



融资约束、财务松弛 与股价信息含量

刘宇尧, 陆家骝

中山大学 管理学院, 广州 510275

摘要: 上市公司的股价信息含量是测量资本市场效率的重要指标之一, 已有研究发现上市公司具有足够的动机和操作空间干预信息披露, 其中主动提高信息披露水平的主要动机是对外融资。近十几年来越来越多的国内外上市公司长期保持低负债或高现金持有, 形成了财务松弛, 优序融资理论认为当公司存在财务松弛时对外融资依赖下降, 因此, 逐渐被学界重视的财务松弛现象在理论上会影响上市公司信息披露, 进而对股价信息含量产生重要影响。

基于此, 将财务松弛纳入已有理论模型进行拓展, 在理论模型推导所得结论的基础上, 利用2007年至2016年中国A股上市公司数据, 采用固定效应模型对财务松弛与股价信息含量之间的关系进行实证检验。实证研究中采用股价同步性(r^2)测量股价信息含量, 根据财务松弛的定义和其他学者的研究成果构建财务松弛的测量指标, 并且利用2007年底出台的《物权法》中应收账款可以抵押贷款这一规定构建双重差分模型, 控制可能存在的内生性问题。

研究结果表明, 财务松弛确实是影响上市公司信息披露的重要因素, 当公司面临融资约束时, 公司内部财务松弛水平的增加会使上市公司减少信息披露, 进而降低股价信息含量, 在采用双重差分模型控制内生性之后这一结论仍然成立。这说明作为内部资本结构重要组成内容的财务松弛不仅影响公司的经营活动, 也是影响上市公司股价特质性信息含量的重要因素。

研究结果为研究和监管上市公司信息披露提供了一个新的内部视角, 也将目前学界对财务松弛与公司投融资等经营活动关系的研究拓展到探究财务松弛对于资本市场的影响。

关键词: 财务松弛; 信息披露; 特质性信息含量; 股价同步性; 双重差分模型

中图分类号: F830.91

文献标识码: A

doi: 10.3969/j.issn.1672-0334.2018.05.011

文章编号: 1672-0334(2018)05-0147-14

引言

有效市场理论认为, 当资本市场有效时, 股价能及时反映上市公司的所有信息, 股价中包含的与公司相关的信息越多, 股价的信息含量越高, 股价就更接近公司的实际价值, 可以改善资本市场的价格发现和资源配置功能, 因此股价信息含量是测量资本市场运行效率的重要指标^[1]。但是已有研究表明上市公司管理层具有足够的动机^[2-3]和操作空间^[4]干

预信息披露, 进而影响上市公司股价信息含量。而在这些影响信息披露的动机中, 获取外部融资是上市公司主动进行信息披露的主要动机^[5-6]。这是因为, 一方面, 在公司进行融资时主动向外界传递正面信息以降低公司融资成本^[7], 缓解公司面临的融资约束^[8]; 另一方面, 因为法律法规的要求, 对外融资时必须披露多的信息。

然而, 近十几年来越来越多的国内外上市公司

收稿日期: 2018-04-09 **修返日期:** 2018-08-15

作者简介: 刘宇尧, 中山大学管理学院博士研究生, 研究方向为公司金融和资本市场等, E-mail: liuyuyao@mail2.sysu.edu.cn
陆家骝, 经济学博士, 中山大学管理学院教授, 研究方向为资本市场和金融经济学等, 代表性学术成果为“*The CAPM: a reformulation*”, 在2015年美国经济学会年会报告并讨论, E-mail: lnsjl@mail.sysu.edu.cn

出于应对危机或把握未来投资机会的目的,长期保持低负债或高现金持有^[9-10]。根据MYERS et al.^[11]提出的优序融资理论,剩余负债和现金存留构成了公司的财务松弛,此时公司会优先从内部进行融资,对外融资需求降低。那么,当上市公司内部存在财务松弛,对外部融资依赖下降时,理论上上市公司会减少对外信息披露进而影响股价信息含量。本研究关注的重点在于,上市公司管理层除干预动机和操作空间外,减少信息披露还需要内部财务松弛的支撑。本研究拓展的理论模型搭建起资本结构理论下财务松弛与资本市场间的联系,对中国A股上市公司的实证分析结论也为解释中国资本市场特质性信息含量和监管上市公司信息披露提供一个新的视角。

1 相关研究评述

目前,已有关于影响上市公司信息披露和股价信息含量的研究主要从两个方面进行。一方面,从外部市场和技术环境出发,认为更好的外部制度环境^[12-13]、更开放的资本市场^[14]和更多的媒体报道^[15-16]等将更多的特质性信息纳入到股价中,而市场中较弱的行政干预^[17]、更多的外国投资者参与^[18]、更好的互联网技术发展^[19-20]等能够促进上市公司的信息披露,进而增加股价信息含量。从相关研究可以看出,基于外部环境的研究更多的是从信息传递效率和市场对信息的处理能力的角度进行,对于公司而言更多的是一种外生因素。另一方面,着眼于公司内部的公司治理因素,认为公司内部交易^[21]、股权结构^[22-23]和独立董事专业水平^[24]等公司治理效率方面的改进能够提升上市公司的信息披露水平,增加股价特质性信息。虽然公司内部治理因素对于上市公司信息披露的影响机制十分重要,但是就现代公司金融理论框架来说,公司治理并不是构成影响公司信息披露的系统性因素,融资需求才是公司信息披露的理论基础。有效市场理论与资本结构理论的内在一致性也表明,不同融资结构下产生的内部资本结构对资本市场信息环境存在重要影响,CAMPBELL et al.^[25]和HUTTON et al.^[26]认为公司内部债务比例上升,导致未来的现金流量的波动性增大、经营风险上升,因为基本面的波动加剧而使上市公司的异质性信息增加;MEEK et al.^[27]和李春涛等^[28]认为债务相对于权益具有更低的透明度,贷款越多,公司将会通过非公开渠道披露更多的信息,降低股价信息含量。

综上所述,当前学术界更多的是从外部因素和内部公司治理的角度对上市公司信息披露和股价信息含量进行研究,而资本结构视角下主要关注的就是债务比例和债务性质对于股价特质性信息的影响,没有考虑到资本结构理论下财务松弛的影响机制。DEANGELO et al.^[29]认为大量公司为了未来投资和应对危机保持财务松弛,财务松弛是资本结构理论与现实实践之间缺失的重要一环。越来越多的上市公司持续保持低负债和高现金持有的现象使财

务松弛和财务灵活性成为学术界关注的重点。目前关于财务松弛的研究主要围绕上市公司的经营决策行为,认为财务松弛的存在对于公司治理效率^[30]、投资支出^[31]和高科技公司研发投入^[32]等具有重要影响;同时,财务松弛的存在能够有效缓解公司融资约束^[33],甚至被认为是比投资-现金流敏感性更适合的测量融资约束的代理指标^[34]。然而,尚未有学者探究财务松弛与上市公司资本市场表现之间的联系。有鉴于此,本研究重点考察公司内部存在的财务松弛对资本市场上股价信息含量的影响机制,从信息披露的角度建立财务松弛与公司资本市场表现之间的联系。与本研究理论机制最为相似的是JENSEN^[35]对于自由现金流假说的研究,其研究主要基于委托代理冲突展开,认为自由现金流降低会减少管理层权利、增加对资本市场的依赖,使资本市场的外部监管能力上升,进而降低代理冲突。本研究的不同之处在于,一方面,JENSEN^[35]的研究没有深入探究自由现金流对信息的具体影响,而本研究的主要目的是探讨财务松弛与资本市场间的信息影响机制;另一方面,本研究认为财务松弛对于信息披露的影响不是因为存在代理冲突,因为管理层减少对外披露信息不一定是为了私利,可能是为了保障收益等^[36]。

本研究的核心在于财务松弛是否会通过影响上市公司的信息披露进而对股价信息含量产生影响,为了研究这一问题,本研究在拓展JIN et al.^[37]的理论模型的基础上,借鉴黄俊等^[15]和BOUBAKER et al.^[23]的研究,采用股价同步性测量上市公司股价信息含量,利用中国A股上市公司数据对理论分析结果进行实证检验。需要注意的是,根据已有研究,一方面股价同步性受到信息披露的影响,另一方面也受到公司基本面波动的影响。因此,为了验证财务松弛确实是通过影响信息披露进而影响股价信息含量,而不是通过影响公司基本面,研究设计必须能够对二者进行有效的甄别。在现行的上市公司管理制度中,法律法规限定的最低信息披露要求给本研究提供了一个外生的临界点,如果财务松弛是因为改善了上市公司的融资约束进而影响公司信息披露,那么对于不存在融资约束的公司,由于最低披露要求这一外生政策的限制,即使财务松弛程度增加,公司对外融资依赖程度减少,公司也无法再减少信息披露,因此在融资约束组和非融资约束组中财务松弛与股价同步性之间将表现出不同的统计学关系。

