DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20241024.202

定价自由化能够提升审计服务效率和质量吗?

邓婷友,陈宋生

(北京理工大学管理学院,北京100081)

摘 要:本文以2010—2019年上市公司为样本,探讨审计市场定价自由化对审计效率质量的影响。结果发现,审计价格放开后,审计效率(DEA)提升,审计质量(可操纵应计)提高。在 采用平行趋势检验、替换变量衡量方式、加入市场反应后,结果仍然稳健。机制检验发现,审计 投入增加、审计约谈加强、审计市场竞争加剧是审计价格放开提升审计效率和质量的三种途 径。异质性检验发现,当市场化和法治化水平较低,以及在国有企业、低收费和收费下降的事务 所,审计价格放开对审计效率和质量的提升作用更明显。价格放开重新强调价格机制在要素配 置中的决定作用,本文为继续深化"放管服"改革提供了理论依据和实践参考。

关键词:审计定价管制;审计定价放开;审计效率

中图分类号: F270 文献标识码: A 文章编号: 1001-4950(2025)03-0070-13

一、引 言

党的十八届三中全会以来,政府逐渐开始转变政府职能,大力推进行政管理体制改革,取 消和下放部分行政审批事项。为建设统一开放、竞争有序的市场体系,进一步清除市场壁垒,提 高资源配置效率和公平性,完善市场决定价格的机制,党的十八届三中全会指出"紧紧围绕使 市场在资源配置中起决定性作用深化经济体制改革"。为此,国家发展和改革委员会发布《关于 放开部分服务价格意见的通知》(2014),要求放开自2010年以来对会计师事务所提供的审计 服务价格的管制。各省区市在放开服务价格时,要求遵守《中华人民共和国价格法》等法律法 规,提供质量合格、价格合理的服务。

以往的文献研究集中于审计价格管制的作用(许浩然等,2016;谌嘉席等,2016),发现价格 管制没有提升审计质量(谌嘉席等,2016),但并没有解释审计质量未提升的原因。关于审计价 格放开的文献则着眼于审计收费(曹圆圆等,2020)和审计收费风险敏感性(吴秋生和江雅婧, 2021)。鲜有文献探究审计价格放开政策有效性如何。审计效率反映了审计工作的投入与产出,

收稿日期:2024-03-29

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71972011);广东省普通高校人文社科重点研究基地项目(2023WZJD009); 广东省实验教学示范中心(202401);珠海市哲学社会科学研究基地(202407)

作者简介:邓婷友(1994—),女,北京理工大学管理学院博士研究生(通信作者,389649335@qq.com); 陈宋生(1966—),男,北京理工大学管理学院教授,博士生导师。

一定程度上反映了事务所的内部管理水平和工作执行质量(许汉友等,2018)。在加快转变政府 职能和完善现代市场体系的背景下,提高审计效率有利于事务所在激烈的市场竞争中维持生 存并保持相对竞争优势。本文从审计效率和质量角度验证审计价格放开政策的有效性。

本文选取2010—2019年上市公司A股为样本,采用数据包络分析方法DEA度量审计效率 和可操纵应计度量审计质量,结果发现,相较于审计价格管制,审计价格放开后,审计效率上升 0.4%,可操纵应计下降1.5%,审计效率和审计质量均得到显著提升。为探究审计效率和质量上 升的动因,通过机制检验发现,审计价格放开后,审计投入增加、审计约谈加强、审计市场竞争 加剧,这三种途径共同导致审计效率和质量提升。为探究内外部环境异质性的影响,通过异质 性检验发现,当市场化和法治化水平较低,以及在国有企业、低收费和收费下降的事务所,审计 价格放开对审计效率和质量的提升作用更明显。

本文可能的贡献有以下三个方面。首先,从审计效率角度解释了审计价格管制失效以及放 开审计价格管制的原因,为推进审计市场发展提供了新的视角。谌嘉席等(2016)发现审计质量 在价格管制下并未提升,但未明确其原因。严文龙等(2020)着重强调审计价格管制与交易剩余 的关系,并未涉及审计效率。审计价格放开的文献则主要着眼于审计收费(曹圆圆等,2020;吴 秋生和江雅婧,2021)。本文首次检验了审计价格放开与审计效率之间的关系,发现审计价格管 制失效在于审计效率低下,审计市场自身价值规律被破坏。

其次,构建起社会福利分析与审计市场竞争分析框架,为审计价格放开提供了理论依据。 通过社会福利分析发现,价格管制的社会福利低于价格放开的社会福利,价格管制下的价值耗 散造成了社会福利损失。通过审计市场完全竞争和垄断竞争的分析发现,审计价格放开会带来 市场供给的增加。

最后,明确审计市场高效高质发展的驱动要素,为新时代新形势下的高效高质发展提供路 径决策参考。本文通过实证发现审计价格放开提升审计效率和质量的三种驱动要素:审计投 入、审计约谈和审计市场竞争。审计政策制定者将进一步规范财务审计秩序,促进注册会计师 行业健康发展,建立全方位全过程全领域的监管框架结构。

