

贸易开放、不完全竞争与成本加成

——基于中国制造业数据的实证分析

孙辉煌, 兰宜生

(上海财经大学 国际工商管理学院, 上海 200433)

摘要: 文章利用中国制造行业的面板数据, 分析贸易开放对我国国内行业成本加成的影响。回归结果表明, 市场竞争与国际贸易是影响我国制造行业成本加成的重要因素。进口贸易在高竞争性行业对成本加成具有正向的促进效应, 而在低竞争性行业具有相反的效应; 出口贸易对国内行业的成本加成具有显著的正向促进效应。

关键词: 进口竞争; 成本效应; 价格效应; 市场竞争

中图分类号: F235.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2008)08-0043-09

一、引言

实行对外开放是我国的一项长期基本国策, 自从 1978 年改革开放政策的提出, 到 2001 年加入世界贸易组织, 再到现在, 中国的对外贸易一直处在一个快速增长的过程中。我国自 2001 年 12 月 11 日加入世界贸易组织以后, 到 2005 年三年间对外贸易总额翻了一番, 年均增长速度达到 31.5%, 增长速度高居世界前列。随着中国各种关税非关税贸易壁垒的逐渐削减, 用各种统计指标衡量的贸易开放度必然提高, 国内企业面临的国际竞争越来越强, 国内企业的各种市场行为必然会受到影响。

边际成本加成反映了产品价格对边际成本的偏离, 其大小往往又反映了企业的市场势力。微观经济理论认为, 对于完全竞争的企业, 价格等于边际成本, 然而这种完全竞争的形态只是一种极端的形式, 而少数企业在行业领域内具有一定市场势力的不完全竞争才是现实世界的常态。对于具有市场势力的企业, 价格大于边际成本。经济学家阿巴·勒纳 (Abba Lerner) 早在 1934 年便使用价格减边际成本再除以价格的加价率来测定垄断势力, 并被称为勒纳的垄断势力度, 用公式表示为: $L = (P - MC) / P$ 。根据勒纳的思想, 贸易开放

收稿日期: 2008-04-23

作者简介: 孙辉煌 (1981—), 男, 湖南娄底人; 上海财经大学国际工商管理学院博士生;

兰宜生 (1957—), 男, 山西原平人; 上海财经大学国际工商管理学院教授。

加剧了国内企业的市场竞争,必然削弱其垄断势力,因而会对国内企业的成本加成有一个负向的影响。不少国外学者也通过经验分析研究了进口贸易对企业的成本加成的效应,Esposito(1997)认为,进口贸易渗透额外增加了国内产品市场潜在和实际的市场竞争,在他的经验分析中,进口渗透与税后利润呈显著的负相关;Pagoulatos 和 Sorenson(1976)利用美国 3 位数行业的数据同时考察了进口渗透、出口以及 FDI 对边际成本加成的效应,发现进口渗透的系数显著为负;Levinsohn(1993),Harrison(1994),Krisha 和 Mitra(1998)都发现国内企业面临更大进口竞争有降低成本加成的效应;Konings 和 Vandembussche(2002)则发现国内企业在受到对国外进口商反倾销保护时,其成本加成会提高;而 Jozef Konings 和 Patrick Vancayseele(2003)在对 Bulgarian 和 Romanian 制造业企业数据进行经验分析时,发现私有化往往伴随着更高的边际成本加成,而在高竞争性行业则更加强了这种效应,同时发现进口渗透的提高对具有高市场集中度的行业的成本加成有负面效应,但是对竞争性行业的成本加成却有正面效应。

相对而言,对于出口贸易对成本加成效应的研究相对少见,出口使国内企业可以面向更大的市场,因而对企业的利润有积极影响。Pugel(1978)利用美国制造业的数据,发现出口份额与成本加成具有正向关系,Pugel 认为世界其他国家对本国行业产品的价格需求弹性可能低于国内的需求弹性,此外,出口还有可能降低单位产品的固定成本和研发成本,从而提升企业的利润;但是 Pagoulatos 和 Sorenson(1976)却发现出口份额的系数出现了相反的符号,但不显著,而外向 FDI 和成本加成具有显著的正向关系。