2 理论分析和研究假设

2.1 理论分析

根据已有研究可以发现,公司管理层自身具有充分的动机和操作空间来干预信息披露,但是本研究认为这需要公司内部具有充足的财务松弛水平来支撑这一行为。基于这一点,本研究提出核心假设:财务松弛的存在是公司管理层隐藏信息的基础,财务松弛越少,公司对外融资依赖上升,对外信息披露

的主动性增强,对外披露的信息增加,隐藏的信息减少,因此公司管理层隐藏的信息多少是财务松弛的递增函数。基于此,本研究假设, θ 为公司的全部信息, λ 为隐藏的信息比例, ΔI 为公司隐藏的信息, FS 为公司的财务松弛程度, V 为公司价值。当财务松弛最低时,公司内部没有内部融资可以利用,需要完全依靠外部融资,此时公司内外部信息不透明程度接近于0,即公司信息全部对外主动披露。等于0时的情况可以考虑公司初创时,公司内部完全无留存现金,也没有能力借到无风险的负债,创业者完全依靠外部融资,在寻找项目融资时会主动向投资者介绍关于这个项目的全部信息以获取融资。当然由于市场摩擦的存在,不可能完全信息透明,只是极限值趋于0。当财务松弛水平接近公司价值时,理论上,公司可以隐藏全部信息,此时公司停止所有经营活动,公司进行退市清算,不需要再进行信息披露,当然实际中也只是趋近于1。因此有

$$\begin{aligned} \Delta I &= f(FS)\theta = \lambda\theta \\ \lim_{FS \rightarrow V} f(FS) &= 0 \\ \text{st. } \begin{cases} \lim_{FS \rightarrow V} f(FS) = 1 \\ f'(FS) > 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

同时,在现实中,由于法律法规对信息披露的最低要求,公司最多能够隐藏的信息比例为 λ^* ,因此有 $\lambda \leq \lambda^*$ 。当公司不存在融资约束时,出于保障收益、降低信息披露成本等信息保密动机^[38],上市公司对外披露信息以寻求融资的主动性降低,上市公司会尽可能地减少信息披露,所以此时公司会按照法律规定的最低要求披露信息,隐藏信息的比例达到 λ^* ,财务松弛的增减不会再影响上市公司的信息披露。而当公司存在融资约束时,上市公司为了获取融资主动增加信息披露,随着财务松弛水平的上升,会在一定程度上降低对外融资依赖,此时对外主动披露的信息逐渐减少。同时可知在这种情形下,公司依赖外部融资,必须主动对外披露信息,而不仅是达到信息披露的最低要求,因此公司隐藏信息的比例会小于 λ^* 。所以有

$$\lambda = \begin{cases} 0 \leq f(FS) < \lambda^* & FC \\ f(FS) = \lambda^* & NFC \end{cases} \quad (2)$$

其中, FC 为融资约束组, NFC 为非融资约束组。本研究在这一假设的基础上,对JIN et al.^[37]的模型进行拓展,以探究财务松弛与股价同步性之间的关系。在原模型中,JIN et al.^[37]证明股价同步性(r^2)与公司内外部信息透明度高度相关, r^2 能够有效地表示上市公司股价信息含量。 r^2 可以理解为公司股票价格的变动被市场波动所解释的部分,因此 r^2 越大,表明公司股票价格的波动更多地与股票市场的整体波动相关,股价包含了较少的公司层面的信息。本研究在此基础上向前拓展,从理论上证明内部资本结构中的财务松弛高低能够影响信息披露,进而影响股价信

息含量。根据原模型的设定, $\theta_t = \theta_{1,t} + \theta_{2,t}$, t 为年, θ_t 为内部管理者掌握的公司层面的全部信息, $\theta_{1,t}$ 为外部投资者掌握的公司层面信息, $\theta_{2,t}$ 为没有被外部投资者掌握的公司层面信息, $\theta_{2,t}$ 代表公司的信息不透明程度。在JIN et al.^[37]的理论模型假设中 $\theta_{1,t}$ 和 $\theta_{2,t}$ 完全独立,并且所有信息全部被包括在公司的未来现金流之中。对于公司现金流,有

$$C_t = K_0 X_t \quad (3)$$

其中, C_t 为公司现金流; K_0 为初始投资; X_t 为外部冲击函数,包含3个相互独立的因子,即

$$X_t = \kappa_t + \theta_{1,t} + \theta_{2,t} \quad (4)$$

其中, κ_t 为现金流中包含的影响市场的信息,全部被外部投资者和内部管理者所掌握。在JIN et al.^[37]的模型中3个因子都服从AR(1)过程,因此 X_t 也服从AR(1)过程。 X_t 及其3个因子的AR(1)函数过程为

$$\begin{cases} \kappa_t = \kappa_0 + \psi\kappa_{t-1} + \varepsilon_t \\ \theta_{1,t} = \theta_{1,0} + \psi\theta_{1,t-1} + \xi_{1,t} \\ \theta_{2,t} = \theta_{2,0} + \psi\theta_{2,t-1} + \xi_{2,t} \end{cases} \quad (5)$$

$$X_t = X_0 + \psi X_{t-1} + \delta_t \quad (6)$$

其中, $\kappa_0, \theta_{1,0}, \theta_{2,0}$ 为初始信息水平; X_0 为初始外部冲击; ψ 为各变量当期与上一期之间的关系, $0 < \psi < 1$; $\varepsilon_t, \xi_{1,t}, \xi_{2,t}, \delta_t$ 为随机扰动项,表示不同层面信息的波动水平。

根据JIN et al.^[37]的推导,有

$$\gamma = \frac{\text{Var}(\theta_{1,t} + \theta_{2,t})}{\text{Var}(\kappa_t)} \quad (7)$$

$$\rho = \frac{\text{Var}(\theta_{1,t})}{\text{Var}(\theta_{1,t} + \theta_{2,t})} \quad (8)$$

其中, γ 为公司层面信息与市场信息间的关联度, ρ 为公司信息透明度。

经过一系列的数学处理,最后根据OLS回归得到市场模型的拟合优度 r^2 为

$$r^2 = \frac{\text{Var}(\varepsilon_t)}{\text{Var}(\varepsilon_t) + \text{Var}(\xi_{1,t})} = \frac{1}{\gamma\rho + 1} \quad (9)$$

根据本研究核心假设, $\theta_{1,t}$ 和 $\theta_{2,t}$ 不是由外生给定的,不再相互独立,二者呈线性关系,公司内部投资者可以决定隐藏多少信息,根据(1)式,信息隐藏的能力与公司财务松弛水平相关,即

$$\begin{cases} \theta_{2,t} = \max f(FS)\theta_t = \lambda\theta_t \\ \theta_{1,t} = (1 - \lambda)\theta_t \end{cases} \quad (10)$$

因此,公司层面信息的方差可以被外部投资者确认的部分为

$$\text{Var}(\theta_{1,t}) = (1 - \lambda)^2 \text{Var}(\theta_t) \quad (11)$$

$$\rho = \frac{\text{Var}(\theta_{1,t})}{\text{Var}(\theta_{1,t} + \theta_{2,t})} = (1 - \lambda)^2 \quad (12)$$

但是在整个过程中, $\theta_{1,t}$ 与 κ_t 依然相互独立,服从AR(1)过程,因此仍然有

$$r^2 = \frac{\text{Var}(\varepsilon_i)}{\text{Var}(\varepsilon_i) + \text{Var}(\xi_{1,t})} = \frac{1}{\gamma\rho + 1} = \frac{1}{\gamma(1-\lambda)^2 + 1} \quad (13)$$

将(2)式代入(13)式,有

$$r^2 = \begin{cases} \frac{1}{\gamma[1-f(FS)]^2 + 1} & FC \\ \frac{1}{\gamma(1-\lambda^*)^2 + 1} & NFC \end{cases} \quad (14)$$

从(13)式可以看出,有 γ 和 λ 两个因素影响 r^2 。市场环境会影响公司层面信息与市场信息间的关联度 γ ,进而影响到 r^2 。(14)式在理论上表明财务松弛与上市公司股价同步性高度相关,当公司存在融资约束时,随着财务松弛水平上升,上市公司对外融资依赖逐渐下降,内部管理者能够并且会隐藏更多信息,此时 λ 增加,信息透明度 ρ 下降, r^2 上升。值得注意的是,法律法规会影响最低信息水平 $(1-\lambda^*)$,如果法律法规和资本市场信息传递功能足够使 $(1-\lambda^*)$ 接近于1,那么上市公司的全部特质性信息含量均会显著上升,这也是为什么制度环境能够影响股价信息含量的理论基础。进一步的对 $(1-\lambda)$ 进行分解,有

$$1-\lambda = (1-\lambda^*) + (\lambda^*-\lambda) \quad (15)$$

将 $(1-\lambda)$ 分解后, $(1-\lambda^*)$ 表示上市公司必须披露的最低信息水平, $(\lambda^*-\lambda)$ 表示上市公司自主选择披露的信息水平。因此,提升股价信息含量、降低 r^2 可以从两个方面着手,一是提高相应法律法规和披露规则,提高信息披露门槛和具体细节要求,即提高 $(1-\lambda^*)$;二是减少公司内部财务松弛,降低公司隐藏信息的能力,增加 $(\lambda^*-\lambda)$ 。对于降低财务松弛水平,一个是依靠法律法规强制性降低公司内部财务松弛,但可能会使公司偏离最优投资^[34];另一个是发展资本市场,降低市场摩擦,向完全市场靠拢,降低公司内部外部融资难度差异,进而降低财务松弛对公司融资的影响。

