

中国出口企业议价能力测度

——基于中国工业品出口的双边随机边界分析

张欣^{1,2} 孙刚¹

(1. 东北财经大学金融学院, 辽宁大连 116025; 2. 辽宁对外经贸学院
国际商品交易分析与模拟实验室, 辽宁大连 116052)

摘要: 本文运用双边随机边界模型, 对信息不对称条件下我国工业品出口企业的议价能力进行了实证分析。研究表明, 谈判议价对于最终出口价格的形成具有重要影响; 我国的出口商在与国外进口商的谈判议价过程中处于劣势, 最终形成的出口价格低于基准价格; 产业集中度的提高能够在一定程度上提升出口议价能力。因此, 相关部门应构建出口信息平台, 为出口企业提供全方位的信息服务, 鼓励出口企业通过集体议价的方式与进口商进行谈判, 同时进一步提升我国工业行业的产业集中度。

关键词: 出口定价; 信息不对称; 双边随机边界分析; 议价能力; 产业集中度

中图分类号: F752.62 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2013)03-0051-08

一、引言

我国出口贸易经过多年发展, 取得了显著的成绩: 出口规模自 2009 年以来, 一直位居世界第一位; 出口结构不断优化, 与发达国家之间的出口相似度逐渐提高; 出口商品技术水平以及技术复杂度不断攀升。然而困扰我国出口企业多年的出口价格偏低问题, 一直未能得到有效解决。我国的出口价格不仅无法与经济发达的 OECD 国家相比, 甚至与菲律宾、印度尼西亚等发展中国家相比也显著偏低^[1]。出口价格关系到出口企业要素收入的多寡, 长期以来的低价竞销严重压缩了出口企业的利润。据商务部测算, 2010 年我国出口企业的平均利润率仅为 1.77%, 2011 年则进一步降至 1.44%^①。可以预见, 随着我国劳动力成本低的优势逐渐丧失, 出口企业的利润率将进一步下滑, 最终将影响我国对外贸易的发展。因此, 研究如何提升我国出口企业的定价能力, 对于改善出口企业经营效益, 实现我国对外贸易持续、健康、稳定的发展, 具有重要的现实意义。

收稿日期: 2013-01-07

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“‘十二五’时期宏观经济运行动态监测分析研究”(10zd&010); 辽宁对外经贸学院国际商品交易分析与模拟辽宁省教育厅重点实验室课题“汇率波动、出口商品价格与贸易结构调整——基于汇率不完全传递和行业异质性视角”(2013LBGJSY002); 辽宁对外经贸学院优秀人才培养计划(2012XJYQ04)

作者简介: 张欣(1984—), 男, 河北香河人, 东北财经大学金融学院博士生, 辽宁对外经贸学院国际商品交易分析与模拟实验室讲师;

孙刚(1953—), 男, 吉林长春人, 东北财经大学金融学院教授, 博士生导师。

出口定价问题一直以来就是国际经济学研究的重点。Krugman 认为,由于市场分割的存在,出口商可以针对不同出口市场采取不同的定价策略,以控制出口商品在销售地的价格,即“依市定价”(pricing to market)^[2]。近年来,随着我国贸易统计数据可获得性的提高,国内学者开始关注我国出口企业的定价问题。马淑琴和鲍观明、汪琳和刘海云、陈望远等从细分商品层面分别对我国不同行业的出口定价能力进行了研究^{[3][4][5]}。上述文献在分析时往往暗含了“市场信息完全”这一假定,然而实际的出口市场却具有显著的信息不对称特征。Qiu 发现出口国政府往往对本国所有出口企业制定统一的政策,而不是根据不同出口企业的特点制定差异化政策,以避免国外的竞争对手侦测出本国出口企业的成本信息^[6]。俞剑平和付康萍认为我国的纺织品出口中存在严重的信息不对称问题,由于我国出口企业对国际市场需求、贸易壁垒、营销渠道等信息缺乏了解,削弱了纺织品出口的竞争力^[7]。何大安认为在信息不对称的背景下,出口商很难准确把握交易伙伴未来的行为决策和其他环境因素的变化,从而影响其依市定价的决策^[8]。出口市场的信息不对称性使得进出口企业可以利用自己的议价能力影响最终的出口价格,而议价能力的大小在很大程度上取决于掌握信息的程度。

