



“旋转门”影响证券监管执法吗？

习超 曹宁 龚浩川*

目次

- 一、引言
- 二、文献回顾
- 三、研究设计和框架
- 四、数据与实证结果
- 五、实证结果剖析
- 六、结论

摘要 证券监管者与被监管者之间的“旋转门”是否影响证券监管执法的公正和有效性？本研究基于我国2004年至2016年证券监管执法大样本数据，使用定量实证研究方法，检验证券监管机构人员离任后进入上市公司担任董事、监事、高管职务对证券监管执法行为和结果的影响。实证结果显示，整体而言，“旋转门”对证券监管执法力度和刚度并无显著影响。同时，在外部制度变迁的影响下，2014年至2016年期间，“旋转门”产生了反预期性的效果，涉及“旋转门”的上市公司反而承受更为严厉的监管执法后果。

关键词 证券监管 执法 旋转门 监管俘获 实证

一、引言

防范化解重大风险，特别是金融风险，与精准脱贫和污染防治一起，共同成为十九大以来

* 习超，香港中文大学法律学院教授，法学博士；曹宁，香港中文大学法律学院博士后研究员，金融学博士；龚浩川，北京大学法学院博士生。

本研究得到香港特别行政区研究资助局优配研究金项目（项目编号：CUHK-452913）支持。

习超负责本研究整体构思、设计、分析和论文写作，曹宁主要承担定量建模工作，龚浩川参与部分分析工作。感谢齐英程、庄明明、韩斯睿等在研究数据收集和处理过程中所做的工作。



的三大攻坚战目标。防范化解金融风险,可以从历史上的重大金融风险事件中吸取经验和教训。十年前席卷全球并持续影响国际政治经济格局的全球金融危机,留给人们的一个重要启示就是,要充分重视“旋转门”对金融监管公正性和有效性,以及对金融体系系统风险的影响。⁽¹⁾

所谓“旋转门”,是广义上公权力机构与非公权力机构(特别是公权力机构权力行使对象)之间人员流动现象的形象表述。⁽²⁾在监管的特定语境下,“旋转门”关注的是监管者与被监管者之间的人员流动。“旋转门”可以是双向的,既包括监管机构人士离任后受雇于被监管机构,也包括被监管机构人士离任后加入监管机构成为专业监管人士。在我国,“旋转门”的“转向”以前者较为常见,即监管人士“下海”现象。

近年来,随着政府简政放权力度增大,证券监管执法机构特别是中国证券监督管理委员会(“证监会”)官员“下海”数量逐渐增多,当中一部分人士进入了上市公司、基金公司和证券公司等被监管机构。⁽³⁾一方面,证券监管机构任职人士拥有比较完善的证券知识体系,积累了比较丰富的证券监管经验,到被监管机构任职,对合规管理水平的提升和经营风险的管理可以发挥积极作用。另一方面,人们开始疑虑监管者与被监管者间“旋转门”的运转是否暗含着利益输送行为,是否会影响金融监管效果。⁽⁴⁾

防范化解金融风险,积极有序发展股权融资,稳步提高直接融资比重,促进多层次资本市场健康发展,公正、有效的证券监管执法体系是基石。监管机构工作人员在任时能否摆正立场、秉公执法,卸任后能否恪守法规操守,对于实现证券监管执法目标至为关键。随着防范化解金融风险攻坚战进入高潮,有必要就“旋转门”现象对我国证券监管领域产生的影响进行深入分析。本文将基于大样本数据的定量研究,对证券监管执法机构任职人士离职进入上市公司后对证券监管执法的影响进行实证分析,并检视规制“旋转门”的现有制度规范的有效性。

二、文献回顾

在西方文献中,“旋转门”现象受到法学、经济学、政治学和商学等多个学科长期关注,形成了两个主要理论。⁽⁵⁾第一项理论是“俘获”(capture)假说。以诺贝尔经济学奖获得者George Stigler为代表的学者,基于监管机构和监管机构中个体的自利性假设,认为监管可能悖离其公共利益属性,转而在被监管者的特殊利益倾斜,也就是监管者为被监管者所“俘获”。⁽⁶⁾

(1) 例如,美国证券交易委员会(“美国证监会”)前主席Mary Schapiro于2009年在美国国会的作证证词。See also Andrew Ross Sorkin, Revolving Door at S.E.C. Is Hurdle to Crisis Cleanup, *New York Times*, August 1, 2011.

(2) 在本研究中,“旋转门”一词是描述性的中性词语,并无价值性的判断倾向。

(3) 参见韦夏怡、吴黎华《注册制改革渐进证监会多人离职“下海”》,载《经济参考报》2014年11月28日,第15版。

(4) 例如,2018年2月《人民日报》曾刊文指出,“让监管真正有力度,先要……拆除金融机构和监管机构人员之前相互跳槽的‘旋转门’……”。参见金海观潮《金融监管者要当好“守护人”》,载《人民日报》2018年2月5日,第18版。

(5) 相关理论还有行为与监管理论。See Stephen J. Choi and A. C. Pritchard, Behavioral Economics and the SEC, 56 *Stanford Law Review* 20, 20~42 (2003). 限于本文篇幅,“旋转门”相关文献未能尽述。

(6) See George J. Stigler, The Theory of Economic Regulation, 2 *Bell Journal of Economics and Management Science* 3, 3~21 (1971). See also Mancur Olson, *Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*, Harvard University Press, 1965.

“旋转门”被认为是监管俘获的一项重要发生机制。监管人士个体为了寻求离任后的商业工作机会和个人财富等个体私利，会在监管实践中尽可能照顾被监管者的特殊利益，从而损害监管的公共性、公正性和有效性。⁽⁷⁾ 这种俘获体现在两个层面：第一体现在监管政策和规则制定层面，制定符合和增进被监管者利益的政策和规则，或者避免制定对被监管者的核心利益关切产生巨大负面影响的政策和规则。第二表现在具体监管执法层面，监管机构离任人士利用其与监管机构和监管人士的联系纽带，以不公正、不适当的方式和方法影响监管执法行为和后果。总体而言，“俘获”理论是学术界的主流观点，并且对传媒和社会公众对“旋转门”现象的认知影响深厚。但是，大量经验研究结果并没有充分地、压倒性地对“俘获”理论提供实证支持。⁽⁸⁾ 例如，有学者实证研究了“旋转门”对美国联邦通讯委员会（FCC）监管行为的影响，发现在控制 FCC 委员个人特征以及总统和国会等因素的影响后，“旋转门”对 FCC 监管的影响并不显著。而且，“旋转门”似乎还有某种反向效果，即监管人士在离任之前，对被监管者的执法反而会更加严厉。⁽⁹⁾ 这也促使解释“旋转门”现象的第二种理论应运而生。

