

中国债券拍卖市场的非对称性研究

——基于结构方法的拍卖计量分析

夏晓华 李进一 王美今*

摘要: 本文通过扩展 Amantier和 Sbai提出的约束策略均衡,弥补了现有文献不能利用混合式拍卖数据的不足;基于拍卖计量分析方法,本文对中国债券拍卖市场的非对称性和投资者需求策略差异做了实证研究。我们发现:中国债券投资者存在明显的非对称性,小投资者的需求策略可以用线性均衡来近似,中等投资者和大投资者的需求策略与价格之间存在显著的非线性关系,大投资者是债券拍卖市场势力的主要来源。反事实分析表明,荷兰式拍卖有最高的理论收益,拍卖方式对不同投资者头寸的影响存在差异。数值模拟研究建议债券发行方引入更多小投资者;而此时投资者则应该适度调低报价,以减少“赢者诅咒”。

关键词: 债券拍卖 结构计量方法 模拟矩

一、引言

基于结构计量 (structural econometrics) 方法的拍卖实证分析是微观计量研究最前沿和最活跃的领域之一。拍卖计量的新近发展推动了博弈论与计量分析的有机结合,实现了从博弈模型到实证方法的“无缝 (seamless) 衔接” (Paarsch and Hong 2006), 使计量分析与博弈模型的约束假设统一起来 (Ferber et al, 2004), 为实证研究找到了更为可信的理论基础。

Hendricks和 Porter(1988)最早开始对拍卖计量理论的研究。早期研究文献关注单件不可分物品在不同拍卖环境下的估计差异。Donald和 Paarsch(1993-1996), Laffont Ossard和 Vuong(1995)以及 Donald和 Paarsch(2000)研究了第一价格密封拍卖的估计方法问题; Paarsch(1997)对第二价格拍卖的结构计量方法做了研究。Guerra Perrigne和 Vuong(2000), Li Perrigne和 Vuong(2002)以及 Hendricks Pinkse和 Porter(2003)分别研究了不同价值假设下的计量方法差异。多单位可分物品(如债券)拍卖和非对称假设下的估计方法是这一研究领域的两个发展方向。Brendstrup和 Paarsch(2004)研究了一类非对称假设下的拍卖模型识别问题; Hortacsu(2002)对债券拍卖中的结构计量方法做了尝试; Ferber等(2004)对 Wilson(1979)模型的结构计量方法做了研究; Amantier和 Sbai(2006)(简称 A-S)基于 Wang和 Zender(2002)模型,研究了非对称性假设下的估计问题。

与多数现有文献比较,非对称性假设下的债券拍卖计量分析可以为理解我国债券拍卖市场提供更多的解释能力。首先,拍卖模型的对称均衡可以视为非对称均衡的特例,债券拍卖的非对称研究捕捉了更多的经济信息;其次,如果忽视现实存在的非对称性将导致研究结论出现大的偏差(Krishna 2002);再次,我国债券投资者在资产规模、盈利能力和投资偏好上存在巨大差异,这些都可能成为债券拍卖市场中的非对称性来源^①。

在非对称假设下,博弈模型无法获得 Bayes-Nash均衡的一般解。我们采用 Amantier Florens和

* 夏晓华, 北京大学经济学院, 邮政编码: 100871, 电子信箱: xxhdyx77@163.com; 李进一, 暨南大学管理学院, 邮政编码: 510632; 王美今, 中山大学岭南学院, 邮政编码: 510275。

①以资产规模为例,我国债券拍卖投资者包含资产规模从15亿元到7500亿元的近百家机构投资者(以2006年年底为资产比较时点)。

Richard(2007)提出的约束策略均衡 (Constrained Strategic Equilibrium, CSE)来逼近 Bayes-Nash均衡。本文将考察中国债券拍卖市场中的如下问题: 债券拍卖市场投资者个体性质的差异; 不同拍卖方式在收益表现上的差异; 过往债券发行方式的优劣比较等。

区别于已有文献, 本文的边际贡献包括: 将 Alvarez Mazon和 Cerda(2003)的理论模型运用于拍卖计量分析中, 推广了 Amantier和 Sbaï(2006)的计量分析方法, 使债券拍卖的非对称性研究可以利用包含荷兰式拍卖、美国式拍卖和混合式拍卖的所有数据; 我们对债券拍卖投资者做了更细致的分类, 有利于更深入研究不同类型投资者的差异, 而拍卖理论中不同类型参与者的分布细化是近期研究的新方向 (Brendstrup and Paarsch 2003)。研究结果表明, 这一分类的细化符合中国现实。本文的余下部分这样安排: 第二部分是理论模型与估计方法; 第三部分是数据处理及估计; 第四部分是估计结果的运用; 第五部分是本文的结论。

二、均衡模型与估计方法

(一)基本模型

本文模型得益于 Wang和 Zender(2002), Alvarez Mazon和 Cerda(2003)以及 Amantier和 Sbaï(2006, 2007)。假设债券发行机构向 $N(N > 2)$ 个投资者拍卖发行债券, 所有投资者最大化自己事前的预期效用, 通过竞争性投标获得的债券数量为随机变量 $Q \in \Theta_Q$, 对应的概率分布函数为 $G(Q)$ 。债券的实际价值为随机变量 $V \in \Theta_V$, 实际价值的概率分布函数为 $F_V(V|\delta)$, 即实际价值分布函数依赖于参数 δ 。

考虑有 3类不同类型 l 的非对称投资者, 其中每类投资者的人数分别为 N_1, N_2 和 N_3 , 同类投资者内部是对称的, 故有 $\sum_{j=1}^3 N_j = N$ 。不同类型 $l=1, 2, 3$ 的代表性投资者 i 关于债券的私人信息为 $s_{i,l} \in \Theta_s$, 私人信息的概率分布函数为 $F_l(s_{i,l}|V, \sigma_l)$, 其中 σ_l 为依赖于不同类型的参数值。 $G(Q), F_V(V|\delta), N_1, N_2, N_3$ 和 $F_l(s_{i,l}|V, \sigma_l)$ 均为公共知识。类型 l 的投资者 i 根据自己获得的私人信息 $s_{i,l}$, 提交连续可微的需求计划 $\varphi_{i,l}(p, s_{i,l})$, 即投资者的需求数量是价格 p 和私人信息 $s_{i,l}$ 的函数。市场出清价格 p^* 非负。记 $\Psi(p, s)$ 为拍卖市场的总量需求函数, 即有:

$$\Psi(p^*, s) = \sum_{k=1}^3 \sum_{i=1}^{N_k} \varphi_{i,k}(p^*, s_{i,k}) = Q \quad \text{其中 } p^* \geq 0 \quad (1)$$