针对如何提升我国出口企业的议价能力,许多学者提出了自己的看法。其中一个重要的观点是,产业集中度的提高有助于提升出口企业的议价能力。赵小钊和沈小静认为我国采矿业和钢铁行业的产业集中度较低,严重影响了我国在铁矿石市场上的谈判议价能力,因此建议钢铁行业组建大型钢铁集团^[9]。杨明强认为国内出口商由于平均规模较小,在谈判能力方面很难与国际大集团对抗,因此失去了定价权^[10]。左力和于涛对德州市出口企业的调查分析表明,小企业的议价能力要弱于大企业,建议地方政府引导企业向规模化、集中化转型^[11]。然而,上述研究大多停留在定性分析层面,研究结论尚缺乏有效的实证支持。

本文在已有文献的基础上,从以下方面进行拓展:(1)通过构建信息不对称条件下进出口商的议价模型,分析出口价格的形成机理,为后续研究奠定理论基础;(2)运用双边随机边界分析法对出口商和进口商的议价能力进行测度,为相关领域的研究提供更为充实的经验证据;(3)对产业集中度与出口议价能力之间的关系进行定量分析,为已有的定性研究提供实证支持。

二、信息不对称条件下的议价机制

本文通过如下模型描述信息不对称条件下进出口商的议价行为。假定出口商品价格由出口商和进口商通过谈判的方式确定,双方都试图使自身利益最大化^②。如果出口商和进口商都能够无代价地获得充足的信息,双方将在价格 P^* 处达到均衡, P^* 为出口商的供给曲线 S 与进口商的需求曲线 D 的交点,对应的商品数量为 Q^* 。但是在现实条件下,出口商和进口商各自具备信息优势:出口商对于自己生产的产品,如生产成本、质量、技术含量等掌握更多的信息;进口商则对本国的需求情况比较了解,双方都尽力利用自身的信息优势在谈判中争取更多利益。比如,进口商在谈判中会努力使出口商相信其出口商品面临的需求曲线位于 D_1 , 低于实际的需求曲线 D , 从而使实际出口价格 P_1 低于均衡价格 P^* 。尽管这种策略以牺牲进口数量为代价(实际成交的商品数量 Q_1 低于均衡值 Q^*),但如果该商品的出口商众多,那么进口商就可以对每一个出口商都运用上述方法,从而获得满足自身利润最大化的产品数量。同样,出口商在谈判中会为自己的产品“虚构”一个高于实际的供给曲线 S_1 , 从而获得高于均衡价格 P^* 的出口价格 P_2 。

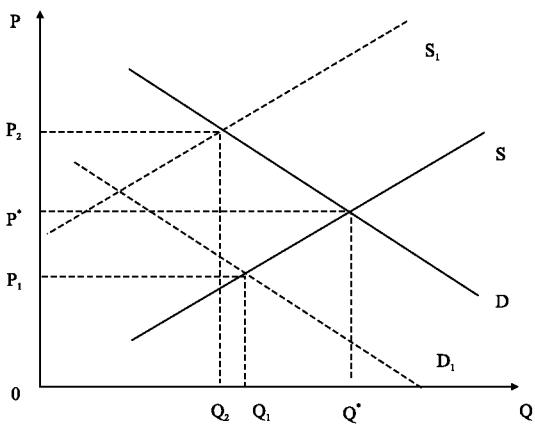


图1 信息不对称条件下的出口议价模型

通过上述模型的分析可以发现,要想在谈判中占据主动必须满足两点:其一,掌握比对手更多的

信息,只有这样才能成功地“欺骗”对手,从而使实际成交的价格更有利于自己;其二,能够在市场中找到足够多的交易对手,只有这样才能保证利润最大化所需的商品数量。如果某一行业由少数几个大厂商主导,即具备较高的产业集中度,则很容易满足上述两个条件:首先,大厂商具备更强的信息搜集倾向和能力。信息搜集需要支付成本,对于小厂商而言,由于交易量较少,信息产生的收入往往无法弥补其搜集成本,而同样的信息对于大厂商而言往往意味着更多收益,因此大厂商更加注重信息搜集。其次,由于该行业的商品出口由少数几个大厂商把持,进口商如果采用模型中的议价策略将难以找到足够多的交易对手来保证进口数量,因此在谈判过程中也会有所顾忌。基于上述分析,本文构建计量模型对我国出口企业的议价能力进行测度,并进一步验证“产业集中度高的行业具备更强的议价能力”这一命题。

