

# 首次公开发行股票审计双方议价能力的度量

——基于双边随机边界模型

谭跃(博士生导师), 沈家奥

(暨南大学管理学院, 广州 510632)

**【摘要】** 由于审计收费受到审计双方的共同影响, 本文使用双边随机边界模型分析首次公开发行股票中会计师事务所与发行方对最终审计定价的影响。研究发现, 会计师事务所的议价能力使得审计收费超过理论均衡价格的20%, 发行方的议价能力使得审计收费少于理论均衡价格的26%, 两者最终使得首次公开发行股票审计定价低于基准价格的5.4%, 审计市场存在一定的低价揽客现象。

**【关键词】** 首次公开发行股票; 议价能力; 双边随机边界模型

## 一、引言与文献回顾

审计服务是一种市场行为, 无论是年报审计还是首次公开发行股票审计, 在最终确定审计服务的价格之前, 会计师事务所以及被审计客户会为了自身利益讨价还价。从会计师事务所的角度来看, 他们会通过自身所掌握的专业信息来提高审计收费, 以获得正剩余, 而被审计单位则会通过自身掌握的本公司信息降低审计收费。由于信息不对称的存在, 双方的议价能力存在差异。只有当最终审计定价处于会计师事务所可以接受的最低审计定价与被审计客户可以接受的最高审计定价之间时, 会计师事务所与被审计客户的合作关系才有可能建立。

与普通年报审计相比, 首次公开发行股票(IPO)审计有着其较为独特的一面。根据《证券法》, 申请股票上市交易, 需要向证券交易所报送依法经会计师事务所审计的最近三年的公司财务会计报告。IPO审计与普通的年报审计相比更为复杂, 因此IPO审计收费通常高于年报审计收费, 并且IPO审计的注册会计师较容易与被审计单位建立起良好的合作关系, 有助于其后续承接该公司的其他相关服务。而且大多数IPO审计业务为会计师事务所与审计客户的第一次合作, 因此不需要考虑变更成本的问题, 由于每年IPO公司数量远低于上市公司的数量, 因此其竞争的激烈程度甚至高于普通的年报审计市场。通过对IPO审计的观察, 发行方和会计师事务所的行为都会变得更加明朗, 更有助于对我们的假设进行检验。

目前关于IPO审计收费的研究主要集中于审计师的特征和溢价率对审计收费的影响方面, 主要采用多元线性回归的方法进行研究。Beatty(1989)采用1978~1984年间的2 215家上市公司的数据进行研究, 得出的结论为审计师的剩余与股票价格存在着正相关的关系、与抑价率

存在着负相关的关系。Venkataraman等(2008)采用了2000~2002年间142家IPO样本数据, 研究发现诉讼风险、审计师水平与审计收费存在着正相关的关系。孙娜等(2009)对1999~2006年254家IPO公司的数据进行研究, 得出的结论是IPO期间发生重大购买、出售、置换资产会导致审计费用的增加, 会计师事务所同时提供审计和验资服务也会导致更高的审计定价。孙鹏等(2008)对2002~2007年433家IPO公司的样本进行研究, 得出了募集资金总额与募集资金投向项目数与审计费用存在着正相关的关系。

考虑到双方信息不对称程度较为严重, 而谈判过程中的谈判技巧等因素难以定量, 本文主要采用双边随机边界模型对双方议价能力进行研究。相比于多元线性回归的方法, 双边随机边界模型能够更好地刻画双方的议价能力以及信息不对称的程度。Kumbhakar等(2009)第一次采用双边随机边界的方法分析了员工薪酬问题, 得出的结论是最终的员工薪酬水平低于基准水平3.33%。卢洪友等(2011)采用该方法研究了医疗市场上医患双方的议价能力, 得出的结论是医生凭借其信息优势提高了医疗服务价格50.17%, 患者凭借其掌握的信息降低了医疗价格23.56%, 最终医患价格相比于基准价格上涨了26.61%。

