

编者按

本期刊载的文章是对独立董事展开的研究。越来越多学者关注到独立董事自身和其对于公司治理作用的问题，并在我国上市公司框架内研究我国独立董事的特殊性。中国人民大学财政金融学院的郑志刚教授及其合作者分别就独立董事否定意见发表与换届未连任问题与中国近年来出现了独立董事同时在多家上市公司兼职的现象展开考察和研究。前者利用我国上市公司独立董事对议案发表意见的独特数据，从否定意见的具体类型、董事会议案事项、是否集体行动等三个方面实证考察了对董事会议案说“不”与独董未来是否在第一任期结束后实现连任之间的关系。后者基于 A 股上市公司 2004-2013 年的数据，检验了独董兼职对于上市公司的影响。两篇文章都考虑了我国上市公司的特殊性，并发现了一些具有开拓性质的研究结论。前者研究发现，在我国公司治理实践中，出具否定意见的方式（委婉或直接、集体或单独）有时比否定意见本身更加重要；即使同样是否定性意见，但如果针对的董事会议案事项不同，独董未来连任的可能性也不同。后者发现兼职独董显著提升了公司的管理效率和盈利能力且结果稳健。兼职独董提升公司经营管理水平的可能作用途径是：兼职独董具有更高的公司治理参与程度以及兼职行为加强了公司的社会联系。两篇文章都具有建设性意义，因为前者说明了在我国上市公司，独董所预期的公司治理角色由于上述“逆淘汰”机制和“任人唯亲”的董事会文化的存在而大打折扣。所以其政策含义在于提醒监管当局应该为独董出具否定性意见的相关法律风险提供更加明确的指引，避免政策模糊地带，以此有利于独董更好地履行监督职能。后者结果丰富了对独董兼职现象的公司治理效应的理解，同时为监管部门规范上市公司独董兼职行为提供了参考。

独立董事否定意见发表与换届未连任*

郑志刚

(中国人民大学财政金融学院/中国财政金融政策研究中心)

李俊强

(河北金融学院)

黄继承

(中国人民大学财政金融学院/中国财政金融政策研究中心)

胡波

(中国人民大学财政金融学院/中国财政金融政策研究中心)

内容摘要：在公司治理实践中，对董事会议案出具否定性意见是独立董事履行监督职能最具代表性的行为，而换届未连任是我国制度背景和文化特质下更为真实的独董离职方式。利用我国上市公司独立董事对议案发表意见的独特数据，本文从否定意见的具体类型、董事会议案事项、是否集体行动等三个方面实证考察了对董事会议案说“不”与独董未来是否在第一任期结束后实现连任之间的关系。本文的研究发现，在我国公司治理实践中，出具否定意见的方式（委婉或直接、集体或单独）有时比否定意见本身更加重要；即使同样是否定性意见，但如果针对的董事会议案事项不同，独董未来连任的可能性也不同。一般而言，明确出具反对意见的，针对内部人的反对事项，以及集体说“不”的独董未来连任的可能性更低，因而独董所预期的公司治理角色由于上述“逆淘汰”机制和“任人唯亲”的董事会文化的存在而大打折扣。本文的研究因此提醒监管当局应该为独董出具否定性意见的相关法律风险提供更加明确的指引，避免政策模糊地带，将有利于独董更好地履行监督职能。

关键词：独立董事；连任；否定意见

JEL 分类号：G41;G32;G34 **文献标识码：**A

*作者简介：郑志刚，经济学博士，教授，中国人民大学财政金融学院和中国财政金融政策研究中心，Email:zhengzhigang@ruc.edu.cn。李俊强，中国人民大学财经金融学院博士生，河北金融学院学院副教授，Email:ljq8433101@126.com。黄继承，管理学博士，讲师，中国人民大学财政金融学院和中国财政金融政策研究中心，Email:hjc@ruc.edu.cn。胡波，经济学博士，副教授，中国人民大学财政金融学院和中国财政金融政策研究中心，Email:hubo@ruc.edu.cn。本文感谢感谢国家自然科学基金面上项目“独立董事激励机制的影响因素和激励效果一来自我国上市公司的证据”（项目批准号：71272159）和面上项目“任人唯亲的董事会文化与独立董事更迭的“逆淘汰””（项目批准号：71472177）以及教育部“新世纪优秀人才支持计划”对本项研究的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。作者文责自负。

一、引言

以来自“外部的”、“独立的”监督为特征的独立董事（以下简称独董）制度被认为是解决现代公司代理问题的重要公司治理机制之一（Fama and Jensen, 1983）。然而，长期以来，独董的实际监督过程对公司治理理论和实务而言仍然是一个巨大的“黑匣子”。近年来，利用我国上市公司披露的独董对董事会议案意见发表的独特数据，公司治理学术界对于独董监督职能的履行情况形成一定的认识（唐雪松等，2010；Ma and Khanna, 2015；Jiang, et al., 2015）。通过对独董如何对董事会议案提出否定意见进行研究，我们可以直接观察独董在公司决策形成中的参与情况（叶康涛等，2011）。而 Jiang et al. (2015)的研究表明，独董质疑可以改善公司治理和公司透明度。

与以往文献从独董说不后一年内离职的概率来考察独董说不的经济后果（唐雪松等，2010；等）不同，本文从更具我国资本市场制度背景和文化特质的独董换届未连任这一新的视角重新考察了独董说不的经济后果。不同于美国等成熟市场经济国家的实践，我国上市公司独董存在明确的任期限定，“任期届满，连选可以连任，但是连任时间不得超过六年”。因此，独董将在第一个任期结束后，第二任期开始前面临换届是否连任问题。这使得我国上市公司独董除了辞职外，还可以选择任期届满未连任这一方式离职。除非确实由于健康、违规等原因，无论独董还是上市公司通常并不情愿选择以辞职这样相对激烈方式，而是以符合监管规定的换届未连任这一相对自然，同时更加符合东方“和为贵”文化传统的方式结束在一家公司独董的任职。同样重要的是，为了减少外部投资者的猜测和由此引起的股价波动，无论是美国还是我国上市公司通常会尽力弱化独董辞职事件，以此来设法隐藏“坏消息”（Dewally and Peck, 2010；吴冬梅和刘运国，2012；张俊生和曾亚敏，2010）。与已经十分中性的“忙碌”、“个人原因”、“健康原因”等辞职原因相比，任期届满离职看上去似乎再自然正常不过，向资本市场传递的信息含量降到最低，从而可以有效避免股市剧烈波动。出于以上两个方面的原因，在我国资本市场更为常见的独董离职方式既不是辞职，当然也不是直接辞退，而是以换届未连任方式实现的离职。我们看到，一方面，受到换届任期的限制，独董说不遭到逆淘汰的经济后果往往不会在一年内立即显现出来，而是选择未来第一任届满换届时以换届未连任这一悄无声息的方式实现对说不独董的逆淘汰；另一方面，给定存在悄无声息的离职方式，独董突然在一年内辞职或被辞退背后的故事直觉上往往并非仅仅由于独董说不那么简单，很大程度与独董确实存在健康、违规等问题有关。因而，以往文献采用独董说不一年内离职的概率考察独董的经济后果既存在对相关效应高估的可能，也存在低估的可能。因此，我们有必要以更具我国资本市场制度背景和文化特质的独董换届未连任重新评估独董说不的经济后果，以此为我国资本市场独董说不逆淘汰机制存在提供更加信服的证据。

本文从以下几个方面构成了对公司治理文献新的贡献。第一，与以往文献从独董说不后一年内离职的概率来考察独董说不的经济后果（唐雪松等，2010；等）不同，本文从更具我国资本市场制度背景和文化特质的独董换届未连任这一新的视角出发重新考察了独董说不的经济后果，实证考察了独董出具否定意见对独董第一任期届满后是否获得连任的影响，从新的角度为

我国上市公司独董更迭中存在“逆淘汰”机制和“任人唯亲”的董事会文化提供了新的和更加信服的证据，构成了对以往文献新的补充和扩展。

第二，本文在一般地考察出具否定意见对独董未来连任的效应后，进一步考察了非赞成意见的具体类型对独董第一任期结束后连任的影响。唐雪松等（2010）与叶康涛等（2011）对非赞成意见不同界定，因而我们需要进一步考察非赞成意见的具体类型对独董连任的影响。就我们有限的知识，本文以第一任期届满后独董是否获得连任为评价标准，首次实证考察了非赞成意见的具体类型的经济后果，为非赞成意见的具体类型的相关效应存在差异提供了较早的证据。

第三，本文实证考察了董事会议案事项的不同类型对独董发表否定意见与连任关系影响。不同与以往文献，本文实证考察了董事会议案事项的不同类型对独董发表否定意见与连任关系影响。不同董事会议案事项所涉及的对公司实际内部控制人的影响程度不同。因而虽然同样发表的是否定性意见，但由于议案事项的不同，而导致独董未来连任可能性同样存在差异。因而，尽管同样发表的是否定意见，但由于董事会议案事项的不同，独董是否连任的结果存在差异。就我们有限的知识，本文以独董发表否定意见与未来连任的关系为研究场景，首次实证考察了董事会议案事项的不同类型的相关效应，为董事会议案具体事项的相关效应存在差异提供了较早的证据。

第四，本文进一步考察独董是否集体说“不”对其未来连任的影响。本文发现，相比独董单独发表否定意见，独董集体行动发表否定意见将使独董获得连任的可能性更低。这一结果的出现，一定程度与独董集体发表否定意见，可能阻止该议案通过（如果董事会成员异议超过33%以上则一项议案无法通过），使内部实际控制人变得恼羞成怒有关。与集体行动相比，个人单独发表否定意见更多体现个人意愿，实际控制人的警觉程度和反应要淡得多。同样地，就我们有限的知识，本文首次考察了独董是否集体说“不”的相关效应，为独董是否集体行动经济后果存在差异提供了较早的证据。

本文从否定意见的类型、董事会议案事项、是否集体行动等三个方面深入考察了独董对董事会议案说“不”这一直接而重要的监督行为对独董第一任期届满连任的经济后果，一定程度揭开了独董的实际监督过程这一“黑匣子”，丰富了理论界和实务界对独董真实履职情况的认识。本文的研究表明，由于我国存在独董更迭的“逆淘汰”机制(唐雪松等, 2010)和“任人唯亲”的董事会文化(郑志刚等, 2012)，明确出具反对意见的独董，针对内部人敏感的人事任免等事项的反对的独董，以及集体说“不”的独董更在第一任期届满后获得连任的可能性较低，因而，独董并没有扮演预期的公司治理角色。本文的研究由此提醒公司治理的理论和实务界需要深刻反思出现上述“逆淘汰”机制的制度和文化根源，以切实提高我国上市公司独董制度的有效性。例如，监管当局应该为独董出具否定性意见的相关法律风险提供更加明确的指引，避免政策模糊地带，将有利于独董更好地履行监督职能。

本文以下部分的内容组织如下。第2节提出本文的待检验假说；第3节报告主要的实证分析结果。在第4节，我们开展稳健性检查。最后简单总结全文。

二、假设发展

向董事会议案出具否定意见无疑是独董履行监督职责最具代表性的行为和履职行为最真实和直接的体现。如果有独董对董事会议案提出公开质疑，将向外界传达公司经营管理中存在严重疏漏或问题的信息。2010年大连港（601880.SH）深陷“独董门”事件。在其年末公布的董事会议案公告中，公司独董吴明华对10项议案中的5项投出反对票、2项议案投出弃权票。这一事件受到财经媒体广泛关注¹，事件发生期间公司股价应声下挫，独董吴明华否决的大连港对中铁渤海铁路轮渡公司超过50倍市盈率的股权收购计划也因此受到投资者的关注和质疑。

是否向董事会议案说“不”是独董权衡收益风险的理性选择结果。一方面，出于避免声誉损失和规避法律风险的动因，独董有激励对公司进行监督（叶康涛等，2011）。Fama and Jensen（1983）指出，“作为其他公司的关键决策者的外部董事，通常较为关注其在经理人市场上的声誉，因而，与内部董事相比，更可能成为经理人的有效监督者”。独董如因未能履行监督职能，使公司受到监管部门处罚，则独董本人的社会声誉损失巨大。辛清泉等（2013）发现独董受到公开惩罚增加了其离职概率，降低了未来获得其他公司独董职位的可能性。在法律风险上，根据我国《公司法》的规定，董事会议案违反法律法规，致使公司遭受严重损失时，独董也需要承担相应责任。例如，2001年郑百文公司因年报中存在严重虚假和重大遗漏受到证监会处罚，原独董陆家豪也受到监管方的惩处。陆家豪不仅被处以罚款10万元，还禁止其担任其他公司独董职务。但如果独董在表决中表明异议并记载于会议记录的，该董事可以免除责任。

但另一方面，在上市公司任职能够为独董带来可观的薪酬和良好的声誉（Fama and Jensen, 1983）。2005年~2013年间在A股上市公司任职的独董中94.08%均在上市公司领取薪酬，津贴平均为5万元，最高津贴达到130万元。出于获得财富和积累声誉的考虑，独董普遍希望在第一任期届满时保留独董职务，实现连任，甚至因此牺牲其应履行的监督职能（唐雪松等，2010）。

就股权相对集中的中国上市公司而言，内部人控制公司的问题相对普遍。独董的聘用和薪酬取决于最终控制人的态度，独董在履职时因此遭受巨大的压力。一旦独董对董事会议案提出否定意见，将给公司带来巨大的负面效应，从而将遭到强大的阻力（赵子夜，2014）。唐雪松等（2010）基于2001年~2007年间曾有独董提出否定意见的公司样本发现，相比于未对董事会议案说“不”的独董，说“不”的独董离任现职的可能性高出1.36倍。这种对履行监督职能的独董进行“逆淘汰”的机制和任人唯亲的董事会文化限制了独董公开质疑董事会议案的意愿。

我们注意到，虽然与付出相比回报尚可的薪酬和良好声誉使独董往往有激励长期担任上市公司独董，然而，按照《关于在上市公司建立独董制度的指导意见》等规定，我国上市公司独董，“任期届满，连选可以连任，但是连任时间不得超过六年”。因此，独董将在第一个任期结束后，第二任期开始前面临连任问题。而连任的预期无疑会对独董监督行为产生直接影响。因而，我们可以选择是否在第一任期结束后获得连任这一新的视角来评价独董出具否定意见“这一独董履行监督职能的真实、直接而重要的表现”的经济后果。

¹参见 http://www2.capitalweek.com.cn/article_7753.html。

唐雪松等（2010）将除了“赞成”或“其他”类型的投票意见定义为否定意见。事实上，独董对董事会议案发表的实际意见类型则包括“赞成”、“反对”、“弃权”、“保留意见”、“无法发表意见”、“提出异议”和“其他”。虽然叶康涛等（2011）基于广济药业的案例分析发现，独董出具类型为“其他”的独立意见也带有明显的否定意味，但在东方文化的熏陶下，采用委婉的表达方式更加符合严守中庸之道这一大多数独董愿意奉行的人生哲学。这是唐雪松等（2010）可以将除了“赞成”或“其他”类型的投票意见定义为否定意见的现实原因。但如果独董明确对董事会议案出具否定意见，显然更容易激怒实际控制人。实际控制人将为该独董未来的连任设置更严重的障碍。因此，我们需要进一步考察非赞成意见的具体类型对独董连任的影响。基于以上分析，我们提出待检验假设 1。

