

---

---

# 出口企业是否有更高的价格加成： 中国制造业的证据

祝树金 张鹏辉\*

---

**内容提要** 新新贸易理论认为,出口企业会有更高的价格加成。本文运用1998~2007年中国制造业企业的微观数据估算了企业层面的价格加成,采用基于倾向得分匹配的倍差估计方法,考察了出口行为对企业价格加成的影响。研究结果表明,整体而言,中国企业并未因为进入出口市场而获得价格加成溢价;在进一步考虑产业要素密集度、企业出口密集度、所有制性质后发现,只有资本密集型的内资企业在由不出口转为低出口密集企业时将收取更高的价格加成。

**关键词** 价格加成 出口行为 倾向得分匹配法 倍差法 出口密集度

---

## 一 引言

新新贸易理论引入企业异质性,从企业微观层面重新审视贸易对企业绩效的影响(Melitz,2003;Bernard等,2003;Bernard等,2007),相关研究通常将企业的出口行为与其生产率联系起来。一般而言,企业进入出口市场时,往往要面临额外的进入成本,因此只有具有高生产率的企业才会进入出口市场,而中低生产率企业将退守国内市场甚至完全退出市场。但是与非出口企业相比,出口企业的这种生产率优势是否对于出口企业的竞争力有影响,更准确地说,出口企业的生产率优势是否足以支撑更高的企业价格加成,值得做进一步研究。

---

\* 祝树金、张鹏辉;湖南大学经济与贸易学院 通信地址:湖南省长沙市湖南大学经济与贸易学院 410079 电子信箱:shujin\_zhu@126.com(祝树金);myzphwork@gmail.com(张鹏辉)。

本文获得国家社会科学基金项目(11CJL041)、湖南省自然科学杰出青年基金项目(13JJ1011)、教育部博士点基金项目(20130161110029)的资助。作者感谢两位匿名审稿人对于论文修改提出的中肯建议,当然文责自负。

最早阐述贸易与企业价格加成关系的模型可以追溯到新贸易理论,新贸易理论模型表明贸易自由化通过竞争效应降低了行业的价格加成(Krugman, 1979; Brander, 1981)。随着国际贸易考察对象深入到企业微观层面,学者也更多地考虑企业异质性,以此来解释企业层面新的贸易和投资现象。然而,由于早期新贸易模型建立在CES 偏好假设条件之上,因此模型无法解释企业间价格加成的差异。Melitz (2003) 将企业异质性融入到分析贸易的一般均衡框架中,但是基于 CES 框架的需求弹性是外生决定的,因而企业价格加成是一致的。Bernard 等(2003) 在不完全竞争模型框架中,分析了企业层面的效率、价格加成及出口活动,模型预测在伯川德竞争中,效率较高的厂商比其竞争对手更具成本优势并收取更高的价格加成,因此更有效率的厂商有能力制定更高的价格加成,也更有可能是出口者,但在其模型中并未论述价格加成的决定因素。Melitz 和 Ottaviano (2008) 通过引入产品水平差异的拟线性需求系统,将企业的价格加成内生(在下文中简称 MO 模型),市场规模和贸易通过影响市场的竞争程度进而影响异质性企业的生产与出口决策。模型预测行业的生产率和平均价格加成将随市场竞争程度及贸易自由化程度的变化而发生变化,企业的价格加成与出口强度、企业生产率正相关,而与国内市场规模、进口集中度负相关。也有学者分别从出口产品质量、要素市场摩擦等角度解释了出口厂商为何具有更高的价格加成(Dinopoulos 和 Unel, 2003; Kugler 和 Verhoogen, 2008; Cosar 等, 2009)。

虽然理论模型提供了企业价格加成与贸易关系的研究框架,然而由于企业价格加成难以直接观测到,并且需要企业层面上的精确数据,因此相应的经验研究并未得到同步开展。在研究前期,一些学者采用会计方法近似计算行业层面上的价格加成(Domowitz 等, 1986; Tybout, 2001),然而该方法由于缺乏严格的经济基础以及会计变量与经济变量定义存在的差异性而受到严重质疑(Bresnahan, 1987; Martin, 2001)。Hall (1988) 通过建立基于 Solow (1956) 的生产函数,首次直接估算了产业的价格加成。随后 Domowitz 等(1988)、Roeger (1995) 进一步修正了 Hall (1988) 的估计方法。基于此,Levinsohn (1993)、Harrison (1994) 分别运用土耳其和科特迪瓦的数据进行了相应的经验研究,发现贸易自由化通过竞争效应降低了市场的价格加成。Görg 和 Warzynski (2003) 的研究表明,出口企业确实将收取更高的价格加成,但是仅限于差异化部门。Bellone (2010) 运用 Roeger (1995) 的方法,利用 1986 ~ 2004 年法国工业企业数据,估算了企业的价格加成,发现出口企业具有更高的价格加成,并且与企业生产率正相关。De Loecker 和 Warzynski (2012) 利用 1994 ~ 2000 年斯洛文尼亚制造业企业的数据考察了出口与企业价格加成的关系,验证了新进入出口市场企业将具有更高的价格加

成,新退出出口市场企业情况相反。近年来,国内学者也基于新新贸易理论对中国企业出口绩效进行了相应的研究,发现新新贸易理论并不能很好地解释中国企业的出口现象。李春顶(2011)发现中国出口企业生产率均普遍低于内销型企业,出口贸易存在“生产率悖论”;包群等(2011)发现,没有充分证据表明企业的出口行为显著提升了员工收入,企业出口对劳动力报酬的改善作用并不明显。关于中国企业出口价格加成研究甚少,盛丹(2012)采用会计方法计算企业价格加成,从价格加成率的视角研究中国产品在国内外市场上的价格差异,发现中国不同地区、行业和所有制企业,出口企业加成率普遍要低于非出口企业。但采用会计方法计算得到的价格加成缺乏微观经济理论基础,并且利用出口加成率近似表征价格歧视并不恰当。

那么,如何科学合理地度量中国企业价格加成?新新贸易理论关于企业价格加成的结论到底是否适用于中国的出口企业?中国出口企业是否比非出口企业具有更高的价格加成?这需要进一步的研究。此外,已有研究较多直接以是否出口作为解释变量,使用企业的价格加成对其进行回归,这样容易产生选择性偏误。若企业的出口并非严格外生,一些不可观测的因素,例如企业的生产率既是影响企业出口决策的因素(Melitz等,2008),同时也是影响企业价格加成的重要因素,那么前述简单回归将不可避免地产生选择性偏误。事实上,研究出口对企业价格加成影响的最本质问题是:企业一旦选择出口,会给企业的价格加成带来什么变化。而回答这个问题的最佳方法就是考察同一企业在选择出口与不出口时,价格加成的变化差异。然而,估算这一变化差异绝非易事,原因在于一旦某企业决定出口,在后期由内销型企业转为出口企业,我们便无法观测到始终内销这一反事实(counter-factual)。相对于已有研究,本文基于企业生产函数,借鉴De Loecker(2011,2012)的估计方法,运用中国工业企业数据估算企业微观层面的价格加成;然后进一步运用匹配倍差法(PSM-DID),在控制企业特征的情况下考察出口行为对中国企业价格加成的影响。匹配倍差法能够有效解决选择性偏误,评估决策事件前后的具体效应,该方法也被广泛应用于最近的新新贸易理论文献中(包群等,2011;Guadalupe等,2012)。