从现有的文献来看,国外研究贸易开放对成本加成的影响的文献较多,而国内文献尚未发现利用我国的数据来分析贸易开放对成本加成的影响,因此本文在基于 Harrison(1994)分析方法的基础上,假设国内行业处于不完全竞争的状态,通过利用中国 1999—2005 年 25 个制造行业的面板数据,来分析贸易开放对我国国内行业成本加成的影响。

本文的第二部分内容描述了计量回归模型;在第三部分对我们所使用的数据进行相应的说明和处理;第四部分给出了回归结果;最后一部分为结论。

二、实证模型设立

一个行业或企业的产出增长可以通过生产要素投入的增加,或通过生产率的提高,不失一般性,本文假设行业产出 y_i 由劳动者 L_i 和资本 K_i 两生产要素投入生产,其生产函数采取希克斯中性技术进步形式,即 $y_i = A_i f(L_i, K_i)$,其中 A_i 表示对希克斯中性技术进步的衡量,我们对生产函数进行全微分,可以得到:

$$dy_i = dA_i f(L_i, K_i) + A_i f_{L_i} dL_i + A_i f_{K_i} dK_i \quad (1)$$

对(1)式两边同时除以 $y_i = A_i f(L_i, K_i)$ ，并且用 $\hat{z} = dz/z$ 表示变量数值的百分比变化，我们可以得到(2)式：

$$\hat{y}_i = \hat{A}_i + \left[\left(\frac{f_{iL} L_i}{f(L_i, K_i)} \right) \hat{L}_i + \left(\frac{f_{iK} K_i}{f(L_i, K_i)} \right) \hat{K}_i \right] \quad (2)$$

如果我们假设生产函数是次齐次性，则 $u_i f(L_i, K_i) = (f_{iL} L_i + f_{iK} K_i)$ ，将其代入(2)式中，我们得到：

$$\begin{aligned} \hat{y}_i &= \hat{A}_i + u_i \left[\left(\frac{f_{iL} L_i}{f_{iL} L_i + f_{iK} K_i} \right) \hat{L}_i + \left(\frac{f_{iK} K_i}{f_{iL} L_i + f_{iK} K_i} \right) \hat{K}_i \right] \\ &= \hat{A}_i + \alpha_i^L (\hat{L}_i - \hat{K}_i) + u_i \hat{K}_i \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $\alpha_i^L = \frac{f_{iL} L_i}{f(L_i, K_i)}$ ，表示劳动的产出弹性，如果用 θ_i^L 表示劳动的收入份额，那么在非完全竞争状态下：

$$\alpha_i^L = \pi_{it} \theta_i^L \quad (4)$$

其中 $\pi_{it} = \frac{P_{it}}{C_{it}}$ ，反映了价格对边际成本的加成。

将(4)式代入(3)式中，我们可以得到以下存在边际成本加成的产出增长等式：

$$\hat{y}_{it} = \hat{A}_{it} + \pi_{it} \theta_{it} (\hat{L}_{it} - \hat{K}_{it}) + u_i \hat{K}_{it} \quad (5)$$

以(5)式作为基本回归式，我们可以估计出边际成本加成 π_{it} 。然而正如 Levinsohn(1993)和 Harrison(1994)所指出的，若直接对(5)式进行回归，将面临内生性的问题，因为对于我们无法直接观察到的生产率增长 A_i ，其很有可能与要素投入 L 、 K 具有相关性：企业的生产率得到提高往往会引发要素投入的增加。因此若不控制 A_i ，将会对我们的参数生产有偏的估计。一个有效的解决办法就是采用工具变量，但是要找到合适的工具变量往往比较困难^①。Olley 和 Pakes(1996)通过引入资本投入与投资的多项式来控制不可观察的生产率，这样可以解决内生性的问题。Olley 和 Pakes 认为投资更高的企业往往生产率会更高，他们发现在对生产函数进行估计时，通过引入资本投入与投资的多项式以控制不可观察的生产率，可以有效地减少参数的有偏估计。本文将遵循 Olley 和 Pakes 的方法来纠正可能发生的偏估计。

