

券商背景独立董事与上市公司内幕交易^{*}

何贤杰¹, 孙淑伟², 曾庆生¹

(1. 上海财经大学 会计与财务研究院, 上海 200433; 2. 上海财经大学 会计学院, 上海 200433)

摘要:近年来,我国资本市场上出现的一个比较尴尬的现象是,被监管部门和股东寄予改进上市公司治理厚望的部分独立董事,特别是具有券商背景的独立董事,却利用获得上市公司信息的便利,在内幕交易中扮演了不光彩的角色。文章首次检验了特定类型的内部人——券商背景独立董事与公司内幕交易严重程度之间的关系。研究发现:聘任了券商背景独立董事的公司内幕交易的严重程度显著高于其他公司,而且对于会计信息质量较低或者聘请低质量审计师的公司,这一现象更加明显;另外,对于曾经聘任过券商背景独立董事的公司,内幕交易较为严重的现象主要存在于这些独立董事在职年度,而非其他年度。文章的研究结论为证券监管部门重新思考、完善独立董事聘任制度提供了重要的借鉴价值。

关键词:独立董事;券商背景;内幕交易

中图分类号:F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)08-0067-14

一、引言

作为侵害中小投资者利益以及破坏资本市场秩序最严重的行为之一,内幕交易一直以来都受到我国监管部门的高度重视和关注。从1993年颁布的《禁止证券欺诈行为暂行办法》,到1997年修订后的《刑法》以及1999年正式实施的《证券法》,再到2007年证监会发布的《证券市场内幕交易行为认定指引(试行)》,都严格禁止内幕交易,对内幕交易行为进行了界定,并做出了相应的处罚规定。特别是近几年来,监管部门对内幕交易的监管和打击力度持续增大,不少内幕交易行为受到了严厉处罚。前证监会主席郭树清在2011年中小企业融资论坛上表示,证监会对内幕交易坚持“零容忍”的态度,发现一起,打击一起。而我们从被曝光的一系列内幕交易丑闻中发现,一个比较尴尬的现象是,被监管部门和股东寄予改进上市公司治理厚望的部分独立董事却利用获得上市公司信息的便利,在内幕交易中扮演了不光彩的角色。例如,2011年漳泽电力(股票代码000767)的独立董事、中信证券的明星分析师杨治山利用履行工作职责时获知的资产重组信息进行内幕交易被证监会查处;2012年华工科技(股票代码000988)高管和独立董事因隐瞒并利用公司重大事项进行交易而被证监会调查。这些肩负保护中小投资者利益使命的独立董事参与上市公司内幕交易的丑闻不仅引发独立董事的信任危机,而且让人不禁猜疑独立董事参与内幕交易是系统性的吗,或者怎

收稿日期:2014-03-20

基金项目:国家自然科学基金项目(71202003,71372039,71172144);上海市浦江人才计划(12PJC045,13PJC047);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(11JJD790008,11JJD790055)

作者简介:何贤杰(1981—),男,浙江宁波人,上海财经大学会计与财务研究院副教授;

孙淑伟(1986—),男,山东枣庄人,上海财经大学会计学院博士研究生;

曾庆生(1974—),男,江西永丰人,上海财经大学会计与财务研究院副教授。

样的独立董事更可能参与内幕交易或引发公司系统性的内幕交易?这个问题不仅关系到对内幕交易行为的监管,也关系到独立董事监管制度的完善。

已有研究发现,不同类型的独立董事在上市公司中发挥的功能存在显著差异,如财务背景独立董事可以帮助公司提高盈余质量(胡奕鸣和唐松莲,2008),银行背景独立董事可以帮助公司改善信贷融资条件(刘浩等,2012)。由此猜测,参与内幕交易或者引发公司系统性内幕交易的独立董事可能也呈现一定的特征。换言之,由于自身的背景、知识结构以及资源优势,某类独立董事更可能参与内幕交易。理论上,大规模内幕交易行为的发生至少需要两个条件:一是需要掌握公司的内部信息;二是需要掌握或者有能力调动、联系足够的资金参与内幕交易。从第一个条件来看,所有的独立董事都拥有公司的内部信息,而从第二个条件来看,具有券商背景的独立董事显然比其他独立董事具有更大的优势。作为或者曾经作为证券公司的一员,券商背景独立董事属于证券、基金投资业界的“圈内”人士,与机构投资者有着“千丝万缕”的联系,从而使其更有条件参与内幕交易。何贤杰等(2014)研究发现,上市公司聘任具有券商背景的独立董事后,券商自营机构的投资者对这类公司的持股比例显著增加。他们的研究还指出,需要进一步分析聘任这类独立董事是否会引致严重的内幕交易行为。此外,券商背景独立董事熟悉资本运作,这有助于其更好地逃避或规避监管。目前,证监会已经调查和处罚了数起券商背景独立董事自身进行内幕交易的行为。而我们从手工收集的数据中发现,2004—2010年,聘任券商背景独立董事(曾经和正在证券公司工作的独立董事)的上市公司占有所有上市公司的比例为16.5%。^①因此,一个更大的担忧是,这些身份特殊的券商背景独立董事是否会有意或者无意地将公司内部信息泄露给机构投资者,从而引发这类公司系统性的内幕交易?这是一个关系到市场诚信建设和独立董事制度的敏感问题。

本文首次检验了特定类型的内部人——券商背景独立董事与公司内幕交易严重程度之间的关系。研究发现:聘任了券商背景独立董事的公司内幕交易的严重程度显著高于其他公司,而且对于会计信息质量较低或者聘请低质量审计师的公司,这一现象更加明显;另外,对于曾经聘任过券商背景独立董事的公司,内幕交易较为严重的现象主要存在于这些独立董事在职年度,而非其他年度。

本文研究的理论意义在于:已有研究表明内幕交易广泛存在于我国资本市场(张新和祝红梅,2003;晏艳阳和赵大玮,2006;薛爽和蒋义宏,2008),但少有文献探讨公司内幕交易发生的影响因素。本文首次考察了独立董事的职业背景对公司内幕交易的影响,拓展了我国内幕交易的研究方向,也丰富了有关独立董事的研究文献。从现实意义来看,本文提供了券商背景独立董事对公司治理负面影响的证据,为证券监管部门重新思考、完善独立董事聘任制度提供了借鉴价值。

