

懂事的董事：清洁型意见中的行业专家溢价

赵子夜

（上海财经大学会计与财务研究院、会计学院，上海杨浦 200434）

摘要：董事会关门议事，同时出具大量同态化的清洁意见（占总意见 98%），这些意见是否一定同质？投资者是否会根据独立董事特征区别定价？本文分析了行业专家型独立董事的治理特质，在此基础上检验了其是否影响同态化清洁意见的市场反应。结果表明，相对于对照公司，聘请了行业专家型独立董事的公司，被出具的清洁意见在短窗口内体现出明显的市场溢价。进一步的，当意见涉及关联交易，中小股东对监督服务的需求提升时，专家的溢价显著增加，达到约 1%。统计结论为行业专家的监督效应提供了证据，同时有助于我们理解，大量的清洁意见并非一堂和气，投资者会依据董事背景对同态的清洁意见区别定价，暗示中国的独立董事的履职具有圆滑的特点。在中国，懂数的会计专家型独立董事已经得到了制度保障，而懂事的行业专家型独立董事也值得关注。

关键词：行业专家、清洁意见、市场溢价

中图分类号：F230.9 **文献标识码：**A

0 引言

用档案研究法考察独立董事行为的一大难题，在于董事会不公开内部表决的过程，同时出具大量同态化的清洁意见，使得研究者难以判断独立董事是否起到了实质性的作用，这就是所谓的内议不可视效应。实际上，同是清洁意见，一种是管理层提出的议案本就合理，被独立董事予以肯定；另一种则是提案中包含机会主义倾向，但管理层和独立董事协商后对提案进行了调整，然后再向市场报出清洁意见；第三种是提案有问题，但独立董事仍然报出清洁意见。显然，在第二种情景中，独立董事起到了实质性的保护投资者的作用。

独立董事制度源自西方，遭遇本土的文化制度后必然引发自有的特征。美国的公司实务确实存在外部董事比例逐年增加的情况，但这可能是中小股东保护制度的结果，正如古志辉^[1]指出的股权分散化是普通法有效保护小股东权益的结果。正是因为如此，独立董事制度在中国存在两大争论，我们也仍然需要更多的经验证据来理解其履职效果。争论一，海内外关于独立董事的绩效后果的研究，不论是关注于独立董事的比例、还是独立董事的背景，证据都处于矛盾^[2-4]。那么，中国的独立董事是否起到了正面的作用？争论二，独立董事的职能，是体现在管理决策，还是监督方面，研究结论也未达统一^[5-10]。

就上述争论而言，中国市场提供了极好的研究机会。首先，在保护中小股东的治理目标下，独立董事需对诸多事项发布意见，并予以公开，这为大样本的事件研究提供了数据基础。在内议不可视效应下，考察清洁意见的事件反应的差异，能够从市场感知的角度揭示，什么样的独立董事能起到更好的监督作用。其次，虽然监管方要求公司至少聘请一名会计专家作为独立董事，但对是否需要聘请行业专家董事并未作强制规定，这为刻画独立董事的背景差别提供了良好的变量环境。故此，本文首先分析了行业专家型独立董事的特质，从专家声誉、同行沟通、软信息学习和业务信息索取四个维度分析了其改善董事会监督力的机制。随后，本文还分析了中国独立董事行权的不逾矩特征，为大量的清洁型意见的反应差异梳理了可行

性条件。最后，本文检验了行业专家对清洁意见的市场反应的影响。检验结果表明，在根据是否聘请了行业专家将观测公司进行分组以后，同是清洁意见，专家组的公司在短期内体现出约 0.3% 的市场溢价。进一步的测试表明，当意见涉及关联交易，专家的溢价效应更为明显，达到了约 1%。统计结论在多种超额回报的计量方式和样本选取的方式下保持稳定，且经过了内生性的测试。研究结论从市场感知的角度为行业专家的监督效应提供了证据，同时证明，大量的清洁意见并非一堂和气，投资者根据独立董事的背景进行了差别定价。

本研究的贡献体现在，首先，就如何构建更好的董事会而言，行业专家型独立董事在世界各国都非强制，其聘入动机和后果都值得研究。本文的证据表明，行业专家激发了独立董事意见的市场溢价，为其正面的监督效应提供了证据。其次，已有的研究表明，董事会的监督和管理职能并存，谁占主导尚存争论^[9,11]。由于中国的独立董事意见主要为保护中小股东的利益而设，因此，本研究为什么样的董事会更有利于监督职能提供了证据。第三，就中国的独立董事而言，近期的研究表明其治理效应依特定条件激发，比如陈运森和谢德仁^[12]指出的独立董事所处的网络位置。本研究则丰富了该领域的研究，证明特定的专业背景有利于独立董事的履职效果。当然，考虑到中国的上市公司必须聘请会计专家作为独立董事，因此本研究的结论不能排除会计专家和行业专家协同履职的可能。最后，因中国公司相对独特的股权结构和治理环境，独立董事的履职模式也有本土化的特点，比如俞伟峰等^[13]提出的不求有功，但求无过；再比如赵子夜和周静^[14]发现的独立董事在客户压力下促进了审计鉴证的收费系统，和审计方形成联合抗压。本研究丰富了此领域的文献，表明投资者会依据董事背景对清洁型的意见进行区别定价，暗示中国的独立董事在履职时可能具有不直接顶撞管理层，但“委婉”的进行监督的“圆滑”特征。

1. 针对行业专家的区别定价：基于中国制度背景的分析框架

董事会行为是国际学术界的热点问题。和美国不同，中国独立董事的履职环境和方式具有自身的特点。比如，如 Shleifer and Vishny^[15]所言，东亚的公司的代理问题主要体现在大股东和中小股东之间。因此，独立董事在中国背负着保护中小股东的职责，他们将投入精力对关联交易进行审核。同时，由于中国公司的治理结构呈现出内部人控制的特点，业界一般对独立董事直接监督公司控制人的能力表示怀疑。相比之下，在美国，外部董事则将大量精力投入到反收购决策和对高管的聘用决策中去^[16-19]。