为考察贸易开放对边际成本加成的效应，对成本加成我们建立以下关系式：

$$\pi_{it} = a_0 + \mu_i + a_1 im_{it} + a_2 ex_{it} + a_3 scz_{it} + Z_{it} \quad (6)$$

其中： im 、 ex 分别表示进口产值比与出口产值比，用来衡量贸易开放； scz_j 表示行业的市场集中度； Z_{it} 表示其他控制变量。

把(6)式代入(5)式，我们得到：

$$\hat{y}_{it} = \beta_0 + \beta_1 + P^3 (\hat{K}_{it}, \hat{I}_{it}) +$$

$$[a_0 + \mu_i + a_1 im_{it} + a_2 ex_{it} + a_3 scjz_{it} + Z_{it}] \theta_{it} (\hat{L}_{it} - \hat{K}_{it}) \quad (7)$$

其中 $P^3(\hat{K}_{it}, \hat{L}_{it})$ 表示资本投入与投资的 3 阶多项式, 用来控制行业的生产率。

(7) 式中, 我们发现影响成本加成的诸变量与 $\theta_{it}(\hat{L}_{it} - \hat{K}_{it})$ 形成了交叉项, 其系数反映了这些变量对成本加成率的边际影响。因而如果 Olley 和 Pakes 的方法能有效解决回归误差项的内生性问题, 那么交叉项的回归系数将是各变量的有效估计, 这为我们考察贸易开放对行业的成本加成提供了一个行之有效的回归方程。

三、数据说明及处理

鉴于中国制造业数据的统计标准在 1998 年前与 1998 年后存在差异, 本文样本区间采取 1999—2005 年中国 25 个制造行业的面板数据来考察国际贸易对我国国内行业成本加成的影响, 烟草制品业和石油加工、炼焦及核燃料加工业被认为一般不易受到国际市场的影响, 因而没有包括在样本中; 工艺品及其他制造业由于数据的不连续性也予以剔除。

根据前文中所建立的回归模型以及行业数据的可得性, 我们对变量做出以下界定说明: 为保持数据的连贯性和统一性, 根据我国的统计数据, 本文所有的指标采取全部国有及规模以上工业企业的工业统计指标; 由于我们的要素投入没有包含中间品投入, 所以用每个制造行业的工业增加值来表示 y_{it} ; 对于资本投入而言, 参照张海洋、李小平和朱钟棣的做法, 用各行业工业部门固定资产净值年均余额作为资本投入 K_{it} ; 用每个制造行业的全部从业人员年平均人数表示 L_{it} ; 由于劳动者收入份额没有现成的统计数据, 本文尝试用每个制造行业的职工平均工资与全部从业人员年平均人数相乘, 然后再除以制造行业的工业增加值来替代 θ_{it} , 但是对于细分行业的职工平均工资只有 2005 年以后才存在统计数据, 考虑到劳动收入份额在不同的年份之间差异不大, 因此本文拟以 2005 年的劳动收入份额来代替整个样本区间的 θ_{it} ; 关于进口贸易与出口贸易的衡量, 我们分别采取每个制造行业的进口额与出口额与此行业的工业生产总价值之比来替代, 由于我国对工业行业的分类标准(CICC)与联合国对国际贸易的分类标准(SITC 第三版)不统一, 本文使用了盛斌(2000)的统计标准转换对照表进行转换, 得到我国行业的进出口数据, 再以每年人民币对美元的汇率折算成人民币价; 反映一个行业市场集中度较好的指标, 是采取该行业前几个最大企业所占市场份额来衡量, 但我国并没有对工业行业这类指标的完整统计, 本文采取各个行业大中型工业总产值占全部工业总产值的比例来作为替代指标。