本文余下内容的结构安排如下:第二部分回顾文献并提出研究假说,第三部分是研究设计,第四部分是实证结果,第五部分是敏感性分析,最后是研究结论与启示。

二、文献回顾与研究假说

(一)独立董事与公司治理

^①这一比例为未剔除相关缺失变量的原始样本的比例,为了使读者更加全面地了解券商背景独立董事的聘任情况,剔除相关缺失变量后的比例见下文的表2。

西方国家的独立董事制度建立在一个相对成熟的市场体系下，人们对独立董事发挥的功能普遍持肯定的态度。我国引入独立董事制度后，其实施效果引起了国内学者的极大兴趣，并成为国内学术研究的重点和热点之一。目前，国内学者对独立董事的研究并未形成统一的结论，对其能否有效发挥改进公司治理的作用仍存在较大的争论。一方面，有研究发现独立董事制度对改进公司的治理机制具有积极的作用。例如，唐清泉等(2005)及叶康涛等(2007)的研究分别表明，独立董事可以抑制大股东与公司的关联交易以及大股东的掏空行为，从而保护中小投资者的利益。王跃堂等(2006)研究发现，独立董事比例和声誉与公司绩效显著正相关。叶康涛等(2011)发现，当公司业绩不佳时，独立董事更有可能对董事会议案提出公开质疑，表明独立董事在公司面临危机时能够更好地发挥监督作用。另一方面，也有研究发现独立董事没有起到改进公司治理的作用，甚至起到相反的作用。例如，高雷等(2006)研究发现，独立董事与资金占用比例不存在显著关系，对控股股东的掏空并没有监管效果。吴育辉和吴世农(2010)发现，独立董事比例与高管绩效考核指标不存在显著相关性，表明独立董事不能有效约束管理层的自利行为。李常青和赖建清(2004)的研究表明，公司绩效与独立董事比例显著负相关，独立董事并不能起到完善公司治理结构的作用。黄志忠和郗群(2009)研究发现，独立董事比例与高管薪酬敏感性负相关，其原因可能是独立董事为了保住职位而顺从管理层的薪酬安排。

由于对整个独立董事群体的研究存在截然相反的结论，近年来不少学者开始关注不同类型的独立董事，特别是不同专长、不同背景的独立董事对改进公司治理是否产生不同的作用。例如，王跃堂等(2006)发现，独立董事的行业专长、政治关系以及经济管理背景与公司绩效并不存在相关性。与此形成对照的是，魏刚等(2007)发现，具有政府背景和银行背景的独立董事比例越高，公司经营业绩越好。这表明，具有政府和银行背景的独立董事能够给上市公司带来外部资源，起到了“资源支持的作用”。而余峰燕和郝项超(2011)以国有控股公司为样本，发现聘任具有行政背景独立董事的公司财务信息质量较低。Park 和 Shin(2004)发现，具有财务背景的独立董事比例越高，公司的盈余管理程度越小，财务背景独立董事能够提高公司的盈余质量。胡奕鸣和唐松莲(2008)的研究表明，董事会中具有财务或会计背景的独立董事比例越高，上市公司的盈余质量越好。叶康涛等(2011)研究发现，具有财务背景的独立董事更可能对董事会议案提出公开质疑。刘浩等(2012)发现，银行背景独立董事能够帮助上市公司获得更多的信贷融资，从而发挥了咨询功能，但其监督功能并没有得到明确的体现。这些研究表明，独立董事的专业背景对其在公司治理中的作用具有重要影响。因此，对现有文献中尚未涉及的其他背景独立董事进行研究可以帮助我们进一步加深对独立董事作用的了解。

(二)内幕交易的经验证据

内幕交易的最大特点是交易时点和交易方式都具有极强的隐蔽性，难以被监管者和投资者发觉，这也增加了学术研究的难度。国外已有研究表明，内幕交易大多发生在重大利好或利空信息披露之前。这类研究大多采用某一特定事件来检验内部信息拥有者是否通过该事件进行内幕交易。例如，Badertscher 等(2011)研究发现，在盈余重述公告之前，内部信息获得者会提前交易，而且能够获得超额收益。Chakravarty 等(2012)的研究表明，拥有内部信息的机构会借助跨市场扫架订单进行内幕交易。

此外，还有不少文献研究了内幕交易的影响因素，学者们试图回答哪类公司的内幕交易更加严重。他们普遍认为，内幕交易大多发生在公司治理较差或者信息环境较不透明的公

司。例如, Jayaraman(2008)发现, 盈余比现金流更平滑或更波动, 导致公司信息不透明, 内幕交易的可能性更大。这表明, 公共信息含量越低的公司发生内幕交易的可能性越大。Maffett(2012)利用国际共同基金的跨国交易数据研究发现, 在财务报告不透明的情况下, 成熟的机构投资者可以利用信息优势获利, 而且这一现象在信息披露制度发展落后的国家更加明显。Collver(2007)研究发现, 公平披露规则实施之后, 内幕交易程度显著降低。Anderson等(2012)发现, 家族企业在公布亏损季报前的超额卖空量更高, 以卖空形式存在的内幕交易行为在家族企业中更加严重。Kumar(2009)的研究表明, 内幕交易严重程度与市场中投资者的过度自信等行为偏差有关, 这扩展了投资者个体特征与投资行为偏差之间的关系。

