

税收征管的公司治理作用与企业股价同步性

孙鲲鹏 杨凡*

摘要: 本文通过对税收征管的公司治理作用以及与股价同步性的关系进行理论分析和实证检验发现: 第一, 税收征管的强化总体上降低了企业股价同步性; 第二, 税收征管的这一效应主要表现在那些公司治理基础相对更差、更容易受到税收征管影响的企业, 以及证监会对信息披露实行更严格监管的企业上。本文的研究扩展了关于税收征管影响后果和股价同步性的影响因素方面的文献, 为推动我国财税体制改革、建设高质量资本市场提供了借鉴。

关键词: 税收征管; 股价同步性; 公司治理

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.04.21

一、引言

税收作为国家参与社会产品分配的一种形式, 如何影响经济社会发展一直是十分重要的问题。在中国新兴加转轨的制度背景下, 税收征管问题十分重要, 中共中央办公厅、国务院办公厅于 2021 年 3 月 24 日印发了《关于进一步深化税收征管改革的意见》, 指出要“推动税务执法、服务、监管的理念和方式手段等全方位变革”“全方位提高税务执法、服务、监管能力”。近年来我国也推行了一系列税收征管制度改革, 包括起草修订《中华人民共和国税收征收管理法》等多部税法、国地税合并、营改增、施行“金税三期”工程等, “金税四期”也持续推进, 总体而言税收征管流程更加高效规范, 税收征管力度客观上也不断强化。那么, 税收征管的强化和纳税遵从度的提高如何影响企业决策? 这对经济社会有何影响?

资本市场作为经济发展的“助推器”, 我国当前正努力建设“规范、透明、开放、有活力、有韧性”的资本市场, 尤其是当前加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环发展格局背景下, 建设高效的资本市场对形成经济内生增长动力更具必要性。根据资本市场定价效率的相关文献, 较低的股价同步性意味着股价的波动更多地反映了企业的基本面情况, 能够及时且准确地吸收企业的特质信息, 是有效发挥资本市场经济支持功能的重要前提, 然而根据以往跨国研究的统计, 中国股票市场“同涨同跌”程度位居世界主要经济体前列, 资本市场定价效率不高 (陈志武, 2005)。我们关心的是:

* 孙鲲鹏, 中央财经大学财政税务学院; 杨凡, 清华大学经济管理学院。通信作者及地址: 杨凡, 北京市海淀区清华园街道清华大学经济管理学院, 100084; 电话: 19906942686; E-mail: yangf2022@163.com。本文感谢国家自然科学基金项目“互联网大数据治税系统的征管效果及对税收营商环境的影响研究”(20CJY061)、中央财经大学青年科研创新团队支持计划的资助。感谢周其仁、樊勇、张丹丹、李博、张超、钟汉麟, 第六届中国财政学论坛、2020 年中国财税经济论坛、第三届国家发展青年论坛、第十届新时代中国青年经济论坛评委, 以及匿名审稿专家的宝贵建议。文责自负。

近年来一系列旨在严格规范税收征管的财税体制改革,是否会影响到股价同步性?财税体制改革与构建高质量的资本市场之间有无内在关联?税收征管发挥作用的边界条件如何?

从理论上讲,以 Morck et al. (2000) 为代表的“信息效率观”是解释股票价格“同涨同跌”最重要的理论之一。该理论认为股价同步性反映了个股中含有的公司特质信息的程度,个股中含有的对应公司特质信息越多,其股价同步性越低,也就是股票市场的定价效率较高 (Morck et al., 2000); 反之,如果大量股票跟随大盘“同涨同跌”,则说明个股的特质信息不能有效反映在股票的价格之中,资本市场定价效率较低。企业公司治理和信息环境的改善,则有助于更多的特质信息被披露并融入股票价格,从而降低股价同步性,提升资本市场定价效率 (Hutton et al., 2009; Gul et al., 2010)。

在现代公司治理框架下,企业并非一个整体,委托人与代理人角色分离,需要花费成本对代理人进行有效激励和监督才能抑制其损害委托人利益 (Jensen and Meckling, 1976)。由于税收的存在,政府可以被视为企业最普遍的非控股股东。政府作为企业利润总额的分享者,税务部门的征管行为有助于发挥会计系统的监督职能、抑制代理人违规行为和利润转移,发挥公司治理作用 (Desai et al., 2007)。随着税收征管的强化,一方面,企业虚增利润、虚假披露将可能不得不上缴更多税负,这将提升企业不实披露的现实成本 (叶康涛和刘行, 2011); 另一方面,税务机关的征管稽查涉及企业业务运行和财务记录的各个方面,征管强化会促进企业规范会计信息生成和披露过程。总之,税收征管所带来的公司治理功能,将促使企业信息环境改善,从而降低企业股价同步性。