最后, 我们所使用的数据除了进出口的数据来自联合国统计处的 (COMTRADE) 数据库, 其他数据都取自《中国工业经济统计年鉴》各期。

四、实证分析

由于面板数据兼有时间和空间两个维度,其数据量是单个时序数据的 25 倍,选取面板数据分析的优势是很明显的。一般来说,由于面板数据具有两维性,如果模型设定不正确以及由此造成的参数估计方法不当,将对参数估计结果造成较大的偏差,特别在 N (横截面单元的数量)较大而 T (时间序列数据的数目)较小时,固定影响模型与随机影响模型的估计值会有显著的差异,因此我们有必要在采用面板数据构建模型时,首先对模型的设定形式进行检验。首先通过 F 检验来确定是否存在固定效应,然后通过 Hansman Test 方法,依据一个有效估计量和它与无效估计量差异的协方差是 0 的规则,来判断固定效应模型和随机效应模型哪个更有效(Hausman,1978),检验形式如下:

$$H = X[K]^2 = (b - \hat{\beta}) \Sigma^{-1} (b - \hat{\beta})$$

其中: b 是固定效应模型的估计系数, $\hat{\beta}$ 是随机效应模型的估计系数, Σ 为采用固定效应模型和随机效应模型得到的参数值的协方差矩阵的差阵。 H 服从一定自由度的卡方分布,原假设是个体效应与解释变量不相关。若 $|H|$ 大于临界值,则接受固定效应模型,反之应接受随机效应模型。原假设是个体效应与解释变量不相关,不能拒绝原假设则说明应使用随机效应模型。

本文运用 stata 8.0 对(7)式进行了回归,表 1 给出了回归结果。第(1)栏就是我们基于(7)式的基本回归结果,在第(2)栏中我们加入了进口产值比以及出口产值比与市场竞争度的交叉项和控制变量,根据 F 检验与 Hausman 检验结果,我们都应采取 FE 模型估计方程。从回归结果来看,我们发现进口产值比对成本加成具有轻微的正向作用,其系数通过了 10% 的显著性水平检验,系数值为 0.095—0.1 之间,表明行业的进口产值比每增加 10% 将促使行业的成本加成比例提高接近 1%,这种显著的正向影响似乎与我们的预期相反,但是我们再看进口产值比与大中型工业企业产值比的交叉项的系数时,发现其系数为负的一 0.53,这表明进口贸易对国内行业的成本加成在市场集中度高的行业具有负向作用。

要解释进口贸易的这种现象,我们认为这可能与进口贸易竞争影响成本加成的两种潜在效应相关:影响价格的效应和影响边际成本的效应。一方面,进口贸易对国内行业所构成的额外市场竞争,对价格本身就可能存在两种相反的效应,竞争的加剧对价格会形成一定的向下的压力,特别是对那些在市场上占有一定垄断地位的企业,对于来自进口的竞争,通过降低价格来维持这种垄断地位似乎是一种很正常的现象;同时竞争的加剧激励国内企业研发创新,生产有差异的产品,从而维持更高的价格,但是一般来说在集中度较高的行业,也即国内市场竞争较弱的行业,进口竞争对国内的价格应该具有负向的影

响,对于这些行业,贸易的开放将有助于促使价格向边际成本靠拢。另一方面,对于一些竞争性部门的企业,它们更多的是价格的接受者,对于来自国际市场竞争的压力,将促使企业更多地投入重组以及技术创新活动,以提高生产率降低单位生产成本,因此进口竞争的主要效应是促使企业降低边际成本。结合我国国内制造行业处于过度竞争的状态,进口贸易对我国行业的成本加成就有可能产生正的效应。

第(1)和第(2)栏的回归结果表明,出口贸易比率的系数显著为正,表明出口贸易对我国的成本加成具有正向促进作用,这可能与出口使国内企业面向更大的市场,有利于降低单位产品的生产成本和研发成本有关。出口贸易比率与市场竞争度指标的交叉项的系数不显著,表明市场竞争状况不影响出口贸易对成本加成的所产生的效应。scjz 的系数显著为正,表明市场集中度提高促使行业的成本加成上升,这符合我们的预期;资本产值比(K/Y)对行业成本加成没有显著影响;最后我们发现 a_0 大于 1,表明国内的制造行业存在成本加成行为,整体处于不完全竞争的形态。