假设 1：给定其他条件相同，独董明确发表否定意见，在第一期任期届满时获得连任的可能性将下降。

除了独董出具独立意见的类型存在差异，独董需要发表独立意见的董事会议案事项同样存在多种类型。结合我国监管当局对事项的相关规定和常见事项类型，本文把事项分为董事高管人事变动事项，董事高管薪酬事项，年度报告事项（财务报告、利润分配、报告修改补充等），关联交易事项，担保事项，投资收购事项，审计事项，股权变动事项，募集资金事项，资产变动事项和其他事项等。不同事项议案涉及的当事人不同，因而独董出具否定性意见遭受实际控制人的“打击报复”程度不同。关联交易事项和担保事项是监管当局关注和独董履职情况检查的重点。对于上述事项发表暧昧的意见会使独董自身面临处罚的风险。对于类似事项出具否定意见往往是独董规避法律风险考量的结果，而并非不配合，甚至故意作对。围绕上述事项出具否定意见有时会被实际控制人认为情有可原，并不会太多影响独董未来连任的可能性。但对于人事任免等事项发表否定意见则涉及具体当事人，将会遭到涉事当事人的嫉恨，甚至打击报复。因而，独董围绕上述事项发表否定意见将受到当事人较为强烈的反应，表现在未来其获得连任的可能性降低。基于以上分析，我们提出待检验假设 2。

假设 2：给定其他条件相同，相对于其他事项，独董对人事任免等涉及具体当事人的事项发表否定意见将降低其第一期任期届满后获得连任的可能性。

独董是否连任事实上不仅与发表否定意见的类型和议案事项有关，而且与发表否定意见时其他独董的参与程度有关。在上市公司围绕某一特定事项的表决中，我们把两位（含）以上独董同时出具否定意见定义为独董的集体行动，否则为独董的单独行动。如果否定意见发表是独董个人行为，更多体现独董个人判断和意愿，实际控制人的警觉程度和反应要平和得多。相比独董单独发表否定意见，独董集体发表否定意见显然会引起实际控制人更多的警觉和不安。特别是，如果独董“集体行动”发表否定意见，一旦持异议董事会成员超过 33%，将会使一项议案流产。这往往会激怒实际控制人，甚至变得恼羞成怒。利用其在独董连任的影响力，实际控制人将使出具否定意见的独董未来获得连任的可能性显著降低。基于以上分析，我们提出待检验假设 3。

假设 3：给定其他条件相同，独董“集体行动”发表否定意见将降低其第一期任期届满后获得连任的可能性。

三、样本和统计描述

(一) 样本选择和变量说明

本文数据主要来自 CSMAR 数据库。2004 年证券交易所才强制要求上市公司披露独董的意见类型和投票情况，我们的样本期限因此从 2005 年开始；本研究关注出具否定意见“这一独董履行监督职能的真实、直接而重要的表现”的经济后果，我们参照唐雪松等（2010）、叶康涛等（2011）等，剔除了上市以来从来没有出现过否定意见的样本公司；本文关注的连任问题只有在独董第一个任期结束后，第二任期开始前才会面临，而连任是否成功则主要受第一任期是否出具否定性意见的影响。因此我们剔除了在第二任期的相关观察值，使本文的研究集中到在第一任期发表否定意见对第一任期结束后连任的影响的考察；新近上市的公司不涉及独董连任问题。出于以上考虑，在剔除缺失数据样本后，本文最终以 2005-2014 年 A 股的 1345 个独董-公司-年份的观察值为研究对象。其中，独董背景、是否连任、发表否定意见的具体类型、董事会议案的具体类型等数据均从公司年报或巨潮资讯网 (<http://www.cninfo.com.cn/cninfo-new/index>) 手工采集而成。为降低异常值的可能影响，我们对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行 winsorize 处理。

本文研究独董发表否定意见对其第一任期届满连任的影响。因此，我们以独董在第 1 任期届满是否连任作为主要被解释变量 (Reelection)，主要解释变量为独董否定意见的具体类型、董事会议案类型、以及独董是否集体出具否定性意见等。其中，围绕独董出具否定意见，我们首先考察否定性意见的一般效应，以与以往文献进行比较对照。借鉴叶康涛等（2011），我们把除赞成之外的所有意见类型归为否定意见 (Adverse_opinion)。在此基础上，我们进一步分别考察否定意见的具体类型对独董连任的影响。按照相关规定和公司治理实践，独董对董事会议案发表的意见类型可以区分为“赞成”、“反对”、“提出异议”、“弃权”、“保留意见”、“无法发表意见”、和“其他意见”。我们用虚拟变量来考察否定意见的具体类型对独董连任的影响，如果发生该类类型为 1，否则为 0。

独董需要发表独立意见的董事会议案事项同样存在多种类型。结合我国监管当局对事项规定和常见事项类型，本文把事项分为董事高管人事变动事项，董事高管薪酬事项，年度报告事项（财务报告、利润分配、报告修改补充等），关联交易事项，担保事项，投资收购事项，审计事项，股权变动事项，资金募集事项，资产变动事项和其他事项等。由于涉及股权分置改革事项的否定意见仅为 3 次，而且是在特定历史阶段发生的，参考以往文献，我们将其归为其他事项。我们同样用虚拟变量来考察董事会议案的具体事项对出具否定性意见与独董连任关系的影响。

在上市公司围绕某一特定事项的表决中，我们把两位（含）以上独董同时出具否定意见定义为独董的集体行动 (Collective_act)，否则为独董的单独行动。

为了控制公司特征、独董特征等对独董连任的影响，借鉴唐雪松等（2010）、叶康涛等（2011）和刘诚等（2012）等，本文同时控制了反映公司特征和独董特征的变量。具体的变量定义参见表 1。

表1 主要变量定义

变量	变量代码	定义
Panel A:核心研究变量		
连任	Reelection	虚拟变量, 连任为1, 否则为0
否定意见	Adverse_opinion	虚拟变量, 除赞成之外的各种异议类型为1, 赞成为0,
反对意见	Counterview	虚拟变量, 反对意见为1, 否则为0
保留意见	Qualified_opinion	虚拟变量, 保留意见为1, 否则为0
无法发表意见	Disclaimer of opinion	虚拟变量, 无法发表意见为1, 否则为0
弃权	Abstention	虚拟变量, 弃权为1, 否则为0
提出异议	Demur	虚拟变量, 提出异议为1, 否则为0
人事变动	CEO_Turnover	虚拟变量, 人事变动为1, 否则为0
高管薪酬	Executive_compensation	虚拟变量, 高管薪酬为1, 否则为0
年度报告	Annual_reports	虚拟变量, 年度报告为1, 否则为0
关联交易	Conncted_transaction	虚拟变量, 关联交易为1, 否则为0
担保	Loan_Guarantee	虚拟变量, 担保为1, 否则为0
投资收购	Investment_acquisition	虚拟变量, 投资收购为1, 否则为0
审计	Audit	虚拟变量, 审计为1, 否则为0
股权变动	Equity_change	虚拟变量, 股权变动为1, 否则为0
资金募集	Funds_raised	虚拟变量, 资金募集为1, 否则为0
资产变动	Assets_change	虚拟变量, 资产变动为1, 否则为0
其他事项和股权 分置改革	Other_items	虚拟变量, 其他事项和股权分置改革为1, 否则为0
行动类型	Collective_act	虚拟变量, 2人及以上同时出具否定性意见 为1, 否则为0
Panel B:独董层面控制变量		
年龄	Age	独董发表意见时年龄
性别	Gender	虚拟变量, 男性为1, 女性为0
政府背景	Government	虚拟变量, 政府背景为1, 否则为0
财务背景	Finance	虚拟变量, 财务背景为1, 否则为0
法律背景	Law	虚拟变量, 法律背景为1, 否则为0
学术背景	Academics	虚拟变量, 学术背景为1, 否则为0
Panel C:公司层面控制变量		
规模	Size	规模, 总资产对数
财务杠杆	Lev	公司的债务率
盈利能力	ROA	公司的收益率

变量	变量代码	定义
董事会独立性	Independent	独董比例
两职兼任	Duality	虚拟变量，董事长与总经理同一人为1，否则为0
企业性质	State	虚拟变量，国有性质为1，否则为0
年份效应	Year	年份虚拟变量
行业效应	Industry	行业虚拟变量

（二）主要变量的描述性统计

表2报告主要变量的描述性统计结果。我们看到，在曾经有独董发表过否定意见的公司的全部董事中，并非所有的独董都出具否定性意见。平均而言，69.12%的独董曾经发表过否定性意见；其中在具体的否定意见类型中，采用其他方式发表否定意见的比例最高为34.28%，明确表示反对的只占到11.38%。这与我们在中国文化背景下独董通常不会直接发表否定意见，而是采取比较委婉方式表示的印象一致。

在曾经有独董出具否定意见的董事会事项中，比例最多的事项为担保事项和关联交易事项，分别占到全部董事会事项类型的23.20%和16.95%。这表明独董很多否定意见的出具更多是为了符合监管要求，规避法律风险而采取的行动。从是否多个独董同时出具否定意见类型来看，绝大多数否定性意见是超过两个独董集体发表的，占比高达81.78%。

表2 独董行为的统计描述

变量	观测值	均值	标准差	次数	占比
Reelection	1345	0.7755	0.4174	1043	77.55%
Adverse_opinion	1345	0.6912	0.4622	929	69.12%
Counterview	1345	0.1138	0.3176	153	11.38%
Qualified_opinion	1345	0.0528	0.2237	71	5.28%
Disclaimer of opinion	1345	0.0751	0.2636	101	7.51%
Abstention	1345	0.0647	0.2461	87	6.47%
Demur	1345	0.0424	0.2015	57	4.24%
Others	1345	0.3428	0.4748	461	34.28%
Colective_act	1345	0.8178	0.3861	1100	81.78%
CEO_Turnover	1345	0.1138	0.3176	153	11.38%
Executive_compensation	1345	0.0119	0.1085	16	1.19%
Annual_reports	1345	0.1056	0.3074	142	10.56%
Conncted_transaction	1345	0.1695	0.3753	228	16.95%
Loan_Guarantee	1345	0.232	0.4222	312	23.20%
Invest_acquisition	1345	0.0862	0.2808	116	8.62%
Audit	1345	0.0639	0.2447	86	6.39%

变量	观测值	均值	标准差	次数	占比
Equity_change	1345	0.0074	0.0859	10	0.74%
Funds_raised	1345	0.0112	0.1051	15	1.12%
Assets_change	1345	0.0625	0.2421	84	6.25%
Other_items	1345	0.1138	0.3176	153	13.61%

四、实证结果

(一) 独董发表否定意见对连任的影响

我们首先考察出具否定意见的具体类型对独董第一任任期届满连任的影响。在以否定意见的具体类型分别考察相关效应之前,为了保持与以往研究的结论具有可比性,我们采用定义为除赞成意见之外其余的否定意见类型构成的否定意见变量综合地考察出具否定意见与任期届满连任的关系。我们采用的回归模型见(1)式所示。对于具体否定意见类型的考察,我们则以具体意见类型代替综合性的否定意见来加以考察。我们采用的回归模型如(2)式所示。

$$\text{Reelection}_{it} = \alpha + \beta_1 * \text{Adverse-opinion}_{it} + \sum_{i=1}^{10} \chi_i * \text{Term}_{it} + \gamma * \text{Act}_{it} + \theta * \text{Control}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Reelection}_{it} = & \alpha + \beta_1 * \text{Counterview}_{it} + \beta_2 * \text{Qualified_opinion}_{it} + \beta_3 * \text{Disclaimer of opinion}_{it} \\ & + \beta_4 * \text{Abstention}_{it} + \beta_5 * \text{Demur}_{it} + \beta_6 * \text{Others}_{it} + \sum_{i=1}^{10} \chi_i * \text{Term}_{it} + \gamma * \text{Act}_{it} + \theta * \text{Control}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

其中,在(1)式中,被解释变量为独董在其第一任任期届满是否连任(Reelection),连任为1,否则为0。解释变量为包括除赞成之外的所有否定意见类型的“否定意见”(Adverse_opinion),发表否定意见记为1,否则为0。在(2)式中,Qualified_opinion_{it}、Counterview_{it}、Disclaimer of opinion_{it}、Abstention_{it}、Demur_{it}和Others_{it}分别代表独董发表的否定性意见的具体类型。Term_{it}指的是董事会议案的具体事项,包括人事变动、高管薪酬、年度报告、关联交易、担保、投资收购、审计、股权变动、资金募集和资产变动等。Act_{it}为独董是否“集体”发表否定性意见,如果同时有两位以及两位以上独董出具否定意见记为1,否则为0;Control_{it}为公司特征、独董特征、行业和年份的控制变量;ε_{it}为随机误差项。

表3 否定意见对独董连任影响回归结果

Reelection	模型1	模型2	模型3	模型4
Adverse_opinion	-0.444**(-2.57)	-0.315*(-1.73)		
Counterview			-1.547***(-6.53)	-1.455***(-5.79)
Qualified_opinion			2.277***(3.06)	2.051***(2.73)
Disclaimer of opinion			0.424(1.02)	0.939**(2.18)
Abstention			-0.258(-0.81)	-0.220(-0.67)

Reelection	模型1	模型2	模型3	模型4
Demur			0.228(0.53)	0.550(1.22)
Others			-0.420**(-2.13)	-0.318(-1.50)
Size	0.220**(2.12)	0.266**(2.37)	0.248*(1.95)	0.271**(2.16)
Lev	0.311*** (4.86)	0.299*** (4.69)	0.327*** (4.86)	0.308*** (4.67)
ROA	16.89*** (3.65)	22.88*** (4.67)	15.17*** (3.29)	19.57*** (4.02)
Independent	3.548*** (6.42)	4.337*** (7.08)	3.587*** (6.18)	4.458*** (7.01)
Duality	0.287(1.22)	0.131(0.52)	0.385(1.56)	0.383(1.43)
State	1.111*** (7.06)	1.100*** (6.61)	1.172*** (7.18)	1.121*** (6.52)
Gender		0.482** (2.09)		0.833*** (3.35)
Age		-0.0325*** (-3.65)		-0.0267*** (-2.82)
Government		-0.0057(-0.03)		-0.145(-0.64)
Finance		-0.938*** (-5.30)		-0.695*** (-3.73)
Law		-1.203*** (-5.27)		-1.150*** (-4.88)
Academics		-0.0582(-0.32)		0.0602(0.30)
Industry& Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R2	0.1812	0.2408	0.3158	0.3316
N	949	947	950	948

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，括号内是 t 值，以下各表的含义相同。

表 3 报告基于 (1) 和 (2) 式开展的实证检验的结果。其中，模型 1 报告控制公司特征后，综合性的否定意见对独董连任的影响；模型 2 在模型 1 的基础上进一步控制独董特征。模型 3 和 4 报告具体否定意见类型对独董连任的影响。其中模型 3 报告控制公司特征的相关结果；模型 4 是在模型 3 的基础上进一步控制独董特征。我们使用 Logit 模型进行回归分析，所有模型同时控制产业和年度固定效应。