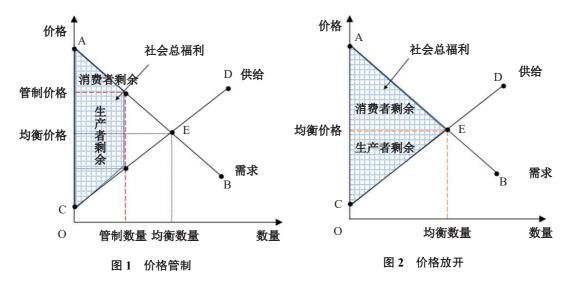
二、理论模型与假设推导

(一)价格放开与审计效率

政府管制和市场机制是互相替代的调节经济活动的方式(余东华,2004)。生产者剩余是实际市场价格与生产者愿意接受的最低价格之间的差额,即供给曲线以上、市场价格以下的面积,反映生产者的整体福利状况。消费者剩余是指消费者愿意支付的价值额与实际支付的价值额的差额。社会福利指消费者剩余和生产者剩余的加总。价格管制下,市场扭曲抑制了消费者需求和生产者供给,减小了市场规模,实际交易量低于市场均衡交易量,会产生一部分无谓损失,即图1三角形ACE的空白部分。这部分既没有被消费者得到,也没有被生产者得到,更没有被政府得到,而是白白损失,资源得不到最佳限度的分配。价格放开后,市场价格和市场交易量达到均衡状态,生产者剩余和消费者剩余实现最大化,无谓损失消失,社会福利增加(见图2)。

价格管制下,管制价格扭曲了激励,引起市场资源配置无效率。马克思主义经济学和西方 经济学共同认为,在市场经济条件下,只有市场机制才能实现资源有效配置。市场主要通过市 场规则、市场价格和市场竞争来达到效益最大化和效率最优化的目标。价格放开后,市场重新 对资源配置起决定作用,如马克思主义经济学所言,审计竞争市场上形成准确反映审计市场供 求的价格体系,反映市场价值规律。根据审计价格,首先审计市场能够决定生产什么。审计师能

77



够根据客户需求生产,提供客户需要的服务,减少无谓的审计资源浪费。其次审计市场能够决定如何生产。在充分竞争的市场,审计师会选择最先进的技术、最科学的经营方式、最便捷的生产方法。竞争越充分,审计市场配置资源的效率就越高。

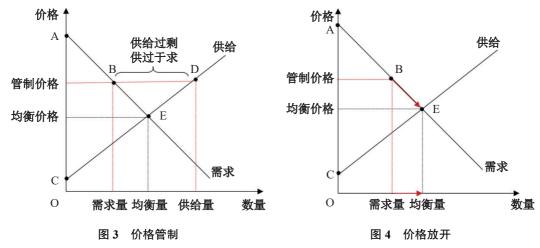
H1:在其他条件不变时,相较于价格管制,审计价格放开后,从事上市公司审计业务的事务所的审计效率提高。

(二)价格放开与审计质量

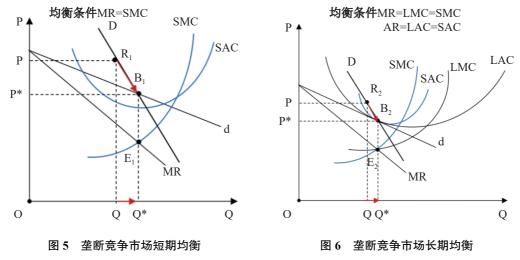
审计价格放开意味着市场价格重新配置资源。审计价格放开能否带来产出增加,质量提高,也是本文关心的问题。本文从价格作为激励要素配置资源和价格作为指示器传递信号两个 角度进行分析。

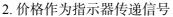
1. 价格作为激励要素配置资源

当审计市场是完全竞争市场时,价格由市场供需关系决定。价格管制下的定价"矫正"或者 "扭曲"了市场均衡价格,管制价格高于市场均衡价格(见图3),此时客户需求减少,事务所供给 增加,供大于求,但审计师愿意提供的这部分供给无法实现,造成供给过剩。价格放开后,市场 将重新调整寻找新的均衡点,行业竞争加剧,达到市场均衡价格,刺激审计师供给(Friedmann, 1976),供给增加,同时也会吸引更多的客户,需求增加,供给和需求重新匹配,达到新的市场均 衡点,均衡点由B点移动至E点(见图4)。



当审计市场是垄断竞争市场时(陈艳萍,2011)(见图5和图6),SMC为短期边际成本, SAC为短期平均成本,LMC为长期边际成本,LAC为长期平均成本,MR为边际收益,d为单个 事务所的主观需求,D为审计行业的客观需求,审计行业的需求弹性小,上市公司对审计报告 整体需求较稳定,但仍有更换事务所的权利。短期垄断竞争市场内,事务所生产规模很难发生 变化,更接近垄断市场,事务所能够赚取超额利润。价格管制下,管制价格高于市场均衡价格, P>P*,导致供给过剩,因为价格被人为提高,而需求量并未增加。价格放开后,市场供需重新调 整,市场均衡的条件是MR=SMC,此时两条线相交于E₁,与需求曲线相交于B₁(见图5),市场的 均衡产量Q*,均衡价格为P*,价格从P趋于P*,供给从Q趋于Q*,价格下降,供给增加。长期垄断 竞争市场,事务所存在进入退出行为,更接近完全竞争市场。价格管制下,管制价格高于市场均 衡价格,P>P*,供给过剩。价格放开后,市场供需重新调整,市场均衡条件是MR=LMC=SMC, AR=LAC=SAC,此时均衡点是 E_2 ,与需求曲线相交于 B_2 (见图6),价格从P趋于 P^* ,供给从Q趋于 Q*,价格下降,供给增加。综上,无论审计市场是完全竞争市场还是垄断竞争市场,价格放开 后,事务所的供给都会增加。