近年来, 国内学者也对我国资本市场中的内幕交易行为进行了研究。例如, 张新和祝红梅(2003)以并购重组事件和其他重大事件为对象, 发现在事件披露日之前, 公司股价和交易量就出现异常波动, 这验证了我国上市公司中存在内幕交易。他们还结合跨国数据说明我国的内幕交易比成熟市场更加严重。刘志远和鄂华(2003)及唐雪松和马如静(2009)研究发现, 我国上市公司在控制权转移过程中存在内幕交易行为, 表明在控制权转移过程中, 控股股东有动机利用内幕交易来补偿所付出的代价。史永东和蒋贤锋(2004)以发生过内幕交易的公司为样本, 发现内幕交易者能够获得超额收益, 而且内幕交易行为还增加了股票价格的波动性。唐齐鸣和张云(2009)发现, 公司治理好时内幕交易发生的概率更低, 表明目前我国的法律治理环境还不能阻止内幕交易发生, 因而必须加强公司内部治理。晏艳阳和赵大玮(2006)研究发现, 在股权分置改革方案披露日之前, 公司股价就提前做出了反应, 表明我国股权分置改革中存在较为严重的内幕交易行为。薛爽和蒋义宏(2008)考察了年报亏损而下一年首季报盈利的样本, 发现在这种“坏消息—好消息”的组合下, 提前获得信息者能够利用信息优势获得超额收益。

我们通过文献梳理和归纳发现, 国内的内幕交易研究尚处于起步阶段, 已有研究较少涉及公司治理机制对内幕交易严重程度的影响, 特别是独立董事等资本市场特定类型的参与者对内幕交易的影响。

(三)研究假说

已有研究发现, 公司董事会成员或者高管与基金等机构投资者的特殊关系是导致公司信息提前泄露继而发生内幕交易的一条重要渠道。例如, Cohen等(2008)就发现, 当基金经理与上市公司的高管存在同学关系时, 他们掌管的基金对这些公司的持股比例较高, 并且能够获得超额收益, 同时超额收益主要集中在信息公告窗口期。他们的研究表明, 公司信息会通过同学关系提前泄露和传递, 基金经理通过这一渠道获得了信息优势。Cai等(2011)将同学关系扩展为通过教育、休闲娱乐和工作建立起来的社会关系, 他们发现, 上市公司高管与华尔街投资人的社会网络关系会使公司的季度盈余信息提前传递进资本市场, 从而导致公司的交易成本上升, 损害外部投资者的利益。宋乐和张然(2010)研究了上市公司高管的证券从业背景对分析师盈余预测的影响, 发现社会关系对分析师预测准确度具有很大影响, 对同一个公司而言, 关系分析师的盈余预测准确度比非关系分析师要低, 他们更倾向于高估公司的盈余。

作为公司董事会的重要成员, 独立董事能够获取公司的重要信息, 因而存在潜在的提前泄露公司信息、与外部人员合作或者成为外部人员进行内幕交易的可能性。从独立董事的背景来看, 具有券商背景的独立董事比其他独立董事进行内幕交易的可能性要高, 主要原因

有以下两个方面：

第一，当面临相同的机会时，券商背景独立董事和其他独立董事利用同样的内部信息进行内幕交易的成本和收益存在差异。除了获得公司内部信息，特别是公司经营状况信息，内幕交易者还必须拥有大量可供投资的资金或者目前持有公司大量的股票，即有条件和能力大量买卖公司股票。券商背景独立董事比其他独立董事显然更具有进行内幕交易的优势：一方面，他们与其他独立董事一样掌握着公司内部信息；另一方面，他们又大多为证券公司高管或者曾任证券公司高管，是资本投资界的“圈内”人士，与资本市场的主力军——机构投资者特别是券商自营部门有着“千丝万缕”的联系。而这种联系为内幕交易提供了极大便利，他们自身或者与其合谋的机构投资者可动用的资金量远大于其他独立董事，利用内部信息进行内幕交易所获取的收益也较高。同时，他们更加熟悉资本市场交易的行事逻辑，能够采取更加隐蔽的内幕交易手段，选择内幕交易的最佳时点，在获取最大收益的同时降低内幕交易被发现的风险。由此可见，具有券商背景的独立董事进行内幕交易的成本与收益的临界点更低。这意味着与其他独立董事相比，券商背景独立董事参与内幕交易的可能性更高。

第二，即使不考虑券商背景独立董事与机构投资者的合谋行为，在其他条件一定时，聘任券商背景独立董事的公司信息提早泄露给投资者的风险也要高于其他公司。已有文献表明，社会关系会对公司信息传递产生影响(Cohen 等, 2008; 宋乐和张然, 2010; Cai 等, 2011)。由于券商背景独立董事与机构投资者同属于资本投资界的“圈内”人士，他们在工作 and 社交活动中必然会频繁接触，机构投资者也更容易通过与独立董事的交谈及时而全面地获得公司的一些信息。综上分析，本文提出以下研究假说：

假说 1：在其他条件一定时，聘任了券商背景独立董事的公司更可能发生内幕交易，或者说其内幕交易的严重程度要高于其他公司。

已有研究表明，投资者获取私有信息的激励与公共信息的信息含量呈负相关关系(Verrecchia, 1982; Diamond, 1985; Baiman 和 Verrecchia, 1996; Easley 和 O'Hara, 2004)。公司的信息不对称问题越严重，私有信息拥有者利用信息优势获得超额收益的机会就越大。大量文献发现，盈余质量是公司信息环境的重要组成部分，盈余质量越高的公司会计信息透明度越高。例如，Bharath 等(2008)研究发现，盈余质量较低的公司信息环境较差，这类公司更倾向于向银行借债。周中胜和陈汉文(2008)发现，会计信息透明可以减少证券市场中的信息不对称，提高行业间的资源配置效率。李丹和贾宁(2009)的研究表明，公司的盈余质量越高，分析师预测越准确、分歧越小。因此，公司的会计信息质量越低，通过内幕交易获利的可能性和收益越大。综上分析，本文提出以下研究假说：

假说 2：在其他条件一定时，内幕交易在聘任了券商背景独立董事且会计信息质量较低的公司中更为严重。

除了公司的会计信息质量外，审计质量也是影响公司信息透明度的一个重要因素。高质量的审计能够抑制管理层的机会主义行为，区分管理层报告的偏见和错误，提高会计信息的真实性与可靠性(Bushman 和 Smith, 2001)。大量研究发现，审计质量越高，越能防止公司披露虚假信息，公司信息环境就越透明。例如，Teoh 和 Wong(1993)发现，审计质量越高的公司信息越透明，盈余反应系数也越大。王艳艳和陈汉文(2006)的研究表明，高质量的审计可以有效发挥监控功能，提高公司的会计信息透明度。因此，对于审计质量越低的公司，外部投资者越难以准确掌握和预测其经营状况，信息的提前获得者利用内幕交易获利的可能性和收益就越大。综上分析，本文提出以下研究假说：