## 二 中国出口与非出口企业价格加成的度量及统计检验

价格加成(markup)被定义为企业定价与边际成本之间的比值(Krugman,1979;Melitz等,2008),是产业经济学和微观经济中的一个重要概念,它既反映了市场的竞争程度、企业的市场势力,也反映了行业内超额生产容量存在的程度。然而由于边际

成本不可观测,个体销售价格数据难以获取,因此不易对价格加成进行估计。目前已有文献中广泛用于估算价格加成的方法多是建立在 Hall (1988) 开拓性的研究基础上。Hall (1988) 基于 Solow (1956) 提出的生产函数,直接估计了反映产业市场力量的指标——价格加成或称市场势力溢价 (markup)。由于这种方法是建立在新古典理论的基础上,使得人们可以利用经济统计数据而非会计利润数据得到具有明确经济含义的估计参数,进而使得对产业的经验研究摆脱了会计利润可以被人为调节、经济变量与会计变量在指标具体含义上存在差异的困扰 (Martin, 2001)。然而, Hall 核心假设是市场规模报酬不变、市场势力在时序上保持不变、要素投入可以无成本调整等,这些假设相对于现实情况过于严苛。后来学者进一步放松此类假设,具体考虑了规模报酬递增以及要素投入调整成本问题,改进了 Hall 价格加成的估计方法 (Domowitz 等, 1988; Norrbin, 1993; Roeger, 1995)。但是 Hall 的方法及其修正方法仍然未能解决潜在的问题:企业的生产率潜在地与企业的产出相关,并影响企业的要素投入决策。因此,一些学者尝试在模型中纳入企业不可观测的生产效率,通过引入企业投资和生中间品投入作为生产率的代理变量以控制不可观测的生产效率冲击所产生的影响 (Olley 和 Pakes, 1996; Levinsohn 和 Petrin, 2003)。相对于这些研究,本文主要借鉴 De Loecker (2011、2012) 的方法,采用微观企业数据估计中国企业层面的产出弹性,从而得到企业的价格加成。该方法的优点在于企业层面价格加成的计算不需依赖于特殊的市场结构、不需要衡量使用者的资本成本,并且考虑了企业生产率的潜在影响。具体方法为:

假设企业生产函数形式为  $Q_{it} = Q_{it}(X_{it}, K_{it})$ , 企业生产依赖于一系列的可变要素投入  $X_{it}$  和资本投入  $K_{it}$ , 并且假设企业生产者给定的市场中以成本最小化作为最优决策, 由此建立以下拉格朗日函数:

$$L(X_{it}, K_{it}, \lambda_{it}) = P_{it}^X X_{it} + r_{it} K_{it} + \lambda_{it} [Q_{it} - Q_{it}(X_{it}, K_{it})] \quad (1)$$

其中,  $P_{it}^X$  表示的可变要素  $X_{it}$  投入价格,  $r_{it}$  表示资本品价格。根据一阶条件可得:

$$\partial L / \partial X_{it} = P_{it}^X - \lambda_{it} [\partial Q_{it}(X_{it}, K_{it}) / \partial X_{it}] = 0 \quad (2)$$

$\lambda_{it} = \partial L / \partial Q_{it}$ , 衡量了生产的边际成本, 根据式 (2) 整理并同时乘以  $X_{it} / Q_{it}$  得到:

$$\partial Q_{it}(X_{it}, K_{it}) / \partial X_{it} \cdot (X_{it} / Q_{it}) = P_{it}^X X_{it} / \lambda_{it} Q_{it} \quad (3)$$

对上式右边变换得到:

$$\partial Q_{it}(X_{it}, K_{it}) / \partial X_{it} \cdot (X_{it} / Q_{it}) = (P_{it}^X X_{it} / P_{it} Q_{it}) \cdot (P_{it} / \lambda_{it}) \quad (4)$$

(4) 式左边项表示可变要素  $X_{it}$  的产出弹性, 简记为  $\theta_{it}^X$ ; 等式右边项的第一个分式表示可变要素支出 ( $P_{it}^X X_{it}$ ) 占总销售额 ( $P_{it} Q_{it}$ ) 的份额, 简记为  $\alpha_{it}^X$ 。企业的价格加成为

$\mu_{ii} \equiv P_{ii}/\lambda_{ii}$ 。根据(4)式得到:

$$\mu_{ii} = \theta_{ii}^X / \alpha_{ii}^X \quad (5)$$

由(5)可知,企业层面的价格加成等于可变要素投入的产出弹性与可变要素支出占销售总额份额的比值。为了得到要素投入的产出弹性,需要估计厂商的生产函数,考虑到企业生产率的潜在影响,假设生产函数采用希克斯中性技术,各厂商间的技术参数一致:

$$Q_{ii} = F(X_{ii}, K_{ii}, \beta) \exp(\omega_{ii}) \quad (6)$$

其中, $\omega_{ii}$ 表示厂商的生产技术水平,对式(6)取对数则可得可变要素投入的产出弹性  $\theta_{ii}^X = \partial \ln F(X_{ii}, K_{ii}, \beta) / \partial \ln X_{ii}$ ,要素投入的产出弹性独立于企业的生产率水平,进而可利用 Olley 和 Pakes(1996)(以下简称 OP)或 Levinsohn 和 Petrin(2003)(以下简称 LP)的生产率代理变量法得到  $\beta$  的无偏估计量。厂商超越对数生产函数为:

$$y_{ii} = \beta_l l_{ii} + \beta_k k_{ii} + \beta_{ll} l_{ii}^2 + \beta_{kk} k_{ii}^2 + \beta_{lk} l_{ii} k_{ii} + \omega_{ii} + \varepsilon_{ii} \quad (7)$$

为了得到式(7)一致无偏的参数估计,必须解决潜在的内生性问题,即企业不可观测的生产率与要素投入间可能存在的相关性。Olley 和 Pakes(1996)通过引入企业投资作为生产率的代理变量以控制不可观测的生产效率冲击产生的影响;然而,Levinsohn 和 Petrin(2003)指出投资并不适合作为代理变量,因为企业投资可能对生产率冲击的反应过于缓慢,违背了一致性原则,因此他们采用中间投入作为生产率的代理变量。采用 Levinsohn 和 Petrin(2003)以中间品投入作为生产率代理变量的方法,假设厂商的中间品投入需求  $d_{ii}$  是企业状态变量  $k_{ii}$  及  $\omega_{ii}$  的函数:

$$d_{ii} = d_i(k_{ii}, \omega_{ii}) \quad (8)$$

Levinsohn 和 Petrin(2003)证明了  $\partial d / \partial \omega > 0$ ,可以求  $d_i(\cdot)$  的反函数得到:

$$\omega_{ii} = h_i(d_{ii}, k_{ii}) \quad (9)$$

假设企业生产率遵循一阶马尔科夫链过程,即:

$$\omega_{ii} = E[\omega_{ii} | \omega_{ii,t-1}] + \xi_{ii} \quad (10)$$

其中, $\xi_{ii}$ 是企业生产率的随机冲击量,与  $k_{ii}$  无关。进一步利用 Akerberg 等(2006)的生产函数估计方法,可以得到企业生产函数的无偏估计量  $\beta$ 。根据超越对数生产函数,生产投入的产出弹性估计为:

$$\hat{Q}_{ii}^x = \hat{\beta}_l + 2\hat{\beta}_{ll} l_{ii} + \hat{\beta}_{kk} k_{ii} \quad (11)$$