2.2 研究假设

根据以上理论分析,财务松弛会对公司信息披露产生影响,在存在融资约束的情况下,随着财务松弛水平的不同,公司对外融资依赖的程度不同,进而公司的信息披露水平存在差异。当公司存在融资约束时,随着财务松弛水平的上升,上市公司对外融资的需求下降,管理层对外披露信息的动机减弱,对外主动披露信息减少,进而导致股价信息含量下降。而当公司不存在融资约束时,上市公司不存在主动披露信息以获取融资便利的需求,会按照最低披露要求进行信息披露,此时股价信息含量不会随财务松弛的增减而发生改变。为了验证本研究理论分析结论,本研究提出假设。

H₁ 在控制其他因素的影响下,当上市公司存在融资约束时,财务松弛与股价信息含量(股价同步性)正相关。

H₂ 在控制其他因素的影响下,当上市公司不存在融资约束时,财务松弛与股价信息含量(股价同步

性)不具有显著的相关关系。

3 样本选择和研究设计

3.1 样本选择

本研究选取2007年至2016年中国A股上市公司作为研究对象,为了数据的可靠性和准确性,借鉴大多数学者的做法,本研究进行如下处理:①剔除金融行业公司;②剔除ST和*ST公司,因为这类公司大多财务异常而且涨跌幅度与一般公司不同;③为了避免新股和次新股的异常波动,剔除当年和前一年新发行上市的公司,即作为样本的公司至少上市一年以上;④行业分类采用申万行业分类标准;⑤剔除数据缺失和数据明显异常(如资产负债率大于1)的公司;⑥剔除年交易天数少于100天的公司;⑦为了避免极端值的影响,本研究对所有连续变量进行1%缩尾处理。经过处理后,得到17 866个公司-年观测值,研究数据均来自于CSMAR数据库和WIND数据库。

3.2 关键变量的定义和测量

(1) 财务松弛

MYERS et al.^[11]将财务松弛定义为公司内部现金存留和无风险剩余负债,其中的难点在于对无风险剩余负债能力的合理估计。在理论和实务中,可以将抵押品价值约束内的债务认为是无违约风险的,因此财务松弛中的无风险剩余负债可以用公司的抵押品价值与现有负债的差值测量,这也是GAMBA et al.^[39]给出的财务松弛的理论计算公式,即

$$FS = \frac{\text{现金及等价物}}{\text{总资产}} + \frac{\text{抵押品价值} - \text{负债}}{\text{总资产}} \quad (16)$$

对于(16)式中抵押品价值的计算,根据HAHN et al.^[40]和ALMEIDA et al.^[41]的观点,公司的预期破产清算价值可以看作公司的整体抵押品价值约束,BERGER et al.^[42]给出了具体的计算公式。李青原等^[43]也采用这一公式计算中国上市公司的抵押品价值,即

$$\text{抵押品价值} = 0.715 \times \text{应收账款} + 0.547 \times \text{存货} + 0.535 \times \text{固定资产} \quad (17)$$

(2) 股价信息含量

借鉴JIN et al.^[37]和黄俊等^[15]的研究,采用市场模型回归得到的拟合优度 r^2 计算个股股价的信息含量,其值越高表示股价信息含量越低。首先分公司按年度估计如下市场模型

$$r_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{marj} + \alpha_2 r_{marj-1} + \alpha_3 r_{ind_{i,j}} + \alpha_4 r_{ind_{i,j-1}} + \mu_{i,j} \quad (18)$$

其中, i 为个股, j 为交易日; $r_{i,j}$ 为公司个股日收益率; r_{marj} 为通过流通市值加权平均的市场日收益率,由所有上市公司日收益率加权平均得到; $r_{ind_{i,j}}$ 为通过流通市值加权平均的行业日收益率,由剔除了 i 个股之后所有与 i 个股处于同一行业的公司个股的日收益率加权平均得到; α_0 为常数项, $\alpha_1 \sim \alpha_4$ 为各变量回归系数, $\mu_{i,j}$ 为扰动项。为了控制个股与市场之间的非同

步性,在模型中加入滞后1日的市场日收益率和行业日收益率。另外,本研究参照黄灿等^[1]的做法,采用同期的市场收益率和行业收益率估计 r^2 作为稳健性检验。

后文中采用同期数据计算得到的股价同步性记作 r^2_{con} ,加入滞后1期日收益率计算得到的股价同步性记作 r^2_{lag} 。考虑到 r^2 的取值区间为 $[0,1]$,属于非正态分布,根据已有研究的做法对 r^2 进行对数转换,即

$$Rsq = \ln \frac{r^2}{1-r^2} \quad (19)$$

其中, r^2 分别取 r^2_{con} 和 r^2_{lag} 。经过(19)式转换后, r^2_{con} 记为 Rsq_{con} , r^2_{lag} 记为 Rsq_{lag} 。

(3) 融资约束

KAPLAN et al.^[44]用经营性净现金流、现金持有量、派现水平、负债程度和成长性5个指标,采用回归分析的方式,构建测量融资约束的综合性指标,即KZ指数,这一测量方式后来被国内外学者广泛使用。本研究借鉴KAPLAN et al.^[44]和魏志华等^[45]的做法,根据经营性净现金流(CF_t)与上期总资产(A_{t-1})的比值、现金股利(Div_t)与上期总资产的比值、现金持有(C_t)与上期总资产的比值、资产负债率(Deb_t)和Tobin's $Q(Q_t)$ 这5个财务指标的中位数进行分类并赋值,前3个指标大于中位数取值为0,小于中位数取值为1,后两个指标则相反。再将各个取值进行求和后的数值对5个指标的原值进行排序逻辑回归,得到5个指标的回归系数,最后采用得到的回归系数估计每个上市公司每一年的KZ指数,本研究估计的KZ指数为

$$KZ_t = -10.149 \frac{CF_t}{A_{t-1}} - 1.355 \frac{Div_t}{A_{t-1}} - 27.925 \frac{C_t}{A_{t-1}} + 4.424 Deb_t + 0.278 Q_t$$

研究结果与KAPLAN et al.^[44]对美国上市公司进行的研究以及魏志华等^[45]对中国上市公司进行的研究得出的结论非常类似。KZ值越大,代表融资约束程度越高,本研究分年度根据KZ指数的中位数和平均值进行分类,高于中位数和平均值的上市公司归类为融资约束组,低于的为非融资约束组。

财务松弛指标被学者们认为是更适合的测量融资约束的指标^[34],本研究也采用财务松弛的高低区分融资约束,将上市公司分年度按照财务松弛中位数和平均值分别进行分类,将财务松弛小于中位数和平均值的上市公司归类为融资约束组,大于中位数和平均值的上市公司归类为非融资约束组。

3.3 实证模型

根据本研究假设,对于财务松弛和股价信息含量(股价同步性)的研究,借鉴BOUBAKER et al.^[23]和黄灿等^[1]的研究,建立回归模型为

$$Rsq_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FS_{i,t-1} + \sum \beta_x Con_{i,t-1} + \sum ind_{i,t} + \sum yea_i + \eta_{i,t} \quad (20)$$

其中, Rsq 为股价同步性,其值越大表明股价中信息

含量越低; FS 为采用(16)式估计得到的期初财务松弛水平; $Con_{i,t-1}$ 为控制变量矩阵; $ind_{i,t}$ 为行业控制变量; yea_i 为年度控制变量; β_0 为常数项, β_1 为 FS 的回归系数; β_x 为控制变量回归系数矩阵, x 为各控制变量的回归系数下标; $\eta_{i,t}$ 为随机扰动项。

根据已有研究,控制变量主要为公司治理结构、公司基本面和市场交易方面的指标。① 公司治理机构方面, Dua 为两权分离度的代理变量,董事长与总经理二职合一取值为0,两权分离取值为1; $Inde$ 为董事会中独立董事比例; Fir 为第一大股东持股比例; Bal 为第二至第五大股东持股比例之和,用来测量股权制衡度; Pro 为公司性质代理变量,国有企业取值为1,非国有企业取值为0。② 公司基本面方面, Roe 为净资产收益率,用来测量收益情况; Siz 为资产规模取对数; Deb 为资产负债率; MB 为公司市值与账面资产的比值,测量成长性。③ 市场交易方面, $D-tra$ 为股票的日平均换手率,反映股票交易的活跃程度,交易越活跃特质性信息含量越多,股价同步性越低; $N-tra$ 为年交易天数(除以100),交易天数越少,表明该公司进行并购重组等重大事项的可能性越大,特质性信息含量越高;其他指标中, Age 为成立年限,成立时间越长,市场上关于该公司的信息越多; $N-ind$ 为同行业公司数量(除以100),行业内公司数量越多,行业层面的信息越多,行业内公司股价同步性越大。控制行业和时间。

