其他条件不变的情况下,这又会进一步降低企业的成本加成。结合前文的分析结论 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \mu_{it}} > 0$,可进一步得到 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial UpMonopoly_{it}} = \frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \mu_{it}} \frac{\partial \mu_{it}}{\partial UpMonopoly_{it}} < 0$,这表明上游垄断通过成本加成渠道降低了下游企业出口 DVAR。

研发创新渠道。如同前文所述,上游垄断倾向于提高下游企业的生产成本,在其他条件不变的情况下,下游企业的利润会下降,进而使得企业用于研发创新活动的资金减少。另外,上游行业垄断还可能会使得下游企业无法获得某些研发创新所需的关键性要素资源,进而也会阻碍下游企业研发活动的开展,即 $\frac{\partial INO_{it}}{\partial UpMonopoly_{it}} < 0$ 。在通常情况下,本国企业研发创新有利于扩大本国企业的生产范围,国内市场可提供的中间品种类也会因此而增加(Grossman and Helpman, 1991;黎欢和龚六

堂, 2014), 即 $\frac{\partial V_t^D}{\partial INO_{it}} > 0$ 。由此可见,上游垄断会通过抑制下游企业的研发创新进而减少国内市场的

中间品种类。此外,国内中间品种类的减少会降低进口中间品与国内中间品的相对价格 P_t^I/P_t^D (Kee and Tang, 2013),这是因为,如果国内中间品种类减少,那么意味着国内市场对中间品的供应降低,其价格 P_t^D 上升,进而降低了进口中间品的相对价格。进一步结合前文分析结论 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (P_t^I/P_t^D)} > 0$,

容易得到 $\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial UpMonopoly_{it}} = \frac{\partial DVAR_{it}}{\partial (P_t^I/P_t^D)} \frac{\partial (P_t^I/P_t^D)}{\partial V_t^D} \frac{\partial V_t^D}{\partial INO_{it}} \frac{\partial INO_{it}}{\partial UpMonopoly_{it}} < 0$,即表明上游垄断通过研发创新渠道进而降低了下游企业出口 DVAR。

基于以上分析,本文提出:

假设 1:在其他条件不变的情况下,上游垄断会降低下游企业出口 DVAR。

假设 2:上游垄断可能通过成本加成和研发创新这两个渠道影响下游企业出口 DVAR。

20 世纪 90 年代以来,为了适应市场经济体制改革与融入多边贸易体制的需要,中国开始施行以削减关税率与非关税壁垒为核心内容的进口贸易自由化改革。尤其是在 2001 年底正式加入 WTO 之后,中国更是迎来了新一轮的进口贸易自由化浪潮。进口关税减免的一个直接结果是降低了企业从国外进口中间品的成本,这又会进一步降低企业的边际生产成本。另外,进口关税削减还能够使得本国企业从国外获取更加多元化与高质量的中间投入品(Klenow and Rodriguez-Clare, 1997),例如,Goldberg et al.(2010)对印度的一项研究发现,在中间品贸易自由化发生之后,印度企业进口的中间投入种类比之前增加了将近 2/3,而这些新进口的中间品又多数是来自发达国家,较之前的进口品具有更高的质量(Goldberg et al., 2011)。由此可见,中间品贸易自由化可以在一定程度上减轻了上游垄断通过提升边际生产成本、降低中间品种类数与质量等途径而给下游企业带来的负面效应,进而使得下游企业的出口 DVAR 受上游垄断的抑制作用得到减弱。另一方面,正如前文所述,进口关税减免有利于降低企业从国外进口的中间品成本,在其他条件不变情况下,企业的利润会随之增加,进而使得企业有更充裕的资金用于研发创新活动。另外,进口关税减免还能增加企业购买核心零部件的可能性,这有助于企业获得更多的核心技术,进而激励企业加大吸收与模仿外国先进技术的研发投入力度(Hu et al., 2005; Goldberg and Pavcnik, 2007; 田巍和余森杰, 2014)。因此,总体来看,中间品贸易自由化有利于削弱上游垄断对企业研发创新的负面作用,进而有利于

缓解上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用。综合上述分析,本文提出:

假设 3: 中间品贸易自由化有利于缓解上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用。

三、计量模型、指标测度与数据

1. 计量模型设定

本文的研究目的之一在于考察制造业上游垄断对下游企业出口 DVAR 的影响,在已有文献研究的基础上本文设定如下计量模型:

$$DomesticVAR_{ft} = \alpha + \beta \cdot UpMonopoly_{it} + \gamma \cdot X_{ft} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{ft} \quad (2)$$

其中,下标 f, i 和 t 分别表示企业^①、行业和年份。 $DomesticVAR_{ft}$ 表示企业 f 在第 t 期的出口 DVAR,其数值越大则说明企业从出口中俘获产品附加值的能力越强、获取真实利益越大,将在下文详细介绍其测度方法。 $UpMonopoly_{it}$ 为制造业上游垄断程度指标,是本文的核心解释变量,对于该指标的构造方法将在下文中说明。 X_{ft} 为控制变量,具体包括:①企业规模($SizeofFirm$),采用企业就业人员数取对数表示。②企业年龄($AgeofFirm$),采用当年年份减去企业开业年份所得的差值衡量。③国有企业虚拟变量($SosDum$)^②,如果企业的所有制类型是国有企业,则 $SosDum$ 取值为 1,否则取值为 0。④外资企业虚拟变量($ForeignDum$),若企业的所有制类型是外资企业,则 $ForeignDum$ 取值为 1,否则取值为 0。⑤加工贸易出口占比($ShareofPro$),这里采用企业加工出口额占企业总出口额的比重衡量,如果该比值越大,表明企业从事加工贸易的程度越高。⑥赫芬达尔—赫希曼指数($HHIndex$),该变量可用来刻画国内市场的结构特征,计算方法为: $HHIndex_{it} = \sum_{f \in \Omega_i} (s_{ft}/S_{it})^2 = \sum_{f \in \Omega_i} share_{ft}^2$,其中, s_{ft} 为企业 f 在 t 期的销售额, S_{it} 为行业 i 在 t 期的总销售额, $share_{ft}$ 表示企业 f 在 t 期的市场占有率。如果该变量越小,那么表明国内市场竞争程度越高,反之则表明国内市场的垄断程度越高。此外,本文还控制了非观测的企业固定效应 δ_j 和年份固定效应 δ_t , ε_{ft} 为随机误差项。

为了检验上游垄断对企业出口 DVAR 的影响是否与企业所在行业的中间品贸易自由化程度有关(即对应研究假说 3),这里在基准计量模型(2)式的基础上引入行业中间品关税税率($Tariff_{it}$),以及它与上游垄断程度指标的交叉项($UpMonopoly_{it} \times Tariff_{it}$),得到如下扩展后的计量模型:

$$DomesticVAR_{ft} = \alpha + \beta \cdot UpMonopoly_{it} + \varphi \cdot UpMonopoly_{it} \times Tariff_{it} + \theta \cdot Tariff_{it} + \gamma \cdot X_{ft} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{ft} \quad (3)$$

