

【资产定价】

资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应

——基于供应链信息外溢的经验证据

杨志强 唐 松 李增泉

【摘 要】文章利用手工收集的2007-2016年间7997组客户—供应商均为上市公司的多级供应链条数据,考察客户公司信息披露对供应商生产行为的影响,以及资本市场公共信息环境和私有信息沟通的调节效应。研究发现:(1)客户信息披露质量越高,供应商与其供需波动偏离度的长鞭效应越低;当溯至再上游时,这一外溢效应依然存在,表明客户信息披露具有明显的治理效应;(2)所在行业证券化率越大,或者上下游存在战略采购协议时,客户公司信息披露的治理效应弱化,说明行业层面信息搜寻或交易双方关系型缔结提供了替代性的信息渠道;(3)进一步研究发现,客户采购比例越大,其信息披露的治理效应越强,同行信息搜寻与私有信息沟通的替代效应越弱。控制内生性问题后,以上结论仍然成立。本文为资本市场公共信息披露通过供应链传导到实体经济这一特殊机制提供了经验证据,为完善公共执法和通过责任规则促进私人履约提供了理论依据。

【关键词】信息披露;关系型合约;供应链;长鞭效应

【作者简介】杨志强,广东财经大学会计学院、上海财经大学工商管理博士后流动站;唐松,上海财经大学会计学院、会计与财务研究院;李增泉,上海财经大学会计学院、会计与财务研究院。

【原文出处】《管理世界》(京),2020.7.89~105,217

【基金项目】本文得到国家自然科学基金项目(批准号:71572100、71502041、71772114、71972124)、中国博士后科学基金面上项目(批准号:2017950637)以及教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(批准号:18JJD790011)的资助。

一、引言

党的十九大报告将“深化供给侧结构性改革”列为“建设现代化经济体系”的首要任务,明确了改革的重点是解放和发展社会生产力,推进结构性调整,减少无效和低端供给,扩大有效和中高端供给,增强供给结构对需求变化的适应性和灵活性。这反映出当前我国经济中存在较为严重的供需结构性失衡问题,具体表现为过剩产能、高库存高成本、低效率低效益等现象。供需结构性失衡问题与供应链上的“长鞭效应”(Bullwhip-effect)密切相关。所谓“长鞭效应”,是指下游企业需求量的波动会造成上游企业生产量更大幅度的波动,它形象地刻画了供需波动偏离度在供应链上逐级放大的现象,它的存在会对

企业的生产计划产生误导,造成过多的库存投资或产能过剩,使得销售不畅或客户服务水平降低等,并最终导致有效需求得不到满足。上下游企业之间的信息不对称是长鞭效应产生的重要导因,本文将从资本市场信息披露的视角深入考察其对“长鞭效应”的影响以及缓解机制。这对于实现供给与需求的更好契合,解决供需结构性失衡问题具有重要意义。

“长鞭效应”由Forrester(1961)首次提出,并经由Burbidge(1984)、Kahn(1992)、Diehl和Sterman(1995)等人的发展完善, Lee等(1997, 2006)的进一步整合、拓展和系统阐述而形成的理论体系。近年来,相关研究主要集中于探索长鞭效应的缓解方法(Dooley et al., 2010; Giulio, 2013; Chang et al., 2018)。受益于制

度的改革与变迁,我国资本市场的信息环境持续得以改善(Piotroski and Wong, 2013),利用手工收集的2007-2016年间7997组客户—供应商均为上市公司的多级供应链条数据,本文旨在探讨资本市场公共信息披露及其外溢效应是否有助于产品市场上长鞭效应的缓解及其作用机制。研究表明,客户信息披露质量越高,供应商与其供需波动偏离度及长鞭效应越低,具有治理效应;如果行业整体信息环境较好,或者供需双方存在关系型合约的缔结,供应商转向了行业信息搜寻或者获取私有信息,降低了对客户公司公开信息披露的需求。进一步研究发现,客户采购比例越大,其信息披露的治理效应越强,行业信息搜寻与私有信息渠道的替代效应越弱,即专有权投资改变了厂商对于信息搜寻成本和收益的权衡,影响其生产决策中的信息结构。

本文的研究贡献和意义在于:(1)揭示了资本市场公共信息披露通过供应链生产环节影响实体经济这一特殊的重要路径,丰富了资本市场信息披露溢出效应(Spillover Effect)的文献观点(Chen et al., 2013; Beatty et al., 2013; Brown et al., 2018)。现有关于资本市场信息披露的研究(徐寿福、徐龙炳, 2015; Dutta and Nezlobin, 2017),主要集中于分析信息披露影响资产定价进而优化资本配置的传导路径,而较少关注其通过影响其他企业生产行为的路径,本文基于上市公司客户和供应商逐一匹配的供应链条以及全行业层面供需波动的独特数据,分析了上市公司信息披露在整个供应链,以至于在全行业生产领域的溢出效应。(2)“长鞭效应”自Forrester(1961)提出以来,一直是管理学领域的重要研究主题。但现有文献中,有关缓解长鞭效应的研究局限于探索供应链系统内部的优化,忽视了依赖更低成本的资本市场公共信息披露机制改进生产效率的实践(Dooley et al., 2010; 卢继周等, 2017),本文拓展了这类文献的观点。(3)本文解释了公开信息披露、行业信息搜寻以及关系型合约3个方面信息渠道在生产决策中的相互替代关系,丰富了资本市场发展、公共执法和通过责任规则促进私人履约的相关文献观点(La Porta et al., 2006; 陆蓉等, 2017)^①。此外,从实践看,供应链中的长鞭效应与实体经济供需结构性失衡密切相关,

本文结论表明,提高公开信息披露的水平和质量,降低厂商信息搜寻成本,能更好地发挥市场配置资源的效率,为通过体制机制改革来调结构的思路提供了微观证据。

本文的后续安排如下:第二部分是理论分析与研究假说;第三部分介绍了供需波动长鞭效应的测度,并提供了当前我国供应链中长鞭效应的行业分布和年度趋势数据;第四部分是研究设计与分析,包括模型设计、描述性统计、相关性分析、基本分析和进一步分析;第五部分是稳健性检验,包括敏感性分析和内生性检验;第六部分是结论与研究启示。

二、理论分析与研究假说

(一)理论分析

系统动力学指出,一切复杂系统,在一定的“阈值条件”下,初始条件微小的变化能带动整个系统长期、巨大的连锁反应,即所谓的“蝴蝶效应”。Forrester (1961)对一个三阶段四结点的供应链系统进行仿真建模,首次发现了供应链中供应商所接受的订单比终端顾客的需求具有更大方差,且以放大的形式向供应链的上游逐级传播的现象。早期的科学管理理论认为,生产环节是可以做计划的,而销售环节则不确定性较高,下游企业的需求波动会比上游企业供应波动更大,但以上现象却与之相悖,引起了学者们极大的关注。Burbidge(1984)将系统动力学运用于工业企业供一产一销活动中,分析其信息反馈特性,从而解释了这种现象。Kahn(1992)基于汽车行业的经验研究指出,是厂商通过加大库存来控制缺货风险的动机,造成了上游比下游更大的波动。Diehl和Sterman(1995)基于行为科学理论,认为过度的反应总是出现在上游是因为参与者没有认识到系统是一个彼此联系的整体,常常做出非理性的决策,所以通过培训帮助他们养成“系统思维”,可以有效地解决问题。Lee等(1997)正式用“长鞭效应”这个术语来定义以上现象。但他们认为,产生长鞭效应的根源不是非理性决策,恰恰相反,它源于管理者追求利润最大化的理性决策,并指出长鞭效应的成因包括需求信号处理、短缺博弈、订单批量和价格波动等4个方面^②。

Lee等(1997, 2006)提出的关于长鞭效应的4个

成因被普遍接受。针对每一种具体成因,学者们纷纷提出了对应的缓解方法。例如信息共享、提高预测精确度、缩短提前期、加大订货间隔、减少订货规模、订立合同、供应链整合、第三方物流等(Dooley et al., 2010; Bray and Mendelson, 2012; Giulio, 2013; 张小玲、陆强, 2016; 卢继周等, 2017; Chang et al., 2018)。实际上,这些方法均是生产商在信息不对称条件下应对需求波动的途径,但它们是如何进入厂商决策视野的、不同机制之间的相互关系如何等问题,仍缺乏统一的分析框架。厂商进行生产决策的信息获取方式可以划分为两类:一是公共信息,主要依赖于资本市场的发展;二是私有信息,主要依赖于法律和市场机制的完善(Berkowitz et al., 2015)。在第一类信息中,与生产决策相关的又可以分为两种:一种是客户的公开信息披露,从这种信息中供应商可以动态了解客户的经营战略与风险、财务状况、经营成果和现金流量等;另一种是同行的公开信息披露,例如行业发展趋势、行业的竞争态势、同行公司的战略以及宏观经济环境等,这种信息也可以帮助供应商修正其生产决策,但需要供应商付出更多的搜索努力。如果公共信息不完善或者搜索成本太大,则生产商会转而寻求私有信息获取方式,例如上下游公司通过建立战略采购框架协议、流程再造等方式,让需求方主动披露信息。通过关系型合约获取的私有信息针对性更强,因而决策相关性会更好,但毋庸置疑其成本也更高,例如面临对方的蓄意解约、抵押品侵占等机会主义行为(Williamson, 1983)。

关于资本市场上的公开信息与私有信息之间的关系存在两种观点:一种观点认为,公开信息和私有信息存在替代关系(Verrecchia, 1982; Bushman, 1991)。假设供应链市场上,需求信息包括公开信息和私有信息两部分,那么公开信息披露减少了信息不对称,厂商利用公开信息就可以做出准确决策,减弱其私有信息搜寻的热情。反之,在一些情形下,私有信息公开披露的成本是巨大的,例如有些信息涉及商业秘密(Glaeser, 2018),或者仅仅是为了避免成为竞争对手“捕食”的对象(Bernard, 2016)等,公司有动机避免披露关于需求、研发、业绩或财务状况的真实信息,以降低风险。此时,客户供应商之间就不得不通

过私下渠道沟通,公开信息的决策相关性会相应减弱。另一种观点认为,公开信息和私有信息之间存在互补关系(Lundholm, 1988; Barron et al., 2002)。对于那些能够将公开信息处理成私有信息的市场参与者而言,在公开信息被披露之前他们能够获得较多的私有信息,公开信息披露得越多,他们拥有私有信息的数量和质量就越高。此时,公开信息刺激了他们搜集私有信息的动力,并强化了私有信息的决策相关性;同样地,随着越来越多私有信息进入决策视野,他们也更加有动机及时处理市场上的公开信息,以验证过去和预测未来,从而也提高了公开信息的决策相关性。

那么,客户公开信息披露、行业信息搜寻以及关系型合约缔结3个方面信息渠道在供应商生产决策过程中是呈替代效应还是互补效应呢?在早期的研究中,大部分学者都假设信息的获取是不需要成本的,这一与现实状况严重背离的假设渐渐被研究者们放弃(Demsetz, 1968)。对于特定厂商而言,如果不考虑信息搜索的成本和收益,似乎是信息越多越好,3类信息之间呈互补效应。但是,实践中厂商据以做出生产决策的任何信息都是有成本的,我们预期,3类信息之间会呈替代效应。直观地看,客户公开信息披露是供应商进行生产决策最直接的信息来源,需要付出的搜索努力也较少。但是,如果客户公司的信息披露质量不高,则供应商被误导的概率就比较大。很多研究表明,我国资本市场上公司层面的特质信息释放并不充分(Piotroski and Wong, 2013)。面对客户公司较低的公开信息披露质量,供应商会怎样处理呢?一个合理的推测是,其会转向信息来源的第二种渠道——行业信息。Shamir 和 Shin (2016)研究指出,在一个竞争性的供应链市场上,信息共享可以使市场上的所有公司以及消费者受益。因此,存在着较大的公共监管动机去促进市场上信息共享,使得行业的公开信息披露水平和质量会优于单一客户公司的信息披露,从而能够对其形成替代效应。而一旦客户与供应商之间不得通过更高成本的私人渠道沟通,由于私有信息的决策相关性最高,对公开信息披露自然就形成较强替代效应。