三、实证分析

(一) 计量模型的建立

通过上文的理论分析,在一个典型的出口市场中,进出口双方最终接受的价格可以表示为如下形式:

$$P = \eta \bar{P} + (1 - \eta) \underline{P} \quad (1)$$

其中, \bar{P} 为进口商愿意支付的最高价格, \underline{P} 为出口商能够接受的最低价格, $\eta \in [0, 1]$ 用于衡量出口商的议价能力。本文进一步假设市场中某种出口商品的基准价格为 $\mu(x)$, 这一价格由该种出口商品的个体特征,如生产成本、质量以及市场需求等因素决定。尽管无法实际观测到,但是可以确定 $\underline{P} \leq \mu(x) \leq \bar{P}$ 。因此 $\mu(x) - \underline{P}$ 代表在谈判议价过程中出口商的预期剩余, $\bar{P} - \mu(x)$ 代表进口商的预期剩余,至于哪一方能够攫取更多剩余取决于各自的议价能力。可以将式(1)重新表述为:

$$P = \mu(x) + \eta [P - \mu(x)] - (1 - \eta) [\mu(x) - \underline{P}] \quad (2)$$

定价方程(2)由三部分组成:第一部分 $\mu(x)$ 表示在给定出口商品个体特征情况下的基准出口价格;第二部分 $\eta [P - \mu(x)]$ 体现了出口商通过谈判议价所获得的剩余;第三部分 $(1 - \eta) [\mu(x) - \underline{P}]$ 是进口商通过议价获得的剩余。出口商与进口商剩余之差即净剩余为 $\eta [P - \mu(x)] - (1 - \eta) [\mu(x) - \underline{P}]$,可以用于描述谈判议价的净效应。

由于出口商的议价能力对于出口价格的形成具有正效应,而进口商的议价能力具有负效应,因此议价能力对于最终出口价格的影响是双边的,可以将模型(2)改写为如下的双边随机边界形式:

$$P_i = \mu(x_i) + \xi_i, \xi_i = w_i - u_i + v_i \quad (3)$$

其中 $\mu(x_i) = x_i' \delta$, x_i 为样本中出口商品的个体特征变量, δ 为待估参数向量; $w_i = \eta [P - \mu(x)] \geq 0$, 描述了出口商通过掠夺进口商预期剩余以提高其出口商品价格的能力; $u_i = (1 - \eta) [\mu(x) - \underline{P}] \geq 0$, 体现了进口商通过掠夺出口商预期剩余以降低出口价格的能力; v_i 为传统意义上的随机干扰项。

由模型(3)的设定可知 v_i 作为传统意义上的随机干扰项,需要满足正态性假设,即 $v_i \sim i. i. d. N(0, \sigma_v^2)$; 干扰项 w_i 和 u_i 都具有单边分布的特征,为简化起见本文假设二者服从指数分布,即 $w_i \sim i. i. d. \text{Exp}(\sigma_w, \sigma_w^2)$, $u_i \sim i. i. d. \text{Exp}(\sigma_u, \sigma_u^2)$ 。同时本文假设上述三个随机干扰项之间相互独立,而且均独立于个体特征 x_i 。在满足上述假定条件下,运用传统的 OLS 估计法能够得到待估参数向量 δ 无偏且一致的估计量。但是由于干扰项 w_i 和 u_i 的分布是单边的,无法保证模型(3)的随机干扰项 ξ_i 满足正态性假设,在这种情况下得到的模型截距项的估计量是有偏的。但本文研究的重点并非 δ ,而是随机干扰项中体现进出口商所获剩余的 w_i 和 u_i 。基于上述理由,本文采用极大似然估计法(MLE)对模型(3)进行估计。复合干扰项 ξ_i 的概率密度函数为:

$$f(\xi_i) = \frac{\exp\{-\alpha_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(\beta_i) + \frac{\exp\{-a_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \int_{-b_i}^{\infty} \phi(z) dz = \frac{\exp\{-\alpha_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(\beta_i) + \frac{\exp\{-a_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(b_i) \quad (4)$$

$$\text{其中 } a_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\xi_i}{\sigma_w}; b_i = \frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}; \alpha_i = \frac{\xi_i}{\sigma_u} + \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}; \beta_i = -\left(\frac{\xi_i}{\sigma_v} + \frac{\sigma_v}{\sigma_u}\right).$$

