

官员变更与资本市场发展

——基于我国地级市IPO发行数据的实证研究

摘要：由于资本市场发展对地区经济具有快速拉动作用，地方政府官员有动机干预资本市场发展来实现个人的政治目标。本文通过利用我国1999-2012年272个地市级的IPO发行数据，研究了地方官员变更对资本市场发展的影响。研究发现：地方官员变更会显著降低城市的资本市场活跃度，降低IPO的次数以及融资金额。进一步通过对上市公司为个体的混合截面数据分析表明，地方官员变更会提高IPO的发行成本，并且降低IPO企业在上市后的股市以及经营表现。此外，政府干预程度过高会使企业IPO决策偏离市场效率，而法制程度过低则加剧了官员变更对IPO市场的影响。我们的研究深化了对政府干预对资本市场的影响的研究。

关键词：官员更替 IPO活跃度 政府干预 法治水平

一、引言

当地的资本市场发展对地方经济发展具有很大的推动和带动作用。特别是在区域经济竞争日益加剧的背景下，加快企业的资本运营、充分利用资本市场融资和发展已经成为政府转变经济增长方式的手段，也是提升区域竞争力的重要目标。企业上市状况、资本市场发育程度是一个地方经济实力的综合体现，也是一个地方企业实力和竞争力的综合体现。因此，全国各地都高度重视企业上市工作，各省市几乎无一例外的成立了专职的上市办或金融办并出台相应扶持企业上市政策，有的地方党政主要领导还亲自挂帅企业上市工作。此外，由于地方官员可以通过加速国有企业的私有化进程进而显著提高经济增长来提高晋升概率，加上IPO是国有资产私有化的最有效工具并且不会使地方官员丧失控制权，我国的IPO已经成为地方官员获取或者维持权力、实现政绩诉求的工具（Biais and Perotti, 2002）。一个典型的例子如原证监会主席郭树清调任山东省长，山东大力推行的金融改革，将100家企业作为山东省2013年的重点IPO企业，为完成该目标，新上任省长郭树清要求每个城市都必须配备一位“懂金融”的副市长¹。

政府对资本市场的干预引发了部分学者对其干预效果的研究，包括对地区资本市场运行

¹ http://news.xinhuanet.com/fortune/2013-08/26/c_125244620.htm。《郭树清启动山东金改 每个地市配备一位懂金融的副市长》，《证券时报》，2013年08月26日。

效率² (Dinc and Gupta, 2011; Wurgler, 2000; Chari and Gupta, 2008;)、对企业在资本市场的表现 (Krueger, 1974; Chen and Yuan, 2004) 的研究。其中, 由于地方主政官员的变更外生于地方经济发展与企业决策, 并且通常带来地方经济政策的变化以及政企关系网络的改变, 官员变更成为研究政府干预效果的理想指标。通过研究官员变更时点企业决策、资本市场的变化, 能够直接研究政府对经济体的干预效果。现有研究集中于利用单一国家或跨国数据, 研究官员变更对企业投资决策的影响 (Bialkowski et al., 2011; Boutchkova et al. 2011; Bernhard & Leblang, 2006; Julio & Yook, 2012)。然而, 关于政府干预对IPO决策的研究则寥寥无几。Gonul et al. (2013) 以美国州长变更为视角, 研究美国各州IPO数量在州长变更年度的变化。由于美国的资本市场相对成熟, 政府对企业行为的干预程度较低, 故他们的研究实际上反映了企业面对政治不确定性这一外部冲击时的反应, 而非政府的直接干预效果。Piotroski and Zhang (2014) 则以中国符合上市资格的企业为样本, 研究企业的上市概率及上市后表现与省级官员晋升的关系。该研究侧重于探索官员在晋升前的行为对企业IPO决策的影响及企业面临政企变化时产生的非理性行为。本文在他们的研究基础上, 进一步研究地级市官员变更与地方IPO活动的关系, 旨在更直接、准确地刻画政府干预对资本市场的发展。一方面, 相对于美国资本市场, 中国的资本市场发展起步较晚。加上晋升锦标赛体制下地方政府对经济增长的过分追求, 政府对资本市场的直接干预程度更高且干预效果更为显著, 因此中国的资本市场是研究政府干预效果的更理想的样本; 另一方面, 相对于省级官员或美国各州官员而言, 地级市官员与地方经济政策执行以及与企业关系更加密切。加上在我国层层包干的政治体制下, 地级市官员承担的经济任务更大且发展经济的动机更强。因此, 地级市官员变更带来的政策不稳定性和政企关系变化程度更深, 若政府干预对资本市场造成影响的假设正确, 则以地级市官员作为研究个体将取得更加稳健的结果。

我们利用1999-2012年我国各地级市IPO和再融资情况和地级市官员信息的数据, 对地级市官员更替与资本市场发展的关系进行了实证研究。研究表明, 由于地方官员更替提高了地区的经济风险并降低政府工作效率, 加上官员更替造成的人事变动破坏了原有的政企关系, 地方官员更替会显著降低城市在更替当年的IPO和再融资数量以及融资规模, 且官员更替带来的风险更大时, 这种影响也更加显著。此外, 由于地方官员更替会提高经济运行风险从而增加资本市场的基本面风险并降低公司的经营能力和投资价值, 地方官员更替会显著提

²Dinc and Gupta (2011) 通过研究表明, 印度政府通过控制国有资源奖励支持者、创造就业机会和为竞选活动提供资金支持, 从而达到维持当前权力的目的。Wurgler (2000) 则发现, 在政府对资产和金融资源有较大控制的经济社会中, 公司的投资效率更低。而当一个行业存在一个强势企业时, 当地政府也会通过限制外围竞争者的进入来维持利益 (Chari and Gupta, 2008)。

高城市的融资成本以及上市后的表现。当然，上述结论都受到当地法治水平以及政府干预程度的强化或制约。我们利用世界银行发布的《政府治理与投资环境基础数据》中的相关变量，按照法治水平或者政府干预水平的高低对样本进行分组回归。结果表明，地方的法治水平能够有效减少政治因素对资本市场的干扰，降低市场对官员变更的敏感性，进而削弱了地方官员变更对IPO活跃度以及上市后表现的影响。相反，地方政府对市场过多的干预会导致市场偏离效率，使企业，尤其是国有企业即使在融资成本过高、股票回报率过低时仍然不理性地或被迫性地开展IPO和再融资活动。

我们的研究存在如下几个创新点：第一，本文探索了政府干预对除了企业投资外的另一项重要决策——IPO活动的影响。与Gonul et al. (2013)的研究相比，由于我国政府对资本市场的干预更加直接，官员变更除了作为一个外部不确定性信号对企业的决策带来影响外，还通过改变政企关系与政府政绩诉求等渠道对资本市场产生直接影响。因此，以中国的资本市场为研究样本，可以更直接地刻画政府的干预效果。另外，相关研究集中在相对成熟的资本市场，而缺乏对于新兴资本市场及未成熟资本市场的探索，我们的研究能够弥补这个空白。第二，本文采用地级市官员变更时间为切入点，研究政府对资本市场的干预效果。以往的研究以州长或省级官员作为研究对象。州长或省级官员变更事件十分稀缺，其在不同年份间和不同省份间的分布十分离散。相反，地市级官员变更更加频繁，且广泛分布于各个城市。且地方官员与当地企业、地方经济政策执行的关系更加密切，因此利用地市级官员变更事件研究政府干预对资本市场的影响更加合理。第三，除了重点研究政府干预行为对资本市场的影响，本文还研究了减缓政府干预的体制机制。我们通过对不同法制水平、市场化程度的地区进行研究，发现健全的法制水平以及较高等度的市场化水平能够有效减轻官员变更对资本市场带来的负面影响，为中国进一步深化资本市场市场化改革以及提高法制监管水平提供了理论依据。

本文余下部分的结构如下：第二部在理论分析的基础上，提出了本文的研究假设；第三部分本文的数据、变量描述；第四部分和第五部分是主要实证发现及扩展性稳健检验，分别对政治不确定性与发债行为、政治不确定性与发债成本的关系进行研究；第六部分总结全文发现和提出政策含义。

2. 研究假设

诚然，上市资源能显著提高企业的价值，包括丰富融资渠道、优化治理结构和提高企业

声誉等。但作为市场中的稀缺资源，IPO发行对于企业而言并非易事。中国的A股市场发展起步较晚，市场主导资源配置的地位尚未建立，政府的影响还渗透与上市的各个环节。2000年以前，中国新股发行采用“额度制”，证监会掌握每年的IPO和再融资数量。随着《证券法》颁布，虽然“额度制”逐渐过渡为“核准制”和“通道制”，但监管部门依然没有放弃对IPO计划色彩浓重的调控手段，只不过从以前的上市额度变成了券商通道(刘煜辉、熊鹏，2005)。首先，企业的上市仍需证监会审核，并且需经地方党委的同意³。其次，企业在准备上市过程中需要涉及繁多的行政审批及缴纳税费等环节。此外，由于上市财务门槛较高，若缺乏地方政府提供的配套金融支持，企业将难以满足上市资格。因此，在政府主导资本资源配置的背景下，官员变更带来的政府干预行为和干预程度的变化将对当地IPO活动产生直接的影响。