其中, $Tariff_{it}$ 为行业中间品关税税率,其测算方法为 $Tariff_{it} = \sum_{w \in \Omega_i} \chi_{wt} \cdot \tau_{wt}$ 。 τ_{wt} 为行业 w 的简单平均进口关税税率,下标 i, w 和 t 分别表示行业、投入要素和年份, χ_{wt} 表示要素 w 的投入权重,可以用行业 i 总投入要素成本中要素 w 的投入成本所占比重来衡量,具体可以根据 2002 年中国投入产出表计算得到^③。 $Tariff_{it}$ 越小,表明中间品贸易自由化程度越高。在(3)式中,本文最为感兴趣的是交叉项

① 需要指出的是,由于 $UpMonopoly_{it}$ 反映了行业 i 所面临的上游垄断程度,那么行业 i 便是“下游行业”,进而企业 f 是“下游企业”。

② 与 Yu(2015)类似,本文在计量模型中同时加入国有企业虚拟变量和外资企业虚拟变量来控制企业所有制因素对其出口 DVAR 的影响效应。由于同一个企业的所有制形式不可能同时是国有性质和外资性质,因此这两个虚拟变量的线性相关性较低。

③ 考虑到投入权重可能随时间变化,在计算 2000—2004 年和 2005—2007 年时间段的投入权重时分别使用了 2002 年和 2007 年的《中国投入产出表》,计算结果非常相似。

$UpMonopoly_{it} \times Tariff_{it}$, 其估计系数 φ 刻画了上游垄断与中间品贸易自由化对企业出口DVAR 的交互效应。

2. 核心指标测度

(1)企业出口国内附加值率^①。为了克服基于投入产出表的宏观测算方法的缺陷^②,本文借鉴张杰等(2013)、Upward et al.(2013)以及 Kee and Tang(2016)的做法,利用中国工业企业数据库与海关贸易数据库测算企业层面的出口国内附加值率。具体的测算式为:

$$DomesticVAR_{fit}^{\Lambda} = \begin{cases} 1 - \frac{imp_{fit}^{adj-O} \Big|_{BEC} + imp_{fit}^F}{Y_{fit}}, \Lambda=O \\ 1 - \frac{imp_{fit}^{adj-P} + imp_{fit}^F}{Y_{fit}}, \Lambda=P \\ \omega_O \cdot \left(1 - \frac{imp_{fit}^{adj-O} \Big|_{BEC} + imp_{fit}^F}{Y_{fit}} \right) + \omega_P \cdot \left(1 - \frac{imp_{fit}^{adj-P} + imp_{fit}^F}{Y_{fit}} \right), \Lambda=M \end{cases} \quad (4)$$

其中, O 、 P 和 M 分别表示纯一般贸易企业、纯加工贸易企业和混合贸易企业^③; ω_O 和 ω_P 分别表示混合贸易企业以一般贸易方式和加工贸易方式进行出口的比例; $imp_{fit}^{adj-O} \Big|_{BEC}$ 表示一般贸易企业的实际中间品进口额; imp_{fit}^{adj-P} 表示加工贸易企业的实际中间品进口额; imp_{fit}^F 表示企业使用的国内原材料含有的国外产品元素; Y_{fit} 为企业产出,具体用企业总产值来衡量。

(2)制造业上游垄断。利用行业间的投入产出关系,本文可以将上游垄断指标的测算式表示为^④:

$$UpMonopoly_{it} = \sum_{w \in \Theta_i} \varphi_{wt} \cdot Herfindahl_{wt} \quad (5)$$

其中, i 表示行业(三位码), t 表示年份, Θ_i 表示行业 i 的投入集合, $\varphi_{wt} = input_{wt} / \sum_{w \in \Theta_i} input_{wt}$ 表示行业 w 的投入权重,用行业 i 中所使用的来自行业 w 的投入占行业 i 的总中间投入的比重来衡量^⑤。 $Herfindahl_{wt}$ 为行业 w 在 t 期赫芬达尔—赫希曼指数,其计算方法为: $Herfindahl_{wt} = \sum_{f \in \Theta_w} (sale_{ft} / sale_{wt})^2 = \sum_{f \in \Theta_w} S_{ft}^2$,这里 $sale_{ft}$ 为企业 f 在 t 期的销售额, $sale_{wt}$ 为行业 w 在 t 期的总销售额, S_{ft} 表示企业 f 在 t 期的市场占有率。

① 受篇幅的限制,这里将企业出口国内附加值率的具体测算步骤放在《中国工业经济》网站附录中。

② 这类测算方法的一个不足在于会掩盖企业间的异质性特征,此外,由于投入产出表往往具有间断性特点(如中国的投入产出表每五年更新一次),导致测算结果是不连续的,进而难以全面准确地反映出口国内附加值的动态变化情况。

③ 其中纯一般贸易企业为加工出口份额为0的企业,纯加工贸易企业为加工出口份额等于1的企业,混合贸易企业为加工出口份额介于0与1之间的企业。

④ 在已有文献中,王永进和施炳展(2014)也是采用上游行业的赫芬达尔—赫希曼指数来构造上游垄断指标。

⑤ 鉴于数据的可获得性,这里的投入权重根据2002年《中国投入产出表》计算得到。此外,考虑到投入权重可能随时间变化,在计算2000—2004年、2005—2007年两个时间段的投入权重时分别使用了2002年和2007年的中国投入产出表,计算结果非常相似。需要说明的是,由于在(5)式中, Θ_i 表示行业 i 的投入集合,故而行业 w 就是行业 i 的上游行业,那么 φ_{wt} 为权重对 $Herfindahl_{wt}$ 进行加权平均得到的 $UpMonopoly_{it}$ 指标可以反映行业 i 所面临的“上游”垄断程度。

3. 数据

本文研究所用的样本主要来自于三套微观数据:①进口关税数据;②企业层面的生产数据;③产品层面的海关贸易数据。其中,进口关税数据来自 WTO 的 Tariff Download Facility 数据库,主要用于测算行业层面的中间品关税税率指标。企业层面的生产数据来自国家统计局的中国工业企业数据库。另外,产品层面的海关贸易数据来自中国海关总署,为了便于研究,本文将该数据库中的月度数据加总为年度数据。

由于生产数据与海关贸易数据中所载的企业代码的编码体系完全不同^①,因此无法直接根据企业代码将两套数据库进行合并。本文借鉴 Yu(2015)的方法对这两套数据库进行合并。为了与现有的国内外文献保持一致,本文选取制造业进行研究。鉴于中国在 2002 年颁布了新的《国民经济行业分类》,这里借鉴 Brandt et al.(2012)对中国工业行业分类(CIC)四位码进行调整。此外,考虑到贸易中间商是专门从事进出口业务,因此其出口国内附加值受上游垄断的影响可能与其他生产型企业不同,故有必要将贸易中间商从样本中剔除。这里借鉴 Ahn et al.(2011)的做法,将海关贸易数据库中的企业名称中包含“经贸”、“科贸”、“进出口”、“外经”、“贸易”等字样的企业界定为贸易中间商,将其从本文的样本中剔除。最后,本文还进一步参照 Feenstra et al.(2014)、Yu(2015)的做法,对异常样本进行了删除。