假说 3:在其他条件一定时,内幕交易在聘任了券商背景独立董事且审计质量较低的公司中更为严重。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文选择 2004—2010 年沪深两市所有公布季报的 A 股公司作为初始研究样本。在此基础上,我们剔除了相关变量缺失以及金融保险类公司的样本,最终得到 40 624 个季度盈余公告观测值。上市公司的财务数据、股价数据以及独立董事的背景资料均来自 CSMAR 数据库。我们将曾经和正在证券公司工作的独立董事界定为具有券商背景的独立董事,通过手工收集的方法,从独立董事的背景资料中鉴别出具有券商背景的独立董事。样本期间始于 2004 年是因为 CSMAR 数据库中独立董事的简历数据从 2004 年开始披露。样本期间止于 2010 年是因为我们在 2012 年初开始收集数据,当时 2011 年的年报尚未全部披露,从而选定 2010 年为样本截止年份。同时,为了控制极端值的影响,本文对所有连续变量按照年度进行了上下 1% 的 Winsorize 处理。样本筛选与年度分布情况见表 1。

表 1 样本筛选与年度分布

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	合计
样本量	5 169	5 315	5 318	5 664	6 071	6 250	7 309	41 096
剔除:相关变量缺失 ^①	241	64	90	33	16	19	9	472
剩余样本量	4 928	5 251	5 228	5 631	6 055	6 231	7 300	40 624

表 2 报告了聘任券商背景独立董事公司的年度分布情况。可以发现,这类公司占所有上市公司的比例在 14.29%—17.16%之间,因而上市公司聘任券商背景独立董事的比例并不低。

表 2 聘任券商背景独立董事公司的年度分布

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	平均
聘任券商背景独立董事公司数	205	224	221	251	253	242	282	240
上市公司数	1 234	1 318	1 312	1 463	1 539	1 632	1 974	1 469
占比(%)	16.61	16.70	16.84	17.16	16.44	14.83	14.29	16.12

(二)内幕交易衡量指标

已有文献认为,股票交易量受“内幕交易者”和“流动性交易者”(非内幕交易者)的共同影响(Chae,2005)。为了获取收益或者降低损失,具有内部信息的交易者会在内部信息公布前进行交易,而不具有内部信息的“流动性交易者”则是基于公共信息进行交易。一般情况下,掌握季报信息的内幕交易者会在季报公布之前进行交易。那么,在季报信息含量一定的条件下,公司的内幕交易越严重,季报正式公布时的交易量就会越小。本文借鉴 Chae (2005)及 Cai 等(2011)的方法,以季报公布 5 日窗口期(-2,2)的超额换手率(*Abnormal Turnover*)作为内幕交易的衡量指标。该指标越小,说明公共信息公布时的交易量越小,公司的内幕交易越严重。

^①相关变量缺失主要是由操控性应计缺失导致的,下文将具体介绍该变量的计算步骤。

具体来说,本文以单因素市场模型计算的超额换手率作为内幕交易的第一个衡量指标 AT1,其计算步骤如下:首先,我们以季报公布前的 30 日窗口期 $(-40, -11)$ 作为基准换手率的估计期间,并利用单因素市场模型 $\tau_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \tau_{m,t} + \mu_i$ 估计 α_i 和 β_i 。其中, $\tau_{i,t}$ 表示公司 i 第 t 日换手率的自然对数, $\tau_{m,t}$ 表示第 t 日以个股流通市值加权平均的市场换手率。我们用 $\tilde{\alpha}_i$ 和 $\tilde{\beta}_i$ 表示模型的系数估计值。在此基础上,我们计算出季报公布 5 日窗口期 $(-2, 2)$ 内每日的基准换手率 $\tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_i \tau_{m,t}$ 。然后,我们利用下式计算公司在窗口期内每日的超额换手率,即实际换手率与基准换手率的差值:

$$Abnormal\ Turnover(\epsilon_{i,t}) = \tau_{i,t} - \tilde{\alpha}_i - \tilde{\beta}_i \tau_{m,t}$$

最后,我们将 5 日窗口期内每日的超额换手率取平均值,得到本文的第一个内幕交易衡量指标 AT1,即 $AT1 = \frac{1}{5} \sum_{t=-2}^2 \epsilon_{i,t}$ 。

本文以均值调整法计算的超额换手率作为内幕交易的第二个衡量指标 AT2,其计算步骤如下:我们同样以季报公布前的 30 日窗口期 $(-40, -11)$ 作为基准换手率的估计期间。

$\tilde{\tau}_i$ 表示个股在 30 日窗口期内的平均换手率, $\tilde{\tau}_i = \frac{\sum_{t=-40}^{-11} \tau_{i,t}}{30}$,其中 $\tau_{i,t}$ 表示公司 i 第 t 日换手率的自然对数。在此基础上,我们计算出公司在窗口期内每日的超额换手率 $\tau_{i,t} - \tilde{\tau}_i$,即实际换手率与平均换手率的差值。最后,我们将季报公布 5 日窗口期内每日的超额换手率取平均值,得到本文的第二个内幕交易衡量指标 AT2,即 $AT2 = \frac{1}{5} \sum_{t=-2}^2 (\tau_{i,t} - \tilde{\tau}_i)$ 。

上述两个指标的值越小,说明季报公布时的交易量越小,内幕交易越严重。

(三)模型设定与变量说明

为了检验本文的研究假说,我们借鉴 Chae(2005)及 Cai 等(2011)的方法,利用以下回归模型进行分析:

$$AT = \alpha + \beta_1 Link + \beta_2 MV + \beta_3 Price + \beta_4 Absret0 + \beta_5 Volume + \beta_6 Volatility + IND + \epsilon \quad (1)$$