海内外的研究都因董事会关门议事而难以获得直接的数据，最新的研究因获得董事会讨论的部分内部信息而扩展了此领域的知识。Schwartz-Ziv 和 Weisbach^[9]的研究表明，董事会更多的执行监督职能，兼而执行管理功能。并且，在监督的过程中，董事会很少会提出对 CEO 提案不一致的意见。不过，该文作者也提到，由于数据中缺乏外部董事的信息，他们的研究主要关注于整个董事会的行为。相比之下，中国的独立董事制度为本文提供了研究契机。在我们的研究期间内，约有半数的公司至少聘请了一名行业专家作为独立董事。后文将要分析，因专家声誉、同行沟通、软信息学习和业务信息索取四个维度组成的专家效应机制，在关门议事和独立董事不逾矩的环境下，大量同态的清洁型意见也可能引发不同的经济后果。

1.1 数据与争论：中国的研究契机

2005 年起，中国的上市公司开始系统式的发布独立董事意见，几乎每家公司都会被出具有关高管人事、高管薪酬、关联交易和重大交易等事项的意见，这些独特且系统的数据，为事件研究提供了足够大的样本。从发布的意见的类型来看，这当中有约 98% 的意见是完全清洁的，独立董事对各重大事项持肯定态度，可谓“一堂和气”。唐雪松等^[20]开启了中国独立董事意见的研究，研究结论表明，独立董事在出具非清洁意见时会考虑席位丢失和自身财富问题。与她们的研究形成对照，本研究将重点放在中国市场绝大多数的清洁意见中。值得一提的是，虽然大量同态化的清洁意见可能引发业界对独立董事的职能的怀疑，但在海外，

有证据表明董事会也很少直接和管理层形成冲突。比如,根据 Schwartz-Ziv 和 Weisbach^[9]的研究,以色列 11 家政府控制的公司的董事会会议的数据揭示,董事会对 CEO 议案持反调的比例很低。

本研究的关注点,在于同态化的清洁意见是否被投资者视为同质,如果不是,区别的因素是什么。对此问题,中国提供了良好的研究机会。根据监管规则,中国公司的独立董事在比例上要求达到 1/3,在背景上需要至少聘请一名会计专家。不过,在是否聘请行业专家方面,中国公司则提供了良好的方差,根据人工阅读和判定,在 2004-2009 期间,有约半数的观测公司至少聘请了一名行业专家作为独立董事,这使得本研究得以将样本分成数量均衡的对照组和专家组。

利用系统的独立董事意见和专家型背景的方差,本文试图对独立董事的分析框架做有益的补充。就独立董事的效果而言,海内外文献都存在巨大的争议,尤其是独立董事是否有助于公司绩效的提升。也正是因为如此,中国的学者们开始另辟蹊径,从独立董事的履职特征和行权条件来考察其作用。比如,陈运森和谢德仁^[12]发现,当考虑独立董事所处的网络位置时,中心型的独立董事有利于提高公司的投资效率,这说明独立董事的作用是有条件的。另一方面,独立董事在压力下不直接顶撞管理层的特性也受到关注^[13-14]。故此,本研究考察的议题,将能丰富独立董事的研究文献,有助于我们对中国独立董事的履职特征的理解。

1.2 同态清洁意见的感知差异:“圆滑”的本土履职模式

行业专家型独立董事的聘入,未必会增加董事会直接顶撞管理层的概率,但在切实的履职压力下,独立董事仍会“委婉”的改善董事会的监督效率。不直接顶撞管理层未必有害于公司治理,根据乘员理论,外部董事过多的问责会削弱董事会的行权的连续性^[21]。比如,俞伟峰等^[13]指出,当声誉机制和人力资本市场竞争无法对独立董事提供有效的激励和监督时,独立董事将不求有功,但求无过,通过增进信息的透明度来履职。独立董事之所以缓和的履职,一个重要的原因是中国上市公司第一大股东通常对公司具有绝对的控制,股权结构呈现出内部人控制的格局。独立董事的聘用一旦经由内部人决定,将面临巨大的客户压力,从而难以维持应有的监督力。实际上,类似的压力问题同样出现在审计方的身上,比如,由于非标准审计意见会对上市公司带来重大的负面影响,审计师会在客户公司的压力下,将保留意见“圆滑”的变通为无保留意见加上说明段,而避免出具其他非标准审计意见^[22-23]。

在巨大的客户压力下,独立董事会寻求曲线式的履职方式。比如,赵子夜^[24]发现中国上市公司的非标准审计意见的说明段中出现了大量的有关公司治理的内容,独立董事也促进了公司风险指标和审计意见的关联度。这说明,审计方和独立董事的关注存在高度重合,暗示独立董事和审计方联合监督。此外,独立董事在面对包含机会主义的提案时,未必会直接否决,但会提出调整建议,如果管理层同意调整,那么我们将看到清洁的意见和调整后的公司经营提案。只不过,独立董事和管理层的协商和调整过程是无法观测的。关于这种履职模式, Schwartz-Ziv 和 Weisbach^[9]利用独特的董事会内部信息给出了真实的案例。案例公司为以色列的国有控股公司,公司 CEO 在开董事会前侦测到董事的负面态度后,在开会时递交了按董事态度调整后的提案,从而成功的获得了批准。这充分说明,董事会的监督可能是事前的,间接的。因此,关门议事下的圆滑履职,导致了独立董事意见的清洁率很高,但同态的意见的产生过程,却可能存在巨大的区别,也可能代表着不同的治理效率,从而引发投资者的区别定价。