将式(11)中生产投入的产出弹性  $\hat{Q}_{ii}^x$  与经过产出调整的  $\alpha_{ii}^X$ ,代入式(5)即可得到企业层面的价格加成。

本文采用中国微观企业数据进行经验分析,原始数据来源于1998~2001年国家

统计局的《工业企业数据库》。由于数据库中一些变量存在异常或缺失,因此在样本选择时我们进行了筛选:剔除了工业增加值、工业销售产值、固定资产净值、从业人员平均数、应付工资总额、出口交货值等为负或缺失的企业,剔除了同年中出现两次的企业,最终保留了 12 127 个持续经营的样本企业。采用以上方法估计得到这些样本企业的价格加成。以企业当年是否出口为标准,将企业划分为出口企业 and 非出口企业两种类型,表 1 给出了出口和非出口两类企业在样本期间的描述性统计。

表 1 出口与非出口企业价格加成的描述性统计及差异检验

年份	企业分类	企业数目	价格加成均值	价格加成标准差	均值无差异 T 检验	K-S 同分布检验	出口企业占优检验
1998	非出口企业	4751	1.314	1.172	0.4336	0.000	0.002
	出口企业	7376	1.298	1.068			
1999	非出口企业	4800	1.331	1.183	0.016	0.000	0.000
	出口企业	7327	1.360	1.007			
2000	非出口企业	4853	1.309	1.197	0.001	0.000	0.000
	出口企业	7274	1.381	0.989			
2001	非出口企业	4785	1.251	1.281	0.000	0.000	0.000
	出口企业	7342	1.351	0.996			

说明:表中第 6、7、8 值分别为相应检验的 P 值。

为了比较这两类企业在价格加成上的差异,最为直观的方法是对两组企业价格加成的平均值进行 T 检验,但均值检验仅考虑价格加成分布的一阶矩,本文则基于随机占优理论,考察企业价格加成分布的全部统计矩,应用 Kolmogorov-Smirnov 非参数检验方法进行分布检验(以下简称 K-S 同分布检验)。表 1 第 6 列给出了样本期间对原假设“出口企业 and 非出口企业价格加成均值无差异”进行检验的结果,除 1998 年外,其余年份均在大约 1% 的显著水平下拒绝原假设,说明了两类企业的价格加成均值确实存在差异;表 1 第 7、8 列则分别对“出口企业 and 非出口企业的价格加成分布来自于同一分布”和“出口企业的价格加成分布随机占优于非出口企业的价格加成分布”的原假设进行检验,检验结果均在 1% 的显著性水平上拒绝原假设。因此,总体而言,中国出口企业 with 非出口企业的价格加成存在显著的差异,两组企业价格加成的分布也不相同,并且非出口企业的价格加成分布随机占优于出口企业的价格加成分布,初步检验表明中国出口企业的价格加成反而小于非出口企业的价格加成,这与 Melitz 和 Ottaviano(2008)模型预测并不一致,中国出口企业存在“价格加成悖论”。

### 三 出口行为影响企业价格加成的机制与计量模型

以上统计检验说明了出口和非出口企业价格加成的差异性,为精确分析和验证两类企业价格加成的差异,并阐释其内在影响机制,我们进一步建立计量模型进行分析。

#### (一) 出口企业价格加成的影响机制分析

根据 Melitz 和 Ottaviano(2008) 及 Bellone 等(2010) 的研究,企业在国内外的价格加成可分别表示为:

$$\mu(c) = p(c) - c = (c_D - c)/2 \quad (12)$$

$$\mu^F(c) = p^F(c) - c = (\tau c_x)/2 - (1 - \tau/2) \quad (13)$$

其中  $\mu(c)$  表示企业生产的国内价格加成,  $p(c)$ 、 $c$  分别表示其销售价格和生产成本,  $c_D$  为在国内市场销售零利润的临界成本;相应地,  $\mu^F(c)$ 、 $p^F(c)$  表示其企业生产的国外市场价格加成、国外销售价格,  $c_x$  为在国外市场销售零利润的临界成本,  $\tau$  为贸易成本。由(12)和(13)式可知,由于出口企业面临额外的贸易成本( $\tau > 1$ ),出口企业往往需要收取更高的价格加成以弥补贸易成本,因此,出口企业的价格加成往往高于非出口企业;只有生产率较高的企业才能进入出口市场,生产率越高的企业越容易克服固定成本进行出口;出口企业在海外收取价格加成的能力也取决于国外竞争对手的生产效率,一般倾向于收取较低的价格加成以保持竞争力。此外,企业的价格加成与企业的生产率正相关,企业生产率越高其生产成本越低,企业越有可能在制定更低的价格时仍保持较高利润;同时,由于国内市场规模降低了企业的临界成本  $c_D$ ,企业的价格加成与国内市场规模负相关。

#### (二) 出口与非出口企业价格加成差异性的计量检验方法

表1中K-S非参数检验表明,样本期间出口企业与非出口企业的价格加成在均值和分布上均存在较大差异,但不能具体解释出口行为影响企业价格加成变化的机制及其程度。本文进一步建立计量模型研究出口行为对企业价格加成的影响,考察非出口企业一旦选择出口,其价格加成如何变化。要回答这个问题就需要考察同一企业在出口与不出口状态下价格加成变化的差异。然而,出口是企业根据自身生产经营状况做出的自选择行为,现实经济数据不可能提供相同企业在同时期的两种决策结果,因此,本文首先采用倾向得分匹配法(PSM),以企业生产率、企业规模及所有制性质等主要特征指标作为配对标准,选择在样本期间并未出口的企业作为控制组来代替配对的新出口企业在非出口状态的结果;同时考虑到企业出口行为容易受外部需求等因素的

影响(Das 等,2007),进一步采用倍差法(DID)处理这些不可观测的外部因素影响,并通过比较新出口企业与控制组企业的价格加成变化,考察企业出口行为是否提高了企业的价格加成。

具体而言,根据样本期间是否存在新出口行为将企业划分为两组,其中将样本初期不出口而在样本末期有连续出口行为的企业作为处理组,将样本期间始终不出口的企业作为控制组,具体到本文的数据样本,将1998年不出口或1998~1999年连续不出口但在2000~2001年有连续出口行为的企业设置为处理组,将1998~2001年始终不出口的企业作为控制组。设定企业的虚拟变量  $exp$ :如果企业从非出口企业转变为连续性出口企业,  $exp=1$ ;而样本期间一直不出口的企业,  $exp=0$ ;同时设定时间虚拟变量  $t$  表示新企业出口前后:企业开始出口前  $t=0$ ,企业出口后  $t=1$ ,即如果为1998年  $t=0$ ;如果为2001年  $t=1$ 。令  $m_{it}$  表示企业  $i$  在时期  $t$  的价格加成,相应地,  $\Delta m_i$  表示企业  $i$  在  $t=0$  与  $t=1$  两个时期价格加成的变化:若处理组企业选择出口,则将企业在两个时期的价格加成变化记为  $\Delta m_i^1$ ,若处理组企业选择不出口,则将企业的价格加成变化记为  $\Delta m_i^0$ 。因此,企业选择出口对价格加成的变化影响可表示为:

$$\gamma = E(\gamma_i/exp = 1) = E(\Delta m_i^1/exp = 1) - E(\Delta m_i^0/exp = 1) \quad (14)$$