债券拍卖中所有高于市场出清价格 p^* 的需求计划均将获得满足, 故类型 l 的投资者 i 获得的债券数量为 $\varphi_{i,l}(p^*, s_{i,l})$ 。受到 Alvarez Mazon和 Cerda(2003)的启发, 类型 l 的投资者 i 的支付为:

$$\varphi_{i,l}(p^*, s_{i,l}) + \alpha \int_{p^*}^{p_m^{\max} + \beta p_m} \varphi_{i,l}(p^*, s_{i,l}) dt \quad (2)$$

其中, $p_m = p^* + \left(\int_{p^*}^{p_m^{\max}} \Psi(p, s) dp \right) / Q$ 为获胜价格的加权平均, $p_m^{\max} = \max_{i,l} \{p_{i,l}\}$ 为拍卖市场的最高报价。

$\alpha = \beta = 0$ 对应荷兰式拍卖, $\alpha = \beta = 1$ 对应混合式拍卖, $\alpha = 1, \beta = 0$ 对应美国式拍卖, $\beta = 1$ 对应 α 拍卖。类型 l 的投资者 i 的事前利润可以表示为:

$$\prod_{i,l}(\varphi_{i,l}(\bullet), p^*, V, s_{i,j}) = (V - p^*) \varphi_{i,l}(\bullet) - \alpha \int_{p^*}^{p_m^{\max} + \beta p_m} \varphi_{i,l}(p^*, s_{i,l}) dp \quad (3)$$

假设投资者具有 CARA 效用函数, 类型 l 投资者的绝对风险规避系数为 $\lambda_l > 0$ 即投资者的效用函数为:

$$U_{i,l}(\varphi_{i,l}(\bullet), p^*, V, s_{i,j}, \lambda_l) = - \exp[-\lambda_l \prod_{i,l}(\varphi_{i,l}(\bullet), p^*, V, s_{i,j})]$$

(二)约束策略均衡 (CSE)

在非对称假设下, 无法获得贝叶斯-纳什均衡 (BNE) 的一般解。我们采用 Amantier Florens和 Richard (2007)提出的约束策略均衡 (Constrained Strategic Equilibrium, CSE), 在合理假设下 CSE 逼近 BNE。类型 l 的投资者 i 预期效用为:

$$\begin{aligned} \bar{U}_{i,l}(d, \lambda_l) &= - E_{Q, V, S} \{ \exp[-\lambda_l \prod_{i,l}(V, d, s, Q)] \} \\ &= - \int_{\Theta_Q} \int_{\Theta_V} \int_{\Theta_S} \exp[-\lambda_l \prod_{i,l}(V, d, s, Q)] d\Lambda(Q, S, V) \end{aligned} \quad (4)$$

其中: $\Lambda(Q, S, V)$ 为实际价值 V , 竞争性投标数量 Q 和私人信息 S 的联合概率密度函数。 $\prod_{i,l}(V, d, s$

Q) 为投资者利润, 等于 $[V - p^*(s, d, Q)] \Phi_{i,l}(p^*(s, d, Q), s_{i,l}, d_{i,l}) - \alpha \int_{p^*(s, d, Q)}^{p_i^{\max} + \beta_m} \Phi_{i,l}(p, s_{i,l}, d_{i,l}) dp$ 。类型

l 的代表投资者 i 的 FOC 条件为:

$$\int_{\Theta} \int_{\Theta} \int_{\Theta} \{ \lambda \exp[-\lambda \prod_{i,l}(V, d, s, Q)] \times \frac{\partial}{\partial d_{i,j}} \prod_{i,l}(V, d, s, Q) \} d\Lambda(Q, S, V) = 0 \quad (5)$$

由于 (5) 式无法获得 BNE 的解析解, Amantier 等 (2007) 提出投资者策略可以用关于价格与信息的最次数为 K 的多项式来近似。采用与 Amantier 等 (2007) 类似的分析, 我们发现在本文的模型中, $K = 2$ 时 CSE 具有很好的收敛性^①, 即本文的 BNE 可以用最高次数为 2 的多项式来逼近:

$$\Phi_{i,l} = d_{1,l} + d_{2,l}/s_{i,l} + d_{3,l}p + d_{4,l}/s_{i,l}^2 + d_{5,l}p/s_{i,l} + d_{6,l}p^2 \quad (6)$$

(三) 拍卖计量的结构方法

考虑数据序列 $(Q_{i,l}^t, Z_{i,l}^t)$, 其中 $Q_{i,l}^t$ 表示不同价格水平下类型为 l 的投资者 i 在第 t 次拍卖时的需求数量, $Z_{i,l}^t$ 为反映第 t 次拍卖的类型 l 特征的向量, $Q_{i,l}^t$ 表示为 CSE 函数与误差项的和:

$$Q_{i,l}^t = \Phi_{i,l}(p, s_{i,l}^t) + \omega_{i,l}^t$$

$s_{i,l}^t$ 表示第 t 次拍卖类型为 l 的投资者 i 私人信息, $\omega_{i,l}^t$ 为对应的误差项, 满足 $E[\omega_{i,l}^t | Z_{i,l}^t] = 0$ 。误差项引入的原因可能是: 投资者对均衡策略的偏离; CSE 与 NBE 之间存在差异; 由于步长引入的误差等等。

记 $h(Z_{i,l}^t, \theta) = E_0[\Phi_{i,l}(p, s_{i,l}^t) | Z_{i,l}^t]$ 表示当外生变量 $Z_{i,l}^t$ 给定时, 不同价格水平 p 下类型为 l 的投资者 i 在第 t 次拍卖时的需求数量期望。我们可以据此获得矩条件:

$$E[Z_{i,l}^t (Q_{i,l}^t - h(Z_{i,l}^t, \theta))] = 0$$

与 Amantier 和 Sbaï (2006) 相似, 我们采用 GMM 估计来获得参数值:

$$\hat{\theta} = \text{Argmin} \{ A' \Omega A \}, \text{ 其中, } A = \sum Z_{i,l}^t (Q_{i,l}^t - h(Z_{i,l}^t, \theta))$$

由于 $h(Z_{i,l}^t, \theta)$ 不存在解析形式, 采用 Carasco 和 Fbrens (2002) 的 MSM 技术求解 GMM 估计。即通过 Monte Carlo 模拟随机抽取私人信号来获得 $h(Z_{i,l}^t, \theta)$ 的近似。Gourieroux 和 Monfort (1995) 证明当 MC 固定时, MSM 一致收敛到正态分布。