其中,AT 为内幕交易衡量指标。Link 为虚拟变量,如果上市公司当年聘请了曾经或者正在证券公司工作的独立董事,则取值 1,否则取值为 0。MV 表示公司当年流通市值平均数的自然对数。Price 表示公司当年平均股价的自然对数。Absret0 表示季报公布当天收益率的绝对值。Volume 表示当年股票交易量的自然对数。Volatility 表示当年股票日收益率的标准差。IND 为行业虚拟变量,我们按照证监会 22 个行业分类进行设置。

为了验证假说 2,我们以操控性应计的绝对值(DA)来衡量会计信息透明度。已有研究发现,公司的非正常应计是衡量会计信息质量的重要指标。例如,Bhattacharya 等(2003)发现,操控性应计越小的公司会计信息透明度越高。杨之曙和彭倩(2004)以我国上市公司为样本,发现操控性应计越小,公司的会计信息质量越高。周中胜和陈汉文(2008)的研究表明,操控性应计越小,公司的会计信息透明度越高,证券市场的资源配置效率也就越高。本文以基于线上应计的截面 Jones 模型计算操控性应计,并按照操控性应计的绝对值将样本

①Chae(2005)发现,公司单日换手率取自然对数后,样本更符合正态分布。我们借鉴 Chae(2005)的做法,单日换手率均是经自然对数调整后的换手率。

分组,如果公司当年的操控性应计绝对值大于样本中位数,则将其归为会计信息质量较低组,否则将其归为会计信息质量较高组。

已有文献表明,大所的审计质量要高于小所。例如,Teoh 和 Wong(1993)以美国公司为样本,发现前八大所审计的公司盈余反应系数显著大于非八大所审计的公司。李仙和聂丽洁(2006)发现,我国 IPO 市场上“十大”会计师事务所审计的公司盈余管理程度要低于“非十大”审计的公司。因此,本文将样本按照事务所的规模进行分组以检验假说 3。具体来说,我们参照中注协每年发布的“会计师事务所百强榜”,以事务所在“百强榜”中的综合得分名次作为事务所规模的代理变量。如果公司当年聘请的会计师事务所为前十大所,则将其归为审计质量较高组,否则将其归为审计质量较低组。

四、实证结果

(一)描述性统计

表 3 报告了本文主要变量的描述性统计结果。其中,Panel A 是对全样本(A)、聘任了券商背景独立董事的公司一季度样本(B)以及没有聘任券商背景独立董事的公司一季度样本(C)的主要变量描述性统计,Panel B 则是对曾经聘任过券商背景独立董事的公司这一子样本的描述性统计,以比较公司在有无聘任券商背景独立董事期间内幕交易的差异。Panel B 的统计包括这类公司所有季度的样本(D)、^①券商背景独立董事在职季度的样本(E)以及券商背景独立董事非任职季度的样本(F)。

从 Panel A 中可以发现,对于聘任了券商背景独立董事的样本(B),内幕交易的两个衡量指标都小于没有聘任券商背景独立董事的样本(C),并且这一差异在 1%的水平上显著。而从 Panel B 中可以发现,对于券商背景独立董事任职季度的样本(E),内幕交易的两个衡量指标都小于券商背景独立董事非任职季度的样本(F),并且这一差异在 5%的水平上显著。上述单变量检验结果初步验证了本文的研究假说 1,即聘任了券商背景独立董事的公司内幕交易更为严重。

(二)内幕交易检验

表 4 报告了假说 1 的检验结果。从中可以看到,当以 AT1 为因变量时,Link 的系数为-2.096,在 1%的水平上显著。而当以 AT2 为因变量时,Link 的系数为-1.708,在 5%的水平上显著。这一结果说明,在控制了公司市值(MV)、年平均股价(Price)、公告日市场反应(Absret0)、股票交易量(Volume)和收益率波动(Volatility)后,聘任了券商背景独立董事的公司内幕交易更为严重,从而支持了本文的研究假说 1。

表 5 报告了按操控性应计分组的假说 2 检验结果。从中可以看到,对于操控性应计较高样本组,当以 AT1 为因变量时,Link 的系数为-3.017,在 1%的水平上显著;而当以 AT2 为因变量时,Link 的系数为-2.286,在 10%的水平上显著。对于操控性应计较低样本组,无论以 AT1 还是以 AT2 作为因变量,Link 的系数均不显著。这一结果说明,聘任了券商背景独立董事的公司内幕交易较为严重的现象主要存在于会计信息质量较低样本组,从而支持了本文的研究假说 2。

^①在所有曾经聘任过券商背景独立董事的公司中,有一部分在样本期间内一直聘任了具有券商背景的独立董事,为了更好地比较同一家公司在有无聘任券商背景独立董事期间内幕交易的差异,我们将这类公司从曾经聘任过的公司中剔除,从而得到样本 D。