第二项理论是人力资本（human capital）假说。经济学家 Yeon-Koo Che 在总结前人研究的基础上，认为监管人士可能拥有两类重要的人力资本，其一为专业技术专长，其二为能发挥影响力的纽带关系（influence contacts）。传统的“俘获”理论强调后者对监管执法的负面影响，而在很大程度上忽视了前者的正面积作用。⁽¹⁰⁾ 至少在理论上，某些被监管者聘请前监管机构人士，其动机可能是希冀借力这些人士的专业技术专长，防范和管控其自身的违法违规风险，而并非利用离任监管人士与监管机构之间的纽带联系，以期不适当地影响监管执法。由于信息的不对称，被监管者了解监管机构人士专业技术专长的主要信息来源和窗口，就是这些人士在日常监管执法行为中所体现出来的专业技术能力。执法严明、刚正不阿、为人敬重的监管人士，更可能在离任后受聘于被监管对象，委以重任，薪酬优厚。因而，监管人士为了证明自己拥有这种人力资本，就有动力在任职监管机构期间，尽忠职守，公平公正，成绩斐然，以证明其具有能为被监管者带来价值的专业技术能力。证券监管领域的实证研究也支撑了这一理论。例如，Ed deHaan 等学者跟踪研究 336 名曾于 1990 年至 2007 年间担任美国证监会公职律师的人士，并分析了这些人士代表美国证监会处理的 284 件针对财务欺诈的执法事件。实证结果表明，在这 336 人当中的一部分人士，离开美国证监会后加入律所执业，且所在律所业务专长为代理私人客户处理被美国证监会调查起诉的案件，与另部分人士相比，他们在美国证监会任职期间证券执法力度更大。⁽¹¹⁾

(7) See Richard A. Posner, *The Federal Trade Commission*, 37 *University of Chicago Law Review* 47, 47 ~ 89 (1969).

(8) 支持“俘获”理论的文献，See Jordi Blanes I Vidal, Mirko Draca, and Christian Fons-Rosen, *Revolving Door Lobbyists*, 102 *American Economic Review* 3731, 3731 ~ 3748 (2012)。

(9) See Jeffrey E. Cohen, *The Dynamics of the “Revolving Door” on the FCC*, 30 *American Journal of Political Science* 689, 689 ~ 690 (1986). See also Paul Quirk, *Industry Influence in Federal Regulatory Agencies*, Princeton University Press, 1981.

(10) See Yeon-Koo Che, *Revolving Doors and the Optimal Tolerance for Agency Collusion*, 26 *RAND Journal of Economics* 379, 379 ~ 380 (1995).

(11) See Ed deHaan, Simi Kedia, Kevin Koh, and Shivaram Rajgopal, *The Revolving Door and the SEC’s Enforcement Outcomes: Initial Evidence from Civil Litigation*, 60 *Journal of Accounting & Economics* 65, 65 ~ 96 (2015). See also Sophie A. Shive and Margaret M. Forster, *The Revolving Door for Financial Regulators*, 21 *Review of Finance* 1445, 1445 ~ 1484 (2017).



综上,对于“旋转门”问题,西方学术界无论在理论推演还是实证分析上都未形成一致的观点。

国内现有文献对“旋转门”问题的研究大致可分为两类:一类是对国外“旋转门”现象的介绍评论以及在这一问题上的中西比较分析。⁽¹²⁾二是针对我国“旋转门”问题进行分析并提出对策建议。后者中,有的研究从经济学视角,采取事件研究法,对独立董事“政商旋转门”带来的证券市场反应进行研究,尝试从制度层面为抑制官员腐败提供可行性和有效性论证。⁽¹³⁾有的研究从法学角度,采取规范分析和价值衡量等方法,对“政商旋转门”可能带来的腐败问题进行分析,并提出法律建议。⁽¹⁴⁾目前,国内学界针对金融监管领域中“旋转门”现象的实证研究尚暂付阙如。本研究基于大样本数据,采用定量研究方法,力图填补这一研究领域空白。

三、研究设计和框架

本研究采用定量实证研究方法,系统剖析2004年至2016年A股主板上市公司董事、监事和高级管理人员曾经任职证券监管机构的情形,检验证券监管机构任职人员向作为被监管对象的上市公司“旋转门”式流动对证券监管执法行为和结果的影响。对于研究问题选取,应当着重说明两点。第一,相较于银行监管和保险监管,证券监管中被监管对象的公开可得信息较为齐备、全面,且时间跨度较长,便于开展基于大样本数据的定量实证研究工作。第二,证券监管执法对象包括上市公司、证券公司、期货公司和证券投资基金管理公司等。“旋转门”的流向并不仅限于上市公司,证券监督执法机构人士“下海”后加入证券公司和基金管理公司,亦常见诸媒体报道。基于同样的实证数据可得性考虑,本研究的研究对象为涉及“旋转门”的上市公司。⁽¹⁵⁾

作为定量实证研究,需清晰厘定各项变量的涵义和内容,并因应可得数据的特质和局限,确定最佳定量研究实施策略。本研究的解释变量是证券监管机构向作为被监管机构的上市公司的人员流动现象,具体而言,就是具有证券监管机关实质任职经历的人士,在离任之后,受A股主板上市公司聘用担任董监高职位,产生单向的“旋转门”。被解释变量是证券监管执法行为和结果,也就是证券监管执法主体针对上市公司证券违法违规行为采取的各种形式和方式的执法事件,既包括证监会处以的、可能对上市公司产生较大后果的行政处罚,也包括后果相对较轻、由交易所实施的自律监管执法行为。此外,对被解释变量产生影响的,可能还有控制变量,这些控制变量与研究问题本身并不直接相关,但是,它们可能与解释变量共同对被解释变量产生影响。具体到本研究,控制变量也就是影响证券监管执法的其他主要因素,包括上市公司本

(12) 参见李文哲《法国政媒的“旋转门”》,《法国研究》2015年第3期,第28~32页;董志霖《中美“旋转门”现象对比研究》,《经济社会体制比较》2017年第6期,第162~168页。

(13) 参见叶青、赵良玉、刘思辰《独立董事“政商旋转门”之考察:一项基于自然实验的研究》,《经济研究》2016年第6期,第98~113页。

(14) 参见蔡宝刚《“旋转门”调控与法治化反腐——美国经验与中国借鉴》,《法学》2010年第1期,第67~76页;胡大伟《公务员离职“旋转门”的法律防火墙:价值衡量与规制重塑》,《探索》2017年第1期,第62~71页。

(15) 实际上,本研究的样本上市公司中,也包含了19家上市证券公司。另外,A股主板上市公司与中小板上市公司、创业板上市公司相比,公司特质差异较大,并不适合于一并研究。

