

殷勤款待与审计独立性： 天下有白吃的午餐吗？*

杜兴强

(厦门大学会计发展研究中心/会计系 361005)

【摘要】中国审计市场存在一些公司为其审计师提供殷勤款待的现象。“吃人的嘴软”、“天下没有免费的午餐”。本文用“免费餐饮”作为殷勤款待的替代变量，实证检验了殷勤款待对审计独立性的影响。以2001-2010年间中国上市公司为样本，本文发现上市公司对审计师的殷勤款待与可操控性应计显著正相关；进一步，殷勤款待显著降低了审计师出具非标审计意见的概率。上述研究结果表明，一些上市公司通过对审计师提供殷勤款待，从而与审计师建立了绑定关系，进而侵蚀了实质上的审计独立性。

【关键词】审计独立性；殷勤款待；免费餐饮；可操控性应计；不清洁审计意见

一、引言

利益冲突是导致审计独立性被侵蚀的根本原因（Chu等，2011）。前期文献发现审计费用依赖（DeAngelo，1981；Craswell等，2002；Ghosh等，2009）和非审计服务（Antle，1984；Weil和Tannenbaum，2001；Frankel等，2002；Ashbaugh等，2003；Antle等，2006；Gunz等，2009）是影响审计独立性的两项重要因素。但是，对客户通过向审计师提供殷勤款待，与之建立绑定关系，进而影响审计独立性，目前的研究关注较少。事实上，一些公司通过各种方式为审计师提供免费吃、喝和娱乐的机会，这在一定程度上可能损害了审计独立性。尽管审计职业道德规范（如IFAC，2001；CICA，2003；APB，2004）在不同程度上关注了客户的殷勤款待对审计独立性可能造成的影响，但现存文献并未提供足够的经验证据支持。因此，对于被审计客户为审计师提供的殷勤款待是否影响审计独立性，公众知之甚少。

王兵等（2011）研究了“餐饮和差旅费”对审计质量的影响，但并未得到一致性的结论。基于中国制度背景，本文认为“免费的餐饮费”比“差旅费”或“免费的餐饮和差旅费”能更恰当地度量殷勤款待，进而检验免费的餐饮费（殷勤款待）对审计质量的影响。中国资本市场为上述检验提供了一个独特的制度背景：审计准则及审计人员职业道德规范虽然并未明文禁止审计师接受来自客户的款待，但证监会要求上市公司在其财务报告附注中披露支付

给会计师事务所报酬的具体组成——从中可以判断上市公司是否为审计师提供了免费的餐饮费。因此学者们得以检验提供殷勤款待的公司和其他公司在审计质量方面的差异。本文手工收集了2001-2010年间中国上市公司是否为审计师提供免费餐饮费的数据，采用“倾向得分配对”法控制了内生性，发现殷勤款待与可操控性应计显著正相关，且殷勤款待公司收到非标意见的概率显著更低。上述结果表明，公司为审计师提供的殷勤款待侵蚀了审计独立性。

本文可能的理论贡献如下：首先，本文是少数采用档案数据检验殷勤款待对审计独立性影响的文献之一。王兵等（2011）发现“免费的餐饮和差旅费”对可操控性应计具有较弱的正向影响，但与非标审计意见和会计稳健性无显著关系。本文则以“免费的餐饮费”度量殷勤款待，发现为审计师提供殷勤款待的公司可操纵性应计显著更高、获得非标意见的概率显著更低、会计稳健性显著更低。其次，Law（2010）发现客户对审计师的殷勤款待对形式上的审计独立性并无影响。本文关注审计师接受殷勤款待对实质上的审计独立性的影响，因此有别于Law（2010）。最后，目前文献（Law，2010；Pany和Reckers，1980）主要基于规则导向型的制度背景，而本文则侧重于关系导向型背景下殷勤款待对审计独立性的影响。

二、文献回顾和研究假设

（一）文献回顾

审计实务委员会（APB）的《审计师职业道德准则》

* 本文英文版刊发于中国会计学会英文期刊 China Journal of Accounting Studies 第5卷第4期（2017年12月），中文版有精简。感谢国家自然科学基金重大项目课题“制度变革、非正式制度因素与会计审计行为”（71790602）与教育部人文社科基地重大项目“文化影响、会计信息质量与审计行为”（16JJD790032）的资助。

第四号(2004)指出,“审计师接受客户的礼品或款待,将对审计客观性和独立性造成自利威胁和熟悉威胁”(第44段)。该准则同时强调,“款待是很多商业关系的重要组成部分,它能为审计师理解客户业务、开展富有成效的工作提供有价值的机会。因此,若审计师接受礼品和款待的频率、性质和价值是合理的,则该行为不一定会损害审计师的客观性和独立性”(第46段)。因此,“会计师事务所应当针对审计师可以从(向)客户、客户董事、高级职员和员工等处接受(提供)的礼品和款待的价值和性质确定相应的政策,并颁布指导意见来促进事务所合伙人和员工遵守”(第47段)。此外,根据新西兰特许会计师协会(ICANZ)的职业道德规范(2003),为确保审计的实质和形式独立性,审计人员“不得接受或提供那些被认为将对其职业判断产生显著的和不当影响的款待”。加拿大特许会计师协会(CICA)职业道德守则指出,“会计师不得接受来自客户的礼品和款待,包括产品或服务折扣,除非这些礼品或款待明显是微不足道的”。国际会计师联合会(2001)同样强调,“审计人员不得接受客户过度的款待”(第8部分)。前期文献中,Pany和Reckers(1980)发现,审计师接受客户的礼品或折扣会损害形式上的独立性,因此应当禁止审计师接受来自于客户的任何款待行为。Fern(1985)认为审计师接受客户的礼品通常会造公众对审计师在感知层面的偏见。Ramsay(2001)认为审计师不得接受超越正常社交礼节的礼品或款待。Stroh(2006)发现审计师接受来自客户、客户董事或高级职员的礼品或款待,会削弱审计独立性。Salehi等(2009)发现,审计师接受客户或管理层任何礼品的行为,都将损害审计独立性。Law(2010)则发现礼品和款待对审计独立性没有显著影响。