表 3 样本描述性统计

Panel A: 所有样本的描述性统计														
	全样本(A)				聘任了券商背景独立董事样本(B)				没有聘任券商背景独立董事样本(C)				B-C	
	均值	中位数	标准差	样本量	均值	中位数	标准差	样本量	均值	中位数	标准差	样本量	T 检验	WILCOXON 检验
AT1	5.472	2.404	57.299	40 624	3.476	0.839	57.190	6 544	5.855	2.727	57.313	34 080	-3.08***	-3.16***
AT2	11.255	11.111	63.855	40 624	9.589	8.677	64.906	6 544	11.575	11.500	63.647	34 080	-2.30**	-2.62***
MV	14.098	14.028	1.157	40 624	14.064	13.965	1.121	6 544	14.105	14.039	1.163	34 080	-2.60***	-2.53**
Price	2.169	2.106	0.676	40 624	2.137	2.072	0.671	6 544	2.175	2.114	0.676	34 080	-4.13***	-4.12***
Absret0(%)	3.411	2.551	3.398	40 624	3.396	2.574	3.219	6 544	3.414	2.546	3.431	34 080	0.39	0.37
Volume	20.545	20.571	1.129	40 624	20.546	20.542	1.115	6 544	20.544	20.577	1.131	34 080	-0.09	-0.30
Volatility(%)	3.490	3.205	1.906	40 624	3.459	3.236	1.648	6 544	3.495	3.202	1.952	34 080	-1.43	1.52
DA	0.082	0.051	0.102	40 624	0.078	0.050	0.093	6 544	0.083	0.051	0.103	34 080	-4.14***	-3.42***
TOP10	0.300	0.000	0.458	40 624	0.293	0.00	0.455	6 544	0.301	0.000	0.459	34 080	-1.23	-1.23
Panel B: 曾经聘任过券商背景独立董事公司的描述性统计														
	曾聘任券商背景独立董事公司样本(D)				券商背景独立董事任职季度样本(E)				券商背景独立董事非任职季度样本(F)				E-F	
	均值	中位数	标准差	样本量	均值	中位数	标准差	样本量	均值	中位数	标准差	样本量	T 检验	WILCOXON 检验
AT1	4.850	1.576	57.225	10 006	3.483	0.699	57.694	4 767	6.093	2.926	56.772	5 239	-2.28**	-2.40**
AT2	10.563	9.971	64.956	10 006	8.991	7.879	65.560	4 767	11.993	11.541	64.374	5 239	-2.31**	-2.31**
MV	14.102	14.055	1.140	10 006	14.079	13.965	1.145	4 767	14.123	14.114	1.134	5 239	-1.91*	-2.67***
Price	2.061	2.027	0.604	10 006	2.058	2.017	0.624	4 767	2.063	2.039	0.586	5 239	-0.42	-1.01
Absret0(%)	3.402	2.550	3.319	10 006	3.449	2.594	3.354	4 767	3.359	2.512	3.287	5 239	1.36	1.54
Volume	20.619	20.702	1.110	10 006	20.590	20.629	1.111	4 767	20.646	20.760	1.109	5 239	-2.51**	-2.95***
Volatility(%)	3.366	3.185	1.400	10 006	3.403	3.197	1.482	4 767	3.331	3.173	1.320	5 239	2.56**	2.98***
DA	0.079	0.047	0.101	10 006	0.072	0.046	0.089	4 767	0.084	0.049	0.111	5 239	-5.72***	-2.92***
TOP10	0.279	0.000	0.449	10 006	0.290	0.000	0.454	4 767	0.269	0.000	0.444	5 239	2.31**	2.31**

注：***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，下表同。

表 4 假说 1 检验结果

	AT1	AT2
<i>Intercept</i>	51.134 *** (8.91)	82.199 *** (12.87)
<i>Link</i>	-2.096 *** (-2.74)	-1.708 ** (-2.01)
<i>MV</i>	4.787 *** (9.34)	6.054 *** (10.61)
<i>Price</i>	0.339 (0.55)	-0.765 (-1.12)
<i>Absret0</i>	2.450 *** (29.40)	2.556 *** (27.57)
<i>Volume</i>	-5.723 *** (-12.81)	-7.546 *** (-15.19)
<i>Volatility</i>	-1.101 *** (-7.01)	-2.573 *** (-14.72)
<i>IND</i>	控制	控制
<i>Adj. R²</i>	0.028	0.031
<i>N</i>	40 624	40 624

注:括号内为 *T* 值(双尾检验),下表同。

表 5 假说 2 检验结果

	操控性应计较高组		操控性应计较低组	
	AT1	AT2	AT1	AT2
<i>Intercept</i>	42.584 *** (5.10)	67.712 *** (7.43)	58.608 *** (7.40)	94.620 *** (10.52)
<i>Link</i>	-3.017 *** (-2.69)	-2.286 * (-1.87)	-1.253 (-1.20)	-1.206 (-1.02)
<i>MV</i>	4.617 *** (6.16)	5.066 *** (6.19)	4.777 *** (6.76)	6.675 *** (8.32)
<i>Price</i>	0.394 (0.45)	0.264 (0.27)	0.521 (0.61)	-1.383 (-1.42)
<i>Absret0</i>	2.176 *** (17.86)	2.133 *** (16.04)	2.730 *** (23.95)	3.001 *** (23.19)
<i>Volume</i>	-5.156 *** (-7.87)	-6.315 *** (-8.83)	-6.098 *** (-9.92)	-8.427 *** (-12.08)
<i>Volatility</i>	-0.727 *** (-3.61)	-2.144 *** (-9.75)	-1.780 *** (-6.95)	-3.330 *** (-11.46)
<i>IND</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Adj. R²</i>	0.021	0.023	0.036	0.041
<i>N</i>	20 312	20 312	20 312	20 312

表 6 报告了按会计师事务所规模分组的假说 3 检验结果。从中可以看到,对于聘请“非十大”会计师事务所样本组,当以 AT1 为因变量时,*Link* 的系数为-2.417,在 1%的水平上显著;而当以 AT2 为因变量时,*Link* 的系数为-1.859,在 10%的水平上显著。对于聘请“十大”会计师事务所样本组,无论以 AT1 还是以 AT2 作为因变量,*Link* 的系数均不显著。这一结果说明,聘任了券商背景独立董事的公司内幕交易较为严重的现象主要存在于审计质量较低样本组,从而支持了本文的研究假说 3。

表 6 假说 3 检验结果

	“非十大”组		“十大”组	
	AT1	AT2	AT1	AT2
<i>Intercept</i>	60.477*** (8.77)	89.027*** (11.55)	31.722*** (2.81)	68.166*** (5.49)
<i>Link</i>	-2.417*** (-2.61)	-1.859* (-1.80)	-1.536 (-1.12)	-1.568 (-1.04)
<i>MV</i>	4.887*** (7.35)	6.145*** (8.27)	4.150*** (5.01)	5.535*** (6.08)
<i>Price</i>	0.409 (0.53)	-1.798** (-2.09)	0.491 (0.47)	1.741 (1.51)
<i>Absret0</i>	2.434*** (25.00)	2.683*** (24.64)	2.500*** (15.37)	2.157*** (12.08)
<i>Volume</i>	-6.256*** (-11.45)	-7.863*** (-12.87)	-4.307*** (-5.45)	-6.728*** (-7.75)
<i>Volatility</i>	-1.166*** (-6.13)	-2.551*** (-11.99)	-0.896*** (-3.21)	-2.564*** (-8.37)
<i>IND</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Adj. R²</i>	0.029	0.033	0.025	0.026
<i>N</i>	28 452	28 452	12 172	12 172