1.3 行业专家的职能特质

在圆滑型的治理模式下,行业专家型的独立董事在专家声誉、同行沟通、软信息学习和业务信息索取方面,都具有理论上的优势。这些优势使得独立的清洁意见更能置信于投资者,

从而引发市场溢价。另一方面，行业专家也可能在合谋和信息沟通不畅时降低投资者对清洁意见的评价，从而引发负面的市场反应，净效果取决于两种作用的对比。

1.3.1 行业专家的声誉效应

代理人在声誉的激励下努力工作，在 Fama^[25]的经典论文中已有所阐述。声誉机制的一个重要的条件，是代理人市场上供给超过需求，从而引发一种竞争和声誉塑造的需求。就此而言，中国的独立董事市场可能存在两种情况。其一，对于那些社会影响力大，地位显赫的独立董事而言，市场供不应求。一旦被聘为独立董事，他们将致力于保护已有的显赫声誉，显然，一个学术影响力巨大的老院士，不会希望任职公司出现和自己专业领域相关的丑闻。其二，对于愿意担任独立董事的行业专家而言，市场是供大于求的，他们有动机通过勤勉的履职来建立声誉，这些是上进派的行业专家。因此，对于声名显赫和上进派的专家型独立董事，存在基本的声誉激励。行业专家的另一种声誉机制，在于他们作为熟悉公司业务的专家，比其他董事更为懂“事”，在辨析和业务特质相关的机会主义方面有更强的能力，根据能力越大，责任越大的准则，他们在业务特质明显的公司将承担更大的责任和声誉激励。Bushman 等^[26]发现，美国公司的业务复杂度越高，股东越愿意聘请行业专家型的外部董事来监督管理层。

1.3.2 同行沟通的效应

行业专家型独立董事，不仅和管理层中的非董事成员，也和内部执行董事在经营业务上成为同行，同行关系有利于机会主义问题的解决。首先，在事前的震慑方面，在监督人知晓业内行规和灰色地带的情况下，一些常见的机会主义行为将很容易被识破，从而，代理人提出此类议案的动机大幅降低。其次，即使管理层因强大的谈判能力而将议案提上日程，行业专家的存在也使得谈判双方更容易摸清对方的底线，从而形成共识和妥协。因此，同行之间的沟通能够在双方存在共识的情况下改善董事会的监督效率。实际上，即使在美国外部董事盛行的情况下，监督过程中也表现为复杂的信息沟通过程^[27]。

1.3.3 软信息学习

在监督和评价代理人绩效的过程中，除了以数字方式存在的硬信息，软信息的重要性也受到学术界的关注。Cornelli 等^[28]的研究表明，董事会在决定是否解聘 CEO 时，除了会依赖会计业绩等数字指标，也会搜集 CEO 是否胜任等软信息。比如，管理层是否因行业景气而幸运的改善了公司业绩，同时，董事会还通过学习的方式来改进聘任效率。显然，在硬信息的解读和运用上，会计专家具有优势，而在衡量管理能力和幸运程度等软信息方面，行业专家则具有优势。毕竟，行业专家可能在其他公司中作为管理人员被监督，这种经历将使得他们具备更强的使用软信息的能力。

1.3.4 业务信息索取

独立董事作为一个整体，在对公司的信息拥有量上仍然弱于管理层和执行董事，因此，业务信息索取成为衡量其履职效率和态度的重要标志。而对代理人的监督，其过程可能受到诸多情景因素的影响，这些因素增加了监督的难度和监督人对内部信息的需求。比如倪得兵和唐小我^[29]指出的分成制比例和产品价格波动率。再比如程新生和李海萍^[30]的模型指出，在考虑了不同权力阶段（累积和稳定）的情况下，监督人需要在不同的阶段围绕战略绩效信息选择性的调整惩罚力度。显然，在这个模型中，行业专家的业务能力有助于监督方在围绕战略绩效信息中的博弈地位。Schwartz-Ziv 和 Weisbach^[9]发现，董事会一般不会完全否定 CEO 的提案，但是会对提案相关的额外信息进行索取，从而增进监督所需的可用信息，有利于公司内部的信息交流。就信息索取而言，行业专家的优势在于能够提出更多和业务相关的信息要求，这有利于董事会对机会主义的侦测。相关的证据表明，在中国的上市公司，行

业专家提升了审计费用对业务复杂度的敏感性,促进了信息在独立董事和审计方之间的流动,维持了公司的治理机制在复杂业务下对机会主义的侦测概率^[14]。

1.3.5 合谋和专家懈怠效应

目前,没有理论和证据表明行业专家具有负面的治理效应。但从中国近期不断爆出的行业陋规可见,行业专家对业务熟悉的同时,也通晓业内潜规则,如果他们深知不受惩处的灰色地带,反而可能和机会主义型的管理层进行合谋,不利于代理问题的发现。另一方面,行业专家的存在可能引发独立董事之间的搭便车行为。具体而言,其他专家认为,行业专家将在公司出事后的追责过程中承担更大的责任,从而降低自身的事前监督的程度,削弱整个独立董事团队的治理效果,目前,这一假想尚没有实际证据的支持。就本土的监督人和代理人的合谋而言,余玉苗等^[31]关于审计合谋的模型可以提供参考,该模型分析了本土公司治理弱化下审计双方合谋的巨大收益,可以缓解合谋的双重审计制度在独立董事意见中尚不存在,所以行业专家的合谋效应尚无理论支持。

1.4 行业专家和清洁意见的市场溢价：分析框架

由于投资者无法观测董事会的讨论过程,一个替代的方案是通过董事会的公开特征来估计清洁意见的质量高低,这一过程类似于审计质量的判断过程。由于审计过程难以观测,客户根据事务所规模来判断服务质量。在这一逻辑下,有利于监督效应的董事会特征,会提升投资者对清洁意见的评价,从而引发信念的改变和市场溢价。显然,相对于没有行业专家的独立董事组合,有专家的组合将在专家声誉、同行沟通、软信息学习和业务信息索取方面存在治理优势,但也可能在合谋和专家懈怠方面存在治理劣势,因此,其对清洁意见的市场反应究竟如何,需经统计检验予以解答,下图概括了全文的分析框架:

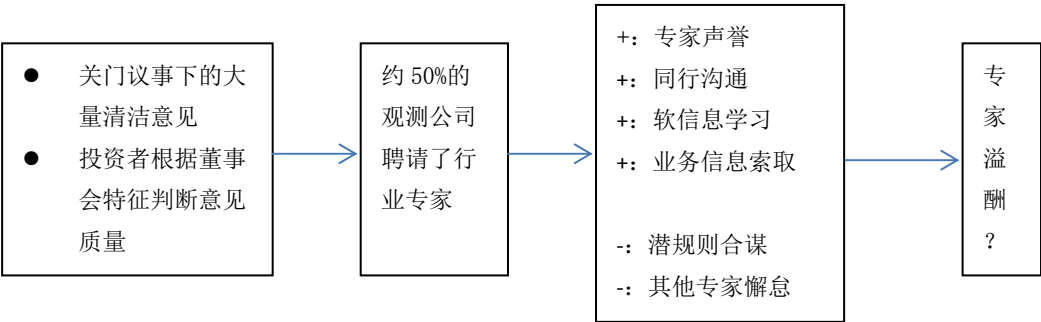


图 1 行业专家和清洁意见的市场溢价：分析框架

2. 研究方法

2.1 研究模型

为检验复杂经营环境下审计费用的激励效应,本文设立了下述模型进行检验:

$$CAR_{[-3, 3]} = f(DEXP, Control\ Variables)$$

$$CAR_{[-3, 3]} = f(DEXP, RPT, RPT*DEXP, Control\ Variables)$$

其中, CAR[-3, 3]为用 CAPM 计算的累积超额回报, β 系数的估计期间为事件窗口期前 120 个交易日数据。在计算过程中,事件日前日历日 300 天内不足 120 个交易日的样本被剔除, CAPM 回归中调整的拟合系数为负的样本也被剔除。累计超额回报的窗口期为交易日的[-3,3],并且要求在日历日[-10,10]内有完整的 7 个交易日数据。本文对日历日进行限制是因为,如果按照交易日计算 CAR 而不考虑日历日,可能有部分样本的日历窗口较长,

从而在窗口期中包含了其他重大事件，给因变量带来噪音。同时，在事件日近期交易日数据缺失的样本可能和不缺失数据的样本存在系统差异。因此，本研究采用日历日限制的方法进行测试。当然，这一限制也使得可供测试的观测值大为减少，为此，笔者将在敏感性测试中对不考虑日历日限制的观测值进行测试。

DEXP 为核心自变量，当公司至少聘请了一名具有行业专家背景的独立董事取 1，否则为 0。行业专家的定义方法为，以上市公司在年度报告中披露的高管个人背景为判定资料，如果该独立董事具有与本公司经营业务行业相关的实务操作或者学术专业经历则被视为专家，公司经营业务内容综合参考了公司所处的行业名称和 CSMAR 数据库提供的公司经营范围数据，该变量的赋值为人工判定。DEXP 的预期统计结果正显著，表明行业专家的存在将显著的改善投资者对清洁意见的评价。RPT 为调节变量，当独立董事意见中涉及关联交易的事项取 0，否则为 1。本文考察关联交易对行业专家的调节效应，是因为关联交易业务在中国十分普遍，也是监管方重点要求独立董事关注的领域。而在审核关联交易的过程中，行业专家的专业能力显然有助于业务实质的判断，因此，PRT*DEXP 的预期符号为负，也就是行业专家在没有关联交易的意见中体现出较弱的溢酬效应。

控制变量包括公司的财务特征和公司治理特征。其中 UE 为公司 t 期净利润减去 t-1 期净利润后除以年末公司市场价值。LOSS 为虚拟变量，当公司在 t 期亏损取 1，否则为 0。CURA 为公司在 t 期的流动比率。ARTA 为公司在 t 期的应收账款净额和年末总资产的比值。INVTA 为公司在 t 期的存货净额和年末总资产的比值。STATE 为虚拟变量，当公司最终控制人类型为国有取 1，否则为 0。INDEP 为独立董事人数占董事会总人数的比例。COM4 为虚拟变量，当公司四项委员会齐全取 1，否则为 0。DE 为公司在 t 期的资产负债率。SIZE 为公司在 t 期的期末资产总额的自然对数。

2.2 样本和数据来源

本研究的核心变量，为上市公司是否聘请了具有行业专家作为独立董事，笔者已有的数据期间为 2004-2009 年。由于独立董事意见从 2005 年开始系统式的发布，所以研究期间为 2005 年到 2009 年。在此期间，有 t 年和 t-1 年完整的财务数据的非金融 A 股上市公司发布的清洁型意见的观测值，剔除同一个交易日存在多个意见的观测值后，共计 10202 个。在计算累计超额回报时，本研究设置了日历日限制。要求观测值在日历日[-10,10]内存在完整的 7 个交易日，从而可以计算交易日[-3, 3]期间的累计超额回报，并且满足 CAPM 模型中调整的拟合系数为正，共计有效观测值 7479 个，在剔除因其他变量缺失而无效的观测值后，获得有效观测值 7321 个。在本研究所用的数据中，独立董事意见公告日和类型的数据、公司财务和交易数据来自深圳国泰安信息技术有限公司的中国证券市场研究数据库（CSMAR）；样本公司的最终控制人类型数据来自 CCER 数据库。

表 1 特征变量描述性统计

变量	N	最小值	最大值	标准差	均值	中位数
CAR _[-3,3]	7321	-0.223	0.253	0.077	-0.002	-0.006
DEXP	7321	0.000	1.000	0.499	0.474	0.000
RPT	7321	0.000	1.000	0.498	0.545	1.000
UE	7321	-0.980	0.524	0.089	-0.009	0.003
LOSS	7321	0.000	1.000	0.321	0.117	0.000

CURA	7321	0.138	8.948	1.275	1.516	1.183
ARTA	7321	0.000	0.704	0.112	0.126	0.098
INVTA	7321	0.000	1.473	0.199	0.204	0.154
STATE	7321	0.000	1.000	0.486	0.616	1.000
INDEP	7321	0.000	0.667	0.049	0.354	0.333
COM4	7321	0.000	1.000	0.481	0.636	1.000
DE	7321	0.064	3.083	0.218	0.515	0.521
SIZE	7321	18.968	25.135	1.048	21.411	21.322