综上所述,审计人员职业道德规范和文献对于客户向审计师提供的殷勤款待是否影响审计独立性,结论并不一致。一方面,款待是商业关系的一部分,有助于审计师更好地理解客户业务,因此审计师接受客户的款待不一定会损害审计独立性。另一方面,接受款待可能损害审计独立性。因此,美国上市公司会计监管委员会(PCAOB,2003)在职业道德规范第七条中指出,董事会成员或审计师,不得直接或间接地索取或接受如下任何礼品、补偿、谢礼或具有货币价值的任何物品:(1)干扰审计独立性和客观性;(2)妨碍董事会利益或声誉。换言之,审计职业道德规范并不禁止审计师接受来自于客户的、合理的或属于社会正常礼节范畴的款待。尽管如此,对于什么是“合理的”、“属于社会正常礼节范畴的”,目前并不存在明确的界定。

(二) 制度背景

殷勤款待,即“慷慨地、友好地款待来访者和客人”,具体指“向某个组织的客人或客户提供免费饮食”。因此从其基本内涵来看,殷勤款待由免费的餐饮组成,但并不包括差旅支出等。免费的餐饮与机票、住宿费等差旅费有显著的区别。差旅费属于一种显性契约,是能够具体归结

到个人的费用,因此可以追溯到个体审计师或事务所。此外,差旅费需要在会计账簿中进行单独的核算和披露,其金额往往是清晰的、明确的。换言之,客户公司为获取有利的审计意见,不太可能通过差旅费贿赂审计师。相反,与免费餐饮相关的费用则受隐性契约的支配,因此,往往嵌入或隐匿在公司的会计账簿中。事实上,在绝大多数情况下,难以追踪到与免费餐饮相关的费用,尤其在“八项规定”之前。基于上述区别,可以合理的推断,免费的餐饮比差旅费更可能诱发客户公司与审计师之间的串通、合谋,并最终损害审计质量。

在中国,款待是商业生活和传统文化中一种常见的行为。但对审计行业而言,尽管《中国注册会计师职业道德基本准则》或审计准则并未明令禁止审计人员接受客户的款待,但款待的确可能会对审计独立性的损害。首先,声誉效应和诉讼效应削弱了审计师接受客户款待的可能性。近年来,中国的审计人员面临着越来越严厉的惩罚。财政部、证监会和注册会计师协会颁布了一系列制度来规范会计师事务所和审计师的行为。例如,注册会计师协会在其官方网站上披露了对会计师事务所的年度检查结果,报告显示,2006到2010年期间事务所的惩罚率依次为22%、24%、25%、24%和23%,平均惩罚率达23.6%。其次,中国证监会在《关于公开发行证券的公司信息披露规范问答》第6号第三条“上市公司披露支付给会计师事务所的报酬”中明确要求,上市公司必须在财务报告附注中披露支付给会计师事务所报酬的具体组成部分,包括该公司是否提供了免费的餐饮及娱乐费用等。总之,由于我国未明确禁止审计师接受款待,一些公司确实会对审计师提供殷勤款待。上述制度背景使本文得以从财务报告附注中获取与款待相关的数据。

(三) 分析框架:殷勤款待导致的熟悉效应与贿赂效应

殷勤款待可能导致熟悉效应(familiarity effect)与贿赂效应(bribe effect)。首先,客户与审计师可能通过殷勤款待而相互熟悉。Stroh(2006)强调,审计师接受来自客户、董事或高管的殷勤款待将对审计带来熟悉性的威胁,除非该款待的价值微不足道。相互熟悉可能造成审计师故意或非故意的审计偏差(Moore等,2003;Bazerman等,2002;Antle等,2006)。事实上,审计师与客户“关系密切”会给审计过程带来审计师自身也很难察觉的偏差(Moore等,2003)。相比熟人,人们更倾向于伤害陌生人;类似地,审计师不太可能对提供殷勤款待的客户过于苛刻,所以在“保持职业怀疑而伤害客户的潜在利益”和“认可可疑的会计数字而伤害素未谋面的投资者”之间权衡时,往往向后者摇摆(Bazerman等,2002),从而造成审计偏差。相比金钱激励,审计师和客户之间的社会关系对审计独立性的负面影响更为严重。

其次,Steidlmeier(1997)指出,当以牺牲合法性为代价追求个人利益的行为被激励时,礼品或款待可能导致类似于贿赂的经济后果。具体而言,款待将导致审计师的蓄意偏差和贿赂效应。蓄意偏差,作为贿赂的一种表现形式,