退一步讲,即使不考虑信息搜索努力的成本和

收益,互补效应也可能不会存在:一方面,相比于股票市场来说,产品市场中短期套利的空间较小,在不同信息之间进行套利的动机不足;另一方面,许多研究指出,如果过多差异化的需求信息在供应商处汇聚,造成信息过载,有可能扭曲供应商对市场需求的认识,造成供应商认为市场过度膨胀或萎缩而做出错误决策,即产生信息集聚效应(Chapman et al., 2019)。本文拟通过检验不同信息之间的相互关系,以论证以上的理论预期。

(二)研究假说

资本市场公开信息披露是公司获取与客户需求相关信息的较为全面而及时的渠道^③。但我国当前上市公司公开信息披露质量的差异较大。由于制度环境、市场化程度、经济文化发展的区域差异(王小鲁等, 2017)、公司规模、盈余水平、股权结构、企业性质、内部治理等特征(Wong, 2016)、市场和信息中介(Gu et al., 2013)、信息发布和沟通者特征(毛新述等, 2013)等因素的影响,上市公司信息披露质量良莠不齐。同时,由于在市场机制下,通常是先有需求后有供给。因此,供应链上的信息是自下往上传递的,终端的信息披露质量就能够影响上游厂商的生产决策。本文预期,下游客户公司信息披露质量越高,上游供应商信息搜寻效果就越好,对需求预测修正就越有效,例如通过更有效的财务数据分析进行更准确的预测、利用分析师等中介更精确的预测等(王雄元等, 2017);相反,低质量的信息披露则会对上游供应商形成误导(徐寿福、徐龙炳, 2015)。

另外,信息披露外部性(Information Disclosure of Externality)理论研究发现,一家上市公司所披露的信息会对其他主体产生直接或间接影响。例如Chen等(2013)考察了17个欧洲国家强制采用IFRS后,公司与国外同行的资产回报率差异对公司的投资效率产生了影响;Beatty等(2013)则研究了行业引领者伪造的财务报告如何影响同行公司的投资行为,发现同行公司会通过增加投资来对行业引领者的欺诈报告做出反应;再如Brown等(2018)研究发现,当美国证券交易委员会(SEC)对行业领导者、紧密竞争对手或众多同行公司的风险因素披露发出评论信时,未收到任何评论信的公司会在很大程度上修改其下一

年的披露。本文预期信息披露的这种溢出效应在同一供应链上应非常明显。其次,供应链是一个集成系统,除了最初厂商和最终消费者外,每一个环节的厂商都是上一环节厂商的客户,同时又是下一环节厂商的供应商。因此,如果终端C的需求信息披露水平和质量提高,则中间商B与其之间供需波动偏离度(Bullwhip Effect_{BC})就会得到缓解;而中间商B通过更加准确的订单信号或者价格信号向它的上游供应商S传递了需求信息,从而也就降低了这个阶段的供需波动偏离(Bullwhip Effect_{SB})。如此环环相扣,终端信息披露水平的提高就会对整个供应链条生产决策形成积极的改进效果。再者,最终消费者需求的波动性也会影响整条供应链的供需平衡。Giulio(2013)研究发现,最终消费者需求越平坦,零售商为了获得制造商提供的优惠折扣而存量购买的空间越大;反之,最终消费者需求波动性越强,零售商越不愿意进行高风险的库存投资,而是紧跟消费者需求与制造商签订订单。因此,本文预期在同一供应链上,任何环节的厂商的信息披露质量越好,当其沿着供应链外溢到上游中间商与供应商时,对长鞭效应就越能发挥治理效应。综上,提出如下假说。

假说H1:控制其他因素,下游客户公司公开信息披露质量越高,上游供应商与其供需波动偏离度的长鞭效应越低。

本文预期,行业信息搜寻对个体信息披露形成替代效应,具体而言:一方面,同一行业内的企业具有相同的生命周期、产品结构和竞争态势,且企业的兴衰总是和其所处的行业周期息息相关,因而,同行信息对于利益相关者的决策尤其重要。例如投资者在评价公司价值、债权人在评价企业信用等级、政府在选择行业标杆或监管对象,市场和信息中介在传递信息、经理人市场在评价职业经理人能力、产品市场在评价产品质量、公众在评价企业社会责任等时,都会参照同行信息(董敏杰等, 2015);企业重组并购、增发配股等重大业务多数也是发生在横向同行之间或者纵向行业上下游之间。对于很多企业而言,通过同行信息搜寻和分析,即可获取预测需求的有用信息,从而减少对客户信息披露的依赖。特别是,近年来我国针对一些特定行业的信息披露制定相应规

范,发布了行业信息披露指引,增加行业性元素,提高信息披露的含金量,替代效应更强。另一方面,随着供应链管理重要性的日益凸显,企业与客户、供应商集群合作和竞争的情况越来越普遍。公司所在行业证券化率越大,其通过资本市场进行交易的概率就越大,进行公开信息披露操纵的动机就越强,在监管制度和自律规则约束不到位的情形下,其信息披露质量也就越低。此时通过行业信息搜寻和分析往往能够修正需求预期,更好地安排生产,因而也减弱了客户信息披露的重要性。

为应对不确定性的产品市场竞争环境,防止客户流失,保持稳定的销售收入并对少量大客户进行高效的信息沟通和精准的需求分析,一些厂商会选择与下游客户签订战略购销协议,以共享同质资源,形成供应链整合效应(闫国庆等,2012)。此时,双方信任关系将依赖长期交往所形成的专有资产和法律对合约关系的保护,它们足以保障双方自动履约,以更高效的信息沟通保持供需稳定,然后分享增量租金(Ketkar et al., 2012)。随着需求信息的专有性越来越凸显,例如根据契约条款定制的特殊设备、产能规模、厂址选择、特殊人力资本投资、遴选客户进入董事会等(Dhaliwal et al., 2016; Minnick and Raman, 2017),厂商将越来越依赖于私有信息做决策,使得公共机制信息的决策相关性降低。Fan等(2014)研究就发现,关系型交易的存在显著降低了盈余的价值相关性。其次,由于关系型交易限定于契约双方,公开信息披露可能会泄露公司的商业秘密,使得通过不同来源信息相互竞争来监督管理层提供真实信息的可能性降低(李增泉,2017)。再者,当不存在关系型合约缔结时,客户公司为了在上游供应商中尽可能多地获取商业信用、销售折扣、更好的售后服务等,倾向于进行更高质量公开信息披露,以让潜在供应商对其信用水平有更好的评价;而一旦签订了关系型合约,公开信息披露的信号作用降低,减弱其披露高质量公开信息的动机(方红星等,2017)。最后,关系型交易依赖于双方的专有投资,这给监管部门、信息中介、市场中介等利益相关者鉴证公开信息的真实性带来了极大的困难,也会使得信息的决策相关性降低。基于以上诸因素,提出如下假说。

假说 H2: 控制其他因素,所在行业证券化率越大或客户供应商之间存在战略采购协议,则下游客户公开信息披露质量与上下游供需波动偏离度及其长鞭效应之间的相关关系越弱。

基于信息搜索努力的成本和收益分析,预期行业信息搜索或者私人信息沟通会对公司公开信息披露形成替代效应。但是,随着客户公司采购比例占公司总的销售规模的比例增大,供应商就越来越需要在信息搜索努力成本与大客户潜在流失带来不确定性的成本之间进行权衡,从而改变各类信息之间的相互关系。很多研究表明,当单个客户很重要时,其议价能力相对于供应商来说就更强,此时供应商分享的租金份额就越小,其盈利能力、研发创新和成长能力都会受到制约(Irvine et al., 2016; Krolkowski and Yuan, 2017),为了减少对于特定客户的依赖、拓展客户资源或者进行多元化经营以确保稳定的盈利水平,供应商会变得更加重视其他信息,甚至会为了保持竞争优势而“不计成本”地进行信息搜索,不同信息之间替代效应变弱。再者,从信息传递方向来看,当下游客户公司议价能力变得越来越强,上游供应商越需要主动披露信息,信息会自上游往下游传递,客户更换供应商的成本越低,这种传递路径越明显(Crawford et al., 2019)。此时,供应商需要更多生产决策相关的信息,同样会降低各类信息之间的替代效应。基于此,提出如下假说。

假说 H3: 控制其他因素,下游客户公司采购比例越大,行业信息搜寻与私有信息渠道对其公开信息披露质量的替代效应越弱。

三、供需波动长鞭效应的测度与分布

长鞭效应本质上是供需波动偏离度在供应链上由于信息失真而逐级放大(Lee et al., 1997),由于难以识别供应链结构,现有的实证研究通常只考虑用单个企业的生产波动对需求波动的偏离来度量长鞭效应。例如 Cachon 等(2007)、Shan 等(2014)等的度量:

$$AR = \frac{\text{Var}(\text{Production})}{\text{Var}(\text{Demand})} \quad (1)$$

其中, $\text{Var}[\]$ 代表波动性,分子和分母分别是公司生产和需求的波动性。因此,如果这个比率大于 1 (即公司的生产波动大于需求波动),则认为存在长鞭

效应。Shan等(2014)运用该指标,发现2002–2009年间中国超过2/3的上市公司存在长鞭效应。这种度量方法只计算单个行业或者企业生产和需求之间的放大比率,并不能说明下游企业的放大比率比上游企业更小,与Lee等(1997)的思想不尽一致^④。中国证监会颁布的上市公司年报准则,鼓励上市公司披露前五大客户供应商的购销数据,这为识别供应链结构提供了契机。我们手工将供应链中上下游均是上市公司的样本链条进行匹配,然后定义长鞭效应为:

$$\text{Bullwhip} = \frac{\text{AR}_{\text{supplier}}}{\text{AR}_{\text{customer}}} = \frac{\text{Var}(\text{Production}_{\text{supplier}})/\text{Var}(\text{Demand}_{\text{supplier}})}{\text{Var}(\text{Production}_{\text{customer}})/\text{Var}(\text{Demand}_{\text{customer}})} \quad (2)$$

为了提供稳健性结果,本文同时使用放大比率(AR)作为因变量。

借鉴以上文献做法,分别以销售额(Sales)和销售成本(COGS)作为企业需求量的代理变量。对于生产量,由下式计算得到:

$$\text{Production}_{it} = \text{COGS}_{it} + \text{Inv}_{it} - \text{Inv}_{it-1} \quad (3)$$

其中,Inv_{it}为i公司第t年末存货净值;COGS_{it}为i公司第t年末销售成本。为了消除时间趋势,本文对生产和需求序列进行对数和一阶差分变换,生成两个新的序列,即分别由序列{X_{it}}变换为序列(ln(X_{it})-ln(X_{it-1})),并将新的序列代入式(1),则AR和Bullwhip计算如下:

$$\text{AR}_{it} = \frac{\sigma(\text{Production}_{it})}{\sigma(\text{Demand}_{it})} \quad (4)$$

$$\text{Bullwhip} = \frac{\text{AR}_{it,\text{supplier}}}{\text{AR}_{it,\text{customer}}} = \frac{\sigma(\text{Production}_{\text{supplier}})_{it}/\sigma(\text{Demand}_{\text{supplier}})_{it}}{\sigma(\text{Production}_{\text{customer}})_{it}/\sigma(\text{Demand}_{\text{customer}})_{it}} \quad (5)$$

式(4)和(5)中,σ[]表示变量的标准差。

图1和图2分别列示了2003–2016年间我国上市公司供需波动偏离度及其长鞭效应的年度和行业分布情况。整体来看,AR和Bullwhip的年度均值都大于1,介于1.1~2.2之间,说明存在明显的长鞭效应;而且不同度量方法下的Bullwhip值均大于AR值,表明若以AR值度量长鞭效应,会低估了我国上市公司供应链中长鞭效应的程度。

从年度趋势来看,由图1可知,2009年是一个明

显的分界点,2009年之前,上市公司供需波动偏离度及其长鞭效应呈持续的缩小趋势;2009年之后整体上呈放大趋势,其中,2010年上升至高点后于2011年回落,之后Bullwhip逐年放大,而AR呈缩小趋势,直到2015年出现拐点。可见,我国上市公司长鞭效应并不存在Shan等(2014)所得到的逐年递减的趋势,即使在他们的样本期间(2002–2009年)内,以Bullwhip度量的长鞭效应也有反复,但总趋势基本一致。从图2看,除了采矿业、住宿和餐饮业、卫生和社会工作等少数行业外,大部分行业的AR和Bullwhip值都大于1,交通运输、仓储和邮政业、信息传输、软件和信息技术服务业、房地产业等行业超过2,呈现