价格是重要的信息源。市场价格汇总了生产者、供应者和消费者等多种不同参与者的信息 (Havek, 1945; Grossman等, 1976; Roll, 1984)。由于监管者获取的是行政工资,政府对信息的聚 合相对低效,不像投资者从市场中获利(Stigler, 1971),政府行动应根据市场做出相应调整。当 审计定价变为政府管制价格,价格不再是"晴雨表",丧失了市场指示器的作用。事务所和客户 无法根据价格调节供求,资本市场不能根据价格信号判断审计市场供求和审计质量。审计价格 放开后,价格释放审计质量的信号,作为指示器引导高质高价的审计服务需求,提高审计质量。

三、数据与模型

H2:相较于价格管制,审计价格放开后,从事上市公司审计业务的事务所的审计质量提升。

(一)样本诜取和数据来源

鉴于2010年是审计价格管制明确开始年份,而在2010年之前审计价格管制处于各省市自 治、松散管制的状态,为研究价格放开对审计师行为产生的净效应,本文选取2010—2019年我 国A股上市公司作为样本,数据主要来源于国泰安数据库。本文对样本作出以下处理:(1)剔除 金融行业样本;(2)剔除缺失数据样本;(3)剔除ST或*ST的样本公司;(4)剔除上市不足一年的 样本公司。经过上述处理,最终得到28000条数据。为避免极端值的影响,本文对连续变量进行 了缩尾处理。本文利用Stata16.0对数据进行统计分析。

(二)变量定义

1. 被解释变量

审计效率(AE)。参考曹强等(2008)、刘成等(2024)采用BCC模型的数据包络分析方法 (DEA)计算审计生产效率。由于审计成本包含了所有的审计投入要素(曹强等,2008),比审计 时间更准确地度量审计投入,故选取审计费用作为投入指标。由于客户特征如客户规模、复杂 程度和风险是审计投入的决定因素,故选取公司规模、资产负债率、当年纳入合并报表范围的 子公司数量的平方根、是否被证监会特别处理或面临退市风险作为产出变量。使用DEAMAX 软件计算每家上市公司的审计效率。

审计质量(*AQ*)。采用修正后琼斯模型计算操纵性应计盈余的绝对值表示审计质量 (Dechow等,1995)。操纵性应计盈余的绝对值越低,意味着审计质量越高。

2. 解释变量

审计价格放开(*Policy*),2014年12月17日国家发改委发布《关于放开部分服务价格意见的 通知》,随后各省市执行放开审计定价政策,故2015年及以后取值为1,否则为0。

3. 控制变量

Simunic(1980)、Doogar等(2010)和Hensen等(2020)等文献表明审计效率和质量受到多种 因素的影响,包括企业规模(Size),即总资产的自然对数;财务杠杆(Lev),即总负债占总资产 的比例;收益率(Roa),即净利润占总资产的比例;成长率(Growth),即当期与上期收入差额占 上期收入的比例;是否亏损(Loss),当净利润小于0取值为1;业务复杂度(Complex),即应收账 款与存货之和占总资产的比例;第一大股东持股比例(Top1),即第一大股东持股总数占总股 份的比例;前十大股东持股比例(Top10),即前十大股东持股总数占总股份的比例;国际四大 (Big4),当事务所是国际四大则取1;国内十大(Big10),当事务所是国内十大则取1。

(三)模型建立

参考Cao等(2023)中对审计价格放开的设定,模型设定如下:

$$AE_{ii}(AQ_{ii}) = \alpha_0 + \alpha_1 Policy + \sum_j \alpha_j Controls_{ii} + \sum_k \alpha_k FE_{ki} + \varepsilon$$
(1)

其中,AE指审计效率,AQ指审计质量,Policy指审计价格放开,Controls指一系列控制变量。此外还控制个体固定效应及时间固定效应。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表1描述性统计显示,审计效率的均值0.898,审计质量的均值0.061,标准差分别是0.056和0.066,审计效率和审计质量的平均差异不明显,并与之前的研究保持一致(刘成等,2024)。控制变量的经济特征也与先前研究保持一致,如"四大"事务所的客户比例为5.4%,"十大"事务所的客户比例为49.7%。

(二)基准回归结果

表2的(1)(2)列显示,当仅控制个体和时间固定效应时,Policy对AE、AQ的回归系数分别为0.004和-0.015,并在1%的水平上显著。表2的第(3)列和第(4)显示,在加入了规模、杠杆、收益率、成长率等控制变量后,Policy的回归系数分别为0.010和-0.014,并在1%的水平上显著,这