## 二、议价能力衡量模型

在一个审计市场中, 存在着众多的需求方(发行方)和供给方(会计师事务所), 双方存在着信息不对称问题。对于会计师事务所而言, 其具有专业的审计知识, 但是对发行方的了解不够深入, 对于发行方而言, 缺乏专业的审计知识, 但是对自身有深入的了解。

正是由于这种信息不对称的存在, 导致双方议价能力存在着差距, 最终审计定价为双方博弈的结果。对于会

计师事务所而言,存在一个其能够接受的最低报价(underline{AF}),对于发行方而言,存在一个其能够接受的最高报价(overline{AF}),  $\underline{AF} < \overline{AF}$ ,两者之间的差额为总剩余,总剩余的分配情况取决于二者议价能力的高低,最终的审计报价(AF)应当在二者之间,其表达形式如下:

$$AF = \underline{AF} + \eta(\overline{AF} - \underline{AF}) \quad (1)$$

其中,  $0 < \eta < 1$ ,用于衡量会计师事务所在审计定价过程中的信息优势,  $\eta(\overline{AF} - \underline{AF})$ 表示最终会计师事务所所获得的剩余,  $(1 - \eta)(\overline{AF} - \underline{AF})$ 表示最终发行方所获得的剩余。由于(1)式只能反映事务所所获取的剩余,因此我们需要对(1)式进行进一步的变换,使该模型能够同时反映出双方所获得的剩余情况。

在变换前,我们需要描述出一个均衡价格 $\mu(x)$ ,并且认为它是一个切实存在的数值,但当前无法获知,并且满足条件  $\underline{AF} < \mu(x) < \overline{AF}$ 。此时我们可以进行如下变换:

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

公式(2)由三个部分组成,其中 $\mu(x)$ 反映的是特定条件下的审计服务的均衡价格(当前无法获知),  $\eta[\overline{AF} - \mu(x)]$ 反映的是会计师事务所对被发行方剩余的掠夺,掠夺程度用参数 $\eta$ 表示,  $(1 - \eta)[\mu(x) - \underline{AF}]$ 反映的是发行方对会计师事务所剩余的掠夺,掠夺程度用参数 $(1 - \eta)$ 表示。

净剩余  $NS = \eta[\overline{AF} - \mu(x)] - (1 - \eta)[\mu(x) - \underline{AF}]$ ,反映出了二者的议价能力之差,正是由于二者议价能力的不同,导致了净剩余NS可能不等于0,进一步导致了最终的审计定价AF可能与均衡价格 $\mu(x)$ 之间存在差异。

通过公式(2)可以看出,最终的审计定价有上界和下界,双方对最终审计定价有双边的影响,会计师事务所对最终的审计定价有正向的影响,倾向于提高审计定价,发行方对最终的审计定价有负向的影响,倾向于降低审计定价,我们进一步将公式(2)进行变换得到公式(3):

$$AF = x_i' \delta + \xi_i, \xi_i = u_i - w_i + v_i \quad (3)$$

其中,  $x_i'$ 表示影响均衡价格的个体因素所构成的向量,  $\delta$ 表示相对应的系数向量,  $u_i = [\overline{AF} - \mu(x)]$ 表示会计师事务所掠夺的剩余,  $w_i = (1 - \eta)[\mu(x) - \underline{AF}]$ 表示发行方掠夺的剩余,  $v_i$ 为随即干扰项。

为了同时度量 $\delta$ 系数向量以及双方的议价能力,我们采用最大似然估计法(MLE)对公式(3)进行估计。在估计前,我们需要指定干扰项所服从的分布,干扰项 $w_i$ 和 $u_i$ 均服从单边分布的特征。Kumbhakar & Lovell(2000)的研究表明,采用不同的假设分布对最终的结果并无实质性的影响。为了便于分析,我们做出如下假设:① $v_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$ ; ② $u_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_w, \sigma_w^2)$ ; ③ $w_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$ ; ④三者之间相互独立且均独立于个体因素 $x_i'$ 。