不同于 Amantier 和 Sbaï (2006), 我们无法获得所有投资者的报价数据, 但我们可以获得类似于 Fevrier Pregeluet 和 Visser (2004) 在止损价格 (Stop-out-price) 的边际投标数据, 同时, 我们还可以获得获胜投资者的最终认购数据。区别于已有文献, 我们还可以获得混合式拍卖中的认购数据, 这些数据均反映了投资者的策略信息。考虑到“维数灾难” (curse of dimensionality) 问题, 我们无法采用非参数或半参数方法 (如 Athey and Haile, 2008), 故采用类似于 Donald 和 Paarsch (1993, 1996), Fevrier Pregeluet 和 Visser (2004) 以及 Amantier 和 Sbaï (2006) 的参数方法估计债券拍卖问题。Athey 和 Haile (2002), Campa Guenè Perrigne 和 Vuong (2003) 以及 Amantier 和 Sbaï (2006) 指出博弈模型的识别问题可以通过数值技术在局部展开。这一处理的经济假设是外生参数的变动仅仅影响到效用函数, 而不会影响到待估参数。

三、数据处理与估计

(一) 数据来源与描述性统计

我们研究中国国债和金融债拍卖中的非对称性问题。数据来源于 WND 金融数据库, 样本时间跨度为 1998 年 7 月至 2007 年 12 月。国债和金融债认购样本总量为 11 952。按照资产规模, 我们将投资者分为三类: 资产规模大于 7 000 亿元的投资者归类为大投资者; 资产规模小于 1 000 亿元的投资者归类为小投资者; 资产规模介于 1 000 亿元与 7 000 亿元之间的投资者归类为中等投资者。^② 债券投资者资产规模数据来源

^① Amantier Fbrens 和 Richard (2007) 在其未考虑混合式拍卖时的模型中指出, CSE (2) 比 CSE (1) 和 CSE (3) 有更好的收敛性质, 故选取更高次数的约束均衡策略是不必要的。他们还证明了 CSE 的存在性和局部唯一性。本文的研究与其完全类似。Amantier 等 (2007) 的均衡计算 Fortran 程序可以在作者网站下载。

^② 这样分类的原因包括如下几点: 首先我们参考了《中国金融》和《银行家》的年度金融报告对我国金融机构的分析; 其次, 我们对所有债券承销商的资产规模做了排序, 发现在 1 000 亿元资产和 7 000 亿元资产处, 金融机构的资产分布差异相对较大, 即在该处可能隐含了承销商较强的异质性; 再次, 我们按其他标准也做了数据处理, 发现本文的结论对这一分类方式的依赖性并不强。

于《中国金融》和《银行家》的年度金融报告及相关金融机构的年报。资产规模比较的时间点是 2006 年年底。严格地说,这一处理隐含如下假设:在样本期内,不同类型投资资产规模的相对位置没有发生重大变化,即投资者规模具有相同趋势的增长,或未有大量投资者在样本期内做不同类型之间转换。我们选取两类变量来表达债券拍卖的特征:一类与债券自身性质相关,包括债券利率期限 M 、发行总量 Y 、发行日三个月存款利率 Int_t 、债券类型的虚拟变量 T (金融债取 1, 国债取 0); 一类反映债券拍卖情况的变量,包括大投资者的认购家数 N_1 、中等投资者的认购家数 N_2 、小投资者的认购家数 N_3 、承销团数量 Num 、投标家数 PAR 、非竞争性投标数量 QN 、认购倍数 $COVER$ 、认购价格 P ^①、荷兰式拍卖下大投资者的投标认购数量 Q_{1u} 、荷兰式拍卖下中等投资者的投标认购数量 Q_{2u} 、荷兰式拍卖下小投资者的投标认购数量 Q_{3u} 、美国式拍卖下大投资者的投标认购数量 Q_{1d} 、美国式拍卖下中等投资者的投标认购数量 Q_{2d} 、美国式拍卖下小投资者的投标认购数量 Q_{3d} 、混合式拍卖下大投资者的投标认购数量 Q_{1s} 、混合式拍卖下中等投资者的投标认购数量 Q_{2s} 、混合式拍卖下小投资者的投标认购数量 Q_{3s} 。表 1 列示了这些变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

变量名	均值	最小值	最大值	标准差	中位数	偏度	峰度	
M	5.201	0.25	30.00	5.226	3.00	1.961	8.667	
Y	1323.894	80.000	4600.000	628.692	1000.000	1.555	6.322	
T	0.0912	0	1	0.2884	0	2.840	9.065	
N_1	6.648	2	12	1.715	7	-0.691	3.307	
N_2	7.029	0	15	3.202	7	-0.135	1.834	
N_3	27.127	4.0	42	15.5	22	0.782	2.583	
Num	59.14	30	72	11.84	62	-0.863	2.860	
P	102.8274	100.1001	108.8021	1.061481	102.89	0.474639	6.436845	
PAR	48.827	9	85	11.58738	50	-0.42537	3.7284	
QN	142.319.9	0	2600.000	242.141.6	0	4.1509	36.953	
$COVER$	2.318	0.5427	7.6638	1.0376	2.0627	1.8603	7.8111	
Int	1.8469	1.71	2.79	0.22769	1.71	2.4269	9.6115	
荷兰式	Q_{1u}	91.910.37	500	1030.000	100.271.2	58.000	2.1064	10.8596
	Q_{2u}	26.811.46	500	668.000	42.330.53	10.000	4.8249	46.3331
	Q_{3u}	20.472.99	500	1000.000	35.500.02	7.000	5.8920	93.8024
美国式	Q_{1d}	73.923.81	1000	315.000	69.381.98	59.000	1.1698	4.27772
	Q_{2d}	31.545.45	5000	65.000	23.547.24	25.000	0.2809	1.55499
	Q_{3d}	17.763.16	1000	245.000	29.502.55	5.000	3.4117	19.2326
混合式	Q_{1s}	76.375.00	5000	246.000	99.911.30	12.500	0.8071	1.93090
	Q_{2s}	31.545.45	5000	65.000	23.547.24	25.000	0.2809	1.55499
	Q_{3s}	20.585.37	2000	153.000	31.270.57	10.000	2.9239	11.5993

(二) 参数估计结果与分析

假设债券的实际价值 v 服从正态分布, 均值为 $\mu_v = \delta_0 + \delta_1 M + \delta_2 Y + \delta_3 T + \delta_4 Int_t$, 方差为 σ_v^2 。第 l ($l = 1, 2, 3$) 类投资者在 t 次拍卖式的正态私人信号 s_{it}^l 均值为 V_{it} , 方差为 σ_{it}^2 。本文中需要估计的参数包括: $\theta = (\beta, \sigma_b, \sigma_2, \sigma_3, \lambda_b, \lambda_2, \lambda_3)$, 其中 $\beta = (\delta_b, \delta_y, \delta_t, \delta_v, \sigma_v)$ 为债券价值的特征参数。记 $z_i^l = (M, Y, T, N_1, N_2, N_3, COVER, PAR, Int_t, Num, QN)$, 则 $Z_i^l = (1, p, z_i^l)$ 为反映第 t 次拍卖的类型 l 特征的 13×1 维向量。我们采用模拟矩估计方法来获得参数估计值。