从表 3 的模型 1 和 2 我们看到，发表否定性意见将显著降低独董任期届满连任的概率，无论否定意见是以何种具体方式提出。唐雪松等 (2010) 研究表明，发表否定意见将使独董在未来一年内离职的概率提高。而本文从第一任期届满连任的角度支持了以往文献所持的在我国上市公司独董更迭存在逆淘汰机制的观点。从模型 3 和模型 4 我们看到，在众多的否定性意见的具体类型中，独董明确发表反对意见将在 1% 显著水平下降低其连任概率；而当独董以发表保留意见和无法表达意见这两种相对委婉的表达否定意见方式提出否定意见时，不仅不会降低，反而会增加其连任的概率。上述结果表明，在中国文化下，出具否定意见的方式有时比否定意见本身更加重要。这一结论大大丰富了我们对独董实际监督过程的认识。这同时从另一个侧面提醒我们在独董更迭问题中内部控制人权力的傲慢和任性。独董发表弃权意见和提出异议对连任的影响并不显著，独董的其他意见将降低连任的概率，但在控制独董特征后变得不显著，这一定程度表明其他方式可能与独董的个人特征有关。从模型 3 的结果看，其他 (Others) 确实代表了一种否定性的意见，而不是肯定意见。这一定程度支持叶康涛等 (2011) 案例分析的相关观点。

表3其他变量的回归结果显示,相比较而言,具有会计背景和法律背景独董更不利于连任。这一定程度与具有会计或法律背景的独董所具有专业知识和能力的“权威性”更容易构成对实际控制人的挑战有关;男性独董更容易获得连任。这与以往文献研究发现的女性董事监督管理层更加积极(Adams and Ferreira,2009),以及女性董事风险厌恶特征更加明显(Gul et al.,2008)的结论保持一致。从公司特征来看,在收益好、规模大以及独董比例更高的公司独董连任的概率较高。这一定程度表明独董的监督与企业的发展步入良性循环。而国有企业相比非国有企业独董连任的概率较高则与国有企业独董聘任中存在更浓的任人唯亲的董事会文化有关。相比而言,非国有企业更加看重独董的监督 and 战略咨询等专业能力。董事长兼任总经理的公司对独董连任影响不显著,其原因是公司治理对独董监督既存在“代理成本效应”又存在“激励效应”(叶康涛等,2011),二者叠加造成对连任影响不显著。

(二) 否定意见的议案事项对独董连任影响

上部分的研究表明,不同否定性意见的类型对独董连任的影响不同。循着同样的逻辑,本小节进一步考察独董针对不同具体董事会议案事项发表否定性意见在其连任效应上的差异。理论上,对不同议案事项发表否定意见,独董与实际控制人之间产生的冲突程度是不同的。独董对关联交易事项和担保事项等监管当局重点关注和严格检查的事项出具否定意见往往出于规避法律风险的考量,因而容易获得内部控制人的理解,对其未来是否连任的影响有限。然而,当独董出具否定意见事关敏感的人事任免等问题,则往往会遭受实际控制人的“打击报复”,使其未来连任的可能性降低。

表4报告否定意见的具体议案事项对独董连任的影响的实证结果。其中模型1报告否定性意见和不同事项分别对独董连任的影响。从模型2到模型9进一步在上述主效应的基础上,增加否定性意见与各事项的交互项,以考察二者之间的交互效应。模型10同时考虑否定性意见与所有事项同时交互的情形。

表4的回归结果表明,不同议案事项对独董连任的影响是不同的。从所关注的交互效应看,如果独董的否定性意见事关年度报告、关联交易和贷款担保等事项,虽然交互项出现了负号,但并不显著。这表明对于上述监管重点和合规性要求,内部控制人对独董出具否定性意见有充分的预期和心理准备,因而对独董未来连任并不会造成太大的影响;对审计事项和资产变动事项独董发表否定意见不仅不会降低反而增加独董连任概率。独董在上述事项中出具否定性意见将很好地体现独董的专业素养,帮助内部控制人发现管理漏洞,体现控股股东的意志和维护控股股东的利益,因而反而使连任的概率增加;但对于事涉个人升迁较为敏感的人事任免,独董出具否定意见则会遭受实际控制人的“打击报复”,显著降低其未来连任的可能性,表现在二者的交互项显著为负。上述研究表明,同样是否定性意见,但由于针对的董事会议案事项不同,独董未来连任的可能性也不同。这支持了假设2。这也提醒监管当局应该为独董未出具否定意见的相关法律风险提供更加明确的指引,避免政策模糊地带,将有利于独董更好地履行监督职能。

表4 否定意见的议案事项对独董连任影响

Reelection	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
Adverse_opinion	-0.850*** (-4.84)	-1.378*** (-3.08)	-2.005*** (-4.90)	-1.816*** (-4.11)	-1.922*** (-4.74)	-1.910*** (-4.68)	-1.959*** (-4.71)	-2.130*** (-5.17)	-2.119*** (-5.08)	-1.732*** (-2.63)
CEO_Turnover	0.0993 (0.44)	2.977*** (3.31)	1.457*** (2.80)	1.472*** (2.85)	1.468*** (2.84)	1.461*** (2.83)	1.468*** (2.83)	1.559*** (2.96)	1.578*** (2.98)	2.852*** (3.02)
Executive_compensation	1.484* (2.22)	2.007** (2.22)	0.591 (0.37)	2.177** (2.44)	2.204** (2.46)	2.194** (2.45)	2.200** (2.45)	2.274** (2.46)	2.371*** (2.66)	0.863 (0.54)
Annual_reports	1.193*** (4.60)	2.185*** (4.42)	2.376*** (4.73)	2.757*** (3.43)	2.369*** (4.74)	2.361*** (4.73)	2.366*** (4.73)	2.488*** (4.90)	2.450*** (4.82)	2.810*** (3.35)
Conncted_transaction	3.267*** (8.72)	4.735*** (5.59)	4.856*** (5.76)	4.787*** (5.68)	16.13 (0.02)	4.820*** (5.72)	4.842*** (5.74)	4.977*** (5.87)	4.947*** (5.81)	15.35 (0.03)
Loan_Guarantee	1.780*** (8.05)	2.749*** (6.04)	2.932*** (6.42)	2.870*** (6.22)	2.917*** (6.40)	15.53 (0.01)	2.934*** (6.40)	3.076*** (6.64)	3.012*** (6.54)	14.36 (0.02)
Invest_acquisition	1.243*** (4.14)	3.034*** (3.61)	2.989*** (3.49)	3.011*** (3.54)	3.004*** (3.52)	3.004*** (3.52)	2.826** (2.54)	3.062*** (3.55)	2.959*** (3.44)	3.044*** (2.64)
Audit	1.358*** (4.34)	4.664*** (4.96)	5.016*** (5.27)	4.944*** (5.20)	4.986*** (5.26)	4.974*** (5.25)	4.994*** (5.26)	0.0941 (0.07)	5.021*** (5.32)	0.349 (0.26)
Equity_change	-2.011 (-1.89)	-0.398 (-0.27)	0.0537 (0.04)	0.056 (0.04)	0.0625 (0.04)	0.0495 (0.04)	0.0709 (0.05)	0.206 (0.15)	0.131 (0.09)	-0.0891 (-0.06)
Funds_raised	0.0917 (0.16)	-1.107 (-1.61)	-1.465** (-2.15)	-1.352** (-1.97)	-1.415** (-2.08)	-1.410** (-2.07)	-1.435** (-2.10)	-1.496** (-2.19)	-1.569** (-2.29)	-1.305* (-1.75)
Assets_change	2.693*** (5.53)	3.156*** (4.45)	3.526*** (4.92)	3.447*** (4.82)	3.496*** (4.90)	3.489*** (4.89)	3.498*** (4.90)	3.569*** (4.95)	0.771 (0.81)	1.1 (1.10)

Reelection	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
Adv*CEO_Turnover		-2.456**								-1.909
		(-2.36)								(-1.63)
Adv*Exe_com			2.131							1.850
			(1.18)							(0.99)
Adv*Annual_reports				-0.532						-0.544
				(-0.64)						(-0.58)
Adv*Conncted_transaction					-11.36					-10.50
					(-0.01)					(-0.02)
Adv*Loan_Guarantee						-12.63				-11.44
						(-0.01)				(-0.02)
Adv*Invest_acquisit							0.359			-0.0124
							(0.22)			(-0.01)
Adv*Audit								5.927***		5.401***
								(3.42)		(2.96)
Adv*Assets_change									3.669***	3.022**
									(3.06)	(2.25)
Director-level Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm-level Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry& Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R2	0.3743	0.3813	0.3757	0.3747	0.3745	0.3747	0.3742	0.3829	0.3825	0.3970
N	947	947	947	947	947	947	947	947	947	947

（三）集体发表否定意见对独董连任的影响

我们把只有一位独董出具否定意见的情形称为独董的单独行动，而把超过一位独董同时出具否定意见的情形称为独董的集体行动。理论上，如果否定意见发表是独董个人行为，更多体现独董个人判断和意愿，实际控制人的警觉程度和反应要平和得多。相比独董单独发表否定意见，独董集体发表否定意见显然会引起实际控制人更多的警觉和不安。特别是，如果独董“集体行动”发表否定意见，一旦持异议董事会成员超过 33%，将会使一项议案流产。这往往会激怒实际控制人，甚至变得恼羞成怒。利用其在独董连任的影响力，实际控制人将使集体出具否定意见的独董未来离职的可能性显著增加。本小节考察出具否定意见是单独还是集体行动对独董未来连任的影响，相关结果报告在表 5 中。

其中，表 5 模型 1 在控制公司层面变量、行业效应和年度效应后首先报告集体行动（Colective_act）与否定性意见（Adverse_opinion）对独董未来连任的主效应。在模型 2，我们在模型 1 基础上进一步控制董事会议案事项。模型 3 在模型 1 考察否定性意见主效应的基础上，引入否定性意见和是否集体行动的交叉项，以考察如果是独董集体出具否定意见对其未来连任的影响。模型 4 则在模型 3 的基础上进一步控制董事会议案事项。

表 5 集体行动发表否定意见对独董连任影响

Reelection	模型1	模型2	模型3	模型4
Adverse_opinion	-0.590**(-2.14)	-1.937***(-4.80)	-0.923**(-2.05)	-0.708(-0.96)
Colective_act	-0.675**(-2.58)	-0.941**(-2.44)		0.262
Opin*Colect_act			-1.295***(-2.99)	-1.551*(-1.88)
Term-level Control	NO	Yes	Yes	Yes
Director-level Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm-level Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry& Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R2	0.2483	0.3297	0.3777	0.378
N	947	947	947	947

从表 5 我们看到，独董集体行动将显著降低其未来连任的可能性，无论是否控制董事会议案事项。而否定性意见与集体行动的交互效应显著为负。这表明在出具否定意见本身将使独董连任可能性降低的基础上，如果是独董集体行动，则其未来获得连任的可能性进一步降低。这一定程度与独董集体发表否定意见会引起实际控制人更多的警觉和不安有关。在模型 4 控制董事会议案事项后，否定性意见的主效应出现预期的符号，但不再显著。我们理解这与不同董事会议案类型的效应方向不同，甚至相反有关。但否定性意见与集体行动的交叉效应显著为否的结果保持不变。这意味着，对于独董未来是否获得连任的问题，虽然是否出具否定意见很重要，但是否集体出具否定意见同样重要。这支持了假设 3。

五、稳健性检验

（一）样本选择偏差的稳健性检查

本文的结论可能会受到样本选择性偏误这一内生性问题的影响。例如，由于说不独董已经做好不再连任准备，所以其不再连任概率较高。本文采用 Heckman 两阶段自选择矫正模型，以克服样本选择性偏误这一内生性问题对研究结论的影响。回归结果表明¹，在控制了内生性问题后，Negative 的系数在 1%水平上依旧显著，与第 4 节的结论保持一致。

（二）变量度量误差的稳健性检查

对于否定性意见的度量目前文献主要存在两种方法。唐雪松等（2010）把“同意”和“其他”意见归为肯定意见，把反对意见、保留意见、提出异议、无法发表和弃权意见归为否定意见。然而，叶康涛等（2011）指出，独董出具类型为“其他”的独立意见有时也带有明显的否定意味。叶康涛等（2011）进一步把反对和提出异议设定为“否定意见”，而其他类型的意见设定为“非否定意见”。为了使本文的结论与上述文献具有可比性，本小节分别采用现有文献存在的两种否定性意见的度量方法开展稳健性检查，检验结果表明我们在第 4 节得到的主要结论则保持不变。这表明本文并不存在变量度量误差问题，相关结论保持稳健。

（三）关于独董是否会根据议案事项来选择集体行动还是个人行动的补充证据

我们进一步考察了独董是否会根据议案事项来选择集体行动还是个人行动的问题。这通过围绕不同行动类型下出具否定意见的董事会议案具体事项所占全体事项的比率的均值差异检验来实现。均值差异检验结果表明，董事会议案具体事项确实会影响独董是集体还是单独发表否定意见。同时表明，董事会议案的具体事项不仅会直接影响否定性意见的出具与独董未来连任的可能性的关系，而且会通过影响集体或单独行动来间接影响二者的关系。上述事实表明，第 4 节模型设定时我们需要对董事会议案具体类型加以控制。

六、结论

独董的实际监督过程对公司治理理论和实务而言是一个巨大的“黑匣子”。利用我国上市公司独立董事对议案发表意见的独特数据，本文从否定意见的具体类型、董事会议案事项、是否集体行动等三个方面实证考察了对董事会议案说“不”与独董未来是否在第一任期结束后实现连任之间的关系，尝试从是否在第一任期结束后获得连任这一新的视角来评价独董出具否定意见“这一独董履行监督职能的真实、直接而重要的表现”的经济后果，从而一定程度揭开这一“黑匣子”。

本文主要结论是，第一，发表否定性意见将显著降低独董任期届满连任的概率，无论否定意见是以何种具体方式提出。因而本文从第一任期届满连任的角度支持了以往文献所持的在我国上市公司独董更迭存在逆淘汰机制的观点。本文的研究由此提醒公司治理的理论和实务界需

¹受论文篇幅限制，没有在正文报告回归和均值差异比较结果，如需要可向作者索要。

要深刻反思出现上述“逆淘汰”机制的制度和根源，以切实提高我国上市公司独董制度的有效性。

第二，尽管独董明确发表反对意见将显著降低其连任概率，但当独董以发表保留意见和无法表达意见这两种相对委婉的表达否定意见方式提出否定意见时，不仅不会降低，反而会增加其连任的概率。因而，出具否定意见的方式有时比否定意见本身更加重要。

第三，不同议案事项对独董连任的影响是不同的。具体而言，如果独董的否定性意见事关年度报告、关联交易和贷款担保等事项，由于上述事项往往是监管重点和合规性要求，内部控制人对独董出具否定性意见有充分的预期和心理准备，因而对独董未来连任并不会造成太大的影响；对审计事项和资产变动事项独董发表否定意见不仅不会降低反而增加独董连任概率，这与独董在上述事项中出具否定性意见将很好地体现独董的专业素养，帮助包括控股股东在内的内部控制人发现管理漏洞，体现控股股东的意志和维护控股股东的利益有关；但对于事涉个人升迁较为敏感的人事任免，独董出具否定意见则会遭受实际控制人的“打击报复”，显著降低其未来连任的可能性。因而，同样是否定性意见，但由于针对的董事会议案事项不同，独董未来连任的可能性也不同。