表明相较价格管制,审计价格放开后审计效率和审计质量均得到提升,假设1、2得以证实。

表 1 变量描述性统计								
变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值		
AE	28000	0.898	0.056	0.623	0.906	1		
AQ	28000	0.061	0.066	0	0.041	0.342		
Size	28000	22.156	1.302	19.192	22.002	26.037		
Lev	28000	0.439	0.218	0.056	0.427	1.112		
Roa	28000	0.030	0.075	-0.368	0.034	0.206		
Growth	28000	0.181	0.529	-0.653	0.097	3.762		
Loss	28000	0.119	0.323	0	0	1		
Complex	28000	0.266	0.165	0.006	0.246	0.749		
Top1	28000	33.909	14.801	8.58	31.600	74.650		
Top10	28000	57.746	15.299	21.970	58.630	90.220		
Big4	28000	0.054	0.226	0	0	1		
Big10	28000	0.497	0.500	0	0	1		

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	AE	AQ	AE	AQ
D 1:	0.004***	-0.015***	0.010***	-0.014***
Policy	(3.37)	(-4.47)	(6.50)	(-3.61)
<i>C</i>	0.903***	0.072***	1.057***	0.160***
Constant	(76.50)	(23.48)	(6.94)	(5.28)
Controls	No	No	Yes	Yes
Firm/ Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28000	28 000	28000	28 000
R^2	0.796	0.281	0.809	0.352

注:括号内为聚类到企业层面的稳健标准误;***、**分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;下同。

(三)稳健性检验

为保证实验结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。

1. DID检验

(1)参考Cao等(2023),本文选取仅在A股上市的公司为实验组,设变量Treat为1,选取在 A股和H股上市的公司为控制组,设变量Treat为0。由于香港的制度环境不同,假设控制组 AH公司不会受到审计价格放开的影响。(2)平行趋势假设。参考Liao等(2022),本文采用动态 DID检验验证平行趋势假设,用一系列年份虚拟变量替代Policy,Pre 4、Pre 3、Pre 2、Pre 1分 别指政策实施前4至1年, Current是指政策实施当年, Post 1、Post 2、Post 3分别指政策实施后 1至3年。表3列(1)(2)报告了选取控制组的回归结果,表明相较于控制组,实验组A股公司在审 计价格放开后审计效率和质量的提升更明显。表3列(3)(4)报告了平行趋势假设检验的结果, 回归系数只在价格放开后显著,表明A股公司的审计效率和质量在审计价格放开后提升。满足 平行趋势假设。

2. 增加样本

为进一步探究审计价格放开后的后续影响,加入2020—2022年的数据进行稳健性检验。表3 列(5)(6)结果表明加入后三年的样本,审计效率和审计质量依然提升,原结论保持不变。

3. 替换审计效率衡量方式

借鉴许汉友等(2018)对审计效率的衡量方法,将审计费用、事务所规模、企业规模作为三

个投入指标,将审计延迟、审计意见类型作为两个产出指标计算审计效率。表4列(1)结果表示 审计价格放开后审计效率提高,原结论不变。

表 3 稳健性检验: DID检验和增加样本						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	AE	AQ	AE	AQ	AE	AQ
	0.001	-0.016***	0.012	-0.013	0.037***	-0.014***
Policy	(0.18)	(-3.84)	(1.11)	(-1.09)	(5.70)	(-4.51)
Treat	0.006	0.002	0.003	0.003		
Treat	(1.16)	(1.15)	(1.12)	(1.06)		
	0.010^{**}	-0.003^{***}				
<i>Treat</i> × <i>Policy</i>	(2.04)	(3.06)				
Treat×Pre 4			0.002	0.000		
Treat ~Fre_4			(0.14)	(0.03)		
Treat×Pre 3			0.000	0.005		
Treat~Tre_5			(0.07)	(0.79)		
Treat×Pre 2			0.005	0.007		
Treat~Tre_2			(1.39)	(0.89)		
Treat×Pre 1			0.015	-0.013		
Irear Ire_1			(0.08)	(-1.35)		
Turnety Comment			0.009^{**}	-0.005^{**}		
Treat×Current			(-2.54)	(2.53)		
			0.014^{***}	-0.008^{***}		
Treat×Post_1			(3.68)	(4.32)		
			0.013***	-0.001^{***}		
Treat×Post_2			(3.59)	(4.20)		
			0.014***	-0.013**		
Treat×Post_3			(3.68)	(2.52)		
	1.058***	0.113***	1.059***	0.16***	1.000***	0.208***
Constant	(6.16)	(4.28)	(5.37)	(4.82)	(9.64)	(9.82)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28 000	28 000	28000	28 000	40280	40280
R^2	0.809	0.369	0.815	0.352	0.777	0.294