表 2 列出了债券价值参数的估计结果, 表 3 列出了不同类型投资者的绝对风险规避系数与私人信息标准差。注意到, 不同类型投资者的绝对风险规避系数存在差异。小投资者、中等投资者和大投资者的绝对风险规避系数分别为 $5.594e-4$ 、 $9.156e-5$ 和 $4.307e-5$ 。绝对风险规避系数反映了投资者对风险的态度。绝对风险规避系数越大, 投资者的行为越稳健, 对风险更厌恶。由估计结果可知, 绝对风险规避系数与投资者的资产规模存在负相关关系, 即小投资者的绝对风险规避系数最大, 而大投资者的绝对风险规避系数最小。事实上, 投资者的资产规模越大, 抵消外界随机冲击的能力越强, 其抗风险的能力越强, 对风险的规避程

①我们将所有价格转换为每百元支付在一年后的收益报价。Fevrier 等 (2004) 以及 Castellanos 和 Oviedo (2002) 假设私人信息服从指数分布。我们假设投资者对债券价值形成无偏估计, 这一假设符合常见的债券公共价值拍卖模型。

度也将降低,进而绝对风险规避系数相对较小。

表 2 债券价值的结构估计结果

	估计值	标准差	P 值
常数	99.90376 ^{**}	0.651103	0.0000
M	0.79179 ^{**}	0.10438	0.0000
T	-0.380315 ^o	0.213983	0.0765
Y	1.33e-6 ^o	7.92e-7	0.0952
Int	1.283799 ^{**}	0.333261	0.0001
V 的标准差	0.9242	0.4788	0.0612

注:***表示在 1%的水平下显著,**表示在 5%的水平下显著,*表示在 10%的水平下显著,下同。

表 3 不同类型投资者的绝对风险规避系数与私人信息标准差

参数	估计值	参数	估计值
小投资者绝对风险规避系数	5.594e-4 ^{**} (1.59e-4)	小投资者私人信息的标准差	0.0400 [*] (0.1945)
中等投资者绝对风险规避系数	9.156e-5 ^{**} (4.07e-5)	中等投资者私人信息的标准差	1.88e-3 [*] (0.942e-3)
大投资者绝对风险规避系数	4.307e-5 ^{**} (2.07e-5)	大投资者私人信息的标准差	2.17e-4 [*] (1.097e-4)

注:括号内表示估计量的标准差,下同。

小投资者、中等投资者和大投资者私人信息的标准差分别为 0.04、1.88e-3 和 2.17e-4。私人信息标准差反映了私人信息的集中程度。其标准差越小,私人信息越集中,影响私人信息的外在因素也越单一。私人信息标准差由小到大的排序依次为:大投资者、中等投资者和小投资者。这表明:小投资者的私人信息来源可能更加复杂,或者同一来源的信息更加分散;在面临不确定性时,最大化自身效用的小投资者需要处理的信息更多;而大投资者的私人信息来源相对单一,这也可能与大投资者在债券拍卖中的主导地位有关。

表 4、表 5 和表 6 分别列出了荷兰式、美国式和混合式拍卖下,不同类型投资者需求策略的参数估计值。为给出这些估计参数的直观含义,我们将表 4、表 5 和表 6 中的结果分别在图 1、图 2 和图 3 中描绘出来。图 1、图 2 和图 3 分别描绘了同类型投资者在不同拍卖方式下的需求策略。

表 4 荷兰式拍卖下不同类型投资者需求策略的参数估计值

参数	大投资者	中等投资者	小投资者
d1	21.6768 ^{**} (9.9325)	60.194 ^{**} (26.248)	45.628 ^{**} (19.289)
d2	-0.0795 ^{**} (0.02996)	-1.2203e-4 ^{**} (5.1e-5)	-1.2363e-4 ^{**} (5.3e-5)
d3	6.1349 [*] (2.9958)	0.0262 [*] (0.0121)	0.0198 ^{**} (0.0085)
d4	-0.0399 ^o (0.0201)	-1.158e-4 ^{**} (5.8e-5)	-1.158e-4 [*] (5.9e-5)
d5	0.2580 ^o (0.1351)	1.3064e-4 ^{**} (6.56e-5)	6.6962e-5 [*] (3.45e-5)
d6	-9.7644 ^{**} (4.891)	-2.7115 [*] (1.3525)	-2.0554 [*] (1.5895)

注:d1、d2、d3、d4、d5、d6由(6)式定义,下同。

表 5 美国拍卖下不同类型投资者需求策略的参数估计值

参数	大投资者	中等投资者	小投资者
d1	158.265 ^{**} (68.710)	56.936 ^{**} (24.754)	38.092 ^{**} (16.561)
d2	-1.4074e-4 ^{**} (7.3e-5)	-1.2284e-4 ^{**} (5.2e-5)	-1.2336e-4 ^{**} (6.5e-5)
d3	0.0697 ^o (0.0435)	0.025 ^o (0.012)	0.0166 ^o (0.0071)
d4	-1.1580e-4 ^{**} (5.8e-5)	-1.1575e-4 ^{**} (5.8e-5)	-1.1578e-4 [*] (5.7e-5)
d5	5.1346e-4 ^{**} (1.18e-4)	1.1843e-4 ^{**} (5.9e-5)	3.7278e-5 [*] (1.87e-5)
d6	-7.1287 ^{**} (3.081)	-2.5647 ^{**} (1.2881)	-1.7159 [*] (1.1624)

表 6

混合式拍卖下不同类型投资者需求策略的参数估计值

参数	大投资者	中等投资者	小投资者
d_1	157 624 ^{**} (82 651)	65 102 ^{**} (28 235)	42 484 ^{**} (18 451)
d_2	- 1. 6482e- 5 [°] (0. 981e- 5)	- 9. 8367e- 6 [°] (6. 014e- 6)	- 1. 0797e- 5 [°] (6. 68e- 6)
d_3	0. 0684 [∧] (0. 0428)	0. 0283 [∧] (0. 0198)	0. 0184 [∧] (0. 00915)
d_4	- 1. 1580e- 5 ^{**} (5. 7e- 6)	- 1. 1580e- 5 ^{**} (5. 8e- 6)	- 1. 1576e- 5 ^{**} (5. 8e- 6)
d_5	6. 3848e- 4 [°] (3. 99e- 4)	2. 6222e- 4 [°] (1. 64e- 4)	1. 6685e- 4 [°] (0. 984e- 4)
d_6	- 7. 1002 [°] (4. 211)	- 2. 9326 [°] (1. 7325)	- 1. 9137 [°] (1. 2612)