根据以上的分布假设,我们直接给出 $\xi_i$ 的概率密度函数(pdf),如下:

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

$$= \frac{\exp\{\alpha_i\}}{\sigma_u + \alpha_w} \Phi(\beta_i) + \frac{\exp\{a_i\}}{\sigma_u + \alpha_w} \Phi(b_i) \quad (4)$$

$$\text{其中, } a_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\xi_i}{\sigma_w}; b_i = \frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}; \alpha_i = \frac{\xi_i}{\sigma_u} + \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2};$$

$$\beta_i = -\frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_u}。$$

对于n个观察值的最大似然函数表达式如下:

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

其中 $\theta = (\delta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_w)$ ,通过对公式(5)最大化可以求出所有参数的ML估计值。

本文采用双边随机边界模型旨在分析会计师事务所和发行方获取剩余的能力,因此我们需要获取 $u_i$ 和 $w_i$ 的条件分布,分别记作 $f(u_i | \xi_i)$ 以及 $f(w_i | \xi_i)$ ,表达式如下:

$$f(u_i | \xi_i) = \frac{\lambda \exp\{-\lambda u_i\} \Phi\left(\frac{u_i}{\sigma_v} + b_i\right)}{\chi_{1i}} \quad (6)$$

$$\text{其中, } \lambda = \frac{1}{\sigma_u} + \frac{1}{\sigma_w}; \chi_{1i} = \Phi(b_i) + \exp\{\alpha_i - a_i\} \Phi(\beta_i);$$

$$\chi_{2i} = \Phi(\beta_i) + \exp\{\alpha_i - a_i\} \Phi(b_i) = \exp\{\alpha_i - a_i\} \chi_{1i}。$$

通过(6)式的条件分布,我们得出 $u_i$ 和 $w_i$ 的条件期望如下:

$$E\left(e^{-u_i} | \xi_i\right) = \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{1}{\chi_{2i}} \left[ \Phi(b_i) + \exp\{\alpha_i - a_i\} \times \exp\left\{\frac{\sigma_v^2}{2} - \sigma_v \beta_i\right\} \Phi(\beta_i - \sigma_v) \right]$$

$$E\left(e^{-w_i} | \xi_i\right) = \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{1}{\chi_{1i}} \left[ \Phi(\beta_i) + \exp\{a_i - \alpha_i\} \times \exp\left\{\frac{\sigma_v^2}{2} - \sigma_v b_i\right\} \Phi(b_i - \sigma_v) \right] \quad (7)$$

条件期望可以采用 $\exp(-u)$ 和 $\exp(-w)$ 的点估计值。将 $\xi$ 分解为 $u$ 和 $w$ 表明不需要对双方的议价能力做出一个预先的假定,而完全由估计结果决定。

### 三、数据与指标

#### (一)数据来源

本文数据主要来源于国泰安CSMAR数据库及中国注册会计师协会网站(www.cicpa.org.cn),并从巨潮资讯

网(www.cninfo.com.cn)公布的招股说明书中手工查找了部分遗漏的数据。

我们按照如下原则对数据进行了筛选:①剔除未披露审计收费的观察值。②剔除未明确披露审计收费的观察值,部分发行方披露了审计、验资和盈利预测的混合金额但未分别披露各项明细金额,这样的观察值与其他发行方的统计口径不同,因此剔除。③剔除金融类上市公司的审计金额,由于金融公司与其他行业公司在营业收入的构成等方面具有很大差异,不具有可比性,因此剔除。④同时剔除发行B股或H股的上市公司,这类公司面临不同的监管环境,不具有可比性,因此剔除。

经过上述方法筛选后,我们选取了2007~2014年共985个样本,通过对行业和上市时间的分析,在样本年度内,IPO公司行业主要集中于制造业(占比77.26%),时间主要集中于2010年和2011年,两年之和所占比例为50.56%,值得注意的是,2013年不存在IPO记录,这与2013年证监会展开IPO自查与核查运动导致IPO暂停的客观事实一致。除制造业外,IPO公司最多的行业为信息传播、软件和信息技术服务业,共有67家企业通过IPO审批,所占比例为6.8%。