四、基本实证结果与分析

1. 基准回归结果

上游垄断对下游企业出口 DVAR 的基准回归结果报告在表 1 中。其中第(1)列仅考虑上游垄断程度指标,本文发现上游垄断程度变量的估计系数显著为负,这初步表明上游垄断倾向于降低下游企业的出口 DVAR。第(2)列加入了各个控制变量,虽然上游垄断程度变量的估计系数绝对值有所下降,不过仍然为负且在 1%水平上显著,即表明在控制了其他影响因素之后,上游垄断显著降低了下游企业的出口 DVAR。第(3)列在此基础上控制了企业固定效应,本文发现上游垄断程度变量依然显著为负。第(4)列在回归模型中只放入上游垄断程度变量,但同时控制了企业固定效应和年份固定效应,结果显示,上游垄断程度变量的估计系数为负且通过了 1%水平的显著性检验。第(5)列则在此基础上进一步放入各个控制变量,本文发现上游垄断程度变量仍然显著为负,这表明,在控制了其他影响因素和各个非观测固定效应之后,上游垄断显著降低了下游企业的出口 DVAR。因此,上述检验结果较好地印证了研究假设 1。

2. 上游垄断与中间品贸易自由化的交互效应

表 2 报告了上游垄断与中间品贸易自由化对企业出口 DVAR 的交互效应的检验结果。为了稳健起见,表 2 第(1)列只考虑上游垄断程度变量、中间品关税以及二者的交叉项,第(2)列加入了各个控制变量,第(3)列进一步控制了企业固定效应,第(4)列同时控制了企业固定效应与年份固定效应,第(5)列则在此基础上进一步控制了其他影响因素。从中不难发现,本文最为关注的交叉项 $UpMonopoly \times Tariff$ 的估计系数在符号与显著性上都没有发生根本性变化,说明回归结果具有很好的稳定性。从第(5)列可以看到,交叉项 $UpMonopoly \times Tariff$ 的估计系数为负且在 5%水平上显著,这表明在中间品关税减免幅度越大(或中间品贸易自由化程度越高)的行业,上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用越小,即中间品贸易自由化有利于缓解上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑

① 具体而言,生产数据中的企业代码是 9 位数,而海关贸易数据中的企业代码则是 10 位数。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>UpMonopoly</i>	-1.9926*** (-15.54)	-0.8594*** (-10.30)	-0.9739*** (-6.00)	-1.3700*** (-6.73)	-0.9577*** (-5.83)
<i>SizeofFrim</i>		0.0017*** (3.62)	0.0028** (2.25)		0.0041*** (3.26)
<i>AgeofFrim</i>		-0.0001*** (-3.10)	0.0019*** (13.24)		0.0024*** (15.35)
<i>SosDum</i>		-0.0190*** (-7.48)	-0.0194** (-2.46)		-0.0200** (-2.53)
<i>ForeignDum</i>		-0.0030*** (-3.84)	0.0035 (0.81)		0.0051 (1.17)
<i>ShareofPro</i>		-0.3898*** (-144.86)	-0.2869*** (-45.23)		-0.2869*** (-45.20)
<i>HHIndex</i>		-0.0949*** (-6.42)	-0.0882*** (-2.88)		-0.1028*** (-3.34)
常数项	0.7558*** (479.34)	0.8117*** (321.53)	0.7666*** (104.26)	0.7398*** (292.69)	0.7469*** (100.25)
企业固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	Yes	Yes
观测值	192827	192774	192774	192827	192774
R ²	0.00	0.47	0.88	0.85	0.88

注:括号内值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

表 2 上游垄断与中间品贸易自由化的交互效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>UpMonopoly</i>	-1.1127*** (-5.46)	-0.1669 (-1.22)	-0.3599** (-2.05)	-0.8313*** (-3.24)	-0.4970** (-2.16)
<i>UpMonopoly×Tariff</i>	-0.1138*** (-3.22)	-0.1058*** (-3.05)	-0.0841** (-2.45)	-0.0714** (-2.20)	-0.0614** (-2.01)
<i>Tariff</i>	-0.0069*** (-15.15)	-0.0068*** (-14.28)	-0.0063*** (-10.36)	-0.0089*** (-12.19)	-0.0068*** (-11.04)
控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes
企业固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	No	Yes	Yes
观测值	190395	190342	190342	190395	190342
R ²	0.02	0.47	0.88	0.86	0.88

注:括号内值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;受篇幅的限制,表中没有报告控制变量与常数项的估计结果,下同。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

制作用,因此验证了研究假设3。另外,本文发现中间品关税变量(*Tariff*)的估计系数显著为负,这表明中间品贸易自由化显著提高了企业出口DVAR,这与Kee and Tang(2016)的研究发现类似,他们利用中国2000—2006年企业数据进行的研究也发现,中间品关税减免有利于提升企业出口DVAR。

3. 异质性影响分析

考虑到中国企业的出口贸易方式各有不同,同时企业所有制也存在显著的差异,在这一部分,本文将进一步研究上游垄断对不同特征企业出口DVAR的异质性影响效应。显然,对此进行深入研究有助于更为全面系统地揭示上游垄断与下游企业出口DVAR的关系。

(1)企业贸易方式的异质性。这里根据企业的贸易状态,将总样本划分为纯加工贸易企业、混合贸易企业和纯一般贸易企业三类子样本,对这三类子样本的回归结果分别报告在表3第(1)—(3)列。从中可以看到,在纯一般贸易企业子样本与混合贸易企业子样本中,上游垄断程度变量的估计系数均显著为负,表明上游垄断显著降低了纯一般贸易企业与混合贸易企业的出口DVAR,其中上游垄断对纯一般贸易企业出口DVAR的抑制作用相对更大。另外,本文发现在纯加工贸易企业子样本中,上游垄断程度变量的估计系数未能通过10%水平的显著性检验,表明上游垄断对纯加工贸易企业出口DVAR没能产生明显的影响。为了稳健起见,这里根据企业的贸易状态构造两个虚拟变量,即混合贸易企业虚拟变量(*Hybridum*)和纯一般贸易企业虚拟变量(*Ordinadum*)^①。进一步,这里在基准计量模型(2)的基础上引入交叉项 $UpMonopoly \times Hybridum$ 和 $UpMonopoly \times Ordinadum$,对此扩展后的模型进行估计,可以检验上游垄断对不同贸易方式企业出口DVAR的异质性影响,回归结果如表3第(4)列所示。本文发现,上游垄断程度变量的估计系数为负但不显著,再次表明上游垄断对纯加工贸易企业出口DVAR未能产生明显的影响;而交叉项 $UpMonopoly \times Hybridum$ 和 $UpMonopoly \times Ordinadum$ 的估计系数均显著为负,且后者的绝对值更大,这意味着,上游垄断对纯一般贸易企业出口DVAR的抑制作用最大,其次是混合贸易企业,这与表3前3列的回归结果是相似的。对此可能的解释是,加工贸易企业通常是由国外一方提供原材料、零部件等中间品,然后经过组装加工之后进行出口,可见这种类型企业出口DVAR受上游行业垄断的影响较小;与此不同的是,一般贸易企业在生产中所用的中间品有相当大的比例是从国内市场购买的,因此该类型企业出口DVAR受上游垄断的负面影响较大。