对于一个包含了 n 个观测值的样本而言,其对数似然函数可表述为:

$$\text{Ln}L(x; \theta) = -n \ln(\sigma_u + \sigma_w) + \sum_{i=1}^n \ln[e^{\alpha_i} \Phi(\beta_i) + e^{\alpha_i} \Phi(b_i)] \quad (5)$$

其中 $\theta = \{\delta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_w\}^T$ 。通过反复迭代使上述对数似然函数值最大化,就可以获得所有参数的极大似然估计值。进一步,可以得到 w_i 和 u_i 的条件分布和条件期望表达式^[12]。由于 σ_w 和 σ_u 在对数似然函数(5)中是分开存在的, σ_w 只存在于 a_i 和 b_i , σ_u 只存在于 α_i 和 β_i , 因此模型中三个随机干扰项均是可识别的。通过将随机干扰项分解为 w_i 、 u_i 和 v_i 三部分,使本文在后续分析中无需事先假设出口商和进口商的议价能力,完全依据估计结果进行分析,这是本文研究方法的优势所在。

(二) 指标与数据

本文采用细分工业品出口价格($\ln\text{exprice}$)作为因变量,数据来源于国泰安工业行业统计数据库,按照出口价格=出口金额/出口数量计算得出。结合上文分析,本文选择如下变量用于衡量式(2)中的基准价格 $\mu(x)$ 。

1. 汇率(exr)。由于模型中其他变量均为名义变量,因此本文选择各种工业品的名义有效汇率来反映人民币汇率变动情况。鉴于2005年以来美国、欧盟、日本、韩国是我国主要的出口贸易国,所以名义有效汇率以各种工业品对上述国家(地区)的出口贸易额作为权重,采用间接标价法,相关数据来源于《中国海关统计月报》以及IMF的《国际金融统计年鉴》。部分月份由于相关数据缺失,以国际清算银行(BIS)公布的人民币名义有效汇率加以补充。汇率变动对出口价格的影响取决于不同出口商的“依市定价”能力,因此系数符号方向不确定。

2. 出口商生产成本(ppi)。借鉴汪琳和刘海云的研究思路,本文使用以2005年8月为基期的工业品出厂价格指数来衡量商品生产成本^[4]。考虑到同一行业内生产成本变动趋势很相近,本文对属于同一行业的工业品采用相同的 ppi 指数,相关数据来源于中经网统计数据库。由于本文假定出口商采用成本加成的策略进行定价,生产成本的增加将提升出口价格,系数符号预期为正。

3. 出口商品质量(quality)。商品的质量往往与其技术含量正相关,因此本文参考李秀芳和施炳展的研究思路,利用每种工业品所属行业增加值除以行业从业人员总数来衡量该行业内商品的质量^[13],相关数据来源于中经网统计数据库。理论上更高的产品质量意味着更多的市场需求,从而出口商更容易提升出口价格,因此系数符号预期为正。

4. 世界同类商品价格($\ln\text{imprice}$)。由于各国工业品分类方法不尽相同,而且考虑到实际数据的可得性,本文采用我国进口商品价格作为世界同类商品价格的替代变量^③,按照进口价格=进口金额/进口数量计算得出,相关数据来源于国泰安工业行业统计数据库。由于同类商品之间存在相似性,其价格水平往往表现出较强的正相关性,因此系数符号预期为正。

2005年7月21日我国汇率形成机制改革后人民币汇率才开始出现较大幅度的升值,而且数据库中可获得的最新数据截止到2010年10月份,因此本文采用2005年8月至2010年10月间的月度数据。为了保证计量结果的准确性,本文对原始数据做了如下处理:(1)删除了统计数据(包括出口金额、出口数量等)存在缺漏值的样本;(2)删除了统计有错误(如出口价格非正数)的样本;(3)为保证面板数据的平衡性,删除了统计时间不连续的样本^④;(4)由于各类商品进出口价格相差较大,为了消除异方差和离群值的影响,本文首先对商品进出口价格取对数,然后分别在1%和99%分位点上进行缩尾处理。经过上述处理后,实际用于计量分析的样本包含了21个大类101种工业产品。样本共包含6363个观测值。