身的盈利表现和公司治理水平。为了有效、可靠的检验研究问题，需要用定量的技术方法排除控制变量对被解释变量的影响，以确认解释变量与被解释变量的关联性。

（一）解释变量：证券监管机构及其任职人员

本研究中的证券监管机构，涵盖以中国证监会为主体的，包括证监会派出机构（证券监管局和专员办事处）、证券交易所（上海证券交易所和深圳证券交易所）等对证券市场违法违规行为行使多层次、多方式监管执法职权的证券监管机构。对证券监管机构作广义上的界定，源于证监会对全国资本市场实行的集中统一监管的监管体制。该体制于2004年开始正式确立。其主要特征是证监会机关主要扮演指导、协调、检查、督促的角色，并赋予派出机构和交易所职权和权限范围不一的一线监管执法职能。在日常监管中，证监会机关、派出机构和交易所遵循各司其职、各负其责的原则，形成“三点一线”的合作监管模式。⁽¹⁶⁾在这个意义上，证监会机关、派出机构和交易所构成了证券监管执法鼎足而立的三大支柱，互为支持，互为补充，互为依托。局限于其中任何单一监管执法主体，都将割裂证券监管执法的整体性，不足以呈现证券监管执法的全貌。

证券监管机构任职人员指的是依据上市公司对其董监高个人履历的公开披露信息，曾经在证券监管机构有实质任职经历的人士。实质任职经历应当是正式的、较有持续性的，例如曾经在证监会及其派出机构以及交易所担任领导职务或者部门任职，但不包括非正式的或与监管职能相关度较低的证券监管机构工作经验，例如行业执业人士以借调方式短期参与证券监管机构的具体项目工作、以及在交易所博士后工作站担任指导老师等经历。在证券监管机构实质性任职经历的详情，例如任职时间长短、职务高低、任职部门是否承担具体上市公司监管执法职能，以及离任证券监管机构到担任上市公司董监高的时间间距等因素，均不同程度上影响证券监管机构任职人员执业能力的获取和监管经验的积累，也影响离任后其与曾任职监管机构的纽带联系。然而，大多数情况下，上市公司并未详尽和精确披露这些信息，尤其早年信息披露多以“曾经在某证券监管机构任职”一语带过。因此，对上市公司董监高在证券监管机构的任职经历可以做相对客观的、可靠的“是与否”二元判断，而现有数据可得性难以支持进一步的量化分析和对比。

（二）因变量：证券监管执法行为和结果

检验证券监管执法机构执业经历对监管执法的影响，需要客观的、可靠的量化策略，克服量化监管执法行为和结果的诸多技术挑战，包括研究时间跨度较长、证券监管执法主体多元化、证券监管执法类型的非金钱化形态特征等。为此，本研究设定两个变量以定量衡量证券监管执法，分别为监管执法力度和监管执法刚度。

监管执法力度变量（intensity ratio, ir），衡量的是单个上市公司受到证券监管执法行为的相对频密度。相对频密度值越高的，则监管执法力度越大，反之亦然。值得注意的是，这里所说的监管执法力度并不是单个上市公司在上市期间证券监管执法行为次数的绝对数学年度均值。究其原因，是本研究时间跨度长达十三年，期间证券市场几经跌宕起伏，整体证券执法力度亦

(16) 参见中国证券监督管理委员会《中国资本市场二十年》，中信出版社2012年版，第366~368页。相关讨论，See Xi Chao and PAN Xuanming, Public Enforcement of Securities Laws: A Case of Convergence in Zhao Yun and Michael Ng (eds.), *Chinese Legal Reform and the Global Legal Order: Adoption and Adaptation*, Cambridge University Press, 2017, pp. 81~103.



经历明显波峰波谷，年度差异显著。整体证券市场执法力度的巨大年度差异，可能扭曲单个上市公司的绝对数学年度均值，使之不能准确反映不同上市公司之间监管执法力度的真实差异。具体言之，在证券监管执法波峰年度上市的公司，较之在监管执法波谷年度上市的公司，前者的绝对数学年度均值可能远高于后者。这种差异，可能是一果二因，即既与两者的自身特征（例如董监高人员是否具有证券监管执法机构任职经历）相关，也可能由于整体市场执法力度差异所造成。要减弱整体市场执法力度的显著年度差异对单个上市公司监管执法力度造成的扭曲效应，本研究采用相对值处理方法，也就是单个上市公司监管执法行为年度次数与当年市场均值（即整体 A 股主板上市公司监管执法行为年度次数均值）的比值，是为监管执法行为的相对频密度（如公式一所示）。该比值越高，则针对该上市公司监管执法力度越大，反之亦然。

公式一：监管执法力度（ir）变量计算公式

当样本期为 (t_1, t_2) ：

$$ir_i = \frac{\sum_{t=t_1}^{t=t_2} \frac{\text{上市公司 } i \text{ 在 } t \text{ 年受到证券监管执法次数}}{t \text{ 年 A 股主板上市公司受到证券监管执法均值}}}{\text{上市公司 } i \text{ 在样本期 } (t_1, t_2) \text{ 内上市年数}}$$

其中：

$$\begin{aligned} & t \text{ 年 A 股主板上市公司受到证券监管执法均值} \\ &= \frac{t \text{ 年 A 股主板上市公司受监管执法总次数}}{t \text{ 年 A 股主板上市公司总数}} \end{aligned}$$

监管执法力度变量，衡量的是监管执法行为的量，而不能有效衡量监管执法行为的质，即严重程度。例如，就上市公司而言，证券交易所实施的两次书面警告自律监管措施，相较于由证监会根据《证券法》处以的一次“顶档”行政处罚，后者的次数虽然较少，影响却可能更为重大。部分证券监管执法类型的特质使得难以对其严重程度予以量化分析和比较。一般而言，监管执法行为以罚款等金钱形态表现的，较易量化，例如违反《证券法》第 193 条关于信息披露法定义务的，即发行人、上市公司或者其他信息披露义务人未按照规定披露信息，或者所披露的信息有虚假记载，误导性陈述或者重大遗漏的行为，可以处以三十万以上六十万以下的罚款。金钱形态表现的监管执法严重程度，可以罚款额数值多寡衡量比较。但是，诸多类型的证券监管执法类型以非金钱形态体现，例如《证券法》中规定的警告，以及证监会派出机构行政监管措施和交易所自律监管措施如公开谴责、通报批评、监管函、监管谈话等⁽¹⁷⁾均难以直接量化比较。

监管执法刚度变量（severity ratio, sr），提供了衡量单个上市公司受到证券监管执法行为相对严重程度的量化策略。该变量将证券监管执法行为分为正式执法和非正式执法两大类型，衡量同一上市公司正式执法次数与所有执法次数之比值（如公式二所示）。比值越高的，上市公司监管执法行为严重程度越高，反之亦然。定义上，正式执法与非正式执法的差异主要体现在程序权利的差异，即监管执法对象是否有就监管执法结果要求举行听证的程序权利。⁽¹⁸⁾一般而

(17) See Xi Chao and CAO Ning, Greater Transparency, Better Regulation? Evidence from Securities Enforcement Actions, 18 *Journal of Comparative Law*, (2018 forthcoming).

(18) 类似的分类方式，See John Armour, Enforcement Strategies in UK Corporate Governance: A Roadmap and Empirical Assessment, in John Armour and Jennifer Payne (eds.), *Rationality in Company Law: Essays in Honour of DD Prentice* (Hart, 2009) pp. 71 ~ 119.