### (二)变量指标的选取

结合前人的研究,本文选择的样本如表1所示。

变量	变量名	变量解释及计算方法
af	IPO审计费用	审计费用取对数
rep	会计师事务所声誉	国际四大取3,国内八大取2,其他取1
ey	发行方成立时间	上市年度-成立年度
scale	IPO规模	发行价格×发行数量
rv	营业收入	IPO前最近一期经审计的利润表所公布的主营业务收入取对数
a_ia	平均存货所占总资产比例	IPO前三年经审计的资产负债表所公布的存货数除以总资产再取平均值
a_asset	平均总资产	IPO前三个年度的总资产的平均值取对数
a_qr	平均速动比率	IPO前三个年度的速动比率的平均值
duality	是否两职合一	两职合一取1,其余取0
director	董事会人数	董事会人数取对数
reaction	收盘价是否上涨	上市首日收盘价如果高于开盘价,该变量取1,其余取0
pro	注册地点类型	东部地区取3,中部地区取2,西部地区取1
ipoyear	上市年度	
ind	行业	按照证监会《2014年1季度上市公司行业分类结果》进行分类,其中制造业采用大类代码进行区分,其他行业采用门类代码进行区分

### (三)主要变量的描述性统计结果

从表2可以看出,IPO审计费用最高的企业(中国电建,601668)的审计费用为17 202万元。成立时间最长的企业(华贸物流,603128)成立时间为28年。IPO规模最大

的企业(中国石油,601857)IPO规模为668亿元。IPO前一年营业收入最高的企业(中国石油,601857)营业收入为3 927亿元。IPO平均总资产最高的企业(中国石油,601857)平均总资产为7 478亿元。速动比率最高的企业(北京君正,300223)其速动比率为13.34。所选取的样本中两职合一的比率为39.4%,首发日股价上涨的公司的比率为60%。

表2 主要变量的描述性统计

variable	mean	min	p50	max	sd	N
af	5.371	3.091	5.350	9.753	0.657	985
rep	1.538	1	2	3	0.560	985
ey	1.978	0.010 0	2.197	3.332	0.720	985
scale	11.04	8.261	10.97	15.72	0.824	985
rv	19.90	17.19	19.71	26.70	1.253	985
a_ia	0.188	0	0.174	0.790	0.110	985
a_asset	20.12	17.47	19.88	27.34	1.161	985
a_qr	1.253	0.150	1.005	13.34	1.001	985
duality	0.394	0	0	1	0.489	985
director	2.149	1.609	2.197	2.708	0.191	985
reaction	0.600	0	1	1	0.490	985
pro	2.682	1	3	3	0.637	985

注:为了避免取对数后0的出现对实证分析结果造成影响,我们将“发行方成立年数(ey)”变量中的42个取值为1的观察值用1.01进行替换。同时,对审计费用、IPO规模、营业收入、平均存货所占总资产比例、平均总资产和平均速动比例分别在1.5%分位数上进行了缩尾处理。

## 四、实证结果及分析

在模型设定的基础之上,本文对模型的方差进行分解,并对承销商和发行人的议价能力进行度量。

### (一)模型的设定以及公允价格的影响因素

基于上述分析,本文分别采用普通最小二乘法(OLS)以及双边随机边界分布(2-tier-SFA)对最终审计定价进行度量,回归结果如下页表3所示。

在表3中,模型1(OLS)采用了普通最小二乘法进行估计。模型2~5均采用了双边随机边界下的最大似然估计,其中模型2(MLE)附加约束条件 $\ln\sigma_u = \ln\sigma_w = 0$ ,模型4(SFA2)在模型3(SFA1)的基础上剔除了不显著的变量(主营业务收入、平均存货所占比例、是否两职合一、注册地类型),模型5(SFA3)在模型3(SFA1)的基础上控制了年度虚拟变量和行业虚拟变量。根据模型3(SFA1)的最大似然函数值以及p值,发现双边随机边界模型优于普通最大似然估计模型,这也反映了本文采用双边随机边界模型的必要性。