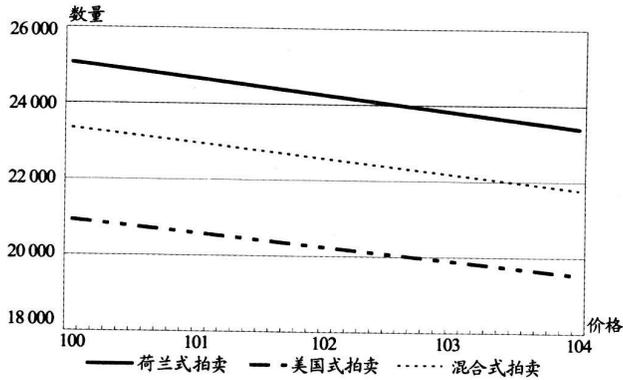


图 1 小投资者的需求策略图

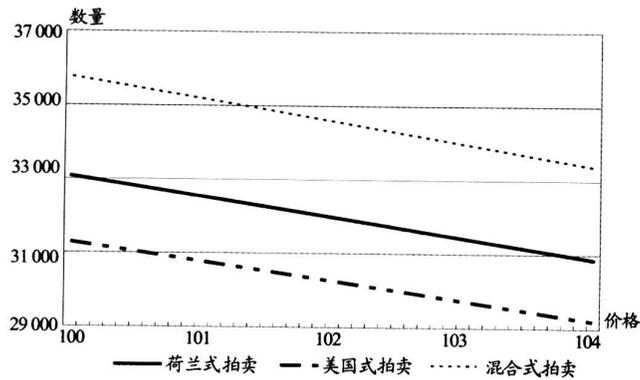


图 2 中等投资者的需求策略图

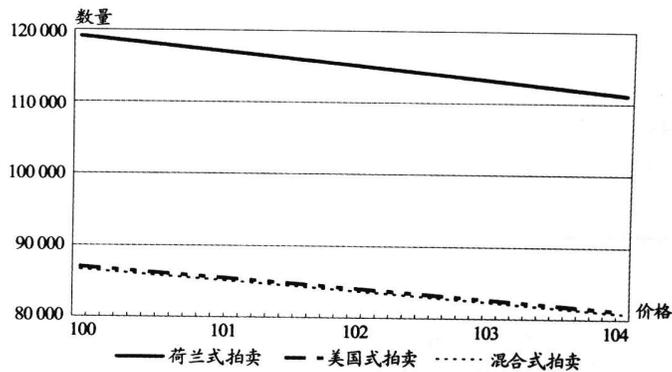


图 3 大投资者的需求策略图

对小投资者而言,混合式拍卖的需求策略介于美国式拍卖需求策略与荷兰式拍卖需求策略之间,这正是混合式拍卖在直观上可以视为荷兰式拍卖与美国式拍卖组合而成的一种体现。由表 6 小投资者 d_6 系数并不显著可知,线性策略可以作为我国债券拍卖中小投资者需求策略的合理近似。对中等投资者而言,同等数量下,荷兰式拍卖下的报价高于美国式拍卖下的报价,这一点与 Ausubel 和 Cran ton (2002)、Hortacsu (2002) 和 Ausubel (2004) 等的结论是一致的。与荷兰式拍卖和美国式拍卖比较,中等投资者在混合式拍卖下有更积极的报价,这反映了中等投资者面临的私人信息在决定投资者需求策略的重要作用。由 d_6 系数的显著程度可知,中等投资者在形成自己债券需求时,并不简单采用线性策略形成报价,需求与价格之间存在非线性关系。对大投资者而言,其需求策略的一个显著特征是:美国式拍卖下的需求策略与混合式拍卖下的需求策略十分接近。决定不同拍卖方式下需求策略差异的关键因素是支付结构的差异。对大投资者而言,尽管美国式拍卖与混合式拍卖的支付结构不同,但需求策略却十分接近。美国式拍卖的支付完全依赖于投资者自己的报价。混合式拍卖下,大投资者的支付也强烈依赖于自己的报价。似乎这点与拍卖规则不同。一种合理的解释是,大投资者在债券拍卖中具有较强的控制力,大投资者在决定价格上有重要的影响力,因此,我国债券拍卖中的市场势力主要来源于资产规模在 7 000 亿元以上的大投资者。

同一拍卖方式下,不同类型投资者的需求策略也明显不同。首先,当私人信息取均值时,同一价格水平下,债券需求数量与投资者的资产规模成正比,即大投资者的需求数量最大,小投资者的需求数量最小。比较图 1 图 2 和图 3 中同类型投资者在不同拍卖方式下的截距差异就可以获得这一结论。这一点并不奇怪,因为资产规模较大的投资者需要投资的资产多,对债券的需求也就更多。其次,由策略估计参数,我们可以发现价格与私人信息对投资者需求数量的影响。给定私人信息下,参数 d_6 的数值反映了投资者对价格的敏感程度,因为参数 d_6 捕捉了需求数量与价格之间的二次关系。比较参数 d_6 的数值可知,无论何种拍卖方式,大投资者的需求策略对价格的反应较中等投资者和小投资者均强。这是因为大投资者更有能力对价格变化做出反应,而小投资者可能受限于自身的资金头寸,不能对价格做出灵敏反应;同时,大投资者在债券拍卖中的市场势力也是导致这一现象的另一个原因。给定价格水平,参数 d_5 的数值反映了投资者对私人信息的敏感程度,因为参数 d_5 对应私人信息的次数最高,与价格的乘积放大了 d_5 的影响。由估计结果,不同拍卖方式下,不同类型投资者需求策略中的参数 d_5 并不存在必然的大小关系。这反映出私人信息在决定投资者策略的影响能力是不确定的,即私人信息对投资者的需求策略形成依赖于具体的市场环境。但我们注意到,在不同拍卖方式下,不同类型投资者参数 d_5 的符号均为正,这说明在本文的私人信息假设下,私人信息的正向增加将降低投资者的数量需求。

从不同拍卖方式下投资者的策略差异可以看到,我国债券拍卖中,不同类型投资者的非对称性是显著的。不同类型投资者在不同拍卖方式下,选择不同的报价策略,投资者私有信息也来源于不同的随机分布。