(2)企业所有制的异质性。具体的,本文根据所有制类型,将总样本划分为本土企业与外资企业两个子样本,表3第(5)和第(6)列分别报告了对这两个子样本的回归结果。不难发现,上游垄断程度变量在这两个子样本中的估计系数均显著为负,表明上游垄断显著降低了这两种类型企业的出口DVAR。通过进一步比较可以看到,本土企业子样本中上游垄断程度变量的估计系数的绝对值更大,这意味着,相对于外资企业而言,上游垄断对下游本土企业出口DVAR的抑制作用更大。出于稳健性的考虑,这里根据企业所有制类型构造本土企业虚拟变量(*Localum*),具体而言,当企业 f 属于本土企业时,*Localum*取值为1,否则取值为0。然后,将交叉项 $UpMonopoly \times Localum$ 加入到基准计量模型(2)中进行估计,表3第(7)列报告了相应的回归结果。从中不难发现,交叉项 $UpMonopoly \times Localum$ 的估计系数显著为负,再次表明上游垄断对下游本土企业出口DVAR产生了更大的抑制作用。本文认为导致这一回归结果的可能原因是,在中国的大多数外资企业是进行加工贸易,如同前文所指出的,从事加工贸易的企业主要是从国外进口原材料、零部件等中间品,这部

① 具体而言,当企业 f 既进行一般贸易又从事加工贸易时,*Hybridum*取值为1,否则取值为0;当企业 f 只进行一般贸易时,*Ordinadum*取值为1,否则取值为0。

表 3 上游垄断对企业出口 DVAR 的异质性影响

	企业贸易方式异质性				企业所有制异质性		
	纯加工	混合	纯一般	贸易方式	本土	外资	所有制
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>UpMonopoly</i>	-0.2949 (-0.74)	-0.8725** (-2.35)	-1.2494*** (-6.98)	-0.3196 (-1.29)	-1.2268*** (-6.34)	-0.6025** (-2.07)	-0.6118** (-2.35)
<i>UpMonopoly×Hybridum</i>				-0.5581*** (-3.95)			
<i>UpMonopoly×Ordinadum</i>				-0.9091*** (-5.60)			
<i>UpMonopoly×Localdum</i>							-0.4200* (-1.91)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	61688	52050	79036	192774	93124	99650	192774
R ²	0.91	0.86	0.84	0.87	0.87	0.89	0.88

注:括号内值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

分企业对国内上游行业中间品的依赖程度相对较低,因此其出口 DVAR 受上游垄断的影响也就相对较小;而本土企业生产中所用的中间品更多的是来自于国内市场,因此受上游行业垄断的影响也就相对更大些。

4. 稳健性分析

前文研究的主要发现是,上游垄断显著降低了下游企业的出口 DVAR,且中间品贸易自由化有利于缓解上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用。接下来,本文将从多个方面进行稳健性检验,以确保这一回归结果的可靠性。

(1)企业出口国内附加值率的其他衡量。前文回归中,因变量企业出口 DVAR 指标在测算时假定国内原材料含有的国外产品份额为 5%。根据 Koopman et al.(2012)的研究,中国加工贸易企业所使用的国内原材料中含有国外产品的比例为 5%—10%。为了检验本文主要回归结果是否会随这一假定的不同而变化,这里将国内原材料中含有国外产品的份额设定为 10%,进而重新测算企业出口 DVAR(表示为 $DomesticVAR_{10p_{fi}}$)。以 $DomesticVAR_{10p_{fi}}$ 为因变量的估计结果报告在表 4 第(1)列和表 5 第(1)列^①。另外,本文还尝试假定国内原材料中不包含国外产品成分,在此假设下测算得到的企业出口 DVAR 为 $DomesticVAR_{0p_{fi}}$ 。表 4 第(2)列和表 5 第(2)列报告了以 $DomesticVAR_{0p_{fi}}$ 为因变量的回归结果。不难发现,本文的主要结论并不随因变量测算方法的不同而改变。

^① 其中,表 4 的稳健性检验对应于上游垄断对下游企业出口 DVAR 的影响,表 5 的稳健性检验对应于上游垄断与贸易自由化对下游企业出口 DVAR 的交互效应。

表 4 稳健性检验结果 I

	企业出口 DVAR 的 其他衡量		上游垄断程度的 其他衡量		2SLS	处理样本 选择偏差	2000—2011 年样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>UpMonopoly</i>	-0.7445*** (-5.26)	-0.4146*** (-2.83)			-0.9887*** (-6.02)	-0.9362*** (-5.54)	-3.0905*** (-4.94)
<i>UpMonopoly^F</i>			-0.4939*** (-13.14)				
<i>UpMonopoly^T</i>				-0.3904*** (-15.51)			
<i>IMRatio</i>						-0.0053 (-0.41)	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量					971.6***		
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量					3462.1***		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应							Yes
观测值	192774	192774	192774	192774	94509	192774	168
R ²	0.90	0.90	0.88	0.88	0.41	0.88	0.97

注:括号内值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。第(7)列为行业层面回归,因此在该列回归中 *SizeofFrim*、*AgeofFrim*、*SosDum*、*ForeignDum*、*ShareofPro* 均为行业层面变量,其中 *SosDum* 采用行业中国有企业就业人数占该行业就业总数的比重来衡量,*ForeignDum* 采用行业中外资企业就业人数占该行业就业总数的比重来衡量,除此之外,其余变量(如 *SizeofFrim*、*AgeofFrim* 以及 *ShareofPro*)采用行业内所对应的企业指标的平均值来衡量。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

(2)上游垄断程度的其他衡量。在前文的基本估计中,主要采用上游行业的赫芬达尔—赫希曼指数来测算上游垄断指标,为了稳健起见,这里分别利用销售额排序前四位和前十位企业的市场集中度来构造上游垄断指标,其测算式为:

$$UpMonopoly_{it}^F = \sum_{w \in \Theta_4} \varphi_{wt} \cdot ConRate_{wt}^F \quad (6)$$

$$UpMonopoly_{it}^T = \sum_{w \in \Theta_{10}} \varphi_{wt} \cdot ConRate_{wt}^T \quad (7)$$

其中, $ConRate_{wt}^F$ 和 $ConRate_{wt}^T$ 分别表示行业 w 在 t 期销售额排名前四位和前十位企业的市场集中度,即: $ConRate_{wt}^F = \sum_{j \in \Theta_{w4}} sale_{jt} / sale_{wt}$, $ConRate_{wt}^T = \sum_{j \in \Theta_{w10}} sale_{jt} / sale_{wt}$, 这里 Θ_{w4} 和 Θ_{w10} 分别表示行业 w 中销售额排序前四位和前十位的企业集合。表 4 以及表 5 的第 (3) 和第 (4) 列分别报告了以 $UpMonopoly^F$ 和 $UpMonopoly^T$ 刻画上游垄断程度的稳健性回归结果。可以看出,不论是以 $UpMonopoly^F$ 还是以 $UpMonopoly^T$ 来衡量上游垄断程度,本文的主要结论依然成立。