官员变更对企业带来两个直接的影响，一是由于新上任官员以及新任领导班子的偏好与前一届领导班子的差异、新旧工作交接、政府关系网络变动带来的政策不确定性，二是由于旧领导班子的人事调动或者权力结构变化带来的政企关系以及政府政治关系网络的改变。本文将前者称为“外部”政策不确定性风险，将后者称为“内部”政策不确定性风险。

首先，地方官员变更直接带来辖区内的“外部”政策不确定性。一方面，由于地方官员个体间存在明显的异质性，新上任官员在任期内的财税政策、产业支持政策、区域发展政策等都可能与上一届政府存在不同(张军、高远，2007；王贤彬、徐现祥，2007；张尔升，2010)。加上在任期制下，地方官员为了在任期内显示出经济业绩，通常会选择在上任初期进行辖区内经济发展的规划与相关政策的制定，进而增强了官员变更年度的政策不确定性(王贤彬等，2009)。另一方面，由官员更替引起领导班子的人事变动也会带来政策不连续性与不稳定性。由于官僚系统官员在换届期间的工作交接或者任满的干部由于卸任而故意将事情耽搁，换届期间政府工作处于“低效期”甚至“断档期”(曹春方，2013)。此外，新一届的政府领导干部与IPO发行的相关政府部门的政治关联发生了改变，进而对IPO发行工作的进展产生影响。

其次，地方官员变更破坏了当地的政企关系网络，带来“内部”政策不确定性风险，从而对公司价值以及公司行为产生影响。政企关系可能为公司带来政府补贴、税收优惠、较低的政府管制甚至是政府采购合同，与政府建立稳固的政企关系能为公司成长带来一定的优势；此外，政企关系为寻租活动提供了便利。管理层或者股东可通过寻租活动牟取政策便利

³ 《股票发行核准程序》规定发行人的申请文件需“经省级人民政府或国务院有关部门同意”；《首次公开发行股票并上市管理办法》规定“中国证监会在初审过程中，将征求发行人注册地省级人民政府是否同意发行人发行股票的意见”。

或者私人利益，进而在市场竞争中取得信息或政策优势（La Porta et al, 2002; Rajan and Zingales, 2003; Krueger, 1974）。因此，政企关系一方面提高了企业的政府政策支持力度而公司成长提供便利（Johnson and Mitton, 2003; Ferguson and Voth, 2008; Claessens et al., 2008; Faccio et al., 2006），另一方面为企业在资本市场的融资行为提供便利（Khwaja and Mian, 2005; Charumilind et al., 2005; Dinc, 2005）。由于主事官员更替带来地方干部领导班子人员变动或者是权力结构的变化，政企关系也随着发生改变甚至中断，这无疑降低了企业牟取政策便利的能力，增加了企业未来面临的政策不确定性（Khwaja and Mian, 2005; Faccio and Parsley, 2007）。

“外部”的政策不确定性风险直接降低了城市争取IPO配额的竞争力。对于政府而言，由于工作交接降低了政府的工作效率，政府工作的“低效期”甚至“断档期”直接拖慢了城市的IPO进程。同时，新上任官员带来的政策不连续性提高了证监会等相关审批部门对城市宏观经济运行风险的警惕，加上新一届政府领导班子与审批部门间的政治联系发生变化，城市抢夺IPO配额的能力有所下降。对于企业而言，理性的投资者在面临政策不确定性时会选择“观望”的投融资决策来最大化企业利益（Bernanke, 1983; Wurgler, 2000; Bushman & Smith, 2001; Biddle et al., 2009; Julio and Yook, 2009, 2012; Liu, 2010; Durnev, 2010; 曹春方, 2013; 徐业坤等, 2013），且该动机在中国特殊的资本市场体制下更加强烈。与成熟的资本市场相比，中国的IPO过程受到政府的监管更严格，公司在上市前需要通过政府的层层考核。政府对公司上市过程的干预虽然可以一定程度上提高上市企业的质量，但也为政府操纵公司上市过程提供了便利。这实际上鼓励了企业的寻租行为——企业通过与政府建立关系来获得更高的IPO发行成功概率（Krueger, 1974; Bill B. Francis, 2009）。官员的变更引发的政企关系的变化激励企业在新一届政府官员上任时耗费大量精力和财力展开寻租活动并建立新的政企关系，为公司未来的经营做准备。另一方面，受到政企关系变化的影响，投资者和审批者对公司经营能力以及公司价值产生消极判断，从而降低拟上市公司通过审批者审核的概率。综合上述分析，我们提出本文的假设一。

H1：官员变更抑制了IPO活动的活跃度，降低城市的IPO次数与规模。

“外部”政策不确定性如税收政策变化、区域发展中心转变等，将增加辖区内社会经济活动的风险系数（Bernhard and Leblang, 2006; Bialkowski et al., 2008; Boutchkova et al., 2012），导致辖区内的经济波动，市场投资者进而要求企业为其融资活动支付更高的市场风险报酬（Santa-Clara and Valkanov 2003; Nippani and Arize, 2005; Li and Born, 2006;

He et al. ,2009; Goodell and Bodey, 2012; Youngsuk Yook,2012; Pástor and Veronesi ,2012, 2013)。此外,“外部”风险也可能通过行业政策、补贴政策等对企业未来的经营业绩带来影响,从而提高企业的运营风险。“内部”政策不确定性风险主要是通过政企关系的改变提高公司未来享受政府待遇的不确定性,如政企关系的缺失使企业不再享受特殊补贴、大量政府采购合同的终止等,这种“内部”风险无疑会转换为企业的运营风险,对公司未来的业绩造成影响。经验研究表明⁴,由于政企关系的削弱或者破裂带来的政策不确定性会显著降低公司的投资价值以及投资收益(Fisman, 2001;Faccio and Parsley, 2007),此外也显著影响企业的借贷能力,进而对其经营业绩带来负面影响(Sapienza, 2004; Claessens et al.,2008; Charumilind et al., 2006)⁵。基于上述分析,我们提出本文的理论假设二。

H2: 官员变更将提高公司的融资成本,降低公司上市后表现。

显然,官员变更对资本市场的发展因不同城市的制度基础不同而有所区别。但是,在政府干预程度更高的地区,政府更容易根据自身的个人目标来控制企业的IPO活动。由于政府和管理者的目标和私人利益可能与股东存在冲突,政府的“攫夺之手”会侵占股东利益,迫使管理者做出损害股东利益的行为(Cheung et al.,2005; Shleifer and Vishny,1998; Kaufmann et al., 2000)。尤其在中国的官员晋升锦标赛考核体制下(Li and Zhou, 2005; 周黎安, 2007; 罗党论等, 2014),地方官员为了追逐并在任期内显示经济业绩,有可能在上任初期即推动当地企业,尤其是国有企业的IPO活动来推动当地的经济增长或谋求私人利益,进而降低了官员变更对企业IPO活跃度的影响。从资本市场表现来看,若市场本身政府的参与度不高,那么官员变更仅充当一个外部冲击对资本市场产生短期的影响;若市场受到政府的干预较为严重,那么政府官员在官员年度可能通过直接干预资本市场来控制市场的发展。加上企业可能在政府的干预下做出非理性上市而仓促上市,这些企业往往质量较低,因此是上市之后的表现更差(Piotroski and Zhang, 2014)。整体而言,政府对市场干预程度的提高会增加市场投资者对政企关系信息的依赖,进而对内外部政策风险更加敏感。

此外,假设1、假设2的稳健性也与辖区内的法制健全程度以及政府对市场的干预程度密

⁴ 大量研究表明,政企关系,或者政府的参与能够降低公司融资成本,提高公司投资收益(Bill B. Francis et al.,2009; Ferguson and Voth,2008; Sapienza,2004; Jenkinson and Mayer,1988; Perroti and Guney,1993; Xunan Feng,2011)。他们的研究为我们的论断提供了反面证据。

⁵ Sapienza(2004)研究发现国有企业与主政官员的关系更强,其通过银行借贷的贷款利息更低; Claessens, Feijen, and Laeven(2008)发现与政府存在“关系”的企业的贷款量在选举后迅速增加; Charumilind et al.,(2006)研究表明,政企关系更强的企业更容易获得长期贷款,并且被要求的抵押资产更少。他们的研究为我们的论断提供了证明,及政企关系越弱,企业越难在市场上进行融资。

切相关。在法制水平越低、政府腐败情况越严重的地区寻租活动更加普遍，企业更倾向于与政府建立关系来寻求政策上的庇护（Faccio, 2006）。因此，在法制不健全的地区，企业与政府的关系成为投资者衡量企业价值的核心信息，在官员变更引发政企关系改变时，一方面企业具备更强的动机寻求新的寻租机会而使IPO等融资活动搁置，另一方面市场投资者对潜在的政企关系改变更加敏感。反之，地区法制水平的提高能够有效规范企业和政府的行为，提高公司信息的有效性，降低“内部”和“外部”政策不确定性风险对投资者的影响。综合上述分析，我们提出假设3：