四、估计结果的运用

(一) 债券拍卖方式的反事实 (counter-fact) 分析

债券拍卖研究中常常通过反事实分析来比较不同拍卖发行方式的差异。这类反事实分析常常根据以往发行数据获得估计参数,然后基于这些估计参数和实际发行数据来获得其他发行方式的反事实情形,进而得出拍卖方式的比较结论。例如,根据以往发行数据我们可以获得投资者在不同拍卖方式下的需求策略估计值。假设该次债券拍卖以荷兰式发行,我们可以根据已经获得的投资者需求策略估计值,得到美国式拍卖或混合式拍卖的市场出清价格、卖方收益和不同类型投资者的认购数量等等。表 7 表 8 和表 9 分别列出了荷兰式、美国式和混合式债券拍卖中的反事实分析数据。计算过程中,其他所有变量均取对应的均值。

表 7 荷兰式拍卖的反事实分析

	实际值	美国式拍卖	混合式拍卖
市场出清价格均值	102 901	101 481	102 831
卖方收益均值(每百元)	102 962	101 501	102 853
大投资者认购份额均值	0 4628	0 4160	0 3870
中等投资者认购份额均值	0 1408	0 1681	0 1795
小投资者认购份额均值	0 3964	0 4159	0 4335

表 8 美国式拍卖的反事实分析

	实际值	荷兰式拍卖	混合式拍卖
市场出清价格均值	102 0927	106 4471	103 0345
卖方收益均值(每百元)	102 1026	106 5428	103 0994
大投资者认购份额均值	0 5121	0 3404	0 2825
中等投资者认购份额均值	0 1863	0 0971	0 1198
小投资者认购份额均值	0 3016	0 5625	0 5977

表 9 混合式拍卖的反事实分析

	实际值	荷兰式拍卖	美国式拍卖
市场出清价格均值	103 71	113 2910	100 7536
卖方收益均值(每百元)	103 68	113 21	100 7447
大投资者认购份额均值	0 3391	0 4064	0 3665
中等投资者认购份额均值	0 1925	0 1552	0 1813
小投资者认购份额均值	0 4684	0 4384	0 4521

首先, 尽管市场出清价格均值与每百元卖方收益均值数值差异很小, 但它们在本质上是不同的。这是因为市场出清价格均值指每次拍卖中到达供需平衡的最高价格, 没有考虑不同拍卖过程中发行总量的差异; 而每百元卖方收益均值是总收益对总发行量的平均, 实际上是以发行数量为权数对市场出清价格做了加权平均。评价债券拍卖方式的一个重要指标是债券拍卖的发行收益。债券拍卖收益的比较应该以每百元卖方收益为基础, 而非市场出清价格为基础。其次, 由分析结果, 如果采用荷兰式拍卖发行的债券, 当时采用美国式拍卖或混合式拍卖每百元卖方收益将由 102 962 元下降到 101 501 元或 102 853 元; 如果采用美国式拍卖发行的债券, 当时采用荷兰式拍卖或混合式拍卖每百元卖方收益将由 102 1026 元上升到 106 5428 元或 103 0994 元; 如果采用混合式拍卖发行的债券, 当时采用荷兰式拍卖或美国式拍卖每百元卖方收益将由 103 68 元变化到 113 21 元或 100 7447 元。这表明, 在我国当前的市场环境下, 不同拍卖方式收益由高到低的排序为: 荷兰式拍卖、混合式拍卖和美国式拍卖。再次, 在不同拍卖方式的转换过程中, 不同类型投资者的认购份额与实际值相差不大, 这表明, 投资者需求策略估计值与实际策略是较一致的。最后, 在不同拍卖方式的转换过程中, 不同类型投资者市场份额的改变方向存在一些差异, 即不同拍卖方式对不同类型投资者的认购数量存在激励程度的差异。由荷兰式拍卖向美国式拍卖或混合式拍卖转变时, 大投资者的市场份额减少, 中小投资者的市场份额均有增加; 由美国式拍卖向荷兰式拍卖或混合式拍卖转变时, 小投资者挤占了大投资者和中等投资者的市场份额; 由混合式拍卖向荷兰式拍卖或美国式拍卖转变时, 大投资者的市场份额增加, 而中小投资者的市场份额减少, 大投资者挤占了中小投资者的市场份额。荷兰式拍卖有利于大投资者获得债券, 美国式拍卖有利于大中投资者获得债券, 混合式拍卖则有利于中小投资者获得债券。通常认为债券二级市场中, 中小投资者的流动性更强, 因此, 如果债券发行方的目标是增加二级市场的流动性, 而非实现发行收益最大, 那么债券发行方应该采用混合式拍卖发行债券。同时, 如果债券发行方试图改变债券头寸在不同类型投资者之间的分布情况, 也可以根据本文结论选择不同的发行方式。例如债券发行方试图提高大机构投资者头寸, 那么可以采用荷兰式拍卖发行债券。

(二) 市场竞争、投资者数量与市场预测

通常认为投资者数量的增多可以增加市场竞争程度, 减少市场势力, 进而对市场均衡产生影响。而在给定市场结构下, 大中投资者数量通常是较少的, 不能由发行方随意增加; 债券发行方提高投资者数量的一个有效途径是引入小投资者, 对应本文中资产规模在 1 000 亿元以下的投资者, 包括个人投资者。我们可以通过数值算例分析增加小投资者数量对市场均衡带来的影响。这里需要说明的是, 数值模拟不同于反事实分析。反事实分析中所有变量均取自于实际数据或估计参数, 着重研究如果当时采用未被选择的方案, 市场将会发生的情形。而数值模拟通常需假设其中某个参数或某些参数发生变化, 其他参数都是事先给定不变的, 着重研究假设变化的参数值差异对市场变量的影响。

假设债券发行方向投资者拍卖发行总量为 100 亿元的 5 年期国债。所有决定债券价值的变量均取对应均值, 则每百元债券的实际价值为 107. 5638 元。参与投标的大投资者数量 (N_1) 为 5 个; 中等投资者数量 (N_2) 为 10 个; 债券拍卖方式分别采用荷兰式、美国式和混合式。我们可以分别计算出当小投资者数量 (N_3) 为 20、40、60 和 80 个时, 不同类型投资者的认购份额、预期效用和向卖方提供的收益。表 10、表 11 和表 12