$CAR_{[-3,3]}$: 用 CAPM 计算的累积超额回报, β 系数的估计期间为事件日窗口期前 120 个交易日数据, 在事件日前日历日 300 天内不足 120 个交易日的样本剔除, CAPM 模型调整的拟合系数为负的样本剔除。累计超额回报的窗口期为交易日的 $[-3,3]$, 并且要求在日历日 $[-10,10]$ 内有完整的 7 个交易日数据; DEXP, 当公司至少聘请了一名具有行业专家背景的独立董事取 1, 否则为 0; RPT: 独立董事意见中涉及关联交易的事项取 0, 否则为 1; UE: 公司 t 期净利润减去 $t-1$ 期净利润后除以年末公司市场价值; LOSS: 公司在 t 期亏损取 1, 否则为 0; CURA: 公司在 t 期的流动比率; ARTA: 公司在 t 期的应收账款净额和年末总资产的比值; INVTA: 公司在 t 期的存货净额和年末总资产的比值; STATE: 公司最终控制人类型为国有取 1, 否则为 0; INDEP: 独立董事人数占董事会总人数的比例; COM4: 公司四项委员会齐全取 1, 否则为 0; DE: 公司在 t 期的资产负债率; SIZE: 公司在 t 期的期末资产总额的自然对数。

为防止极值效应, 笔者对所有连续变量按年份在上下 1% 的水平上进行了缩尾。极值处理后的变量描述性统计见表 1。从表 1 可以看出, 因变量的均值和中位数均为负, 说明整体上投资者并不将清洁意见视为好消息。DEXP 的均值为 0.474, 说明有近 50% 的观测值公司聘请了行业专家。RPT 的均值为 0.545, 表明有约一半的清洁意见中包含了关联交易事项。其他控制变量方面, 独立董事的比例中位数为 1/3, 均值接近 1/3, 表明公司大都为了达到监管标准而聘请独立董事。

3. 检验结果

3.1 清洁意见中的行业专家溢价

首先, 为检验行业专家是否影响清洁意见的市场反应, 笔者将观测值根据独立董事中是否包含行业专家分成两组, 然后检验组间的均值和中位数差异。其中, 均值的差异见图 2。从图中可以看出, 无行业专家的组别, 其平均事件反映的均值约为-0.003, 有行业专家的组别的事件反应的均值约为 0, 两者差异的 T 值为 1.85, p 值为 0.06, 通过了双尾的显著性检验。此外, 无行业专家的组别, 其平均事件反映的中位数为-0.007, 有行业专家的组别的事件反应的中位数约为-0.004, 差异检验的 Z 值为 2.04, p 值为 0.04。由此可见, 短期窗口内的事件反应的差异, 无论是均值还是中位数, 都存在 0.3% 的显著性差异。

表 2 行业专家对清洁意见的事件反映的影响

系数	主模型		调节效应模型	
	系数	P 值	系数	P 值
截距	-0.0772	0.00	-0.0808	0.00

DEXP	0.0034	0.06	0.0074	0.01
RPT			0.0040	0.13
RPT*DEXP			-0.0073	0.04
UE	0.0196	0.16	0.0198	0.16
LOSS	0.0068	0.07	0.0067	0.08
CURA	0.0019	0.07	0.0019	0.07
ARTA	-0.0005	0.96	-0.0003	0.97
INVTA	-0.0035	0.54	-0.0038	0.51
STATE	-0.0060	0.00	-0.0060	0.00
INDEP	0.0186	0.29	0.0185	0.29
COM4	-0.0016	0.40	-0.0016	0.41
DE	0.0014	0.84	0.0012	0.87
SIZE	0.0030	0.00	0.0031	0.00
样本量	7321		7321	
F test	1.83***		1.85***	
R ²	0.009		0.010	
行业效应	控制		控制	
年度效应	控制		控制	

表中变量定义同表 1，模型的 p 值经过公司维度的 cluster 调整，双尾。

其次，在控制了公司财务、公司治理、年度和行业的固定效应后，回归的统计结果见表 2，表 2 列示的双尾 p 值经过了公司层面的 cluster 的调整。在没有加入调节变量的主模型中，DEXP 的估计系数为 0.003，且通过了双尾的显著性检验，说明专家组的意见反应明显好于对照组。投资者根据独立董事的背景区别对待清洁型的意见，暗示独立董事的行权具有圆滑的特征，其履职差异并不体现在意见的形态上，而可能通过专家声誉等机制缓和的调整了机会主义的行为。但这一过程是黑箱式，投资者无法观测，所以对管理层而言是相对体面的。这一结果同时证明，行业专家的正面效应超越了合谋和专家懈怠等负面效应。接下来，从表 2“调节效应模型”一栏可以看出，在加入 RPT 的交互项后，DEXP 的系数显著增加，而 RPT 和 DEXP 的交互项负显著，注意 RPT 取 1 表示没有关联交易，说明专家溢酬在有关联交易的意见中更为明显。考虑到关联交易的存在将增加投资者对监督的需求，也更需要行业专家的知识，这一结果增进了我们对行业专家溢酬的认识，也为独立董事的监督效应提供了证据。