第四，在出具否定意见本身将使独董连任可能性降低的基础上，如果是独董集体行动，则其未来获得连任的可能性进一步降低。这一定程度与独董集体发表否定意见会引起实际控制人更多的警觉和不安有关。因而，对于独董未来是否获得连任的问题，虽然是否出具否定意见很重要，但是否集体出具否定意见同样重要。

第五，董事会议案的具体事项不仅会直接影响否定性意见的出具与独董未来连任的可能性的关系，而且会通过影响集体或单独行动来间接影响二者的关系。因此，董事会议案的具体事项这一“内容”是影响具体“形式”选择（集体还是单独行动）更为重要根本的因素，尽管“形式”的选择（否定性意见的具体类型，以及是否集体行动）对于独董是否获得连任这一最终结果十分重要。

以上结论提醒监管当局应该为独董未出具否定意见的相关法律风险提供更加明确的指引，避免政策模糊地带，将有利于独董更好地履行监督职能。

参考文献：

[1] 刘诚、杨继东、周斯洁,2012,《社会关系、独立董事任命与董事会独立性》，《世界经济》第12期，第83-101页。

[2] 唐雪松、申慧、杜军，2010,《独立董事监督中的动机——基于独立意见的经验证据》，《管理世界》第9期，第138-149页。

[3] 吴冬梅,刘运国 2012,《捆绑披露是隐藏坏消息吗——来自独立董事辞职公告的证据》，《会计研究》第12期，第19-25页+94页。

[4] 辛清泉、黄曼丽、易浩然，2013,《上市公司虚假陈述与独立董事监管处罚——基于独立董事个体视角的分析》，《管理世界》第5期，131-143+175页+188页。

- [5]叶康涛、祝继高、陆正飞、张然,2011,《独立董事的独立性:基于董事会投票的证据》,《经济研究》第1期,第126-139页。
- [6]张俊生,曾亚敏,2010,《独立董事辞职行为的信息含量》,《金融研究》第8期,第155-170页。
- [7]赵子夜,2014,《“无过”和“有功”:独立董事意见中的文字信号》,《管理世界》第5期,第131-141页+18页。
- [8]郑志刚、孙娟娟、Rui Oliver.,2012,《任人唯亲的董事会文化和经理人超额薪酬问题》,《经济研究》第12期,第111-124页。
- [9].Adams, R. A.,D. Ferreira,2009."Women in the boardroom and their Impact on Governance and Performance". *Journal of Financial Economics*, 94(2):291-309.
- [10] Dewally M, Peck S W,2010."Upheaval in the boardroom: Outside director public resignations, motivations, and consequences". *Journal of Corporate Finance*, 16(1):38-52.
- [11] Eugene F. Fama and Michael C. Jensen,1983."Separation of Ownership and Control", *Journal of Law and Economics*, 26:301~325.
- [12].Gul,F.A.,B.Srinidhi,A.C.Ng,2011."Does Board Gender Diversity Improve the Informativeness of Stock Price". *Journal of Accounting and Economics*,51(3):314-338.
- [13] Ma, J. and Khanna, T. 2015,"Independent directors' dissent on boards: Evidence from listed companies in China". *Strategic Management Journal*.doi:10.1002/smj.2421.
- [14] Jiang W, Wan H, Zhao S.2015."Reputation Concerns of Independent Directors: Evidence from Individual Director Voting". *Review of Financial Studies*, 29(3): 655-696.

Independent Director of Adverse Opinion and Reelection

Zheng Zhigang Li Junqiang Huang Jicheng Hu Bo

(School of Finance, Renmin University of China/ China Financial Policy Research Center;
Hebei Finance University)

Abstract: With the unique data of China's independent directors ,this paper studies the relationship between the independent director said "no" and the re-election of the future. The results showed that issued a negative opinion of the way sometimes than negative opinion itself more important; even the same whether qualitative opinion, but if for the different matters, independent director future re-election possibilities are also different. Generally speaking, clear issued objections, against internal opposition matters, as well as collective said "no" independent director future re-election less likely. Therefore, the regulatory authorities should be reminded to provide more clear guidelines for the relevant legal risks.

Keywords: Independent Director; Adverse Opinion; Reelection

独立董事兼职：是能者多劳还是疲于奔命*

郑志刚

(中国人民大学财政金融学院/中国财政金融政策研究中心)

阚铎

(对外经济贸易大学金融学院)

黄继承

(中国人民大学财政金融学院/中国财政金融政策研究中心)

内容摘要：中国近年来出现了独立董事同时在多家上市公司兼职的现象，本文基于A股上市公司2004-2013年的数据，检验了独董兼职对于上市公司的影响。研究发现兼职独董显著提升了公司的管理效率和盈利能力且结果稳健。兼职独董提升公司经营管理水平的可能作用途径是：兼职独董具有更高的公司治理参与程度以及兼职行为加强了公司的社会联系。此外，本文还对兼职独董对上市公司潜在的负面影响进行了讨论，发现兼职数量过多和任职公司间地理距离过大都会抑制兼职独董改善公司经营管理的的作用。本文的结果丰富了我们对于独董兼职现象的公司治理效应的理解，同时为监管部门规范上市公司独董兼职行为提供了参考。

关键词：独立董事兼职经营管理效率公司治理参与社会联系

一、引言

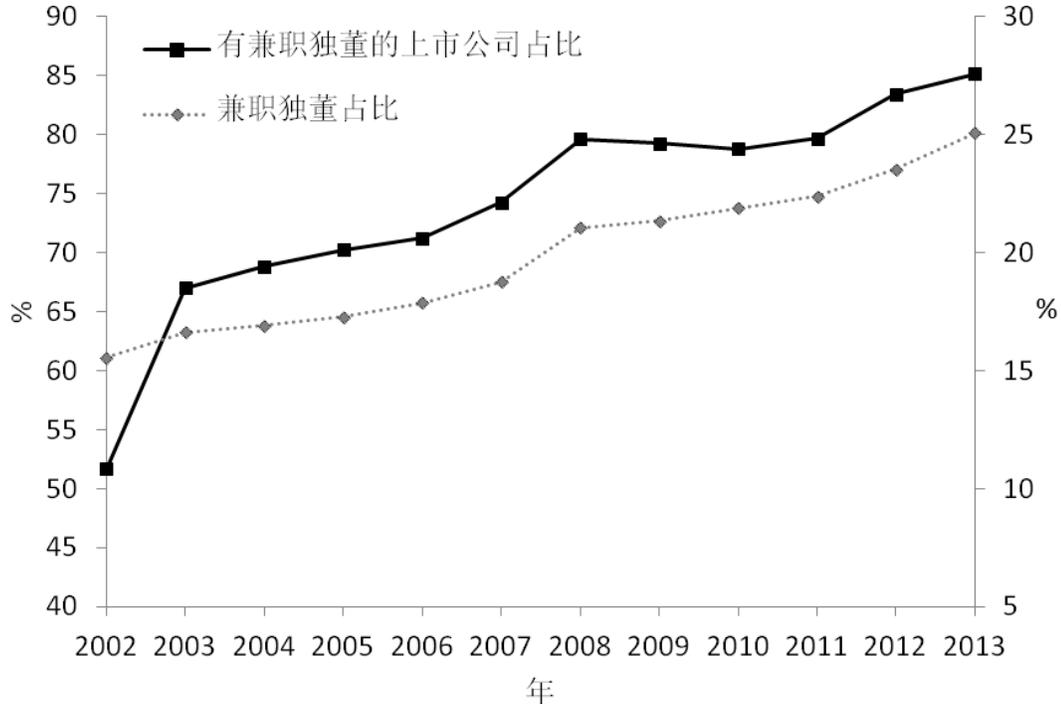
从2002年起，中国在上市公司中强制推行独立董事（以下简称独董）制度。在中国资本市场，为数不少的独董同时兼任多家上市公司独董职务。如图1所示，从2002年到2013年，董

* 郑志刚：经济学博士，教授，中国人民大学财政金融学院和中国财政金融政策研究中心，Email:zhengzhigang@ruc.edu.cn。黄继承：管理学博士，讲师，中国人民大学财政金融学院和中国财政金融政策研究中心，Email:hjc@ruc.edu.cn。阚铎：对外经济贸易大学金融学院，kanshuo@foxmail.com。

郑志刚感谢国家自然科学基金面上项目“独立董事激励机制的影响因素和激励效果——来自中国上市公司的证据”（71272159）和面上项目“任人唯亲的董事会文化与独立董事更迭的‘逆淘汰’”（71472177）以及教育部“新世纪优秀人才支持计划”对本项研究的资助。阚铎感谢中国国家留学基金对本项研究的资助。黄继承感谢国家自然科学基金青年项目“资本市场发展与企业资本结构动态调整”（71402182）的资助。作者同时感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。

事会有至少一位兼职独董的上市公司数量占公司总数的比例从 51.65% 上升到 85.12%，兼职多家上市公司职务的独董在当年独董群体中的占比从 15.56% 上升到 25.07%。

图1 A股上市公司兼职独董年度分布情况



数据来源：Wind 数据库的上市公司“深度资料”。

对于独董兼职对其履行职责的影响目前文献并没有形成一致的结论。一些研究表明，兼职多家上市公司的独董过于忙碌，没有足够精力投入到公司管理中，对公司的经营管理会产生不利影响（Shivdasani 和 Yermack, 1999; Fich 和 Shivdasani, 2006; Jiraporn 等, 2009）。我们把这一类观点概括为“精力假说”。魏刚等（2007）利用中国上市公司 1999-2002 年的数据，考察了“董事会中兼职数量最多的独董的兼职公司数”与公司业绩之间的关系，发现独董兼职对公司业绩存在负面影响。该结果在一定程度上支持精力假说。对于独董兼职对履职行为的影响除了从精力假说解读外，事实上，我们还可以从能力假说这一新的视角来解读。一些研究表明，兼职独董往往职业能力更强，在公司中能够发挥更强的治理作用，因而雇佣兼职独董能够提升公司价值（Fama 和 Jensen, 1983; Ferris 等, 2003; Field 等, 2013）。我们把这一类观点概括为“能力假说”。

本文借鉴以往文献，从能力假说和精力假说两个不同视角，利用中国上市公司 2004-2013 年 A 股上市公司的数据，检验了中国上市公司兼职独董对其履职行为的影响。我们的研究发现，独董兼职对于上市公司独董履职行为的影响体现为两个方面。一方面，当独董兼职公司的数量并不多时，上市公司董事会中独董平均兼职数量增加显著提升了公司的管理效率和盈利能力，这一结果对于使用不同的变量定义及控制上述内生性问题后，仍保持稳健。由此说明，中国上

市公司兼职独董存在能力效应。我们发现能力效应的作用机制一是兼职独董参会率更高，更有可能对公司议案公开提出否定性意见，二是同时兼职多家上市公司独董的行为加强了公司的社会关系网络进而能够提升公司经营管理水平；另一方面，独董兼职太多对独董履职行为具有负面影响，兼职数量过多和任职公司间地理距离过大都会抑制兼职独董改善公司经营管理的的作用，同时兼职独董可能区别对待所服务的上市公司，在公司最需要其发挥外部治理作用的时候选择离开。综合两方面的证据，在中国上市公司中，独董兼职对于其履职行为的影响同时存在能力效应和精力效应，哪个效应占主导取决于独董兼职数量，兼职公司间地理距离等因素。本文由此为中国上市公司兼职独董对其履职行为的影响提供了系统全面的证据。

本文的贡献体现在以下几方面：第一，本文观察到，对中国上市公司而言，独董兼职同时存在精力效应和能力效应。第二，本文揭示了独董兼职对其履职行为影响的实际路径，有助于公司治理理论和实务界对独董履职行为形成深入的了解。第三，本文的研究进一步考察了能力与精力两种效应的综合效果和作用边界。

本文的研究结论对于理解中国上市公司独董兼职现象及如何在公司治理实践中改进独立董事制度具有丰富的政策含义。基于本文的分析结果测算，中国上市公司目前阶段独董最优兼职数量为3家，这一结果也与已有研究的经验性判断（Fich 和 Shivdasani, 2006）及业界的企业管理咨询机构的相关建议一致¹。本文的结果也为监管当局对中国上市公司独董任职公司数量不超过5家的限制政策合理性提供了理论佐证。

本文以下部分的内容为：第二部分在回顾有关兼职独董已有文献的基础上提出本文的待检验假说；第三部分考察独董兼职数量对企业经营管理效率的提升作用，并对内生性问题和影响机制进行讨论；第四部分进一步研究独董兼职对公司潜在的负面影响；最后简单总结全文。

二、文献回顾与假设发展

现有文献对独董兼职对其履职行为的影响存在两种不同的认识。有学者认为，兼职独董职业能力更强，雇佣兼职独董能够提升公司价值（Fama 和 Jensen, 1983; Ferris 等, 2003; Field 等, 2013）；也有学者认为，兼职多家上市公司的独董过于忙碌，对公司的经营管理产生不利影响（Fich 和 Shivdasani, 2006; Shivdasani 和 Yermack, 1999; Jiraporn 等, 2009; Cashman 等, 2012）。我们把前者概括为“能力假说”，而把后者概括为“精力假说”。我们首先梳理和回顾这两类假说相关重要文献，并在此基础上提出本文的待检验假设。

1. 独董兼职现象的“能力假说”

“独董能够在其他上市公司兼职是独董能力的体现”，对于这一观点我们可以追溯到 Fama 和 Jensen（1983）的研究。他们认为发挥了良好监督作用的独董，因为具有更能胜任该职位的能力而获得其他公司的独董聘用。后续文献从不同角度证实了独董能够获得兼职代表了独董的能力受到市场认可。Ferris 等（2003）研究发现在业绩表现更好的公司任职的独董未来更可能获

¹参见美国国家公司董事协会（the National Association of Corporate Directors）2011 年的相关调研报告（<http://viewer.zmags.com/publication/69b85ba2#69b85ba2/1>）。

得兼职独董职位。Coles 和 Hoi (2003) 发现在那些拒绝了反敌意收购条款法案 (Pennsylvania Senate Bill 1310)¹ 的公司工作的独董, 未来获得更多董事席位的概率是在接受这一法案的公司工作独董的 3 倍。辛清泉等 (2013) 发现中国上市公司虚假陈述案件中遭受监管处罚的独董, 未来担任董事职位数量明显下降。以上结果说明市场对表现优秀 (在成功的董事会任职) 的独董评价更高, 这些独董将获得更多的兼职机会。沿着上述文献兼职是独董能力的证明的逻辑, 已有研究进一步发现拥有更多兼职独董的公司由于董事会人力资本的提高而使得绩效发生显著改善。例如, Cotter 等 (1997) 的研究显示拥有更多兼职独董的公司成为并购标的时, 具有更好的市场反应, 因而市场对于这种董事会构成的公司估值更高。Field 等 (2013) 从兼职独董能够提供更多的咨询功能的视角发现, 新上市企业倾向于聘请更多的兼职独董, 兼职独董占比更高的新上市公司绩效表现更好。