H3a：政府干预程度越高的地区，官员变更对企业融资成本的影响越高，而对辖区内IPO活跃度的影响越低；

H3b：法制水平越高的地区，官员变更对企业融资成本以及辖区内IPO活跃度的影响更低；反之亦然。

3. 研究设计

3.1 研究样本与数据来源

本文研究样本为中国1999年-2012年的IPO和上市公司增发情况，选择2012为样本的截止时间是因为中国在2013年经历了长达一年的IPO停摆，为避免这一制度因素的影响，本文选择2012年作为截止点。上市公司的数据来源于CCER数据库，我们通过公司的注册地将其匹配至地级市。官员数据来源于人工搜集的官员个人简历数据库。我们通过地方年鉴、网络搜索（www.baidu.com）等各种途径，完成了全国272个地级市及以上城市连续14年（1999-2012）的地方官员数据的收集工作，数据包括这些城市的市委书记、市长的如下指标：上任时间、任期、年龄、学历、来源、去向等。城市层面的变量来自《中经网统计数据库》中的城市年度数据库以及历年的《中国城市统计年鉴》。制度层面数据来源于2006年世界银行发布的《政府治理与投资环境基础数据》报告。同时，文章剔除了样本区间内未有IPO上市记录的城市。

为了避免异常值的影响，本文对所有变量在上下1%做了winsorize处理。

3.2 模型设定与变量定义

3.2.1 官员变更与资本市场活跃度

我们构建了城市IPO发行情况的面板数据，参考Gonul Colak等（2013）的研究，结合本

文的研究问题，我们构建了基本模型（1）。

$$CM_{it} = \alpha_i + \beta_1 Turnover_{i,t} + \beta_2 Eligible_{i,t} + \beta_3 Local_{i,t} + \beta_4 Growth_{i,t-1} + \beta_5 return_{i,t} + \beta_6 Deficit_{i,t-1} + \beta_7 IPO_{i,t-1} + year_t + city_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）中，因变量 $CM_{i,t}$ 代表资本市场发展水平，本文分别采用两个变量：城市IPO数量（Num. of IPO）与城市IPO融资金额（Proceeds of IPO）。针对IPO数量，由于部分城市的年度IPO次数为0或正整数，OLS回归和NLS均为有偏估计（Wooldridge, 1999a）。参考Hall, and Griliches (1984)的做法，本文用固定效应泊松回归（the fixed effects Poisson model）对模型（1）进行检验⁶获得一致估计量。针对IPO融资金额，由于城市的IPO融资金额非负且变动较大，本文将因变量设为 $\ln(\text{Proceeds of IPO}+1)$ ，并采用双向固定效应OLS模型进行估计。

二元变量 $Turnover_{i,t}$ 代表官员变更事件，当市委书记或者市长发生变更时，

$Turnover_{i,t}$ 等于1⁷。根据我们之前的理论假设，地方官员变更会通过内外部政策风险降低城市的资本市场活跃程度，因此我们预计 $\beta_1 < 0$ 。控制变量方面， $Local_{i,t}$ 代表新上任官员是否由本城市调任，参考张军等（2007）、徐现祥等（2009）的研究，由于官员的工作经历、异地交流经历会对地区的政策、经济带来显著影响，因此有必要控制官员来源对结果的影响。 $Eligible_{i,t}$ 、 $Growth_{i,t-1}$ 、 $Deficit_{i,t-1}$ 、 $return_{i,t}$ 分别代表城市满足上市条件的企业个数、上一年度的经济增速、财政赤字水平以及当年资本市场投资回报率，用于控制城市经济的整体运行风险。由于样本区间内我国四次停发IPO，我们在模型中加入IPO停发年份的DUMMY对此进行控制。鉴于此，我们控制了城市与的固定效应，以减低政策变化对结果的影响。同时，我们控制了城市cluster效应对异方差进行修正。

⁶ $E(CM_{it} | \mathbf{X}_{it}) = \mathbf{m}(\mathbf{X}_{it}, \boldsymbol{\beta}) \equiv \exp(\alpha_i + \beta_1 Turnover_{i,t} + \beta_2 Local_{i,t} + \beta_3 Growth_{i,t-1} + \beta_4 return_{i,t} + \beta_5 Deficit_{i,t-1} + \beta_6 IPO_{i,t-1} + year_t + city_i + \varepsilon_{i,t})$ (1)

$CM_{it} | \mathbf{x}_i, \nu_i \xrightarrow{d} \text{Poisson} [\nu_i \mathbf{m}(\mathbf{x}_{it}, \boldsymbol{\beta})]$, ν_i 为不可观测的个体效应 (1.1)

CM_{it} , CM_{ij} 在 \mathbf{X}_i, ν_i 的条件期望上相互独立, $t \neq j$. (1.2)

在满足条件（1.1）（1.2）的条件下，利用条件最大似然法（conditional ML）估计（1）可以获得一致性的估计参数。此外，即使条件（1.1）不满足，估计参数也是一致的（Wooldridge, 1999a）。

⁷ 考虑到官员变更的月份所有差异，为了保持一致性，我们定义变更发生在上半年时，当年为变更年度；若变更发生在下半年，则定义下一年为变更年度。

3.2.1 官员变更与资本市场融资风险

为了研究地方官员变更与城市融资成本的关系，本文参考Xunan Feng等（2013）的研究，构建了计量模型（2）。

$$FR_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Turnover_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Profit_{i,t} + \beta_4 DIA_{i,t} + \beta_5 Capital_{i,t} + \beta_6 Growth_{i,t-1} + \beta_7 Deficit_{i,t-1} + year_t + city_i + ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

因变量 $FR_{i,t}$ 是城市融资风险，本文分别采用三个替代变量。用城市上市后一年股票回报率（Return）作为第一个替代变量，用调整股利后的股票回报率（Return_dividend）作为第二个替代变量，用每股发行费用（Fee）作为第三个替代变量。由于股票回报率一定程度上代表市场投资者对上市公司风险的估计，而每股发行费用可以很好地衡量投资者要求的风险溢价，我们认为这三个替代变量可以很好地描述城市的融资风险。 $Turnover_{i,t}$ 代表官员变更事件，当上市IPO前后半年内公司所在城市的市委书记或者市长发生变更时， $Turnover_{i,t}$ 等于1。根据我们之前的理论假设，地方官员变更会提高城市的市场风险以及企业的内部风险，因此我们预计当因变量为Fee时， $\beta_1 > 0$ ；否则， $\beta_1 < 0$ 。

控制变量方面， $Size_{i,t}$ 、 $profit_{i,t}$ 、 $DIA_{i,t}$ 、 $Capital_{i,t}$ 分别企业规模、企业上市前三年平均利润增长率、企业上市前三年平均资产负债率以及企业上市前三年平均固定资产扩张率，用于控制企业的运营风险。 $Growth_{i,t-1}$ 、 $Deficit_{i,t-1}$ 分别代表城市上一年度的经济增速和财政赤字水平，用于控制城市经济的整体运行风险。

此外，与模型（1）相同，我们控制了年度与城市的固定效应，并控制了城市cluster效应对异方差进行修正。

3.3 描述性统计

表1报告了样本区间内各年度的IPO和企业增发情况，受到政府政策的干预，我国各年度的IPO和增发数量以及融资金额波动明显。在本文研究的区间内，中国A股市场总共经历四次IPO空窗期，分别是2001年7月31日~2001年11月2日、2004年8月26日~2005年1月23日、2005年5月25日~2006年6月2日以及2008年12月6日~2009年6月29日，故2001年、2004年、2005年、2008年我国IPO上市的企业数量以及增发的企业数量均显著低于其它年度，2009-2011年则是

我国IPO和增发活跃度较高的年度。考虑到政府政策对IPO和其它资本市场的显著影响，文章所有模型均控制了特殊年份的固定效应以减弱政府政策对回归结果的影响。

表 1 样本内各年度 IPO 和增发情况

year	Num. of IPO	Num. of SEOs	Proceeds of IPO	Proceeds of SEOs
1999	83	9	407	76
2000	100	18	530	174
2001	41	18	334	112
2002	55	13	213	59
2003	91	8	385	147
2004	36	8	121	47
2005	3	11	28	353
2006	89	85	1147	753
2007	107	157	797	2522
2008	14	73	53	1008
2009	214	132	2345	1990
2010	265	142	2781	2180
2011	167	122	1281	2354
2012	38	186	217	3318

表2报告了本文主要变量的描述性统计结果。其中，Panel A是估计模型（1）所利用的数据，包括1999-2012年间上市企业的财务数据以及对应城市的政府官员信息。我们统计了每家企业上市前三年的财务指标，上市前一年的城市经济发展指标，以及上市当年的城市官员信息形成混合截面数据。Panel B是估计模型（2）所利用的数据，以地级市为个体，统计各年度每个城市的资本市场发展情况形成面板数据。从Panel B可以看出，我国地方官员的变更频率相对较高（Turnover的均值为0.445），且大部分官员是从异地调任（Local均值为0.382），说明我们目前的官员系统中存在较为明显的任期时间短化、异地交流频繁化的特征。其它变量的统计结果如表2所示，在此不再赘述。