4 实证检验和分析

4.1 描述性统计

首先对各变量进行描述性统计,结果见表1,对连续数据变量剔除异常值和缩尾后,数据分布均较为合理。由表1可知,测量股价信息含量的股价同步性水平(对数转换处理前)的 r^2_{con} 的均值为0.453, r^2_{lag} 的均值为0.461,而美国股票市场 r^2 的均值只有不到0.300^[46],表明A股市场股价同步性较高,整体而言股价特质性信息含量较低,与已有研究结果也非常类似^[1]。本研究关注的财务松弛指标均值略大于0,表明A股上市公司整体而言债务较为合理,与抵押品清算价值相匹配。但是最大值和最小值差距较大,说明不同公司的财务松弛水平差异较大。表2给出本研究各变量间的相关系数矩阵,可以看到,财务松弛与资产负债率的相关系数的绝对值为0.736,处于较高水平,其他变量间相关系数均小于0.500。为了回归分析的科学性,本研究还对回归模型的解释变量进行方差膨胀因子(VIF)检验,各解释变量的VIF值均小于3,可以认为变量间不存在多重共线性,鉴于篇幅未列示统计结果。

4.2 回归统计结果和分析

在进行回归分析之前,本研究对(19)式进行Hausman检验,检验结果支持固定效应模型,F检验也支持固定效应模型。因此,本研究选择控制行业和年份的双向固定效应模型进行实证检验,同时控制异方差。

表1 描述性统计结果
Table 1 Results for Descriptive Statistics

变量	平均值	标准差	最小值	p25	p50	p75	最大值
r^2_{con}	0.453	0.162	0.071	0.337	0.455	0.572	0.793
Rsq_{con}	-0.221	0.746	-2.569	-0.675	-0.180	0.289	1.345
r^2_{lag}	0.461	0.160	0.085	0.346	0.462	0.578	0.796
Rsq_{lag}	-0.183	0.725	-2.374	-0.635	-0.151	0.313	1.362
FS	0.009	0.296	-0.576	-0.207	-0.019	0.196	0.791
Dua	0.752	0.462	0	1	1	1	1
$Inde$	0.370	0.054	0.091	0.333	0.333	0.400	0.800
Fir	0.360	0.151	0.090	0.238	0.343	0.468	0.748
Bal	0.214	0.132	0.018	0.103	0.199	0.307	0.546
Pro	0.449	0.497	0	0	0	1	1
Roe	0.080	0.101	-0.360	0.033	0.076	0.128	0.373
Siz	9.551	0.539	8.584	9.159	9.473	9.854	11.216
Deb	0.440	0.208	0.047	0.274	0.442	0.604	0.867
MB	2.157	1.792	0.210	0.927	1.652	2.783	9.740
$D-tra$	0.029	0.019	0.003	0.014	0.024	0.038	0.098
$N-tra$	2.263	0.266	0.970	2.310	2.360	2.390	2.430
Age	15.490	5.172	2	12	15	19	66
$N-ind$	0.813	0.577	0.020	0.340	0.650	1.180	2.070

注:观测值为17 866;为了数据对比的直观性,表中报告了对数转换前的股价同步性的描述性统计结果。

表2 Pearson 相关系数
Table 2 Pearson Correlation Coefficients

	FS	Dua	$Inde$	Fir	Bla	Pro	Roe	Siz	Deb	MB	$D-tra$	$N-tra$	Age
Dua	-0.137***	1											
$Inde$	0.021***	-0.100***	1										
Fir	0.006	0.045***	0.041***	1									
Bal	0.222***	-0.098***	-0.007	-0.399***	1								
Pro	-0.279***	0.231***	-0.062***	0.221***	-0.311***	1							
Roe	0.078***	-0.011	-0.026***	0.110***	0.129***	-0.061***	1						
Siz	-0.435***	0.145***	0.040***	0.226***	-0.099***	0.339***	0.104***	1					
Deb	-0.736***	0.147***	-0.021***	0.056***	-0.244***	0.321***	-0.109***	0.499***	1				
MB	0.386***	-0.120***	0.049***	-0.078***	0.184***	-0.271***	0.174***	-0.468***	-0.500***	1			
$D-tra$	0.150***	-0.121***	0.010	-0.125***	0.059***	-0.221***	-0.077***	-0.399***	-0.180***	0.293***	1		
$N-tra$	0.009	0.074***	-0.039***	0.046***	-0.118***	0.152***	0.015**	0.103***	0.082***	-0.184***	-0.306***	1	
Age	-0.218***	0.037***	-0.036***	-0.187***	-0.124***	0.046***	-0.080***	0.139***	0.161***	-0.066***	-0.148***	0.014*	1
$N-ind$	0.060***	-0.043***	0.025***	-0.034***	0.048***	-0.154***	-0.064***	-0.030***	-0.045***	-0.010	0.014*	-0.037***	0.041***

注:***为 $p < 0.010$, **为 $p < 0.050$, *为 $p < 0.100$, 下同。

根据本研究理论模型推导,本研究的实证模型主要验证财务松弛能否通过影响上市公司信息披露进而影响股价信息含量,对(20)式进行回归分析,结果见表3和表4。表3给出按照KZ指标对融资约束情况进行分类回归的结果,被解释变量分别为加入滞后1期市场和行业日收益率并且进行对数转换后得

到的股价信息含量指标以及不加入滞后期市场和行业日收益率的股价信息含量指标。在控制各控制变量之后,从FS的结果可知,在所有回归中,按照KZ指标分类的融资约束组与非融资约束组之间的结果存在显著区别。不论是按照KZ的平均值还是中位数进行分组,在融资约束组中,FS与Rsq_lag和Rsq_con显著

表3 (20)式回归分析结果(按照KZ指标分组)
Table 3 Regression Analysis Results for Formula (20)(Classified by KZ)

	因变量: <i>Rsq_lag</i>				因变量: <i>Rsq_con</i>			
	KZ 中位数		KZ 平均值		KZ 中位数		KZ 平均值	
	非融资约束	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束	融资约束
<i>FS</i>	0.062 (0.041)	0.124*** (0.037)	0.039 (0.044)	0.130*** (0.035)	0.071* (0.043)	0.128*** (0.039)	0.045 (0.046)	0.136*** (0.037)
<i>Dua</i>	-0.005 (0.021)	0.022 (0.018)	-0.006 (0.022)	0.021 (0.017)	-0.005 (0.022)	0.022 (0.018)	-0.007 (0.023)	0.022 (0.018)
<i>Inde</i>	-0.045 (0.178)	0.078 (0.167)	-0.066 (0.194)	0.092 (0.157)	-0.040 (0.184)	0.084 (0.171)	-0.068 (0.200)	0.102 (0.161)
<i>Fir</i>	-0.756*** (0.145)	-0.545*** (0.117)	-0.797*** (0.158)	-0.501*** (0.110)	-0.803*** (0.150)	-0.590*** (0.121)	-0.846*** (0.163)	-0.546*** (0.114)
<i>Bal</i>	-1.770*** (0.112)	-1.159*** (0.105)	-1.793*** (0.121)	-1.144*** (0.098)	-1.827*** (0.116)	-1.200*** (0.107)	-1.853*** (0.125)	-1.185*** (0.100)
<i>Pro</i>	0.013 (0.065)	0.043 (0.043)	0.021 (0.069)	0.039 (0.040)	0.017 (0.068)	0.054 (0.043)	0.030 (0.073)	0.048 (0.040)
<i>Roe</i>	-0.420*** (0.127)	-0.131** (0.061)	-0.529*** (0.142)	-0.112* (0.059)	-0.452*** (0.131)	-0.145** (0.063)	-0.565*** (0.147)	-0.126** (0.061)
<i>Siz</i>	0.251*** (0.061)	0.185*** (0.049)	0.222*** (0.066)	0.185*** (0.048)	0.253*** (0.063)	0.197*** (0.051)	0.222*** (0.069)	0.198*** (0.050)
<i>Deb</i>	-0.311*** (0.088)	-0.614*** (0.079)	-0.312*** (0.098)	-0.552*** (0.073)	-0.319*** (0.092)	-0.627*** (0.082)	-0.314*** (0.101)	-0.565*** (0.076)
<i>MB</i>	-0.088*** (0.007)	-0.095*** (0.007)	-0.081*** (0.008)	-0.096*** (0.007)	-0.089*** (0.008)	-0.099*** (0.008)	-0.083*** (0.009)	-0.099*** (0.008)
<i>D-tra</i>	-6.976*** (0.519)	-5.646*** (0.532)	-7.112*** (0.559)	-5.525*** (0.510)	-7.159*** (0.537)	-5.604*** (0.550)	-7.308*** (0.579)	-5.471*** (0.529)
<i>N-tra</i>	0.722*** (0.031)	0.745*** (0.032)	0.714*** (0.032)	0.753*** (0.031)	0.767*** (0.032)	0.800*** (0.033)	0.759*** (0.034)	0.808*** (0.032)
<i>Age</i>	0.021*** (0.006)	0.028*** (0.005)	0.019*** (0.006)	0.029*** (0.005)	0.020*** (0.006)	0.028*** (0.005)	0.017*** (0.006)	0.028*** (0.005)
<i>N-ind</i>	0.134** (0.055)	0.096* (0.042)	0.147** (0.062)	0.106*** (0.039)	0.150*** (0.057)	0.105** (0.043)	0.165*** (0.063)	0.114*** (0.040)
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8 778	9 088	7 795	10 071	8 778	9 088	7 795	10 071
模型解释度	0.553	0.535	0.561	0.531	0.550	0.536	0.558	0.532

