

会计师事务所低价进入式定价行为研究

——基于A股市场的经验证据

王军法¹, 关旭²

(1. 南京审计学院 国际审计学院, 江苏 南京 211815; 2. 南京大学 金陵学院, 江苏 南京 210089)

摘要: 低价进入式定价行为是会计师事务所价格竞争的典型手段。在低价进入式定价行为是否存在这一问题上, 国内外不同学者得出了截然相反的结论。针对2009年深沪两市A股证券市场数据的实证检验表明: 在我国大陆执业的会计师事务所并没有采取低价进入式定价行为; 审计定价基本上是以业务工作量为基础的, 并未充分考虑审计风险因素, 没有对可能存有较高审计风险的客户收取风险补偿金。

关键词: 会计师事务所; 低价进入式定价行为; 审计定价; 审计风险

中图分类号: F239.43 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-8750(2011)01-0053-07 **收稿日期:** 2010-06-25

作者简介: 王军法(1979—), 男, 山东潍坊人, 南京审计学院国际审计学院讲师, 博士, 主要研究方向为审计理论与实务; 关旭(1983—), 女, 黑龙江黑河人, 南京大学金陵学院讲师, 主要研究方向为财务审计。

基金项目: 江苏省教育厅高校哲学社会科学研究基金项目(09SJD630055)

在可能降低审计质量的因素中, 会计师事务所审计定价中的低价进入式定价行为一直备受关注。因为初次审计定价可能建立起审计师和委托人之间的一种经济约束关系, 使得审计师自愿限制审计契约初期的机会主义行为。

一、制度背景与理论分析

1999年国家计委等六部门联合颁布的《中介服务收费管理办法》是国内最早对审计定价进行阐述的法规, 它明确了政府的角色、定价基础及审计服务的特点等。为了进一步完善审计定价制度, 2001年中国证监会颁布了《公开发行证券的公司信息披露规范问答第6号——支付会计师事务所报酬及其披露》以及与之相关的《公开发行证券的公开信息披露内容与格式准则第2号——年度报告的内容与格式》, 这些法规不仅规定了会计师事务所在向客户收取费用方面不得采取有损职业道德和质量控制的做法, 还要求上市公司在年度报告中披露支付给会计师事务所的报酬。我国成为继美国、英国、澳大利亚、中国香港等国

家和地区之后又一个要求上市公司披露年度审计费用的国家和地区。会计师事务所审计定价信息的披露, 不仅为公众传递了审计服务的价格信息和具体服务过程的信息, 有利于提高我国证券市场信息披露的质量, 也为我们研究会计师事务所的审计定价行为提供了有利的条件。

低价进入式定价行为是会计师事务所价格竞争的典型手段。大部分研究者认为, 低价进入式定价行为是指首次接受业务的审计定价低于审计成本的行为。对于会计师事务所低价进入式定价行为的原因, 学术界主要有以下三种观点: 一是成本因素观点。成本因素观点将低价进入式定价行为归因于初次审计的启动成本和更换会计师事务所的交易成本^[1]。在连任期间会计师事务所不用再耗费启动成本, 客户更换会计师事务所又会面临着交易成本, 因此会计师事务所可以稳定地获取准租金收入^①。为了获得收取准租金的权

^①准租金是指创造同样的审计价值时, 原会计师事务所和新会计师事务所耗费审计成本的差额。

利,会计师事务所会采用低价进入式定价策略。二是竞争因素观点。竞争因素观点认为低价进入式定价行为是竞争的结果,仅仅发生在竞争激烈的审计市场上。Chan 利用空间竞争模型模拟审计市场,证明审计价格直接与同一竞争空间中次优会计师事务所的审计成本相关。会计师事务所不是审计价格的设定者,它需要对竞争者的行为做出反应。低价进入式定价行为依存于竞争性会计师事务所市场的出现,市场中的竞争者越多,该行为越为明显^[2]。三是信息不对称观点。信息不对称观点解释了现任会计师事务所具有的信息优势是如何导致低价进入式定价行为的。该观点将成本优势解释为拥有信息优势的结果。成本信息在现任会计师事务所和潜在竞争者之间存在着不对称性,潜在竞争者无法将现任会计师事务所拥有的成本信息优势纳入其考虑范围,因此只能获得高成本的审计合约,其报价往往低于实际将发生的审计成本,导致低价进入式定价行为的发生。