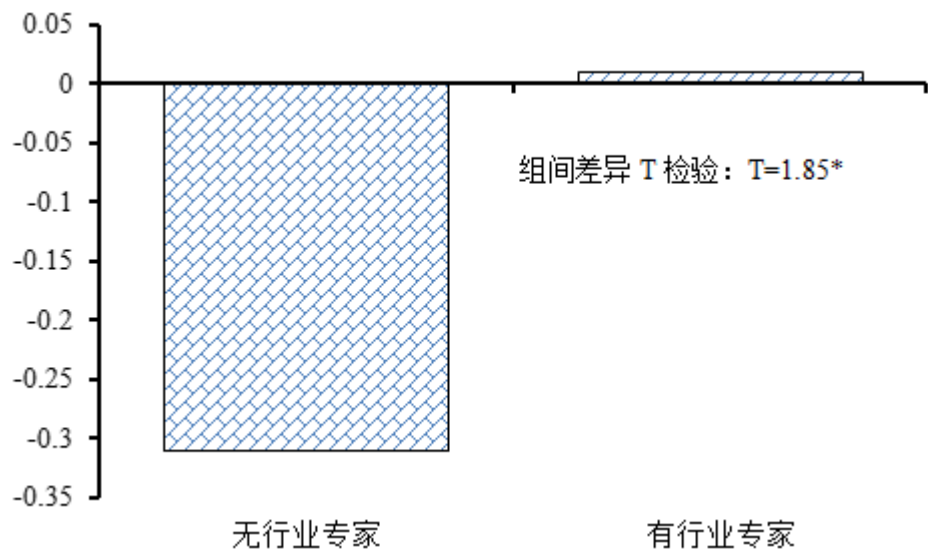


图 2 独立董事意见的事件反应的组间均值差异

3.2 进一步的测试

为检验行业专家溢酬的稳定性,本文进行三个步骤的敏感性测试。首先,笔者改变因变量中超额回报的计量方式,用个股日回报减去流通股市场加权平均的市场回报来计算日超额回报。新的统计结果见表 3“用日回报-市场综合回报计算事件反应”一栏。从中可以看出,DEXP 仍然正显著,RPT*DEXP 仍然负显著,表明结果没有发生任何变化。其次,考虑到有些公司在发布清洁意见的当年发生了行业专家的变更,这些观测值的意见可能在行业专家缺失的时间发布,从而给统计结果产生噪音,为此,本文剔除了这些样本,余下的 6512 个样本或者全年没有行业专家,或者全年都有行业专家。新的统计结果见表 3“剔除行业专家变更的观测值”一栏,从中可以看出,DEXP 和 RPT*DEXP 的统计结果仍然稳定,并且,DEXP 的估计系数提升到 0.9%,较之不剔除观测值的样本有所增强。最后,考虑到样本中有部分意见的发布日和年报同一,而年报中包含多种事件,可能和其他观测值存在系统差异。因此,笔者剔除了这部分观测值,新的统计结果见表 3“剔除事件日和年报发布日同一的观测值”,结果表明 DEXP 和 RPT*DEXP 的统计结果仍然非常稳定。

表 3 进一步的测试

变量	用日回报-市场综合回报计算事件反应		剔除行业专家变更的观测值		剔除事件日和年报发布日同一的观测值	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
截距	-0.0696	0.00	-0.0839	0.00	-0.0829	0.00
DEXP	0.0073	0.01	0.0088	0.00	0.0086	0.01
RPT	0.0044	0.09	0.0052	0.06	0.0033	0.28
RPT*DEXP	-0.0070	0.05	-0.0095	0.01	-0.0104	0.01
UE	0.0255	0.05	0.0198	0.18	0.0189	0.24
LOSS	0.0076	0.03	0.0077	0.05	0.0083	0.07

CURA	0.0021	0.05	0.0027	0.01	0.0033	0.00
ARTA	-0.0027	0.78	-0.0020	0.85	-0.0010	0.93
INVTA	-0.0044	0.42	-0.0073	0.23	-0.0094	0.17
STATE	-0.0052	0.01	-0.0052	0.02	-0.0040	0.09
INDEP	0.0158	0.35	0.0154	0.42	0.0310	0.14
COM4	-0.0002	0.91	-0.0016	0.45	-0.0031	0.18
DE	0.0011	0.86	0.0033	0.66	0.0072	0.38
SIZE	0.0024	0.02	0.0031	0.01	0.0027	0.03
样本量	7321		6512		5227	
F test	2.01***		2.04***		1.48**	
R ²	0.010		0.012		0.010	
行业效应	控制		控制		控制	
年度效应	控制		控制		控制	

表中变量定义同表 1，模型的 p 值经过公司维度的 cluster 调整，双尾。

3.3 取消日历日限制的测试

在前述测试中，为防止[-3, 3]的事件日因交易暂停而跨越过多的日历日，本文加设了前后 10 天的日历日限制，这使得部分的观测值被剔除。在此，笔者去除了日历日的限制，进行了新的测试，结果表 4。从表中可以看出，在样本量从 7321 增加到 9445 后，在不加入 RPT 和 DEXP 的交互项时，DEXP 的估计系数为 0.004，正显著，说明平均而言，行业专家激发了 0.4% 的市场溢价。而加入交互项后，DEXP 的估计系数提升到 1%，说明在有关联交易的清洁意见中，行业专家的溢价提升到 1%，再次印证了前文的统计结论。

表 4 不设置日历日限制的测试

系数	系数	P 值	系数	P 值
截距	-0.0242	0.37	-0.0402	0.14
DEXP	0.0041	0.06	0.0098	0.00
RPT			0.0123	0.00
RPT*DEXP			-0.0095	0.03
UE	0.0356	0.06	0.0360	0.06
LOSS	0.0209	0.00	0.0207	0.00
CURA	0.0014	0.24	0.0013	0.27
ARTA	-0.0135	0.24	-0.0137	0.24
INVTA	0.0014	0.84	0.0008	0.91

STATE	0.0017	0.47	0.0018	0.44
INDEP	-0.0176	0.45	-0.0185	0.43
COM4	0.0043	0.08	0.0043	0.07
DE	0.0010	0.90	0.0004	0.96
SIZE	0.0011	0.37	0.0014	0.23
样本量	9445		9445	
F test	5.76***		5.86***	
R ²	0.028		0.030	
行业效应	控制		控制	
年度效应	控制		控制	