通常伴随着审计师-客户之间的经济绑定关系 (Antle 等, 2006)。前期文献发现了基于审计收费的贿赂与超额应计利润之间的正关系 (Ashbaugh 等, 2003; Frankel 等, 2002)。Moore 等 (2003) 指出, 客户可以通过对审计师提供殷勤款待, 拉近与审计师的关系而导致审计偏差。关系 (*guanxi*) 在中国是社交网络的代名词 (Yeung 和 Tung, 1996), 在“提供—接受”便利以及“回馈”式或“回报”式的互惠过程中, 得以强化或维系 (Yau 等, 2000)。

最后, 审计师和客户也可以通过审计费用和非审计服务建立经济绑定关系 (Antle 等, 2006; Frankel 等, 2002; Chung 和 Kallapur, 2001), 进而诱发客户对审计师的贿赂。

(四) 研究假设

关系是商业成功的关键要素, 因此人们通常尝试建立各种关系 (Yang, 1994)。在中国, 关系的建立、保持和强化离不开殷勤款待。Cai 等 (2011) 指出, 中国企业支付的、作为润滑剂的娱乐费等占到了销售收入的 3%。关系作为中国一种典型的现象 (费孝通, 1948; Hui 和 Graen, 1997; Dunfee 和 Warren, 2001), 对商业伦理具有重要的影响 (Luo, 2000; Hwang 等, 2009)。关系有助于提升审计师和客户之间的熟识程度, 便于客户获取清洁的审计意见, 进而侵蚀审计独立性。现存文献认为, 审计师接受客户的款待可能会造成对审计的熟悉威胁 (Ramsay, 2001; Par. 8. 193)。因此, 殷勤款待可能会损害审计独立性。

MacLulich 和 Sucher (2004) 指出, 审计师通常难以拒绝客户的款待或礼品。根据领导力理论 (Kao, 1993), 拥有广泛社交网络和社会关系的企业家, 往往可以更好的实现其最终目标。免费餐饮和娱乐在中国文化中是一种习以为常的行为 (Law, 2010)。因此, 审计师通常将殷勤款待视为一种促进与客户沟通、评估客户风险、提升审计效率的渠道。相比其他市场, 中国的审计市场是高度竞争的 (Chu 等, 2011)。2003 年至 2008 年期间, 国际四大会计师事务所在中国大陆的市场份额 (审计上市公司) 分别是 17%、21%、25%、28%、33% 和 33%。作为对比, 根据 Choi 和 Wong (2007), 澳大利亚、丹麦、芬兰、中国香港、中国台湾、泰国、美国等国家(地区)前五大会计师事务所的市场份额分别达到了 79.61%、90.98%、82.05%、87.02%、57.96%、62.13% 和 95.79%。“竞争破坏伦理行为” (Cai 等, 2011; Shleifer, 2004), 因此中国审计市场中不可避免地存在导致审计独立性受损的非伦理 (unethical) 行为。

一方面, 激烈的行业竞争促使审计师和事务所与客户保持关系来留住重要客户。另一方面, 客户同样希望与审计师建立紧密的关系, 以获取有利的审计意见。因此, 审计师和客户都不太可能拒绝彼此之间关系的建立。在中国社会中, 企业可以通过多种途径与审计师建立关系, 但殷勤款待是极其重要的一种方式。款待属于一种隐性契约。在大多数情境下, 与殷勤款待相关的费用通常隐藏于公司的会计账簿中, 且往往难以证实。殷勤款待不仅可能影响审计师和客户之间的熟识程度, 而且会促进二者之间的合作或密谋, 进而达成难以言说的共识 (即贿赂效应)。为

此, 殷勤款待的熟悉效应或贿赂效应将导致审计师与客户相互依赖, 进而损害审计独立性。基于此, 本文预测, 提供款待的公司将报告更高的可操控性应计。此外, 由于信息不对称和缺乏在会计和审计方面的专长, 外部的利益相关者通常难以识别盈余管理的渠道和程度。审计师通常具有这方面的专长和能力 (Chu 等, 2011; Elias, 2002), 当审计师与客户因殷勤款待而滋生出熟悉效应和贿赂效应时, 公司获得非标审计意见的概率将更低。基于上述, 本文提出假设 1:

H1: 限定其他条件, 殷勤款待与审计质量负相关。

三、模型设定及变量

(一) 倾向得分分配对方法

本文采用倾向得分分配对方法, 以缓解款待与可操控性应计 (审计意见) 之间的内生性 (自选择问题) (Dehejia 和 Wahba, 2002), 以及殷勤款待样本与非殷勤款待样本之间的不平衡对本文结论的影响 (Kim 等, 2011)。本文采用模型 (1) 进行倾向得分分配对程序:

$$HOSP = \theta_0 + \theta_{1-23} \text{控制变量} + (\text{行业和年度虚拟变量}) + \psi (1)$$

模型 (1) 中, 因变量为款待变量 *HOSP*。*HOSP* 为虚拟变量, 若公司向其审计师提供免费餐饮则赋值为 1, 否则为 0。参考前期文献 (DeFond 等, 2002; Lawrence 等, 2011; Lennox 和 Pittman, 2010; Murphy 和 Sandino, 2010; Omer 等, 2016), 模型 (1) 包括了如下的控制变量: (1) 三个地理近邻性变量: 管制变量 *REG*, 等于公司与三个管制中心 (即北京、上海、深圳) 的平均距离 (万公里计); 审计距离变量 *AUDIT_DIS*, 等于公司与其会计师事务所的距离 (万公里计); 城市虚拟变量 *METRO*, 若公司所在城市属于直辖市、省会城市或副省级城市则赋值为 1, 否则为 0。(2) 审计师特征变量: 审计师签署审计报告与财政年度终止日的时间差变量 *DELAY*、滞后一期的审计意见变量 *OPINION_LAG*、前十大审计师虚拟变量 *BIG10*、审计师变更虚拟变量 *SWITCH*、审计师任期变量 *TENURE*、审计费用变量 *AUD_FEE*。(3) 公司治理变量: 控股股东的持股比例 *FIRST*、高管持股比例 *MANSHR*、董事长与 CEO 两职合一虚拟变量 *DUAL*、独立董事比例 *INDR*、董事会规模的自然对数 *BOARD*。(4) 公司财务特征变量: 公司规模 *SIZE*、财务杠杆 *LEV*、财务绩效 *ROA*、亏损虚拟变量 *LOSS*、微利虚拟变量 *TINY*、再融资虚拟变量 *ISSUE*。此外, 本文同时控制了: (5) 最终控制人性质变量 *STATE*、上市年限变量 *LISTAGE*、所在地市场化程度变量 *MKT*; (6) 年度和行业的固定效应。

其次, 根据模型 (1) 预测出每家公司提供殷勤款待的概率, 估计倾向得分。设定匹配阈值为 ± 0.05 , 以倾向得分为依据, 寻找与处理组公司倾向得分最接近的对照组公司, 并使二者倾向得分的差异控制在阈值之内, 进行匹配。最后, 比较处理组公司和配对的对照组公司的可操控性应计和审计意见之间的差异, 并进一步检验款待对审计独立性的影响。

(二) 可操控应计的回归模型

假设 1 预测殷勤款待与可操控性应计存在正相关关系。本文采用模型 (2) 对其进行检验。

$$DA = \alpha_0 + \alpha_1 HOSP + \alpha_2 \text{控制变量} + (\text{行业和年度虚拟变量}) + \varepsilon \quad (2)$$

模型 (2) 中, 因变量为可操控性应计 *DA*。参考 Ball and Shivakumar (2006)、Dechow 等 (1995) 和 Kothari 等 (2005), 本文计算了三种可操控性应计: *DAC* 为根据 Dechow 等 (1995) 修正的琼斯模型计算的可操控性应计除以期初总资产; *DAC_CF* 为参考 Ball 和 Shivakumar (2006) 修正的琼斯模型计算的考虑经营活动现金流的可操控性应计; *DAC_MP* 为参考 Kothari 等 (2005) 计算的基于业绩配对的可操控性应计。自变量为殷勤款待变量 *HOSP*, 若公司向其审计师提供款待 (免费的餐饮) 则赋值为 1, 否则为 0。模型 (2) 中, 若 *HOSP* 的系数显著为正 (即 $\alpha_1 > 0$), 则假设 1 被经验证据支持。

本文同时控制了下列变量: 第一, 本文加入前十大审计师的虚拟变量 (*BIG10*)、审计师变更 (*SWITCH*)、审计任期 (*TENURE*)、审计费用 (*AUD_FEE*)、审计行业专长 (*INDSPEC*)、省级层面的审计集中度 (*CONCENT*) 等控制审计师特征对可操控性应计的影响。第二, 本文控制了公司治理变量对可操控性应计的影响, 包括: 控股股东的持股比例 (*FIRST*)、高管持股比例 (*MANSHR*)、CEO 与董事长是否两职合一的虚拟变量 (*DUAL*)、独立董事比例 (*INDR*)、董事会规模的自然对数 (*BOARD*)。第三, 参考现存文献 (Choi 等, 2012), 本文加入公司业务的复杂程度 (*LNBGS*)、公司规模 (*SIZE*)、财务杠杆 (*LEV*)、财务绩效 (*ROA*)、亏损虚拟变量 (*LOSS*)、微利虚拟变量 (*TINY*)、滞后一期的总应计利润 (*LAGACCR*)、营业收入的变动 (*CHGSALE*)、账面市值比 (*BTM*)、财务困境指数 (*ZMIJ*) 和再融资虚拟变量 (*ISSUE*) 以控制公司层面的财务特征对可操纵应计利润的影响。第四, 控制最终控制人的性质 (*STATE*)、公司上市年限 (*LISTAGE*) 和所在地市场化程度 (*MKT*) 对可操纵应计利润的影响。最后, 控制年度和行业固定效应。

(三) 非标审计意见的回归模型

本文参考 Wang 等 (2008), 构建模型 (3) 检验殷勤款待对非标审计意见的影响:

$$OPINION = \beta_0 + \beta_1 HOSP + \beta_2 \text{控制变量} + (\text{行业和年度虚拟变量}) + \zeta \quad (3)$$

模型 (3) 中, 因变量为审计意见 *OPINION*, 若公司被审计师出具了非标审计意见则赋值为 1, 否则为 0 (Chen 等, 2001; DeFond 等, 2000; Wang 等, 2008)。模型 (3) 中的主要解释变量为款待变量 *HOSP*。若 *HOSP* 的系数显著为负 (即 $\beta_1 < 0$), 则假设 1 得以成立。