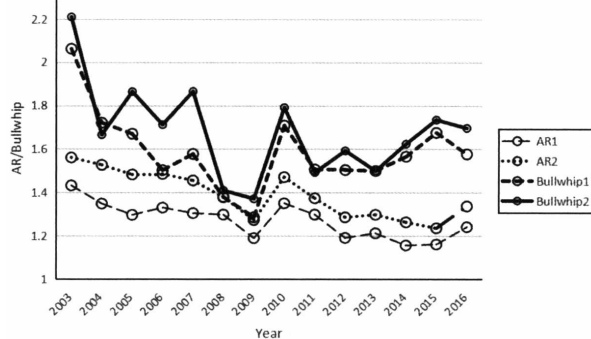


图1 上市公司供需波动偏离度及其长鞭效应年度分布情况

注:AR1中以利润表中的主营业务成本的波动代替需求量波动(Shan et al., 2014);AR2中以利润表中的主营业务收入波动代替需求量波动(Cachon et al., 2007),图中列示的为年度均值。

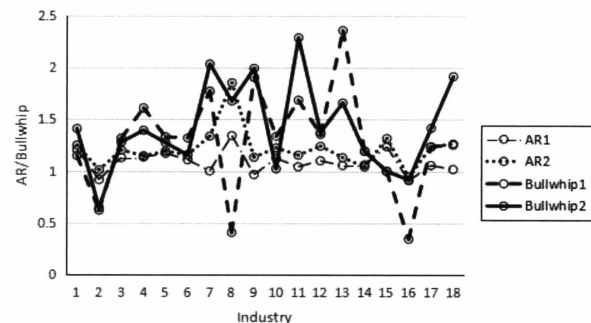


图2 上市公司供需波动偏离度及其长鞭效应行业分布情况

注:图中列示的AR和Bullwhip为行业均值,行业代码按证监会行业分类指引(2012版)整理:1.农、林、牧、渔业;2.采矿业;3.制造业;4.电力、热力、燃气及水生产和供应业;5.建筑业;6.批发和零售业;7.交通运输、仓储和邮政业;8.住宿和餐饮业;9.信息传输、软件和信息技术服务业;10.金融业;11.房地产业;12.租赁和商务服务业;13.科学研究和技术服务业;14.水利、环境和公共设施管理业;15.教育;16.卫生和社会工作;17.文化、体育和娱乐业;18.综合。

较严重的放大效应。

四、研究设计与分析

(一)数据、变量与方法

1.样本选择

2007–2016年沪深两市共有3080家上市公司披露了前五大客户及供应商的名称信息,公司一年度数据24832条,其中客户15010条,供应商9822条。我们手工匹配客户和供应商均为上市公司的供应链条,共有“客户—供应商”二级供应链7997条,“客户—中间商—供应商”三级供应链232条。本文对连续变量在1%和99%分位上进行Winsorize处理,以消除极端值的影响。供应链上客户—供应商之间的战略采购协议数据通过查阅公司年报文本、公司官网、深交所和上交所信息披露平台、百度搜索引擎等多种方式进行收集^⑤;全行业生产量、存货、需求量等数据由CSMAR、CCER行业数据库以及国家统计局相关统计数据整理所得;其他上市公司数据取自CSMAR数据库。考虑到年报数据中的错报问题,本文去除异常样本:(1)缺乏重要财务指标的样本;(2)与会计准则不符合样本。

2.模型与变量

为了检验研究假说H1,构建如下面板数据模型:

$$\begin{aligned} AR_{i,t}/Bullwhip_{i,t}/AR_ind_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 IDQ_{i,t-1} + \\ & \beta_2 InvDays_{i,t-1} + \beta_3 ApDays_{i,t-1} + \beta_4 ArDays_{i,t-1} + \\ & \beta_5 SeasonRatio_{i,t-1} + \beta_6 Rho_{i,t-1} + \beta_7 GM_{i,t-1} + \\ & \beta_8 Size_{i,t-1} + \beta_9 Lev_{i,t-1} + \beta_{10} MB_{i,t-1} + \beta_{11} SOE_{i,t-1} + \\ & \beta_{12} Top1_{i,t-1} + \beta_{13} Duality_{i,t-1} + \sum industry + \\ & \sum year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (I)$$

其中, $AR_{i,t}$ 为供需波动偏离度, $BullWhip_{i,t}$ 为供需波动偏离度的长鞭效应, $AR_ind_{i,t}$ 为全行业供需波动偏离度。 $IDQ_{i,t}$ 为公开信息披露质量, 本文借鉴Raman和Shahrur(2008)以及Fan等(2012)的做法, 采用修正Jones模型并考虑公司业绩和成长性的可控流动性应计利润($DA_{i,t}$)绝对值进行度量, $DA_{i,t}$ 绝对值越大, 公开信息披露质量越差。借鉴Cachon等(2007)、Shan等(2014)的研究, 控制了如下可能影响供需波动偏离度和长鞭效应的因素, 包括存货周转天数($InvDays_{i,t}$)、应付账款周转天数($ApDays_{i,t}$)、应收账款周转天数($ArDays_{i,t}$)、季节性趋势因子($SeasonRatio_{i,t}$)、

需求冲击的持续性($Rho_{i,t}$)、毛利率($GM_{i,t}$)、公司规模($Size_{i,t}$)、财务杠杆($LEV_{i,t}$)、市账比值($MB_{i,t}$)、产权性质($SOE_{i,t}$)、第一大股东持股比例($Top1_{i,t}$)、是否两职合一($Duality_{i,t}$)等; 同时, 文章的主要模型均控制了年度固定效应、行业固定效应和企业固定效应。上述变量定义详见表1。

为了检验研究假说H2, 构建如下面板数据模型:

$$\begin{aligned} AR_{i,t}/Bullwhip_{i,t}/AR_ind_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 IDQ_{i,t-1} + \\ & \beta_2 Moderator_{i,t-1} + \beta_3 IDQ \times Moderator_{i,t-1} + \\ & \beta_4 InvDays_{i,t-1} + \beta_5 ApDays_{i,t-1} + \beta_6 ArDays_{i,t-1} + \\ & \beta_7 SeasonRatio_{i,t-1} + \beta_8 Rho_{i,t-1} + \beta_9 GM_{i,t-1} + \\ & \beta_{10} Size_{i,t-1} + \beta_{11} Lev_{i,t-1} + \beta_{12} MB_{i,t-1} + \beta_{13} SOE_{i,t-1} + \\ & \beta_{14} TOP1_{i,t-1} + \beta_{15} Duality_{i,t-1} + \sum ind + \\ & \sum year + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (II)$$

其中, 调节变量Moderator分别由所在行业证券化率 PLC_i 和客户—供应商是否存在战略采购协议虚拟变量 $Agreement_{i,t}$ 替代^⑥。其余变量均与模型(I)一致, 详见表1。

为了检验研究假说H3, 本文以客户采购比重(Procurement)作为分组变量, 当客户采购比重大于中位数时, 划分为High Procurement组, 否则划分为Low Procurement组, 然后对模型(II)中行业证券化率和战略采购协议的调节效应分别进行回归。

(二)实证结果及分析

1.描述性统计

表2Panel A列示了各变量的描述性统计数据。由表可见, 行业证券化率(PLC)均值为16.9%, 王益和齐亮(2003)计算了1997–2001年间我国证券化率均值是35.97%, 他们认为, 该指标并不能真实反映我国证券市场的发展规模, 剔除我国特殊的非流通股等因素的影响后, 实际在16%左右。因此, 本文计算行业证券化率的算法是较为稳健的。

表2Panel B列示了下游客户公司公开信息披露质量与上下游客户—供应商之间供需波动长鞭效应之间的单变量相关关系。可以看到, 在一级供应链中, 非操控应计DA与供需波动放大比率(AR)两个指标显著正相关; 在二级供应链中, 下游客户公司C的非操控应计DA与上游供应商公司S的供需波动放大比率(AR)和上下游之间长鞭效应($Bullwhip_SC$)均呈

表 1 变量定义表	
因变量	
AR	供需波动偏离度,借鉴 Cachon 等(2007)、Shan 等(2014),等于每年生产波动(月度标准差)对需求波动(月度标准差)的比值,其中,分别以销售额和销售成本(均做对数和一阶差分变换)作为需求量的代理变量,得到 AR1 和 AR2。
Bullwhip	长鞭效应,供应链上游企业 AR 与下游企业 AR 的比值,即上下游供需波动偏离度的放大比率。对应 AR1 和 AR2,分别得到 Bullwhip1 和 Bullwhip2。
AR_ind	全行业供需波动偏离度,等于每年整个行业生产波动(季度标准差)对需求波动(季度标准差)的比值,其中,分别以产品销售收入和产品销售成本(均做对数和一阶差分变换)作为需求量的代理变量*,得到 AR1_ind 和 AR2_ind。
自变量	
DA	基于修正 Jones 模型并考虑公司业绩和成长性影响(Raman and Shahrur, 2008)的可操纵流动性应计利润的绝对值。
KDA	基于修正 Jones 模型并考虑公司业绩影响(Kothari et al., 2005)的可操纵流动性应计利润的绝对值。
RDS	流动性应计利润无法转化为过去、现在和将来经营活动产生现金流量的程度(Dechow and Dichev, 2002; 李丹、宋衍衡, 2010)。具体地,对如下模型分行业、分年度回归: $TA_{it} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, 其中 CFO 为经营活动产生的现金流量, ΔRVE 为主营业务收入的变化, PPE 为当年固定资产总值。则 RDS 为各年度前 3 年(含当年)回归残差标准方差的自然对数。
KV	KV 指数,即交易量对收益率的影响系数(Kim and Verrecchia, 2001)。具体地,对模型 $Ln \left \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} \right = \alpha + \beta (Vol_t - Vol_0) + \mu_t$ 进行回归,并提取 β 系数均日交易量。 $0000 \times \beta$, 其中, p_t 为第 t 日收盘价, Vol_t 为第 t 日交易量(股数), Vol_0 为年度所有交易日平均日交易量。
TA	流动性总应计利润绝对值。
Custdemand	年报文本中需求信息披露程度。具体地,对于客户公司每年的年报,利用计算机程序对以下与需求信息相关的关键词进行定位:“生产、需求、供应、供给、采购、销售、客户、订单、产能、供需、供求、存货、缺货、库存、供不应求、供大于求”,计算关键词总词频,并用年报页码进行标准化。
PLC	行业证券化率,指每个年度每个行业内上市公司销售总额占全行业销售额的比重。
Agreement	战略采购协议,当客户—供应商之间存在战略采购协议时取值 1,否则为 0。
Procurement	客户采购比重,指上游客户采购量占供应商当年总销售量的比例。
控制变量	
InvDays	存货周转天数的自然对数
ApDays	应付账款周转天数的自然对数
ArDays	应收账款周转天数的自然对数
SeasonRatio	季节性趋势因子通过以下式子计算: $Season\ Ratio_{it} = \frac{Var[Demand_{it}] - Var[deseasonalized Demand_{it}]}{Var[Demand_{it}]}$, 其中 $Var[]$ 为标准差因子 deseasonalized $Demand_{it}$ 为公司每年每季度需求 $Demand_{it}$ 对季节虚拟变量回归的残差。
Rho	需求冲击的持续性,借鉴 Cachon 等(2007)的计算,假设需求服从一阶序列相关 $D_t = d + \rho D_{t-1} + \mu_t$, 基于季度数据,对于公司 i 第 t 年,定义需求冲击持续性 $Rho_{it} = \hat{\rho}$ 。
GM	毛利率=(销售收入-销售成本)/销售收入×100%
Size	公司规模,等于公司总资产的对数
LEV	资产负债率=总负债/总资产
MB	市账比值=公司市值/账面价值
ROA	总资产收益率=净利润/年初总资产
SOE	是否国企虚拟变量,若为国企取值 1,否则为 0。
Top1	公司第一大股东持股比例
Duality	是否两职合一,若总经理兼任董事长则取值 1,否则为 0。
Audit	审计质量,若聘用的审计机构是国际四大会计师事务所取值 1,否则为 0。
Market	市场化程度,根据《中国分省份市场化指数报告(2016)》(王小鲁等, 2017)整理。