所有变量的统计性描述如表1所示。

(三) 模型估计结果

本文采用双边随机边界分析方法对出口商和进口商的议价能力进行了分析,为了检验回归结果的稳健性,本文同时给出了其他研究方法的估计结果,如表2所示。表2中模型1采用混合OLS估计,模型2~4均采用基于双边随机边界方法的MLE估计。其中模型2假定 $\ln\sigma_w = \ln\sigma_v = 0$,即假设只

表 1 变量的统计性描述

变量	均值	标准差	最小值	p25	p50	p75	最大值
lnexprice	1.76	2.89	-5.40	0.25	1.34	2.84	8.96
exr	95.03	5.92	87.43	89.96	91.42	99.85	107.96
ppi	105.91	11.49	81.79	100.14	103.13	108.89	167.38
quality	1.20	0.48	0.35	0.89	1.12	1.42	3.24
lnimprice	2.69	2.82	-4.40	0.68	2.44	4.21	9.78

注: p25、p50 和 p75 分别代表 25%、50% 和 75% 分位点上的统计量, 下同。

表 2 议价能力模型估计结果

变量	OLS 估计		双边随机边界方法的 MLE 估计	
	模型 1	模型 2 ($\ln\sigma_w = \ln\sigma_v = 0$)	模型 3	模型 4
exr	-0.015*** (-6.14)	-0.018*** (-20.07)	-0.007*** (-3.83)	-0.011** (-3.04)
ppi	0.017*** (-12.55)	0.015*** (-17.64)	0.011*** (-10.99)	0.013*** (-12.76)
quality	0.689*** (-21.31)	0.618*** (-67.44)	0.396*** (-15.50)	0.407*** (-15.67)
lnimprice	0.904*** (-180.29)	0.912*** (-519.83)	0.951*** (-234.99)	0.949*** (-236.37)
Constant	-1.843*** (-7.41)	-1.148*** (-8.85)	-0.987*** (-5.31)	-2.676*** (-7.73)
Year dummies	—	—	—	控制
adj-R ²	0.855	—	—	—
Log likelihood	—	-9 543.5	-9 054.9	-9 008.2
LR(chi2)	—	—	977.08	1 070.52
LR p-value	—	—	0.000 0	0.000 0

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著, 括号内为 t 统计量。

存在一个随机干扰项^⑥。模型 3 假设随机干扰项为双边随机边界形式, 模型 4 则在模型 3 的基础上加入年度虚拟变量, 即控制了时间效应。通过比较各模型的对数似然函数值(Log likelihood)可以发现, 模型 4 的数值最大, 因此拟合效果最好。似然比检验的结果表明, 模型 3 和模型 4 的估计系数均在 1% 显著性水平下异于模型 2, 因此本文假设随机干扰项为双边随机边界形式是合理的。综合以上理由, 本文后续分析主要基于模型 4 的估计结果展开。

估计结果显示: 当期人民币汇率升值会使以本币表示的出口价格下降, 因此可以初步认为我国出口企业缺乏“依市定价”的能力。与此同时, 出口商生产成本(ppi)、出口商品质量(quality)以及世界同类商品价格(lnimprice)的提高会提升出口价格, 与本文的预期一致。

(四) 方差分解

表 3 报告了出口商和进口商的议价能力对于出口商品价格的影响。本文发现, 出口商在讨价还

表 3 议价能力对出口商品价格的影响程度分析

	符号	变量含义	测度系数
议价机制	σ_v	随机误差项	0.382 3
	σ_w	出口商议价能力	0.303 9
	σ_u	进口商议价能力	1.017 7
方差分解	$\sigma_v^2 + \sigma_w^2 + \sigma_u^2$	随机项总方差	1.274 3
	$(\sigma_w^2 + \sigma_u^2) / (\sigma_v^2 + \sigma_w^2 + \sigma_u^2)$	总方差中议价因素所占比重	0.885 3
	$\sigma_w^2 / (\sigma_w^2 + \sigma_u^2)$	出口商议价能力影响比重	0.081 9
	$\sigma_u^2 / (\sigma_w^2 + \sigma_u^2)$	进口商议价能力影响比重	0.918 1