参考先前文献 (DeFond 等, 2000; Wang 等, 2008), 本文在模型 (3) 中加入了一系列控制变量。第一, 滞后一期的审计意见 (*OPINION_LAG*)、前十大会计师事务所虚拟变量 (*BIG10*)、审计师变更 (*SWITCH*)、审计任期

(*TENURE*)、审计费用 (*AUD_FEE*) 等审计师特征对审计师出具不清洁审计意见的影响。第二, 影响审计意见的公司特征变量 (Wang 等, 2008), 包括财务绩效 (*ROA*)、公司亏损虚拟变量 (*LOSS*)、微利虚拟变量 (*TINY*)、公司规模 (*SIZE*)、财务杠杆 (*LEV*)、流动比率 (*CURR*)、应收账款周转比率 (*ARTA*)、存货周转比率 (*INVTA*)、总资产周转率 (*TURNOVER*)、滞后一期的总应计利润 (*LAGACCR*)、账面市值比率 (*BTM*)、财务困境指数 (*ZMIJ*)、以及再融资虚拟变量 (*ISSUE*)。第三, 参考前期文献 (Chen 等, 2001; Haw 等, 2003; Wang 等, 2008), 控制年度股票收益 (*STOCKRET*)、风险因子 (*BETA*) 对审计意见的影响。第四, 控制最终控制人的性质 (*STATE*)、公司上市年限 (*LISTAGE*) 对审计意见的影响。此外, 参考 Wang 等 (2008), 本文同时控制了公司所在地市场化进程 (*MKT*) 的影响。本文还控制了行业和年度的固定效应 (即 *YEAR* 和 *INDUSTRY*)。

四、样本与描述性统计

(一) 样本

本文样本区间为 2001-2010 年。WIND 数据库“上市公司财务报告附注”详细披露了上市公司审计费用的组成部分, 本文根据这些信息, 逐年逐家对公司是否向审计师提供“免费餐饮”进行辨别, 进而形成殷勤款待的数据。此外, 本文按以下标准对样本进行了筛选: (1) 删除银行、保险和其他金融行业的观测值; (2) 删除同时发行 A 股与 B/H 股的观测值; (3) 删除控制变量缺失的观测值。最终本文共获得 11, 636 条观测值, 包括: (1) 明确表示向审计师提供殷勤款待的 242 条观测值 (*HOSP* 样本); (2) 明确表示未向审计师提供款待的 3, 745 条观测值; (3) 未披露明确的信息, 导致难以判断是否提供款待的 7, 649 条观测值。本文采用倾向得分配对方法, 在第 (1) 和 (2) 类观测值的基础上进行配对, 最终获得的配对样本包含 484 个观测值——242 个提供款待的观测值 (*HOSP* 样本, 处理样本) 和 242 个未提供款待的观测值 (对照样本)。为控制极端值的影响, 本文对所有连续变量进行了 1% 和 99% 分位的缩尾处理。

(二) 数据来源

本文数据来源如下: (1) 参考王兵等 (2011), 本文基于 WIND 的“上市公司财务报告附注”, 手工搜集了关于上市公司是否为审计师提供殷勤款待 *HOSP* 的数据 (但仅有 6 家公司提供了款待的具体金额)。(2) 本文根据 CSMAR 数据库, 手工搜集了 *SWITCH*、*TENURE*、*LNBGS*、*INDSPEC* 和 *CONCENT* 等变量的数据。(3) *OPINION* 和 *OPINION_LAG* 的数据来源于 CSMAR 数据库。(4) 本文计算并搜集了 *DAC*、*DAC_CF* 和 *DAC_MP* 变量的数据。(5) *MKT* 源于樊纲等 (2011)。(6) 其他数据均来自 CSMAR 数据库。

(三) 描述性统计和单变量检验

表 1 第 (1) - (2) 列分别报告了殷勤款待样本、对照样本各变量的均值和标准差。第 (3) 列报告了 *HOSP* 样

本与对照样本变量均值的比较结果 (t 检验)①。表 1 的第 (1) - (3) 行结果表明, HOSP 样本与对照样本中的 DAC、DAC_CF 和 DAC_MP 变量在 1% 的置信水平上存在显著的区别。第 (4) 行结果表明, HOSP 样本和对照样

本的 OPINION 均值差异显著为负。上述结果初步支持了本文的假设 1。此外, 所有控制变量的均值差异均不显著 (表格从略), 表明本文采用的倾向得分配对过程是合理的。

表 1 HOSP 样本与对照样本的描述性统计和 t 检验结果

变量	(1) HOSP 样本		(2) 对照样本		t 检验 (1) v. s (2)	
	均值	标准差	均值	标准差		
DAC	(1)	0.0032	0.0936	-0.0283	0.0802	3.98***
DAC_CF	(2)	0.0092	0.0560	-0.0048	0.0535	2.82***
DAC_MP	(3)	0.0029	0.1151	-0.0378	0.1054	4.06***
OPINION	(4)	0.0413	0.1994	0.1405	0.3482	-3.84***