注:将工业行业数据和上市公司数据匹配时,行业归类存在差异的,查阅上市公司主营业务范围进行调整。

显著正相关;在三级供应链,下游客户公司 C 的非操控应计 DA 与上游供应商公司 S 的供需波动放大比率 (AR)呈显著正相关,而与上中游之间长鞭效应(Bullwhip_SB)呈负相关,但不大显著。初步验证了本文的

表2 样本描述

Panel A:描述性统计					
变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
AR1	27763	1.263	1.018	0.104	7.077
AR2	27759	1.374	1.211	0.113	8.459
AR1_ind	13389	0.975	0.622	0.006	9.698
AR2_ind	13389	0.982	0.608	0.006	8.658
Bullwhip1	16052	1.577	2.228	0.032	19.774
Bullwhip2	15961	1.670	2.439	0.028	20.933
DA	26685	0.138	0.135	0	0.907
KDA	26830	0.123	0.128	0	0.916
TA	28571	0.105	0.145	0.001	1.040
RDSD	22198	19.508	1.328	16.447	23.078
KV	15845	1.256	1.750	0.009	10.895
Opaque	16292	3.917	0.661	2	5
Custdemand	10028	1.769	0.597	0.681	4.363
PLC	23692	0.169	0.226	0.006	1
Agreement	32154	0.146	0.353	0	1
Procurement	15745	0.073	0.105	0.001	1
RSQ	36972	-0.252	0.835	-2.848	1.512
Overcapacity	16009	0.109	0.312	0	1
InvDays	29509	4.552	1.414	-7.027	15.615
ApDays	31760	4.150	1.016	-5.800	16.670
ArDays	31625	3.796	1.558	-12.899	17.494
SeasonRatio	29101	-2.481	3.199	-14.664	0.671
Rho	28241	-0.370	0.452	-1.806	1.788
GM	31868	0.265	0.168	-0.0001	0.735
Size	31895	21.665	1.286	18.834	26.356
LEV	31895	0.473	0.246	0.050	1.614
MB	31124	2.724	2.062	0.077	12.989
ROA	29978	0.038	0.070	-0.284	0.235
SOE	33860	0.453	0.498	0	1
Top1	24585	0.356	0.153	0.085	0.75
Duality	24225	0.231	0.421	0	1
Audit	31011	0.464	0.499	0	1
Market	29933	7.156	1.712	0	9.950
PanelB: 公开信息披露质量与供需波动长鞭效应相关性					
一级供应链	AR1		AR2		
DA	0.015** (0.013)		0.019*** (0.002)		
S-C两级供应链	S: AR1	S: AR2	Bullwhip_SC1	Bullwhip_SC2	
C: DA	0.023*** (0.004)	0.014* (0.066)	0.097*** (0.000)	0.080*** (0.000)	
S-B-C三级供应链	S: AR1	S: AR2	Bullwhip_SB1	Bullwhip_SB2	
C: DA	0.061** (0.016)	0.057** (0.024)	-0.045* (0.097)	-0.034 (0.226)	

注:***、**和*分别表示检验系数在1%、5%和10%水平上统计显著,括号内的数值为p值。

假说,即客户信息披露质量越高,供需波动偏离度及其长鞭效应越低,并且在供应链上存在信息外溢效应。

2. 基本分析

表3列示了假说H1的检验结果,6个模型的F检验值均在1%水平上显著,表明模型总体上是有效的。由表可见,公开信息披露质量指标DA与供需波动放大比率(AR)两个指标均在5%水平上显著正相关,与上下游之间长鞭效应(Bullwhip)两个指标均在1%水平上显著正相关;同样地,DA与公司所在行业全行业供需波动放大比率(AR_ind)两个指标也都在5%水平上显著正相关。结果表明,下游客户公司信息披露质量越高,上游供应商信息搜寻效果就越好,对需求预测修正就越有效,供需波动放大比率及其长

鞭效应就越低,并且上市公司信息披露的这一治理效应会沿着供应链外溢到行业内其他公司,从而对全行业供需波动放大比率产生影响,验证了本文假说H1。

表4列示了假说H2中行业证券化率调节效应的检验结果,6个模型的F检验值均在1%水平上显著,表明模型总体上是有效的。由表可见,第1、2列中,交乘项IDQ_{i,t-1}×PLC_{i,t-1}分别在10%和5%水平上显著为负,即所在行业证券化率负向调节了公司信息披露质量与公司供需波动放大(AR)之间的正相关关系;第3、4列中,IDQ_{i,t-1}×PLC_{i,t-1}均在1%水平上显著为负,所在行业证券化率也负向调节了下游客户公司C信息披露质量与上下游客户—供应商之间长鞭效应(Bullwhip)之间的正相关关系;同样地,第5、6列中,

变量	一级供应链		多级供应链		全行业	
	AR1	AR2	Bullwhip1	Bullwhip2	AR_ind1	AR_ind2
常数项	1.367*** (6.927)	1.942*** (7.751)	1.886*** (3.168)	0.934 (1.399)	3.634 (1.288)	9.226*** (3.421)
DA _{i,t-1}	0.133** (2.189)	0.156** (2.099)	0.860*** (3.442)	0.667*** (2.700)	0.111** (1.971)	0.145** (2.207)
InvDays _{i,t-1}	0.090*** (9.477)	0.082*** (5.487)	0.118*** (3.544)	0.109*** (2.858)	0.169** (2.187)	0.142* (1.820)
ApDays _{i,t-1}	-0.041*** (-3.410)	-0.029* (-1.670)	-0.099** (-2.333)	-0.074* (-1.657)	0.220*** (6.231)	0.002 (0.039)
ArDays _{i,t-1}	-0.009 (-1.188)	-0.016* (-1.673)	0.033 (1.403)	0.031 (1.260)	-0.065** (-2.374)	-0.054* (-1.768)
SeasonRatio _{i,t-1}	-0.024*** (-7.912)	-0.021*** (-5.857)	-0.016*** (-2.938)	-0.020*** (-3.279)	0.011*** (6.273)	0.015*** (5.772)
Rho _{i,t-1}	-0.049** (-2.549)	-0.055** (-2.347)	0.092* (1.870)	0.095** (2.026)	0.205** (2.292)	0.874*** (4.609)
GM _{i,t-1}	0.166** (2.494)	0.677*** (6.582)	0.200 (0.973)	0.723*** (3.137)	-0.971*** (-3.768)	0.248 (1.241)
Size _{i,t-1}	-0.019** (-2.053)	-0.016 (-1.365)	-0.051** (-2.037)	0.000 (0.015)	-0.021 (-0.293)	-0.235*** (-3.488)
Levv _{i,t-1}	0.006 (0.578)	0.015 (1.406)	0.443** (2.515)	0.454** (2.545)	-2.272*** (-7.950)	-1.449*** (-9.268)
MB _{i,t-1}	-0.008 (-1.494)	-0.008 (-1.170)	-0.054*** (-3.938)	-0.046*** (-2.610)	-0.082*** (-2.647)	-0.352*** (-18.223)
SOE _{i,t-1}	-0.001 (-0.049)	-0.004 (-0.161)	-0.106* (-1.656)	-0.039 (-0.572)	0.010 (0.754)	0.028* (1.755)
Top1 _{i,t-1}	0.025 (0.371)	-0.016 (-0.200)	0.469** (2.569)	0.251 (1.308)	-3.071 (-0.898)	-2.654 (-0.848)
Duality _{i,t-1}	0.021 (0.907)	0.017 (0.625)	0.130* (1.709)	0.145* (1.874)	-0.008 (-0.564)	-0.010 (-0.591)
行业	Yes					
年度	Yes					
公司固定效应	Yes					
N	17762	17750	8428	8347	7484	7484
Adj-R ²	0.030	0.033	0.019	0.018	0.422	0.220
F-Value	13.89***	15.47***	3.51***	3.48***	555.93***	77.71***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。在多级供应链中,控制变量均为上游企业数值;而当因变量为全行业供需波动放大比率时,连续型控制变量均取行业均值,下同。

表 4 行业证券化率、客户公司信息披露质量与上下游供需波动长鞭效应

变量	一级供应链		多级供应链		全行业	
	AR1	AR2	Bullwhipl	Bullwhip2	AR_ind1	AR_ind2
常数项	1.167*** (5.516)	1.223*** (4.722)	2.034** (2.222)	0.330 (0.555)	2.557*** (5.074)	4.944** (2.410)
$DA_{i,t-1}$	0.177** (2.332)	0.221** (2.441)	2.318*** (5.185)	1.924*** (4.207)	0.151** (2.309)	0.220*** (3.082)
PLC_{t-1}	-0.072*** (-2.592)	-0.082*** (-2.594)	0.021 (0.167)	0.013 (0.126)	0.357*** (11.473)	0.365*** (4.892)
$DA_{i,t-1} \times PLC_{t-1}$	-0.277* (-0.817)	-0.371** (-2.009)	-1.914*** (-3.434)	-1.607*** (-2.625)	-0.484** (-1.988)	-0.782** (-2.036)
$InvDays_{t-1}$	0.097*** (9.205)	0.092*** (5.740)	0.182*** (6.897)	0.131*** (3.595)	0.004 (0.200)	0.105** (1.986)
$ApDays_{t-1}$	-0.045*** (-3.509)	-0.039** (-2.224)	-0.068** (-2.102)	-0.068* (-1.676)	0.062** (2.162)	0.189*** (5.143)
$ArDays_{t-1}$	-0.011 (-1.473)	-0.015 (-1.537)	0.059*** (2.648)	0.058** (2.150)	-0.005 (-0.307)	-0.043** (-2.377)
$SeasonRatio_{t-1}$	-0.024*** (-7.680)	-0.028*** (-4.729)	-0.100*** (-10.288)	-0.150*** (-11.606)	0.012*** (4.710)	0.004*** (15.156)
Rho_{t-1}	-0.050** (-2.468)	-0.079*** (-3.264)	-0.112* (-1.927)	0.042 (0.631)	0.116** (2.362)	0.150** (2.252)
GM_{t-1}	0.139** (2.021)	0.649*** (6.355)	0.083 (0.464)	0.744*** (3.639)	0.031 (0.285)	-1.013*** (-5.191)
$Size_{t-1}$	-0.022** (-2.472)	-0.026** (-2.354)	-0.031 (-1.493)	-0.012 (-0.495)	-0.090*** (-4.325)	-0.056 (-1.506)
Lev_{t-1}	0.005 (0.456)	0.015 (1.275)	0.173** (2.206)	0.169** (2.380)	-1.147*** (-9.786)	-2.109*** (-8.681)
MB_{t-1}	-0.003 (-0.571)	-0.005 (-0.826)	0.010 (0.760)	-0.004 (-0.254)	-0.113*** (-6.806)	-0.051* (-1.928)
SOE_{t-1}	0.015 (0.642)	0.016 (0.591)	-0.058 (-0.979)	0.019 (0.309)	0.021 (1.633)	0.009 (0.764)
$Top1_{t-1}$	0.008 (0.120)	-0.044 (-0.534)	0.376** (2.422)	0.370** (2.214)	3.358*** (7.290)	-4.517 (-1.426)
$Duality_{t-1}$	0.010 (0.421)	-0.002 (-0.074)	0.119* (1.905)	0.181*** (2.711)	-0.008 (-0.479)	-0.005 (-0.362)
行业	Yes					
年度	Yes					
公司固定效应	Yes					
N	16585	16583	9819	9777	7484	7484
Adj-R ²	0.027	0.041	0.046	0.057	0.419	0.451
F-Value	17.92***	12.12***	7.58***	7.86***	257.99***	2027.15***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

IDQ_{i,t-1}×PLC_{t-1}都在5%水平上显著为负,所在行业证券化率负向调节了上市公司信息披露质量与所在行业全行业供需波动放大比率(AR_ind)之间正相关关系。以上结果表明,对于供应商而言,行业层面的信息搜寻对客户公司公开信息披露具有显著的替代效应,即所在行业证券化率越大,行业整体信息环境越好,行业层面信息搜寻对厂商生产决策的相关性就越大,客户信息披露的治理效应减弱,支持了本文假说H2。

表5列示了假说H2中战略采购协议调节效应的检验结果,两个模型的F检验值均在1%水平上显著,表明模型总体上是有效的。由表可见,交乘项IDQ_{i,t-1}×Agreement_{t-1}分别在5%和10%水平上显著为负,如果客户—供应商之间签订战略采购协议,则下游客户公司C信息披露质量与上下游客户—供应商之间长鞭效应(Bullwhip)之间的正相关变弱。换句话说,私人关系型缔结提供了替代性的信息渠道,减弱了客户公