言, 监管执法对象享有听证权利的监管执法行为, 对相对人的影响较大, 监管执法结果较为严重。例如, 根据证监会颁布的《行政处罚听证规则》, 对单位没收业务收入、没收违法所得、罚款, 单独或者合计 30 万元以上的行政处罚, 当事人享有听证的权利。类似地, 上海证券交易所《自律管理听证实施细则》规定, 公开谴责、或者股票、公司债券的终止上市决定等, 监管对象享有要求听证的权利。

公式二: 监管执法刚度 (sr) 变量计算公式

$$sr_i = \frac{\text{上市公司 } i \text{ 在样本期 } (t_1, t_2) \text{ 内受到的正式执法次数}}{\text{上市公司 } i \text{ 在样本期 } (t_1, t_2) \text{ 内受到的监管执法总次数}}$$

(三) 控制变量: 盈利表现和公司治理水平

上市公司的盈利能力是上市公司违法违规行为的重要影响因素。⁽¹⁹⁾ 公司绩效与上市公司违规次数之间有显著的负向相关关系, 盈利能力较佳的上市公司, 发生违法违规的数次较少, 反之亦然。近年来, 中国证券监管呈现了以上市公司财务盈利水平为标杆的监管模式。上市、再融资、特别处理、退市处理等关乎上市公司生死存亡的重要监管举措, 均与硬性的财务盈利水平挂钩。这种监管模式下, 绩效较为不佳的上市公司有较多的诱因通过例如信息披露违法的方式“管理”财务盈利数据, 以期获得监管利益 (例如获得再融资资格) 或者规避监管风险 (例如避免退市)。衡量盈利能力的常见指标包括资产收益率、资本收益率、Tobin-Q 等。其中 Tobin-Q 指标含有资本市场估值因素, 与上市公司账面财务情况略有出入, 故本研究中不予使用。而资产收益率和资本收益率的主要区别在于, 前者反映总资产的盈利能力, 后者反映股权资本的盈利能力。一般而言两者之间相关性较高, 且具有一定程度的替代性, 均可为研究所用。本研究使用资产收益率作为衡量上市公司盈利能力的指标。

上市公司的治理水平也是上市公司违法违规行为的重要影响因素。⁽²⁰⁾ 本研究从两个维度来衡量上市公司的治理水平。第一个维度是股权制衡。中国资本市场中一直存在股权过于集中、“一股独大”的现象, 不受有效制衡和制约的单一大股东存在, 增加上市公司受其操纵, 为实现其短期的、自身的利益, 漠视中小股东利益, 以至出现证券违法违规的机会。股权制衡度用以衡量上市公司控制权是否由多个股东分享, 通过股东之间内部牵制, 使得任何一个大股东都无法单独控制公司决策, 从而达到股东之间相互监督的股权安排模式。股权制衡作为一种自发治理机制, 通过对控股股东的制约, 提升公司治理水平, 减少上市公司证券违法违规的机会。⁽²¹⁾ 本研究的股权制衡度, 使用上市公司第二大股东与第一大股东持股比例的比值, 其比值越高, 股权制衡度越高, 反之亦然。

(19) See James D. Cox, Randall S. Thomas and Dana Kiku, SEC Enforcement Heuristics: An Empirical Inquiry, 53 *Duke Law Journal* 737, 737 ~ 779 (2003).

(20) See David B. Farber, Restoring Trust after Fraud: Does Corporate Governance Matter?, 80 *The Accounting Review* 539, 539 ~ 561 (2005).

(21) See Benjamin Maury and Anete Pajuste, Multiple Large Shareholders and Firm Value, 29 *Journal of Banking & Finance* 1813, 1813 ~ 1834 (2005); 参见吕怀立、李婉丽《控股股东自利行为选择与上市公司股权制衡关系研究——基于股权结构的内外生双重属性》,《管理评论》2010年第3期,第19~28页;陈德萍、陈永圣《股权集中度,股权制衡度与公司绩效关系研究——2007~2009年中小企业板块的实证检验》,《会计研究》2011年第1期,第38~43页。



另一衡量上市公司治理水平的维度是公司董事会独立性，具体表现为独立董事占比。⁽²²⁾ 独立董事制度设立的目的在于防止控股股东及管理层的内部控制导致公司整体利益受损。一般认为，独立董事独立性越高，公司治理水平越高。理论上，独立董事可以不受公司其他董事及管理层的影 响，对公司事务做出独立自主的判断。当上市公司出现治理问题和可能出现证券违法违规行为时，独立董事依其专业知识可及时发现并加以阻止、更正。但是，在实践中，独立董事的任命机制使得和董事长、总经理或者其他高管关系较为密切的人更易获取独立董事职位，独立董事独立性受到关注，其监督作用的有效性也引起了较多质疑。⁽²³⁾ 无论独立董事的性质和作用在实践中如何，董事会独立性与上市公司违法违规发生机率亦有相关性，因此使用独立董事占比作为控制变量。

(四) 制度规则变迁

证券监管执法机构任职人士向被监管的上市公司、证券公司和基金公司流动，在本研究涵盖的 2004 年至 2016 年期间，历经多次制度规范变迁。2005 年出台的《公务员法》第 102 条首次在法律层面对“旋转门”问题进行规制，⁽²⁴⁾ 随后出台的一些规范主要以此为基础在特定领域进行细化规定，⁽²⁵⁾ 或直接规定引致条款。⁽²⁶⁾ 在证券监管领域，证监会在 2009 年出台了《中国证监会工作人员行为准则》。《准则》第 26 条规定“工作人员离职后，在规定期限内应当遵守中国证监会回避规定，不得违反规定在监管对象中任职。”这是证监会在 2007 年成为参公单位后，首次根据《公务员法》明确其对“旋转门”问题的管理规则。此后，证监会据《准则》制定了一系列的具体规范。例如，2010 年制定的《中国证监会工作人员任职回避和公务回避规定（试行）》中，明确要求工作人员离职后到监管对象任职的，应主动维护市场公平竞争秩序，不得利用原职务影响为其任职单位及其本人谋求不正当利益，不得利用原职务从事妨碍市场公平竞争的证券期货业务；还规定工作人员自离职之日起一年内，不得到原单位为其任职机构办理与经营相关的业务。⁽²⁷⁾ 这些规定体现了证监会要求其工作人员廉洁自律和防范利益冲突的决心。

(22) 董事会特质与证券违法行为的关系，See CHEN Gongmeng, Michael Firth, Daniel N. Gao, and Oliver M. Rui, Ownership Structure, Corporate Governance, and Fraud: Evidence from China, 12 *Journal of Corporate Finance* 424, 424 ~ 448 (2006)。

(23) 参见何贤杰、孙淑伟、曾庆生《券商背景独立董事与上市公司内幕交易》，《财经研究》2014 年第 8 期，第 67 ~ 78 页。See also XI Chao, In Search of an Effective Monitoring Board Model: Board Reforms and the Political Economy of Corporate Law in China, 22 *Connecticut Journal of International Law* 1, 1 ~ 46 (2006)。