表中变量定义同表 1，模型的 p 值经过公司维度的 cluster 调整，双尾。

3.4 基于内生性的测试

考虑到本文的核心自变量 DEXP 可能存在内生性，笔者用 Treatment 回归来进行测试。内生性测试的关键是设立合适的工具变量，本文选取的变量是公司股价的同步性 RSQ，公司股价同步性越高，特质信息越少，信息透明度也越低，从治理需求的角度出发，此类公司对行业专家的需求更强。相比之下，股价同步性是公司全年的信息透明度的替代指标，对清洁意见的的反应的影响不大，从而从理论上是合适的工具变量。同时，笔者采用通用的工具变量设计思路，用公司上一期的绩效指标是否小额盈利 SP_1、是否亏损 LOSS_1 和总资产回报率 ROA_1 控制 DEXP 的内生性，显然，这些变量的取值在上期已经放出，不会对本期清洁意见的市场反应产生影响，测试的结果见表 5。表 5 “DEXP 的选择模型”一栏列示了 DEXP 的决定因素，其中 RSQ 正显著，说明公司股价同步性越高，越需要行业专家进入董事会，符合治理需求观。同时，在“回报模型”一栏，DEXP 正显著，DEXP*RPT 负显著，表明原有的结果仍然存在。值得一提的是，由于工具变量的构建难度较大，本测试对内生性的控制有限。不过，考虑到本研究是以短期的事件反应为因变量，而公司内部行业专家是相对稳定的，所以内生性对研究设计的影响相对较弱。

表 5 Treatment effect 模型

回报模型			DEXP 选择模型		
变量	系数	P 值	变量	系数	P 值
截距	-0.0401	0.28	截距	-2.5451	0.00
DEXP	0.0791	0.09	工具变量		
RPT	0.0040	0.12	RSQ	0.0486	0.08
RPT_DEXP	-0.0072	0.05	SP_1	-0.0955	0.04
UE	0.0270	0.04	LOSS_1	0.0066	0.94
STATE	-0.0070	0.00	ROA_1	0.5953	0.16

LOSS	0.0088	0.02	控制变量		
CURA	-0.0002	0.89	CURA	0.0751	0.00
ARTA	-0.0250	0.20	ARTA	0.9314	0.00
INVTA	0.0007	0.92	INVTA	-0.1482	0.06
INDEP	0.0193	0.30	STATE	0.0529	0.11
COM4	-0.0017	0.38	DE	-0.2684	0.01
DE	0.0104	0.24	SIZE	0.1108	0.00
SIZE	-0.0003	0.90			
LAMBDA	-0.0447	0.12			
变量	7318			7318	
Wald Chi ²	190.51***				

表中变量定义同表 1。

4. 研究结论和缺陷

同态的清洁意见是否意味着同质？在关门议事的黑箱治理模式下，管理层的提案不可视，同是清洁的意见可能对应着不同质量的提案。如果独立董事的履职相对圆滑，不直接顶撞管理层，而是双方通过协商调整了提案，并报出了清洁的意见，就会引发同态意见的非同质效应。利用中国上市公司系统披露的大量清洁型独立董事意见，以及董事会相对均匀的背景方差，本研究为行业专家的正面效应进行了理论分析，梳理出了专家声誉、同行沟通、软信息学习和业务信息索取四个维度。随后，基于事件反应的检验为专家溢价提供了直接的证据，表明投资者依董事背景对同态的意见进行了差别定价。研究结论有助于我们思考，在懂数的董事受到监管方重视的同时，懂事的董事也值得关注。

本文使用了公开的大样本档案，统计结论可重复，但是仍然借用了市场感知的间接数据，无法深入到董事会内部的提案和表决过程中去，从而也无法对各项具体的机制进行测试，这是本文的主要局限。对其的改进，依赖于特殊数据的获得或者披露规则的改变，以及可靠的实验研究。

参考文献：

[1] 古志辉. 普通法框架下的投资者保护问题研究[J]. 管理科学学报, 2012, 15(10): 37-58.

GuZhihui. Investor protection under the common law framework[J]. Journal of management sciences inChina, 2012, 15(10): 37-58. (in Chinese)

[2] 王跃堂, 赵子夜, 魏晓雁. 董事会的独立性是否影响公司绩效[J]. 经济研究. 2006, 5: 62-73.

Wang Yuetang, Zhao Ziye, Wei Xiaoyan. Does board independence affect corporate financial performance[J]. Economic Research Journal.2006, 5: 62-73. (in Chinese)

[3] 魏刚, 肖泽忠, Nick Travlos, 邹宏. 独立董事背景与公司经营绩效[J], 经济研究, 2007, 3: 92-105.

Wei Gang, Xiao Zezhong, Nick Travlos, Zhou Hong. Independent directors' background and corporate

operating performance[J]. Economic Research Journal, 2007, 3: 92-105. (in Chinese)

[4]赵昌文, 唐英凯, 周静, 邹晖. 家族企业独立董事与企业价值——对中国上市公司独立董事制度合理性的检验[J]. 管理世界, 2008, 8: 119-126.

Zhao Changwen, Tang Yingkai, Zhoujing, Zhouhui. Family-owned enterprise's independent directors and corporate performance—test on effective of China's independent directors system[J]. Management World, 2008, 8: 119-126. (in Chinese)

[5]Adams R, Ferreira D.A theory of friendly boards[J]. Journal of Finance, 2007, 62: 217-250.

[6]Harris M, Raviv A. A theory of board control and size[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21: 1797-1832.

[7]Hermalin B, Weisbach M. Endogenously chosen boards of directors and their monitoring of the CEO[J]. American Economic Review, 1998, 88: 96-118.

[8]Raheja C. Determinants of board size and composition: a theory of corporate boards[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2005, 40: 283-306.

[9]Schwartz-Ziv M, Weisbach M S. What do boards really do? Evidence from minutes of board meetings[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108: 349-366.

[10]刘浩, 唐松, 楼俊. 监督还是咨询? --银行背景独立董事对企业信贷融资影响研究[J]. 管理世界. 2012, 1: 141-156.