注: ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著 (双尾)。

五、实证结果

(一) 假设 1 的回归结果

表 2 的 Panel A 报告了款待与可操控性应计的回归结果。第 (1) - (3) 列的被解释变量分别为 DAC、DAC_CF 和 DAC_MP。本文所有 t 统计量均经过了公司和年度群聚效应的稳健标准误处理 (Petersen, 2009)。如 Panel A 的第 (1) - (3) 列所示, HOSP 的系数均在 1% 的水平上显著为正 (系数 = 0.0291, t 值 = 3.95; 系数 = 0.0122, t 值 = 5.70; 系数 = 0.0383, t 值 = 3.52), 支持了假设 1, 表明审计师接受客户殷勤款待的行为与公司的可操控性应计正相关。此外, 系数估计结果表明, HOSP 样本的可操控性应计比对照样本的平均要高 2.91%、1.22% 和 3.83%。因此, 这些系数不仅统计显著, 而且具有一定的经济意义。

表 2 殷勤款待对可操控性应计与审计意见的影响

Panel A: 殷勤款待对可操控性应计的影响						
变量	(1)		(2)		(3)	
	DAC		DAC_CF		DAC_MP	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
HOSP	0.0291***	3.95	0.0122***	5.70	0.0383***	3.52
BIG10	0.0031	0.52	0.0053*	1.96	0.0067	0.57
SWITCH	0.0126	0.61	-0.0098	-1.58	0.0367	1.16
TENURE	-0.0001	-0.04	-0.0001	-0.02	0.0004	0.17
AUD_FEE	-0.0140	-1.50	-0.0004	-0.09	-0.0176**	-2.34
INDSPEC	0.0073	0.96	0.0038	1.08	0.0232	1.22
CONCENT	0.0501	1.21	-0.0115	-0.73	-0.0106	-0.20
FIRST	0.0150	0.41	0.0069	0.53	-0.0139	-0.41
MANSHR	-0.0468	-1.32	-0.0266	-0.98	0.0761	0.64

续表

Panel A: 殷勤款待对可操控性应计的影响						
变量	(1)		(2)		(3)	
	DAC		DAC_CF		DAC_MP	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
DUAL	-0.0128	-1.13	-0.0001	-0.01	-0.0109	-0.46
INDR	0.1193	1.58	0.0317	0.96	0.2667**	2.12
BOARD	0.0037	0.20	-0.0073	-0.93	0.0586**	2.43
LNBCGS	0.0052	0.97	0.0026	0.97	0.0023	0.26
SIZE	-0.0006	-0.05	-0.0008	-0.30	-0.0047	-0.39
LEV	0.4201	0.68	-0.5862***	-3.15	-0.2668	-0.61
ROA	0.1654	0.30	1.0657***	6.92	0.2516	0.58
LOSS	-0.0225	-0.99	-0.0113	-0.80	-0.0158	-0.52
TINY	0.0042	0.30	-0.0045	-1.17	0.0111	0.45
LAGACCR	0.0303	0.71	0.0302*	1.91	0.0832	1.49
CHGSALE	-0.0826***	-5.08	-0.0632***	-10.75	-0.0539**	-2.53
BTM	0.0233	0.85	0.0050	0.47	0.0428	1.52
ZMIJ	-0.0661	-0.59	0.1050***	3.13	0.0452	0.59
ISSUE	0.0039	0.49	-0.0018	-1.09	0.0027	0.18
STATE	0.0093	0.63	0.0038	0.87	0.0241	1.21
LISTAGE	0.0014	0.65	-0.0001	-0.04	0.0020	0.72
MKT	0.0007	0.38	-0.0008	-1.06	-0.0022	-0.60
Constant	-0.3286	-0.57	0.4507***	2.93	0.1975	0.58
行业、年度	控制		控制		控制	
观测值	484		484		484	
Adj. R ²	0.1945		0.6308		0.0492	
F (p) 值	4.37*** (<.0001)		12.67*** (<.0001)		1.74*** (0.0015)	

① 倾向得分配对对第一阶段的结果如下: HOSP = -1.0893 (-1.16) -0.1070 (-0.91) × REG -0.1155* (-1.87) × AUDIT_DIS -0.4347*** (-5.49) × METRO +0.1704** (2.39) × AUD_FEE +0.0191 (0.23) × ISSUE -0.0018 (-1.13) × DELAY +0.0113 (0.08) × OPINION_LAG +0.0894 (1.06) × BIG10 -0.2089 (-1.43) × SWITCH -0.0164 (-1.44) × TENURE -0.0029 (-0.01) × FIRST -0.8554 (-1.06) × MANSHR -0.2182* (-1.90) × DUAL +0.5068 (0.83) × INDR -0.4723*** (-2.63) × BOARD -0.0291 (-0.59) × SIZE -0.3434 (-1.53) × LEV -0.0426 (-0.06) × ROA -0.0902 (-0.60) × LOSS -0.2167 (-1.19) × TINY -0.0204 (-0.24) × STATE +0.0461*** (3.53) × LISTAGE -0.1439*** (-5.19) × MKT + 行业与年度效应 (观测值: 3 987; Pseudo R² = 0.1267; LR -value = 228.21***)。