2. 独董兼职现象的“精力假说”

虽然 Fama 和 Jensen (1983) 及之后的一系列文献支持了独董兼职的“能力假说”, 但一些文献指出独董兼职多家上市公司会分散精力 (Shivdasani 和 Yermack, 1999), 造成独董不能实际发挥公司治理作用, 可能对公司经营管理不利。例如, Core 等 (1999) 发现在独董兼职数量较高的企业, 经理人获得了更高的 (超额) 薪酬。超额薪酬的出现成为兼职独董对经理人的监督作用不足的明证。Fich 和 Shivdasani (2006) 发现聘请更多忙碌的兼职独董 (兼职数量达到 3 家及以上) 的公司价值更低, 经营绩效更差, 在经营表现糟糕时更难以要求经理人离职。同时市场对于这种忙碌独董离职具有明显的正向反应。参考 Fich 和 Shivdasani (2006) 的发现, 后续研究表明忙碌的兼职独董有更低的到会率, 公司治理参与不足 (Jiraporn 等, 2009); 有更多兼职独董的公司财报信息质量较低 (Chandar 等, 2012); 同时公司的多元化折价效应更为明显 (Jiraporn 等, 2008)。

3. 假设发展

魏刚等 (2007) 观察到在中国上市公司独董兼职存在精力效应, 即董事会中兼职最多的独董的兼任数量与公司绩效负相关。从前面的文献回顾我们看到, 对于兼职独董对其履职行为的影响, 现有文献除了“精力假说”这一视角外, 还同时存在“能力假说”这一视角。在一个竞争的职业市场中上市公司会追求那些职业能力更强的独董, 而独董兼职被识别为独董职业能力更强的信号 (Fama 和 Jensen, 1983)。从 2002 年中国上市公司独立董事制度推出以来, 一方面独董监督行为的规范得到加强, 另一方面独董的职业能力随着中国资本市场的发展的成熟而提高。这集中表现在近年来中国上市公司中无论具有兼职独董的公司的数量还是兼职独董人数本身出现快速增长的趋势。而能够获得多个上市公司的独董职位本身说明了独董素质和能力得到市场的普遍认可。因而, 对于理解中国上市公司独董兼职现象, 我们认为, 除了精力假说视角外, 我们还需要从能力假说视角加以考察。

¹Pennsylvania Senate Bill 1310 法案是美国宾夕法尼亚州颁布的一项反敌意收购 (外部接管) 法案, 这一法案对投资者利益造成明显损失, Szweczyk 和 Tstetsekos (1992) 发现接受这一法案的公司公告期间的股价累计超额收益约为-9.09%。

以往文献的研究表明, 兼职独董比单一任职独董具有更高的人力资本 (Bar-Hava 等, 2013) 和更强的声誉激励 (Tarkovska, 2013; 叶康涛等, 2011), 因而能积极有效地参与公司治理 (Field 等, 2013), 作用于公司经营管理的改善 (Ferris 等, 2003)。除了兼职独董公司治理参与程度更高外, 独董在不同公司兼职还加强了上市公司的社会连接。已有研究表明, 社会关系网络对于公司经营存在重要影响 (Ishii 和 Xuan, 2014; Schmidt, 2015), 而公司聘任一位在其他公司兼职的独董, 客观上增加了与其他公司及管理层的联系。Coles 等 (2012) 的研究则表明董事在其他公司任职代表董事具有更强的咨询功能, 进而带来公司经营水平的改善。上述各个方面都将促使公司的经营管理水平得到提升 (Ferris 等, 2003; Field 等, 2013)。基于以上讨论, 我们提出本文的待检验假设 1:

假设 1: 给定其他条件不变, 兼职独董的公司治理参与程度更高, 公司建立的社会联系更强, 因而使得公司管理效率和盈利能力提高。

虽然对于独董兼职对其履职行为影响, 学术界存在“能力假说”和“精力假说”两种不同的视角, 但一个更加切合实际的考察是将上述两种视角结合起来。我们知道, 独董能够获得兼职职位是由于市场对其职业能力的认可 (Coles 和 Hoi, 2003), 具有较强管理能力与任职经验的独董如果能够积极参与公司管理, 应能提升公司价值 (Ferris 等, 2003; Field 等, 2013)。然而, 一位独董的精力毕竟有限, 除了独董的本职工作外, 同时兼职太多公司的独董无疑会分散独董的精力, 抑制独董发挥预期的公司治理作用 (Shivdasani 和 Yermack, 1999)。因此, 在独董兼职公司数量的一定范围内, 兼职独董“能者多劳”, 对公司的经营管理产生正面影响, 此时“能力效应”超过“精力效应”成为主导效应; 但当独董兼职数量超过一定范围, 独董在不同公司之间“疲于奔命”, 兼职独董对公司的经营管理产生负面影响, 此时“精力效应”超过“能力效应”成为主导效应。因此, 独董兼职数量对其履职行为, 进而所在企业经营管理的的影响并非是非线性的, 而是存在二阶效应。

已有文献为本文提出的独董兼职数量对公司经营管理的非线性影响提供了间接证据。Ahn 等 (2010) 的研究表明, 当区分收购方公司独董平均兼职数量时, 收购公告市场反应并不一致, 平均兼职数量较少时收购公告市场反应为正, 但平均兼职数量过多时收购公告市场反应却为负。Masulis 和 Mobbs (2011) 发现公司的内部董事在其他公司获得第一个兼职时, 该公司股价出现积极的反应, 而当董事兼职太多时, 市场反应转向负面。这一结果间接表明, 市场对于公司董事兼职数量的评价可能是非线性的。基于以上讨论, 我们提出待检验假设 2:

假设 2: 在一定范围内, 独董平均兼职数量增加能够提高公司管理效率和盈利能力; 然而, 当兼职数量过多时则产生负面影响。

三、独立董事兼职数量与公司经营管理效率

1. 模型设定与变量定义

我们使用如 (1) 式所示的回归模型来检验独董兼职数量对公司管理效率、盈利能力的影响。

$$Perf_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}M-Ds_{i,t} + \sum Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,使用(1)式考察公司管理效率时被解释变量 $Perf$ 使用管理费用率 ($AEXP$) 衡量。管理费用率被广泛用于反映公司管理效率与代理问题 (Ang 等, 2000; Sun 和 Tong, 2003)。考察公司盈利能力时使用息税前利润与总资产比例 ($EBIT_TA$) 衡量¹。(1) 式主要解释变量为独董平均兼职数量 ($M-Ds$)。我们参考 Ferris 等 (2003) 和 Tarkovska (2013) 的定义, 按照公司独董在不同上市公司兼职数量加总值与公司独董总数的比值计算。根据“能力假说”, 更多兼职是市场认可独董能力的表现, 因此, 我们预计 (1) 式独董兼职数量系数 β 显著为负。

在 (1) 式中我们参考已有文献 (Masulis 和 Mobbs, 2014; 杨典, 2013; 郑志刚等, 2014; 杨继生和阳建辉, 2015), 对影响公司管理效率和盈利的其他因素进行控制, 并在回归中取滞后 1 期值。同时在 (1) 式中我们对年份效应和行业效应进行控制。其中行业效应按照证监会行业分类标准中制造业 2 级行业代码和其他行业 1 级行业代码进行区分。主要变量定义见表 1。

表 1 主要变量定义

含义	变量名	计算方法
Panel A 被解释变量		
管理效率	$AEXP$	管理费用/总收入
盈利能力	$EBIT_TA$	息税前利润/总资产
Panel B 主要解释变量		
独董兼职数量	$M-Ds$	公司独董兼职数量加总/公司独董数量
Panel C 控制变量		
公司规模	$\ln TA$	总资产对数值
成长机会	MB	总市值/账面价值
财务杠杆	Lev	总负债/总资产
现金流量	OCF_TA	经营性现金流量/总资产比值
抵债能力	FA_TA	固定资产/总资产
股权集中度	$Cr1$	第一大股东持股比例
管理层持股	$Shareholding$	管理层持股数量/公司总股数
高管薪酬	$\ln ompensation$	前三名高管薪酬总和对数值
董事会规模	$\ln Board$	公司董事会人数对数值
董事会独立性	$Independent$	独立董事人数/董事总人数

¹我们还采用总资产周转率、进行行业中值调整的管理费用率等度量管理效率, 采用资产收益率 (ROA) 和进行行业中值调整 $EBIT_TA$ 等度量盈利能力开展稳健性检查, 得到与主要回归结果近似的结论。受论文篇幅的限制, 相关稳健性检查结果略, 备索。

含义	变量名	计算方法
两职兼任	<i>Duality</i>	虚拟变量，董事长兼任总经理时取 1，否则取 0
产权性质	<i>State</i>	虚拟变量，公司控股股东为国有性质时取 1，否则取 0
行业效应	<i>Industry Dummies</i>	行业控制变量
年份效应	<i>YearDummies</i>	年度控制变量

2. 研究样本与统计描述

本文的研究对象为 2004-2013 年在沪、深交易所上市交易的全部 A 股上市公司及上市公司独董。以 2004 年作为样本区间起点主要的原因是：根据证监会颁布的《关于上市公司建立独立董事制度的指导意见》的要求，在 2003 年 6 月 30 日后中国上市公司董事会独立董事占比不少于 1/3，因此 A 股上市公司从 2004 年开始强制推行独立董事制度正常运行。此外，2004 年后 A 股上市公司股权结构的公开数据才较为完整。

本文中 A 股上市公司财务数据、股权结构数据等公司层面数据来自 CSMAR 数据库，独立董事个人数据主要来自 Wind 数据库。参考已有文献的常用做法，我们剔除金融行业公司和各类 ST 公司，同时剔除数据缺失样本，最后得到 1987 家上市公司的 12365 个“公司-年份”观测值。为降低异常值对研究结果的可能影响，我们对所有连续变量在 1% 和 99% 的水平上进行 winsorize 处理。主要变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量描述性统计

变量名	样本数	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
<i>AEXP</i>	12365	0.10	0.01	0.08	0.66	0.10
<i>EBIT_TA</i>	12365	0.06	-0.18	0.05	0.23	0.06
<i>M-Ds</i>	12365	1.90	1.00	1.75	4.00	0.74
<i>ln TA</i>	12365	21.61	19.36	21.48	25.05	1.13
<i>MB</i>	12365	2.12	0.85	1.68	8.13	1.33
<i>Lev</i>	12365	0.48	0.06	0.49	0.89	0.20
<i>OCF_TA</i>	12365	0.05	-0.20	0.05	0.26	0.08
<i>FA_TA</i>	12365	0.28	0.01	0.25	0.76	0.18
<i>CrI</i>	12365	0.37	0.09	0.36	0.75	0.16
<i>Shareholding</i>	12365	0.06	0.00	0.00	0.66	0.15
<i>lnCompensation</i>	12365	13.73	11.69	13.77	15.67	0.81
<i>lnBoard</i>	12365	2.20	1.61	2.20	2.71	0.20
<i>Independent</i>	12365	0.36	0.25	0.33	0.56	0.05

从表 2 我们可以看到，样本期内中国上市公司独立董事的平均兼职数量为 1.90 家，中位数为 1.75 家，可见独董兼职的现象比较普遍（详细分布参见本文图 1）。平均兼职数量最小值为 1

家，即部分上市公司的全部独董没有兼任其他上市公司独董，这类公司占全部样本的比重为16.82% (2080/12365)；而平均兼职数量最大值则达到4家。不同上市公司间独董平均兼职数量存在比较明显的差异，标准差为0.74，这为我们研究独董兼职数量差异对上市公司影响提供了可能。其他变量的统计结果与已有研究基本保持一致。

在进行回归检验前，我们利用均值差异检验，初步分析不同公司间独董兼职数量差异的可能效应。我们逐年根据独董平均兼职数量大于或小于等于样本中值，将公司分为独董兼职数量高或低两组，对包括管理费用率在内的指标进行均差检验，相关结果见表3。可以看到，相比于独董平均兼职数量较低的公司，兼职数量较高的公司管理费用率平均低9.52%，均值差异在1%的水平显著。这初步使我们形成独董拥有更多兼职的公司管理效率显著更高的印象。同时独董兼职数量较高的公司还具有更好的盈利水平，息税前利润与总资产比率 (*EBIT_TA*) 平均比兼职数量低的公司高11.54%，均值差异在1%的水平显著。

表3 均值差异检验¹

变量名	独董平均兼职数量低		独董平均兼职数量高		均值差异
	样本数	均值	样本数	均值	
<i>AEXP</i>	6802	0.104	5563	0.094	0.010***
<i>EBIT_TA</i>	6802	0.053	5563	0.058	-0.006***
<i>lnTA</i>	6802	21.551	5563	21.689	-0.138***
<i>MB</i>	6802	2.151	5563	2.083	0.067***
<i>Lev</i>	6802	0.475	5563	0.491	-0.016***
<i>OCF_TA</i>	6802	0.045	5563	0.052	-0.007***
<i>FA_TA</i>	6802	0.285	5563	0.279	0.006*
<i>CrI</i>	6802	0.366	5563	0.379	-0.013***
<i>Shareholding</i>	6802	0.060	5563	0.050	0.010***
<i>lnCompensation</i>	6802	13.691	5563	13.788	-0.097***
<i>lnBoard</i>	6802	2.197	5563	2.200	-0.003
<i>Independent</i>	6802	0.363	5563	0.361	0.003***

说明：均值差异为变量在独董兼职平均数量较低的分组均值减去兼职平均数量较高的分组均值，*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。下表同。

3. 独董平均兼职数量对公司经营管理效率的影响

我们按(1)式所示模型检验独董兼职数量 (*M-Ds*) 对公司管理费用率 (*AEXP*) 或息税前利润比例 (*EBIT_TA*) 的影响，回归方法为OLS回归，结果见表4。

¹独董平均兼职数量低这一分组的样本数(6802)高于独董平均兼职数量高的样本数(5563)，是由于在逐年按样本中值分组时，我们将兼职数量等于样本中值的样本划分在独董平均兼职数量低分组中。表3的主要结果对将兼职数量等于样本中值的样本划分在独董平均兼职数量高的分组中，或去除这些样本均保持稳健。

表4 独董平均兼职数量与公司经营管理效率

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>AEXP</i>		<i>EBIT_TA</i>	
<i>M-Ds</i>	-0.009*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.003*** (0.000)
<i>lnTA</i>		-0.014*** (0.000)		0.007*** (0.000)
<i>MB</i>		0.008*** (0.000)		0.012*** (0.000)
<i>Lev</i>		-0.045*** (0.000)		-0.041*** (0.000)
<i>OCF_TA</i>		-0.098*** (0.000)		0.187*** (0.000)
<i>FA_TA</i>		0.015** (0.014)		-0.016*** (0.000)
<i>CrI</i>		-0.075*** (0.000)		0.026*** (0.000)
<i>Shareholding</i>		-0.050*** (0.000)		0.020*** (0.000)
<i>ln Compensation</i>		-0.008*** (0.000)		0.013*** (0.000)
<i>ln Board</i>		-0.007 (0.154)		0.005* (0.053)
<i>Independent</i>		0.004 (0.834)		-0.017 (0.119)
<i>Duality</i>		0.005** (0.040)		-0.004*** (0.004)
<i>State</i>		-0.001 (0.488)		-0.008*** (0.000)
行业效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
样本数	12365	12365	12365	12365
调整后的 R ²	0.073	0.164	0.066	0.270