表 2 主要变量描述性统计

Variable	N	Mean	SD	Min	Max
Panel A 混合截面数据					
Return_dividend	1118	0.162	0.300	-0.194	0.722
Return	1118	0.161	0.296	-0.191	0.712
Fee	1118	0.319	0.163	0.0640	0.558
Tenure	1118	0.104	0.306	0	1
SIZE	1118	2.547	0.653	1.668	3.702
Profit_growth	1118	0.311	0.244	-0.0288	0.756
DTA	1118	44.00	11.95	26.59	62.57

Capital_expand	1118	0.351	0.307	0.00870	0.977
growth	1118	0.140	0.0598	0.0462	0.229
Deficit	1118	0.505	0.366	0.0390	1.165
Panel B 面板数据					
Num. of IPO	2742	0.451	1.187	0	18
Proceeds of IPO	2742	0.541	1.049	0	6.252
Turnover	2742	0.438	0.496	0	1
Eligible	2742	16.49	32.08	0	451
GDP growth	2430	0.152	0.112	-0.523	0.549
Local	2672	0.375	0.484	0	1
Investment revenue	2742	4.028	3.254	0	8.570
Deficit	2625	0.499	0.544	-0.855	0.6667
Tenure	2742	2.017	1.193	1	8

注：表格中报告了观测数 (N)、均值 (Mean)、标准差 (SD)、最小值 (Min)、最大值 (Max)。Panel A 是模型 (1) 的混合截面数据，数据剔除了财务数据或官员数据为缺失值的样本；Panel B 是模型 (2) 的面板数据，数据剔除了统计样本期间 IPO 次数为 0 的样本。

3.4 单变量分析

图2大致描述了资本市场发展与官员变更周期的关系。为了方便描述，我们将官员变更时点定义为T，将官员变更前一年、变更后一年以及变更后两年定义为T-1、T+1、T+2。在T时刻，企业的平均IPO发行费用高于T-1时刻，并在T+1时刻开始显著下降，而企业平均股票回报率则呈现与发行费用相反的趋势。此外，发生官员变更的时点T，城市的融资活动次数以及融资数量平均值均低于其它年度。图2一定程度上说明了我国的资本市场发展存在一定的官员变更周期，即以官员变更时间T为拐点，融资风险呈现“倒V”型、资本市场活跃度呈现“V”型的特征。

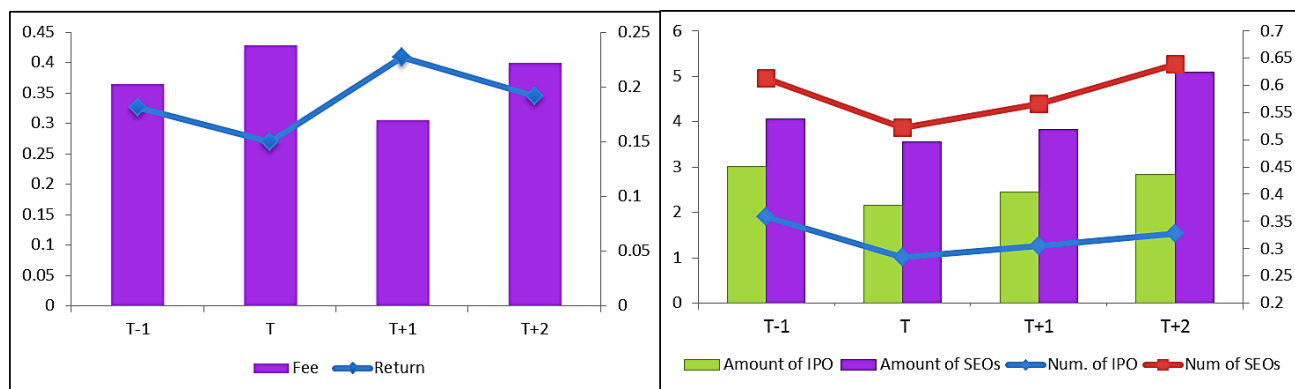


图 1 资本市场发展与官员变更周期

表3是根据官员变更事件是否发生对数据进行分组单侧T检验的结果。在官员变更期间IPO上市的企业股票回报率为0.1878，而非变更期间IPO上市的企业股票回报率平均为0.2542，显著高于前者（-0.0687，p-value=0.047）。类似的，在非变更期间上市的企业发行成本也更低（-0.0524），说明官员变更整体上提高了市场的风险，并降低了投资者对于企业的信心。而从城市层面来看，在发生官员变更的年度，城市IPO次数和SEOs次数平均为0.7276，但在非变更年度该值为0.8909。官员变更直接导致IPO和SEOs次数降低了18.33%，而融资金额也减少18.17%，说明了官员变更一方面降低了企业进行IPO和增发融资的动机，另一方面也降低了城市的融资能力。

简单的统计描述和分组描述基本上支持本文的理论分析，官员变更提高城市的融资风险，并抑制城市的融资活动。

表 3 单变量分析结果

	(1)	(2)	(1)-(2)	[P-value]
	Turnover=1	Turnover=0		
Num. of IPO	0.4311(1204)	0.5091(1540)	-0.0780*	0.085
Proceeds of IPO	3.3285(1204)	4.3051(1540)	-0.9766*	0.091
Num. of IPO & SEOs	0.7276(1204)	0.8909(1540)	-0.1633**	0.022
Proceeds of IPO&SEOs	8.0042(1204)	9.7811(1540)	-1.7769*	0.083
Return	0.1861(125)	0.2542(993)	-0.0681**	0.047
Return_dividend	0.1878(125)	0.2565(993)	-0.0687**	0.047
Fee	0.4276(125)	0.3752(993)	0.0524*	0.056

4、地方官员变更与资本市场活跃度

4.1 基本回归结果

4.1.1 地方官员变更与IPO次数

表 4 报告了模型（1）的回归结果，其中，列（1）和列（2）以城市的 IPO 次数作为因变量，列（3）和列（4）以 IPO 融资金额作为因变量，所有系数均为边际效应。列（1）和列（3）报告了不添加控制变量的回归结果，在控制了特殊年份以及城市的固定效应影响后，官员变更与 IPO 次数在 1%统计水平上显著为负。列（2）和列（4）分别在列（1）和列（3）

的基础上加入了城市经济变量和官员特征等控制变量进行回归。在进一步控制城市的经济运行风险以及官员个体特征的影响后，官员变更系数仍在 1%统计水平上显著为负，说明官员变更会提高城市的市场风险以及企业运营的风险，同时会增加企业的融资成本，进而降低了城市的整体融资能力以及企业进行 IPO 融资的动机，导致城市的 IPO 次数和融资金额显著降低。与 IPO 次数类似，地方官员变更显著降低了城市的融资金额，一方面是由于官员变更通过内部和外部政治不确定性风险降低了城市的融资次数，另一方面也可能是由于官员变更增加了市场和企业的风险，抑制了企业 IPO 发行或者增发的股票的价格，进而降低了总体的融资金额。

在控制变量方面，显然，辖区内符合上市标准的企业个体与当年的 IPO 次数和 IPO 金额均成显著关系。此外，官员的来源对 IPO 次数也对 IPO 活动产生直接的影响。具体而言，在任官员是来源于本地晋升时，城市的 IPO 次数显著提高。一方面本地晋升的官员降低了城市面临的政策不确定性与不稳定性风险，另一方面本地晋升的官员与当地企业的关系可能更加紧密，有利于当地企业开展融资活动。而在城市经济基本面方面，城市上一年度经济增速(GDP growth (Lag)) 与 IPO 次数呈现显著的负相关关系，可能的原因为：在官员晋升锦标赛下，当政府官员在当年无法实现较高的经济增速时，他们会增强对于经济增长的追求，并可能通过鼓励企业上市融资等方式获得政绩的提高；同时，政府对于经济增速的追求也可能提高辖区内经济政策的不稳定性和不确定性，进而增加了企业面临的内部和外部风险。当然，这种干预并非也受到政府本身的财力限制，若政府的财政赤字水平过高，城市整体的融资风险会显著提高，进而显著抑制城市的融资能力。此外，当地的市场回报率 (Investment revenue (Lag)) 越高，城市的 IPO 活动更加活跃。一方面，较高的市场回报率提高了企业参与投融资活动的热情；另一方面，由于本文采用城市发债利率作为该指标的替代变量，当发债利率更高时，政府和企业会倾向于寻求替代手段 (IPO 或借贷等) 进行融资以降低融资成本。