估算(14)式的困难在于  $E(\Delta m_i^0/exp = 1)$  是反事实(counter-factual)的,不可直接观测到,因为在新出口企业从非出口企业转变为持续性出口企业的事实下,我们无法观测到其仍不出口状态下的价格加成变化。为解决这种不可观测问题,Rubin等(1977)提出了匹配法,即在始终不出口的企业样本中寻求各方面与新出口企业特征都较为类似的企业,以此来代替新出口企业在不出口时的状态,使得  $E(\Delta m_i^0/exp = 1) = E(\Delta m_i^0/exp = 0)$ ,由此,式(14)可以重新表述为:

$$\gamma = E(\gamma_i/exp = 1) = E(\Delta m_i^1/exp = 1) - E(\Delta m_i^0/exp = 0) \quad (15)$$

在分析中可以将样本中不出口转变为有持续出口行为的企业样本设为处理组,而从未出口的企业视为控制组,设定如(16)式的计量模型,采用倍差法进行估计。

$$\ln(m_{it}) = \beta_0 + \beta_1 exp + \beta_2 t + \gamma(exp \cdot t) + \xi_{it} \quad (16)$$

处理组在基期的价格加成为  $(\beta_0 + \beta_1)$ ,处理组在后期的价格加成为  $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \gamma)$ ,则处理组出口前后价格加成的变化为  $(\beta_2 + \gamma)$ ;而控制组在基期的价格加成为  $\beta_0$ ,在后期的价格加成为  $(\beta_0 + \beta_2)$ ,控制组前后期价格加成的变化为  $\beta_2$ ,因此  $\gamma = [(\beta_2 + \gamma) - \beta_2]$  为出口行为影响出口企业价格加成的程度。 $\gamma > 0$  表示企业由于进入出口市场所导致价格加成的净增加效应。考虑到缺失变量对倍差法估计结果的影响,且在样本末期企业特征与初期相比可能已经有了系统性差别,因此控制这些可能变化的特征因素



就非常重要。为考察企业特征对价格加成的影响,在实际回归中我们加入了可能影响企业价格加成的其他控制变量,主要包括企业资本存量、企业规模、企业生产率等。

式(16)估计的准确性依赖于匹配的精确性,即是否能在控制组中找到匹配样本。传统匹配方法对匹配维度要求较高,而维度越高,匹配成功率越低。Rosenbaum 和 Rubin(1983)提出了倾向分值配对方法(Propensity Score Matching, PSM),其基本思路是将状态变量对影响其状态的诸多协变量( $Z_{it}$ )进行回归,由此得到倾向得分值,并根据得分值对样本进行配对。设立如下 logit 概率估计模型:

$$\ln[Pr(\text{export}_t)/(1 - Pr(\text{export}_t))] = C + \beta \cdot Z_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $Pr(\text{export}_t)$ 表示企业在  $t$  时期成为新出口者的概率值,即出口倾向得分值; $Z_{i,t-1}$ 表示影响企业进入出口市场概率的协变量的一期滞后项,分析中除所有制性质变量外,其余变量均以对数形式进入方程,协变量的定义及度量见表2。

表2 匹配变量的定义及度量

变量名	定义	变量说明
$k$	固定资本存量	采用永续盘存法计算所得
$labor$	企业规模	企业从业人员
$va$	工业增加值	工业增加值
$own$	企业所有制性质	外资企业=1,否则=0
$tfp$	生产率	利用 LP 方法计算所得
$ms$	市场规模	所在行业的总销售额

上述协变量除固定资本存量以及企业生产率之外,其余所有变量数据来自于《工业企业数据库》。本文采用永续盘存法计算得到企业资本存量  $K_{it}$ ,计算公式为: $K_{it} = K_{i,t-1} + I_{it} - D_{it}$ 。其中  $K_{it}$ 、 $K_{i,t-1}$  分别为企业  $t$  期及上一期的资本存量, $I_{it}$  为  $t$  期的实际投资额, $D_{it}$  为资本折旧。根据前述计算公式,企业资本存量的度量关键是要确定初期资本存量、每期的投资和资本折旧。工业企业数据库提供了企业的固定资产原值及当年折旧额,投资额可以采用相邻年份的固定资产原值相减得到(梁琦等,2013);而对于企业初期资本存量的确定,本文参考 Olley 和 Pakes(1996)的方法,以企业首次出现在数据库的固定资产原值作为基期初始资本存量,中间投入以数据库中提供的中间投入品衡量。对于缺失工业增加值数据的样本,本文根据会计准则进行估算:工业增加值=工业总产值-工业中间投入+增值税,所有货币单位的数据都采用企业所在地区工业行业的出厂价格指数进行平减,折算成1998年不变价格。表3给出了样本期间各年

度企业出口情况。

表 3 样本期间企业出口情况

年份	企业数	出口企业	非出口企业	出口比率	新出口企业	退出出口企业	始终不出口企业	始终出口企业
1998	12 127	4751	7376	0.391	-	-	-	-
1999	12 127	4800	7327	0.396	289	201	6887	4311
2000	12 127	4853	7274	0.400	144	146	6641	4058
2001	12 127	4785	7342	0.395	169	202	5897	3856

## 四 结果及分析

### (一) 倾向得分匹配估计结果分析

倾向得分匹配估计的可靠性依赖于是否满足“独立性条件”，即配对的处理组和控制组企业在时期  $t=0$  时，匹配变量不存在显著差异。如果二者存在差异，那么很难区分后期两组企业价格加成之间的差异是否是由新进入出口市场所引起的，因为两组企业本身的差异亦有可能造成价格加成的差异，分析之前需要对匹配结果进行检验。

表 4 匹配前后出口与非出口企业基于匹配变量的匹配平衡性检验

变量	匹配阶段	平均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少 幅度(%)	T 检验	
		新出口企业	非出口企业			T 值	P 值
$k$	匹配前	9.451	8.668	44.2		8.850	0.000
	匹配后	9.451	9.592	-8.2	81.6	-1.210	0.225
$labor$	匹配前	5.505	5.054	36.1		7.410	0.000
	匹配后	5.505	5.546	-2.3	93.6	-0.340	0.737
$va$	匹配前	9.059	7.892	69.1		13.410	0.000
	匹配后	9.059	9.167	-6.4	90.7	-0.990	0.320
$own$	匹配前	0.746	0.191	133.7		28.240	0.000
	匹配后	0.746	0.745	0.6	99.6	0.080	0.938
$tfp$	匹配前	43.406	32.125	23.6		5.470	0.000
	匹配后	43.406	39.713	7.8	66.7	1.210	0.226
$ms$	匹配前	18.465	18.378	13.7		2.920	0.003
	匹配后	18.465	18.466	-0.4	96.9	-0.060	0.950

表 4 表明，处理组和控制组在基期匹配之前，其匹配变量值存在较大差异，说明这

两组企业在出口之前便有较大差异;经过匹配后,处理组与控制组企业在企业资本存量、企业规模、工业增加值、企业所有制性质和企业生产率均不存在显著差异。此外,考察匹配前后的标准偏差,其绝对值越小,表明匹配效果越好。在匹配后标准差绝对值均严格小于 10%,且匹配后标准差较匹配前减少了大约 67% 以上,表明本文所选取的匹配变量和匹配方法是有效的,估计结果可靠。