开披露信息的治理效应,也支持了本文假说H2。

表6列示了假说H3的检验结果,4个模型的F检验值均在1%或5%水平上显著,表明模型总体上是有效的。本文对模型(Ⅱ)中行业证券化率和战略采购协议的调节效应,按照客户采购比例高低分样本进行

表5 战略采购协议、客户公司信息披露质量与
上下游供需波动长鞭效应

变量	多级供应链	
	Bullwhipl	Bullwhip2
常数项	0.330 (0.790)	-0.344 (-0.710)
DA _{t-1}	1.167*** (4.232)	0.985*** (4.663)
Agreement _{t-1}	0.082 (0.932)	0.096 (0.889)
DA _{t-1} ×Agreement _{t-1}	-1.099** (-2.012)	-1.033* (-1.720)
InvDays _{t-1}	0.184*** (7.038)	0.108*** (4.607)
ApDays _{t-1}	-0.079** (-2.347)	-0.083** (-2.421)
ArDays _{t-1}	0.074*** (3.771)	0.055*** (2.633)
SeasonRatio _{t-1}	-0.088*** (-9.486)	-0.001 (-0.527)
Rho _{t-1}	-0.102* (-1.691)	-0.186*** (-2.660)
GM _{t-1}	0.893*** (4.444)	0.795*** (4.647)
Size _{t-1}	-0.021 (-1.314)	0.038* (1.828)
Lev _{t-1}	0.281** (2.095)	0.286*** (3.414)
MB _{t-1}	0.023* (1.707)	0.006 (0.450)
SOE _{t-1}	-0.119** (-2.152)	0.017 (0.313)
Top1 _{t-1}	0.337** (2.091)	0.460*** (2.808)
Duality _{t-1}	0.107 (1.623)	0.192*** (3.022)
行业	Yes	
年度	Yes	
公司固定效应	Yes	
N	9593	9125
Adj-R ²	0.040	0.012
F-Value	8.466***	7.175***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

回归。可以看到,交乘项DA_{t-1}×PLC_{t-1}和DA_{t-1}×Agreement_{t-1}均在低采购比例组(Low Procurement)显著负相关,而在高采购比例组(High Procurement)不显著,表明随着客户公司采购比例增大,专有性投资越来越多,供应商决策失误带来的成本也会上升,加之为减少对大客户的依赖以确保长期稳定的盈利水平,供应商会更加重视其他与需求相关的信息,从而使得各类信息之间的替代效应减弱,支持本文假说H3。

3. 进一步分析:基于客户年报需求信息的文本分析

上市公司信息披露中约有80%属于文本叙述信息,是传递生产经营状况和战略规划的重要窗口。为避免采用总括性的信息披露质量指标可能存在的不匹配问题,本文借鉴Loughran和McDonald(2016)、王雄元等(2017)等学者有关年报可读性和特定信息披露的文本分析方法,构建了客户公司年报需求信息披露程度变量Custdemand,具体定义如表1所示。Custdemand越大,表示客户公司年报中披露的与需求信息直接相关的信息越充分,表7列示了基于该变量的回归结果。由表可见,Custdemand_{t-1}与AR、Bullwhip和AR_ind均在5%或10%水平上显著负相关,也就是说,客户公司年报中披露的与需求信息直接相关的信息越充分,供需波动偏离度及其长鞭效应就越小,支持了假说H1。替代效应检验中,行业证券化率均正向调节了Custdemand_{t-1}与AR、Bullwhip和AR_ind之间的负相关关系,其中,交乘项Custdemand_{t-1}×PLC_{t-1}在第4、5列分别在1%和10%水平上显著。总体而言,以上结论支持假说H2。

五、稳健性检验

(一)敏感性分析

1. 基于信息披露质量不同度量方法的稳健性检验

(1)可操控应计利润业绩匹配模型:KDA_{t,t0}。为了避免不同度量方法产生的误差对本文结果造成影响,我们还基于业绩匹配的修正Jones模型(Kothari et al., 2005)以及DD模型(Dechow and Dichev, 2002)对操纵性应计利润进行了度量。变量定义如表1所示。

表8-1列示了业绩匹配的可操控应计利润(KDA)与供需长鞭效应之间关系以及替代效应的回归结果。如表前3列所示,KDA_{t-1}与AR_t、Bullwhip_t和

表6 客户采购比例对生产信息替代效应的影响:分组检验

变量	Bullwhip			
	Low Procurement	High Procurement	Low Procurement	High Procurement
常数项	-2.785*** (-2.994)	-0.064 (-0.058)	-2.215** (-2.427)	0.617 (0.370)
DA _{t-1}	1.525*** (3.154)	0.981 (1.505)	1.380*** (3.160)	0.961* (1.707)
PLC _{t-1}	-0.140 (-0.637)	-0.738*** (-4.117)		
DA _{t-1} ×PLC _{t-1}	-1.376** (-1.976)	-0.059 (-0.060)		
Agreement _{t-1}			0.127 (0.857)	-0.204 (-0.844)
DA _{t-1} ×Agreement _{t-1}			-1.611* (-1.796)	1.073 (0.518)
InvDays _{t-1}	0.157*** (2.734)	0.093* (1.890)	0.152*** (2.753)	0.094* (1.845)
ApDays _{t-1}	0.031 (0.401)	-0.094 (-1.493)	0.003 (0.038)	-0.112* (-1.801)
ArDays _{t-1}	0.037 (1.210)	0.042 (0.995)	0.020 (0.668)	0.043 (1.030)
SeasonRatio _{t-1}	-0.111*** (-4.658)	-0.062*** (-3.526)	-0.035*** (-3.201)	-0.043*** (-3.069)
Rho _{t-1}	0.014 (0.134)	0.075 (0.780)	-0.061 (-0.692)	0.028 (0.294)
GM _{t-1}	-0.023 (-0.071)	1.069*** (2.792)	-0.144 (-0.456)	1.091*** (2.847)
Size _{t-1}	0.105** (2.348)	0.038 (0.757)	0.104** (2.443)	0.048 (0.974)
Lev _{t-1}	0.076 (1.045)	0.475** (2.007)	0.111 (1.407)	0.400* (1.791)
MB _{t-1}	0.021 (0.989)	-0.052** (-2.220)	0.003 (0.254)	-0.063*** (-2.754)
SOE _{t-1}	0.080 (0.678)	-0.159 (-1.469)	0.063 (0.535)	-0.177 (-1.636)
Top1 _{t-1}	-0.501* (-1.735)	0.048 (0.145)	-0.363 (-1.276)	0.017 (0.053)
Duality _{t-1}	0.001 (0.011)	-0.010 (-0.082)	-0.010 (-0.092)	-0.032 (-0.278)
行业	Yes			
年度	Yes			
公司固定效应	Yes			
N	2996	3204	3126	3275
Adj-R ²	0.045	0.034	0.036	0.038
F-Value	4.712***	3.131***	3.970***	2.328***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

AR_ind之间均呈显著正相关关系,与表3的结果一致,即下游客户公司信息披露质量越高,供需波动偏离度及其长鞭效应就越小。替代效应检验中,由列4~7中交乘项KDA_{t-1}×PLC_{t-1}和KDA_{t-1}×Agreement_{t-1}的系数符号可知,行业证券化率和战略采购协议均显著负向调节KDA_{t-1}与AR、Bullwhip和AR_ind之间的正相关关系,即替代效应也不受操纵性应计利润

度量方法的影响。

(2)可操控应计利润DD模型:RDSD_{i,t}。表8-2列示了DD模型计算的可操控应计利润(RDSD)与供需长鞭效应之间关系以及替代效应的回归结果。由表可见,除了战略采购协议的调节效应不显著,主要回归结果均支持前文结论。Dechow和Dichev(2002)认为,RDSD的计算不单纯依赖有效市场假说,它既能

表 7

客户公司年报需求信息披露与上下游供需波动长鞭效应

变量	一级供应链	多级供应链	全行业	调节变量:行业证券化率			调节变量:战略采购协议
	AR	Bullwhip	ARind	AR	Bullwhip	AR_ind	Bullwhip
常数项	0.028 (0.037)	1.484 (0.889)	4.272** (2.527)	0.270 (0.348)	4.568* (1.725)	12.339*** (4.724)	0.365 (0.683)
Custdemand _{t-1}	-0.046** (-2.077)	-0.430** (-2.082)	-0.052*** (-3.577)	-0.067** (-2.368)	-0.846** (-2.001)	-0.025 (-1.273)	-0.059* (-1.926)
PLC _{t-1}				-0.277*** (-2.933)	-2.272** (-1.975)	0.069 (0.394)	
Custdemand _{t-1} × PLC _{t-1}				0.087*** (2.711)	0.843* (1.905)	0.039 (0.463)	
Agreement _{t-1}							0.024 (0.116)
Custdemand _{t-1} × Agreement _{t-1}							-0.044 (-0.451)
InvDys _{t-1}	0.201*** (4.430)	0.203*** (3.321)	0.051 (1.059)	0.185*** (4.994)	0.213*** (2.978)	0.247*** (4.767)	0.134*** (4.254)
ApDays _{t-1}	-0.165 (-1.218)	-0.086 (-0.678)	0.197*** (4.695)	-0.084 (-1.562)	-0.071 (-0.418)	0.400*** (9.220)	-0.028 (-0.743)
ArDays _{t-1}	0.009 (0.277)	0.150** (2.534)	-0.142*** (-5.356)	-0.026 (-1.192)	0.162** (2.246)	-0.272*** (-10.478)	0.058** (2.256)
SeasonRatio _{t-1}	-0.076*** (-7.347)	-0.159*** (-5.690)	-0.001** (-2.032)	-0.031 (-1.484)	-0.166*** (-4.971)	-0.000 (-0.082)	-0.146*** (-12.298)
Rho _{t-1}	-0.116 (-1.358)	0.108 (0.442)	1.965*** (14.017)	-0.046 (-0.934)	0.120 (0.425)	2.047*** (13.440)	-0.004 (-0.099)
GM _{t-1}	0.871*** (3.789)	0.975** (2.059)	0.187 (0.948)	0.943*** (3.948)	0.946 (1.359)	-1.461*** (-4.473)	0.740*** (3.557)
Size _{t-1}	0.034 (0.807)	-0.057 (-0.907)	-0.135** (-2.069)	0.006 (0.165)	-0.086 (-1.123)	-0.080 (-1.459)	-0.009 (-0.385)
Lev _{t-1}	0.130 (1.116)	0.134 (0.256)	-2.575*** (-8.031)	0.083 (0.427)	0.027 (0.116)	-4.623*** (-10.673)	0.127** (1.962)
MB _{t-1}	0.018 (0.966)	-0.044 (-0.605)	-0.438*** (-18.434)	0.011 (0.726)	-0.062 (-0.720)	-0.362*** (-12.495)	-0.011 (-0.778)
SOE _{t-1}	-0.036 (-0.701)	0.136 (1.035)	0.026 (1.224)	-0.055 (-1.005)	0.214 (1.409)	-0.001 (-0.080)	-0027 (-0.449)
TopI _{t-1}	-0.064 (-0.396)	0.721 (1.311)	6.312*** (5.347)	-0.169 (-1.134)	1.019 (1.571)	-15.517** (-2.185)	0.275 (1.625)
Duality _{t-1}	0.051 (0.717)	0.519 (1.527)	0.008 (0.396)	0.049 (0.670)	0.642 (1.586)	0.008 (0.428)	0.130* (1.911)
行业	Yes						
年度	Yes						
公司固定效应	Yes						
N	6185	10402	2643	6050	8559	2641	10402
Adj-R ²	0.032	0.030	0.419	0.037	0.033	0.466	0.044
F-Value	8.406***	7.329***	647.548**	4.113***	6.356***	1012.806***	10.320***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

够衡量可操控性应计利润,也可以衡量非故意的会计估计错误,因而该方法也较好地控制了制度性因素对本文结论的影响。

(3)总应计利润:TA_{t,t0}。Chen等(2018)指出,通常采用回归方程残差项作为第二阶段估计因变量的方法可能存在遗漏变量等估计偏差。本文借鉴其解决

方法的思想,直接采用总应计利润作为解释变量进行稳健性检验,以避免进行两阶段回归。总应计利润越大,其无法转化为自由现金流量的潜在风险也就越大,因此也可以作为衡量信息披露质量的替代性变量。