续表

Panel B: 殷勤款待对审计意见的影响			
变量	系数	t 值	边际影响
HOSP	-2.0453***	-2.93	-0.0917
OPINION_LAG	2.6255**	2.40	0.1169
BIG10	0.3322	0.54	0.0151
SWITCH	-0.1141	-0.09	-0.0039
TENURE	-0.1718**	-2.13	-0.0075
AUD_FEE	-1.1591**	-2.14	-0.0504
ROA	-8.2802**	-2.33	-0.3844
LOSS	-0.2079	-0.23	-0.0097
TINY	2.0602*	1.91	0.0926
SIZE	0.1514	0.36	0.0060
LEV	8.2680**	2.29	0.3850
CURR	-0.0787	-0.24	-0.0032
ARTA	5.3450	1.52	0.2348
INVTA	-0.6009	-0.24	-0.0308
TURNOVER	-1.1875**	-2.17	-0.0550
LAGACCR	-1.7342	-0.55	-0.0818
BTM	3.3828***	2.67	0.1501
ZMIJ	-1.3915**	-2.17	-0.0648
ISSUE	-4.0805**	-2.41	-0.1822
STOCKRET	0.0067	0.02	0.0013
BETA	-3.4365***	-2.68	-0.1539
STATE	-0.2977	-0.81	-0.0131
LISTAGE	-0.0654*	-1.75	-0.0032
MKT	0.2101	1.41	0.0095
Constant	-16.0227*	-1.73	
行业、年度		控制	
观测值		484	
Pseudo R ²		0.5753	
LR (p-) 值		168.10*** (<.0001)	

注: ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著 (双尾)。所有 t 值均经过公司和年度 cluster 稳健调整 (Petersen, 2009)。

表 2 Panel B 的结果表明, HOSP 系数在 1% 水平上显著为负 (系数 = -2.0453, t 值 = -2.93), 说明接受客户殷勤款待的审计师出具非标审计意见的概率显著更低。HOSP 对审计意见的边际影响是 -9.17%, 表明 HOSP 对审计意见的影响具有经济意义。上述结果支持了假设 1。

(二) 敏感性测试

1. 参考 Ball 和 Shivakumar (2006), 本文构建了 DAC_{CFADJ} 、 $DAC_{\Delta CF}$ 和 DAC_{RET} ——考虑行业中位数调整的经营活

动现金流的可操纵性应计、考虑经营活动现金流变动的可操纵应计和考虑异常收益的可操纵应计——作为

因变量, 结果表明 (表格从略、下同), HOSP 系数均显著为正, 支持了假设 1。
2. 按照审计意见的严苛程度, 本文构建了有序变量 $OPINION_RANK$ ——当公司的审计意见为标准无保留意见、带强调事项段的无保留意见、保留意见、否定意见或无法发表意见时, $OPINION_RANK$ 依次取值为 0、1、2、3、4。以 $OPINION_RANK$ 作为因变量, 结果显示, HOSP 的系数均显著为负, 支持了假设 1。

3. 本文以会计稳健性 (Basu, 1997) 作为审计质量的替代变量, 结果表明, $HOSP \times RET \times DR$ 系数显著为负, 表明殷勤款待减少了公司的会计稳健性。

4. 本文进一步采用 Heckman (1979) 的两阶段方法缓解自选择问题。结果表明, HOSP 显著增加了可操控性应计和降低了非标意见的概率, 为假设 1 提供了额外的证据支持。

5. 本文构建差旅费的虚拟变量 $TRAV$ ——若公司向其审计师提供差旅费, 则赋值为 1, 否则为 0, 发现差旅费对可操控应计与非标审计意见没有显著的影响, 说明: (1) “免费餐饮”, 而非 “差旅费” 削弱了审计独立性; (2) “免费餐饮” 属于殷勤款待的范畴, 但 “差旅费” 不应被归因为殷勤款待。本文进一步参考王兵等 (2011), 构建了另一虚拟变量 $HOSP_TRAV$ ——若公司单独向其审计师提供了 “免费餐饮” 或/和 “差旅费” 则赋值为 1, 否则为 0。回归结果表明, $HOSP_TRAV$ 的系数均不显著, 说明 “免费餐饮” 可以比 “差旅费” 或 “免费的餐饮和差旅费” 更恰当的度量殷勤款待。

6. 本文进一步检验单独提供差旅费的公司 ($TRAV$ 样本) 与未单独提供差旅费的公司 (非 $TRAV$ 样本) 的审计费用是否存在差异。结果表明, 单独提供差旅费的公司支付的审计费用显著更低。换言之, “羊毛出在羊身上”, 如果公司向其审计师单独提供了差旅费, 那么审计费用显著低于合同规定审计费用应包含差旅费的情况, 反之亦然。因此, 差旅费不应被归类为款待费用。但是, 提供殷勤款待 (免费餐饮, HOSP 样本) 的公司与未提供款待的公司 (非 HOSP 样本) 之间的审计费用不存在显著差异, 说明不论审计费用是否涵盖 “免费的餐饮”, 审计费用不存在显著的差异。因此, 免费餐饮属于殷勤款待的范畴。

7. 本文进一步检验了殷勤款待对超额收益 ($BHAR$) 的影响, 发现提供殷勤款待的公司的 $BHAR$ 显著更低, 表明其业绩相对更逊色。绩效不佳会刺激管理者通过操纵盈余来粉饰财务报表, 并 “贿赂” 审计师。