注:括号中数据为回归系数的标准误;本研究未特殊说明的回归分析均为控制行业和年份后的双向固定效应模型,控制异方差。下同。

表4 (20)式回归分析结果(按照FS指标分组)
Table 4 Regression Analysis Results for Formula (20)(Classified by FS)

	因变量: <i>Rsq_lag</i>				因变量: <i>Rsq_con</i>			
	FS 中位数		FS 平均值		FS 中位数		FS 平均值	
	非融资约束	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束	融资约束
<i>FS</i>	0.016 (0.045)	0.269*** (0.063)	0.010 (0.048)	0.250*** (0.059)	0.028 (0.049)	0.292*** (0.066)	0.020 (0.050)	0.269*** (0.062)
<i>Dua</i>	-0.017 (0.020)	0.016 (0.017)	-0.012 (0.022)	0.017 (0.017)	-0.016 (0.021)	0.016 (0.018)	-0.011 (0.023)	0.012 (0.018)
<i>Inde</i>	-0.074 (0.165)	-0.020 (0.187)	-0.104 (0.170)	0.028 (0.180)	-0.074 (0.170)	-0.021 (0.192)	-0.100 (0.175)	0.022 (0.185)
<i>Fir</i>	-0.541*** (0.145)	-0.391*** (0.136)	-0.479*** (0.151)	-0.442*** (0.126)	-0.580*** (0.151)	-0.423*** (0.141)	-0.518*** (0.156)	-0.472*** (0.130)
<i>Bal</i>	-1.491*** (0.112)	-1.197*** (0.112)	-1.494*** (0.116)	-1.244*** (0.108)	-1.558*** (0.116)	-1.235*** (0.116)	-1.566*** (0.120)	-1.282*** (0.111)
<i>Pro</i>	-0.112* (0.068)	0.049 (0.046)	-0.109 (0.077)	0.046 (0.045)	-0.109 (0.068)	0.055 (0.047)	-0.105 (0.077)	0.052 (0.046)
<i>Roe</i>	-0.367*** (0.109)	-0.075 (0.064)	-0.415*** (0.118)	-0.072 (0.062)	-0.374*** (0.114)	-0.091 (0.066)	-0.423*** (0.124)	-0.088 (0.064)
<i>Siz</i>	0.164*** (0.057)	0.177*** (0.055)	0.175*** (0.060)	0.205*** (0.052)	0.169*** (0.060)	0.188*** (0.057)	0.181*** (0.063)	0.217*** (0.054)
<i>Deb</i>	-0.307*** (0.078)	-0.562*** (0.078)	-0.342*** (0.081)	-0.525*** (0.075)	-0.305*** (0.082)	-0.570*** (0.082)	-0.340*** (0.084)	-0.528*** (0.079)
<i>MB</i>	-0.086*** (0.006)	-0.109*** (0.010)	-0.083*** (0.006)	-0.106*** (0.009)	-0.088*** (0.007)	-0.113*** (0.010)	-0.085*** (0.007)	-0.110*** (0.010)
<i>D-tra</i>	-5.839*** (0.468)	-6.665*** (0.609)	-5.797*** (0.476)	-6.717*** (0.585)	-5.915*** (0.484)	-6.698*** (0.635)	-5.872*** (0.494)	-6.748*** (0.609)
<i>N-tra</i>	0.752*** (0.030)	0.749*** (0.033)	0.749*** (0.031)	0.752*** (0.032)	0.805*** (0.031)	0.796*** (0.035)	0.801*** (0.032)	0.800*** (0.034)
<i>Age</i>	0.029*** (0.005)	0.026*** (0.005)	0.030*** (0.006)	0.024*** (0.005)	0.028*** (0.006)	0.025*** (0.005)	0.028*** (0.006)	0.023*** (0.005)
<i>N-ind</i>	0.146*** (0.050)	0.083* (0.047)	0.150*** (0.052)	0.101** (0.046)	0.157*** (0.051)	0.095** (0.048)	0.163*** (0.054)	0.113** (0.047)
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8 872	8 994	8 277	9 589	8 872	8 994	8 277	9 589
模型解释度	0.550	0.527	0.551	0.525	0.548	0.530	0.550	0.527

正相关, $p < 0.010$, H_1 得到验证。按照平均值分组时, 在非融资约束组中, *FS* 与 *Rsq_lag* 和 *Rsq_con* 之间不存在显著的相关关系; 按照中位数分组时, 非融资约束组中 *FS* 与 *Rsq_lag* 和 *Rsq_con* 之间虽然存在相关关系, 但显著性水平很低, H_2 得到验证。表4给出按照 *FS* 的中位数和平均值对融资约束情况进行分组的回归结果。由表4可知, 在控制其他控制变量之后, 按照 *FS*

水平分类的融资约束组和非融资约束组中, *FS* 与 *Rsq_lag* 和 *Rsq_con* 之间的相关关系存在明显差异。不论是按照财务松弛水平的中位数还是按照平均值进行分组, 在融资约束组中, *FS* 与 *Rsq_lag* 和 *Rsq_con* 显著正相关, $p < 0.010$, H_1 得到验证; 在非融资约束组中, *FS* 与 *Rsq_lag* 和 *Rsq_con* 之间不存在显著的相关关系, H_2 得到验证。

表3和表4的结果表明,当上市公司面临融资约束时,财务松弛水平的上升会降低股价信息含量(表现为股价同步性上升);而不存在融资约束时,由于最低信息披露要求的限制,财务松弛与股价同步性不具有显著的正相关关系。二者综合起来,证明财务松弛确实是通过影响上市公司的信息披露过程影响股价信息含量,如果是由于基本面的不确定性导致的股价信息含量差异,在非融资约束组中,财务松弛与股价同步性也应该具有显著的相关关系,在两组间不会存在明显差异。另外,由表3和表4的结果对比可知,针对本研究问题,将财务松弛作为衡量融资约束状况的指标比KZ指数更适合,这一点与DE-MARZO et al.^[34]的研究结论相似。在控制变量方面,不论是表3还是表4的结果,均与其他学者的研究结论或本研究前文分析相一致,如年交易天数与股价信息含量负相关,是由于交易天数越少,股票本身的重大事件越多,特质性信息也越多。对于其他控制变量本研究不再一一讨论。

5 稳健性检验

5.1 内生性问题

关于本研究中存在的内生性问题,前文的模型在一定程度上已经有所缓解。一方面,本研究的财务松弛指标选择的是期初数据,相对于被解释变量是一个提前量;另一方面,本研究的回归模型选择的是固定效应模型,在一定程度上也能够缓解遗漏变量带来的内生性问题。但是为了更彻底地解决本研究存在的内生性问题,本研究找到一个外生的政策事件设计一个准自然实验研究。从本研究财务松弛的测量方法中可以看出,应收账款是其重要组成部分,而中国应收账款是在2007年底通过的《物权法》和人民银行颁布的《应收账款质押登记办法》之后才能够进行质押贷款,这一政策变动为本研究提供了一个准自然实验的外生冲击,这一政策颁布后上市公司的融资约束状况得到很大程度的缓解,所有上市公司的财务松弛水平均有所提升。对于非融资约束组的公司而言,这一政策的颁布对其融资约束状况并不会产生影响,但是对于融资约束组的公司,这一政策会降低财务松弛对于上市公司融资约束的影响,或者说财务松弛水平的整体上升使财务松弛的边际影响减弱,尤其是在采用财务松弛进行分组时,这一政策的影响更加直观。

从理论上说,准自然实验(双重差分模型)假设存在一个外生冲击只对干预组存在影响,对控制组不存在影响,因此可以对比政策前后两个组的双重差异。虽然本研究选取的外生冲击对于融资约束组和非融资约束组均存在影响,没有完全符合这一假设,但是经过很多学者的拓展应用和证实,双重差分模型可以用来识别干预组中不同群体的政策冲击效应^[47],而且本研究与王茂斌等^[48]的研究前提类似,能否构建双重差分模型并不依赖于干预组受这一政策的影响更大,而是在不同组别中这一政策的作用