由表8-3可见,TA_{t-1}与AR、Bullwhip和AR_ind之

间均呈显著正相关关系;替代效应检验中,行业证券化率分别在10%和5%水平上负向调节 TA_{i-1} 与Bullwhip和AR_ind之间的正相关关系,战略采购协议也在10%水平上负向调节 TA_{i-1} 与Bullwhip之间的正相

关关系,支持了的主检验假说。

(4)KV 指数: $KV_{i,t}$ 。我们借鉴 Kim 和 Verrecchia (2001)的方法计算交易量对收益率的影响系数(KV 指数,定义详见表1)来度量信息披露质量,KV 指数

表 8-1 信息披露质量:业绩匹配的可操控应计利润与供需长鞭效应

变量	一级供应链	多级供应链	全行业	调节变量:行业证券化率			调节变量:战略采购协议
	AR	Bullwhip	AR_ind	AR	Budlwhip	AR_ind	Bullwhip
常数项	1.452*** (5.978)	1.861*** (3.123)	2.849 (1.094)	1.178*** (4.569)	1.796** (2.100)	1.512 (1.262)	0.698 (1.600)
KDA_{i-1}	0.166** (2.112)	0.947*** (3.789)	0.087* (1.849)	0.247*** (2.669)	2.693*** (5.849)	0.150** (2.220)	1.150*** (4.106)
PLC_{i-1}				-0.105*** (-3.373)	0.040 (0.291)	0.358*** (4.941)	
$KDA_{i-1} \times PLC_{i-1}$				-0.334* (-1.696)	-1.896*** (-2.893)	-0.693* (-1.870)	
$Agreement_{i-1}$							0.044 (0.500)
$KDA_{i-1} \times Agreement_{i-1}$							-1.008* (-1.661)
Controls	Yes						
行业	Yes						
年度	Yes						
公司固定效应	Yes						
N	17762	8388	7484	16583	9770	7467	10437
Adj-R ²	0.022	0.020	0.438	0.045	0.053	0.433	0.033
F-Value	10.23***	3.529***	2573.75***	32.58***	7.802***	2429.61***	8.248***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

表 8-2 信息披露质量:DD 模型计算的可操控应计利润与供需长鞭效应

变量	一级供应链	多级供应链	全行业	调节变量:行业证券化率			调节变量:战略采购协议
	AR	Bullwhip	AR_ind	AR	Budlwhip	AR_ind	Bullwhip
常数项	1.028*** (2.933)	-3.045 (-1.097)	-4.372*** (-2.936)	1.295*** (4.352)	-0.510 (-0.620)	6.958*** (3.356)	-2.836 (-0.953)
RDS_{i-1}	0.047*** (3.495)	0.202* (1.753)	0.020** (2.164)	0.036*** (2.657)	0.058** (2.256)	0.015*** (3.469)	0.915** (2.025)
PLC_{i-1}				-0.020 (-0.492)	4.761*** (3.383)	1.005*** (27.456)	
$RDS_{i-1} \times PLC_{i-1}$				-0.009** (-2.522)	-0.248*** (-3.686)	-0.055*** (-14.410)	
$Agreement_{i-1}$							-0.030 (-0.097)
$RDS_{i-1} \times Agreement_{i-1}$							1.237 (0.935)
Controls	Yes						
行业	Yes						
年度	Yes						
公司固定效应	Yes						
N	15163	11417	6121	12235	9607	6800	10456
Adj-R ²	0.039	0.030	0.407	0.048	0.026	0.473	0.023
F-Value	17.40***	3.029***	280.26***	12.59***	4.908***	2967.04***	3.61***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

越低表明上市公司信息披露质量越高。回归结果如表8-4所示。由表可见, KV指数与AR、Bullwhip分别在10%和1%水平呈显著正相关关系, 与AR_ind也呈正相关, 但不显著, 总体上支持假说H1。替代效应检验中, 交乘项KV_{t-1}×PLC_{t-1}和KV_{t-1}×Agreement_{t-1}均在1%或5%水平上显著, 说明假说H2也成立。KV指数反映的是市场交易信息, 既包含了强制性信息披露, 也包含了自愿性信息披露, 所以更为全面, 避免了采用应计利润度量信息披露质量潜在的一些偏误(周开国等, 2011), 因此, 以上稳健性结果进一步强化了本文主要发现。

此外, 深圳证券交易所每年都对在其上市的公司进行信息披露质量考核。这是我国唯一的由权威机构发布的公开信息披露考核纪录, 较为客观可靠。本文也据以构建信息透明度指数进行了稳健性检验。结果仍然支持本文的假说。限于篇幅, 不再详细列示。

2. 行业公开信息环境的稳健性测试

2013年上交所发布了《上市公司日常信息披露工作备忘录第十二号》和《上市公司分行业经营性信息披露指引(第一、二、三号)》, 以房地产、石油和天然气开采、煤炭开采和洗选3个行业将作为首批试点, 推出分行业经营性信息披露指引作为上交所提高信息披露有效性的重要创新。同年, 深交所也选取了广播电影电视、药品和生物制品这两个行业, 制定了首批“行业信息披露指引”, 对两个行业信息披露进行规范和细化。本文预期, 行业信息披露指引颁布后, 涉及企业的信息披露中将加入更多行业元素。另外, 由于行业层面信息环境变得更好, 供应商进行行业信息搜寻成本也会更低。那么, 指引颁布后, 行业信息环境的改善是否也会对公司个体信息披露质量形成替代效应呢?

鉴于指引颁布(2013年)前后, 可以构建较干净的组别和时间变量, 本文通过双重差分(Difference-in-Differences)来分析行业信息披露指引颁布的净效应:

$$IDQ_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Treated_{i,t} + \beta_2 Guide_{i,t} + \beta_3 DID_{i,t} + \beta_4 / ASSET_{i,t-1} + \beta_5 (\Delta SALES_t - \Delta AR_t) / ASSET_{i,t-1} + \beta_6 PPE_t / ASSET_{i,t-1} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Lev_{i,t} + \beta_{10} MB_{i,t} + \beta_{11} SOE_{i,t} + \beta_{12} Top1_{i,t} + \beta_{13} Duality_{i,t} +$$

$$\beta_{14} Audit_{i,t} + \beta_{15} Market_{i,t} + \sum ind + \sum year + \sum ind \times year + \varepsilon_{i,t}$$

$$Bullwhip_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 IDQ_{i,t} + \beta_2 Treated_{i,t} + \beta_3 Guide_{i,t} + \beta_4 DID_{i,t} + \beta_5 IDQ_{i,t} \times Treated_{i,t} + \beta_6 IDQ_{i,t} \times Guide_{i,t} + \beta_7 IDQ_{i,t} \times DID_{i,t} + \beta_8 InvDays_{i,t} + \beta_9 ApDays_{i,t} + \beta_{10} ArDays_{i,t} + \beta_{11} SeasonRatio_{i,t} + \beta_{12} Rho_{i,t} + \beta_{13} GM_{i,t} + \beta_{14} Size_{i,t} + \beta_{15} Lev_{i,t} + \beta_{16} MB_{i,t} + \beta_{17} SOE_{i,t} + \beta_{18} Top1_{i,t} + \beta_{19} Duality_{i,t} + \sum ind + \sum year + \varepsilon_{i,t}$$

Guide_{i,t}表示指引颁布时间虚拟变量, 以2013年为事件年度, 事件发生前一年取0, 事件发生后一年取1^⑦; Treated_{i,t}为行业组别虚拟变量, 纳入信息披露规范试点的行业企业取1, 否则取值0; DID=Treated_{i,t}×Guide_{i,t}。为了控制以残差DA作为因变量可能存在的估计偏误(Chen et al., 2018), 第一阶段模型中加入了估计DA时的解释变量以及行业、年度交互固定效应。另外, 在模型中按照时序加入指引颁布当年和前后各年虚拟变量与事件变量的交互项, 以检验模型是否满足“平行趋势假定”, 若指引颁布前的交互项系数不显著, 则表明样本数据满足平行趋势假定^⑧。

表9第1列中, DID_t的回归系数为-0.013, 在5%水平上显著, 也就是说指引颁布后相对于颁布前, 试点行业企业信息披露质量更好; 第2列中, Before3, Before2, Before1和Current的系数均不显著, 而After1、After2的系数分别在1%和5%水平上显著负相关, 模型满足平行趋势假定; 第3列中, 交乘项DA×DID_t的回归系数-1.839, 在5%水平上显著, 即指引颁布后行业信息搜索对个体公司信息披露质量形成替代效应, 验证了假说H2。

此外, 本文还利用国务院工业和信息化部产业政策司公布的“行业一年度”产能过剩信息披露事件(孙安其, 2018)进行了稳健性测试。未列示结果同样支持假说H2。

(二) 控制内生性的进一步检验

为解决公司信息披露质量与长鞭效应之间可能存在反向因果关系导致的内生性问题, 主检验(表3)中自变量均滞后一期。但是, 这并不能完全消除共同驱动偏误和遗漏变量导致的内生性问题^⑨。为此,

表 8-3 信息披露质量:总应计利润与供需长鞭效应

变量	一级供应链	多级供应链	全行业	调节变量:行业证券化率			调节变量:战略采购协议
	AR	Bullwhip	ARind	AR	Bullwhip	AR_ind	Bullwhip
常数项	1.852*** (7.725)	0.748 (1.324)	5.640** (1.988)	1.193*** (4.590)	0.737 (1.066)	7.776*** (3.330)	0.064 (0.111)
TA _{t-1}	0.156** (2.332)	1.341*** (5.394)	0.099** (2.077)	0.199** (2.250)	1.766*** (4.979)	0.224*** (3.207)	0.337 (1.572)
PLC _{t-1}				-0.075*** (-2.670)	-0.149 (-1.616)	0368*** (5.740)	
TA _{t-1} ×PLC _{t-1}				-0.196 (-1.069)	-1.305* (-1.668)	-0.704** (-2.085)	
Agreement _{t-1}							0.000 (0.001)
TA _{t-1} ×Agreement _{t-1}							-0.887* (-1.709)
Controls	Yes						
行业	Yes						
年度	Yes						
公司固定效应	Yes						
N	17767	12694	7497	16587	10647	7497	9079
Adj-R ²	0.049	0.043	0.421	0.049	0.046	0.435	0.016
F-Value	24.44***	4.804***	549.98***	26.13***	4.883***	709.13***	3.533***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

表 8-4 信息披露质量:KV 指数与供需长鞭效应

变量	一级供应链	多级供应链	全行业	调节变量:行业证券化率			调节变量:战略采购协议
	AR	Bullwhip	AR_ind	AR	Bullwhip	AR_ind	Bullwhip
常数项	0.236 (0.773)	1.223 (1.242)	5.125 (1.392)	0.307 (0.593)	2.092** (2.370)	8.061*** (2.660)	1.224 (1.010)
KV _{t-1}	0.015* (1.677)	0.064*** (3.635)	0.001 (0.147)	0.005 (0.404)	0.068*** (3.544)	0.021*** (3.884)	0.060*** (2.853)
PLC _{t-1}				-0.053 (-1.464)	-0.255*** (-2.956)	0.469*** (8.277)	
KV _{t-1} ×PLC _{t-1}				-0.040** (-1.980)	-0.105** (-2.393)	-0.118*** (-7.136)	
Agreement _{t-1}							-0.017 (-0.137)
KV _{t-1} ×Agreement _{t-1}							-0.093** (-2.248)
Controls	Yes						
行业	Yes						
年度	Yes						
公司固定效应	Yes						
N	12401	9537	5707	11240	9150	5707	9537
Adj-R ²	0.070	0.022	0.427	0.072	0.015	0.447	0.015
F-Value	43.381***	4.204***	403.77***	13.112***	3.864***	671.41***	3.398***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

本文采用公司被监管部门处罚这一外生事件进行稳健性检验。

公司在某一年度发生与信息披露相关的违规事件(虚假记载、误导性陈述、推迟披露,重大遗漏、披露不实,一般会计处理不当等),被证监会等监管部门以

警告、罚款、谴责、批评、市场禁入、没收违法所得等方式进行处罚,本文据以构建 Post Violation 变量,违规年份赋值0,处罚之后年份赋值1。这一事件会使得公司在短期内会针对信息披露漏洞进行整改,以应对监管部门的持续关注,从而提高了信息披露质量,但