主 2 路碑树协论 DID协论和拗加技术

表 4 稳健性检验: 替换变量

			健正也远。百八	<u>V</u>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	AE	DA_Jns	DA_Ktr	Mao	Restate	Fraud
	0.005***	-0.013***	-0.012***	-0.645**	-0.707^{***}	-0.817***
Policy	(-4.01)	(-3.72)	(-3.68)	(-2.30)	(-3.85)	(-4.31)
<i>C i i i</i>	1.508^{***}	0.118^{***}	0.067^{***}	6.656***	1.208^{***}	1.067^{***}
Constant	(52.60)	(4.82)	(3.12)	(9.49)	(5.60)	(4.12)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/ Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28000	28000	28000	28000	28000	28000
$R^2/Pseudo R^2$	0.760	0.352	0.306	0.325	0.145	0.049

4. 替换审计质量衡量方式

(1)采用基本琼斯模型(Jones等,1991)和业绩调整的操纵性应计盈余绝对值(Kothari等, 2005)度量审计质量。(2)采用当年是否被出具非标审计意见(Mao)度量审计质量(王春飞等, 2024)。(3)采用当年是否发生财务重述(Restate)度量审计质量(王霞和张为国,2005)。(4)采用

当年是否发生财务违规(Fraud)度量审计质量(王兵等,2019)。表4列(2)至(6)结果表示审计价格放开后审计质量提升,原结论不变。

5. 审计价格放开后的市场反应

本文计算了审计价格放开前后[-10,10]、[-30,30]、[-60,60]窗口期内的累积超额回报率(CAR10、 CAR30、CAR60),表5的结果表明审计价格放开日附近的CAR均值为正,审计价格放开有正向 市场反应,市场认可审计价格放开的作用,原结论保持不变。

变量	均值	最小值	最大值
CAR10	0.00028	-0.25486	0.25133
CAR30	0.00020	-0.20757	0.92399
CAR60	0.00049	-0.20964	0.60010

五、进一步分析

(一)机制分析

1. 审计价格放开增加事务所内部投入机制

借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)、江艇(2022)的中介效应检验方法研究审计投入、审计约谈和 审计市场竞争在审计价格放开影响的中介作用。审计人员的努力会提升审计质量(李伟等, 2018;Christensen等,2021),降低审计错报(Dye,1993)。参考Knechel和Payne(2001)、洪金明等 (2021)、陈丽红等(2022)的研究,本文使用会计年度结束日和审计报告出具日之间天数的自然 对数作为审计投入(*AudInput*)的代理指标。

表6的列(1)至(3)报告了审计投入机制的回归结果。从列(1)回归结果看出,审计价格放开后,审计投入增加。从列(2)(3)看出,加入审计投入后,审计投入提高了审计效率,减少了可操纵应计,表明审计价格放开后,通过增加审计投入,提高了审计效率和质量。此外,Sobel检验的Z统计量在1%的水平上显著,且Bootstrap检验的置信区间不包含0,表明审计投入的中介效应成立。

	表 6 优的 位 · 拉 · 拉 · 拉 · 拉 · 拉 · 拉 · 拉 · 拉 · 拉 ·								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)			
	AudInput	AE	AQ	Warn	AE	AQ			
	0.078^{***}	0.009***	-0.012***	0.080***	0.009***	-0.013***			
Policy	(5.13)	(7.40)	(-4.75)	(2.84)	(7.68)	(-3.83)			
4 17		0.013***	-0.025^{*}						
AudInput		(-3.67)	(-1.96)						
					0.001^{*}	-0.000^{*}			
Warn					(1.79)	(1.69)			
~	2.907^{***}	1.060^{***}	0.160***	-0.488^{*}	1.049***	0.097			
Constant	(30.73)	(25.57)	(6.14)	(-1.85)	(5.93)	(14.21)			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes			
Firm/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes			
N	28 000	28 000	28 000	28000	28000	28000			
$R^2/Pseudo R^2$	0.406	0.916	0.315	0.138	0.792	0.107			
Sobel		Z=15.950	Z=3.205		Z=2.111	Z=-2.023			
检验		P=0.0000	P=0.0013		P=0.0350	P=0.0430			
Bootstrap		P=0.0000	P=0.0000		P=0.001	P=0.003			
检验	-	[0.001,0.001]	[0.004,0.007]	_	[0.002,0.003]	[0.001,0.002]			

表 6 机制检验:审计投入和审计约谈

2. 审计价格放开促进审计约谈机制

2011年,中国注册会计师协会(以下简称中注协)为防范年报审计风险,启动了会计师事务 所约谈制度。一方面,中注协印发《上市公司年报审计监管工作流程》(以下简称《流程》)具备 一定的权威性和威慑力,对事务所进行约谈并后续跟踪;另一方面,中注协官网、证券报纸等媒 体会对约谈进行宣传,督促事务所提高审计效率和质量。本文参考黄益雄和李长爱(2016),采 用变量Warn表示事务所是否被中注协约谈。

表6的(4)至(6)报告了审计约谈机制的回归结果。从列(4)回归结果看出,审计价格放开后,审计约谈增加。从列(5)(6)看出,加入审计约谈后,审计约谈提高了审计效率,减少了可操纵应计,表明审计价格放开后,通过增加审计约谈,提高了审计效率和质量。此外,Sobel检验的Z统计量在5%的水平上显著,且Bootstrap检验的置信区间不包含0,表明审计约谈的中介效应成立。