## (二) 出口影响企业价格加成的全样本估计结果分析

在经过配对后,根据模型(16)采用所有样本企业进行回归分析,结果见表 5。模型(1)仅包含出口类型及样本时期的虚拟变量,其他模型中包含了影响企业价格加成的控制变量。模型(1)中变量  $exp$  的回归系数为负,但不显著;在增加控制变量之后,变量  $exp$  的回归系数显著为负,这表明控制组和处理组企业价格加成存在明显的差异,新出口企业的价格加成要显著低于非出口企业的价格加成。虚拟变量  $t$  的系数不显著,表明在样本期间企业价格加成没发生显著的变化,而我们最关心的是交叉项 ( $exp \cdot t$ ) 的系数,回归结果表明其回归系数尽管为负但在所有回归模型中均不显著,即使在控制了企业生产率、国内需求等特征之后,企业出口行为对企业的价格加成也没有显著影响,这一点有别于 Bellone(2010)、De Loecker 和 Warzynski(2012)以及盛丹和王永进(2012)等的研究结果。这里的经验分析并未发现中国企业因进入出口市场而获得更高的价格加成。事实上,出口行为对于企业价格加成的影响存在两种不同的作用:一方面,由于出口企业面临进入出口市场的额外成本,企业将在国外市场中收取更高的价格以弥补这种沉没成本并收取更高的价格加成;另一方面,企业在国外市场上定价能力也取决于国外竞争对手,面对出口市场激烈的竞争,企业倾向于收取较低的价格加成以保持出口竞争力。由于缺乏企业出口目的地数据,在此无法进一步考察出口目的市场特征及其影响。

虽然经验分析结果并未得到出口使得企业收取更高价格加成的证据,不符合新贸易理论所预测的结果,但是 MO 模型的其他推论在研究中得到了证实。研究发现企业的价格加成与企业的生产率正相关,在其他因素不变的情况下,企业生产率水平每提高 1%,企业的价格加成将提高约 0.003% ~ 0.005%。Bernard 等(2003)及 Melitz 和 Ottaviano(2008)指出更有效率的厂商具有更强的竞争力和成本优势,从而可能制定较低的价格,并在出口市场上击败竞争对手,相对于其他竞争对手而言,该部分厂商可以收取较高的价格加成;De Loecker 和 Warzynski(2012)采用斯洛文尼亚的企业数据,验证了这一机制。本文的研究结果与现有理论和经验实证文献的结果较为吻合。

表 5 全部企业估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>exp</i>	-0.058 (0.088)	-0.145 *** (0.054)	-0.148 *** (0.053)	-0.154 *** (0.008)
<i>t</i>	-0.940 (0.599)	-0.549 (0.369)	-0.394 (0.387)	
<i>exp · t</i>	-0.049 (0.124)	-0.076 (0.076)	-0.068 (0.075)	
<i>k</i>		-0.110 *** (0.017)	-0.045 ** (0.019)	-0.054 *** (0.003)
<i>labor</i>		-0.536 *** (0.023)	-0.510 *** (0.023)	-0.604 *** (0.004)
<i>va</i>		0.759 *** (0.017)	0.650 *** (0.022)	0.706 *** (0.003)
<i>own</i>		-0.208 *** (0.051)	-0.192 *** (0.050)	-0.288 *** (0.008)
<i>tfp</i>			0.005 *** (0.001)	0.003 *** (0.000)
<i>ms</i>			-1.296 ** (0.568)	-0.087 * (0.049)
常数项	1.760 *** (0.423)	-0.466 * (0.282)	23.24 ** (10.43)	0.556 (0.592)
行业固定效应	是	是	是	是
样本数	1 730	1 730	1 730	48 508
R <sup>2</sup>	0.277	0.726	0.736	0.702

说明：表中括号内数值为回归系数的标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著，下表同；列(4)采用普通最小二乘回归得到，此时 *exp* 的划分仅以当年是否出口为标准，如果企业当年出口则 *exp* = 1。

此外，表 5 的回归结果也表明企业的价格加成与国内市场规模负相关，且结果相当稳健。国内市场规模扩大对于企业价格加成的影响可区分为直接和间接效应。在直接效应方面，Melitz 等(2008)指出市场规模扩大直接增加了产品的竞争，从而遏制了企业收取更高价格加成的能力；而间接效应则如 Desmet 和 Parente(2010)所指出的，国内市场规模扩大在增大市场竞争的同时，迫使企业进行更高水平的研发活动，进而生产出更多的新产品，增加了产品种类，提高了产品的需求弹性，降低了企业的价格加成。企业价格加成与企业固定资产规模负相关，企业在投入大量的沉没成本后将更

有激励和能力阻止潜在的进入者。为了维持和巩固市场地位阻止潜在威胁,企业将更倾向于采取掠夺性定价和限制性定价策略。企业的价格加成与企业劳动力规模负相关则与价格加成的定义一致。

第(4)列是利用 OLS 回归得到的结果。分析系数可知,出口倾向于降低企业的价格加成,但对于该结果的解释必须十分小心,正如表 1 及模型(2)和(3)所表明的,在未匹配前新出口企业与始终不出口企业本身就存在较大差异,新出口企业的价格加成本身在未出口前就已经比非出口企业低,因此,很难说出口行为将导致企业收取更低的价格加成,对于其他变量,结果较为一致。

### (三)不同特征企业出口影响价格加成的分类估计结果分析

1. 企业所有制类型的影响。不同所有制企业在获得政府的优惠政策和市场准入政策方面存在较大的差异,特别是在 2008 年以前,中国政府为招商引资,外资企业长期以来可以享受税收优惠和其他优惠政策,由此获得超国民待遇。同时,政府对于外资企业进入国民经济关键领域也有较大的限制,因此外资企业在获取关键要素资源相对于内资企业难度更大、成本更高。许多外资企业在华投资设厂主要是利用中国廉价劳动力从事加工贸易活动,这显然会对企业的出口成本和生产经营决策产生较大影响,进而影响企业的定价行为。为了考察企业所有制类型对企业生产决策和价格加成的影响,本节将所有样本企业划分为内资企业和外资企业进行分析,回归结果如表 6。

根据表 6 的模型(1),虚拟变量  $exp$  与  $t$  的回归系数都不显著,但两者交叉项的回归系数却显著为负,这表明外资新出口企业要比外资内销企业收取更低的价格加成。事实上,加工贸易在中国的出口贸易活动中占有重要地位,例如 2007 年,中国 54% 的出口贸易属于加工贸易,特

表 6 分企业所有制的回归结果

	(1) 外资企业	(2) 内资企业
$exp$	-0.083 (0.062)	-0.098 (0.106)
$t$	0.023 (0.321)	0.090 (0.386)
$exp \cdot t$	-0.150* (0.087)	0.132 (0.149)
$k$	-0.046** (0.020)	-0.163*** (0.052)
$labor$	-0.614*** (0.027)	-0.259*** (0.054)
$va$	0.734*** (0.025)	0.543*** (0.052)
$tfp$	0.003*** (0.001)	0.004** (0.002)
$ms$	-0.076 (0.548)	0.184 (0.607)
常数项	0.143 (10.06)	-3.616 (11.24)
行业固定效应	是	是
样本数	1 290	438
R <sup>2</sup>	0.751	0.787

别是在高技术产品中,加工贸易比例高达85%,而82%的加工贸易产品是由外资企业所生产,外资企业生产的高技术产品比例高达91%(Jarreau和Poncet,2012)。Lu等(2010)发现外资出口企业比非出口企业的生产率低;祝树金和张鹏辉(2013)的研究表明中国出口贸易活动只是融入到国际贸易中的低端加工环节,中国出口产品的国内生产技术含量并不高,而且出口产品技术含量越高,国内技术贡献率越低。虽然外资企业的出口产品往往是具有高技术水平的最终产品,但是对国内生产技术水平贡献十分有限。因此外资出口企业无法收取更高的价格加成。此外,外资出口企业收取较低的价格加成可能是其为转移企业利润而采用转移定价,人为压低出口产品价格的结果(张杰等,2013)。内资企业并不因为进入国际市场获得相应的价格加成溢价,但其他变量的回归结果和外资企业结果较为一致。