表 4 IPO 次数与政治不确定性回归结果

Variables	Num. of IPO Fixed Effect Poisson		Proceeds of IPO Fixed Effect OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Turnover	-0.296*** (0.0929)	-0.258*** (0.0768)	-0.0984*** (0.0363)	-0.0912** (0.0372)
Eligible		0.00965*** (0.00164)		0.00909*** (0.00210)
GDP growth (Lag)		-0.778* (0.403)		-0.443*** (0.150)
Local		0.310*** (0.101)		0.128** (0.0520)
Investment		0.0518***		0.0398***

revenue (Lag)		(0.0142)		(0.00832)
Deficit (Lag)		-0.202 (0.161)		-0.0825 (0.0579)
Lockout Year	Y	Y	Y	Y
City Fixed	Y	Y	Y	Y
Province	Y	Y	Y	Y
Clustering				
N	2432	2432	2432	2432
Log Likelihood	-1692	-1237		
R-Square	.	.	0.00291	0.113

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

4.1.2 改变不确定性时间窗口

考虑到政府工作交接并非一蹴而就，新上任官员应对辖区内经济条件、政府领导班子可能存在较长的调整期和适应期，导致官员变更产生的政治不确定性可能存在一定的时滞性。因此，本节将政治不确定性时间窗口延伸至两年，即城市处于官员更替当年或官员更替下一年时，turnover 等于 1，对上述结果进行检验。结果如表 5 所示，其中列（1）和列（2）报告了调整时间窗口的政治不确定性与城市 IPO 次数的关系，列（3）和列（4）报告了调整时间窗口的政治不确定性与城市 IPO 融资金额的关系，结果均与表 4 保持一致。此外，调整了时间窗口的政治不确定性对城市 IPO 次数的影响有所减弱，但仍在 5%统计水平上显著为负，说明官员变更产生的政治不确定性虽然可能存在时滞性，但其在变更当年带来的不确定性程度相对更高。

表 5 调整政治不确定性时间窗口的回归结果

Variables	Num. of IPO Fixed Effect Poisson		Proceeds of IPO Fixed Effect OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Turnover	-0.369*** (0.0983)	-0.201** (0.0892)	-0.189*** (0.0468)	-0.146*** (0.0457)
Eligible		0.00909*** (0.00157)		0.00883*** (0.00208)
GDP growth (Lag)		-0.811* (0.491)		-0.451*** (0.151)
Local		0.312*** (0.100)		0.121** (0.0521)
Investment		0.0528***		0.0382***

revenue (Lag)		(0.0142)		(0.00832)
Deficit (Lag)		-0.212 (0.165)		-0.0892 (0.0572)
<i>Lockout Year</i>	Y	Y	Y	Y
<i>City Fixed</i>	Y	Y	Y	Y
<i>City Clustering</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	2432	2432	2432	2432
<i>Log Likelihood</i>	-1687	-1240		
<i>R-Square</i>	.	.	0.00838	0.115

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

4.1.3 政治不确定性程度与IPO活跃性

为了研究不同政治风险程度对城市资本市场发展的影响，我们区分了不同类型的官员变更事件，即修改变量 Turnover 的定义方式，对模型（2）进行重估。

列（1）、（2）区分了新上任官员的来源地对结果的影响。在列（1）中，我们定义仅当发生官员变更，且新上任官员为异地调任时 Turnover 为 1，而列（2）中当新上任官员为本地调任时 Turnover 等于 1。在中国任命制的官员体制下，中央处于人事安排的考虑而有意增强各城市间的干部交流，增强干部的基层经验。毫无疑问，异地调任的官员会带来更强的政策不确定性，同时也更直接地破坏原有的政企关系，使城市的内部和外部政策不确定性风险显著增强。此外，异地调任的官员在上任初期除了面对新的干部领导班子外，还面对新的政策与资源环境，从而相对本地上任的官员而言需要更长的“适应期”与“调整期”。因此，异地调任的官员将带来更加显著地不确定性，从而对城市资本市场发展带来更强的负面冲击。从回归结果来看，列（1）中 Turnover 的系数在 1%统计水平上显著为负，且系数远大于列（2）。而列（2）中官员变更虽然也呈现负相关关系，但在统计上并不显著。

列（3）、（4）区分了城市财政实力对结果的影响。当城市财政赤字水平大于样本中位数时定义为高财政赤字，否则为低财政赤字。在列（3）中，我们定义当发生官员变更且变更年度城市处于高财政赤字水平时 Turnover 为 1，而列（4）中当变更年度城市处于低财政赤字水平时 Turnover 等于 1。结果显示，当官员变更年度财政赤字水平较高时，官员变更引发负面影响更加显著，且影响程度更深。可能的解释为，经济运行风险与经济政策间存在一定的内生性关系。当城市财政赤字水平过高时，外界预期新一届政府采取新经济政策的概率更高，进而提高了对政策不确定性的预期，从而抑制了城市整体的融资能力。

<i>Log Likelihood</i>	-1336	-1340	-1347	-1355	-1351	-1355
-----------------------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

4.2 政府干预、法制水平与资本市场活跃度

4.2.1 政府干预与资本市场活跃度

我们通过对国有企业与非国有企业进行分组回归，对假设 3 进行检验。其中，列（1）的因变量为城市国有企业 IPO 次数、列（2）为城市非国有企业 IPO 次数。结果如表 7 前两列所示。报告了模型（2）的分组结果，结果显示，官员变更对国有企业的上市带来的影响并不显著，但却显著降低了非国有企业上市或增发的次数以及融资金额，换言之，国有企业性质显著降低了企业对政策风险的敏感度。政府的“攫夺之手”侵占了股东利益，迫使管理者做出损害股东利益的行为（Cheung et al., 2005; Shleifer and Vishny, 1998; Kaufmann et al., 2000）。尤其在中国的官员晋升锦标赛考核体制下（Li and Zhou, 2005; 周黎安, 2007; 罗党论等, 2014），地方官员为了追逐并在任期内显示经济业绩，在上任初期即推动国有企业的 IPO 活动来推动当地的经济增长。

表 7 城市资本市场活跃度⁸

	Num. of IPOs		Proceeds of IPOs	
	Nation (1)	NON (2)	Nation (1)	NON (2)
Turnover	-0.171 (0.105)	-0.296*** (0.0934)	0.0861 (0.150)	-0.217** (0.103)
Eligible	0.00716* (0.00400)	0.00762*** (0.00186)	-0.000692 (0.00531)	0.00757*** (0.00233)
GDP growth (Lag)	-0.125 (0.635)	-0.966** (0.412)	-1.504* (0.810)	-0.704 (0.473)
Local	0.230 (0.170)	0.378*** (0.120)	0.0120 (0.230)	-0.0327 (0.191)
Investment revenue (Lag)	-0.168*** (0.0245)	0.172*** (0.0195)	0.119*** (0.0421)	0.123*** (0.0213)
Deficit (Lag)	-0.227 (0.208)	-0.180 (0.175)	-0.0458 (0.400)	0.0503 (0.197)
Lockout Year	Y	Y	Y	Y

⁸ 我们还测验了以 IPO 融资额、IPO 与增发次数、IPO 与增发融资额的回归结果，结果均保持一致。为了节省篇幅，在此没有报告。

<i>City Fixed</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Province</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Clustering</i>				
<i>N</i>	2432	2432	2432	2432
<i>Log Likelihood</i>	-482.4	-876.4		
<i>R-Square</i>	.	.	0.148	0.284

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

4.2.2 法治环境与资本市场活跃度

为研究政府干预程度对城市IPO活跃度的影响，我们按照2006年世界银行发布的《政府治理与投资环境基础数据》报告中的“私营经济活跃程度”对样本进行分组，将评分低于中位数定义为政府干预程度高的地区，否则为政府干预水平低的地区⁹。无论政府干预水平的高低，官员更替均对城市IPO次数带来负面影响，但影响程度在干预水平较低的城市更高，说明在政府干预水平较低的城市，企业有更大的自主权对政治不确定性风险采取应对策略。此外，即使政府干预水平较低的地区IPO发行次数受到的影响较小，但其IPO融资金额却显著较低，进一步验证了政府的过度干预会损害股东的利益，使企业在融资能力较低、融资成本较高时仍盲目追求IPO上市。

为研究地方法制健全水平对城市IPO活跃度的影响，我们按照2006年世界银行发布的《政府治理与投资环境基础数据》报告中的变量“对法庭的信心”对样本进行分组，将评分高于中位数定义为法治水平高的地区，否则为法制水平低的地区¹⁰。与政府干预水平截然相反，健全的法制保护能够有效保护企业的利益，提高企业应对不确定性风险的决策自由度，避免企业在融资能力较低时仍盲目上市。

表 8 按法制水平分组回归结果

Independent Valuable	Num. of IPOs		Proceeds of IPOs	
	高	低	高	低
政府干预水平：				
Turnover	-0.195** (0.0879)	-0.390** (0.156)	-0.142* (0.0785)	-0.140 (0.0883)
其它变量	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	651	589	651	589
<i>Log Likelihood</i>	-413.5	-508.9		

⁹由于该报告仅涵盖了我国 116 个地级市或副省级城市，导致分组过程中样本存在一定的数据缺失。

¹⁰由于该报告仅涵盖了我国 116 个地级市或副省级城市，导致分组过程中样本存在一定的数据缺失。

<i>R-Square</i>	.	.	0.190	0.139
对法庭的信心:	高	低	高	低
Turnover	-0.287** (0.132)	-0.284** (0.117)	-0.121 (0.0774)	-0.187** (0.0893)
其它变量	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	625	615	625	615
<i>Log Likelihood</i>	-478.0	-441.6		
<i>R-Square</i>	.	.	0.168	0.163