价的过程中处于明显的劣势, $E(w-u) = \sigma_w - \sigma_u = -0.7138$, 因此双方议价的结果倾向于形成一个比基准价格更低的价格。同时, 随机干扰项总方差 $\sigma_v^2 + \sigma_w^2 + \sigma_u^2$ 为 1.2743, 而其中 88.53% 是由双方议价因素决定的。进口商对双方讨价还价的影响程度达到 91.81%, 占据绝对的优势; 而出口商的影响力量仅占到 8.19%。这表明我国的出口商在出口商品定价中丧失了大部分话语权, 出口价格的形成更大程度上取决于进口商。

(五) 进口商剩余和出口商剩余的估计

为了分析出口商和进口商在议价过程中各自获得的剩余以及二者的净剩余, 本文进一步估计了双方的单边效应, 即出口商和进口商各自获得的剩余相对于基准价格变动的百分比。表 4 呈现了针对全体样本的估计结果。平均而言, 进口商能够通过谈判使出口商品价格低于其基准价格 50.53%, 而出口商仅能使出口价格上升 23.29%。换言之, 由于出口商和进口商议价能力的差异使得出口商品的实际价格比基准价格降低了 27.24%。

表 4 的后三列更为细致地呈现了不同分位点上进出口商剩余的分布特征。结果表明, 尽管在所列表的三个分位点上出口商在议价过程中均处于劣势, 但是净剩余的变化呈现出较大差异。在 75% 分位点上, 出口价格仅比基准价格下降了 4.62%, 这表明仍有少部分出口商具备较强的议价能力, 在讨价还价过程中与进口商“势均力敌”。但是从统计结果来看, 大部分出口商在与进口商的议价中处于劣势, 25% 分位点的统计数据表明大约 1/4 的出口商品价格甚至被进口商压低到基准价格的 50% 以下。

表 4 出口商和进口商获得的总剩余 (%)

变量	平均值	标准差	p25	p50	p75
出口商: $\hat{E}(1 - e^{-w} \epsilon)$	23.29	7.83	18.97	19.92	24.26
进口商: $\hat{E}(e^{-u} - e^{-w} \epsilon)$	50.53	24.17	28.88	43.85	71.16
净剩余: $\hat{E}(e^{-u} - e^{-w} \epsilon)$	-27.24	29.55	-52.19	-23.93	-4.62

图 2 更为直观地呈现了进口商、出口商以及二者净剩余的分布特征。由图 2 可知, 出口商剩余呈现明显的向右拖尾特征, 进口商剩余的分布相对而言比较平均, 这意味着只有少数出口商的议价能力处于绝对强势地位, 而进口商的议价能力相对比较均衡。由净剩余的分布特征可以看出, 并非所有出口商在与进口商的谈判中都处于下风。从频数分布图可以看出, 大约 20% 出口商品的净剩余大于零, 这意味着当前我国在部分出口商品的定价上占据主动, 能够利用这种能力使实际出口价格高于基准水平。但同时也意味着, 80% 的出口商品缺乏定价权, 因此被迫接受了低于基准水平的不合理价格。整体而言, 本文的分析表明在出口谈判中, 进口商具备更强的议价能力, 并最终依靠这种能力压低了我国商品的实际出口价格。

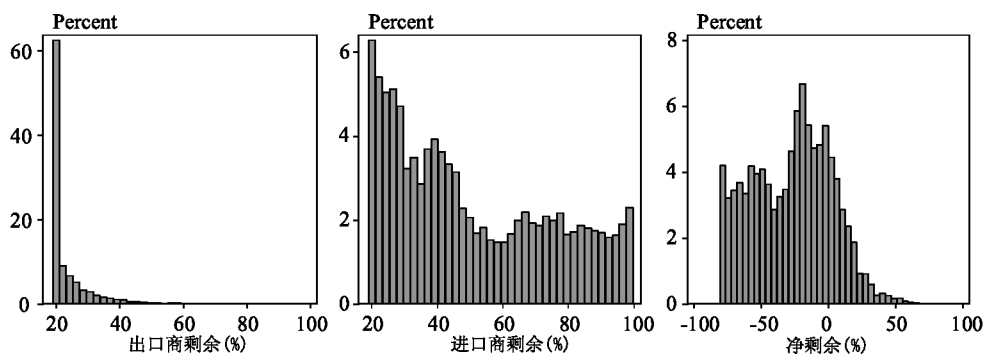


图 2 出口商、进口商剩余以及净剩余的频数分布

为了进一步研究出口商议价能力随时间变化的趋势, 本文统计了出口商和进口商剩余的年度分布特征, 如表 5 所示。2005~2010 年出口商获得的剩余一直在 23% 左右, 进口商剩余则大致在 50%