当会计师事务所采取低价进入式定价行为时,初始审计收费与正常收费的差额如同会计师事务所押在上市公司的保证金,当会计师事务所可能发表对其不利的审计意见时,上市公司管理当局就会以中止审计约定相威胁。这就相当于会计师事务所不能满足上市公司的要求时,上市公司没收了保证金。在此情况下,会计师事务所很可能在一定程度上妥协,会计师事务所的独立性遭到损害,这必然导致资本市场上充满了不实报告,对资本市场的良性运转造成致命的打击。当然低价进入式定价行为对会计师事务所独立性的损害是依据条件而定的,经理人员拥有雇佣和解雇会计师事务所的权力便是低价进入式定价行为损害审计独立性的重要条件^[3]。在公司治理结构中,会计师事务所的作用是提供审计监督,降低委托代理成本。显然,会计师事务所除了获得审计费用外,不能与经理人员有任何利益关系。但在低价进入式定价行为下,会计师事务所初期损失的弥补与其任期长短直接相关,如果经理人员有权决定会计师事务所的任期,会计师事务所就有了与经理人员合谋的利益动机,为了延长任期,会计师事务所往往迫于压力做出不适当的让步。在我国证券市场上,上市公司股权分散,所有者日益远离企业,经理人员在事实上控制着企业,拥有

雇佣和解雇会计师事务所的主要权力。在这种情况下,低价进入式定价行为可能会损害会计师事务所的独立性。

二、相关文献综述

在低价进入式定价行为是否存在这一问题上,国外学者的研究形成了针锋相对的观点。一种观点认为低价进入式定价行为不存在。Simunic 利用审计定价模型间接测试了低价进入式定价行为的存在性。既然会计师事务所希望通过较长审计合同获得的利益弥补最初几年的损失,那么如果存在低价进入式定价行为就一定存在较长的审计任期,即审计任期影响审计定价。他发现注册会计师的任期变量并不十分显著,即在这里无法证明低价进入式定价行为的存在^[4]。Palmrose 直接测试在签订初次审计合约时是否存在价格折扣,测试结果并不显著支持低价进入式定价行为的存在^[5]。Magee 和 Tseng 运用审计市场实验方法的研究表明低价进入式定价行为存在的前提条件是审计市场的竞争状况和交易成本(客户变更事务所的成本和新进入事务所的学习成本)的大小^[6]。

另一些学者的研究支持了低价进入式定价行为的存在。Francis 等人采用与 Palmrose 相同的方法,对 220 个较小的样本(其中事务所更换为 12 例)进行了检验,结果发现了事务所低价进入式定价行为的证据^[7];Baber 等人通过对北卡罗来纳州市政审计样本的检验得出了相同的结论^[8]。随后,Simon 等人运用 1974 年至 1989 年美国审计市场未公开的审计收费样本(总样本数量 440 个,事务所更换为 214 例)对低价进入式定价行为进行进一步的检验,发现会计师事务所在事务所变更当年提供给客户的折扣高达 24%,而在随后的两年中,审计定价逐渐上升,提供给客户的折扣为 15% 左右。但是,在承接客户服务的第四年,这种价格折扣即消失,审计定价上升到正常水平,因此,他们的研究也表明会计师事务所在承接客户服务后确实能够获得审计准租金^[9]。Gregory 和 Collier 研究了英国的审计师变更对审计定价的影响,结果表明英国审计市场存在低价进入式定价行为^[10]。