效应存在差异。这一政策实施于2007年10月,接近2007年底。因此,本研究选取2007年至2008年上市公司作为准自然实验研究对象,使用虚拟变量 Pos 区分时间窗口,2007年取值为0,2008年取值为1;参照前文方法按照KZ指数和FS指数的中位数或者均值将上市公司划分为融资约束组和非融资约束组,将融资约束组作为干预组(Tre),取值为1,非融资约束组取值为0。根据前文的数据处理方法对数据进行处理后,得到2436个观测值,构建的双重差分模型为

$$Rs_{q,i,t} = \beta_0 + \beta_1' Pos \cdot Tre \cdot FS_{i,t-1} + \beta_2' Pos \cdot FS_{i,t-1} + \beta_3' Tre \cdot FS_{i,t-1} + \beta_4' FS_{i,t-1} + \sum \beta_x' Con_{i,t-1} + \sum ind_{i,t} + \tau_{i,t} \quad (21)$$

其中, β_0 为常数项, $\beta_1' \sim \beta_4'$ 为变量的回归系数, β_x' 为控制变量回归系数矩阵, $\tau_{i,t}$ 为随机扰动项。

在(21)式中重点关注 β_1' 。理论上来说,这一政策发生后,对于干预组而言,因为其融资约束程度得到缓解,因此财务松弛对于上市公司信息披露的影响力度减弱,对于上市公司股价信息含量的影响也会减弱;而对于控制组而言,这一政策虽然也增加了其融资渠道,但是并不会对上市公司的信息披露产生影响。因此, β_1' 应该显著为负。双重差分模型的回归结果见表5和表6,从回归分析结果可知,不论采用何种指标何种基准划分干预组(融资约束组)和控制组(非融资约束组),在对 Rsq_lag 和 Rsq_con 的回归分析中, β_1' 都显著为负,DID模型验证了本研究的结果。控制变量与表3和表4结果基本一致。

5.2 更改测量指标

本研究基于财务松弛的定义^[11]和理论公式^[38]采用一种新的财务松弛测量指标。财务松弛这一概念往往与财务灵活性或财务柔性同时出现^[39],而且在定义和测量上具有高度的相似性,因此,本研究借鉴曾爱民等^[31]和王满等^[33]估计的财务柔性(FF)作为财务松弛的替代变量,采用现金持有和负债率水平对财务柔性进行测量,财务柔性由现金柔性和负债柔性组成,现金柔性等于公司现金比率减去行业现金比率均值,负债柔性等于行业负债比率均值减去公司负债比率。回归结果见表7和表8。由回归结果可知,采用财务柔性作为代理变量得到的结论与前面研究结论基本一致,在融资约束组中, FF 与 Rsq_lag 和 Rsq_con 显著正相关, $p < 0.010$ 。但是与前文略有不同的是,在非融资约束组中,除按照KZ平均值分组时 FF 与 Rsq_lag 不存在显著相关关系之外,在其他分组中财务柔性股价信息含量均显著正相关,虽然其显著性水平和系数远低于融资约束组,这在一定程度上也验证了本研究假设,但是也表明本研究采用的财务松弛指标解释和分析上市公司信息披露和股价信息含量更加合适。

此外,根据表2的相关系数矩阵可知,财务松弛与资产负债率之间的相关性水平达到-0.736,虽然VIF检验结果表明不存在多重共线性问题,但是仍然有可能对本研究结果产生影响。为了结果的稳健性,

表5 (21)式回归分析结果(因变量: Rsq_lag)
Table 5 Regression Analysis Results for Formula (21)
(Dependent Var: Rsq_lag)

	干预组		控制组	
	KZ 中位数	KZ 平均值	FS 中位数	FS 平均值
$Pos \cdot Tre \cdot FS$	-1.333*** (0.168)	-1.400*** (0.171)	-2.613*** (0.171)	-2.693*** (0.172)
$Pos \cdot FS$	0.133 (0.129)	0.240* (0.133)	1.020*** (0.124)	1.076*** (0.125)
$Tre \cdot FS$	0.551*** (0.126)	0.570*** (0.126)	1.310*** (0.157)	1.347*** (0.160)
FS	0.339*** (0.099)	0.292*** (0.099)	-0.178* (0.010)	-0.205** (0.101)
Dua	0.053** (0.024)	0.051** (0.024)	0.048** (0.024)	0.047** (0.024)
$Inde$	0.043 (0.166)	0.039 (0.166)	-0.061 (0.159)	-0.067 (0.158)
Fir	-0.546*** (0.097)	-0.539*** (0.097)	-0.604*** (0.095)	-0.610*** (0.095)
Bal	-0.796*** (0.109)	-0.791*** (0.109)	-0.891*** (0.108)	-0.899*** (0.108)
Pro	0.003 (0.026)	0.006 (0.026)	0.015 (0.026)	0.015 (0.025)
Roe	-0.106 (0.119)	-0.116 (0.119)	-0.171 (0.114)	-0.172 (0.113)
Siz	0.228*** (0.033)	0.227*** (0.032)	0.257*** (0.032)	0.258*** (0.032)
Deb	-0.691*** (0.088)	-0.689*** (0.088)	-0.576*** (0.087)	-0.570*** (0.087)
MB	-0.215*** (0.010)	-0.214*** (0.010)	-0.176*** (0.010)	-0.173*** (0.010)
$D-tra$	-5.605*** (0.982)	-5.581*** (0.981)	-4.894*** (0.973)	-4.859*** (0.972)
$N-tra$	1.452*** (0.089)	1.455*** (0.088)	1.474*** (0.085)	1.472*** (0.085)
Age	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.007** (0.003)	0.007** (0.003)
$N-ind$	0.644** (0.288)	0.646** (0.290)	0.562* (0.306)	0.567* (0.307)
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	2 436	2 436	2 436	2 436
模型解释度	0.602	0.603	0.623	0.625

注:控制行业效应,同时进行公司层面cluster聚类处理的OLS回归,下同。

表6 (21)式回归分析结果(因变量: Rsq_con)
Table 6 Regression Analysis Results for Formula (21)
(Dependent Var: Rsq_con)

	干预组		控制组	
	KZ 中位数	KZ 平均值	FS 中位数	FS 平均值
$Pos \cdot Tre \cdot FS$	-1.359*** (0.173)	-1.445*** (0.176)	-2.655*** (0.177)	-2.737*** (0.179)
$Pos \cdot FS$	0.139 (0.133)	0.259* (0.137)	1.038*** (0.129)	1.095*** (0.130)
$Tre \cdot FS$	0.569*** (0.131)	0.599*** (0.129)	1.324*** (0.163)	1.361*** (0.167)
FS	0.351*** (0.102)	0.296*** (0.102)	0.165 (0.105)	0.192* (0.106)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
样本量	2 436	2 436	2 436	2 436
模型解释度	0.606	0.606	0.626	0.627

本研究采用金融负债率($Fin-Deb$)作为资产负债率的替代指标,金融负债率与财务松弛指标的相关系数为-0.427,相关性较低。同时,本研究从模型中剔除资产负债率后对模型进行回归分析。表9给出在模型中加入金融负债率作为资产负债率的替代指标和不加入资产负债率时 Rsq_lag 与 FS 的回归结果,可以看到无论 FS 指标如何分组,本研究结果依然稳健。为了节省篇幅,本研究没有报告 KZ 指标分组的数据,但回归结果与表3类似,采用 Rsq_con 作为被解释变量时,结果依然稳健。

6 结论

本研究通过拓展已有理论模型,证明财务松弛通过影响上市公司信息披露进而影响股价信息含量的理论关系,采用2007年至2016年中国A股上市公司数据,实证检验本研究提出的假设,借助2007年底出台的《物权法》这一政策法规构建准自然实验,利用双重差分模型控制可能存在的内生性问题。

本研究理论模型推导证明,当上市公司面临融资约束时,内部财务松弛的存在会降低上市公司对外部融资的依赖,对外信息披露减少,进而使测量股价信息含量的反向指标股价同步性水平上升。同时实证检验验证了理论模型的结论,在面临融资约束的上市公司分组中,财务松弛水平与股价同步性表现出显著的正相关关系,而对于非融资约束组,财务松弛水平与股价同步性不具有显著的相关关系。不同分组中实证结果的显著差异也证实了财务松弛确实是因为缓解了上市公司的对外融资依赖而使上市公司减少对外披露信息,进而影响股价信息含量。同

表7 财务柔性 with 股价信息含量的稳健性检验回归结果(按照KZ指标分组)

Table 7 Robustness Test Regression Results for Financial Flexibility and Information Content of Stock Prices (Classified by KZ)