(24) 《公务员法》第 102 条规定“公务员辞去公职或者退休的，原系领导成员的公务员在离职三年内，其他公务员在离职两年内，不得到与原工作业务直接相关的企业或者其他营利性组织任职，不得从事与原工作业务直接相关的营利性活动。”

(25) 例如，《中纪委、中组部关于规范中管干部辞去公职或者退（离）休后担任上市公司、基金管理公司独立董事、独立监事的通知（中纪发〔2008〕22 号）》。

(26) 例如，2012 年修订后的《中华人民共和国证券投资基金法》第 119 条规定“国务院证券监督管理机构工作人员在任职期间，或者离职后在《中华人民共和国公务员法》规定的期限内，不在被监管的机构中担任职务。”

(27) 参见杨波《证监会：对干部离职有严格规定 人才流出率不到 3%》，载人民网，<http://finance.people.com.cn/stock/GB/n/2012/1103/c67815-19487680.html>，最后访问时间：2018 年 7 月 4 日。

十八大后，为贯彻落实中央关于从严管理干部的要求，2013年中组部出台了《关于进一步规范党政领导干部在企业兼职（任职）问题的意见》（即“18号文”），明确了对“旋转门”问题“从严掌握、从严把关”的审查原则，规定了严格、具体的审批和报告程序，同时要求凡不符合规定者必须在规定期限内辞去所担任的职务。“18号文”的影响非常明显，出台后不久便引发了上市公司官员背景独立董事的离职潮，仅8个多月就有将近300位独董离职，官员独董占比近40%。⁽²⁸⁾“18号文”后，证监会也开始对“旋转门”问题从严管理，据报道，证监会要求离职人员在被监管机构即使担任督察长、合规总监、首席风险官等非经营性或管理性职务也要遵守“冷却期”的相关规定。⁽²⁹⁾可见，有关证券监管“旋转门”的规则体系中，以2009年的《准则》和2013年的“18号文”最具里程碑意义。

因此，从2004年至2016年的全样本期间，可以进一步细分为2004年至2009年，2010年至2013年，2014年至2016年三个子阶段。分别量化检验在三个子阶段证券监管机构向上市公司的人员流动对证券监管执法行为和结果的影响，既显著降低全样本较长时间跨度内重要制度规则变迁对研究问题的扭曲效应，也能直接量化比较不同制度规则环境对“旋转门”效应的影响。

四、数据与实证结果

（一）数据样本

本研究全面系统收集自2004年起至2016年中国A股证券市场主板上市公司公开披露的、受到证券监管执法机构监管执法的事件，共计7,103次监管执法事件，涉及样本A股主板上市公司1,408家。同时，本研究全面系统收集在2004年起至2016年期间担任A股主板上市公司董监高职务人士中，具有证券监管执法机构实质任职经历的样本人士。如上文所述，本研究不仅检验2004年至2016年全样本，同时分别对2004年至2009年，2010年至2013年，2014年至2016年三个子阶段加以实证检验。在每个子阶段的研究中，以在该时间段内被监管执法的上市公司为样本，分别独立整理并统计相关变量。

上市公司董监高任职经历的统计以上市公司和年为计数单位。具有监管机构任职经历的董监高人士，在上市公司任职一年的，标识为一人次；同理，任职n年的，标识为n人次。2004年至2016年全样本期间，涉及监管执法的1,408家上市公司任职的董监高人士中，共有1,773人次曾在证监会及其派出机构以及交易所任职，共涉及353家样本上市公司。样本董监高人士的年度分布如表1所示。2004年至2016年间，从证券监管机构离任并进入上市公司担任董监高人士整体呈现出人数上升的趋势，且涉及到的样本上市公司数量也同样具有上升趋势。从绝对数值上看，“旋转门”现象似乎在逐步普遍，其影响面在不断扩大。但是，考虑到沪深两市上市公司数量逐年扩增，本研究亦统计了涉及“旋转门”的样本上市公司占当年A股主板上市公司总数的比值。从比值变化可知，近年来聘请了前任监管机构任职人士的上市公司占比趋于平稳，

(28) 参见《未来一个月将有274位独董离职 上市公司再掀离职潮》，载新华网，http://www.xinhuanet.com/fortune/2015-11/27/c_128474728.htm，最后访问时间：2018年7月4日。

(29) 参见李洁雪《20位证监会官员担纲公募老总 大成基金一下来了俩》，载新浪网，<http://finance.sina.com.cn/stock/yjdt/20141201/071620962490.shtml>，最后访问时间：2018年7月4日。



总体稳定在8%~10%之间。

表1 具有证券监管机构任职经历的样本董监高人士的描述性统计

| 年份 | 样本上市公司数 | 占当年A股主板上市公司总数的比值 | 样本董监高人次 |
|------|---------|------------------|---------|
| 2004 | 81 | 6.16% | 89 |
| 2005 | 75 | 5.76% | 79 |
| 2006 | 70 | 5.32% | 74 |
| 2007 | 95 | 7.15% | 110 |
| 2008 | 113 | 8.50% | 132 |
| 2009 | 115 | 8.61% | 141 |
| 2010 | 113 | 8.28% | 136 |
| 2011 | 120 | 8.60% | 144 |
| 2012 | 133 | 9.41% | 162 |
| 2013 | 139 | 9.80% | 170 |
| 2014 | 129 | 8.76% | 161 |
| 2015 | 143 | 9.26% | 188 |
| 2016 | 144 | 8.54% | 187 |

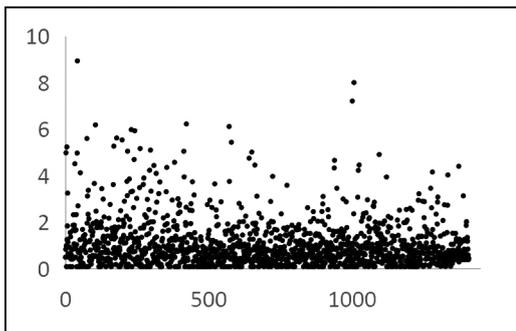


图1 监管执法力度点状分布图
(2004年至2016年)

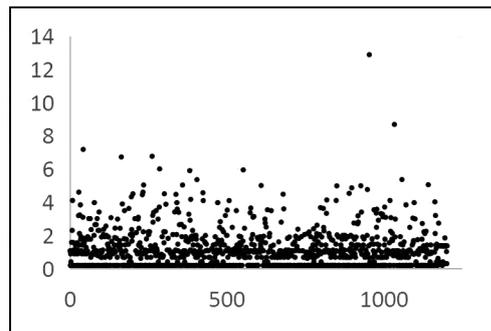


图2 监管执法力度点状分布图
(2004年至2009年)

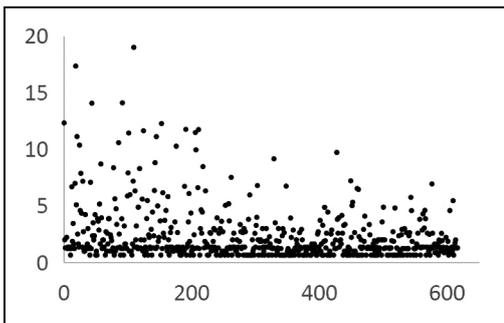


图3 监管执法力度点状分布图
(2010年至2013年)