模型4(SFA2)剔除不显著变量后,拟合优度并未发生显著的提高,模型5(SFA3)加入了年度和行业的虚拟变量后,发现最大似然值有了较大的提高,并且对数似然比检验的结果也证实了模型5(SFA3)优于模型3(SFA1)。

表 3 实证检验结果

因变量	af				
	OLS	MLE	SFA1	SFA2	SFA3
rep	0.189*** (5.97)	0.250*** (104.62)	0.192*** (6.23)	0.197*** (6.42)	0.120*** (4.15)
ey	0.0859*** (3.53)	0.125*** (68.17)	0.112*** (4.84)	0.114*** (4.97)	-0.00451 (-0.20)
scale	0.112*** (3.63)	0.0791*** (17.26)	0.0877*** (2.95)	0.0902*** (3.09)	0.0668** (2.02)
rv	-0.0167 (-0.58)	-0.00586** (-2.40)	-0.0101 (-0.37)	-	-
a_ia	-0.159 (-0.96)	-0.0628*** (-3.14)	-0.133 (-0.84)	-	-
a_asset	0.259*** (7.64)	0.236*** (43.37)	0.260*** (7.39)	0.247*** (10.44)	0.204*** (7.83)
a_qr	0.0440** (2.26)	0.0480*** (97.00)	0.0433** (2.46)	0.0482*** (2.88)	0.00572 (0.34)
duality	-0.0212 (-0.58)	-0.0107*** (-3.80)	-0.0156 (-0.46)	-	-
director	-0.239** (-2.52)	-0.371*** (-44.01)	-0.251*** (-2.76)	-0.257*** (-2.87)	-0.155* (-1.96)
reaction	0.0800** (2.24)	0.114*** (46.51)	0.0841** (2.48)	0.0815** (2.41)	0.00636 (0.21)
pro	0.0452 (1.63)	-0.00158 (-0.76)	0.0409 (1.56)	-	-
constant	-0.887** (-2.35)	-0.0626 (-1.47)	-0.696* (-1.71)	-0.604 (-1.60)	0.858 (1.53)
年度虚拟变量					控制
行业虚拟变量					
地区虚拟变量					
adj-R <sup>2</sup>	0.439				
Log likelihood	-665.7	-1086.4	-763.0	-764.7	-627.3
LR(chi2)			646.84	3.29	274.62
p-value			0.0000	0.5110	0.0000
N	985	985	985	985	985

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%与1%水平上显著，括号内为t值。

综上所述，我们确立了如下的模型作为后续计量分析的基础：

$$af_i = \beta_0 + \beta_1 rep_i + \beta_2 ey_i + \beta_3 scale_i + \beta_4 a\_asset_i + \beta_5 a\_qr_i + \beta_6 director_i + \beta_7 reaction_i + \sum industry + \sum IPOyear + u_i - w_i + v_i \quad (8)$$

估计的结果显示，会计师事务所声誉、发行方成立年数、IPO规模、平均总资产、平均速动比率以及市场的反映对审计费用均会产生正向的影响，是否两职合一对审计费用会产生负向的影响。

### (二) 方差分解

表4说明了双方议价能力的分解过程。根据下表数值计算可知，审计价格变化的78.45%是由于双方议价所造成的，其中发行方在议价中更占优势，发行方的议价能力

在总的议价能力中所占的比重为65.58%，而会计师事务所的议价能力所占比重仅为34.42%。这表明在IPO鉴证业务的议价过程中，发行方占有议价优势，最终价格会低于基准价格，原因在于会计师事务所虽然有一定的议价能力，但是价格主要还是取决于发行方。