3. 审计价格放开促进审计市场竞争机制

产品市场竞争能够改变企业经营外部环境进而影响管理层决策(Alchian,1950)。市场竞争能够有效降低市场信息不对称,增强事务所危机意识,促进产业自我强化,提升产业效率(Derfus等,2008),提高社会福利,推动高质量审计供给和需求(吴昊旻等,2015)。本文参考方 红星和苏菲(2011)、徐京平和孙振杰(2021),采用市场集中度(*CRn*)衡量市场竞争。

表7报告了市场竞争机制的回归结果。从列(1)看出,审计价格放开后,市场集中度下降,市场竞争度加强。从列(2)(3)看出,加入市场集中度(*CR4*)后,提高了审计效率,减少了可操纵应计,表明审计价格放开后,通过加强审计市场竞争,提高了审计效率和质量。表7的(4)至(6)报告了加入前八大事务所市场集中度的(*CR8*)回归结果,结果保持一致。此外,Sobel检验的Z统计量在1%的水平上显著,且Bootstrap检验的置信区间不包含0,表明市场竞争的中介效应成立。

		~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~~	7 [76][5][立马丞。[]5-205-96	от 	-	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CR4	AE	AQ	CR8	AE	AQ
D 1:	-0.131***	0.029***	-0.002***	-0.049***	0.023***	-0.004***
Policy	(-11.28)	(6.82)	(-2.22)	(12.01)	(10.06)	(-5.22)
CD (		0.154***	$0.075^{***}$			
CR4		(4.43)	(5.86)			
GDO					0.291***	0.204***
CR8					(5.84)	(4.17)
	0.443***	0.981***	0.142***	$0.567^{***}$	$0.884^{***}$	0.127
Constant	(25.96)	(14.77)	(15.94)	(18.26)	(27.15)	(9.76)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28000	28 000	28000	28000	28 000	28000
$R^2$	0.902	0.793	0.123	0.903	0.793	0.122
Sobel		Z=23.83	Z=-8.768		Z=5.244	Z=-7.903
检验		P=0.000	P=0.000		P=0.000	P=0.000
Bootstrap		P=0.000	P=0.000		P=0.000	P=0.000
检验		[0.004, 0.004]	[-0.005, -0.003]		[0.000,0.001]	[-0.003,
1-2-2-2	-	[0.001,0.001]	[ 0.005, 0.005]	-	[0.000,0.001]	-0.002]

表 7 机制检验:市场竞争

(二)异质性分析

1. 企业外部环境——市场和法治环境

我国企业受到制度环境的影响(雷光勇和刘慧龙,2007)。市场化和法治化程度较高的地区

市场竞争更充分,执法程度高。低市场化和法治化地区市场发展不完善,信息不充分,对国家审 计政策有更强的依赖和需求(唐雪松等,2012),此时审计价格放开促进竞争,降低信息不对称。 故本文推测在市场化和法治化程度低的地区,审计价格放开更能促进审计效率和审计质量的 提升。参考樊纲等(2003)、王小鲁等(2019),本文采用市场化指数(*Market*)和法治化指数 (*Law*)衡量地区市场化和法治化水平,表8的(1)至(4)列显示,当市场化和法治化程度较低时, 审计价格放开对审计效率和质量的提升更明显。

表 8 异质性检验: 内外部环境						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	AE	AQ	AE	AQ	AE	AQ
D 1:	0.008	-0.029***	0.002	-0.025***	0.009***	-0.010**
Policy	(1.48)	(-4.33)	(0.80)	(-4.82)	(4.92)	(-2.32)
	$0.018^{***}$	-0.001				
Market	(17.57)	(-0.52)				
	$-0.002^{***}$	0.001**				
<i>Policy</i> × <i>Market</i>	(-3.03)	(2.38)				
T			0.003***	-0.001		
Law			(5.90)	(-1.39)		
			$-0.001^{**}$	$0.001^{***}$		
<i>Policy×Law</i>			(-2.31)	(2.70)		
G					$-0.008^{***}$	0.006
Soe					(-3.86)	(1.51)
					0.003**	$-0.006^{***}$
Policy×Soe					(2.56)	(-3.13)
	0.525***	0.155***	$0.668^{***}$	0.153***	1.055***	0.168***
Constant	(20.60)	(4.36)	(26.65)	(4.51)	(6.93)	(5.49)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28000	28000	28000	28 000	28 000	28 000
$R^2$	0.341	0.363	0.328	0.363	0.809	0.352

2. 企业内部环境——股权性质

中国经济转型过程中,国有股权仍占很大比例(Hu,2001;周黎安和罗凯,2005;吴延兵, 2006)。国有企业具有以下特点:首先,国有企业在承担经济目标的同时承担社会和政治目标 (Bai等,2006),即同时完成发展地方经济、稳定就业和促进社会和谐等多重目标(李丹蒙和夏 立军,2008)。其次,国有企业受政策和行政指令干预色彩明显,例如政府能够通过行政命令任 命国有企业的高管层,影响事务所选择。所以,相较于民营企业,国有企业具有较强的政治关联 度(祝继高和陆正飞,2011),易受政策影响。据此推测在国有企业,审计价格放开对审计效率和 质量的提升作用更明显。参考郑明晖等(2023),采用Soe作为虚拟变量表示是否为国有企业。 表8的(5)(6)列显示,当上市公司为国有企业时,审计价格放开对审计效率和质量的提升作用 更明显。