五、敏感性分析

(一)内生性问题检验

聘任具有券商背景独立董事的公司与其他公司可能存在系统差异,遗漏变量也许会导致检验结果受到内生性问题的影响,如聘任券商背景独立董事的公司与其他公司在与券商的关系上可能存在差异。为了尽可能减轻内生性对本文结论的影响,本文采用以下方法进行了稳健性检验:我们比较了同一家上市公司在聘任券商背景独立董事和没有聘任券商背景独立董事的情况下,内幕交易严重程度是否存在差别。如果本文的结论是由遗漏变量带来的,那么无论券商背景独立董事是否在上市公司任职,该变量会一直存在。如果我们发现内幕交易较为严重的现象仅在券商背景独立董事任职年度存在,那么这能够在一定程度上排除内生性对本文结论的影响。具体来说,我们将样本缩小到曾经聘任过券商背景独立董事的公司这一子样本,即样本*D*,考察了在有券商背景独立董事任职的年度和没有这类独立董事任职的年度,这类公司的内幕交易严重程度是否显著不同。

回归结果(限于篇幅未列示)表明,对于曾经聘任过券商背景独立董事的公司,内幕交易较为严重的现象主要存在于这类独立董事在职年度,而非其他年度。这一结果可以在一定程度上排除“内生性”对本文结论的影响。

(二)窗口期变化

在上述检验中,我们选择季报公布的 5 日窗口期内的平均超额换手率来衡量内幕交易的严重程度。为了保证研究结论的稳健性,我们以 3 日窗口期(-1,1)内的平均超额换手率构建内幕交易衡量指标重新进行了检验。回归结果(限于篇幅未列示)保持不变。

(三)以累积超额收益衡量的内幕交易效应和公告效应

在上文中,我们主要采用超额换手率作为内幕交易的衡量指标。为了保证研究结论的稳健性,我们还借鉴晏艳阳和赵大玮(2006)的研究方法,以累积超额收益来衡量所研究事件带来的内幕交易效应和公告效应。具体来说,我们以经当日市场收益率调整后的股票收益率作为日个股超额收益率,然后以每只股票在窗口期(-30,1)内的累积超额收益率作为整

个事件考察期的累积超额收益率,即 $CAR(-30,1)$ 。

在这一研究设计下,季报公布的内幕交易效应为 $CAR(-30,-1)/CAR(-30,1)$ 。该指标值越大,表明信息在公开之前被传递进市场的部分越多,内幕交易的可能性越高;反之,内幕交易的可能性越低。季报公布的公告效应为 $CAR(0,1)/CAR(-30,1)$ 。该指标值越大,表明信息在公开之前被传递进市场的部分越少,内幕交易的可能性越低;反之,内幕交易的可能性越高。回归结果(限于篇幅未列示)仍支持本文结论。

六、结论与启示

尽管我国证券法律法规严禁内幕交易,但由于执法不严或者执法成本过高,内幕交易现象仍比较普遍。作为一种严重损害中小投资者利益的行为,内幕交易受到市场监管部门和学术界的密切关注。近年来,独立董事参与内幕交易受处罚的案例在实务界引起了广泛争议。自我国独立董事制度设立以来,考察独立董事是否改进公司治理、保护中小投资者的文献越来越多,但研究结论因分析视角和衡量方法的不同而不同,且尚未涉及独立董事对公司内幕交易的可能影响。本文则以独立董事的券商背景为切入点,研究发现聘任了券商背景独立董事的公司比没有聘任券商背景独立董事的公司内幕交易更为严重。我们按照公司信息透明度分组检验后还发现,对于会计信息质量较低或者聘请低质量审计师的公司,这一现象更加明显。我们还发现,对于曾经聘任过券商背景独立董事的公司,内幕交易较为严重的现象主要存在于这些独立董事在职年度,而非其他年度。

本文的结论对于证券监管部门、上市公司以及投资者都具有一定的借鉴价值。对证券监管部门而言,需要完善独立董事的聘任制度和监管机制,特别是对于独立董事来源结构的规定以及独立董事内幕交易的监管。对上市公司而言,应尽可能进行一些机制设计,防止独立董事成为内幕交易的信息源。而对投资者而言,在选择投资对象或者对投资对象进行估值时,可以将公司的独立董事来源构成及公司的内幕交易可能性作为关键的考虑因素之一。

最后需要指出的是,虽然本文尽可能控制遗漏变量以及通过一些方法来减轻研究中存在的内生性问题,但是仍需要承认的是,本文的研究结论在一定程度上还是可能受到内生性问题的影响。

* 作者感谢匿名审稿人具有建设性的意见和建议,特别感谢上海财经大学陈信元教授对文章的指导和
建议。当然,文责自负。由于篇幅限制,文章的部分实证结果并没有详细列示,如有需要可向第一作者索取。

参考文献:

- [1]高雷,何少华,黄志忠.公司治理与掏空[J].经济学(季刊),2006,(4):1157—1178.
- [2]何贤杰,孙淑伟,朱红军,等.证券背景独立董事、信息优势与券商持股[J].管理世界,2014,(3):148—162.
- [3]胡奕鸣,唐松莲.独立董事与上市公司盈余信息质量[J].管理世界,2008,(9):149—160.
- [4]黄志忠,郗群.薪酬制度考虑外部监管了吗?来自中国上市公司的证据[J].南开管理评论,2009,(1):49—56.
- [5]李常青,赖建清.董事会特征影响公司绩效吗?[J].金融研究,2004,(5):64—77.
- [6]李丹,贾宁.盈余质量、制度环境和分析师预测[J].中国会计评论,2009,(4):351—370.
- [7]李仙,聂丽洁.我国上市公司 IPO 中审计质量与盈余管理实证研究[J].审计研究,2006,(6):67—72.
- [8]刘浩,唐松,楼俊.独立董事: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.
- [9]刘志远,鄂华.控股权转让内幕交易的实证研究[J].中国会计评论,2003,(1):51—76.
- [10]史永东,蒋贤锋.内幕交易、股价波动与信息不对称:基于中国股票市场的经验研究[J].世界经济,2004,