(3)两阶段最小二乘法回归。本文的主要目的在于考察上游垄断对下游企业出口 DVAR 的影响,由于因变量(即企业出口 DVAR)的维度是企业层面,而核心解释变量(即上游垄断程度)是行业层面,所以,由逆向因果关系而导致内生性问题的可能性较小,这也是本文到目前为止将其视为外

表 5 稳健性检验结果 II

	企业出口 DVAR 的 其他衡量		上游垄断程度的 其他衡量		2SLS	处理样本 选择偏差	2000—2011 年样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>UpMonopoly</i>	-0.2694* (-1.69)	-0.0764 (-1.26)			-0.4380** (-2.01)	-0.4663** (-2.06)	-2.1298** (-2.48)
<i>UpMonopoly^F</i>			-0.3380*** (-6.41)				
<i>UpMonopoly^T</i>				-0.2824*** (-3.95)			
<i>UpMonopoly×Tariff</i>	-0.0629** (-2.38)	-0.0436** (-2.08)			-0.0836** (-2.44)	-0.0633** (-2.23)	-0.1375** (-2.18)
<i>UpMonopoly^F×Tariff</i>			-0.0078* (-1.94)				
<i>UpMonopoly^T×Tariff</i>				-0.0082** (-2.15)			
<i>Tariff</i>	-0.0030*** (-5.07)	-0.0030*** (-5.22)	-0.0080*** (-10.02)	-0.0084*** (-11.10)	-0.0079*** (-11.08)	-0.0068*** (-11.01)	-0.0049*** (-3.30)
<i>IMRatio</i>						0.0077 (0.57)	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量					675.5***		
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量					1191.6***		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应							Yes
观测值	190342	190342	190342	190342	93221	190342	168
R ²	0.90	0.90	0.88	0.88	0.42	0.88	0.98

注:括号内值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。第(7)列为行业层面回归,因此在该列回归中 *SizeofFrim*、*AgeofFrim*、*SosDum*、*ForeignDum*、*ShareofPro* 均为行业层面变量,其中 *SosDum* 采用行业中国企业就业人数占该行业就业总数的比重来衡量,*ForeignDum* 采用行业中外资企业就业人数占该行业就业总数的比重来衡量,除此之外,其余变量(如 *SizeofFrim*、*AgeofFrim* 以及 *ShareofPro*)采用行业内所对应的企业指标的平均值来衡量。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

生的主要原因。考虑到一些非观测因素(如宏观经济波动等)可能会同时影响上游垄断程度和企业出口 DVAR 的变化,若遗漏这些不可观察因素,也可能导致上游垄断程度变量存在内生性。实际上,本文通过在回归模型中控制非观测的年份固定效应与企业固定效应可以在一定程度上缓解因遗漏变量而引致的内生性问题。不过为了稳健起见,这里放松上游垄断程度是外生的假定,进而采用两阶段最小二乘法(2SLS)来处理潜在的内生性问题。与既有文献类似,这里采用上游垄断程度的滞后一期项作为其当期变量的工具变量,采用滞后一期上游垄断程度与滞后一期中间品关税的相乘项作为交叉项 *UpMonopoly×Tariff* 的工具变量。表 4 第(5)列与表 5 第(5)列报告了 2SLS 回归结果。本文发现,在控制了潜在的内生性之后,本文的核心结论依然成立。最后,本文还采用多种检验来确保工具变量的有效性:①采用 Kleibergen and Paap(2006)的 LM 统计量来检验未被包括的工具

变量是否与内生变量相关,结果均在1%水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设;②Kleibergen and Paap(2006)的Wald rk F统计量也都在1%水平上拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设。上述检验表明,本文对工具变量的选取是合理的,以此为基础进行的2SLS估计结果是可信的。

(4)处理样本选择性偏差。考虑到现实中并非所有的企业都进行出口活动,如果企业是否进行出口不是随机分布,那么直接剔除非出口企业样本进行估计则可能产生样本选择性偏差。为了考察这一潜在的样本选择偏差是否会对本文估计结果带来实质性影响,接下来采用Heckman(1979)两步法进行稳健性检验。表4第(6)列和表5第(6)列报告了Heckman两步法的估计结果^①。从中可以看到,在控制了潜在的样本选择偏差问题之后,本文的核心结论仍然成立。另外本文发现,逆米尔斯比率*IMRatio*未能通过10%水平的显著性检验,说明本文的实证回归并不存在严重的样本选择性偏差问题,即前文实证研究得到的主要结论是可靠的。

(5)使用行业层面的出口国内附加值率进行估计。前文主要使用中国工业企业数据库与海关贸易数据库测算企业层面的出口DVAR,并在微观层面考察了上游垄断对企业出口DVAR的影响。但由于受到微观数据可获得性的限制,本文所用的样本期是2000—2007年^②,那么由此得到的结论是否适用于当前情形值得商榷。为了弥补这一不足和出于稳健性的考虑,这里采用世界投入产出数据库(以下简称WIOD数据库)提供的世界投入产出表,借鉴Koopman et al.(2014)以及戴翔(2015)的方法进一步测算了中国制造业行业层面的出口DVAR,时间跨度为2000—2011年^③。需要说明的是,WIOD数据库中的行业分类与中国工业行业分类(CIC)存在差异,与戴翔(2016)类似,这里将中国工业行业分类对应到WIOD数据库的制造业行业分类中,最终整合为14个制造业部门。表4第(7)列与表5第(7)列报告了基于2000—2011年14个制造业行业样本的回归结果。总体而言,利用更新年份的行业层面回归结果较好地保证了本文核心结论的稳健性,这也从侧面反映了前文企业层面的回归结果具有较高的解释力与适用性。

五、上游垄断如何影响了企业出口DVAR:影响渠道

上文已经细致地考察了上游垄断对下游企业出口DVAR的影响,以及中间品贸易自由化在其中的作用,得到的核心结论是,上游垄断显著且稳健地降低了下游企业出口DVAR,并且中间品贸易自由化缓解了上游垄断对下游企业出口DVAR的抑制作用。很自然地会进一步考虑,上游垄断可能通过什么机制对下游企业出口DVAR产生影响?对此进行研究有助于更深入地理解上游垄断与下游企业出口DVAR的内在关系。为此,这一部分将通过构建中介效应模型来揭示其背后可能的影响渠道。根据本文第二部分的理论分析,这里选取企业成本加成(*Markup*)和企业研发创新(*YFCX*)作为中介变量。与既有的文献类似,本文设定如下(8)—(11)式的中介效应模型进行实证检验:

-
- ① 限于篇幅,这里没有报告第一阶段probit回归结果,感兴趣的读者可向作者索取。
- ② 例如,2007年之后的中国工业企业数据库没有提供企业中间投入这一指标,而该指标是本文用于测算企业层面出口DVAR的重要信息,因此,本文企业层面实证研究的最新样本是截至2007年。
- ③ 需要说明的是,WIOD发布的世界投入产出表提供了41个国家35个产业部门在1995—2011年的时序数据,在35个产业部门中属于制造业行业有14个,分别为:食品、饮料制造及烟草业;纺织及服装制造业;皮革、毛皮、羽毛(绒)及鞋类制品业;木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业;造纸及纸制品业,印刷业和记录媒介的复制业;石油加工、炼焦及核燃料加工业;化学原料及化学制品制造业;橡胶及塑料制品业;非金属矿物制品业;金属制品业;机械制造业;电气及电子机械器材制造业;交通运输设备制造业;其他制造业及废弃资源和废旧材料回收加工业。

$$DomesticVAR_{f_{it}} = \alpha_1 + \beta_1 \cdot UpMonopoly_{it} + \gamma \cdot X_{f_{it}} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{f_{it}} \quad (8)$$

$$Markup_{f_{it}} = \alpha_2 + \beta_2 \cdot UpMonopoly_{it} + \gamma \cdot X_{f_{it}} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{f_{it}} \quad (9)$$

$$YFCX_{f_{it}} = \alpha_3 + \beta_3 \cdot UpMonopoly_{it} + \gamma \cdot X_{f_{it}} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{f_{it}} \quad (10)$$

$$DomesticVAR_{f_{it}} = \alpha_4 + \beta_4 \cdot UpMonopoly_{it} + \omega \cdot Markup_{f_{it}} + \sigma \cdot YFCX_{f_{it}} + \gamma \cdot X_{f_{it}} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{f_{it}} \quad (11)$$

与前文类似,下标 f, i 和 t 分别表示企业、行业和年份。 $Markup_{f_{it}}$ 表示企业 f 在第 t 期的成本加成率,本文借鉴 De Loecker and Warzynski(2012)的方法进行测算,表示为 $Markup_{f_{it}} = \phi_{f_{it}}^{X^*} (\omega_{f_{it}}^{X^*})^{-1}$ 。这里 $\phi_{f_{it}}^{X^*}$ 为可变要素(如劳动力)的产出弹性,本文采用 Levinsohn and Petrin(2003)的方法对生产函数进行估计后得到^①; $\omega_{f_{it}}^{X^*}$ 为可变要素的支出占企业总销售收入的比重,该变量可直接通过中国工业企业数据库计算得到。此外, $YFCX_{f_{it}}$ 为企业研发创新,采用新产品销售额占企业总销售额的比重来衡量。

表 6 报告了上游垄断对下游企业出口 DVAR 的影响渠道检验结果。其中表 6 第(1)列是对(8)式也即基准模型的估计结果,因此它与表 1 第(5)列的回归结果相同。表 6 第(2)列报告了以企业成本加成为因变量(即对应于(9)式)的回归结果,本文发现,上游垄断程度变量的估计系数显著为负,这表明上游垄断明显降低了下游企业的成本加成率。对其可能的解释是,上游垄断会提高下游企业所购买的中间产品的价格(王永进和施炳展,2014),进而导致下游企业边际生产成本的提升,在其他条件不变的情况下,这会进一步降低企业的成本加成率。从表 6 第(3)列(即对应于(10)式)可以发现,上游垄断程度变量的估计系数显著为负,表明在控制了其他影响因素之后,上游垄断抑制了

表 6 影响渠道 I: 中介效应检验

	<i>DomesticVAR</i>	<i>Markup</i>	<i>YFCX</i>	<i>DomesticVAR</i>	<i>DomesticVAR</i>	<i>DomesticVAR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>UpMonopoly</i>	-0.9577*** (-5.83)	-0.6277** (-2.49)	-0.1890*** (-3.36)	-0.5952** (-2.22)	-0.5534** (-2.03)	-0.4947* (-1.90)
<i>Markup</i>				0.0043*** (5.40)		0.0039*** (5.05)
<i>YFCX</i>					0.0059** (2.04)	0.0048* (1.94)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	192774	192775	192776	192777	192778	192779
R ²	0.88	0.92	0.62	0.88	0.88	0.88

注:括号内值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

① 该方法的主要特点是使用企业的中间投入变量作为企业受到生产率冲击时的调整变量,另外,本文也尝试用 Olley and Pakes(1996)方法估计产出弹性,发现回归结果没有太大的差异。

下游企业的研发创新。这可能是因为,一方面,上游垄断提高了下游企业的生产成本,在其他条件不变的情况下,企业的利润会下降,进而减少了企业用于研发创新活动的资金;另一方面,上游垄断还会使得下游企业难以获得某些用于研发创新的关键性要素资源,这也会阻碍下游企业开展研发活动。表6第(4)列至第(6)列(即对应于(11)式)进一步展示了因变量对基本自变量和中介变量回归的结果。从中可看到,中介变量 *Markup* 的回归系数为正且在 1%水平上显著,这表明成本加成提升可以明显提高企业出口 *DVAR*。这主要是因为企业的成本加成提高,表现为扩大了企业总产值与总投入的比值,这有利于提升企业利润率进而提高了企业出口的 *DVAR*。此外,中介变量 *YFCX* 的回归系数为正且显著,这意味着研发创新也是有助于提高企业出口 *DVAR*。本文认为其背后的可能原因是,企业的研发创新导致了国内市场上中间品的供给种类与数量增加,进一步激励企业加大对国内中间品的采购,进而提高了企业出口 *DVAR*。本文还注意到,与表6第(1)列基准的回归结果相比,在分别加入中介变量 *Markup* (第(4)列)和 *YFCX* (第(5)列)之后,上游垄断程度变量在估计系数绝对值和显著性水平上都有所下降,这说明成本加成与研发创新是上游垄断影响下游企业出口 *DVAR* 的两个可能的渠道。在同时加入两个中介变量进行估计(表6第(6)列)后发现,核心变量上游垄断程度的估计系数绝对值与显著性水平出现了进一步的下降。这表明,成本加成下降与研发创新弱化是上游垄断显著降低企业出口 *DVAR* 的两个可能的渠道,因此,研究假设2在此得到印证。

上文通过中介效应模型揭示了上游垄断可能通过降低企业成本加成与削弱研发创新这两个渠道降低了下游企业出口 *DVAR*。实际上本文的另一个重要发现是,中间品贸易自由化不仅提高了企业出口 *DVAR*,而且还能缓解上游垄断对下游企业出口 *DVAR* 的抑制作用。接下来,本文将对此背后的作用机制作进一步检验。这里先考察中间品贸易自由化提高企业出口 *DVAR* 的影响渠道。结合企业出口 *DVAR* 的数学表达式以及表6第(4)—(6)列的检验结果可知,企业出口 *DVAR* 主要由成本加成与研发创新决定,即成本加成与研发创新的增加均有利于提升企业出口 *DVAR*。本文通过设定(12)式来检验成本加成与研发创新是否是中间品贸易自由化影响企业出口 *DVAR* 的渠道:

$$Markup_{ju}(YFCX_{ju}) = \alpha + \beta \cdot Tariff_u + \gamma \cdot X_{ju} + \delta_f + \delta_t + \varepsilon_{ju} \quad (12)$$