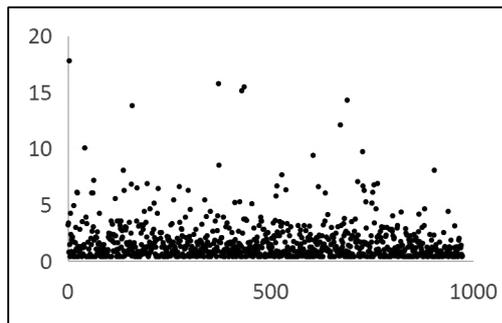


图4 监管执法力度点状分布图
(2014年至2016年)

具体到三个细分的子阶段，在 2004 年至 2009 年间，被监管执法的样本上市公司数为 1 201 家，其中涉及“旋转门”的样本上市公司数为 188 家，涉及样本董监高 563 人次。在 2010 年至 2013 年间，被监管执法的样本上市公司数为 616 家，其中涉及“旋转门”的样本上市公司数和样本董监高人次分别为 76 家及 268 人次。在 2014 年至 2016 年间，涉及监管执法的样本上市公司数为 973 家，其中涉及“旋转门”的样本上市公司数和样本董监高分别为 138 家及 386 人次。

本研究所使用的被解释变量，监管执法力度及监管执法刚度的点状分布分别如图 1 至图 8 所示。其中全样本，以及 2004 年至 2009 年、2010 年至 2013 年、2014 年至 2016 年三个子阶段的样本上市公司数量分别为 1 408、1 201、616、973 家。

监管执法力度变量 ir 在全样本以及三个子阶段样本（2004 年至 2009 年、2010 年至 2013 年、2014 年至 2016 年）中的均值分别是：1.06、1.11、2.29、1.62，中位数分别是：0.76、0.90、1.36、1.07。⁽³⁰⁾ 相对特点突出的是 2010 年至 2013 年子阶段，涉及监管执法的样本上市公司数量相对较少，但平均而言样本上市公司受到了较强力度的执法。

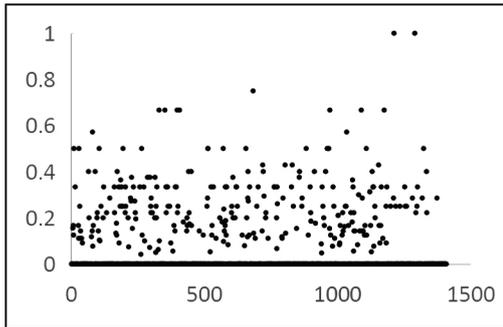


图 5 监管执法刚度点状分布图
(2004 年至 2016 年)

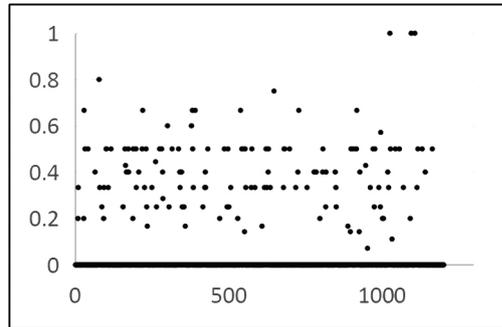


图 6 监管执法刚度点状分布图
(2004 年至 2009 年)

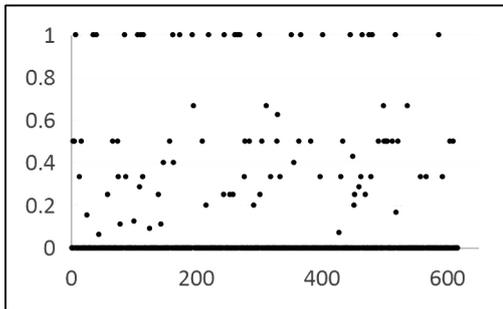


图 7 监管执法刚度点状分布图
(2010 年至 2013 年)

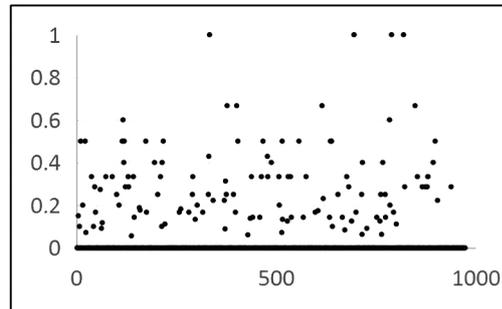


图 8 监管执法刚度点状分布图
(2014 年至 2016 年)

(30) 如上文公式一所示，本研究构建监管执法力度变量 ir 的定量方法，首先计算每家样本上市公司在各年度的监管执法相对频密度值（即单个上市公司监管执法行为年度次数与当年市场均值的相对比值），然后再计算每家样本上市公司各年度监管执法相对频密度值在各个样本期内的年平均值。由于证券监管执法力度年度差异显著，所以子阶段样本中的监管执法力度最大值普遍高于全样本 2004 年至 2016 年期间的监管执法力度最大值。



监管执法刚度变量 sr 在全样本以及三个子阶段样本（2004年至2009年、2010年至2013年、2014年至2016年）中的均值分别是：0.05、0.05、0.08、0.04，中位数均为0。⁽³¹⁾ 由均值数据可知，2010年至2013年子阶段中，涉及监管执法的样本上市公司平均而言承受的执法刚度较强。特别是，本研究在构建 sr 变量时使用的是正式执法次数与全体执法次数的比值，结合中位数均为0可知，在每个子阶段中，大部分涉及监管执法的样本上市公司均只受到了非正式的监管执法，而并没有经历正式的监管执法。

（二）建模和实证结果

根据上文第二部分研究设计和框架，建模如下：

模型一：检验“旋转门”对监管执法力度的影响

$$ir_i = \beta_0 + \beta_1 former_regulator_i + \beta_2 roa_i + \beta_3 concentration_i + \beta_4 ind_director_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n$$

模型二：检验“旋转门”对监管执法刚度的影响

$$sr_i = \beta_0 + \beta_1 former_regulator_i + \beta_2 roa_i + \beta_3 concentration_i + \beta_4 ind_director_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n$$

ir 为被解释变量，指监管执法力度；

sr 为被解释变量，指监管执法刚度；

$former_regulator$ 为解释变量，指上市公司是否聘任了具有证券监管机构实质任职经历的董监高；

roa 为控制变量，指上市公司资产收益率；

$concentration$ 为控制变量，指上市公司股权制衡度；

$ind_director$ 为控制变量，指上市公司独立董事占比。

在多元回归中，解释变量和控制变量的显著性可以通过假设检验来进行验证，通过给定显著性水平，来检验某个变量对被解释变量的影响是否显著。如果该变量的回归系数是显著的，则表明在统计上可以认为该变量对被解释变量有显著的影响。社会科学定量研究一般选取10%、5%、1%的显著性水平分别进行检验。临界值越低，通过检验的变量的显著性越高。比如通过了1%显著性水平检验的变量将比只通过了10%显著性水平检验的变量的显著性更高。