左右,进口商长期获得 27%左右的净剩余,即我国出口商品价格长期低于其合理水平。这意味着我国出口企业的议价能力并未得到显著提升,企业承担了生产成本的大部分上涨。从这个角度讲,我国出口商品低价问题更多地应归因于“出口定价权”的缺失,这与李秀芳和施炳展的结论相同^[13]。

表 5 出口商和进口商剩余的年度分布特征(%)

年份	出口商剩余	进口商剩余	净剩余
2005	22.90	50.21	-27.31
2006	23.21	50.42	-27.21
2007	23.09	50.18	-27.09
2008	23.40	50.82	-27.42
2009	23.46	51.54	-28.08
2010	23.49	49.67	-26.18

(六)产业集中度对进出口商获得剩余的影响

在前文的理论分析中,本文提出了“产业集中度高的行业具备更强的议价能力”这一命题,而且实证分析的结果也表明,不同出口商之间的议价能力确实存在较大差别。为了验证这一命题,本文从各行业的产业集中度入手对实证结果进行分组统计。

目前学术界主要以行业内规模最大的 n 家企业的市场占有率(简称 CRn)来衡量一个行业的产业集中度。鉴于数据的可得性,本文以行业销售额前十名企业的市场占有率(CR10)来衡量该行业的产业集中度^⑥。以 CR10 的中位数作为分类标准,将样本内 21 个工业行业划分为“产业集中度低”和“产业集中度高”两组。

表 6 列示了按产业集中度分类的出口商剩余、进口商剩余以及净剩余的统计结果。可以看出,产业集中度对于进出口商的议价能力确实能够产生一定影响:产业集中度高的行业出口商获得的剩余有微弱的提升,而进口商获得的剩余则出现了明显的下降,净剩余提高了将近 3 个百分点。但是二者的净剩余均为负值,即都被迫接受了低于基准水平的出口价格。这意味着产业集中度高的行业在与进口商的议价过程中确实能够占据一定程度的优势,但由于当前我国工业行业的产业集中度普遍偏低^⑥,尚不足以扭转我国出口企业在谈判议价中的被动地位。

表 6 产业集中度对进出口商获得剩余的影响(%)

	出口商剩余	进口商剩余	净剩余
产业集中度低的行业	23.16	52.17	-29.01
产业集中度高的行业	23.38	49.41	-26.02

四、结论与政策建议

本文运用双边随机边界模型对我国工业品出口双方的谈判议价能力进行了实证分析,研究结果表明,谈判议价对于最终出口价格的形成具有重要影响;我国的出口商在与国外进口商的谈判议价过程中处于劣势,最终形成的出口价格低于基准价格;2005~2010 年间我国出口商的议价能力并未得到显著改善,出口定价权的缺失导致了我国出口商品的低价问题;产业集中度高的行业能够在议价中占据一定的优势,但其出口价格同样低于基准水平。基于以上结论,本文认为提升我国出口企业的议价能力应从以下几个方面入手:

一是构建出口信息平台,为出口企业提供全方位的信息服务。出口企业的议价能力与其掌握的信息密切相关,如果出口企业对于国际市场需求、营销渠道等信息知之甚少,很容易在谈判中陷入被动。而企业由于自身力量有限,很难保证信息的准确性。因此,相关政府部门有必要加大信息化建设投入,为企业搭建全方位信息平台,为出口商搜集信息提供便利。通过对世界市场的经济监测与出口预警,使出口商能够了解当前国际市场的最新动态,化被动为主动,扭转谈判议价中的不利地位。

二是鼓励出口企业通过集体议价的方式与进口商展开谈判。通过建立集体议价机制,可以使行

业内所有出口企业用“一个声音说话”，避免被进口商“各个击破”。另外，小厂商往往由于搜集信息的边际成本高于其边际收益而放弃对信息的搜集，导致在谈判中陷入被动。建立集体议价联盟，可以由所有参与企业共同完成信息搜集工作，通过联盟内部的信息共享，降低单个厂商搜集信息的边际成本，改善出口企业信息不对称的地位。