3. 事务所特质——高低收费

由于价格管制设定最低收费标准,因此可能会对不同收费水平的事务所产生不同影响。对 于高收费事务所,根据"深口袋"理论,由于高收费事务所拥有更多的经济资产,更可能面临起 诉和赔偿。根据声誉理论,高收费事务所通常是国际"四大"或国内"十大",拥有较高知名度,媒 体关注度高。出于减少诉讼风险和维护声誉的动机,高收费事务所奉行长期主义,会执行更严 格的审计程序,定期投入更多的审计资源(Sirois等,2012),受外部审计政策的影响小。对于低 收费事务所,由于我国是高度分散的买方市场,低收费事务所面临较大的竞争压力乃至生存压力(刘明辉等,2003;刘斌和王雷,2014),会采取投机战略行为,受外部审计政策和监管的影响较大(叶丰滢和龚曼宁,2020)。此外,若上市公司不存在财务造假,在面对审计价格放开时,可能会选择低价审计服务,用最低成本获取效用。若上市公司存在财务造假,在面对审计价格放开时,可能会选择高价审计服务。据此推测,在低收费事务所,审计价格放开对审计效率和质量的提升作用更明显。本文采用两种方式定义高收费事务所:(1)事务所收费高于审计收费中位数(*High*);(2)事务所收费较上一年收费上涨(*Rise*)。表9的列(1)至(4)显示,在低收费和收费下降的事务所,审计价格放开对审计效率和质量的提升作用更明显。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	AE	AQ	AE	AQ
	0.011***	-0.008**	0.012***	-0.014***
Policy	(7.10)	(-2.05)	(7.20)	(-3.74)
TT. 1	$-0.017^{***}$	$0.008^{***}$		
High	(-16.25)	(4.03)		
	$-0.005^{***}$	$0.008^{***}$		
Policy×High	(-5.58)	(-3.88)		
<b>D</b> .			$-0.002^{*}$	-0.002
Rise			(-1.77)	(-0.79)
			$-0.007^{***}$	$0.005^{*}$
Policy×Rise			(-6.90)	(1.82)
G	0.960****	0.174***	1.032***	0.157***
Constant	(5.54)	(5.50)	(6.93)	(5.17)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	28000	28000	28 000	28000
$R^2$	0.820	0.352	0.813	0.352

表9 异质性检验:事务所收费高低

六、结论与启示

本文通过选取2010—2019年A股上市公司为样本,研究审计价格放开产生的影响。结果发现,审计价格放开后,审计效率和审计质量提升。在采用平行趋势检验,替换变量衡量方式,加入市场反应后,结果仍然稳健。机制检验发现,审计价格放开后,通过审计投入增加、审计约谈加强、审计市场竞争加剧三种途径,提升了审计效率和质量。异质性检验发现,当市场化和法治化水平较低,以及在国有企业、低收费和收费下降的事务所,审计价格放开对审计效率和质量的提升更明显。本文为审计价格放开提供理论依据,有利于进一步厘清市场价格机制的作用, 启示人们"机械式"审计收费的增加无异于揠苗助长。

本文可能的理论启示有:如何处理政府和市场的关系是经济体制改革的核心问题(陈雨露,2014)。我国市场的一个特征是长期存在扭曲(盛仕斌和徐海,1999)。扭曲一般有两种,一种是市场自身发展不完善导致的内生性扭曲,另一种是政策干预带来的扭曲(Bhagwati,1969)。我国是由封建小农经济转为计划经济,而后直接进入市场经济(洪银兴,2014),加之后天国际竞争环境恶劣,因而早期发展阶段市场机制不完备,存在内生扭曲,需要政策扭曲来平衡资源配置(张晓晶等,2018)。随着我国步入中等收入阶段(World Bank,2014),"人口红利"进一步消散,如何调整政府和市场的功能定位,减少要素扭曲,实现"有效市场+有为政府"已成为当下紧迫的任务(陈云贤,2019)。

本文可能的实践启示有:第一,监管部门较难通过对价格直接管控实现真正的质量管控。 审计价格是审计产出的成本并不是审计投入的实际成本。没有针对审计程序和审计人员的合 理的监督与约束,仅仅通过控制最后的产出价格,无法实现倒逼式的审计质量提升。第二,我国 审计市场仍然较为分散,行业内审计收费差异较大,不同收费水平的事务所具有不同的特征。 高收费事务所供给弹性较小,受政策监管的影响弱,而低收费事务所则受政策监管影响大。一 味地采用"一刀切"的审计价格政策不具备针对性,很难切实解决审计市场现存的定价乱象。