表 1 全部样本 1999—2005 年的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
a_0	1.15** (0.523)	1.17** (0.547)	1.102** (0.489)	1.17* (0.896)
im	0.095* (0.065)	0.101* (0.071)	0.087* (0.058)	0.365** (0.174)
ex	0.557*** (0.143)	0.634*** (0.158)	0.475** (0.232)	0.585** (0.275)
scjz	0.32* (0.192)	0.28* (0.175)		
Number of firms			-1.967*** (0.524)	-2.44*** (0.657)
K/Y	-0.026 (0.073)	-0.023 (0.086)		0.035 (0.054)
scjz×im		-0.53** (0.265)		
scjz×ex		0.072 (0.126)		
firms×im				0.274** (0.136)
firms×ex				0.054 (0.25)
Polynomial (K,I)	3th order	3th order	3th order	3th order
Hausman 检验 χ^2 统计量	18.56	25.46	19.35	28.54
H_0 : RE 优于 FE	P=0.000	P=0.0000	P=0.0000	P=0.000
模型	fe	fe	fe	fe
调整后的 R^2	0.801	0.881	0.764	0.823
DW	1.766	2.35	1.973	2.33

说明:FE 模型对异方差进行了修正;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下显著;回归变量都进行了相应的对数化;Polynomial (K,I) 采取 3 阶多项式形态,包括所有的交叉项,基于表格大小考虑,我们没有给出相应的系数值;firms×im 与 firms×ex 分别表示行业内的企业数量与进口出口的交叉项。

考虑到用大中型工业产值比并不是衡量市场竞争状态的最好指标,在第(3)栏—第(4)栏我们用行业中的企业数量来衡量行业的竞争程度,一般认为,行业内企业数量越多,其市场竞争就越激烈,因此我们预期其与市场集中度指标具有相反的符号。从回归系数来看,基本上没有改变我们之前所得出的结论,行业企业数量的系数呈现显著的负值,进口贸易与企业数量的交叉项的系数呈现显著的正值,这些结果都证实了我们之前所得出的结论。

鉴于各影响因素对成本加成的效应在市场竞争度不同的行业而有所差异,我们以每个行业大中型企业工业产值比例为依据,把 25 个制造行业划分为 2 个子样本分别回归,以 2002 年为依据,小于 50% 的行业被视为市场竞争较强行业,表 2 给出了相应的回归结果。

表 2 分组子样本的回归结果

变量	强竞争性		弱竞争性	
a_0	1.11*** (0.075)	1.095*** (0.088)	1.256*** (0.035)	1.328*** (0.044)
im	0.122*** (0.042)	0.107*** (0.035)	-0.027* (0.015)	-0.015* (0.011)
ex	0.84** (0.412)	0.758** (0.364)	0.531** (0.264)	0.363** (0.173)
scjz	0.377*** (0.026)		0.118*** (0.0259)	
Number of firms		-1.254** (0.516)		-1.374** (0.625)
scjz×im	-0.165** (0.081)		-0.201** (0.103)	
scjz×ex	0.143 (0.351)		0.367 (0.352)	
firms×im		0.194* (0.163)		0.254* (0.184)
firms×ex		0.375 (0.521)		0.632 (1.534)
Polynomial (K,D)	3th order	3th order	3th order	3th order
Hausman 检验 χ^2 统计量	31.56	27.94	39.61	20.52
H_0 :RE 优于 FE	P 值=0.0000	P 值=0.000	P 值=0.000	P 值=0.000
模型	fe	fe	fe	fe
组数	13	13	12	12
R^2	0.70	0.586	0.743	0.682

说明与表 1 同。

从表 2 的回归结果我们发现,通过 F 检验与 Hausman 检验,所有模型都采取 FE 模型估计。从回归的结果来看,出口贸易、大中型企业产值比、行业内企业数量,以及相关交叉项的系数结论与整个样本基本上能保持一致。其

中的系数都要大于 1,而且在被视为竞争性程度较弱的一组中确实具有较大的数值,这符合我们的预期;但是,进口贸易的系数在不同子样本之间具有较大的差异,在被视为竞争性较强的一组中,其系数呈现显著的正值,进口贸易对这些行业的边际成本加成具有显著的正向作用,而在另一组中却呈现相反的情况,这说明了行业的市场竞争状况,在一定程度上决定了进口贸易对行业成本加成的影响方向。