	因变量: <i>Rsq_lag</i>				因变量: <i>Rsq_con</i>			
	KZ 中位数		KZ 平均值		FZ 中位数		FZ 平均值	
	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束
<i>FF</i>	0.066 [*] (0.038)	0.104 ^{***} (0.041)	0.066 (0.040)	0.109 ^{***} (0.040)	0.072 [*] (0.040)	0.109 ^{***} (0.041)	0.070 [*] (0.042)	0.114 ^{***} (0.042)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8 778	9 088	7 795	10 071	8 778	9 088	7 795	10 071
模型解释度	0.554	0.534	0.553	0.528	0.550	0.535	0.561	0.530

表8 财务柔性 with 股价信息含量的稳健性检验回归结果(按照FS指标分组)

Table 8 Robustness Test Regression Results for Financial Flexibility and Information Content of Stock Prices (Classified by FS)

	因变量: <i>Rsq_lag</i>				因变量: <i>Rsq_con</i>			
	FS 中位数		FS 平均值		FS 中位数		FS 平均值	
	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束
<i>FF</i>	0.079 ^{**} (0.040)	0.202 ^{***} (0.058)	0.084 ^{**} (0.042)	0.214 ^{***} (0.055)	0.085 ^{**} (0.041)	0.216 ^{***} (0.060)	0.089 ^{**} (0.044)	0.225 ^{***} (0.058)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8 872	8 994	8 277	9 589	8 872	8 994	8 277	9 589
模型解释度	0.551	0.530	0.553	0.528	0.548	0.529	0.550	0.527

表9 调整控制变量中资产负债率指标后回归结果(按照FS指标分组)

Table 9 Regression Results after Changing the Control Variable of DEBT (Classified by FS)

	因变量: <i>Rsq_lag</i>							
	FS 中位数		FS 平均值		FS 中位数		FS 平均值	
	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束	非融资 约束	融资 约束
<i>FS</i>	0.053 (0.044)	0.399 ^{***} (0.062)	0.053 (0.047)	0.375 ^{***} (0.059)	0.053 (0.043)	0.402 ^{***} (0.063)	0.051 (0.047)	0.377 ^{***} (0.058)
<i>Fin-Deb</i>	-0.032 (0.043)	-0.031 (0.056)	-0.022 (0.045)	-0.033 (0.054)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8 864	8 990	8 269	9 585	8 872	8 994	8 277	9 589
模型解释度	0.553	0.535	0.561	0.531	0.550	0.527	0.551	0.525

注:由于缺失部分金融负债率数据,因此加入金融负债率指标的回归模型的样本量存在一定的差异。第2列~第5列为将金融负债率作为资产负债率的替代变量后的回归结果,第6列~第9列为直接删除资产负债率后的回归结果。

样的,双重差分模型的结果也表明,当融资约束被缓解后,财务松弛对于股价信息含量的正向影响存在显著的减弱。本研究理论模型和实证检验证实财务松弛水平的增加降低了上市公司的股价信息含量,作为资本结构的重要组成部分,财务松弛确实对资本市场信息效率有着重大影响。

本研究的理论贡献在于:①发现财务松弛能够改善公司的对外融资依赖进而影响上市公司对外信息披露,财务松弛是影响资本市场股价信息含量的重要内部财务因素,拓展了资本结构理论下财务松弛以及财务灵活性的研究边界,从现有财务松弛与公司经营活动的研究拓展到财务松弛对公司资本市场信息效率的影响,补充了资本结构理论与资本市场信息效率之间的研究。②与其他指标比较,本研究发现的财务松弛指标能够被用来较好的区分和解释上市公司的信息披露状况,这为监管机构和外部投资者提供了一个较为有效的分析上市公司信息披露含量和质量的内部静态财务指标,为完善中国资本市场信息披露机制提供了一个新的理论视角和具体切入点。

根据本研究结论,在实践中监管机构可以从财务松弛的角度制定对上市公司信息披露的监管政策,如让上市公司适当降低财务松弛水平、对高财务松弛的上市公司的信息披露予以额外关注等。当然,结合其他学者的研究成果,监管机构还应该着力于促进资本市场发展,降低公司的外部融资难度,这样才能使上市公司主动降低内部财务松弛水平,进而主动增加信息披露,提升A股市场股价信息含量。

本研究存在一定的局限性,不少研究证明上市公司政治关联是影响A股上市公司融资约束水平的重要因素,本研究未对此加以考虑;当财务松弛水平较低时,上市公司也可能出于融资的目的披露更多虚假的正面信息,因此降低财务松弛能够增加股价信息含量但不一定会增加信息披露质量,财务松弛与信息披露质量的关系还值得进一步研究。

参考文献:

- [1] 黄灿,李善民,庄明明,等.内幕交易与股价同步性. *管理科学*,2017,30(6):3-18.
HUANG Can, LI Shanmin, ZHUANG Mingming, et al. Insider trading and stock price synchronicity. *Journal of Management Science*, 2017, 30(6): 3-18. (in Chinese)
- [2] BALL R. Market and political/regulatory perspectives on the recent accounting scandals. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47(2): 277-323.
- [3] 顾小龙,李天钰,辛宇.现金股利、控制权结构与股价崩溃风险. *金融研究*,2015(7):152-169.
GU Xiaolong, LI Tianyu, XIN Yu. Cash dividends, control rights structure and stock price crash risk. *Journal of Financial Research*, 2015(7): 152-169. (in Chinese)
- [4] 杜浩阳.公司综合信息透明度、分析师预测精度与信息不对称性. *金融经济研究*,2016,31(3):70-84.
DU Haoyang. Company comprehensive transparency, analysts forecast accuracy and information asymmetry. *Financial Economics Research*, 2016, 31(3): 70-84. (in Chinese)
- [5] LANG M H, LUNDHOLM R J. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review*, 1996, 71(4): 467-492.
- [6] BALAKRISHNAN K, BILLINGS M B, KELLY B, et al. Shaping liquidity: on the causal effects of voluntary disclosure. *The Journal of Finance*, 2014, 69(5): 2237-2278.
- [7] DHALIWAL D, LI O Z, TSANG A, et al. Corporate social responsibility disclosure and the cost of equity capital: the roles of stakeholder orientation and financial transparency. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2014, 33(4): 328-355.
- [8] 吴红军,刘啟仁,吴世农.公司环保信息披露与融资约束. *世界经济*,2017,40(5):124-147.
WU Hongjun, LIU Qiren, WU Shinong. Corporate environmental disclosure and financing constraints. *The Journal of World Economy*, 2017, 40(5): 124-147. (in Chinese)
- [9] 汪金祥,吴育辉,吴世农.我国上市公司零负债行为研究:融资约束还是财务弹性?. *管理评论*,2016,28(6):32-41.
WANG Jinxiang, WU Yuhui, WU Shinong. A study on the behavior of zero-leverage for companies listed in China: financial constraint or financial flexibility?. *Management Review*, 2016, 28(6): 32-41. (in Chinese)
- [10] PINKOWITZ L, STULZ R M, WILLIAMSON R. Do U. S. firms hold more cash than foreign firms do?. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(2): 309-348.
- [11] MYERS S C, MAJLUF N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187-221.
- [12] MORCK R, YEUNG B, YU W. The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1/2): 215-260.
- [13] 顾小龙,辛宇,滕飞.违规监管具有治理效应吗?兼论股价同步性指标的两重性. *南开管理评论*,2016,19(5):41-54.
GU Xiaolong, XIN Yu, TENG Fei. Does external enforcement action have governance effect? Discussion on the duality of stock price synchronicity indicators. *Nankai Business Review*, 2016, 19(5): 41-54. (in Chinese)
- [14] 钟覃琳,陆正飞.资本市场开放能提高股价信息含量吗?基于“沪港通”效应的实证检验. *管理世界*,2018(1):169-179.
ZHONG Tanlin, LU Zhengfei. Can market liberalization improve the stock price informativeness? Evidence from Shanghai-Hong Kong stock connect. *Management World*, 2018(1): 169-179. (in Chinese)
- [15] 黄俊,郭照蕊.新闻媒体报道与资本市场定价效率:基于股价同步性的分析. *管理世界*,2014(5):121-130.
HUANG Jun, GUO Zhaorui. The effect of the media coverage on the pricing efficiency the capital market: an analysis based on the stock price synchronicity. *Management World*, 2014(5): 121-130. (in Chinese)