2. 出口密集度的影响。为了考察出口密集度对于企业价格加成的影响,本文首先根据新出口企业在出口后其出口额占销售总额的比例计算了出口密集度,并根据出口密集度将新出口企业划分为:高出口密集企业(出口销售额占比 $>0.8$ )、低出口密集企业(出口销售额占比 $<0.2$ )以及介于两者间的中出口密集企业。样本企业中非出口企业在后期转为持续性出口的企业有433家,其中136家转为高出口密集企业,118家转为中出口密集企业,179家转为低出口密集企业。

表7给出了不同出口密集度企业的回归结果。表7模型(1)中 $exp \cdot t$ 的回归系数显著为正,模型(2)和(3)中系数不显著。非出口企业在转为高出口密集企业与中出口密集企业之后,企业价格加成并未显著增加,但是非出口企业在转为低出口密集企业后其价格加成确实得到显著提升,在其他因素不变的情况下,与仍然不出口企业相比,非出口企业转为低出口密集企业后价格加成将提高23.3%。理解该结果的关键在于了解不同出口类型企业的构成。从表8可以看出,高出口密集企业数约占中国所有出口企业总数的50%;高出口密集企业中90%以上为外资企业,而在中出口密集企业中该比值约为70%;在低出口密集企业中这一比例约为40%。企业的所有制结构与企业的出口倾向密切相关。戴觅等(2014)的研究表明企业出口强度与加工贸易有很强的相关性,基于加工贸易模式的出口企业的生产率比内销企业低,结合Jarreau和Poncet(2012)的研究分析我们认为,外资企业大量在中国设厂从事加工贸易活动是出口厂商价格加成较低的主要原因。加工贸易厂商只从事最后零部件的加工,通常并不拥有产品的专利和品牌,使得出口厂商与外方在价格谈判中处于劣势,此时出口厂商更像是一个价格接受者。对出口市场的过分依赖使得出口企业在国外市场上缺乏相应的议价能力,也是导致这种结果的原因。该现象同样存在于出口企业其他的经营

业绩指标中,包群等(2011)的研究表明,高出口密集企业并没有因其选择出口而提高员工收入,相反,企业出口对工资的作用更多地体现在低出口密集企业,苏振东和洪玉娟(2013)的研究结果也表明企业的出口密集度越高,企业的利润率越低。

表 7 分出口密集度的回归结果

	(1) 低出口密集	(2) 中出口密集	(3) 高出口密集
<i>exp</i>	-0.308 *** (0.082)	-0.196 * (0.102)	-0.093 (0.102)
<i>t</i>	-0.478 (0.346)	0.118 (0.458)	-0.259 (0.615)
<i>exp · t</i>	0.233 ** (0.115)	0.024 (0.143)	-0.077 (0.146)
<i>k</i>	-0.080 ** (0.037)	-0.050 (0.043)	-0.039 (0.040)
<i>labor</i>	-0.531 *** (0.042)	-0.569 *** (0.050)	-0.516 *** (0.053)
<i>va</i>	0.640 *** (0.038)	0.651 *** (0.060)	0.628 *** (0.049)
<i>own</i>	-0.151 * (0.083)	-0.306 *** (0.11)	-0.409 *** (0.147)
<i>tfp</i>	0.002 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.004 *** (0.001)
<i>ms</i>	1.196 * (0.634)	-1.835 *** (0.629)	0.11 (0.741)
常数项	-22.11 * (11.76)	33.60 *** (11.72)	-2.709 (13.84)
行业固定效应	是	是	是
样本数	716	472	544
R <sup>2</sup>	0.765	0.774	0.726

表 8 不同出口密集度和所有制类型企业的构成

年份	高出口密集企业			中出口密集企业			低出口密集企业		
	总数	内资	外资	总数	内资	外资	总数	内资	外资
1998	2365	150	2215	1092	337	755	1294	803	491
1999	2265	126	2139	1223	355	868	1312	784	528
2000	2296	153	2143	1239	342	897	1318	771	547
2001	2273	177	2096	1223	307	916	1289	744	545

3. 要素密集度的影响。中国具有丰富的廉价劳动力,根据要素禀赋理论,中国在劳动密集型部门具有比较优势,这种优势是否支撑了企业在出口市场中更高的价格加成?这里进一步探讨要素禀赋对于企业价格加成的影响。表9的模型(1)和(2)给出劳动密集型和资本密集型企业的回归结果,模型(3)~(6)给出针对不同要素密集型、不同所有制的低出口密集企业的回归结果。

研究结果发现,劳动密集型和资本密集型产业的新出口企业并不具有更高的价格加成。中国国内丰富的劳动力资源使得相比于国际市场,劳动密集型产业内的企业在国内市场面临更为激烈的竞争,因此实际上,只有高生产率企业才可能克服激烈的竞争,立足于国内市场,而恰恰是低生产率企业选择出口,列(1)的结果表明劳动密集型产业内的新出口企业比非出口企业收取更低的价格加成。资本密集型产业内的新出口企业,其价格加成并没有高于非出口企业的原因在于资本密集型产业样本中包含了大量的外资企业,正如上节所言,由于外资企业在中国主要从事加工贸易活动,因此虽然可能出口具有高技术水平的最终产品,但国内的生产效率和技术含量都比较低下。进一步,我们划分企业出口密集度,结果表明只有资本密集型产业内的企业在由非出口转为低出口密集企业时将收取更高的价格加成,这是因为中国企业的出口模式与企业的要素密集度密切相关。在劳动密集型部门,出口企业占有最大比例,出口企业比非出口企业生产率更低;在资本密集型部门,出口企业只占少数部分,但却比非出口企业更有效率,并且只出口其产出的一小部分(Lu, 2010)。更进一步,我们划分了企业的所有制结构,结果表明只有资本密集型产业内的内资企业在由非出口转为低出口密集企业时,将收取更高的价格加成。该结果表明只有立足于本土市场且生产率较高的内资企业才会有价格加成出口溢价。



表 9 分要素密度类型的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	劳动密集型	资本密集型	劳动密集型 低出口密集	资本密集型 低出口密集	资本密集型 低出口密集 内资	资本密集型 低出口密集 外资
<i>exp</i>	-0.183 ** (0.086)	-0.186 *** (0.059)	-0.155 (0.169)	-0.357 *** (0.091)	-0.211 * (0.125)	-0.280 ** (0.135)
<i>t</i>	-0.612 (0.382)	-0.166 (0.340)	-1.907 *** (0.587)	-0.390 (0.429)	0.591 (0.535)	-0.450 (1.017)
<i>exp · t</i>	-0.0273 (0.121)	0.054 (0.084)	-0.033 (0.225)	0.278 ** (0.130)	0.371 ** (0.179)	0.273 (0.192)
<i>k</i>	-0.029 (0.034)	-0.071 *** (0.022)	-0.046 (0.071)	-0.070 * (0.040)	-0.119 (0.072)	0.015 (0.059)
<i>labor</i>	-0.486 *** (0.046)	-0.557 *** (0.027)	-0.714 *** (0.097)	-0.484 *** (0.044)	-0.273 *** (0.060)	-0.643 *** (0.069)
<i>va</i>	0.623 *** (0.045)	0.686 *** (0.025)	0.646 *** (0.086)	0.646 *** (0.040)	0.476 *** (0.076)	0.666 *** (0.058)
<i>own</i>	-0.178 * (0.104)	-0.134 ** (0.058)	-0.643 *** (0.199)	-0.001 (0.092)		
<i>tfp</i>	0.003 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.006 ** (0.002)	0.002 ** (0.001)	0.005 * (0.002)	0.002 (0.001)
<i>ms</i>	0.452 (0.852)	-0.341 (0.393)	1.304 * (0.663)	0.909 ** (0.435)	-0.253 (0.417)	0.209 (0.478)
常数项	-8.700 (15.56)	5.673 (7.000)	-22.14 * (11.98)	-17.01 ** (7.921)	4.312 (7.668)	-5.018 (8.594)
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	640	1,092	152	564	272	292
R <sup>2</sup>	0.658	0.733	0.841	0.766	0.750	0.776