说明：括号内为标准误差经稳健性调整、公司和年份层面 cluster 处理后计算得到的 P 值。下表同。

从表 4 模型 1 和 2 的结果我们可以看到，公司独董平均兼职数量增加时，公司管理费用率显著降低，回归系数在 1% 水平显著为负。结合表 3 均差检验的结果，这显示上市公司的独董团

队中有更多的兼职独董能够显著改善公司的管理水平。与之逻辑一致的是,表4模型3和模型4显示独董平均兼职数量与公司的盈利能力在1%水平显著正相关,说明独董兼职数量的增加能够提升公司的财务业绩表现。以上结果说明,对于中国上市公司,独董兼职的公司治理效应更加支持“能力假说”的理论预期,聘请在其他公司兼职的独董能够改善公司的经营管理绩效。这与魏刚等(2007)观察到中国资本市场发展早期独董兼职对其履职行为影响具有精力效应的结果不同。我们理解这与2002年后中国资本市场大力推进和发展独董制度,独董的职业能力有较大提升有关。表4的结果支持了假设1。此外,表4控制变量的回归结果与已有文献基本保持一致,不再赘述。

4. 稳健性检查

下面我们从变量度量方式和模型的内生性问题两方面开展稳健性检查。

(1) 变量度量方式的稳健性检查。我们先来检验“独董兼职能够改善公司治理水平”的核心逻辑是否稳健成立。对于主要解释变量,我们使用独董平均兼职数量来进行度量。一个可能的担心是,该指标无法刻画同一公司不同独董间兼职数量的差异¹。为了避免指标度量方法对本文结果的影响,我们对独董兼职的平均数量做进一步的区分,鉴于在本文样本期内兼职两家公司的独董最为普遍(占全部兼职独董的61.64%),我们分别计算兼职2家的独董占公司独董总数的比例($M-Ds1$)和兼职超过2家的独董的相应占比($M-Ds2$)。如果不同独董兼职数量间的差异对本文的基准结果没有显著影响,我们应该观察到两个变量对公司经营管理效率具有相似影响。具体回归结果报告在表5的模型1和2中。

对于被解释变量,我们在对公司的经营管理绩效进行了考察,以此检验独董兼职对上市公司的影响。但鉴于独立董事的基本职责是“对上市公司提供外部监督,保护中小投资者利益”²,因此在稳健性检查中我们进一步考察独董兼职数量对上市公司关联交易的影响。选择关联交易的主要原因是,通过关联交易“掏空”上市公司是大股东侵害小股东利益的主要方式之一(柳建华等,2008; Jiang等,2010),涉及关联交易的公司议案也是独立董事最关注并容易提出质疑的议案类型³。参考Jia等(2013)的研究,我们加总公司一年内提供的担保净额(向母公司等关联方提供的担保额与接受的担保额差值)、贷款净额和商品类交易总额来计算公司的关联交易总量,并用总资产或营业总收入进行调整(RPT_TA 和 RPT_sales)。回归结果报告在表5的模型3和4中。

¹例如,在各有3个独董席位的两家公司A和B中,在A公司任职的每位独董兼职2家公司;在B公司任职的独董其中一人兼职4家公司,另两人只在本公司任职,按照前文定义,A和B两家公司计算出来的独董平均兼职数量($M-Ds$)均为2家,但显然两家公司独董兼职的情况存在明显差异。即独董之间的兼职数量差异,无法在变量 $M-Ds$ 上得到反映。

²感谢审稿人在“兼职独董的监督作用”的考察上提供的重要建议,启发我们补充本部分的讨论。

³我们统计发现2005-2013年上市公司独董对董事会议案出具的932份否定意见中,对涉及关联交易的议案提出的否定意见达512件,占比高达54.94%。

表5 核心变量的替代性指标检验

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	替代性自变量		替代性因变量	
	<i>AEXP</i>	<i>EBIT_TA</i>	<i>RPT_TA</i>	<i>RPT_sales</i>
<i>M-Ds1</i>	-0.010*** (0.007)	0.007*** (0.001)		
<i>M-Ds2</i>	-0.012*** (0.000)	0.007*** (0.000)		
<i>M-Ds</i>			-0.012*** (0.004)	-0.020** (0.020)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	12365	12365	12365	12365
调整后的 R ²	0.164	0.270	0.048	0.029

说明：为节约报告的空间，省略了控制变量的回归结果。

从表 5 模型 1 和 2 可以看到，兼职两家上市公司的独董占比 (*M-Ds1*) 和兼职两家以上的独董占比 (*M-Ds2*) 的回归结果一致，均显著降低了公司的管理费用率，提高盈利能力，对两个变量回归系数进行 T 检验也发现没有显著的差异。这一结果说明任职独董间兼职数量的差别对本文的基准回归结果并没有明显的影响。表 5 模型 3 和 4 的结果则说明独董平均兼职数量越高的公司，公司的关联交易数量越低。以模型 3 为例，公司独董兼职数量每增加 1 家，公司关联交易量占总资产比例较样本均值 (0.120) 降低约 9.97%。以上结果说明独董兼职数量多的公司，大股东利用关联交易掏空上市公司的行为可得到一定的抑制，这从公司层面表明兼职独董具有更强的外部监督作用（在之后影响机制的讨论中我们将从独董的实际监督行为提供进一步的证据）。总的来说，表 5 的回归结果说明基准回归模型对于替代性的变量度量指标保持稳健。

(2) 内生性问题的稳健性检查。对基准回归结果的另一个重要担心在于计量模型的内生性问题。具体来说，能够兼职于多家上市公司的独董人力资本往往更高，拥有更强的社会联系，这样的独董更可能被管理水平高的公司选聘。基于表 4 得到的兼职独董提高公司经营管理效率的结论，可能受到管理效率高的大公司自选择兼职独董的影响。因此，独董兼职数量与管理效率之间的自选择是我们首要需要处理的内生性问题。

对于研究样本的自选择问题，我们使用 Heckman 自选择模型 (Heckman, 1979) 进行控制。沿袭已有文献的标准方法 (乐君杰和叶晗, 2012; 魏春燕和陈磊, 2015)，首先以合适的工具变量和控制变量对公司是否有兼职独董这一选择变量 (Select Dummy) 进行第一阶段的 Probit 回归并计算逆米尔斯比率 (Inverse Mills Ratio); 再带入类似 (1) 式所示模型，进行第二阶段的 OLS 回归。参考 Liu 等 (2015) 的工具变量构建思路，第一阶段的工具变量我们选择同年同行

业其他上市公司独董平均兼职数量的均值 (D_Avg)¹。此外参考已有文献 (Fich 和 Shivdasani, 2006; Field 等, 2013), 我们使用公司规模、成长机会、股权集中度、董事会规模、董事会独立性、公司上市年龄 (距离公司 IPO 年份数的对数值)、产权性质以及行业和年份效应等因素作为第一阶段的其他控制变量。回归结果报告在表 6 中。

表 6 基于 Heckman 自选择模型的内生性检验

	模型 1	模型 2	模型 3
	第一阶段	第二阶段	
	Select Dummy	AEXP	EBIT_TA
D_Avg	1.256*** (0.000)		
$M-Ds$		-0.003** (0.024)	0.002** (0.036)
逆 Mills 比率		0.098*** (0.000)	-0.036*** (0.003)
控制变量	控制	控制	控制
样本数	12365	12365	12365

表 6 第一阶段的回归结果表明, 同行业其他公司的独董兼职数量越多时, 目标公司越倾向于选聘兼职独董, 由回归系数计算边际影响显示同行业公司独董兼职数量每增加 1 家, 目标公司选聘兼职独董的可能性提高 22.52%, 说明该工具变量具有较强的解释力。同时, 逆米尔斯比率的回归结果显著, 说明管理水平高的公司自选择兼职独董的情况的确存在, 我们有必要在回归模型中进行控制。更为重要的是, 模型 2 和 3 显示在通过第一阶段回归修正自选择偏误后, 第二阶段的回归结果仍显示独董兼职数量更高时公司管理费用率更低, 盈利能力更强, 得到和本文基准回归模型一致的结果。综上所述, 表 6 的结果说明本文的主要回归结果“独董兼职能够提高公司经营管理效率”并不明显受到自选择造成的内生性问题的影响。

通过 Heckman 自选择模型我们控制了自选择问题对本文主要回归结果的影响, 但另一方面的疑虑在于主要回归模型中可能遗漏同时影响公司独董兼职数量和公司经营管理效率的其他重要变量, 由此产生的内生性问题不能通过 Heckman 模型得到解决。因此我们使用基于工具变量的两阶段回归 (2SLS) 方法对模型的内生性问题进行进一步的控制。在工具变量的选择上, 我们从独董在目标公司上任前是否曾在其他公司担任独董构建工具变量², 具体计算方法是: 首先

¹工具变量的选择逻辑是: 同行业其他公司兼职独董的数量越多, 公司可聘任的兼职独董人选也更多, 同时同行业公司选聘兼职独董的情况也对公司是否选择聘任兼职独董形成参考; 而其他企业的独董兼职情况对本公司的经营管理通常没有直接的影响。

²这一工具变量的选择逻辑是: 独董是否曾在其他公司任职, 获得过独董职位本身可能成为独董有能力的信号, 这样的独董受到上市公司欢迎而更可能获得兼职的职位。因此独董有在其他公司担任独董的历史应与其是否能获得兼职存在较强的相关性。而 Jiang 等 (2016) 和 Field 等 (2013) 的研究指出独董的产业工作经验、年龄 (在其他条件不变的前提下, 年龄越大更可能曾有独董任职的经历) 并不是影响独董治理能力的重要因素, 因此独董的任职历史与目标公司的经营管理能力改善并不具有必然的联系。

判断每一个独董在一家公司上任前是否曾在其他公司担任独董（现已离职），在公司层面统计公司任职独董中曾有其他公司独董职位任职历史的人数，并以独董总人数做调整，得到有任职历史的独董比例（*History*）作为独董兼职数量的工具变量。此外，我们沿用在前文 Heckman 自选择模型中使用的同年同行业其他上市公司独董平均兼职数量的均值（*D_Avg*）作为另一个工具变量¹。回归结果报告在表 7 中。

表 7 基于工具变量法的内生性检验

	模型 1 第一阶段 <i>M-Ds</i>	模型 2 第二阶段 AEXP	模型 3 第二阶段 EBIT_TA
工具变量			
<i>History</i>	0.837*** (0.000)		
<i>D_Avg</i>	1.010*** (0.000)		
<i>M-Ds</i>		-0.014** (0.030)	0.013*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制
样本数	12365	12365	12365
调整后的 R ²	0.079	0.159	0.255
偏 R ²	0.031		
弱识别 F 值	382.654***		

从表 7 模型 1 我们可以看到，公司独董中曾在其他公司任职独董的比例越高，独董的平均兼职数量显著越多，同时其他同行业公司独董的兼职数量也与目标公司的独董兼职数量存在显著的正相关关系。相对第一阶段回归方程的调整后 R² 为 0.079，工具变量的偏 R² 达到 0.031，并通过弱识别检验，显示本文选择的工具变量对核心解释变量独董兼职数量具有较强的解释力。表 7 模型 2 和 3 展示的第二阶段回归结果进一步说明，在使用工具变量法控制内生性问题后，独董兼职平均数量仍在至少 5% 的水平显著降低了公司管理费用率，提高盈利能力。结合表 6 和表 7 的回归结果，我们比较充分地证明了本文主要的回归结果并不明显受到模型内生性问题的干扰，独董兼职能够显著的提高公司的经营管理效率。

5. 兼职独董改善公司经营管理的的影响机制讨论

通过前文的讨论，我们说明兼职独董在公司任职能够改善公司的经营管理绩效，那么，兼职独董为什么比其他（单一任职）独董发挥了更强的公司治理作用？我们认为兼职独董公司治

¹本文表 7 工具变量法的回归结果对于只使用主要的工具变量有任职历史的独董比例（*History*）保持稳健。

理参与程度更高及独董兼职行为加强公司的社会联系，是其提高公司经营管理水平两个可能的影响机制。在本节中我们将对此进行检验。

Jiraporn 等 (2009) 指出参加会议是外部董事履行职能和发挥作用最基本的方式，因此我们应能观察到兼职独董的参会率更高。此外，借助中国强制披露独董对上市公司重大议案独立意见的特殊制度，我们可以从独董是否提出否定意见，直接观察独董在公司决策形成中的参与情况 (叶康涛等, 2011)。已有文献指出向董事会提出否定意见是独董履行监督职能的一种直接而重要的表现 (唐雪松等, 2010)，能够显著改善公司的治理水平 (Jiang 等, 2016)。由此我们预计具有较高人力资本和声誉水平的兼职独董，更可能提出否定性意见。

兼职独董与参加董事会会议关系的检验模型如 (2) 式所示，与提出否定意见关系的检验模型如 (3) 式所示：

$$Absence_{i,j,t} = \alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t} M_Dummy_{i,j,t} + \sum Control_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

$$P(Opinion_{i,j,t} = 1) = \Phi(\alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t} M_Dummy_{i,j,t} + \sum Control_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}) \quad (3)$$

(2) 式的被解释变量为独董缺席董事会会议比例 (*Absence*)，按独董 *i* 在公司 *j* 第 *t* 年缺席会议的数量占应参会数量的比值计算。(3) 式被解释变量为是否出具否定意见 (*Opinion*)，定义为独董 *i* 在公司 *j* 第 *t* 年发表了否定意见时取值为 1，否则为 0¹。(2) 式和 (3) 式的解释变量为识别独董是否兼职的虚拟变量 (*M_Dummy*，独董当年兼职其他上市公司独董职位时等于 1，否则为 0)，并以独董兼职数量 (*M_Num*) 作为另一个代理变量，以检验结果稳健性。

参考已有文献 (Jiraporn 等, 2009; Field 等, 2013; Masulis 和 Mobbs, 2014; Jiang 等, 2016)，(2) 式对独董和公司两个层面的可能影响独董公司治理参与程度的变量进行了控制。其中独董层面变量主要有：独董薪酬水平 (*lnID Compensation*，独董在该公司当年的报酬总额对数值)、独董任期 (*lnID Tenure*，独董在该公司截至当年的任职期限对数值)、独董年龄 (*lnID Age*，独董年龄的对数值)、独董性别 (*Gender*，独董为男性时等于 1，否则为 0)、教育背景 (*Education*，独董学历为博士=4、硕士=3、学士=1、其他=0)。公司层面变量主要包括公司规模、盈利能力等相关变量。研究选取的样本区间与数据来源与前文一致。剔除任职金融行业公司、各类 ST 公司与数据缺失的独董样本，我们共得到 2004-2013 年在 A 股上市公司任职的 9501 位独董董事共 51528 个“独董-公司-年份”观察值。