我国学者的研究也得出了不同的结论。王振林利用证监会调查问卷所得到的内部数据,研究

了我国会计师事务所的定价行为,认为在事务所变更当年,审计定价显著低于平均水平,说明事务所可能采取了低价进入式定价行为^[11]。韩洪灵、陈汉文考察了变更审计师后的初始审计的定价特征,结果发现在小客户市场上,由小事务所变更为大事务所时会出现溢价现象,而在大客户市场上,小事务所之间的同级变更会出现折价现象,即在大客户市场小型会计师事务所采取了低价进入式定价行为^[12]。李眺采用 2001 年至 2005 年 A 股审计市场数据,对审计市场的低价进入式定价行为进行实证检验,结果表明在事务所更换当年,会计师事务所对客户给予了明显的价格优惠。进一步的分析发现这种价格折扣主要发生在相同质量等级的事务所间的审计更换。因此,在消除审计质量差异的情况下,我国 A 股证券审计市场出现了普遍的低价进入式定价行为^[13]。然而刘斌等人对 2001 年 A 股市场的审计定价情况的研究结论是会计师事务所的任期与审计定价无关,即客户在更换会计师事务所当年并没有采取低价进入式定价行为^[14]。李爽、吴溪以 2000 年至 2001 年 A 股上市公司为样本的研究发现初始审计与长审计任期的客户总体上都付出了更高的审计费用。与审计任期 2 年至 4 年的审计定价相比,首次接受委托的客户溢价程度约为 15.7%,审计任期 5 年以上的客户付出的审计费用要高出 24.1%。但是在分年度的回归模型中,只有长审计任期与审计定价具有显著关系,初始审计与审计定价没有显著关系^[15]。刘成立、张继勋的实证研究表明审计定价信息公开披露后不存在明显的审计定价折扣现象,这说明在我国审计市场上并不存在明显的低价进入式定价行为^[16]。

对我国会计师事务所低价进入式定价行为的现有研究得出了截然相反的结论,这可能与样本选择和研究设计有关。本文选取 2009 年的最新数据,期望能够得出比较符合实际的结论。研究设计过程中不同的研究者对控制变量的选取各有侧重,审计定价的影响因素很多,但现有研究对于事务所声誉、审计风险和地域差异等因素考虑不足^[17-20]。我国已有学者开始研究风险因素对审计定价的影响,但往往比较注重被审计单位的财务风险,而很少从审计风险入手,全面考虑风险因素。根据收费管理办法,各地主管的财政机关需根据当地的经济水平,具体确定审计定价标

准。我国经济发展水平不均衡,东西部地区经济发展差距较大,在经济发达的地区,收入水平较高,审计定价也较高^[21-22]。本文在构建低价进入式定价行为实证模型时着力控制了这三类变量,力求全面深入地对审计定价的影响因素进行研究。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文选用 2009 年度深沪两市的上市公司年报数据。数据主要来源于 CCER 中国证券市场数据库、巨潮网和国泰安 CSMAR 数据库。具体来说,负责每家上市公司财务审计的会计师事务所、审计费用和审计意见数据来自 CCER 中国证券市场数据库;上市公司所处地域来自巨潮网数据中心,上市公司年报中纳入合并报表的子公司家数和上市公司审计的会计师事务所变更与否数据手工整理自巨潮网披露的上市公司 2008 年年报和 2009 年年报;所有财务数据及其他数据来自国泰安 CSMAR 数据库。

(二) 样本选取

笔者采用以下程序筛选适用于本文研究的年度会计报表数据^[9]。

1. 剔除上市公司上市时间距离样本观察年度不足两个完整会计年度的观察值,即剔除上市时间在 2007 年 12 月 31 日以后的上市公司。在上市公司上市初期,名义上属于某一会计年度的审计定价可能包含了之前多个年度的审计服务报酬,或者仅仅包含上市当年的审计服务报酬,这取决于首次公开发行上市的公司与会计师事务所之间的协商。中国上市公司审计定价信息披露的不充分性和不规范性使笔者无法完全识别上述情况。

2. 剔除金融行业的上市公司。这主要是考虑到金融行业上市公司在财务状况、经营成果和现金流量方面的衡量与非金融行业上市公司存在很大差异,在审计复杂程度、审计风险等方面与非金融企业也有很大不同。

3. 剔除没有披露审计定价信息,或者所披露的审计定价信息没有办法确定其归属年度的上市公司观察值。

4. 剔除所有需要进行双重审计或者补充审计的上市公司观察值(主要是兼发 B 股或兼在境外

上市 H 股的上市公司观察值),这主要是考虑到双重审计或补充审计的上市公司的审计定价特征与单纯法定审计上市公司的审计定价特征不同。

某一家上市公司可能符合上述样本筛选程序中的一项或者多项,在筛选过程中,只要发现观察值符合其中的一项筛选标准,就将该上市公司观察值排除在样本之外。经过上述样本筛选程序,笔者最终确定 994 家上市公司观察值,其中深市上市公司观察值 407 家,沪市上市公司观察值 587 家。从这 994 家样本公司支付的年报审计费用数据可以看出,会计师事务所对上市公司年度财务报告的审计定价集中在 20 万到 70 万元之间,共有 818 个样本数据落在这一区间内。