本研究对每个变量的系数估计值进行 t 检验，并将 t 统计量罗列在每个系数下方的括号内，根据 t 统计量临界值表，用星号* 标识出每个变量的显著性水平。*、**、*** 分别代表在10%、5%、1%的显著性水平上显著。其中，标识*** 代表显著性最强，表明该变量对被解释变量的影响最为显著。标识** 和* 则显著性依次减弱一些，仍可承认该变量的显著性。

表2至表5分别展示2004年至2016年全样本期间，以及2004年至2009年、2010年至2013年、2014年至2016年三个子阶段分别的多元线性回归结果。

在全样本回归中，解释变量 $former_regulator$ 在被解释变量分别为 ir 和 sr 的回归（以下简称 ir 回归和 sr 回归）中均不具有显著性，这表明当考察的样本期为2004年至2016年时，前任监管机构任职人士和监管执法力度及刚度之间均不存在显著的相关性，即聘请与未聘请前任监管机

(31) 根据 sr 变量的构建规则，一家样本上市公司在某特定样本期内只受到正式执法，则该样本期内对应的 sr 为1。由于证券监管机构使用非正式执法的频率更高（2004年至2016年全样本期间，90%以上的执法事件为非正式执法），当考察的样本期变长，样本上市公司受到非正式执法的几率也相应增加，这导致了全样本2004年至2016年期间 sr 最大值（即1）样本上市公司数量和各个子样本 sr 最大值样本上市公司数量的差异。

构任职人士的样本上市公司之间不存在统计意义上的显著差异。

表2 “旋转门”对证券监管执法的影响
(2004年至2016年)

| | (1) | (2) |
|------------------|---------------------|---------------------|
| | ir | sr |
| former_regulator | -0.0359 (-0.56) | 0.0118 (1.58) |
| roa | 0.0010* (1.82) | 0.0000 (0.43) |
| concentration | 0.5462*** (4.66) | 0.0572*** (4.19) |
| ind_director | -0.1935 (-0.28) | -0.1155 (-1.44) |
| _cons | 0.9735*** (3.79) | 0.0721** (2.41) |
| N | 1408 | 1408 |
| R-sq | 0.018 | 0.016 |

表3 “旋转门”对证券监管执法的影响
(2004年至2009年)

| | (1) | (2) |
|------------------|---------------------|---------------------|
| | ir | sr |
| former_regulator | -0.0026 (-0.03) | -0.0069 (-0.62) |
| roa | 0.0010*** (3.44) | 0.0000 (0.83) |
| concentration | 0.6923*** (5.65) | 0.0638*** (4.20) |
| ind_director | 0.0846 (0.10) | 0.0165 (0.15) |
| _cons | 0.8635*** (2.78) | 0.0222 (0.57) |
| N | 1201 | 1201 |
| R-sq | 0.037 | 0.015 |

表4 “旋转门”对证券监管执法的影响
(2010年至2013年)

| | (1) | (2) |
|------------------|---------------------|--------------------|
| | ir | sr |
| former_regulator | -0.3776 (-1.28) | 0.0312 (1.12) |
| roa | -0.1009 (-0.09) | 0.0197 (0.18) |
| concentration | 0.4966 (1.36) | 0.0598* (1.73) |
| ind_director | -0.0724 (-0.04) | -0.2437 (-1.37) |
| _cons | 2.2290*** (3.12) | 0.1493** (2.21) |
| N | 616 | 616 |
| R-sq | 0.005 | 0.011 |

表5 “旋转门”对证券监管执法的影响
(2014年至2016年)

| | (1) | (2) |
|------------------|-----------------------|---------------------|
| | ir | sr |
| former_regulator | -0.1924 (-1.20) | 0.0309*** (2.76) |
| roa | -0.8846*** (-8.51) | -0.0078 (-1.08) |
| concentration | 1.1904*** (5.57) | 0.0145 (0.97) |
| ind_director | -0.6854 (-0.67) | -0.1246* (-1.74) |
| _cons | 1.5345*** (3.84) | 0.0765*** (2.73) |
| N | 973 | 973 |
| R-sq | 0.100 | 0.014 |



在子阶段样本 2004 年至 2009 年以及 2010 年至 2013 年,解释变量 *former_regulator* 在 *ir* 回归以及 *sr* 回归中均不具有显著性,这表明在中组部出台“18 号文”之前,前任监管机构任职人士和监管执法力度及刚度之间均不存在显著的相关性,即涉及“旋转门”与未涉及“旋转门”的样本上市公司之间,不存在监管执法行为和后果的显著差异。

在子阶段样本 2014 年至 2016 年,解释变量 *former_regulator* 在 *ir* 回归中不显著,但在 *sr* 回归中显著为正,且显著性较高,通过了 1% 水平的显著性检验。这表明在中组部出台“18 号文”之后,前任监管机构任职人士与执法刚度之间的相关性,由该文出台之前的不显著转变为显著。

在 2014 至 2016 年间,聘请了前任监管机构任职人士的样本上市公司,承受了更强的执法刚度。另一方面,当考察对象为执法力度时,有无涉及“旋转门”的样本上市公司之间仍不存在显著差异。

综上,“旋转门”与证券监管执法之间的关系,即实证结果中前任监管机构任职人士与执法力度和刚度之间的关系,在不同时间段内特征相异,且差别主要体现在“18 号文”颁布前后。

五、实证结果剖析

(一) “旋转门”与证券监管执法力度

上市公司聘请证券监管执法机构人士“下海”担任董监高职务,是否会显著降低公司相对于证券市场其他上市公司受到证券监管执法的概率?本研究实证结果对此予以了否定回答。在控制上市公司财务表现和公司治理水平等影响上市公司证券违法违规可能性的重要因素后,拥有“旋转门”的上市公司并没有因此较其他上市公司更少成为被执法的对象。具体言之,无论在 2004 年至 2016 年全样本期间,还是在三个子阶段,“旋转门”与监管执法力度均呈现统计意义上不显著的负相关关系。就是说,虽然实证结果表明聘用“下海”的前证券监管执法机构人士的上市公司,其相较于市场其他上市公司受到监管执法的频率似乎要低,但是这种反向相关关系并不显著,也就不支持受监管者聘用“下海”监管人士能够降低监管执法概率的猜测。

(二) “旋转门”与证券监管执法刚度

“旋转门”是否能够在监管执法行为既已发生时,影响监管执法行为的严重程度?换言之,从证券监管执法机构“下海”的人士,是否能使得其所担任董监高的上市公司在面临监管执法事件时,“大事化小”,甚至“高高举起,轻轻放下”,降低公司受到正式执法的概率?2004 年至 2016 年的全样本期间,在控制上市公司财务表现和公司治理水平等影响上市公司证券违法违规可能性的重要因素后,同样地,“旋转门”与监管执法刚度并无统计意义上显著的相关性,也就似乎从实证上否认了监管执法的严厉程度受到“人情”干扰的疑虑。