- (12):54—64.
- [11]宋乐,张然.上市公司高管证券背景影响分析师预测吗?[J].金融研究,2010,(6):112—123.
- [12]唐齐鸣,张云.基于公司治理视角的中国股票市场非法内幕交易研究[J].金融研究,2009,(6):144—160.
- [13]唐清泉,罗党论,王莉.大股东的隧道挖掘与制衡力量——来自中国市场的经验证据[J].中国会计评论,2005,(1):63—86.
- [14]唐雪松,马如静.内幕交易、利益补偿与控制权转移——来自我国证券市场的证据[J].中国会计评论,2009,(1):29—52.
- [15]王艳艳,陈汉文.审计质量与会计信息透明度——来自中国上市公司的经验数据[J].会计研究,2006,(4):9—15.
- [16]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.
- [17]魏刚,肖泽忠,Nick Travlos,等.独立董事背景与公司经营绩效[J].经济研究,2007,(3):92—105.
- [18]吴育辉,吴世农.企业管理者自利行为及其影响因素研究——来自我国上市公司股权激励草案的证据[J].管理世界,2010,(5):141—149.
- [19]薛爽,蒋义宏.会计信息披露时机与内幕交易——基于年报首季报披露时差与异常超额交易量的实证研究[J].中国会计评论,2008,(2):207—222.
- [20]晏艳阳,赵大玮.我国股权分置改革中内幕交易的实证研究[J].金融研究,2006,(4):101—108.
- [21]杨之曙,彭倩.中国上市公司收益透明度实证研究[J].会计研究,2004,(11):62—70.
- [22]叶康涛,陆正飞,张志华.独立董事能否抑制大股东的“掏空”?[J].经济研究,2007,(4):101—111.
- [23]叶康涛,祝继高,陆正飞,等.独立董事的独立性:基于董事会投票的证据[J].经济研究,2011,(1):126—139.
- [24]余峰燕,郝项超.具有行政背景的独立董事影响公司财务信息质量么?——基于国有控股上市公司的实证分析[J].南开经济研究,2011,(1):120—131.
- [25]张新,祝红梅.内幕交易的经济分析[J].经济学(季刊),2003,(1):71—96.
- [26]周中胜,陈汉文.会计信息透明度与资源配置效率[J].会计研究,2008,(12):56—62.
- [27]Anderson R D, Reeb D M, Zhao W. Family-controlled firms and informed trading: Evidence from short sales[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1): 351—385.
- [28]Badertscher B A, Hribar S P, Jenkins N T. Informed trading and the market reaction to accounting restatements[J]. The Accounting Review, 2011, 86(5): 1519—1547.
- [29]Baiman S, Verrecchia R. The relation among capital markets, financial disclosure, production efficiency and insider trading[J]. Journal of Accounting Research, 1996, 34(1): 1—22.
- [30]Bharath S T, Sunder J, Sunder S V. Accounting quality and debt contracting[J]. The Accounting Review, 2008, 83(1): 1—28.
- [31]Bhattacharya U, Daoukand H, Welker M. The world price of earnings opacity[J]. The Accounting Review, 2003, 78(3): 641—678.
- [32]Bushman R, Smith A. Financial accounting information and corporate governance[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 32(1—3): 237—333.
- [33]Cai J, Walkling R A, Yang K. The price of street friends: Social networks, informed trading, and shareholder costs[R]. SSRN Working Paper, 2011.
- [34]Chae J. Trading volume, information asymmetry, and timing information[J]. The Journal of Finance, 2005, 60(1): 413—442.
- [35]Chakravarty S, Jain P, Upson J, et al. Clean sweep: Informed trading through intermarket sweep orders[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2012, 47(2): 415—435.
- [36]Cohen L H, Frazzini A, Malloy C. The small world of investing: Board connections and mutual fund returns[J]. Journal of Political Economy, 2008, 116(5): 951—979.

- [37]Collver C D. Is there less informed trading after regulation fair disclosure? [J]. Journal of Corporate Finance, 2007, 13(2—3): 270—281.
- [38]Diamond D. Optimal release of information by firms[J]. The Journal of Finance, 1985, 40(4): 1071—1094.
- [39]Easley D, O'Hara M. Information and the cost of capital[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(4): 1553—1583.
- [40]Jayaraman S. Earnings volatility, cash flow volatility and informed trading[J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(4): 809—851.
- [41]Kumar A. Hard-to-value stocks, behavioral biases, and informed trading[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009, 44(6): 1375—1401.
- [42]Maffett M. Financial reporting opacity and informed trading by international institutional investors[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54(2—3): 201—220.
- [43]Park Y W, Shin H H. Board composition and earnings management in Canada[J]. Journal of Corporate Finance, 2004, 10(3): 431—457.
- [44]Teoh S H, Wong T J. Perceived auditor quality and the earnings response coefficient[J]. The Accounting Review, 1993, 68(2): 346—366.
- [45]Verrecchia R E. The use of mathematical models in financial accounting[J]. Journal of Accounting Research, 1982, 20(Supplement): 1—42.

Independent Directors from Securities Companies and Informed Trading in Listed Companies

HE Xian-jie¹, SUN Shu-wei², ZENG Qing-sheng¹

(1. *Institute of Accounting and Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*; 2. *School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Abstract: In recent years, there is an embarrassed phenomenon in Chinese capital market that some independent directors, especially from securities companies, who are the best hope for listed corporate governance as for regulatory authorities and stakeholders, use the convenience of obtaining the information of listed companies and engage in informed trading. This paper tests the relationship between a special type of insiders, namely independent directors from securities companies, and the severity of informed trading for the first time. It comes to the results as follows: firstly, the severity of informed trading in companies hiring independent directors from securities companies is significantly higher than the one in other companies, especially in companies with lower accounting information quality or low-quality auditors; secondly, as for companies that once hired independent directors from securities companies, severe informed trading occurred during the occupancy of their posts. The conclusions provide important reference for the rethink and perfection of independent director system as for securities regulatory authorities.

Key words: independent director; brokerage background; informed trading

(责任编辑 康健)