上述结论也能为我们的分析提供有用的指导,特别地,给定在一个高度竞争性的行业,其中更多的企业是价格接受者,自己设定价格很难,那么进口竞争所导致成本加成的提高很可能反映了边际成本的降低,表 2 中,被我们划分为竞争性行业一组比较符合这种情况。低市场竞争度行业的企业存在一定的市场势力,面对外来的市场竞争,可以通过降低价格来尽量维持原有的市场份额,但同时也会存在降低成本的效应,这两种效应的大小取决于市场竞争程度。一般而言,在高市场集中度的行业,价格效应往往要高于成本效应,而对于表 2 中所显示的即使是我国所有制造行业中相对来说市场竞争程度较弱的一组行业,也只显示了不显著的轻微负值(-0.015, -0.027),这恰好又说明了中国制造行业整体普遍具有市场集中度不高,市场竞争比较激烈的特点。

五、结 论

本文利用中国 1999—2005 年 25 个制造行业的面板数据,分析进出口贸易对我国国内行业成本加成的影响。我们使用固定模型对所有样本进行了回归,结果表明,市场竞争与进出口贸易是影响国内行业的成本加成的重要因素;我国制造行业具有一定的不完全竞争性;进口贸易对整个样本行业的成本加成具有轻微的正向影响,而出口贸易对成本加成的正向效应更加明显;行业的市场竞争状况决定了进口贸易影响成本加成的方向,市场竞争度与进口贸易对成本加成的效应成正相关。考虑到各影响因素对成本加成的效应在市场竞争度不同的行业而有所差异,本文把整个样本分为竞争程度不同的两组分别进行回归分析,其结果显示,市场竞争较强的一组,成本加成率要稍低,这符合我们的预期;进口贸易在市场竞争较弱的一组对成本加成具有轻微的负向作用,而在市场竞争较强的一组具有显著的正向作用,证实了行业成本加成受市场竞争程度的影响;而在分组样本中,其他变量的回归系数与整个样本具有类似的结论。针对本文的回归结果,本文认为,中国制造行业存在普遍较强的市场竞争,削弱了进口贸易竞争对国内行业企业的价格效应,而强化了其成本效应。

注释:

①合适的工具变量应该与企业的要素投入相关,而与生产率不相关。Harrison 采用名义汇率、能源价格、部门的真实工资和企业的负债报告作为工具变量。

参考文献：

- [1]朱钟棣,李小平.中国工业行业资本形成、全要素生产率变动及其趋异化:基于分行业面板数据的研究[J].世界经济,2005,(9):51—62.
- [2]盛斌.中国对外贸易政策的政治经济分析[M].上海:上海人民出版社,2002.
- [3]Konings Jozef, Vandenbussche Hylke. Does antidumping protection raise market power? Evidence from firm level data[D]. CEPR Discussion Paper 3571, 2002.
- [4]Krishna Pravin, Mitra Devashish.Trade liberalization, market discipline and productivity growth: New evidence from India[J]. Journal of Development Economics, 1998,5: 447—462.
- [5]Hersch Philip, Kemme, David, Bhandari Jagdeep. Competition in transition economies: Determinants of price-cost margins in private sector manufacturing in Eastern Europe[J].Southern Economic Journal,1994,61:356—366.
- [6]Harrison Ann E. Productivity, imperfect competition and trade reform[J].Journal of International Economics,1994,36:53—73.
- [7]Hall Robert E.The relation between price and marginal cost in U.S. industry[J]. Journal of Political Economy,1988,96:921—947.
- [8]Espositol, Espositof F. Foreign competition and domestic industry profitability[J]. Review of Economics and Statistics ,1971,53:343—353.
- [9]Pagoulateos E, Sorenson R. International trade, international investment and industrial profitability of US manufacturing[J]. Southern Economic Journal , 1976,42:425—434.

Trade Openness, Imperfect Competition and Price-cost Margins: An Empirical Study Based on the Panel Data of China's Manufacturing Industries

SUN Hui-huang, LAN Yi-sheng

(School of International Business Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This paper evaluates the impact of trade openness on price-cost margins using a panel dataset of manufacturing industries in China. The panel regressions find that both international trade and market competition are the important determinant factors of price-cost margins. Imports have positive effects on price-cost margins in highly competitively industries, while have the passive effects in lowly competitively industries. Exports have positive effects on price-cost margins.

Key words: import competition; cost effect; price effect; market competition

(责任编辑 周一叶)