表 4 议价能力分析

	变 量 含 义	测度系数
议价机制	随机误差项	0.198 3
	发行方的议价能力	0.347 0
	事务所的议价能力	0.257 4
方差分解	随机项总方差	0.226
	总方差中议价因素所占比重	82.59
	发行方议价能力影响比重	64.51
	事务所议价能力影响比重	35.49

### (三) 发行方剩余与事务所剩余的估计

表5报告了发行方和事务所在溢价过程中所获得的剩余情况。从平均值来看，发行方所获得的剩余使最终的审计定价降低了26%，而事务所所获得的剩余使最终的审计定价提高了20%。正是由于这种差异，使得市场平均的审计收费低于基准价格的5.343%。也就是说对于基准价格为100万元的IPO审计费用，发行方仅需要支付94.66万元即可。

从25%、50%和75%分位数的结果来看，不同类型的发行方和事务所在溢价能力上有较大差异，但是又有少于50%的事务所的议价能力超过发行方，可以获得正的净剩余，而那超过50%的部分中事务所的议价能力均低于发行方，发行方获得了正的净剩余，对于后25%的部分，其议价能力的差异使得发行方实际支付的审计费用低于基准费用18%以上。同时，分年度统计的结果显示，不同年度之间的事务所剩余与发行方剩余平均值并不存在显著的差别，所有年度的净剩余的平均值均为负，说明在议价能力方面，近六年来发行方均强于会计师事务所。

表 5 发行方和事务所获得的剩余

	mean	sd	min	p25	p50	p75	max
事务所剩余	20	11	13	13	16	23	93
发行方剩余	26	15	13	15	20	32	90
净剩余	5.343	23	-80	-8.300	3.694	19	77

注：净剩余=发行方剩余-会计师事务所剩余，净剩余为正表明发行方取得了净剩余，净剩余为负表明会计师事务所取得了净剩余，下同。

通过图1、图2和图3，我们发现双方的剩余均呈现出明显的右拖尾特征，这说明大部分的发行方和会计师事务所的议价能力有限，仅有少部分具有极强的议价能力，具体而言，发行方剩余主要集中在13%和18%之间（60.20%的发行方剩余集中在该区间），事务所的剩余主

要集中在12%和17%之间(55.13%的事务所剩余集中在该区间),发行方中大额剩余(>30%)所占比重为27.92%,而事务所大额剩余所占比重仅为13.3%,因此从图3的净剩余看,正的净剩余所占比重为57.97%,发行方的议价能力强于事务所。