表9 行业公开信息环境：
基于特定行业信息披露指引颁布事件的DID检验

变量	第一阶段		第二阶段
	DA	DA:平行趋势检验	Bullwhip
常数项	0.070 (0.000)	-0.069*** (-2.681)	1.808*** (3.785)
DA _i			-0.014 (-0.051)
Treated _i	0.007* (1.824)	0.013*** (3.074)	0.024 (0.271)
Guide _i	-0.005 (-0.235)	0.035*** (6.703)	-0.350*** (-3.328)
DID _i	-0.013** (-2.534)		0.144 (1.048)
Before3		0.003 (0.439)	
Before2		0.008 (1.168)	
Before1		-0.008 (-1.341)	
Current		-0.009 (-1.512)	
After1		-0.040*** (-5.870)	
After2		-0.015** (-2.362)	
DA _i ×Treated _i			1.268** (2.398)
DA _i ×Guide _i			3.643*** (9.557)
DA _i ×DID _i			-1.839** (-2.191)
InvDays _i			0.177*** (8.287)
ApDays _i			-0.075*** (-2.838)
ArDays _i			0.039** (2.324)
SeasonRatio _i			-0.048*** (-13.521)
Rho _i			-0.065* (-1.709)
GM _i			0.018 (0.330)
1/Asset _{t-1}	0.145*** (16.686)	0.073*** (15.590)	
(ΔSalse _t -ΔAR _t)/ Asset _{t-1}	0.003*** (4.490)	0.005*** (5.812)	
PPE _t /Asset _{t-1}	-0.006*** (-4.139)	-0.006** (-2.569)	
ROA _t	0.029** (2.439)	0.034*** (3.019)	
Size _t	0.143*** (15.901)	0.076*** (15.770)	-0.023 (-1.356)

(续表9)

变量	第一阶段		第二阶段
	DA	DA:平行趋势检验	Bullwhip
Lev _i	0.024*** (3.569)	0.007(1.121)	0.225*** (3.789)
MB _i	0.013*** (12.952)	0.012*** (9.557)	0.005 (0.633)
SOE _i	0.012*** (4.679)	0.004* (1.836)	-0.083* (-1.860)
Top1 _i	0.041*** (5.931)	0.080*** (10.881)	0.003* (1.937)
Duality _i	0.009*** (2.659)	0.009*** (3.029)	0.076 (1.560)
Audit _i	-0.000 (-0.164)	-0.003* (-1.907)	
Market _i	0.02** (2.461)	0.04*** (6.900)	
行业	Yes		
年度	Yes		
行业×年度	Yes	Yes	—
公司固定效应	Yes		
N	15756	15756	12685
Adi-R ²	0.319	0.238	0.044
F-Value	47.710***	48.340***	15.072***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

却对长鞭效应没有直接影响,从而外生于因变量^⑨。

分两阶段进行检验,第一阶段先检验公司被处罚之后,针对信息披露漏洞进行的整改是否提高了公司信息披露质量;第二阶段再检验其对长鞭效应的影响。考虑到KV指数能够更好地捕捉某一特定事件发生时点公司信息披露质量的即时反应和变化,本文将其作为第一阶段的因变量,由表10第1列可见,Post Violation_{it}的系数符号-0.147,在1%水平上显著,与预期相符;第2列中,Before3, Before2, Before1 和 Current的系数均不显著,而After1, After2, After3的系数均在1%水平上显著负相关,满足平行趋势假定;从第3至第5列结果看,Post Violation_{it}与AR_{it}和Bullwhip_{it}均显著负相关,与AR_{indt}也呈负相关关系,但不显著。结果表明,本文结论在控制内生性之后依然成立。

此外,本文还基于内部控制缺陷整改的外生事件以及组内差分等方法进行检验,以尽量克服内生性的影响。未列示的结果均显示,本文的主要结论依然成立。

表 10 内生性检验:公司违规事件与供需波动长鞭效应

变量	第一阶段		第二阶段		
	KV	KV:平行趋势检验	AR	Bullwhip	AR_ind
常数项	7.542*** (12.861)	8.561*** (12.439)	0.655 (1.245)	5.607 (1.056)	7.154** (2.557)
PostViolation _{it}	-0.147*** (-2.606)		-0.098** (-2.442)	-0.745*** (-2.596)	-0.006 (-0.311)
Before3		0.010 (0.196)			
Before2		0.060 (1.443)			
Before1		0.004 (0.102)			
Current		0.028 (0.779)			
After1		-0.094*** (-3.113)			
After2		-0.088*** (-2.873)			
After3		-0.197*** (-5.625)			
InwDays _{it}			0.187*** (6.920)	0.398* (1.917)	0.049 (1.021)
ApDays _{it}			-0.054* (-1.868)	-0.125 (-0.638)	0.355*** (10.227)
ArDays _{it}			0.002 (0.145)	-0.144 (-0.900)	-0.073*** (-4.928)
SeasonRatio _{it}			-0.145*** (-12.642)	-0.005 (-1.329)	0.002*** (11.506)
Rho _{it}			0.078 (1.341)	-0.053 (-0.291)	0.119*** (2.606)
GM _{it}			0.788*** (3.929)	0.490 (0.426)	-1.513*** (-6.068)
ROA _{it}	0.910** (2.554)	1.052*** (3.048)			
Size _{it}	-0.310*** (-11.454)	-0.369*** (-11.310)	-0.036 (-1.608)	0.177 (0.809)	-0.018 (-0.289)
Lev _{it}	-0.057 (-0.437)	-0.103 (-0.744)	0.001 (0.053)	0.412 (1.067)	-2.261*** (-6.043)
MB _{it}	0.017 (0.698)	0.023 (1.318)	0.007 (0.938)	-0.080* (-0.846)	0.041* (1.947)
SOE _{it}	-0.099* (-1.656)	-0.171*** (-2.946)	0.024 (0.557)	-1.251*** (-6.540)	0.006 (0.508)
Top1 _{it}	1.230*** (7.311)	1.238*** (6.820)	-0.174 (-1.292)	1.776 (1.209)	-12.854*** (-2.954)
Duality _{it}	-0.001 (-0.013)	0.063 (1.084)	0.044 (0.890)	0.336 (0.991)	0.001 (0.070)
Audit _{it}	-0.098* (-1.962)	-0.071 (-1.523)			
Market _{it}	0.038** (2.529)	0.037** (2.454)			
行业	Yes				
年度	Yes				
公司固定效应	Yes				
N	5240	9168	7655	4754	6264
Adj-R ²	0.191	0.182	0.101	0.029	0.458
F-Value	36.43***	50.74***	8.504***	4.822***	242.03***

注:括号内的数值为基于稳健性标准差计算的t值,***、**和*分别表示双尾t-检验值在1%、5%和10%水平上统计显著。

六、结论与启示

研究资本市场信息披露的溢出效应如何缓解供需结构性失衡,提高企业生产效率,促进资源优化配置,是坚持服务实体经济的根本发展方向、扎实推进资本市场改革稳定发展的题中之义。本文基于2007-2016年7997组上下游客户供应商均为上市公司的多级供应链条数据,研究公司信息披露如何影响其他企业生产行为,从而缓解供应链长鞭效应,以及行业信息搜索和私有信息沟通机制的调节效应。研究发现,下游客户信息披露质量越高,供应商与其供需波动偏离度的长鞭效应越低,发挥治理效应;当溯至再上游时,这一外溢效应依然存在。公司所在行业证券化率的提高和上下游公司之间签订战略采购协议减弱了公司信息披露的治理效应,不同信息渠道之间存在显著的替代效应。尽管如此,随着客户采购比例的提高,其信息披露的治理效应变强,同行信息搜寻与私有信息沟通的替代效应减弱。本文以上结论不受主要解释变量和因变量度量方法差异、内生性问题等的影响。

本文研究的政策启示在于:第一,深入改革引发供需结构失衡的体制机制性因素,构建以信息披露为中心的上市公司“强监管”,能有效降低公司生产决策的信息成本,增强供给结构对需求变化的适应性和灵活性。

第二,规范资本市场信息披露质量,增加信息披露中的行业元素。建立以市场调结构为主导的长效机制依赖于稀缺资源信息的有效传递。因此,应当从信息供求双方的多样性和信息传递空间的层次化出发,通过增加上市公司分行业经营性信息披露指引的覆盖面、推行行业内具有代表性的上市公司的信息披露做法作为同行的示范等,逐步夯实上市公司信息披露制度的建设。据此,生产商便可更多地依赖公共机制信息做出生产决策,降低其信息搜寻成本,提高决策效率,从而缓解整个行业供需波动的偏离。

第三,适度扩大资本市场规模,增强市场的包容性。在全面提升上市公司质量的基础上,可以提高涉及国计民生和高端制造行业证券化率,切实发挥上市公司在该类行业中的标杆和引领作用。通过改善行业内整体信息环境,能更好地发挥市场机制配

置资源的作用。

最后,应通过制定明确的责任规则,作为诉讼或追偿时的标准,降低私人履约成本,促进私人合约的缔结。关系型合约是公开信息机制的一种替代性的安排,供需双方基于关系契约形成的信任关系将依赖于法律对履约的保护程度或者第三方仲裁,在我国当前整体市场机制还不够完善的背景下尤其重要。

注释:

①法律是内在不完备的,使得侵权诉讼和合同诉讼这两种私人履约的手段既成本高昂又存在较多不可预知性,不足以阻止证券欺诈行为。为解决执法不力的问题,许多国家制定了证券法。La Porta等(2006)以49个国家为样本,研究指出,证券法引入公共执法,提供了一个替代私人履约的公共执法机构——金融监管机构——有效降低资本市场的运行成本;同时,证券法强化了信息披露和投资者追偿时的相关责任规则促进了私人履约,从而也促进了资本市场的发展。该文本数据表明,后者的治理效应更为显著。

②大多数情况下,厂商的一些生产决策之所以被视为“非理性”,往往只是因为漠视或者忽略了某些约束条件,例如当厂商在信息、知识匮乏的时候做出的决策,在局外人看来是“非理性”的,但是,对于该厂商而言,获取足够信息的成本可能高昂到使他宁愿在没有足够信息的情况下做决策,即“合乎理性的无知”。

③为了落实上市公司监管逐步向以强化信息披露为主过渡的改革思路,我国证监会颁布了《上市公司信息披露管理办法》,规定公司除了需要定期披露年度和中期财务报告外,还需要针对重大事件随时披露临时报告,例如经营方针和经营范围的重大变化、订立重要合同、进行重大投资、发生重大亏损、预计业绩大幅变动、主要业务陷入停顿、生产经营的外部条件发生的重大变化等。所有这些信息都有助于厂商修正下游企业需求预测,更合理地安排生产。

④Shan等(2014)也意识到这个缺陷,他们提供了一些原因:首先,考虑到供应链结构和企业链条数据集的复杂性,很难清楚地确定企业之间的供应关系;其次,很难确定企业在供应链中所处的阶段;另外,由于供应链网络中的汇集效应,使得下游企业不一定需求波动不一定更少。

⑤通过百度等公共搜索引擎检索的时候,通过输入“客户简称供应商简称战略采购协议/长期购销合同/战略合作协议/战略合作框架/长期销售协议”等关键词进行搜索,考虑到有些协议签订时间比较久,搜索平台没有置前推送,我们每次搜索都将页面往后翻至少10页以上,并对每一条财经报道文本进行仔细阅读,以减少遗漏重要战略合作协议的风险。需要指出的是,我们并不能完全排除有些公司签订战略采购协议但并未通过任何形式披露的情况。尽管如此,相对来说那些签订战略协议且披露出来的公司,战略协议的重要性将更加凸显,因而是更稳健的估计。

⑥现有文献主要是通过计算网络中心度或客户集中度等综合性指标(唐松等,2017)来刻画客户—供应商关系,本文基

于匹配好的供应链数据,能够识别基于现实合约缔结的供应链关系。

⑦由于深交所和上交所2013年颁布首批“行业信息披露指引”后,2015年之后又陆续颁布其他行业指引,一旦时间拉长,会增加噪音,所以本文双重差分分析时间虚拟变量选取指引颁布前后一年。