Liu Hao, Tang Song, Lou Jun. Supervision or consulting? Bank related Independent directors and companies' credit policies[J]. Management World, 2012, 1: 141-156. (in Chinese)

[11]Baranchuk N, Dybvig P. Consensus in diverse corporate boards[J]. Review of Financial Studies 2009, 22: 715-747.

[12]陈运森, 谢德仁. 网络位置、独立董事治理与投资效率[J]. 管理世界, 2011, 7: 113-127.

Chen Yunsen, XieDeren. Network position, independent directors and investment efficiency[J]. Management World, 2011, 7:113-127. (in Chinese)

[13]俞伟峰, 朱凯, 王红梅, 张璐. 管制下的独立董事: 不求有功, 但求无过-基于中国独立董事制度的经验分析[J]. 中国会计与财务研究, 2010, 12(3): 107-148.

Yu Weifeng, Zhu Kai, Wang Hongmei, Zhang Lu. Playing safe on the board: the role of independent directors-evidence from listed firms in China[J]. China Accounting and Finance Review, 2010, 12(3): 107-148. (in Chinese)

[14]赵子夜, 周静. 行业专家型独立董事、业务复杂度和审计费用[J]. 中国会计与财务研究, 2013, 15(1): 39-79.

Zhao Ziye, Zhou Jing. Independent directors with industrial expertise, business complexity and audit fee[J]. China Accounting and Finance Review, 2013, 15(1): 39-79. (in Chinese)

[15]Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94: 461-488.

[16]Brickley J, Coles J, Terry R. Outside directors and the adoption of poison pills[J]. Journal of Financial Economics, 1994, 35: 371-390.

- [17]Weisbach M. Outside directors and CEO turnover[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20: 431-460.
- [18]Huson M, Malatesta P, Parrino R. Managerial succession and firm performance[J]. Journal of Financial Economics, 2004, 74: 237-275.
- [19]Adams R, Hermalin B, Weisbach M. The role of boards of directors in corporate governance: a conceptual framework and survey[J]. Journal of Economic Literature, 2010, 48: 58-107.
- [20] 唐雪松, 杜军, 申慧. 独立董事监督中的动机[J]. 管理世界, 2010, 9: 138-149.
- Tang Xuesong, Dujun, Shenhui. Incentive in supervision of independent directors[J]. Management World, 2010, 9: 138-149. (in Chinese)
- [21]Muth M M, Donaldson L. Stewardship theory and board structure: a contingency approach[J]. Corporate Governance, 1998, 6(1): 5-28.
- [22] Chen C J P, Su X., Zhao R. An emerging market's reaction to initial modified audit opinions: Evidence from the Shanghai Stock Change[J]. Contemporary Accounting Research, 2000, 17(3): 429-455.
- [23] 孙铮, 王跃堂. 说明段与变更审计意见之实证研究[J], 中国内部审计, 1999, 6: 10-15.
- Sun Zeng, Wang Yuetang. Empirical test on audit paragraph and audit opinion turnover[J]. China Internal Audit, 1999, 6: 10-15. (in Chinese)
- [24] 赵子夜. 小额赢利、独立董事和审计鉴证[J]. 会计研究. 2007, 4: 90-94.
- Zhao Ziye. Small profit, independent directors and auditing[J]. Accounting Research, 2007, 4: 90-94. (in Chinese)
- [25]Fama E F. Agency Problems and the Theory of the Firm[J]. The Journal of Political Economy, 1980, 88(2): 288-307.
- [26]Bushman R, Chen Q, Endel E, Smith A. Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance systems[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 37: 167-201.
- [27] Dominguez-Martinez S, Swank O, Visser B. In defense of boards[J]. Journal of Economics and Management Strategy, 2008, 17: 667-682.
- [28]Cornelli F, Kominex Z, Ljungqvist A. Monitoring Managers: Does It Matter?[J]. The Journal Of Finance, 2013, 68(2): 431-481.
- [29] 倪得兵, 唐小我. 代理人努力决策柔性的分成制委托代理模型[J]. 管理科学学报, 2005, 8(3): 15-23.
- Ni Debin, Tang Xiaowo. Sharecropping principle-agent model with agent's flexible effort decision[J]. Journal of management sciences in China, 2005, 8(3): 15-23. (in Chinese)
- [30] 程新生, 李海萍. 治理人监督与战略绩效信息偏误的情境依赖[J]. 管理科学学报, 2011, 14(10): 1-10.
- Cheng Xinsheng, Li Haiping. Dependence on institution condition between governor supervision and distorted information of strategic performance: Power development and punishment strength[J]. Journal of management sciences in China, 2011, 14(10): 1-10. (in Chinese)
- [31] 余玉苗, 田娟, 朱业明. 审计合谋的一个博弈均衡分析框架[J]. 管理科学学报, 2007, 10(4): 32-37.

Yu Yumiao, Tian Juan, Zhu Yemin. Game equilibrium analysis framework for auditing collusion[J].
Journal of management sciences in China, 2007, 10(4): 32-37. (in Chinese)

Does industrial expertise matter? Evidence from the clean opinions of independent directors

Zhao Ziye

(Institution of Accounting and Finance & School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Yangpu District 200434, Shanghai, China)

Abstract: This paper aims to investigate the impact of independent directors with industrial expertise on the market reaction of boards' clean opinions. About 50% of China's listed companies hire industry experts as independent directors. I find that the CAR of a clean opinion is higher in firms having independent directors with industrial expertise than those firms who do not. Furthermore, the impact of independent directors with industrial expertise is more pronounced for opinions in which related party transactions are covered. The results suggest that independent directors with industrial expertise improve investors' valuation of clean opinions.

Key words: industrial expertise; clean opinions; market premium

收稿日期: 2014-12-31;

基金项目: 国家自然科学基金(编号: 71102137)和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(编号: 12JJD790037)

作者简介: 赵子夜, 上海财经大学会计学院副教授, 会计与财务研究院研究员, 会计学博士, zhao.ziye@mail.shufe.edu.cn。