在对 (2) 式进行回归检验时，由于统计显示 86.78% (8216/9501) 的独董参加了样本期内全部的应参加会议，考虑到独董缺席会议比例 (*Absence*) 存在大量零值，使用 OLS 回归可能由于样本存在角点解 (corner solution) 而使估计结果不一致，因此我们使用 Tobit 模型进行回归检验。在 (3) 式的回归中鉴于被解释变量为虚拟变量，使用 Logit 模型 (结果对于使用 Probit 模型保持稳健)。表 8 报告了 (2) 式和 (3) 式的相关回归结果。

¹独立董事对董事会提案发表的意见类型包括：“赞成”、“反对”、“弃权”、“保留意见”、“无法发表意见”、“提出异议”和“其他”。受中国传统文化的影响，独董较少采取极端的“反对”票形式来表达自己的反对意见，而是采取其他更为缓和的方式提出异议 (叶康涛等, 2011)。沿袭已有文献，本文将除了“赞成”之外其他类型的独董投票意见都归类为否定性意见。

表8 兼职独董与公司治理参与

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>Absence</i>		<i>Opinion</i>	
	Tobit 模型		Logit 模型	
<i>M_Dummy</i>	-0.021** (0.033)		0.026*** (0.000)	
<i>M_Num</i>		-0.009** (0.038)		0.010*** (0.000)
<i>ln ID Compensation</i>	-0.008*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	0.000 (0.274)	0.000 (0.318)
<i>ln ID Tenure</i>	0.022*** (0.010)	0.022*** (0.009)	0.009*** (0.000)	0.008*** (0.000)
<i>ln ID Age</i>	0.044 (0.102)	0.045* (0.100)	-0.013** (0.012)	-0.014*** (0.008)
<i>Gender</i>	-0.011 (0.425)	-0.011 (0.425)	0.003 (0.406)	0.003 (0.323)
<i>Education</i>	0.032*** (0.000)	0.032*** (0.000)	0.002 (0.101)	0.001 (0.298)
<i>Duality</i>	-0.001 (0.952)	-0.001 (0.950)	0.002 (0.341)	0.002 (0.220)
<i>ln Board</i>	0.090*** (0.000)	0.091*** (0.000)	0.004 (0.338)	0.003 (0.393)
<i>Independent</i>	0.025 (0.801)	0.025 (0.800)	-0.011 (0.499)	-0.009 (0.581)
<i>ln TA</i>	-0.007 (0.163)	-0.007 (0.172)	-0.003*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
<i>EBIT_TA</i>	-0.408*** (0.000)	-0.409*** (0.000)	-0.042*** (0.000)	-0.040*** (0.000)
<i>MB</i>	0.002 (0.629)	0.002 (0.621)	0.000 (0.333)	0.000 (0.398)
<i>Lev</i>	0.118*** (0.000)	0.118*** (0.000)	0.005 (0.157)	0.006* (0.065)
<i>ln Firm Age</i>	0.017** (0.018)	0.017** (0.019)	-0.001 (0.252)	-0.001 (0.325)
<i>State</i>	-0.009 (0.389)	-0.009 (0.370)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.007)
年份效应	控制	控制	控制	控制

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>Absence</i> Tobit 模型		<i>Opinion</i> Logit 模型	
样本数	51528	51528	51528	51528
伪 R ²	0.106	0.106	0.238	0.242

说明：模型 3 和模型 4 的回归系数为 Logit 模型边际影响，括号内为标准误差经稳健性调整、独董和年份层面 cluster 处理后计算得到的 P 值。

从表 8 模型 1 的结果可以看到，相对于单一任职的独董，兼职独董缺席会议更少；模型 2 进一步显示独董兼职数量与独董缺席会议比例存在显著负相关关系。上述结果表明，虽然兼职独董由于任职于多家公司而可能需要参加更多会议，但这些独董的到会率反而更高。表 8 模型 3 的结果显示兼职独董比单一任职独董对公司议案提出否定意见的概率显著高 0.026，考虑到独董提出否定意见的平均概率仅为 0.010，可见兼职独董明显发挥了更强的外部监督职能。叶康涛等（2011）认为其背后的主要原因是兼职独董具有更高的社会声誉，出于规避法律风险或声誉风险的动因，激励兼职独董对公司进行监督。上述讨论证明公司治理参与程度更高是兼职独董能够改善公司经营管理的—一个重要影响机制。

兼职独董还可以增加企业的社会联系，丰富关系网络，改善公司经营管理。参考 Coles 等（2012）的方法，我们从独董在其他公司兼职时共事的董事数量，来度量兼职独董对公司构建关系网络的边际贡献¹。具体的，对于上市公司 A 的每一位兼职独董，我们分别计算他们在其他公司任职独董时那些公司的董事人数，并在公司层面进行加总并取对数，由此得到公司 A 通过兼职独董获得的社会联系（*Connect*）。考虑到公司 A 的兼职独董共事的其他公司董事可能存在重复，我们在公司层面加总时将重复的董事只计算一次，得到衡量兼职独董提供的社会联系的另一个指标（*Independent Connect*）²。

为检验提供社会联系是否是独董兼职提高公司经营管理的重要影响机制，我们将兼职独董社会联系的指标加入本文的基准回归模型（式（1））中，结果见表 9。我们看到公司独董的兼职行为带来的社会联系增加时，公司的管理费用率降低，而盈利能力提高，回归系数在至少 5% 的水平显著。而此时独董兼职平均数量与公司经营管理绩效的关系不再显著，说明在上市公司层面，提供社会联系是独董提高改善公司经营管理的—一个重要渠道。

¹在未报告的稳健性检查中，我们也将与独董共事的其他公司的主要高管考虑在计算范围内，得到的结果与只考虑董事保持一致。

²例如上市公司 A 有两位兼职独董 i 和 j ，独董 i 在其他公司共事的董事为 $a、b、c、d$ ，独董 j 在其他公司共事的董事为 $c、d、e、f、g$ 。按照变量 *Connect* 的计算方法，公司 A 通过兼职独董获得的社会联系为 9，而按照变量 *Independent Connect* 的计算方法，公司 A 通过兼职独董获得的不重复的社会联系为 7（回归时取对数）。Coles 等（2012）认为虽然一种方法更加自然，但 *Connect* 的计算方法也有其合理性，因为两位独董同时和一人共事能够增加社会联系的强度。

表9 兼职独董与公司社会联系

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>AEXP</i>		<i>EBIT_TA</i>	
<i>M-Ds</i>	-0.001 (0.509)	-0.001 (0.459)	0.000 (0.726)	0.000 (0.709)
<i>Connect</i>	-0.002** (0.036)		0.002*** (0.005)	
<i>Independent Connect</i>		-0.002** (0.043)		0.002*** (0.005)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	12365	12365	12365	12365
调整后的 R ²	0.160	0.160	0.269	0.269

四、独董兼职的负面影响

前文我们证明了独董兼职能够改善公司的经营绩效水平，兼职的独董发挥了比单一任职独董更强的公司治理作用。这一结果支持了已有文献关于独董兼职“能力假说”的理论预期（Fama 和 Jensen, 1983; Ferris 等, 2003）。由此我们是否可以推论：独董兼职的数量越多越好？下面我们来分析独董兼职数量过多对上市公司是否存在负面影响。

1. 独董兼职数量对公司经营管理的非线性影响

“精力假说”强调了独董兼职会造成独董过于忙碌，没有足够精力投入到公司治理中，因而对公司的经营管理产生不利影响，可见兼职的上市公司数量过多可能成为抑制兼职独董发挥有效治理作用的一个重要因素。我们分析独董兼职数量对公司经营管理绩效的提升作用是否存在一定的 2 阶效应，换句话说，在兼职数量过多时对公司经营管理的改善作用是否受到抑制甚至变成负面影响。

为检验独董兼职数量对公司经营管理潜在的非线性影响，我们在本文的基准回归模型中加入主要解释变量独董平均兼职数量（*M-Ds*）的平方项，重复（1）式的检验。分别考察兼职数量和其平方项对公司管理费用率、关联交易量和盈利能力的影响。如本文假设提出部分所述，兼职数量过多可能会降低独董治理，进而增加管理费用率，增大大股东“掏空”上市公司可能性，降低企业盈利，因而预期独董兼职数量平方项的回归系数对于公司管理费用率和关联交易量显著为正，对盈利能力显著为负。结果见表 10。

表 10 独董兼职数量的非线性影响

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	AEXP	RPT_TA	RPT_sales	EBIT_TA
$M-Ds$	-0.017*** (0.002)	-0.056** (0.011)	-0.128*** (0.004)	0.008** (0.012)
$M-Ds^2$	0.003** (0.012)	0.010** (0.039)	0.025** (0.014)	-0.001* (0.082)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	12365	12365	12365	12365
调整后的 R^2	0.164	0.049	0.029	0.271

从表 10 模型 1 可以看到在控制了独董兼职数量的平方项后,独董兼职数量一次项仍然与公司的管理费用率呈显著的负相关关系,而兼职数量的平方项在 5%的水平显著为正,说明独董兼职数量与管理费用率呈 U 形关系。具体计算独董兼职数量对管理费用率产生负面影响的理论阈值约为 3 家¹。当公司独董的平均兼职数量低于 3 家时,兼职独董能够有效降低企业管理费用,而当独董兼职数量过多时,不仅不能降低、反而会提高管理费用率。模型 2 和 3 的结果说明,公司独董的平均兼职数量过多时,公司关联交易上升,大股东“掏空”上市公司的可能性增加,模型 4 的结果显示,兼职数量过多对公司盈利能力存在负面影响。这些结果与模型 1 的回归结果逻辑一致,共同说明了独董兼职数量与公司经营管理效率提高并不是单调的正相关关系,而是存在 2 阶效应,当兼职数量过多时可能产生负向影响。这些结果也说明虽然我们发现“能力假说”对于中国 A 股上市公司具有更强的解释力,但在独董兼职数量过多时已有文献支持的“精力假说”的预期效应也同时存在。

值得注意的是,统计显示独董平均的兼职数量超过 3 家的上市公司只占全样本的 11.61% (1435/12365),说明对于中国多数 A 股上市公司独董兼职主要发挥了正面影响。证监会规定上市公司独董兼职数量不能超过 5 家,仅从本文的理论估计,我们看到当独董兼职超过 3 家时已可能削弱兼职独董改善公司经营管理的的作用,结合社会和业界越来越多的对独董过多兼职问题的批评,我们建议对独董兼职数量的限制在一定条件下应进一步收紧,从制度上保证独董发挥积极作用。

2. 公司间地理距离对独董兼职治理效应的影响

独董因兼职数量多而分散精力的另一个原因可能是公司之间地理距离过大,增加了独董的忙碌程度,降低独董的治理作用。虽然近年已有许多学者发现地理距离会影响董事的治理作用 (Knyazeva 等, 2013; Alam 等, 2014),我们在此进一步探讨独董兼职公司间的地理距离是否对独董兼职的相关效应产生影响。

¹独董兼职数量产生负面作用的阈值按照表 10 模型 1 的精确回归系数计算,估算公式为 $0.0173823 / (2 \times 0.0030008) \approx 2.90$ 。这一估计值与按照公司盈利能力作为被解释变量进行回归(表 10 模型 4)的估算值(3.25)较为接近。我们取同时与两个估算结果最为接近且具有现实意义的 3 家作为独董兼职对公司经营管理效率发挥正面或负面影响的理论阈值。

中国上市公司的独董在不同地区上市公司兼职的情况相当普遍，在所有的兼职多家上市公司的独董中，超过 70%是在不同城市的上市公司任职。我们预计在其他条件不变的前提下，公司之间地理距离过大将降低独董兼职对公司经营管理效率的提升作用。在具体的分析方法上，我们首先确定每一位兼职独董其任职的全部上市公司的注册地城市（地级市），然后按照研究地理距离的经济学文献的一般方法（Petersen 和 Rajan, 1994; Lerner, 1995），计算这些城市间的直线距离¹。最后在上市公司层面对独董任职的公司间城市距离进行加总，并按公司独董人数（或兼职独董人数）做调整，得到平均的独董任职公司间距离变量（*Distance*，在回归检验中取对数）。我们将该距离变量及与主要解释变量独董兼职数量的交叉项加入到本文的基准回归模型，重复（1）式检验，结果见表 11。

表 11 公司间地理距离与独董兼职的治理效应

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	<i>AEXP</i>		<i>EBIT_TA</i>	
<i>M-Ds</i>	-0.009*** (0.001)	-0.008*** (0.002)	0.005*** (0.000)	0.005*** (0.001)
$\ln Distance$	-0.003*** (0.006)	-0.002** (0.016)	0.001*** (0.008)	0.001*** (0.009)
<i>M-Ds</i> × $\ln Distance$	0.001** (0.019)	0.001** (0.045)	-0.001** (0.032)	-0.000** (0.043)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	11460	11460	11460	11460
调整后的 R ²	0.169	0.169	0.272	0.271

说明：模型 1 和模型 3 中变量 *Distance* 定义为独董兼职公司所在地加总距离按公司独董总人数调整值，模型 2 和模型 4 中变量 *Distance* 定义为加总距离按公司兼职独董人数调整。表中样本量（11460）较本文基准模型（12365）有所降低，是由于部分上市公司注册地信息缺失，或所在城市（主要是新疆和西藏地区）无法和我们计算地理距离时参考的中国城市地理距离坐标标准对应。

从表 11 我们看到，控制独董兼职公司间的地理距离后，本文主要解释变量独董兼职数量仍与管理费用率负相关，与经营绩效正相关，说明本文的相关结果对于控制兼职公司的地理距离保持稳健。兼职数量和地理距离的交叉项回归结果显示，兼职公司间地理距离越大，独董兼职数量降低管理成本和提高盈利能力的作用越受到抑制。表 11 说明独董因兼职公司距离过大而造成的“疲于奔命”也是分散精力，抑制其发挥应有的外部治理作用的一个重要因素。此外，表 11 的结果也提示监管部门，不能仅仅通过限制独董兼职的公司数量来保证独董发挥治理功能，也应关注到独董跨地区兼职的现象，避免独董因同时在距离过远的地区兼任职务而无法切实投入到公司的实际治理中。

3. 兼职独董是否在公司需要的时候选择了离开

¹受数据可获得性的限制，我们无法收集所有独董常住地信息，故无法精确计算独董所在地距离其兼职的各上市公司间的距离。因此，在本文中我们使用独董兼职公司间的距离对地理距离与兼职治理作用的关系进行初步的检验

Masulis 和 Mobbs (2014) 的研究指出兼职独董出于大公司的声誉激励更强的原因, 会把更多的精力投入到参与大公司的治理, 并发挥更好的作用。这一研究也印证了兼职独董在不同公司间分配精力有明显差别。我们在此通过独董离职这一极端情况, 来说明兼职独董可能因区别对待上市公司, 而对部分上市公司的经营管理产生负面影响。

如 Fahlenbrach 等 (2015) 指出的, 独董不能发挥应有的外部治理作用的一个重要表征是“独董在公司需要的时候选择离开”。例如, 在公司遇到经营困难, 管理层需要独董发挥外部咨询功能时; 或者在管理层侵害小股东利益 (如进行糟糕的并购), 中小股东需要独董发挥独立监督作用时, 独董反而为避免自身声誉损失等原因选择离职 (Asthana 和 Balsam, 2010)。受上述文献启发, 我们尝试研究兼职的独董是否更可能在公司发生问题时, 在最需要独董发挥外部治理作用时离开公司。