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

4.3 稳健性测试

4.3.1 剔除IPO停发年份

由于样本区间内我国停发IPO四次，上述模型中均加入了相应年份的DUMMY对IPO停发事件进行控制。我们对停发年份的系数进行联合检验，F检验结果表明IPO停发年份的确对IPO次数和IPO融资金额带来显著的负面影响。为了使结论更加稳健，本节剔除了IPO停发年份的数据，对模型重新进行估计，结果如表9所示。与表5的结果相比，Turnover对城市IPO次数、IPO融资金额产生的边际效应更强，且统计显著程度更高。即使剔除了IPO停发年份的影响，官员更替引发的政治不确定性仍然在1%的统计水平上显著降低城市的IPO活动。其它控制变量的回归结果也与表5保持一致，在此不再赘述。

表 9 剔除 IPO 停发年度的回归结果

Variables	Num. of IPO Fixed Effect Poisson		Proceeds of IPO Fixed Effect OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Turnover	-0.377*** (0.0859)	-0.295*** (0.0795)	-0.177*** (0.0437)	-0.167*** (0.0460)
Eligible		0.00778*** (0.00173)		0.0127*** (0.00277)
GDP growth (Lag)		-0.812** (0.387)		-0.603*** (0.186)
Local		0.319*** (0.113)		0.161** (0.0646)
Investment revenue (Lag)		0.0557*** (0.0142)		0.0328*** (0.00894)
Deficit (Lag)		-0.172		-0.0580

		(0.160)		(0.0591)
<i>City Fixed</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Province</i>				
<i>Clustering</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	2432	2432	2432	2432
<i>Log Likelihood</i>	-1385	-1083		
<i>R-Square</i>	.	.	0.00872	0.0876

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

4.3.2 官员任期

若 IPO 等行为的确受到官员变更引发的政治不确定性影响的话，那么城市的融资行为应该与上一次发生官员变更的距离（年份差距）呈现正相关的关系，即：随着新上任官员逐渐适应地区的政策与经济环境，以及城市经济政策和政企关系稳定性的不断增强，城市的资本市场的表现将稳健提高。事实上，这个假设比本文的假设 2 更加严格，如果能够发现城市距离上一次官员变更的时间与 IPO 间也存统计上的关系，那我们的结果无疑更为稳健。

我们定义变量 Tenure= min{市委书记在任年数，市长在任年数}，实际上就是当年距离上一次变更的年限，分别以 IPO 次数和 IPO 融资金额作为因变量，对模型（2）进行回归。结果显示官员任期与融资行为的确呈现显著的正相关关系，说明 IPO 的数量确实会受到官员政策、个人偏好带来的不确定性风险的影响。同时，随着市场逐渐提高对新一届政府的了解，以及新政企关系的稳健，地方官员变更对资本市场带来的负面影响逐渐得到缓解。

表 10 区分不同程度的政治不确定性风险

Variables	Full Sample		Sub-Sample	
	Num. of IPO (1)	Proceeds of IPO (2)	Num. of IPO (3)	Proceeds of IPO (4)
Turnover	0.106*** (0.0270)	0.0668*** (0.0203)	0.103*** (0.0276)	0.0879*** (0.0242)
Eligible	0.00919*** (0.00158)	0.00877*** (0.00207)	0.00753*** (0.00171)	0.0123*** (0.00270)
GDP growth (Lag)	-0.778* (0.454)	-0.451*** (0.151)	-0.816* (0.442)	-0.615*** (0.186)
Local	0.303*** (0.106)	0.120** (0.0524)	0.308*** (0.117)	0.147** (0.0651)
Investment revenue (Lag)	0.0459*** (0.0143)	0.0367*** (0.00827)	0.0504*** (0.0143)	0.0295*** (0.00890)
Deficit (Lag)	-0.198	-0.0859	-0.170	-0.0660

	(0.161)	(0.0575)	(0.159)	(0.0585)
<i>Lockout Year</i>	Y	Y	-	-
<i>City Fixed</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Province</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Clustering</i>				
<i>N</i>	2432	2432	2432	2432
<i>Log Likelihood</i>	-1234		-1083	
<i>R-Square</i>	.	0.117	.	0.0916

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

4.3.3 再融资次数

除了 IPO 次数之外，本文还考虑了上市公司增发与官员变更间的关系，旨在对资本市场进行更加全面地描述。我们以城市的 IPO 与增发次数作为替代变量，对上述模型进行回归。列（1）-（4）分别报告了官员变更、调整时间窗口的政治不确定性、城市距离上一次变更的时间与城市 IPO 和增发次数的关系，以及剔除了 IPO 停发年度数据的回归结果。结果显示，地方官员变更与 IPO 和增发次数间存在显著的相关关系。与 IPO 类似，企业上市后的增发行为也受到政府的严格管制，企业必须满足多个政策和财务要求才具备增发的可能。因此，我们认为除了企业本身的决策外，政府的干预也对企业增发带来直接影响。从结果来看，地方官员变更对于企业 IPO 与增发的影响程度更强。官员变更带来的政企关系不确定性，进而带来企业未来获得政策优惠的不确定性，从而降低企业增发的能力。另一方面，企业在变更年度存在增加寻租行为以建立新的政企关系的倾向，从而进一步降低了企业 IPO 或增发的动力。

表 11 再融资次数与政治不确定性程度回归结果

Variables	Turnover	Change Window	Tenure	Omit Lockout years
	(1)	(2)	(3)	(4)
Turnover	-0.118** (0.0530)	-0.108* (0.0599)	0.0518** (0.0209)	-0.153*** (0.0538)
Eligible	0.00792*** (0.00155)	0.00761*** (0.00153)	0.00766*** (0.00151)	0.00635*** (0.00162)
GDP growth (Lag)	-0.824** (0.348)	-0.837** (0.384)	-0.822** (0.368)	-0.775** (0.335)
Local	0.214*** (0.0671)	0.215*** (0.0678)	0.209*** (0.0692)	0.220*** (0.0746)

Investment revenue (Lag)	0.124*** (0.0105)	0.125*** (0.0104)	0.122*** (0.0105)	0.122*** (0.0105)
Deficit (Lag)	-0.0364 (0.0980)	-0.0405 (0.0988)	-0.0348 (0.0979)	-0.0345 (0.0925)
<i>Lockout Year</i>	Y	Y	Y	-
<i>City Fixed</i>	Y	Y	Y	Y
<i>Province</i> <i>Clustering</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	2432	2432	2432	2432
<i>Log Likelihood</i>	-1724	-1725	-1723	-1414

注：表中报告了回归的结果，系数均为边际效应，括号表示控制了城市 cluster 效应的稳健标准差，lockout year 表示 IPO 停发年度 dummy。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

5 地方官员变更与资本市场表现

5.1 基本回归结果

表 11 报告了城市融资成本与官员变更间的关系，列（1）-（3）采用的融资风险的替代变量分别为公司上市一年内的平均股票收益率、上市后一年内经股利调整后的平均股票收益率以及公司平均每股发行费用。从列（1）来看，官员变更（Turnover）与股票收益率在 1% 的统计水平上显著为负。在控制其它变量不变的情况下，公司在所属城市发生官员变更的期间上市时，其市场风险更高且投资者信心更低，进而显著降低了股票的平均收益率。这与我们的预期是相符的，官员变更带来的“外部”政策不确定性一方面降低了市场投资者的信心，另一方面通过“内部”政策不确定性显著降低公司的投资价值以及投资收益（Fisman, 2001; Faccio and Parsley, 2007）。

从列（3）来看，官员变更与公司 IPO 发行费用在 10% 统计水平上显著为正，在官员变更期间上市的企业由于面临更大的政策风险而必须支付更高的信用评级、审计甚至是媒体“公关”费用。由于“外部”政策不确定性增加辖区内社会经济活动的风险系数（Bernhard and Leblang, 2006），加上政企关系的潜在改变使企业特殊补贴、政府采购合同的维持存在不确定性等加剧了企业未来的运营风险，市场投资者进而要求企业为其融资活动支付更高的市场风险报酬（Youngsuk Yook, 2012; Pástor and Veronesi, 2012, 2013）。

列（4）报告了官员变更与公司上市后三年内的经济业绩表现（单位为%）的关系。结果表明，官员变更引起上市公司后的利润显著下滑，这与 Joseph D. Piotroski and Tianyu Zhang（2013）的研究结论是一致的。由于官员变更年度上市的企业可能是受到政府的干预而被迫上市，企业的经营能力和公司的质量普遍较低。

控制变量方面，城市的经济增速与融资风险呈现正相关关系，而财政赤字水平则与其呈现负相关关系，说明城市的经济和财政实力越强，城市的融资风险越低，但在统计上并不显著。而公司本身的规模、盈利能力以及资产负债水平也能够对其股票表现带来显著的正面影响。