⑧由于2015年之后又陆续颁布其他行业指引,因而这里只取指引颁布后两年的趋势。

⑨如果公司有着很好的经营管理流程或者风险控制系统,意味着其会对产品流、信息流和资金流全方位把控,同时也会更加关注合规性方面可能带来的企业风险,因而会提供更高质量的信息披露;较好的经营管理流程和风险控制系统,自然会降低库存、提高产能利用率、提高供应链协同效应,也即上下游供需波动长鞭效应会较弱。

⑩由于公司违规事件同一家公司可能多次发生,不同公司发生的年份也不同(多次事件),因此,很难构建一个干净的组别变量和时间变量,以满足DID的一般形式,本文采用DID的变化形式,即定义一个状态变量,用以标示在某时间点某公司是否经历了事件,然后再加入公司固定效应进行回归,以消除了公司层面不随时间变化的因素(Bertrand and Mullainathan, 2003)。

参考文献:

- [1]董敏杰、梁泳梅、张其仔:《中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素》,《经济研究》,2015年第1期。
- [2]方红星、张勇、王平:《法制环境、供应链集中度与企业会计信息可比性》,《会计研究》,2017年第7期。
- [3]李丹、宋衍衡:《及时披露的年报信息可靠吗?》,《管理世界》,2010年第9期。
- [4]卢继周、冯耕中、王能民、马云高:《信息共享下库存量牛鞭效应的影响因素研究》,《管理科学学报》,2017年第3期。
- [5]陆蓉、何婧、崔晓蕾:《资本市场错误定价与产业结构调整》,《经济研究》,2017年第11期。
- [6]李增泉:《关系型交易的会计治理——关于中国会计研究国际化的范式探析》,《财经研究》,2017年第2期。
- [7]毛新述、王斌、林长泉、王楠:《信息发布者与资本市场效率》,《经济研究》,2013年第10期。
- [8]孙安其:《产能过剩与审计治理——基于审计费用风险溢价的实证研究》,《上海财经大学学报》,2018年第2期。
- [9]唐松、王俊杰、马杨、孙铮:《可抵押资产、社会网络与商业信用》,《南开管理评论》,2017年第3期。
- [10]王小鲁、樊纲、余静文:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社,2017年。
- [11]王雄元、李岩琼、肖恣:《年报风险信息披露有助于提高分析师预测准确度吗?》,《会计研究》,2017年第10期。
- [12]王益、齐亮:《资本市场开放的国际比较与中国的选择》,《管理世界》,2003年第6期。
- [13]徐寿福、徐龙炳:《信息披露质量与资本市场估值偏误》,《会计研究》,2015年第1期。
- [14]闫国庆、李肖钢、李秋正:《传统商业企业向商贸供应链公司转型分析——基于宁波阿凡达商贸供应链集成运营模式

式的案例研究》,《管理世界》,2012年第4期。

[15]周开国、李涛、张燕:《董事会秘书与信息披露质量》,《金融研究》,2011年第7期。

[16]张小玲、陆强:《供应链中断下顾客缺货反应对牛鞭效应的影响研究》,《中国管理科学》,2016年第7期。

[17]Barron, O., D. Byard and O. Kim, 2002, "Change in Analysts' Information around Earnings Announcements", The Accounting Review, Vol. 77, No. 4, pp. 821-846.

[18]Beatty, A., S. Liao and J. J. Yu, 2013, "The Spillover Effect of Fraudulent Financial Reporting on Peer Firms' Investments", Journal of Accounting and Economics, Vol. 55, No. 2-3 pp. 183-205.

[19]Berkowitz D., C. Lin and Y. Ma, 2015, "Do Property Rights Matter? Evidence from a Property Law Enactment", Journal of Financial Economics, Vol. 116, No. 3 pp. 583-593.

[20]Bernard D., 2016, "Is the Risk of Product Market Predation a Cost of Disclosure?", Journal of Accounting and Economics, Vol. 62, No. 2-3 pp. 305-325.

[21]Bertrand M. and S. Mullainathan, 2003, "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences", Journal of Political Economy, Vol. 111, No. 5 pp. 1043-1075.

[22]Bray, R. and H. Mendelson, 2012, "Information Transmission and the Bullwhip Effect: An Empirical Investigation", Management Science, Vol. 58, No. 5, pp. 860-875.

[23]Brown, S. V., X. Tian and J. Wu Tucker, 2018, "The Spillover Effect of SEC Comment Letters on Qualitative Corporate Disclosure: Evidence from the Risk Factor Disclosure", Contemporary Accounting Research, Vol. 35, No. 2, pp. 622-656.

[24]Bushman, R. M., 1991, "Public Disclosure and Structure of Private Information Markets", Journal of Accounting Research, Vol. 29, No. 2, pp. 261-276.

[25]Burbidge, J. L., 1984, "A Production System Variable Connexance Model", Cranfield Institute of Technology, Cranfield.

[26]Cachon, G., T. Randall and G. Schmidt, 2007, "In Search of the Bullwhip Effect", Manufacture Service Operation Management, Vol. 9, No. 4, pp. 457-479.

[27]Chang H., J. Chen, S. W. Hsu and R. Mashruwala, 2018, "The Impact of the Bullwhip Effect on Sales and Earnings Prediction Using Order Backlog", Contemporary Accounting Research, Vol.35, No.2, pp. 1140-1165.

[28]Chapman K., N. Reiter, H. D. White and C. D. Williams, 2019, "Information Overload and Disclosure Smoothing, Review of Accounting Studies, Vol. 7.

[29]Chen C., D. Young and Z. Zhuang, 2013, "Externalities of Mandatory IFRS Adoption: Evidence from Cross-border Spillover Effects of Financial Information on Investment Efficiency", The Accounting Review, Vol. 88 No. 3, pp. 881-914.

[30]Chen W., Hribar P. and Melessa S., 2018, "Incorrect Inferences When Using Residuals as Dependent Variables", Journal of Accounting Research, Vol. 56, No. 3, pp. 751-796.

[31]Crawford S., Y. Huang, N. Li and Z. Yang, 2019, "Customer Concentration and Public Disclosure: Evidence from Man-

agement Earnings and Sales Forecasts", Contemporary Accounting Research, Forthcoming, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3406055>.

[32]Dechow P. M. and Dichev I. D., 2002, "The Quality of Accruals And Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors", The Accounting Review, Vol. 77, No. s-1, pp. 35-59.

[33]Demsetz H., 1968, "The Cost of Transacting", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 82, No. 1, pp. 33-53.

[34]Dhaliwal D., J. S. Judd, M. Serfling and S. Shaikh, 2016, "Customer Concentration Risk and the Cost of Equity Capital", Journal of Accounting and Economics, Vol. 61, No. 1 pp. 23-48.

[35]Diehl E. and J. D. Serman, 1995, "Effects of Feedback Complexity on Dynamic Decision Making", Organizational Behavior and Human Decision Processes, Vol. 62, No. 2, pp. 198-215.

[36]Dooley, K. J., T. Yan, S. Mohan and M. Gopalakrishnan, 2010, "Inventory Management and the Bullwhip Effect During the 2007-2009 Recession: Evidence from the Manufacturing Sector", Journal of Supply Chain Management, Vol. 46, No. 1, pp. 12-18.

[37]Dutta S. and A. Nezlobin, 2017, "Information Disclosure, Firm Growth and the Cost of Capital", Journal of Financial Economics, Vol. 123, No. 2, pp. 415-431.

[38]Fan J. P. H., Guan F. and Li Z., 2014, "Relationship Network and the Informativeness of Earnings: Evidence from China Corruption Cases", Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 41, No. 7-8, pp. 831-866.

[39]Fan J. P. H., T. J. Wong and T. Y. Zhang, 2012, "Founder Succession and Accounting Properties", Contemporary Accounting Research, Vol. 29, No. 1, pp. 283-311.

[40]Forrester, J. W., 1961, "Industrial Dynamics", MIT Press, Cambridge, MA, USA.

[41]Giulio Z., 2013, "An Empirical Investigation on Causes and Effects of the Bullwhip-effect: Evidence from the Personal Care Sector", International Journal of Production Economics, Vol. 143, pp. 489-498.

[42]Glaeser S., 2018, "The Effects of Proprietary Information on Corporate Disclosure and Transparency: Evidence from Trade Secrets", Journal of Accounting and Economics, Vol. 66, No. 1 pp. 163-193.

[43]Gu Z. Y., Li Z. Q. and Y. G. Yang, 2013, "Monitors or Predators: The Influence of Institutional Investors on Sell-Side Analysts", The Accounting Review, Vol. 88, No. 1, pp. 137-169.

[44]Irvine P. J., S. Park and C. Yildizhan, 2016, "Customer-base Concentration, Profitability and the Relationship Life Cycle", The Accounting Review, Vol. 91, No. 3, pp. 883-906.

[45]Kahn, J., 1992, "Why Is Production More Volatile Than Sales? Theory and Evidence on the Stockout-avoidance Motive for Inventory-holding", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2, pp. 481-510.

[46]Ketkar S., N. Kock, R. Parente and J. Verville, 2012, "The Impact of Individualism on Buyer-supplier Relationship Norms, Trust and Market Performance", International Business Review, Vol. 21, No. 5 pp. 782-793.

[47]Kim, O. and Verrecchia, R. E., 2001, "The Relation among Disclosure, Returns and Trading Volume Information", The Accounting Review, Vol. 76, No. 4, pp. 633-654.

[48]Kothari S. P., Leone A. J. and Wasley C. E., 2005, "Performance Matched Discretionary Accrual Measures", Journal of Accounting and Economics, Vol. 39, No. 1, pp. 163-197.

[49]Krolikowski M. and X. Yuan, 2017, "Friend or Foe: Customer-supplier Relationships and Innovation", Journal of Business Research, Vol. 78, pp. 53-68.

[50]La Porta R., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer, 2006, "What Works in Securities Laws?", The Journal of Finance, Vol. 61, No. 1, pp. 1-32.

[51]Lee, H. L., V. Padmanabhan and S. Whang, 1997, "Information Distortion in a Supply Chain: The Bullwhip Effect", Management Science, Vol. 43, No. 4, pp. 546-558.

[52]Lee, H. L. and S. Whang, 2006, "The Bullwhip Effect: A Review of Field Studies", in The Bullwhip Effect in Supply Chains: A Review of Methods, Components and Cases, pp. 57-70, New York: Palgrave Macmillan.

[53]Loughran T. and B. McDonald, 2016, "Textual Analysis in Accounting and Finance: A Survey", Journal of Accounting Research, Vol. 54, No. 4, pp. 1187-1230.

[54]Lundholm, R. J., 1988, "Price-signal Relations in the Presence of Correlated Public and Private Information", Journal of Accounting Research, Vol. 26, No. 1, pp. 107-118.

[55]Minnick K. and K. Raman, 2017, "Board Composition and Relationship-Specific Investments by Customers and Suppliers", Financial Management, Vol. 46, No. 1, pp. 203-239.

[56]Piotroski, J. D. and T. J. Wong, 2013, "Institutions and Information Environment of Chinese Listed Firms", Chapter in NBER Book Capitalizing China, Joseph P. H. Fan and Randall Morck, editors, pp. 201-242.

[57]Raman K. and H. Shahrur, 2008, "Relationship-specific Investments and Earnings Management: Evidence on Corporate Suppliers and Customers", Accounting Review, Vol. 83, No. 4, pp. 1041-1081.

[58]Shamir N. and H. Shin, 2016, "Public Forecast Information Sharing in a Market with Competing Supply Chains", Management Science, vol. 62, No. 10, pp. 2994-3022.

[59]Shan J., Yang S. and Yang, Zhang J., 2014, "An Empirical Study of the Bullwhip Effect in China", Production and Operations Management, Vol. 23, No. 4, pp. 537-551.

[60]Verrecchia, R. E., 1982, "Information Acquisition in a Noisy Rational Expectations Economy", Econometrica, Vol. 50, No. 6, pp. 1415-1430.

[61]Williamson, O. E., 1983, "Credible Commitments: Using Hostages to Support Exchange", The American Economic Review, Vol. 73, No. 4, pp. 519-540.

[62]Wong, T. J., 2016, "Institutions, Governance and Accountability: A Review of Corporate Governance Research on Listed Firms in China", Foundations and Trends in Accounting, Vol. 9, No. 4, pp. 259-326.