六、研究结论

近年来, 审计独立性备受学术界、监管部门和公众关注。审计职业道德规范和现存文献均注意到了殷勤款待对形式审计独立性的影响。但是, 审计师接受客户的殷勤款待是否影响实质上的审计独立性, 相关研究尚显不足。本文实证检验了殷勤款待对实质审计独立性的影响。研究发现, 向审计师提供殷勤款待的公司具有显著更高的可操控性应计, 且提供殷勤款待的公司更不可能被出具不清洁的

审计意见。结论表明,公司可能通过对审计师提供殷勤款待与之建立经济绑定关系,进而损害了审计的独立性。

本文贡献主要在于:首先,本文发现殷勤款待损害了实质上的审计独立性,对审计行业防范客户对审计师提供殷勤款待所产生的负面影响具有一定的借鉴意义。其次,本文发现可为规则导向型经济体的“审计独立性”研究提供支持性证据。“千里之堤,溃于蚁穴”,殷勤款待对审计独立性的损害不容忽视。

本文研究的不足之处在于:首先,受数据限制,本文数据仅表明公司是否向审计师提供款待,但无法辨明殷勤款待的具体金额和程度。其次,本文中向审计师提供“免费餐饮”的观测值较少(242个),因此在概化本文结论的过程中应该要谨慎。最后,本文基于中国制度背景,研究结论可能不适用于其他经济体。

主要参考文献

- 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 2011. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告. 北京: 经济科学出版社
- 费孝通. 1948. 乡土中国. 上海: 上海观察社
- 王兵, 苏文兵, 方长春. 2011. 吃人的嘴软吗? 基于审计师餐旅费与审计质量关系的实证研究. 中国会计评论, 9 (1): 55~72
- APB Ethical Standard No. 4. 2004. Fees, Remuneration and Evaluation Policies, Litigation, Gifts and Hospitality (Re-issued): U. S
- Ball, R. L., L. Shivakumar. 2006. The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition. Journal of Accounting Research, 44 (2): 207~241
- Cai, H. B., H. M. L. Fang, X. Xu (Colin). 2011. Eat, Drink, Firms, Government: An investigation of Corruption from The Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms. Journal of Law and Economic, 54 (1): 55~78
- Canadian Institute of Chartered Accountants (CICA). 2003. Rules of Professional Conduct, Toronto, CICA, Canada.
- Chen, C. J. P., S. Chen, X. Su. 2001. Profitability Regulation, Earnings Management, and Modified Audit Opinions: Evidence from China. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 20 (2): 9~30
- Choi, J. H., J. B. Kim, A. A. Qiu, Y. Zang. 2012. Geographic Proximity Between Auditor and Client: How Does It Impact Audit Quality?. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 31 (2): 43~72
- Chu, A. G. H., X. Du, G. Jiang, 2011. Buy, Lie, or Die: An Investigation of Chinese ST Firms' Voluntary Interim Audit Motive and Auditor Independence. Journal of Business Ethics, 102 (1): 135~153
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor Independence, Low-balling and Disclosure Regulation. Journal of Accounting and Economics, 3 (1): 113~127
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, A. P. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. The Accounting Review, 70 (2): 193~225
- International Federation of Accountants (IFAC). 2001. IFAC Code of Ethics for Professional Accountants.
- Moore M., G. Loewenstein, L. Tanlu, M. Bazerman. 2003. Auditor Independence, Conflict of Interest, and the Unconscious Intrusion of Bias. Division of Research, Harvard Business School, Working paper
- Kothari, S. P., A. J. Leone, C. E. Wasley. 2005. Performance Matched Abnormal Accrual Measures. Journal of Accounting and Economics, 39 (1): 163~197
- Law, P. 2010. The Influence of The Types of NAS Provisions and Gifts Hospitality on Auditor Independence: Influence of The Types of NAS Provisions. International Journal of Accounting and Information Management, 18 (2): 105~117
- Lawrence, A., M. Minutti-Meza, P. Zhang. 2011. Can Big 4 Versus non-Big 4 Differences in Audit-quality Proxies Be Attributed to Client Characteristics?. The Accounting Review, 86 (1): 259~286
- Pany, K., P. Reckers. 1980. The Effects of Gifts, Discounts and Client Size on Perceived Auditor Independence. The Accounting Review, 55 (1): 50~61
- Wang, Q., T. J. Wong, L. Xia. 2008. State Ownership, the Institutional Environment, and Auditor Choice: Evidence from China. Journal of Accounting and Economics, 46 (1): 112~134

Hospitality and Auditor Independence: Do Gifts Blind the Eyes?

Du Xingqiang

Abstract: In the Chinese audit market, some firms provide hospitality to their auditors. “Gifts blind the eyes” and “there is no such thing as a free lunch”. The phenomenon provides researchers with a unique setting to examine whether hospitality (proxied by free food and drink) can impair actual auditor independence. Using a sample of Chinese listed firms over 2001–2010, my findings show that hospitality is significantly positively associated with discretionary accruals, but hospitality is significantly negatively associated with auditors' propensity to issue modified audit opinions. These findings, taken together, imply that some Chinese listed firms compromise auditor independence and establish bonding relations with their auditors via hospitality. This study validates the impairment of hospitality on actual auditor independence.

Key Words: Auditor Independence; Hospitality; Free Food and Drink; Discretionary Accruals; Modified Audit Opinions