表 11 城市融资成本与官员变更关系

	Return_dividend (1)	Fee (2)	Post-Profit (3)
Turnover	-0.0823*** (0.0255)	0.0395* (0.0223)	-21.7110** (8.6210)
SIZE	0.0259* (0.0144)	0.2357*** (0.0264)	8.1097** (3.6529)
Profit_growth	0.0004* (0.0002)	0.0043 (0.0051)	-0.6645 (2.0754)
DTA	-0.0014*** (0.0005)	-0.0048*** (0.0009)	-0.3324 (0.2319)
Capital_expand	-0.0001 (0.0001)	0.0077 (0.0073)	1.8261 (3.1799)
growth	0.0965 (0.1056)	-0.1215 (0.0862)	-0.0141 (28.7034)
Deficit	0.0850 (0.0698)	-0.0186 (0.0300)	1.1347 (11.8394)
_cons	-0.1611*** (0.0600)	-0.1563*** (0.0527)	20.9277 (33.5620)
<i>Year Fix</i>	Y	Y	Y
<i>City Fix</i>	Y	Y	Y
<i>City Cluster</i>	Y	Y	Y
<i>N</i>	1101	1101	1101
<i>R²</i>	0.578	0.773	0.360

注：表中报告的是模型（1）回归的结果，括号表示回归得出的稳健标准差。***、**、*分别表示通过显著水平为 1%、5%、10%的检验。

5.2 政府干预、法制水平与资本市场表现

5.2.1 政府干预与资本市场表现

我们通过对国有企业与非国有企业进行分组回归，对假设 4 进行检验，结果如表 12 所示。从结果来看，官员变更对两种类型企业的股票回报率均产生显著地负面影响，但其对国有企业的影响程度更高。而官员变更显著提高了国有企业的 IPO 发行成本，但对非国有企业的发行成本影响并不显著。与我们的假设相符，由于国有企业直接受到政府的控制，市场投

资者对国有企业投资风险、投资价值的判断很大程度上是基于当地政府的政策风险与经济风险。因此，相对于非国有企业，政策不确定性与政企关系变化对国有企业带来的影响更加显著。

与前文相同，我们按照2006年世界银行发布的《政府治理与投资环境基础数据》报告中的“私营经济活跃程度”对样本进行分组，将评分低于中位数定义为政府干预程度高的地区，否则为政府干预水平低的地区¹¹。结果表明，在政府干预程度更高的地区，官员变更对股票回报率和发行费用的影响更加显著。这一结论与前文对国有企业和非国有企业的分组回归结论是一致的，政府的干预提高了市场投资者对于企业投资价值和投资风险的判断高度依赖于政府政策风险与政企关系的稳定性。

表 12 政府干预与资本市场表现

Independent Valuable	Return_dividend		Fee		Post-Profit	
企业性质:	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
Turnover	-0.199* (0.112)	-0.098** (0.041)	0.195* (0.112)	0.017 (0.021)	-1.2e+02*** (34.6618)	-1.7360 (9.3062)
其它变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	240	861	235	861	235	861
R ²	0.796	0.561	0.799	0.838	0.582	0.392
政府干预:	高	低	高	低	高	低
Turnover	-0.104* (0.046)	-0.088 (0.072)	0.061** (0.033)	-0.026 (0.041)	-36.4162*** (13.9800)	-7.6439 (10.5354)
其它变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	561	384	561	384	561	384
R ²	0.529	0.613	0.789	0.746	0.240	0.483

表 12 报告了按国有企业分组、政府干预水平分组的资本市场表现与官员变更间的关系。因变量依次为：上市后三年内经股利调整的股票收益率、上市时每股平均费用、上市后三年内利润增长率。自变量包括：公司规模（资产对数）、上市前三年平均利润增长率、上市前三年平均资产负债比率、上市前三年资本投资扩张率、上一年度城市经济增速、上一年度财政赤字。所有模型均控制了年份固定效应和城市固定效应，对异方差进行城市 clustering 处理。*，**，***分别代表 10%，5%，1%统计显著。

5.2 法治水平与资本市场表现

我们按照2006年世界银行发布的《政府治理与投资环境基础数据》报告中的变量“对法庭的信心”对样本进行分组，将评分高于中位数定义为法治水平高的地区，否则为法制水平低的地区¹²。回归结果如表13所示。结果表明，在法制水平更低的地区，地方官员变更对资本市场的影响更加显著与深刻，统计上表现为官员变更与股票回报率在5%统计水平上显著为

¹¹由于该报告仅涵盖了我国 116 个地级市或副省级城市，导致分组过程中样本存在一定的数据缺失。

¹²由于该报告仅涵盖了我国 116 个地级市或副省级城市，导致分组过程中样本存在一定的数据缺失。

负，与发行费用在1%统计水平上显著为正，并且上市后公司的盈利能力显著下降。而在法制水平较高的地区，虽然官员变更的符号与预期保持一致，但在统计上均不显著。结果验证了前文提出的假设4，即法制水平的提高能够降低官员变更对城市融资风险与资本市场表现的影响，进而有利于城市的资本市场发展。

表 13 法制水平与资本市场表现

Independent Valuable	Return		Fee		Post-profit	
	HIGN	LOW	HIGH	LOW	HIGN	LOW
Turnover	-0.074 (0.049)	-0.122** (0.062)	0.037 (0.031)	0.082* (0.044)	-17.7732 (11.3538)	-47.8136*** (17.6473)
N	521	424	521	424	521	424
R2	0.548	0.588	0.831	0.607	0.220	0.369

表 13 报告了按法制水平分组的资本市场表现与官员变更间的关系。因变量依次为：上市后三年内经股利调整的股票收益率、上市时每股平均费用、上市后三年内利润增长率。自变量包括：公司规模（资产对数）、上市前三年平均利润增长率、上市前三年平均资产负债比率、上市前三年资本投资扩张率、上一年度城市经济增速、上一年度财政赤字。所有模型均控制了年份固定效应和城市固定效应，对异方差进行城市 clustering 处理。*、**、***分别代表 10%、5%、1%统计显著。

6. 结论

由于我国缺乏地方选民投票机制和充分的自由迁移，加上地方官员在政治锦标赛的激励下对经济发展产生源源不断的动力，资本市场成为我国地方官员谋求政治诉求的工具之一。在官员的个人目标与资本配置效率存在偏离时，对官员变更与资本市场发展关系的研究具备很强的现实意义。本文从更加贴近当地政策和企业的地级市官员层面入手，利用1999-2012年我国各地级市IPO和再融资数据，对官员更替与资本市场发展的关系进行了实证研究。

我们通过研究发现，由于地方官员更替会使每股发行费用平均增加4%，股票回报率平均减少8%，说明官员更替会显著提高资本市场的运行风险，进而提高投资者对融资活动风险溢价的要求。此外，由于地方官员更替会提高公司等待的价值，并降低了公司通过审批的概率，进而显著降低城市在更替当年的IPO和再融资数量以及融资规模，并且官员更替带来的风险越大，官员更替对资本市场活跃度的影响也越显著。在此基础上，我们进一步研究法治水平以及政府干预程度对上述结论的影响。我们利用世界银行发布的《政府治理与投资环境基础数据》中的“对法庭的信心”、“非国有企业占比”等指标作为法治水平或者政府干预水平的代理变量，按照得分的高低对样本进行分组回归。结果表明，地方的法治水平能够有效降低政治因素对资本市场的影响，进而削弱了地方官员变更对融资成本以及融资规模的影响。反

之，地方政府对市场过多的干预会导致市场偏离效率，使企业，尤其是国有企业即使在融资成本过高、股票回报率过低时仍然扩大IPO或再融资活动。我们的研究证实了，地区法制水平的提高以及市场化进程能够有效降低寻租行为，提高经济市场的运行效率。另外，维持地区的政策连续性与政治稳定性对于当地资本市场的发展是十分重要的。

参考文献

Acemoglu, Daron. "Politics and economics in weak and strong states." *Journal of monetary Economics*, 2005, 52(7), 1199-1226.

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). institutions as the fundamental cause of long-run growth. In P. Aghion& S. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth* (Vol. I, pp. 386-472). North Pole: Elsevier. Bardhan, P. "Decentralization of governance and development." *The Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(4), 185-205.

Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203-1228.

Arnold, I. J., & Vrugt, E. B. (2010). Treasury bond volatility and uncertainty about monetary policy. *Financial Review*, 45(3), 707-728.

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.

Bernhard, W., & Leblang, D. (2006). *Democratic processes and financial markets: Pricing politics*. Cambridge University Press.

Białkowski, J., Gottschalk, K., & Wisniewski, T. P. (2008). Stock market volatility around national elections. *Journal of Banking & Finance*, 32(9), 1941-1953.

Boutchkova, M., Doshi, H., Durnev, A., & Molchanov, A. (2012). Precarious politics and return volatility. *Review of Financial Studies*, 25(4), 1111-1154.

Bo, Z.. "Economic performance and political mobility: Chinese provincial leaders". *Journal of Contemporary China*, 1996, 5(12), 135-154.