#### 主要参考文献

- [1]曹强, 陈汉文, 胡南薇. 事务所特征、行为与审计生产效率[J]. 南开管理评论, 2008, 11(2): 84-91,100.
- [2]曹圆圆,陈宋生,李文颖.放开审计价格管制对审计收费的影响[J].山西财经大学学报,2020,42(3):113-126.
- [3]陈云贤. 中国特色社会主义市场经济: 有为政府+有效市场[J]. 经济研究, 2019, 54(1): 4-19.
- [4]谌嘉席, 伍利娜, 王立彦. 价格管制、审计收费与审计质量[J]. 当代财经, 2016, (7): 108-117.
- [5]樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究, 2003, (3): 9-18,89.
- [6]黄益雄,李长爱. 行业自律监管能改进审计质量吗?——基于中注协约谈的证据[J]. 会计研究, 2016, (11): 84-91,96.
- [7]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100-120.
- [8]李伟, 韩晓梅, 吴联生. 审计投入的产出效应[J]. 会计研究, 2018, (3): 71-77.
- [9]刘斌, 王雷. 制度环境、审计市场集中度与审计质量[J]. 审计与经济研究, 2014, 29(4): 22-29.
- [10]刘成,黄俊,叶飞腾,等.审计团队内部合作关系网络与审计效率[J]. 审计研究, 2024, (2): 149-160.
- [11]刘明辉,李黎,张羽.我国审计市场集中度与审计质量关系的实证分析[J].会计研究,2003,(7):37-41.
- [12]漆江娜, 陈慧霖, 张阳. 事务所规模•品牌•价格与审计质量——国际"四大"中国审计市场收费与质量研究[J]. 审计研究, 2004, (3): 59-65.
- [13]盛仕斌, 徐海. 要素价格扭曲的就业效应研究[J]. 经济研究, 1999, (5): 66-72.
- [14]宋衍蘅, 付皓. 事务所审计任期会影响审计质量吗?——来自发布补充更正公告的上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2012, (1): 75-80.
- [15]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [16]吴秋生, 江雅婧. 放开价格管制提高了审计收费风险敏感性吗?[J]. 南京审计大学学报, 2021, 18(5): 16-25.
- [17]徐京平, 孙振杰. CPA审计、市场结构与审计质量[J]. 财经问题研究, 2021, (4): 90-97.
- [18]许汉友, 徐香, 朱鹏媛. 政府审计对CPA审计效率提升有传导效应吗?——基于国有控股上市公司审计的经验数据[J]. 审计研究, 2018, (3): 19-27.
- [19]许浩然, 张敏, 许天慧. 定价管制、审计费用与审计质量——来自我国A股上市公司的经验数据[J]. 会计与经济研究, 2016, 30(2): 3-24.
- [20]严文龙,陈宋生,田至立.审计定价管制与交易剩余——2010年审计定价管制失效的自然实验[J].统计研究,2020,37(7): 93-103.
- [21]叶丰滢, 龚曼宁. 审计收费价格管制与审计质量——基于双重差分模型的检验[J]. 会计研究, 2020, (12): 171-179.
- [22]张晓晶,李成,李育. 扭曲、赶超与可持续增长——对政府与市场关系的重新审视[J]. 经济研究, 2018, 53(1): 4-20.
- [23] Alchian A A. Uncertainty, evolution, and economic theory[J]. Journal of Political Economy, 1950, 58(3): 211-221.
- [24]Cao Y M, Chen J F, Lu M T, et al. To switch or not to switch? The effect of audit firms' economies of scale on audit firm switches after audit price deregulation in China[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2023, 42(4): 107098.
- [25]Cohen D A, Dey A, Lys T Z. Real and accrual-based earnings management in the pre-and post-Sarbanes-Oxley periods[J]. The Accounting Review, 2008, 83(3): 757-787.
- [26]DeFond M, Zhang J Y. A review of archival auditing research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2014, 58(2-3): 275-326.
- [27]Doogar R, Sivadasan P, Solomon I. The regulation of public company auditing: Evidence from the transition to AS5[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(4): 795-814.

[28]Knechel W R, Payne J L. Additional evidence on audit report lag[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2001, 20(1): 137-146.

[29]Whitworth J D, Lambert T A. Office-level characteristics of the big 4 and audit report timeliness[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2014, 33(3): 129-152.

## Can Pricing Deregulation Lead to an Improvement in the Efficiency and Quality of Auditing Services?

Deng Tingyou, Chen Songsheng

(Management School, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

**Summary:** This paper takes listed companies from 2010 to 2019 as the sample to explore the impact of pricing deregulation in the audit market on audit efficiency and quality. The results show that audit efficiency (DEA) and audit quality (discretional accruals) are improved after audit pricing deregulation. After using Parallel Trend Test, replacing variable measurement, and adding market reaction, the results are still robust. Mechanism testing shows that increasing audit input, strengthening audit interview, and intensifying audit market competition are the three ways to improve audit efficiency and quality. Heterogeneity analysis finds that when the levels of marketization and the rule of law are low, as well as in state-owned enterprises and low-fee and fee-reduction audit firms, audit pricing deregulation has a more significant effect on the improvement of audit efficiency and quality. Pricing deregulation re-emphasizes the decisive role of the price mechanism in the allocation of factors and provides a theoretical basis and practical reference for continuing to deepen the reforms to streamline administration and delegate power, improve regulation, and upgrade services.

Key words: audit pricing regulation; audit pricing deregulation; audit efficiency

(责任编辑:王 孜)