(三) 变量设定

1. 因变量

本文因变量为会计师事务所向审计客户收取的年报审计费用,借鉴大多数文献的做法,将年报审计费用取自然对数(Laf)。

2. 实验变量

上市公司变更会计师事务所分为自愿性变更和强制性变更,不同的变更方式对于审计定价的影响是不同的,本文将上市公司是否自愿变更会计师事务所作为实验变量(Initial)。当上市公司自愿更换会计师事务所时,取值 1;其他,取值 0。

3. 控制变量

(1) 与审计工作量有关的变量,包括上市公司规模和审计复杂程度。本文选用客户总资产的自然对数(Lta)作为上市公司规模的计量指标,选用上市公司纳入合并报表的子公司个数的平方根(Subs)作为审计复杂程度的计量指标。

(2) 与审计风险有关的变量,包括上市公司财务状况(Cata、Quick、Leverage)、经营成果(Roa)、盈余管理程度(Irrglprf)和审计报告类型(Opin)。

① 流动比率(Cata) = (期末流动资产 ÷ 期末总资产) × 100% ;

② 速动比率(Quick) = (期末流动资产 - 期末存货) ÷ 期末流动负债 × 100% ;

③ 资产负债率(Leverage) = (期末流动负债 + 期末长期负债) ÷ 期末总资产 × 100% ;

④ 资产利润率(Roa) = [(营业利润 - 其他业务利润) ÷ 期末资产总额] × 100% ;

⑤ 盈余管理程度 Irrglprf 为虚拟变量,当利

润总额 > 0 且 [(利润总额 - 营业利润 + 其他业务利润) ÷ 利润总额] × 100% ≥ 20% 时, Irrglprf 取值 1, 当利润总额 < 0, 或者利润总额 > 0 且 [(利润总额 - 营业利润 + 其他业务利润) ÷ 利润总额] × 100% < 20% 时, Irrglprf 取值 0 ;

⑥ 审计报告类型 Opin 为虚拟变量,当审计意见为非标准审计意见时, Opin 取值 1, 当审计意见为标准审计意见时, Opin 取值 0。

(3) 与会计师事务所特征有关的变量,包括两个虚拟变量。

① 是否是国际“四大”的成员所(Auditor₁)。当会计师事务所为国际“四大”的成员所时,取值 1, 其他取值 0。

② 是否是国内十大所^①(Auditor₂)。当会计师事务所为除国际“四大”的成员所以外的国内“十大”所时,取值 1, 其他取值 0。

(4) 与地区差异有关的变量(Region)也是虚拟变量。当上市公司所在地为北京、上海和广东时,取值 1, 上市公司所在地为其他地区时,取值 0。

(四) 模型构建

根据以上变量设定的基本思路,笔者构建如下多元线性回归模型,考虑到异方差的存在,采用加权最小二乘法进行回归分析。

$$\text{Laf} = \beta_0 + \beta_1 \text{Initial} + \beta_2 \text{Lta} + \beta_3 \text{Subs} + \beta_4 \text{Cata} + \beta_5 \text{Quick} + \beta_6 \text{Leverage} + \beta_7 \text{Roa} + \beta_8 \text{Irrglprf} + \beta_9 \text{Opin} + \beta_{10} \text{Auditor}_1 + \beta_{11} \text{Auditor}_2 + \beta_{12} \text{Region} + \varepsilon$$

四、实证结果及分析

(一) 模型整体评价

表 1 给出了模型中实验变量及其他变量间的相关系数。由表 1 可以看出,各解释变量间相关程度很低,比如,相关系数最高的 Leverage 和 Roa 变量,其值也仅为 -0.51,远低于门槛系数 0.7,因此,模型的构建在很大程度上避免了多重共线性问题的出现。

总体来看,整体系数显著性检验的 F 统计值为 92.34731,相应的 P 值为 0.000000,说明系数整体上不为零。也就是说,当各个变量等量地持续变化时,它们的作用不会相互抵消。拟合优度