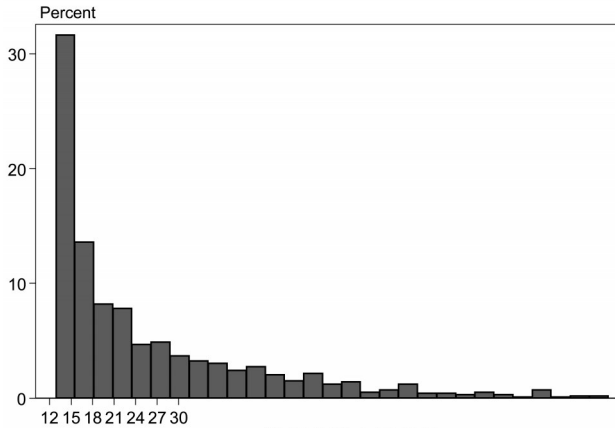


图1 发行方剩余百分比

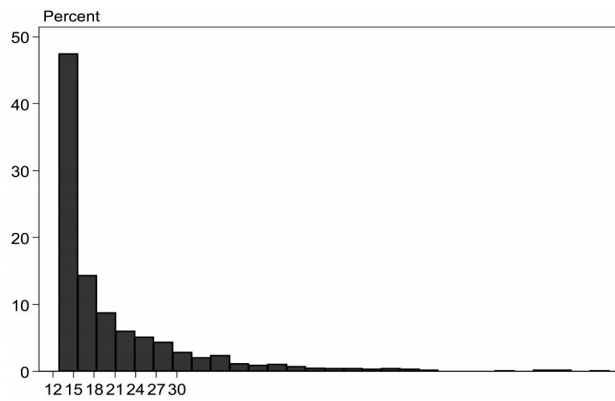


图2 事务所剩余百分比

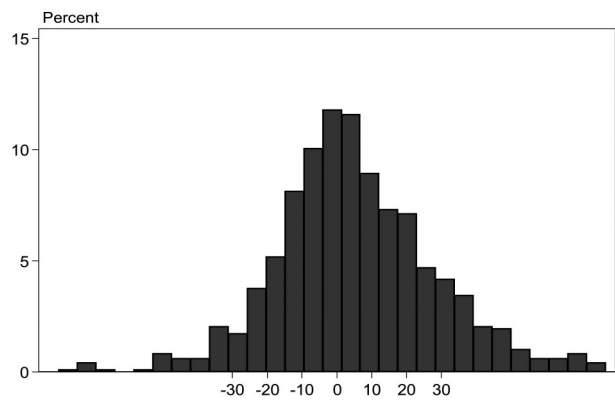


图3 双方的净剩余百分比

(四)个体因素对议价能力的影响

1. 会计师事务所声誉。表6反映了会计师事务所的声誉对议价能力的影响,从该表中可以发现,随着会计师事务所声誉从低水平提高到中水平,其剩余有了小幅度的下降,发行方剩余未发生显著的变化,导致最终对发行方

而言的净剩余有小幅度的提升,可能的原因在于中声誉的会计师事务所为了争夺客户以谋求进一步的发展,导致议价能力有所下降。但是会计师事务所声誉提高到高水平时,事务所剩余和发行方剩余均有较大程度的提高,可能的原因在于高声誉的会计师事务所不具有强烈的扩张意愿,因此议价能力较高,且聘请高声誉会计师事务所的发行方实力较为雄厚,因此与其他IPO审计客户而言,议价能力较高,并且净剩余从正转为负,此时会计师事务所剩余高于发行方剩余。这充分说明提高会计师事务所的声誉水平可以有效提高其议价能力,从而获取更高的审计定价。

表6 事务所因素对议价能力的影响

rep	=	低			
	mean	sd	p25	p50	p75
事务所剩余	20.28	10.42	13.20	16.06	23.43
发行方剩余	25.73	14.80	14.46	19.51	32.70
净剩余	5.440	22.27	-8.970	3.450	19.50
rep	=	中			
	mean	sd	p25	p50	p75
事务所剩余	19.74	9.310	13.30	15.86	22.24
发行方剩余	25.47	15.15	14.82	19.84	31.12
净剩余	5.730	21.57	-7.420	3.980	17.81
rep	=	高			
	mean	sd	p25	p50	p75
事务所剩余	30.39	26.41	12.91	14.82	38.22
发行方剩余	30.32	20.56	12.99	22.65	43.56
净剩余	-0.070	41.69	-25.23	7.830	30.65

2. 注册区域。表7反映了注册区域对议价能力的影响,随着注册区域从西部转移到东部,会计师事务所的议价能力有小幅度的增长。

表7 注册区域对议价能力的影响

pro	=	西部			
	mean	sd	p25	p50	p75
事务所剩余	19.56	8.480	13.29	15.71	24.01
发行方剩余	26.13	16.87	14.31	20.13	31.34
净剩余	6.560	22.63	-9.690	4.430	18.05
pro	=	中部			
	mean	sd	p25	p50	p75
事务所剩余	19.83	9.160	13.39	16.05	23.36
发行方剩余	25.46	14.67	14.48	19.53	30.08
净剩余	5.630	21.27	-8.890	3.480	16.69
pro	=	东部			
	mean	sd	p25	p50	p75
事务所剩余	20.54	11.49	13.20	15.95	22.90
发行方剩余	25.75	15.08	14.61	19.70	32.70
净剩余	5.220	23.11	-8.290	3.750	19.50