#### (四) 出口影响的时滞效应

进一步考察出口行为对企业价格加成的影响是否存在滞后效应。由前文分析可知,出口企业相对于非出口企业需要支付额外的贸易成本,其中包括出口市场渠道建设维护、产品推广费用等,企业在进入出口市场初期需要支付大量该类成本。随着出口市场的稳定、产品的推广并逐步被熟知,该类成本将显著下降。因此,预期随着时间的推移和出口地位的巩固,出口行为最终将有助于提高企业的价格加成。为此,我们进一步扩大样本考察期限,为保证样本的可持续跟踪特点,我们利用2001~2007年

表 10

企业出口影响价格加成的时滞效应

	2003 年		2007 年	
	总体样本	资本密集型,低出口 密集,内资	总体样本	资本密集型,低出口 密集,内资
<i>exp</i>	-0.129 *** (0.020)	-0.251 *** (0.073)	-0.201 *** (0.055)	-0.235 *** (0.081)
<i>t</i>	-0.120 *** (0.018)	-0.173 *** (0.060)	-0.500 *** (0.126)	-0.450 ** (0.187)
<i>exp · t</i>	-0.024 (0.023)	0.096 * (0.050)	0.064 (0.056)	0.179 ** (0.080)
<i>k</i>	0.017 (0.011)	-0.009 (0.017)	0.043 *** (0.016)	0.052 * (0.027)
<i>labor</i>	-0.618 *** (0.019)	-0.589 *** (0.028)	-0.552 *** (0.024)	-0.591 *** (0.061)
<i>va</i>	-0.076 *** (0.020)	0.455 *** (0.029)	0.421 *** (0.023)	0.473 *** (0.045)
<i>own</i>	-0.270 *** (0.034)		-0.244 *** (0.036)	
<i>tfp</i>	0.818 *** (0.023)	0.028 *** (0.008)	0.006 ** (0.002)	0.003 ** (0.001)
<i>ms</i>	0.044 (0.028)	-0.050 (0.103)	0.115 * (0.065)	-0.018 (0.107)
常数项	-3.567 *** (0.538)	0.256 (1.894)	-3.314 ** (1.221)	-1.078 (2.070)
行业固定效应	是	是	是	是
样本数	8 216	1 776	3 738	556
R <sup>2</sup>	0.614	0.476	0.421	0.527

持续经营的企业数据(2004 年样本缺失增加值等关键数据而被剔除)。在此期间,中国于 2001 年末加入世界贸易组织,之后有更多的企业选择进入国际市场,为本研究提供了一个良好的时间节点。与前文定义一致,新出口企业为 2001 年不出口,但在 2002 年开始出口并持续到样本末期的企业,控制组则为 2001 年至样本考察末期始终不出口的企业。本文分别考察了期末年份为 2003 和 2007 年的样本,以检验前文得到的结论是否依赖于不同样本及时期的长短。其中,2001 ~ 2003 年持续经营的企业有 73 301 家,新出口企业有 2054 家,非出口企业 49 750 家,资本密集型产业内由不出口转为低出口密集的内资企业有 444 家;2001 ~ 2007 年持续经营的企业有 38 418 家,新

出口企业有 935 家,非出口企业 20 810 家,资本密集型产业内由不出口转为低出口密集的内资企业有 139 家。表 10 分别给出了以 2003 和 2007 年为末期年份的估计结果。表中的结果基本与前文类似,该结果表明无论在长短期,在不区分要素密集度、出口密集度以及企业所有制的情况下,出口行为并不会提高企业的价格加成;在考虑这些情况后,只有资本密集型产业中由不出口转为低出口密集的内资企业新进入出口市场的行为才有助于提高价格加成。

## 五 结论及政策含义

本文采用中国微观企业的数据,借鉴 De Loecker(2011、2012)的方法,从生产函数中估算了中国企业层面的价格加成;进一步考察了出口对于中国企业价格加成的影响。结果表明,总体上中国新出口企业并不存在价格加成溢价,这个结论似乎与新新贸易理论的预测结果不完全一致。但这并不是对新新贸易理论的否定,在第三次国际贸易分工中,中国企业很大一部分是以加工贸易的形式参与到国际分工体系中。在考虑加工贸易后,本文进一步依据企业所有制类型、出口密集度、要素禀赋等对样本企业进行分类回归,结果发现只有立足于本土市场且生产率较高的内资新出口企业才具有价格加成溢价。具体而言:(1)根据企业所有制类型对样本企业进行分类回归的结果显示,外资新出口企业相对于外资非出口企业收取更低的价格加成;(2)对于不同的出口密集度企业,出口对中高出口密集企业的价格加成没有影响,但是出口有助于提高低出口密集企业的价格加成;(3)在划分行业要素密集型、企业出口密集度、企业所有制后的分析结果显示,只有资本密集型产业内的内资企业在由非出口转为低出口密集企业时收取了更高的价格加成。

本文的研究对于如何提高中国企业国际话语权,加强国际市场势力具有重要意义。价格加成是企业市场势力的具体体现,有效竞争理论认为适度的市场势力是“创新竞争行为”的前提。在出口市场上,企业拥有一定的国际市场势力将带来超额利润及资源,从而促进企业自主创新,进一步维持和加强企业在国际市场上的产品定价能力并提高相应的优势地位(张小蒂和朱勤,2007)。强化企业出口市场势力,与企业创新形成良性互动对于提升中国企业在国际分工中的地位、争取更多的比较利益和获取贸易主动权具有重要的作用。因此如何提高企业出口价格加成,建立企业出口市场势力是提高中国出口国际竞争力的关键所在。然而,随着经济全球化浪潮和第三次国际贸易分工,发达国家在国际碎片化生产过程中占据着产业链的高端并主导着产品定价

权,形成了较强的国际市场势力,从而获得高额利润;相比之下,中国出口企业参与国际市场手段单一,通常以加工贸易形式融入到国际贸易分工体系中,缺乏核心技术和产品定价权,被锁定在产业链生产的“低端环节”。基于本文的研究结果,我们提出如下建议以构建中国企业的国际市场势力:

第一,重点培育本土企业,提高产业核心竞争力。提高中国出口竞争力,增强企业国际市场势力的微观基础更多源于本土企业。以往实践表明,依赖外资企业在中国进行的加工贸易并不能真正有效地提升中国出口产品国际竞争力,以汽车行业为例,“以市场换技术”的战略并未使汽车行业真正掌握核心技术。本文的研究也表明,外资企业出口并未有更高的价格加成,与之相反,资本密集型的内资企业则能通过出口获取更高的价格加成。因此,应做大做强本土企业,以民族企业出口为主体提升中国出口产品竞争力,掌握国际贸易话语权。