^①国内“十大”会计师事务所是按照 2009 年客户数量排名前十名的国内会计师事务所。

R - squared 为 0.530435, 这个数值显示了较高的拟合水平。

表 1 实验变量及其他变量相关系数表

	Initial	Lta	Subs	Cata	Quick	Leverage	Roa	Irrglprf	Opin	Auditor ₁	Auditor ₂	Region
Initial	1.000											
Lta	0.002	1.000										
Subs	-0.016	0.336	1.000									
Cata	0.039	-0.089	0.118	1.000								
Quick	0.014	-0.087	-0.081	0.108	1.000							
Leverage	-0.005	-0.260	-0.062	-0.031	-0.193	1.000						
Roa	-0.002	0.295	0.047	0.033	0.077	-0.510	1.000					
Irrglprf	-0.038	0.028	0.217	0.017	0.035	-0.100	0.052	1.000				
Opin	0.025	-0.266	-0.043	-0.011	-0.087	0.353	-0.338	-0.207	1.000			
Auditor ₁	0.074	0.175	0.084	-0.009	0.085	-0.050	0.046	0.054	-0.049	1.000		
Auditor ₂	-0.015	-0.037	0.070	0.009	0.037	0.024	-0.035	0.039	-0.012	-0.157	1.000	
Region	0.075	0.094	0.174	0.053	0.068	-0.001	0.021	0.083	-0.023	0.119	0.096	1.000

(二) 实证结果分析

本文利用 Eviews5.1 软件对上述多元线性回归模型进行了回归分析, 结果如表 2 所示。

表 2 会计师事务所低价进入式定价行为实证检验的回归结果

变量	预期符号	系数	T 统计量	显著性 (P 值)
C		7.3519	26.9925	0.0000
Initial	-	-0.0292	-0.7595	0.4483
Lta	+	0.2513	19.5734	0.0000
Subs	+	0.0904	10.6546	0.0000
Cata	+	-1.42E-05	-0.0264	0.9789
Quick	-	-0.0051	-0.4071	0.6840
Leverage	+	0.0672	1.6191	0.1058
Roa	-	-0.0005	-0.8080	0.4193
Irrglprf	-	-0.0200	-0.9052	0.3656
Opin	+	0.0056	0.1479	0.8825
Auditor ₁	+	0.4225	3.2279	0.0013
Auditor ₂	+	0.0617	2.7924	0.0053
Region	+	0.0527	2.1477	0.0320

所有的变量中除了 Cata 和与预期的符号不同之外, 其他变量都与预期的符号一致。Lta、Subs、Initial、Auditor₁ 和 Auditor₂ 四个解释变量都在 1% 的显著性水平上与审计定价呈显著相关, Region 虚拟变量在 5% 的显著性水平上与审计定价呈显著相关, 但是, Initial、Cata、Quick、Leverage、Roa、Irrglprf 和 Opin 七个解释变量与审计定价的相关性非常不显著, 即使在 10% 的显著性水平上也不呈显著相关, 即这些因素对于会计师事务所的审计定价行为没有显著影响。

回归结果显示, 当年会计师事务所是否发生变更 (Initial) 对审计定价没有显著影响, 也就是说会计师事务所的变更并不会引起继任事务所审计定价行为的显著变动, 表明我国的证券审计市场上不存在普遍的低价进入式定价行为。另外, 变量 Lta 和 Subs 都与审计定价显著正相关, Lta (衡量审计客户规模的解释变量) 系数为 0.2513, 远远大于除 Auditor₁ 以外其他解释变量的系数, 说明审计客户资产规模和审计复杂程度是影响审计定价的重要因素, 这一结论与 Simunic 等西方学者的研究结论一致。显然, 资产规模与审计复杂程度决定了会计师事务所执行审计任务时所投入的最基本的资源量, 客户资产规模越大, 审计任务越复杂, 会计师事务所在审计过程中需要搜集的证据就越多, 从而在审计业务中投入的资源也越多, 这一回归结果也与我国会计师事务所在实际操作中制定审计定价标准时多以客户资产规模和审计业务复杂程度为依据的事实一致。变量 Auditor₁ 和 Auditor₂ 与审计定价显著相关, 说明审计市场对会计师事务所声誉非常重视, 上市公司对于声誉良好的会计师事务所更愿意支付较高价格。值得引起注意的是, 在表示审计风险的六个指标中, 竟然没有一个指标与审计定价显著相关, P 值最小的 Leverage 变量也大于 10% (0.1058), 说明即使在 10% 的显著性水平上这些解释变量也与审计定价不呈现显著相关关系, 换句话说, 我国会计师事务所在审计定价行为中对审计风险因素采取了漠视的态度。