Brogaard, J., & Detzel, A. (2012). The asset pricing implications of government economic policy uncertainty. *University of Washington mimeo*.

Chari, A., Gupta, N., 2008. Incumbents and protectionism: The political economy of foreign entry liberalization. *Journal of Financial Economics* 88, 633-656.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009). Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets*. *The Economic Journal*, 119(534), 158-171.

Dinc, I.S., Gupta, N., 2011. The decision to privatize: Finance and politics. *The Journal of Finance* 66 (1), 241-269.

Durnev, A., Enikolopov, R., Petrova, M., & Santarosa, V. (2012). Politics, instability, and international investment flows. *Available at SSRN 1342169*.

Ederington, L. H., & Lee, J. H. (1993). How markets process information: News releases and volatility. *The Journal of Finance*, 48(4), 1161-1191.

Gemmill, G. (1992). Political risk and market efficiency: tests based in British stock and options markets in the 1987 election. *Journal of Banking & Finance*, 16(1), 211-231.

Gonul Colak, Art Durnev, Yiming Qian,(2013), Political Uncertainty and IPO Activity: Evidence from U.S. Gubernatorial Elections. Working paper.

Goodell, J. W., & Bodey, R. A. (2012). Price-earnings changes during US presidential election cycles: voter uncertainty and other determinants. *Public Choice*, 150(3-4), 633-650.

He, Y., Lin, H., Wu, C., & Dufrene, U. B. (2009). The 2000 presidential election and the information cost of sensitive versus non-sensitive S&P 500 stocks. *Journal of Financial Markets*, 12(1), 54-86.

Hicks, J., A Theory of Economic History. Oxford: Clarendon Press, 1969.

Hugh T. Patrick, (1996). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 14, No.2, pp. 174-189.

Ingersoll Jr, J. E., & Ross, S. A. (1992). Waiting to invest: investment and uncertainty. *Journal of Business*, 1-29.

Jones, B. F., & Olken, B. A. (2005). Do leaders matter? National leadership and growth since World War II. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3), 835-864.

Julio, B., & Yook, Y. (2009). Political Uncertainty and Corporate Investment. In *Third Singapore International Conference on Finance*.

Julio, Brandon, and Youngsuk Yook. (2011). Political Uncertainty and Cross-Border Flows of Capital. *Working Paper, London Business School*.

Julio, B., & Yook, Y. (2012). Political uncertainty and corporate investment cycles. *The Journal of Finance*, 67(1), 45-83.

Piotroski, J. D., & Zhang, T. (2014). Politicians and the IPO decision: The impact of impending political promotions on IPO activity in China. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 111-136.

LaPorta, R., Lopez-de-Silanes, R., Shleifer, A., Vishny, R., 1999. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance* 54, 471-517.

Leuz, C., & Oberholzer-Gee, F. (2006). Political relationships, global financing, and corporate transparency: Evidence from Indonesia. *Journal of Financial Economics*, 81(2), 411-439.

Li, H., & Zhou, L. A. (2005). Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China. *Journal of public economics*, 89(9), 1743-1762.

Li, J., & Born, J. A. (2006). Presidential election uncertainty and common stock returns in the United States. *Journal of Financial Research*, 29(4), 609-622.

Lindbeck, A., 1976. Stabilization policies in open economies with endogenous politicians. *American Economic Review* 66, 1-19.

Liu, T., (2010). Institutional Investor Protection and Political Uncertainty: Evident from Cycles of Investment and Elections. *Working Paper, Concordia University*.

Malley, J., Philippopoulos, A., & Woitek, U. (2007). Electoral uncertainty, fiscal policy and macroeconomic fluctuations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(3), 1051-1080.

Nippani, S., & Arize, A. C. (2005). US presidential election impact on Canadian and Mexican stock markets. *Journal of Economics and Finance*, 29(2), 271-279.

North, D., 1990. Institutions, Institutional Change and Economic Performance. Cambridge: Cambridge University Press.

Olson, M., 1993. Dictatorship, democracy and development. *American Economic Review* 87, 567-573.

Pantazis, C., Stangeland, D. A., & Turtle, H. J. (2000). Political elections and the resolution of uncertainty: the international evidence. *Journal of banking & finance*, 24(10), 1575-1604.

Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *The Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264.

Pastor, L., & Veronesi, P. (2011). *Political uncertainty and risk premia* (No. w17464). National Bureau of Economic Research.

Pengjie Gao and Yaxuan Qi. (2013). Political Uncertainty and Public Financing Costs: Evidence from U.S. *Gubernatorial Elections and Municipal Bond Markets*, Working Paper.

Qian, Y., Roland, G., & Xu, C. (1999). Why is China different from Eastern Europe? Perspectives from organization theory. *European Economic Review*, 43(4), 1085-1094.

Qian, Y., & Weingast, B. R. (1997). Federalism as a commitment to perserving market incentives. *The Journal of Economic Perspectives*, 11(4), 83-92.

Rajan, R., Zingales, L., 2003. The Great Reversals: The politics of financial development in the 20th century. *Journal of Financial Economics* 69, 5-50.

Ramanna, K., & Roychowdhury, S. (2010). Elections and discretionary accruals: Evidence from 2004. *Journal of Accounting Research*, 48(2), 445-475.

Santa - Clara, P., & Valkanov, R. (2003). The presidential puzzle: Political cycles and the stock market. *The Journal of Finance*, 58(5), 1841-1872.

Shleifer, A., Vishny, R., 1993. Corruption. *Quarterly Journal of Economics* 108, 599-618.

Shleifer, A., Vishny, R., 1994. Politicians and Firms. *Quarterly Journal of Economics* 109, 995-1025.

Walder, A. G. (1995). Local governments as industrial firms: an organizational analysis of China's transitional economy. *American Journal of Sociology*, 263-301.

Wurgler, J., 2000. Financial markets and the allocation of capital. *Journal of Financial Economics* 58: 187-214

Xu, C. (2011). The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development. *Journal of Economic Literature*, 49(4), 1076-1151.

曹春方, 2013:《政治权力转移与公司投资:中国的逻辑》,《管理世界》第1期。

陈浪南、屈文州, 2000:《资本资产定价模型(CAPM)的实证研究》,《经济研究》第5期。

陈艳艳、罗党论, 2012:《地方官员变动与企业投资》,《经济研究》(青年论坛专辑)。

杜兴强、曾泉、吴洁雯,“官员历练、经济增长与政治擢升——基于1978-2008年中国省级官员的经验数据”,《金融研究》,2012年第2期,第30-47页。

傅勇、张晏, 2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。

胡奕明、谢诗蕾, 2005:《银行监督效应与贷款定价——来自上市公司的一项经验研究》,《管理世界》第5期。

黄峰、杨朝军, 2007:《流动性风险与股票定价:来自我国股市的经验证据》,《管理世界》第5期。

刘煜辉、熊鹏, 2005:《股权分置、政府管制和中国IPO抑价》,《经济研究》,第5期。

罗党论、余国满、陈杰, 2014:《经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视》,《经济学季刊》即将发表。

钱先航、曹廷求、李维安, 2011:《晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为》,《经济研究》第12期。

宋立, 2004:《市政收益债券:解决地方政府债务问题的重要途径》,《管理世界》第2期。

王贤彬、徐现祥, 2008:《地方官员来源、去向、任期与经济增长——来自中国省长市委书记的证据》,《管理世界》第3期。

王贤彬、徐现祥、李郁, 2009:《地方官员更替与经济增长》,《经济学》(季刊)第4期。

徐业坤、钱先航、李维安, 2013:《政治不确定性、政治关联与民营企业投资》,《管理世界》第5期。

张尔升, 2010:《地方官员的企业背景与经济增长——来自中国省委书记、省长的证据》,《中国工业经济》第3期。

张军, 2005:“中国经济发展:为增长而竞争”,《世界经济文汇》, 2005, 4。

张军, 2005:《中国经济发展:为增长而竞争》,《世界经济文汇》第4期。

张军、高远, 2007:《官员任期,异地交流与经济增长——来自省级经验的证据》,《经济研究》第11期。

张五常, 2008. 中国的经济制度[M]. 中信出版社。

张志强, 2010:《考虑全部风险的资本资产定价模型》,《管理世界》第4期。

周黎安, 2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。

Official' s Turnover and the Development of Capital Market

— An empirical work from China cities

Abstract: Local officials tend to manipulate the development of capital market within their jurisdiction to achieve their political ambition. This paper examines the impact of local official' s turnover on the development of capital market by using a unique data of IPO issuance in 272 China cities from 1999 to 2012. Main result demonstrates that official' s turnover significantly reduce the activity of capital market, including the number of IPO issuance and the proceeds of financing. Moreover, we document that engaging in an IPO in the turnover year is inefficient —— firms engage in an IPO in the turnover year often have higher issuance cost and subsequently underperform. Further evidence suggests that government intervention prevents firms' IPO decisions from efficiency, while legal protection eases the negative effect of official' s turnover on capital market.

Keywords: Official' s turnover; IPO activity; Government intervention; Legal protection.