第二,转变出口贸易方式,提升产品议价能力。研究表明,中国总体出口企业并未获取更高的价格加成,只有低出口密集企业通过进入国际市场获得更高的价格加成。出口密集度与加工贸易方式密切相关,中高出口密集企业通常以加工贸易方式参与国际竞争,由于缺乏核心技术,处于产业链低端,缺乏产品定价权,过度依赖国际市场降低了企业的议价能力。提高出口价格加成,构建中国的国际市场势力需要加快加工贸易转型升级的步伐,提升中国企业在产业链条的位置。

第三,优化出口商品结构,提高对外贸易质量。研究表明,劳动密集型产业的出口并不能提高企业的价格加成。一方面,劳动密集型产业产品替代弹性大,在国际市场上竞争较为激烈;另一方面,劳动密集型产业产品容易造成国际贸易摩擦和争端,不易培育国际市场势力。相对而言,资本密集型产品替代弹性较低,因此需要进一步优化中国出口商品结构,提高资本技术密集型产品出口比重以及出口产品质量,提升出口产品的国际市场势力。

### 参考文献:

包群,邵敏、侯维忠(2011):《出口改善了员工收入吗?》,《经济研究》第9期。

戴觅,余森杰、Madhura Maitra(2014):《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第13卷第2期。

李春顶(2010):《中国出口企业是否存在“生产率悖论”基于中国制造业企业数据的检验》,《世界经济》第7期。

梁琦、李晓萍、简泽(2013):《异质性企业的空间选择与地区生产率差距研究》,《统计研究》第6期。

盛丹、王永进(2012):《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》第5期。

苏振东、洪玉娟(2013):《中国出口企业是否存在“利润率溢价”?》,《管理世界》第5期。

张杰、刘元春、郑文平(2013):《为什么出口会抑制中国企业增加值率?》,《管理世界》第6期。

祝树金、张鹏辉(2013):《中国制造业出口国内技术含量及其影响因素》,《统计研究》第6期。

张小蒂、朱勤(2007):《论全球价值链中中国企业创新与市场势力构建的良性互动》,《中国工业经济》第5期。

Akerberg, D. ;Caves, K. and Frazer, G. “Structural Identification of Production Functions.” Mimeo, UCLA, 2006.

Bellone, E. ; Musso, P. ; Nesta, L. and Warzynski, F. “Endogenous Markups, Firm Productivity and International Trade: Testing Some Micro-level Implications of the Melitz-Ottaviano Model.” University of Aarhus, Aarhus School of Business, Department of Economics, working paper No.08-20, 2010.

Bernard, A. ; Eaton, J. ; Jensen, J. and Kortum, S. “Plants and Productivity in International Trade.” *American Economic Review*, 2003, 93(4), pp. 1268-1290.

Bernard, A. ; Redding, S. and Schott, P. “Comparative Advantage and Heterogeneous Firms.” *Review of Economic Studies*, 2007, 74(1), pp. 31-66.

Brander, J. “Intra-industry Trade in Identical Commodities.” *Journal of International Economics*, 1981, 11(1), pp. 1-14.

Bresnahan, T. F. “Competition and Collusion in the American Automobile Oligopoly: The 1955 Price War.” *Journal of Industrial Economics*, 1987, pp. 457-482.

Cosar, A. K. ; Guner, N. and Tybout, J. “Firm Dynamics, Job Turnover and Wage Distributions in an Open Economy.” *NBER Working Paper*, No. w16326, 2009.

Das, S. ; Roberts, M. J. and Tybout, J. R. “Market Entry Costs, Producer Heterogeneity, and Export Dynamics.” *Econometrica*, 2007, 75(3), pp. 837-873.

De Loecker, J. “Recovering Markups from Production Data.” *International Journal of Industrial Organization*, 2011, 29(3), pp. 350-355.

De Loecker, J. and Warzynski, F. “Markups and Firm-Level Export Status.” *American Economic Review*, 2012, 102(6), pp. 2437-2471.

Desmet, K. and Parente, S. L. “Bigger is Better: Market Size, Demand Elasticity and Innovation.” *International Economic Review*, 2010, 51(2), pp. 319-333.

Dinopoulos, E. and Unel, B. “A Simple Model of Quality Heterogeneity and International Trade.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2013, 37(1), pp. 68-83.

Domowitz, I. ; Hubbard, R. G. and Petersen, B. C. “Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price Cost Margins.” *Rand Journal of Economics*, 1986, 17(1), pp. 1-17.

Domowitz, I. ; Hubbard, R. G. and Petersen, B. C. “Market Structure and Cyclical Fluctuations in U. S. Manufacturing.” *Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(1), pp. 55-66.

Görg, H. and Warzynski, F. “Price Cost Margins and Exporting Behaviour: Evidence from Firm Level Data.” DIW-Diskussionspapiere Working Paper No. 365, 2003.

Guadalupe, M. ; Kuzmina, O. and Thomas, C. “Innovation and Foreign Ownership.” *American Economic Review*, 2012, 102(7), pp. 3594-3627.

- Hall, R. E. "The Relation between Price and Marginal Cost in US Industry." *The Journal of Political Economy*, 1988, 96(5), pp. 921-947.
- Harrison, A. E. "Productivity, Imperfect Competition and Trade Reform: Theory and Evidence." *Journal of International Economics*, 1994, 36(1), pp. 53-73.
- Jarreau, J. and Poncet, S. "Export Sophistication and Economic Growth: Evidence from China." *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), pp. 281-292.
- Krugman, P. R. "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade." *Journal of International Economics*, 1979, 9(4), pp. 469-479.
- Kugler, M. and Verhoogen, E. "The Quality-complementarity Hypothesis: Theory and Evidence from Colombia." *NBER Working Paper*, No. 14418, 2008.
- Levinsohn, J. "Testing the Imports-As-Market-Discipline Hypothesis." *Journal of International Economics*, 1993, 35(1), pp. 1-22.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economics Studies*, 2003, 70(2), pp. 317-340.
- Lu, J.; Lu, Y. and Tao, Z. "Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence." *Journal of International Economics*, 2010, 81(2), pp. 197-205.
- Martin, S. *Industrial Organization: A European Perspective*. New York: Oxford University Press, 2001, pp. 89-120.
- Melitz, M. J. "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695-1725.
- Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I. "Market Size, Trade, and Productivity." *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), pp. 295-316.
- Norbin, S. C. "The Relation between Price and Marginal Cost in US Industry: A contradiction." *The Journal of Political Economy*, 1993, 101(6), pp. 1149-1164.
- Olley, S. G. and Pakes, A. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64(6), pp. 1263-1297.
- Roeger, W. "Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U. S. Manufacturing." *Journal of Political Economy*, 1995, 103(2), pp. 316-330.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. "Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome." *Journal of the Royal Statistical Society*, 1983, 45(2), pp. 212 - 218.
- Rubin, D. B.; Dempster, A. P. and Laird, N. M. "Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm." *Journal of the Royal Statistical Society*, 1977, 39(1), pp. 1- 38.
- Solow, R. M. "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *The Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70(1), pp. 65-94.
- Tybout, J. R. "Plant-and Firm-Level Evidence on 'New' Trade Theories." *NBER Working Paper*, No. w8418, 2001.

(截稿:2014年9月 责任编辑:宋志刚)