然而,对三个子阶段实证结果的细致考察,却呈现出值得品味的现象和趋势。在 2004 年至 2009 年子阶段,“旋转门”与监管执法刚度呈不显著的负相关关系,在 2010 年至 2013 年子阶段,两者相关性依然不显著,但是呈现出正相关关系。进而,在 2014 年至 2016 年子阶段,“旋转门”与监管执法刚度具有非常显著的正相关关系,即一间上市公司聘用前证券监管执法机构人士担任董监高职位,其受到正式监管执法的机率反而增高。

“旋转门”与监管执法刚度的显著正相关性,可能隐含双向因果关系。第一,反向因果关系,即监管执法刚度的提升导致“下海”证券监管人士的加入。一家上市公司成为正式证券执

法的相对人，可能诱发其聘请前证券监管执法机构任职人士担任董监高职务。其诱因，可能是希冀“下海”监管人士利用其监管知识、经验和技能，减小公司再次被正式执法的机率，也可能是希冀“下海”监管人士利用其与监管执法机构的联系纽带关系，影响未来（或者正在进行中的）监管执法行为的严厉程度。第二，正向因果关系，即“下海”证券监管人士的加入导致监管执法更趋刚性，正式执法比率更高。

为验证反向因果关系是否存在，需对样本进一步定量分析。监管执法刚度变量的关键因子是正式执法事件，因此反向因果关系的触发点可以认为是样本上市公司首次受到正式执法的年份（ T_0 ）。与之相比较的，是样本上市公司首次聘任具有监管机构实质任职经历的人士出任董监高的年份（ T_1 ）。如果反向因果关系成立，从时间先后顺序来看， T_0 应当早于 T_1 （即， $T_0 - T_1 < 0$ ），也就是应当先发生样本上市公司受到正式执法处罚的事件，而后再发生样本上市公司聘请前任监管人士担任董监高的事件。

纳入这项定量分析的样本上市公司，应当同时符合两个要件：第一，样本上市公司是证券监管机构正式执法的对象。第二，样本上市公司董监高人士中存在前证券监管人士。在本研究全样本上市公司中，同时符合上述两个要件的样本上市公司共72家。分别计算72家样本上市公司 T_0 与 T_1 的数学差值（即， $T_0 - T_1$ ）。结果显示， T_0 与 T_1 差值的均值为1.06，中位数为1。也就是说，总体而言，样本上市公司首次受到正式执法的时间，平均晚于首次聘任前监管人士出任董监高之后约一年。换言之，在时间先后顺序意义上，样本上市公司并非因自身承受的监管执法刚度上升，而后聘请从证券监管机构“下海”的前监管人士任职，即监管执法刚度的提升，并未构成推动“旋转门”产生的动机。故实证结果排除了反向因果关系。因此，“旋转门”与样本上市公司受到正式监管执法的机率两者之间应当认定为正向因果关系，也就是说，“旋转门”的存在，增大了样本上市公司受正式执法的可能性。

（三）制度变迁与证券监管执法

如前文所述，“旋转门”与证券监管执法刚度之间的显著相关关系，仅存在于2014年至2016年子阶段，而并未在2004年至2009年和2010年至2013年两个子阶段被观察到。三个子阶段的主要差异在于外部制度规则的变迁。对于2014年至2016年子阶段而言，“18号文”的颁布和实施，是最为关键的外部制度触发因素。根据“18号文”的规定，监管执法人员离职进入被监管机构不仅受到更严格的“事前审查”⁽³²⁾还受到更严格的“事后监管”，即对他们在离职后是否为所在公司谋取不正当利益，帮助所在公司从事“俘获监管”的活动予以从严监管。⁽³³⁾

本研究实证结果表明，这种从严的“事后监管”很可能对证券监管执法发生了影响，而且这种影响更多体现在“质”（证券监管执法刚度）上，而不是“量”（证券监管执法力度）上。具体来说，对于涉及“旋转门”的上市公司，证券监管执法机构可能并不会因为“旋转门”的存在，刻意加大对其监管执法的频密度。但是，在相关上市公司发生证券违法违规情形时，监管执法机关的调查和处理可能会更为认真严格，最终的处罚结果也可能因此趋向更严厉。从前任监管者的个人视角，他们可能更加敏感地认知和感受到“18号文”后证券监管执法形势的变化，意识到不当利用个人纽带关系导致从严“事后监管”的风险。因此，在面对证券监管执法

(32) “18号文”，第2条。

(33) 同上，第5条。



调查时,前任监管者虽然未必会主动暴露其所任职上市公司的问题,但是积极参与隐瞒问题或者通过不正当方式影响监管执法的可能性亦降低,这一定程度上也可能会导致出现更为严厉的监管执法结果。

六、结 论

“旋转门”是否会引发监管“俘获”,影响证券监管执法的公正和有效性?本研究基于2004年至2016年证券监管执法大样本数据,使用定量实证研究方法,检验了证券监管机构人员离任后进入上市公司任职董监高的“旋转门”现象对证券监管执法行为和结果的影响。在控制上市公司盈利表现和公司治理水平等因素影响的前提下,本文发现在全样本期间和三个子阶段,“旋转门”对证券监管执法力度均无显著影响,说明证券监管机构不会因为被监管对象聘请前证券监管人士担任董监高而降低执法频密度。同样,全样本期间回归结果显示“旋转门”对证券监管执法刚度亦无显著影响,从实证上否认了监管执法的严厉程度受到“人情”干扰的疑虑。但是,分时段回归结果显示,在2014年到2016年子阶段,“旋转门”与证券监管执法刚度存在显著的正向相关。进一步的定量分析显示,二者间存在的是正向的因果关系,即该期间前任证券监管人士的加入导致监管执法趋向更加严厉。本研究认为,这主要是受外部制度变迁影响的结果,特别是“18号文”的颁布和实施,导致针对“旋转门”的规制趋严,对涉及“旋转门”的上市公司往往执法更严。综上,无论从执法力度还是执法刚度看,我国证券监管领域的“旋转门”现象并没有引发系统性监管“俘获”。相反,随着“制度的笼子”日趋缜密,证券监管机构对涉及“旋转门”的上市公司监管执法更趋严格。

对于正在推进中的防范化解金融风险攻坚战,本研究具有两点借鉴意义。第一,随着我国规范证券监管执法机构人员离职后在被监管对象任职的制度约束逐渐刚性、细化,逐渐改变了证券监管执法机构任职人士的职业激励机制和诱因,阻隔了“旋转门”诱发监管“俘获”的发生机制和作用效果。证券监管机构应当继续严格执行相关规范,维护其廉洁自律的执法形象,坚守公益公正的监管执法立场,推进其防范化解金融风险和保护投资者的监管执法目标。第二,发挥“下海”监管执法人士提升所任职上市公司合规管理水平、规范经营风险的积极作用,帮助所在上市公司合法合规地开展经营活动,通过减少上市公司个体违法违规行为的发生,有效减少证券市场系统性金融风险的产生和集聚。