我们选择了上市公司被交易所特别处理 (Special Treatment, ST) 和上市公司发生违规行为作为反映独董被需要提供外部治理的典型事件。ST 处理代表上市公司遇到了严重的经营问题, 需要独董发挥外部咨询功能; 发生内幕交易和操纵股价等违规行为多数伴随大股东或管理层侵占中小股东利益¹, 此时需要独董发挥独立监督作用。我们认为上述两类情景能够较为典型地反映 Fahlenbrach 等 (2015) 所讨论的独董较可能发挥外部咨询作用或监督作用的事件, 我们观察兼职独董是否比单一任职的独董更可能选择在被需要的时候选择离开公司, 揭示兼职独董可能产生的负面作用²。回归模型如 (4) 式所示:

$$P(\text{Leave}_{i,j,t} = 1) = \Phi(\alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t}ST_{i,j,t} + \gamma_{i,j,t}M_Num_{i,j,t} + \eta_{i,j,t}ST_{i,j,t} \times M_Num_{i,j,t} + \sum \text{Control}_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}) \quad (4)$$

其中被解释变量独董离职 (*Leave*) 定义为如果任职于 *j* 公司的 *i* 独董在 *t* 年离职取值为 1, 否则为 0。解释变量 *ST* 定义为当公司某年被 ST 处理时, 变量 *ST* 取值为 1, 否则为 0。当公司某年因虚构利润、内幕交易和操纵股价等违规行为被交易所等监管部门公告处理时, 解释变量 *Violation* 取值为 1, 否则为 0。回归方法使用 Logit 模型。此外, 考虑到我们计算出独董兼职数量产生负面作用的阈值为超过 3 家, 因此我们进一步将兼职数量变量 *M_Num* 进行拆分, 检验兼职 4 或 5 家的独董 (*M_Num5*, 独董兼职 4 家或 5 家上市公司时取 1, 否则取 0) 是否比只兼职 2 或 3 家上市公司的独董 (*M_Num3*, 独董兼职 2 家或 3 家上市公司时取 1, 否则取 0) 上述效应更加明显。具体结果见表 12。

¹我们也考虑了在公司违规事件中只选择那些与侵占小股东利益最直接相关的, 如掏空上市公司等行为, 进行检验, 得到的结果与正文报告结果保持一致。

²需要说明的是, 由于受证监会的规定限制, 在中国独董最多在同一上市公司连续任职两个任期 (通常为 6 年), 为了排除独董因任期限制而自然离职对表 12 结果的干扰, 我们剔除任期临近 (或超过) 6 年的样本。表 12 的相关结果对于包括上述样本也保持稳健。

表 12 独董兼职数量与离职倾向

	模型 1	模型 2	模型 3
		<i>Leave</i>	
<i>ST</i>	0.012*** (0.001)	0.000 (0.983)	-0.002 (0.738)
<i>Violation</i>	0.009*** (0.008)	-0.006 (0.513)	-0.002 (0.769)
<i>M_Num</i>	0.033*** (0.000)	0.033*** (0.000)	
<i>ST</i> * <i>M_Num</i>		0.004* (0.058)	
<i>Violation</i> × <i>M_Num</i>		0.005** (0.037)	
<i>M_Num</i> 3			0.013*** (0.000)
<i>M_Num</i> 5			0.112*** (0.000)
<i>ST</i> × <i>M_Num</i> 3			0.017* (0.064)
<i>ST</i> × <i>M_Num</i> 5			0.023*** (0.003)
<i>Violation</i> × <i>M_Num</i> 3			0.013 (0.217)
<i>Violation</i> × <i>M_Num</i> 5			0.021** (0.018)
控制变量	控制	控制	控制
样本数	43466	43466	43466
伪 R ²	0.543	0.543	0.524

说明：回归系数为 Logit 模型边际影响。

从表 12 模型 1 我们看到，在公司被 ST 处理和被公告存在违规行为时，独董倾向于离开职位，这印证了 Fahlenbrach 等（2015）关于独董在公司出现问题而被需要发挥作用的时候却倾向离开的结论。我们更关注的是，在模型 2 中 ST 处理和公告违规变量与独董兼职数量的交叉项显著为正，这说明相比于单一任职独董，兼职独董更可能在公司需要他们发挥独董的咨询或监督作用时离开上市公司。进一步的在模型 3 中我们区分了兼职的数量是 3 家以内还是超过 3 家的独董，结果发现兼职数量超过 3 家的独董上述效应更为明显。表 12 说明这些兼职数量众多受到上市公司追捧的独董，在公司出现问题时反而没有发挥治理作用，这可能成为兼职独董对上市公司经营管理潜在的一个负面影响渠道。

综上所述，我们初步讨论了兼职独董可能对公司经营管理存在的负面影响的三方面证据。可以看到虽然前文证明总体上独董兼职对于中国上市公司治理的起到了积极的影响，印证了“能力假说”的理论预期。但通过本部分讨论，我们说明在如兼职公司太多，公司地理距离太远等条件下，兼职独董改善公司经营管理的的作用可能被抑制，甚至产生负面影响。这说明“精力假说”对中国上市公司治理实践也具有一定的解释力，同时相关结果提醒我们需要辩证地看待独董兼职日趋普遍这一现象，设法有效规避兼职造成的负面影响。

五、结论

近年来中国上市公司中独董同时兼职若干公司的现象日渐普遍。兼职独董对其履职行为，进而上市公司的经营管理实践产生了怎样的影响是一个需要研究回答的问题。本文基于2004-2013年A股上市公司数据的考察发现，上市公司董事会中独董平均兼职数量增加显著提升了公司的管理效率和盈利能力。而兼职独董能够改善公司经营管理主要的影响机制在于兼职独董具有更高的公司治理参与程度以及兼职多家上市公司的行为加强了公司的社会关系网络。因此独董兼职本身是市场对独董职业能力认同的体现，兼职独董持续增加的现象是优秀独董“能者多劳”，上市公司改善公司治理的理性选择。

与此同时，兼职独董对上市公司存在一定的负面影响，兼职公司数量过多和公司之间地理距离过大会造成独董过于忙碌而“疲于奔命”，抑制兼职独董改善公司经营管理的的作用。特别地，我们的研究发现，兼职独董可能区别对待所服务的上市公司，在公司最需要其发挥外部治理作用的时候选择离开。这些证据表明，虽然总体上独董兼职对中国上市公司的经营管理效率产生了积极影响，但在一定条件下也存在负面效应。基于本文的研究结果，我们建议监管当局进一步严格对中国上市公司独董任职公司数量不超过5家的限制政策，同时合理规范独董跨地区兼职的行为。

参考文献:

- 乐君杰、叶晗 (2012):《农民信仰宗教是价值需求还是工具需求?——基于 CHIPS 数据的实证检验》,《管理世界》第 11 期。
- 唐雪松、杜军、申慧 (2010):《独立董事监督中的动机——基于独立意见的经验证据》,《管理世界》第 9 期。
- 柳建华、魏明海、郑坚国 (2008):《大股东控制下的关联投资:“效率促进”抑或“转移资源”》,《管理世界》第 3 期。
- 魏春燕、陈磊 (2015):《家族企业 CEO 更换过程中的利他主义行为--基于资产减值的研究》,《管理世界》第 3 期。
- 魏刚、肖泽忠、邹宏 (2007):《独立董事背景与公司经营绩效》,《经济研究》第 3 期。
- 辛清泉、黄曼丽、易浩然 (2013):《上市公司虚假陈述与独立董事监管处罚——基于独立董事个体视角的分析》,《管理世界》第 5 期。
- 杨典 (2013):《公司治理与企业绩效——基于中国经验的社会学分析》,《中国社会科学》第 1 期。
- 杨继生、阳建辉 (2015):《行政垄断、政治庇佑与国有企业的超额成本》,《经济研究》第 4 期。
- 叶康涛、祝继高、陆正飞、张然 (2011):《独立董事的独立性:基于董事会投票的证据》,《经济研究》第 1 期。
- 郑志刚、梁昕雯、吴新春 (2014):《经理人产生来源于企业未来绩效改善》,《经济研究》第 4 期。
- Alam, Z. S.; Chen, C.; Ciccotello, S. and Ryan, H. E. “Does the Location of Directors Matter? Information Acquisition and Board Decisions.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2014, 49, pp. 131-164.
- Ang, J. S.; Cole, R. A. and Lin, J. W. “Agency Costs and Ownership Structure.” *The Journal of Finance*, 2000, 55, pp. 81-106.
- Anil, S.; Cotter, J. F. and Marc, Z. “Do Independent Directors Enhance Target Shareholder Wealth during Tender Offers?” *Journal of Financial Economics*, 1997, 43, pp. 195-218.
- Asthana, S. and Balsam, S. “The Impact of Changes in Firm Performance and Risk on Director Turnover.” *Review of Accounting and Finance*, 2010, 9, pp. 244-263.
- Bar-Hava, K.; Feng, G. and Lev, B. “Busy Directors Are Detrimental to Corporate Governance.” New York University Working Paper, 2013.
- Cashman, G. D.; Gillan, S. L. and Jun, C. “Going Overboard? On Busy Directors and Firm Value.” *Journal of Banking and Finance*, 2012, 36, pp. 3248-3259.
- Chandar, N.; Klein, A. and Zheng X. “Do Multiple Directorships for Audit Committee Members Influence Financial Reporting Quality?” New York University Working Paper, 2012.
- Coles, J. L. and Hoi, C. K. “New Evidence on the Market for Directors: Board Membership and Pennsylvania Senate Bill 1310.” *The Journal of Finance*, 2003, 58, pp. 197-230.
- Coles, J. L.; Daniel, N. D. and Naveen, L. “Board Advising.” SSRN Working Paper, 2012.
- Core, J. E.; Larcker, D. F. and Robert, W. “Corporate Governance, Chief Executive Officer Compensation, and Firm Performance.” *Journal of Financial Economics*, 1999, 51, pp. 371-406.
- Fahlenbrach, R.; Low, A. and Stulz, R. M. “The Dark Side of Outside Directors: Do They Quit When They Are Most Needed?” SSRN Working Paper and NBER Working Paper, 2015.
- Fama, E. F. and Jensen, M. C. “Separation of Ownership and Control.” *Journal of Law and Economics*, 1983, 26, pp. 301-325.
- Ferris, S. P.; Murali, J. and Adam, C.P. “Too Busy to Mind The Business? Monitoring by Directors with Multiple Board Appointments.” *The Journal of Finance*, 2003, 58, pp. 1087-1111.
- Field, L.; Lowry, M. and Anahit, M. “Are Busy Boards Detrimental?” *Journal of Financial Economics*, 2013, 109, pp. 63-82.

- Fich, E. M. and Shivdasani, A. "Are Busy Boards Effective Monitors?" *The Journal of Finance*, 2006, 61, pp. 689-724.
- Heckman, J. J. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 1979, 47, pp. 153-161.
- Ishii, J. and Xuan, Y. "Acquirer-target Social Ties and Merger Outcomes." *Journal of Financial Economics*, 2014, 112, pp. 344-363.
- Jia, N.; Shi, J. and Wang, Y. X. "Coinsurance within Business Groups: Evidence from Related Party Transactions in an Emerging Market." *Management Science*, 2013, 59, pp. 2295-2313.
- Jiang, G.; Lee, C. M. C. and Yue, H. "Tunneling through Intercorporate Loans: The China Experience." *Journal of Financial Economics*, 2010, 98, pp. 1-20.
- Jiang, W.; Wan, H. and Zhao, S. "Reputation Concerns of Independent Directors: Evidence from Individual Director Voting." *Review of Financial Studies*, 2016, 29, pp. 655-696.
- Jiraporn, P.; Singh, M. and Lee, C. I. "Ineffective Corporate Governance: Director Busyness and Board Committee Memberships." *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33, pp. 819-828.
- Jiraporn, P.; Kim, Y. S. and Wallace, N. D. "Multiple Directorships and Corporate Diversification." *Journal of Empirical Finance*, 2008, 15, pp. 418-435.
- Knyazeva, A.; Knyazeva, D. and Masulis, R. W. "The Supply of Corporate Directors and Board Independence." *Review of Financial Studies*, 2013, 26, pp. 1561-1605.
- Lerner, J. "Venture Capitalists and the Oversight of Private Firms." *The Journal of Finance*, 1995, 50, pp. 301-318.
- Liu, Y.; Miletkov M. K.; Wei, Z. and Yang, T. "Board Independence and Firm Performance in China." *Journal of Corporate Finance*, 2015, 30, pp. 223-244.
- Masulis, R. W. and Mobbs, S. "Are All Inside Directors the Same? Evidence from the External Directorship Market." *The Journal of Finance*, 2011, 66, pp. 823-872.
- Masulis, R. W. and Mobbs, S. "Independent Director Incentives: Where Do Talented Directors Spend Their Limited Time and Energy?" *Journal of Financial Economics*, 2014, 111, pp. 406-429.
- Petersen, M. A. and Rajan, R.G. "The Benefits of Firm-creditor Relationships: Evidence from Small-Business Data." *The Journal of Finance*, 1994, 49, pp. 3-37.
- Schmidt, B. "Costs and Benefits of Friendly Boards during Mergers and Acquisitions." *Journal of Financial Economics*, 2015, 117, pp. 424-447.
- Shivdasani, A. and Yermack, D. "CEO Involvement in the Selection of New Board Members: An Empirical Analysis." *The Journal of Finance*, 1999, 54, pp. 1829-1853.
- Sun, Q. and Tong, W. H. "China Share Issue Privatization: The Extent of Its Success." *Journal of Financial Economics*, 2003, 70, pp. 183-222.
- Szewczyk, S. H. and Tsetsekos G. P. "State Intervention in the Market for Corporate Control: The Case of Pennsylvania Senate Bill 1310." *Journal of Financial Economics*, 1992, 31, pp.3-23.
- Tarkovska, V. "Busy Boards, Cash Holdings and Corporate Liquidity: Evidence from UK Panel Data." *European Financial Management Association Annual Conference Paper*, 2013.

Are Independent Directors with Multiple Board Appointments Beneficial or Detrimental to Listed Firms?

ZhengZhigang; Kan Shuo and Huang Jicheng

Abstract: In recent years, there has been an increasing trend for independent directors to get multiple board appointments in different listed firms in China. This paper empirically examines the influence of independent directors on listed firms using the A share data during the period from 2004 to 2013. The results show that management efficiency and financial performance are improved significantly when the board's average multiple directorships held by independent directors is increased. The results are robust after considering the endogeneity problem in the identification model. Further evidence shows that the directors with multiple directorships can improve the management and financial performance because these directors participate in corporate governance more efficiently, and because the behavior of holding multiple board positions in different firms can strengthen the firm's social ties to other firms. We further discuss the potential adverse effect of the directors with multiple directorships. Our results indicate that when directors hold too many positions and when the geographical distance among the firms is relatively large, the positive effect of the directors with multiple board appointments tend to be moderate. Our paper sheds some light on the research of independent directors with multiple directorships and provides some policy implications on regulating the behavior of holding multiple board positions in different firms.

Key words: independent directors with multiple directorships, management and financial performance, corporate governance participation, social ties

JEL Code: G34, L14