# 内部控制质量与相关者利益均衡

——来自物流上市公司的经验数据

孙海成(副教授)

(盐城工业职业技术学院经贸管理学院, 江苏盐城 224000)

**【摘要】** 本文以《企业风险管理整合框架》、《内部控制基本规范》和《内部控制指引》为基础,构建内部控制评价指标体系,同时以2013年我国物流上市公司为样本,对内部控制质量水平与股东收益、高管薪酬和职工薪酬的关系进行实证检验,结果表明,内部控制正常的物流企业内部控制质量水平与上述三者同时存在正相关关系,验证了内部控制实质是相关者利益均衡机制的结论。

**【关键词】** 内部控制质量; 相关者利益均衡; 高管薪酬; 职工薪酬

## 一、引言

现代企业理论认为,企业的本质是各相关者基于契约形式设立并运行的营利性组织,各契约方投入不同的资源,以期从企业运行中获得合理回报。由于人的有限理性导致契约签订的不完备性,契约主体自身的逐利性致使契约执行过程中产生逆向选择和道德风险,企业所有权与经营权两权分离形成的信息不对称造成了契约监督和考核的困难。为了有效地解决合作中的冲突,避免契约

在签订、履行和监督过程中的障碍,实现合作的潜在利益,理性人发明了各种各样的制度来规范他们的行为(张维迎,2004)。内部控制机制就是有效地解决合作中冲突、实现各契约方合作利益的制度体系。鉴于此,通过内部控制机制权衡企业各契约方利益成为理论界和实务界普遍关注的热点问题。

内部控制整体框架明确规定,内部控制应为达到三个基本目标提供合理保证的制度:即经营的效率与效果、

关于注册区域对议价能力的影响作用,可能原因在于东部的监管环境强于西部,注册会计师需承担更多的职责,因此议价能力也更强。而发行方的剩余呈现降低的趋势,虽然发行方的议价能力仍然强于会计师事务所,但是其间的差距在不断地缩小。

## 五、结论与启示

综上所述,最终审计定价的确定是发行方与会计师事务所博弈的结果,取决于双方的议价能力。本文使用了2007~2014(2013年暂停IPO除外)共计985个通过证监会IPO审核的样本,采用双边随机边界模型,实证分析了影响IPO审计费用的因素以及双方议价能力对IPO审计定价的影响。本文的创新之处在于采用了双边随机边界模型对双方的议价能力进行了定量分析。

本文的结论说明:会计师事务所的议价能力使得审计收费高于基准价格20%(平均值)或16%(中位数),发行方的议价能力使得审计收费低于基准价格26%(平均值)或20%(中位数),最终议价的结果表明审计收费低于基准价格5.40%(平均值)或3.62%(中位数),说明在IPO审计市场中存在着一定的低价揽客的现象。分年度统计的结果表明各年度双方的议价水平不存在显著的变化趋势。

声誉高的会计师事务所与其他会计师事务所相比具有更高的议价能力,导致其最终审计定价高于基准价格0.07%。与西部地区的IPO审计相比,东部地区会计师事务所的IPO审计议价能力较强,但是仍然弱于发行方。本文在一定程度上拓展了审计收费因素的影响研究,对我国会计师事务所和IPO发行方最终审计定价的确定具有一定的指导意义。

## 主要参考文献

Randolph P. Beatty. Auditor Reputation and the Pricing of Initial Public Offerings[J]. Accounting Review, 1989(4).

孙娜,张耀中,李晓.首次公开发行股票审计收费研究——来自我国证券市场的证据[J].审计与经济研究, 2009(1).

Subal C. Kumbhakar, Christopher F. Parmeter. The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates[J]. Journal of Productivity Analysis, 2009(1).

卢洪友,连玉君,卢盛峰.中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算[J].经济研究, 2011(4).