三要进一步提高产业集中度。理论和实证分析的结果均表明，产业集中度的提高有助于提升出口议价能力。相关政府部门应转变过去依赖低层次扩张的产业发展思路，不断促进出口企业的规模效应整合。通过培育具备国际竞争力的大企业，提高产业集中度，逐步改变我国出口企业在国际市场中价格接受者的地位。

注释：

① 详见新华网 http://news.xinhuanet.com/politics/2011-04/26/c_121348663.htm。

② 部分学者认为厂商在谈判过程中并非完全追求自利和利润最大化，例如何大安指出厂商在谈判时通常会考虑“对方适度利润空间”，即存在利他、互惠和公平的决策动机^[8]。为了使模型简化，本文仍然假设厂商符合传统经济学“理性经济人”的特征。

③ 由于进口价格中包含了关税、运费等其他成本，因此本文选取的代理变量高估了世界同类商品的实际价格，相应的估计系数存在一定程度的向下偏误，但是不会对系数符号及模型其他估计结果产生实质性影响。

④ 由于原始数据中普遍缺失 2007 年 1 月数据，因此本文采用 2006 年 12 月和 2007 年 2 月的均值将其补全，然后删除了其他时点上存在缺漏值的样本数据。

⑤ 为了保证 σ_v 、 σ_u 和 σ_w 的估计值为正数，本文在估计过程中采用上述三个参数的对数形式，并将估计结果指数化，得到相应参数的原始估计值。

⑥ 美国学者贝恩和日本学者植草益都建议以 CR8 作为衡量指标，但工业行业统计数据库中只能够获得行业内前十名企业的销售收入总额。另外，2005 年以后该指标不再统计。因此，本文只能以各行业 2005 年的产业集中度作为分类指标，这意味着本文假定产业集中程度在样本区间内未发生根本变化。

⑦ 植草益认为 CR8 > 40% 的行业属于寡占型行业，否则属于竞争型行业，而根据统计我国大多数工业行业的 CR10 指标尚未达到 40%。

参考文献：

- [1] 殷秀玲. 中国出口低价策略: 优势还是风险? [J]. 现代财经, 2011, (5): 87—91.
- [2] Krugman, P. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes[Z]. NBER Working Paper, No. 1926, 1986.
- [3] 马淑琴, 鲍观明. 汇率传递机制下出口商品策略定价能力研究——来自浙江的经验数据[J]. 国际贸易问题, 2010, (5): 111—119.
- [4] 汪琳, 刘海云. 我国出口企业依市定价能力研究——基于典型行业层面的数据[J]. 当代财经, 2012, (7): 89—97.
- [5] 陈望远, 李仲飞, 蔡武. 汇率传递与出口商品策略定价能力研究——基于面板随机系数模型的分析[J]. 中国经济问题, 2012, (3): 69—79.
- [6] Qiu, L. D. Optimal Strategic Trade Policy under Asymmetric Information[J]. Journal of International Economics, 1994, (36): 333—354.
- [7] 俞剑平, 付康萍. 我国纺织品出口信息不对称问题探析[J]. 对外经贸实务, 2005, (1): 28—30.
- [8] 何大安. 汇率传递效应与厂商决策行为——基于人民币升值背景下出口产品定价的理论分析[J]. 学术月刊, 2012, (4): 65—72.
- [9] 赵小钊, 沈小静. 铁矿石涨价对我国钢铁产业的影响及对策分析[J]. 中国流通经济, 2008, (10): 32—35.
- [10] 杨明强. 后危机时代我国外贸出口的障碍因素分析[J]. 江苏商论, 2010, (7): 83—85.
- [11] 左力, 于涛. 基于截面数据的区域内产业集中度与出口波动关系研究——以德州市为例[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2011, (1): 99—105.
- [12] Kumbhakar, S. C., Parmeter, C. F. The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates[J]. Journal of Productivity Analysis, 2009, (31): 1—14.
- [13] 李秀芳, 施炳展. 出口企业竞争强度是中国出口低价格的主要因素吗[J]. 世界经济研究, 2012, (2): 39—44.

(责任编辑: 易会文)