表7第(1)列报告了企业成本加成对中间品关税率进行回归的估计结果。本文发现中间品关税 (*Tariff*) 的估计系数为负且显著,表明中间品贸易自由化显著提高了企业成本加成率,这与 De Loecker and Warzynski(2012)对印度的研究发现是一致的。对此可能的解释是,中间品关税减免可使得企业从国外进口更加多样化和更高质量的中间投入品,这有利于提高企业的生产效率(Amiti and Konings, 2007; Topalova and Khandelwal, 2011),而生产效率越高的企业其边际生产成本越低,进而提高了企业的成本加成率。表7第(2)列报告了以企业研发创新为因变量的估计结果。从中可以看到,中间品关税 (*Tariff*) 的估计系数显著为负,这表明中间品贸易自由化促进了企业研发创新,这主要是因为,中间品关税率减免降低了企业所进口的中间投入品成本,在其他条件不变的情况下,企业的利润会增加,企业因此会有更充足的资金开展研发投入活动、进行人员培训以及更新过时的机器设备。实际上,田巍和余森杰(2014)对中国企业微观数据的研究也得出了中间品贸易自由化有利于促进企业研发创新的结论。从上述分析不难发现,中间品贸易自由化通过提高成本加成与研发创新的途径进而提升了企业出口 *DVAR*。

为了检验成本加成与研发创新是否是中间品贸易自由化缓解上游垄断对下游企业出口 *DVAR* 的抑制作用的渠道,这里设定如下计量模型进行验证:

$$Markup_{ju}(YFCX_{ju}) = \alpha + \beta \cdot UpMonopoly_u + \varphi \cdot UpMonopoly_u \times Tariff_u + \theta \cdot Tariff_u + \gamma \cdot X_{ju} + \delta_f + \delta_t + \varepsilon_{ju} \quad (13)$$

表 7 影响渠道 II:中间品贸易自由化的影响

	<i>Markup</i>	<i>YFCX</i>	<i>Markup</i>	<i>YFCX</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>UpMonopoly</i>			-0.3834* (-1.86)	-0.1643** (-2.26)
<i>UpMonopoly</i> × <i>Tariff</i>			-0.0332** (-2.29)	-0.0050* (-1.75)
<i>Tariff</i>	-0.0350*** (-3.27)	-0.0027*** (-5.72)	-0.0258** (-2.40)	-0.0019** (-2.02)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	178258	190342	178258	190342
R ²	0.92	0.62	0.92	0.62

注:括号内值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

资料来源:作者基于 Stata12.0 软件估计。

在(13)式中,交叉项 $UpMonopoly_{it} \times Tariff_{it}$ 的估计系数 φ 是本文最为关注的。如果 φ 显著为负,则表明在中间品关税减免幅度越大的行业,上游垄断对下游企业成本加成率(或研发创新)的抑制作用越小,即中间品贸易自由化缓解了上游垄断对企业成本加成率(或研发创新)的抑制作用。从表 7 第(3)列和第(4)列可以看到,交叉项 $UpMonopoly \times Tariff$ 的估计系数均显著为负,这表明中间品关税减免的确缓解了上游垄断对企业成本加成率(或研发创新)的抑制作用,对这一回归结果可能的解释是,中间品贸易自由化降低了企业从国外进口中间品的成本,这又会进一步降低企业的边际生产成本,此外,中间品贸易自由化还可以使得企业从国外获得更加多元化和高质量的中间投入品,以及获取更多的核心技术,这些均有利于减弱上游垄断对下游企业所可能带来的负面效应。进一步结合前文的回归结果(即成本加成与研发创新是决定企业出口 DVAR 的重要因素),不难得到中间品贸易自由化通过削弱上游垄断对成本加成与新产品创新的抑制作用,进而有利于缓解上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用。

六、结论与政策含义

本文的研究主要有如下几点发现:①上游垄断显著降低了下游企业的出口 DVAR,而中间品贸易自由化有利于缓解上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用,这一结论在使用不同衡量指标、处理内生性问题、纠正样本选择性偏差以及使用更新年份的行业样本进行估计之后依然稳健。②异质性分析表明,上游垄断显著降低了纯一般贸易企业的出口 DVAR,对混合贸易企业的影响次之,而对纯加工贸易企业没有明显的影响;上游垄断对本土企业出口 DVAR 的抑制作用明显大于外资企业。③影响机制检验发现,成本加成下降和研发创新弱化是上游垄断降低下游企业出口 DVAR 的两个可能渠道,另外,中间品贸易自由化通过削弱上游垄断对下游企业成本加成与研发创新的负面效应,进而缓解了上游垄断对下游企业出口 DVAR 的抑制作用。

本文的研究结论具有重要的政策含义:

(1)政府部门要加强对上游垄断行业的规制,逐步放宽垄断行业的进入壁垒,通过引入竞争来打破上游行业的垄断格局,以此不断提升产品市场竞争程度。一方面,政府部门要不断扩大上游行业的市场准入条件,逐渐减少甚至取消对一些低效率企业尤其是国有企业的各种补贴,实现不同类型企业可自由进入上游行业,同时对于在位垄断企业要进行横向分拆,实现政企逐步分离。另一方面,政府部门除了要减少对上游垄断性行业的行政干预之外,还要进一步推进市场化改革与产权多样化改革,逐步促使上游垄断行业的投资主体呈现多元化特征,在这当中尤其是要鼓励和引导民营资本渗入到上游垄断行业中,以形成一个公平有序的竞争格局。除此之外,政府部门还要尽快出台落实《反垄断法》的相关配套法规,同时也要取缔当前一些不利于促进竞争与打破垄断的法律法规,依法制止上游垄断性行业的“设租”、“寻租”等行为,不断加强上游行业的竞争机制。

(2)进一步推进中间品贸易自由化改革,同时鼓励与引导国内企业借此进口多元化、高质量和低成本的中品来提升自身的出口竞争力。中国政府在过去相当长时间内推行鼓励出口和限制进口的贸易战略与产业政策来促进产业升级,而本文研究在一定程度上证实了传统的贸易和产业政策已经不能很好地适用于当前全球价值链背景下的产业升级需要。相反的,中国政府应当充分认识到中间品进口贸易对本国产业升级的积极作用,鼓励部门贸易自由化,进一步削减进口关税水平和取消配额等数量限制,同时配以投资自由化和国内政策的规制改革来不断健全完善营商环境,深度整合全球资本、技术及其他要素资源,以此支持本国企业加强能力建设和培育出口竞争新优势,最终实现产业结构的转型升级。