- [16] 谭松涛,崔小勇,孙艳梅. 媒体报道、机构交易与股价的波动性. *金融研究*, 2014(3):180-193.
TAN Songtao, CUI Xiaoyong, SUN Yanmei. Does institutional investors' trading behavior exacerbate stock market volatility?. *Journal of Financial Research*, 2014(3):180-193. (in Chinese)
- [17] PIOTROSKI J D, WONG T J, ZHANG T Y. Political incentives to suppress negative information: evidence from Chinese listed firms. *Journal of Accounting Research*, 2015, 53(2):405-459.
- [18] KIM J B, YI C H. Foreign versus domestic institutional investors in emerging markets: who contributes more to firm-specific information flow?. *China Journal of Accounting Research*, 2015, 8(1):1-23.
- [19] 刘海飞,许金涛,柏巍,等. 社交网络、投资者关注与股价同步性. *管理科学学报*, 2017, 20(2):53-62.
LIU Haifei, XU Jintao, BAI Wei, et al. Social networks, investor attention and stock price synchronicity. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(2):53-62. (in Chinese)
- [20] 何贤杰,王孝钰,孙淑伟,等. 网络新媒体信息披露的经济后果研究:基于股价同步性的视角. *管理科学学报*, 2018, 21(6):43-59.
HE Xianjie, WANG Xiaoyu, SUN Shuwei, et al. Economic consequences of new media information disclosure: from the perspective of stock price synchronicity. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(6):43-59. (in Chinese)
- [21] FERNANDES N, FERREIRA M A. Insider trading laws and stock price informativeness. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(5):1845-1887.
- [22] BEN-NASR H, COSSET J C. State ownership, political institutions, and stock price informativeness: evidence from privatization. *Journal of Corporate Finance*, 2014, 29(9):179-199.
- [23] BOUBAKER S, MANSALI H, RJIBA H. Large controlling shareholders and stock price synchronicity. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 40(1):80-96.
- [24] 张斌,王跃堂. 业务复杂度、独立董事行业专长与股价同步性. *会计研究*, 2014(7):36-42.
ZHANG Bin, WANG Yuetang. Business complexity, industry expertise of independent directors and stock price synchronicity. *Accounting Research*, 2014(7):36-42. (in Chinese)
- [25] CAMPBELL J Y, LETTAU M, MALKIEL B G, et al. Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*, 2001, 56(1):1-43.
- [26] HUTTON A P, MARCUS A J, TEHRANIAN H. Opaque financial reports, R^2 , and crash risk. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1):67-86.
- [27] MEEK G K, ROBERTS C B, GRAY S J. Factors influencing voluntary annual report disclosures by U. S., U. K. and continental European multinational corporations. *Journal of International Business Studies*, 1995, 26(3):555-572.
- [28] 李春涛,胡宏兵,谭亮. 中国上市银行透明度研究:分析师盈利预测和市场同步性的证据. *金融研究*, 2013(6):118-132.
LI Chuntao, HU Hongbing, TAN Liang. Transparency of China's listed banks: evidence from analysts' forecasts and stock price synchronicity. *Journal of Financial Research*, 2013(6):118-132. (in Chinese)
- [29] DEANGELO H, DEANGELO L. *Capital structure, payout policy, and financial flexibility*. LA: Marshall School of Business, 2007.
- [30] JOHN K, LI Y Z, PANG J R. Does corporate governance matter more for high financial slack firms?. *Management Science*, 2016, 63(6):1657-2048.
- [31] 曾爱民,张纯,魏志华. 金融危机冲击,财务柔性储备与企业投资行为:来自中国上市公司的经验证据. *管理世界*, 2013(4):107-120.
ZENG Aimin, ZHANG Chun, WEI Zhihua. Financial crisis impact, financial flexibility reserve and corporate investment behavior: empirical evidence from Chinese listed companies. *Management World*, 2013(4):107-120. (in Chinese)
- [32] SHAIKH I A, O'BRIEN J P, PETERS L. Inside directors and the underinvestment of financial slack towards R&D-intensity in high-technology firms. *Journal of Business Research*, 2018, 82:192-201.
- [33] 王满,刘子旭. 民营企业政治关联对财务柔性储备的替代作用研究. *管理科学*, 2016, 29(5):116-133.
WANG Man, LIU Zixu. Research on substitution effect of private enterprises' political connection on financial flexibility reserves. *Journal of Management Science*, 2016, 29(5):116-133. (in Chinese)
- [34] DEMARZO P M, FISHMAN M J, HE Z G, et al. Dynamic agency and the q theory of investment. *The Journal of Finance*, 2012, 67(6):2295-2340.
- [35] JENSEN M C. Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 1986, 76(2):323-329.
- [36] BOTOSAN C A, STANFORD M. Managers' motives to withhold segment disclosures and the effect of SFAS No. 131 on analysts' information environment. *The Accounting Review*, 2005, 80(3):751-771.
- [37] JIN L, MYERS S C. R^2 around the world: new theory and new tests. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2):257-292.
- [38] 王雄元,张鹏. 上市公司信息保密研究. *会计研究*, 2007(5):25-30.
WANG Xiongyuan, ZHANG Peng. Research on the information secrecy of the listed company. *Accounting Research*, 2007(5):25-30. (in Chinese)
- [39] GAMBA A, TRIANTIS A. The value of financial flexibility. *The Journal of Finance*, 2008, 63(5):2263-2296.
- [40] HAHN J, LEE H Y. Financial constraints, debt capacity, and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 2009, 64(2):891-921.
- [41] ALMEIDA H, CAMPELLO M. Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 2007, 20(5):1429-1460.
- [42] BERGER P G, OFEK E, SWARY I. Investor valuation of the abandonment option. *Journal of Financial Economics*, 1996, 42(2):257-287.
- [43] 李青原,王红建. 货币政策,资产可抵押性,现金流与

- 公司投资:来自中国制造业上市公司的经验证据. *金融研究*, 2013(6):31-45.
- LI Qingyuan, WANG Hongjian. Monetary policy, asset collateralability, cash flow and corporate investment: empirical evidence from Chinese manufacturing listed companies. *Journal of Financial Research*, 2013(6):31-45. (in Chinese)
- [44] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1):169-215.
- [45] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束:基于中国上市公司的实证研究. *会计研究*, 2014(5):73-80.
- WEI Zhihua, ZENG Aimin, LI Bo. Financial ecological environment and corporate financial constraints: evidence from Chinese listed firms. *Accounting Research*, 2014(5):73-80. (in Chinese)
- [46] BUSCH P, OBERNBERGER S. Actual share repurchases, price efficiency, and the information content of stock prices. *The Review of Financial Studies*, 2017, 30(1):1-10.
- [47] AHERN K R, DITTMAR A K. The changing of the boards: the impact on firm valuation of mandated female board representation. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(1):137-197.
- [48] 王茂斌, 孔东民. 反腐败与中国公司治理优化:一个准自然实验. *金融研究*, 2016(8):159-174.
- WANG Maobin, KONG Dongmin. Anti-corruption and Chinese corporate governance: a quasi-natural experiment. *Journal of Financial Research*, 2016(8):159-174. (in Chinese)

Financing Constraints, Financial Slack and Information Content of Stock Prices

LIU Yuyao, LU Jialiu

Business School, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China

Abstract: The information content of stock price of listed companies is an important indicator to measure the efficiency of capital market. It has been found that listed companies have a wide range of motivation and operating space to manipulate information disclosure, and the main motivation to raise the level of information disclosure is external financing. However, in the past decade, more and more listed companies have chosen to maintain low debt or high cash holdings, resulting in financial slack. And pecking order theory points out that when enterprise has financial slack, the demand for external financing is weakened. Logically, the financial slack which has been paid more and more attention by academic circles will affect the information disclosure of listed companies in theory, and then have an important impact on the information content of stock prices.

Based on this, this paper takes the financial slack to expand the existing theoretical model. And then we use the data of A-share listed companies from 2007 to 2016 to test the relationship between financial slack and stock price information content by using the fixed effect model. The stock price synchronization index (r^2) has been used to measure the information content of stock price. According to the definition of financial slack and other scholars' research, we construct a financial slack measurement index. Finally, we construct a difference-in-difference model to control the possible endogenous problems by using the regulation that accounts receivable can be mortgaged in the property law issued at the end of 2007.

The results of this paper find that financial slack is indeed an important factor affecting the disclosure of the listed companies. When enterprises face financing constraints, the increase of internal financial slack in enterprises will make the listed companies reduce the level of information disclosure and then reduce the information content of stock prices. After employing the difference-in-difference model to deal with the endogeneity problem, the results still hold. This shows that as an important component of the internal capital structure, financial slack is not only an important factor affecting the business activities of the enterprise, but also an important factor affecting the information content of the listed company's stock price.

This paper provides a new internal perspective for the research and supervision of information disclosure of listed companies. It also extends the current academic research on the relationship between financial slack/financial flexibility and business activities such as investment and financing to the impact of financial slack on the capital market.

Keywords: financial slack; information disclosure; idiosyncratic information content; synchronicity; difference-in-difference model

Received Date: April 9th, 2018 **Accepted Date:** August 15th, 2018

Biography: LIU Yuyao is a Ph. D candidate in the Business School at SunYat-Sen University. His research interests include corporate finance and capital market. E-mail: liuyuyao@mail2.sysu.edu.cn

LU Jialiu, doctor in economics, is a professor in the Business School at SunYat-Sen University. His research interests include capital market and financial economics. His representative paper titled "The CAPM: a reformulation" was presented at the annual conference of *American Economic Association in 2015*. E-mail: lnsjl@mail.sysu.edu.cn

□