分别列出了不同 N_3 下, 荷兰式、美国式和混合式拍卖下的市场均衡模拟结果。

表 10 不同 N_3 下荷兰式拍卖的市场均衡模拟结果

	$N_3 = 20$	$N_3 = 40$	$N_3 = 60$	$N_3 = 80$
市场出清价格	103 3552	105. 4297	106. 9306	111. 0099
大投资者认购份额	0 3728	0 2744	0 2170	0 1795
中等投资者认购份额	0 2682	0 1974	0 1562	0 1292
小投资者认购份额	0 3590	0 5282	0 6268	0 6913
大投资者预期效用	- 0. 9104e- 3	- 0. 8067e- 3	- 1. 3241e- 1	- 7. 6431e2
中等投资者预期效用	- 1. 139e- 3	- 3. 869e- 2	- 2. 018e- 1	- 2. 959e3
小投资者预期效用	- 2. 782e- 2	- 1. 741e- 1	- 6. 043e- 1	- 1. 237e1
大投资者提供的收益	38534956	28927391	23210264	19932339
中等投资者提供的收益	27724251	20811137	16697376	14338641
小投资者提供的收益	37095993	55691184	67022958	76738899
卖方总收益	103355200	105429700	106930598	111009879

表 11 不同 N_3 下美国式拍卖的市场均衡模拟结果

	$N_3 = 20$	$N_3 = 40$	$N_3 = 60$	$N_3 = 80$
市场出清价格	101 8579	103. 0016	105. 0755	107. 3094
大投资者认购份额	0 417133	0 308713	0 245028	0 203125
中等投资者认购份额	0 231664	0 17145	0 13608	0 112809
小投资者认购份额	0 351203	0 519837	0 618892	0 684067
大投资者预期效用	- 1. 845e- 3	- 2. 541e- 2	- 8. 365e- 1	- 1. 458
中等投资者预期效用	- 2. 584e- 3	- 8. 364e- 2	- 1. 874e- 1	- 5. 654e- 1
小投资者预期效用	- 6. 831e- 3	- 2. 001e- 2	- 1. 28e- 1	- 8. 180e- 1
大投资者提供的收益	43151567	32221854	26107886	22097361
中等投资者提供的收益	23965104	17894660	14499037	12271633
小投资者提供的收益	36331228	54255066	65938563	74410406
卖方总收益	103447899	104371580	106545486	108779400

表 12 不同 N_3 下混合式拍卖的市场均衡模拟结果

	$N_3 = 20$	$N_3 = 40$	$N_3 = 60$	$N_3 = 80$
市场出清价格	101 8059	104. 9896	105. 9707	106. 7068
大投资者认购份额	0 3443	0 2511	0 1976	0 1629
中等投资者认购份额	0 2844	0 2074	0 1632	0 1346
小投资者认购份额	0 3712	0 5415	0 6391	0 7025
大投资者预期效用	- 3. 365e- 1	- 8. 364e1	- 7. 140e- 2	- 8. 6479e- 3
中等投资者预期效用	- 7. 358e- 1	- 5. 647e1	- 9. 365e- 2	- 5. 697e- 3
小投资者预期效用	- 1. 256e- 1	- 2. 658e1	- 4. 268e1	- 7. 587e- 1
大投资者提供的收益	35606547	20919412	21004782	17853966
中等投资者提供的收益	29411598	17279087	17349602	14746784
小投资者提供的收益	38387748	67660176	67936292	76994005
卖方总收益	103405893	105858676	106290676	109594755

从模拟结果来看, 随着小投资者数量的增加, 由大投资者提供的卖方收益呈现递减, 小投资者提供的卖方收益有明显增加, 卖方总收益有明显增加。小投资者提供的卖方收益增量来源于两个方面: 其一是投资者数量的增加; 其二是小投资者的高端需求愿意支付比大投资者低端需求更高的价格来获得债券。不同类型投资者的预期效用函数与小投资者的人数负相关。这是因为, 随着市场竞争程度的提高, 所有投资者均不得不支付更高的价格来获得债券。当小投资者数量比较小时, 不同拍卖方式的卖方收益差异并不明显; 随着小投资者人数的增加, 以卖方收益为衡量标准, 荷兰式拍卖体现出明显优势。另外注意到, 当 $N_3 = 80$ 时, 荷兰式拍卖的市场出清价格高于债券实际价值, 即当小投资者人数较多时, 债券拍卖存在明显的“赢者诅咒”(winner's curse)现象。荷兰式拍卖下“赢者诅咒”为所有投资者所承担, 而在美国式拍卖和混合式拍卖下, “赢者诅咒”仅仅由投资者的高端需求部分承担。这一点并不奇怪, 因为随着市场参与主体的增加, 信息分布更加分散, 投资者更难形成对债券价值的无偏估计, 诱使投资者的报价高于债券的实际价值。由上述分析可知, 如果债券发行机构最大化自身收益, 则应该增加小投资者数量, 同时采用荷兰式拍卖发行债券。而当投资者数量较多时, 投资者应该适度调低自己的报价, 以降低“赢者诅咒”。

五、结论

本文基于结构计量方法对我国债券拍卖中的非对称问题做了研究。我们采用的模型可以利用荷兰式拍卖、美国式拍卖和混合式拍卖数据,弥补了现有文献不能利用混合式拍卖的不足。按照投资者资产规模的不同,我们将投资者分为三类,使得实证分析能充分利用我国债券拍卖数据。我们发现:我国债券投资者存在明显的非对称性;小投资者的需求策略可以用线性均衡来近似;中等投资者和大投资者的需求策略与价格之间存在显著的非线性关系;大投资者在混合式拍卖与美国式拍卖下采用近似的需求策略,这为证实我国债券拍卖市场中的市场势力找到了新证据。同时,我国债券市场中的市场势力集中体现在规模在7000亿元的大投资者身上。反事实分析的结果表明:在我国当前的市场环境下,不同拍卖方式收益由高到低的排序为:荷兰式拍卖、混合式拍卖和美国式拍卖。在债券发行机构试图改变债券头寸在不同类型投资者之间分布的情况下,我们为债券发行机构应该采取的拍卖方式提出了政策建议。数值模拟研究表明:如果债券发行机构最大化自身收益,则应该增加小投资者数量,同时采用荷兰式拍卖发行债券。而当投资者数量较多时,投资者应该适度调低自己的报价,以降低“赢者诅咒”。当然,限于债券拍卖数据的局限,本文对债券投资者的微观信息挖掘尚可进一步深入。例如,如果可以获得债券投资者的微观报价数据,我们可以得到债券投资者私人信息更准确的估计值。这些有待后续研究加以完善。

参考文献:

1. Alvarez F., C. Mazón, and E. Cerdá 2003 “Treasury Bill Auctions in Spain: A Linear Approach” *Spanish Economic Review*, 5 (1): 25–48
2. Amantier O., and E. Sbaï 2006 “Estimation and Comparison of Treasury Auction Formats when Bidders are Asymmetric” *Journal of Applied Econometrics*, 21(6): 745–779
3. Amantier Olivier, Jean-Pierre Florens, and Jean-François Richard 2008 “Approximation of Nash Equilibria in Bayesian Games” *Journal of Applied Econometrics*, 23(7): 965–981
4. Athey S., and P. Haile 2002 “Identification of Standard Auction Models” *Econometrica*, 70(6): 2107–2140
5. Athey S., and P. Haile 2008 “Nonparametric Approaches to Auctions” In *Handbook of Econometrics*, Vol 6, ed J Heckman, and E. Leamer Elsevier Amsterdam.
6. Brendstrup B., and H. J Paarsch 2004 “Nonparametric Estimation of Dutch and First-Price Sealed-Bid Auction Models with Asymmetric Bidders” Typescript University of Iowa
7. Campa S., I Perrigne, and Q. Vuong 2003 “Semiparametric Estimation of First-Price Auctions with Risk Averse Bidders” Working Papers University of Southern California
8. Carasco M., and J. P. Florens 2002 “Simulation Based Method of Moments and Efficiency” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(4): 482–492
9. Donald S., and H. Paarsch 1993 “Piecewise Pseudo-maximum Likelihood Estimation in Empirical Models of Auctions” *International Economic Review*, 34(1): 121–148
10. Donald S., and H. Paarsch 1996 “Identification, Estimation and Testing in Parametric Empirical Models of Auctions within the Independent Private Values Paradigm.” *Econometric Theory*, 12(3): 517–567
11. Donald Stephen G., and Harry J Paarsch 2002 “Superconsistent Estimation and Inference in Structural Econometric Models Using Extreme Order Statistics” *Journal of Econometrics*, 109(2): 305–340
12. Février P., R. Péguret and M. Vissier 2004 “Econometrics of Share Auctions” Working Paper, CREST, Paris
13. Gouriéroux C., and A. Monfort 1995. *Simulation Based Econometric Methods*. Louvain CORE Lectures Series Oxford Oxford University Press
14. Guerre E., I Perrigne, and Q. Vuong 2000 “Optimal Nonparametric Estimation of First-price Auctions” *Econometrica*, 68(3): 525–574
15. Hendricks K., and R. Porter 1988 “An Empirical Study of an Auction with Asymmetric Information” *American Economic Review*, 78(5): 865–883
16. Hendricks K., J Pinkse, and R. Porter 2003 “Empirical Implications of Equilibrium Bidding in First-Price Symmetric, Common-Value Auctions” *Review of Economic Studies*, 70(1): 115–146
17. Hortacsu, A. 2002 “Mechanism Choice and Strategic Bidding in Divisible Good Auctions: An Empirical Analysis of the Turkish Treasury Auction Market” Working Paper University of Chicago
18. Krishna V. 2002 *Auction Theory*. San Diego: Academic Press
19. Laffont J., O. Ossard, and Q. Vuong 1995. “Econometrics of First Price Auctions” *Econometrica*, 63(4): 953–980
20. Li T., I Perrigne, and Q. Vuong 2002 “Structural Estimation of the Affiliated Private Value Model” *Rand Journal of Economics*, 33(2): 171–193
21. Paarsch, Harry J 1997. “Deriving an Estimate of the Optimal Reserve Price: An Application to British Columbian Timber Sales” *Journal of Econometrics*, 78(2): 333–357.

Research on Asymmetry of Chinese Treasury Auction Market Auction Econometrical Analysis Based on Structural Methods

Xia Xiaohua¹, Li Jinyi² and Wang Meijin³

(1 Peking University 2 Jinan University 3 Sun Yat-sen University)

Abstract This paper extends A-S Constrained Strategic Equilibrium model to make use of hybrid auction data. Based on structural auction econometrical methods, we find there are evident asymmetry in Chinese treasury investors, the small investors' requirement tactics are approximately linear, other kinds of investors exhibit nonlinear relationship between requirement tactics and prices, large investors are the major source of market power. Counter-fact analysis indicates uniform auction has highest revenue, and auction methods have different influences on the open position of different investors. Simulation research results suggest the seller should introduce more small investors and the investors should lower their bidding price to decrease "winner's curses".

Key Words Treasury Auction; Structural Econometrics; Simulation Moments

JEL Classification D44, G12

(责任编辑:陈永清、刘明宇)

(上接第 97页)

23 Färe, R., S. Grosskopf and Carl A. Pasurka 2007h "Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions." *Energy*, 32(7), pp. 1055–1066.

24 Gollop, F. M., and M. J. Roberts 1983 "Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-fueled Electric Power Generation." *Journal of Political Economy*, 91(4): 654–674.

25 Hailu, A., and T. S. Veeman 2001 "Non-parametric Productivity Analysis with Undesirable Outputs: An Application to the Canadian Pulp and Paper Industry." *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3), pp. 605–616.

26 Korhonen, Pekka J., and M. Kuks Luptacik 2004 "Eco-efficiency Analysis of Power Plants: An Extension of Data Envelopment Analysis." *European Journal of Operational Research*, 154(2): 437–446.

27 Lam, Pun-lee and Alice Shiu 2004 "Efficiency and Productivity of China's Thermal Power Generation." *Review of Industrial Organization*, 24(1): 73–93.

28 Luenberger, D. G., 1992 "Benefit Functions and Duality." *Journal of Mathematical Economics*, 21(5): 461–481.

29 Luenberger, D. G., 1995 *Microeconomic Theory*. Boston: McGraw-Hill.

30 Pittman, R. W. 1983 "Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Outputs." *Economic Journal*, 93(372), pp. 883–891.

31 Seiford, L., and J. Zhu 2002 "Modeling Undesirable Factors in Efficiency Evaluation." *European Journal of Operational Research*, 142(1), 16–20.

32 Yaisawang, S. Klein, and J. Douglass 1994 "The Effects of Sulfur Dioxide Controls on Productivity Change in the U. S. Electric Power Industry." *Review of Economics and Statistics*, 76(3): 447–460.

An Empirical Study on Technical Efficiency of China's Thermal Power Generation and Its Determinants under Environmental Constraint

Wang Bing Lu Jinyong and Chen Ru

(School of Economics, Jinan University)

Abstract This paper adopts directional distance functions to measure the technical efficiency of China's Thermal Power Generation over the period 2001 to 2007 under the constraint of SO₂ emissions, and empirically examines influencing factors of efficiency. The results indicate that the technical efficiency is higher in coastal areas or those provinces rich in coal, and eastern areas have higher technical efficiency than central and western areas. The average technical efficiency arrives at 0.940 in China between 2001 and 2007. The development model is negatively correlated with the technical efficiency change. It is also found that capacity utilization rate, fuel efficiency and environmental regulation have significant influence on technical efficiency, and the reform of power system has not promoted the improvement of technical efficiency.

Key Words Environmental Constraint; Technical Efficiency; Directional Distance Functions

JEL Classification D24, L94, Q53

(责任编辑:陈永清)