(3)通过加大研发投入力度、积极培育自主创新来增强企业俘获出口附加值能力。尽管近年来中国对企业的研发补贴不断增加,但与发达国家相比仍然存在较大的差距,研发投入力度依然具有很大的提升空间。特别是对于民营企业,由于受到严重的融资约束,他们自身的资金实力难以承担研发创新所需的高额前期投入,政府应当加大对这类企业的研发补贴力度,以促进民营企业研发创新能力的提升。另外,在企业内部,要营造积极的“创新型”企业文化,将创新作为企业文化的重要组成部分。例如,要建立和完善企业内部的自主创新评价体系,把创新绩效作为对研发人员与有关领导的重要考核指标;通过设定具有竞争力的薪酬水平来吸引高水平的创新型人才,同时还要对员工进行定期的技能培训以培养他们的创新能力。此外,更为重要的是,政府部门还要进一步完善和加强知识产权保护制度,以提高企业自主创新的激励,具体而言,有关部门应当在立法与执法方面双管齐下,不仅要完善与健全知识产权保护有关的法律法规,而且还要加强对知识产权的执法力度,以使企业的创新成果得到切实有效的保护。

[参考文献]

- [1]陈利,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[J]. 中国社会科学, 2010, (3):65-76.
- [2]戴翔. 中国制造业出口内涵服务价值演进及因素决定[J]. 经济研究, 2016, (9):44-57.
- [3]戴翔. 中国制造业国际竞争力——基于贸易附加值的测算[J]. 中国工业经济, 2015, (1):78-88.
- [4]孔庆洋,黄济生. 行业垄断、技术进步与行业收入差距——基于工业二位数行业的分析[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2012, (2):102-110.
- [5]黎欢,龚六堂. 金融发展、创新研发与经济增长[J]. 世界经济文汇, 2014, (2):1-16.
- [6]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[J]. 经济研究, 2011, (12):86-96.

- [7]毛其淋,许家云. 中间品贸易自由化与制造业就业变动——来自中国加入 WTO 的微观证据[J]. 经济研究, 2016, (1):69-83.
- [8]孙辉煌,韩振国. 不完全竞争、R&D 投入与成本加成变动——基于中国工业行业的实证研究[J]. 科学学研究, 2010, (7):1022-1027.
- [9]田巍,余淼杰. 中间品贸易自由化和企业研发:基于中国数据的经验分析[J]. 世界经济, 2014, (6):90-112.
- [10]王永进,施炳展. 上游垄断与中国企业产品质量升级[J]. 经济研究, 2014, (4):116-129.
- [11]武鹏. 行业垄断对中国行业收入差距的影响[J]. 中国工业经济, 2011, (10):76-86.
- [12]叶林祥,李实,罗楚亮. 行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究[J]. 管理世界, 2011, (4):26-36.
- [13]于良春,王美晨. 行业垄断对收入差距影响的实证分析[J]. 经济与管理研究, 2014, (7):23-33.
- [14]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[J]. 经济研究, 2013, (10):124-137.
- [15]Ahn, J. A., K. Khandelwal, and S. J. Wei. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 84(1):73-85.
- [16]Amiti, M., and J. Konings. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. *American Economic Review*, 2007, 97(5):1611-1638.
- [17]Bernard, A. B., J. Eaton, J. B. Jensen, and S. Kortum. Plants and Productivity in International Trade[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(4):1268-1290.
- [18]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2):339-351.
- [19]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6):2437-2471.
- [20]De Loecker, J., P. K. Goldberg, A. K. Khandelwal, and N. Pavcnik. Prices, Markups and Trade Reform[J]. *Econometrica*, 2016, 84(2):445-510.
- [21]Fan, H., Y. A. Li, and T. A. Luong. Input-trade Liberalization and Markups[R]. Working Paper, 2015.
- [22]Feenstra, R. C., Z. Y. Li, and M. J. Yu. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4):729-744.
- [23]Goldberg, P. K., A. K. Khandelwal, N. Pavcnik, and P. Topalova. Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(4):1727-1767.
- [24]Goldberg, P. K., A. K. Khandelwal, N. Pavcnik, and P. Topalova. Trade Liberalization and New Imported Inputs[J]. *American Economic Review*, 2011, 99(2):494-500.
- [25]Goldberg, P. K., and N. Pavcnik. Distributional Effects of Globalization in Developing Countries [J]. *Journal of Economic Literature*, 2007, 45(1):39-82.
- [26]Grossman, G. M., and E. Helpman. Quality Ladders in the Theory of Growth[J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(193):43-61.
- [27]Heckman, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. *Econometrica*, 1979, 47(1):153-161.
- [28]Hu, A., G. H. Jefferson, and J. Qian. R&D and Technology Transfer: Firm-level Evidence from Chinese Industry[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87(4):780-786.
- [29]Kee, H. L., and H. Tang. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[R]. World Bank Working Paper, 2013.
- [30]Kee, H. L., and H. Tang. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6):1402-1436.
- [31]Kleibergen, F. R., and R. Paap. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition [J]. *Journal of Econometrics*, 2006, 133(1):97-126.

- [32]Klenow P. J., and A. Rodriguez-Clare. Quantifying Variety Gains from Trade Liberalization [R]. Mimeo, 1997.
- [33]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade Is Pervasive[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,99(1):178-189.
- [34]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports[J]. *American Economic Review*, 2014,104(2):459-494.
- [35]Kugler, M., and E. Verhoogen. Prices, Plant Size, and Product Quality [J]. *Review of Economic Studies*, 2012,79(1):307-339.
- [36]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317-341.
- [37]Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008,75(1):295-316.
- [38]Olley, S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996,64(6):1263-1297.
- [39]Topalova, P., and A. Khandelwal. Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2011,93(3):995-1009.
- [40]Upward, R., Z. Wang, and J. Zheng. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013,(41):527-543.
- [41]Yu, M. J. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *Economic Journal*, 2015,125(585):943-988.

Upstream Monopoly and Domestic Value Added of Manufacturing Firms' Exports——Empirical Evidence from China

LI Sheng-qi¹, MAO Qi-lin²

- (1. School of Finance, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;
2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: After thirty years of reform and opening up, the downstream market of China has almost realized free competition, while the degree of upstream monopoly remains high. In this paper, we analyze the impacts and mechanisms of upstream monopoly on domestic value added ratio (DVAR) of firms' exports by using the micro data of Chinese manufacturing enterprises. The results show that, upstream monopoly significantly reduces the downstream firms' DVAR, and such impacts are particularly higher for ordinary trade firms and indigenous firms than that of processing firms and foreign-invested firms, respectively. The mechanism analysis shows that the "markup reduction" and "R&D innovation weakening" are the two potential channels through which upstream monopoly reduces the downstream firms' DVAR. In addition, we examine the moderating effect of input trade liberalization in the relationship between upstream monopoly and the downstream firms' DVAR based on the fact that drastic tariff reductions arising from China's accession to the WTO, and find that input trade liberalization helps to ease the negative impact of upstream monopoly on the downstream firms' DVAR. The above results suggest that reducing the upstream monopoly as well as promoting the trade liberalization reform are important for improving Chinese manufacturing export competitiveness and raising firms' domestic value added ratio of exports.

Key Words: manufacturing; upstream monopoly; domestic value added ratio of exports; mediating effect

JEL Classification: F10 L12 L60

[责任编辑:湘学]