五、结论与研究局限

本文的实证证据表明在我国大陆执业的会计师事务所不存在低价进入式定价行为。造成以上实证结果的原因可能有三方面:一是我国对审计市场的价格监管取得良好成效,使得采取低价进入式定价行为的会计师事务所大大减少。Dye 认为,对审计定价的强制披露要求使低价进入式定价行为的寻租行为得到约束^[23]。Craswell 和 Francis 证实了这一观点,其研究结论与 Dye 的结论一致^[24]。方军雄认为,2001 年 12 月 24 日颁布实施的上市公司审计收费信息强制披露制度改善了审计环境^[25]。审计定价信息的公开有助于股东考察会计师事务所的独立性和遵守职业道德的情况,有助于降低市场参与者的信息不对称程度,从而提高审计质量,尤其是有助于遏制审计执业过程中潜在的恶性竞争行为。二是我国上市公司掌握会计师事务所聘任权的利益相关者没有对低审计价格的显著需求,回归结果中变量 Auditor₁ 和 Auditor₂ 与审计定价显著相关,上市公司对声誉良好的会计师事务所愿意支付更高的价格,说明上市公司在支付审计费用时对审计产品的质量是有区分的,并不是一味追求更低的价格。三是研究样本中造成会计师事务所变更的原因不同,有的是事务所主动辞职,有的是会计师事务所被注销、合并等,也有的是上市公司出于各种原因解聘。显然,不同原因造成的会计师事务所变更对继任会计师事务所的审计定价行为有着不同的影响。

实证结果同时表明,我国会计师事务所基本上是以业务的工作量作为审计定价基础的,在定价过程中考虑了资产规模、合并报表所涉及的子公司数等因素,但是并未充分考虑审计风险因素,没有对可能存有较高审计风险的客户收取额外的风险补偿金。这一现象跟我国审计市场违法违规处罚较轻的现状有关,虽然我国已经出台了《公司法》、《审计法》、《证券法》以及《注册会计师法》等多部法律法规,对会计师事务所和注册会计师出具虚假审计报告等行为应受到的处罚进行了归类,但对违法、违规的会计师事务所和注册会计师的处罚较轻,主要采用警告、没收违法收入、罚款、通报批评和暂停执业资格等形式。法规中即使有相关民事责任方面的规定,在实际执行中

也遇到现有法律制度对民事诉讼的限制,注册会计师民事赔偿制度形同虚设,即便审计失败,会计师事务所和注册会计师也没有经济赔偿的压力,因此会计师事务所在审计定价时很少考虑提高审计质量与防范审计风险所需要的审计成本。

本研究的局限性有三个方面:一是由于上市公司年报审计费用信息披露不规范,剔除了没有披露审计费用信息,或者所披露的审计费用信息没有办法确定其归属年度的上市公司观察值。这有可能会影响到样本的代表性。二是样本中上市公司的审计费用数据中有的包含差旅费,有的不包含差旅费,由于大多数上市公司没有明确地披露差旅费的数字,所以没有办法从审计费用中将其剔除,有可能影响到实证结果的可靠性。三是本文对审计任期和会计师事务所变更的考虑尚有不足,只考虑了会计师事务所的变更因素,而没有考虑审计任期长短因素对会计师事务所审计定价的影响,对会计师事务所变更只是区分了自愿性变更和强制性变更,由于上市公司所披露信息的不完整性,对自愿性变更没有进一步细分。区分不同原因造成的会计师事务所变更对定价行为造成的影响,将是笔者以后进一步研究的方向。

参考文献:

- [1] Deangelo L E. Auditor independence, "low-balling" and disclosure regulation[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981,3:113 - 127.
- [2] Chan D K, Ferguson A, Simunic D A, et al. A spatial analyses and test of oligopolistic competition in the market for assurance services[R]. University of British Columbia Working Paper, 2001:1 - 23.
- [3] 吴春. 低价进入式审计定价策略述评[J]. 财会月刊:综合版,2006(5):55 - 56.
- [4] Simunic D A. The pricing of audit service: theory and evidence[J]. Journal of Accounting Research,1980,18:161 - 190.
- [5] Palmrose Z. Auditor fees and auditor size: further evidence [J]. Journal of Accounting Research, 1986,24:97 - 110.
- [6] Magee R P, Tseng M C. Audit pricing and independence [J]. The Accounting Review, 1990,65:315 - 333.
- [7] Francis J R, Simon D T. A test of audit pricing in the small-client segment of the US audit markets [J]. The Accounting Review, 1987,62:145 - 157.

- [8] Baber W, Brooks E, Rick W. An empirical investigation of the market for audit services in the public sector[J]. *Journal of Accounting Research*, 1987, 25:293 - 305.
- [9] Simon D T, Francis J R. The effect of audit or change of audit fees: tests of pricing cutting and pricing recovery [J]. *The Accounting Review*, 1988, 4:255 - 269.
- [10] Gregory A, Collier P. Audit fees and auditor change: an investigation of the persistence of fee reduction by type of change [J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 1996, 23:13 - 28.
- [11] 王振林. 审计收费的决定与审计质量——中国上市公司的证据[D]. 上海财经大学, 2002.
- [12] 韩洪灵, 陈汉文. 中国上市公司初始审计的定价折扣考察——来自审计师变更的经验证据[J]. *会计研究*, 2007(9):83 - 96.
- [13] 李眺. “低价揽业”与审计市场的价格竞争[J]. *财贸研究*, 2008(5):132 - 140.
- [14] 刘斌, 叶建中, 廖莹毅. 我国上市公司审计收费影响因素的实证分析——深沪市 2001 年报的经验证据[J]. *审计研究*, 2003(1):44 - 47.
- [15] 李爽, 吴溪. 监管信号、风险评价与审计定价:来自审计师变更的证据[J]. *审计研究*, 2004(1):13 - 18.
- [16] 刘成立, 张继勋. 审计师变更与审计收费——两种理论的检验[J]. *管理科学*, 2006(6):15 - 21.
- [17] 张立民, 丁朝霞, 钱华. “四大”会计师事务所在我国差别收费现象的经济学思考[J]. *南京审计学院学报*, 2006(3):56 - 60.
- [18] 李寿喜. 我国上市公司年报审计费用及其影响因素分析[J]. *审计与经济研究*, 2004(4):20 - 25.
- [19] 张铁铸. 年报审计市场及会计师事务所收费行为研究[J]. *审计与经济研究*, 2003(5):25 - 29.
- [20] 郭梦岚. 我国审计定价研究述评[J]. *南京审计学院学报*, 2010(1):34 - 39.
- [21] 赵保卿. “低价进入式审计定价”及其对审计独立性的影响[J]. *北京工商大学学报:社会科学版*, 2007(3):59 - 62.
- [22] 王兵, 张娟, 杨德明. 审计收费影响因素之长期特征研究[J]. *山西财经大学学报*, 2010(6):110 - 115.
- [23] Dye R A. Informationally motivated auditor replacement [J]. *Journal of Accounting & economics*, 1991, 14:348 - 374.
- [24] Craswell A, Francis J. Pricing initial audit engagements: a test of competition theories[J]. *The Accounting Review*, 1999, 74:201 - 216.
- [25] 方军雄. 审计收费信息强制披露与审计环境的改善——来自中国审计市场的证据[J]. *中国会计评论*, 2009(12):455 - 470.

(责任编辑:杨凤春)

Research on Low-balling of Accounting Firms in China: Evidence from A Share Market

WANG Jun-fa, GUAN Xu

Abstract: Low-balling is one of the ways that accounting firms adopt to compete in the audit market. Though consensus has not been achieved in the empirical study of low-balling, it merits further study. Empirical research on the data of the listed companies in Shenzhen and Shanghai Stock Exchange of 2009 shows that there is no low-balling when accounting firms decide the price of initial auditing service; while the accounting firms take the total asset and the number of subsidiary into account, they ignore the auditing risk in pricing decisions.

Key words: accounting firms; low-balling; audit pricing; audit risk