本文基于中国上市公司 2000 年到 2017 年的数据,通过实证检验得到以下结果。第一,企业所在地税收征管的强化总体上降低了其股价同步性。第二,对于那些公司治理基础更好的企业而言,即媒体关注较高、分析师跟踪较多、机构投资者持股多的企业,税收征管改善股价同步性的边际效果更小。第三,对于更容易受到税收征管影响的有政治关联、国有、上年避税更激烈的企业而言,税务局的征管行为对其产生的边际影响更大。第四,在证监会对信息披露实行严格监管的地区,税收征管改善股价同步性的作用更强。此外,我们还进行了工具变量检验、更换税收征管衡量指标等一系列稳健性检验,并仍然发现了一致的结果,表明我们的结论具有稳健性。

本文具有以下贡献。第一,本文推进了关于税收征管的经济影响方面的相关文献。关于税收征管影响后果的传统文献表明,税收征管会导致现金流出企业、给企业带来负面影响。近年来越来越多的文献从公司治理作用的角度,表明税收征管具有规范企业关联交易 (曾亚敏和张俊生, 2009)、信息披露 (叶康涛和刘行, 2011) 等正面作用,征管促使企业减少避税,有助于优化企业信息环境,审计师、分析师等资本市场信息中介的信息获取更加准确,信息环境的改善最终会影响投资者的决策 (Balakrishnan et al., 2018)。本文更进一步地,探究了税收征管对于股价同步性的影响,并发现税收征管的强化有助于降低股价同步性,扩展了关于税收征管影响后果方面的文献。

第二,本文补充了关于股价同步性影响因素方面的相关文献。以往文献关于股价同步性的形成原因和影响因素,一个重要解释是特质信息不足 (Morck et al., 2000),因此媒体 (黄俊和郭照蕊, 2014)、审计师 (Gul et al., 2010)、分析师 (Piotroski and Roulstone, 2004)、机构投资者 (Gul et al., 2010) 等外部治理主体的强化会促使企业

完善信息披露,从而有更多特质信息融入股价,并降低股价同步性。本文进一步表明,税务机关同样作为公司治理的参与主体之一,其征管行为的强化有助于提升企业信息披露质量,并降低股价同步性,从而扩充了我们对资本市场定价效率影响因素方面的认识。

第三,本文还具有实践参考价值。当前加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环发展格局背景下,我国正努力构建高质量的资本市场。本文的结论表明,税务机关的征管行为也会影响到资本市场的股价同步性和定价效率,建设现代财政制度、推进财税制度改革与建设高质量的资本市场具有内在关联性,从而为相关的政策制定提供了借鉴,为财税改革与金融改革的协同性提供了新的注脚。

余文结构安排如下:第二部分得出待检验的理论假说;第三部分阐述实证策略,包括回归方程、变量定义、数据来源与描述等;第四部分展示主要实证结果;第五部分进行进一步分析;第六部分为结论和启示。

二、理论假说提出

(一) 税收征管和股价同步性

由于中国新兴加转轨的制度背景,地方政府在税收征管环节存在较大自由空间,各地征管力度不尽相同,并给企业带来不一样的实际税负(刘慧龙和吴联生,2014;吕冰洋等,2016),因此税收征管问题在中国制度背景下尤为重要。近年来越来越多的研究表明,税务机关的征管行为也能起到公司治理的作用,成为企业外部监督的力量之一(Desai et al., 2007)。例如,曾亚敏和张俊生(2009)发现税收征管能够降低股东和管理者之间的代理成本,也可以减少大股东关联交易的行为,缓解大股东侵占小股东利益的问题。王亮亮(2018)则着眼于第二类代理成本,发现税收征管强化有助于抑制控股股东的“掏空”行为,提高控股股东的“支持”程度。

税收征管改善企业的公司治理,并优化企业信息环境,主要可能源自以下四个方面。第一,从税务机关对企业业务运行和财务处理监督的角度看,税务机关为了确保企业纳税时的合法合规,会对企业财务活动进行监督和稽查,进而发现并抑制企业可能存在的财务信息问题。第二,从避税活动本身的复杂性与不透明性角度看,企业往往需要通过复杂的机制安排和交易,来实现避税目的,这将降低信息披露的透明度和真实性(Balakrishnan et al., 2018)。Feng et al. (2019)也发现避税活动的增加会加剧企业运营复杂性和财务信息不透明程度,进而提高股价同步性。征管强化后避税活动的减少将降低运营复杂性,这本身就有助于改善信息环境。第三,从会计信息与税务信息关联性以及税务风险规避的角度看,会计信息与税务信息之间往往具有关联性(Hanlon and Heitzman, 2010),企业会计盈余的增加通常意味着企业纳税义务的增加。因此,税收征管增强后,企业如果进行盈余管理等不实披露行为,提高企业的当期会计利润,将不得不上缴更多的税负来“支持”自己的财务绩效数字,这将提升企业盈余管理的成本并降低其盈余管理动机(叶康涛和刘行,2011),因而能够优化企业信息环境。第四,从抑制关联交易行为和内部人侵占转移收益动机的角度看,内部人虚假披露的动机往往是侵占股东利益并通过关联交易等方式将其转移出去,而税收征管可以强化对关联交易等可

能的内部人转移收益的手段的监督。基于以上四个方面,税收征管的强化将降低企业内部人操纵会计信息和低质量披露的动机。

就股价同步性而言,其反映的是股价“同涨同跌”的现象,即股票中含有的公司特质信息含量(Morck et al., 2000)。当较多的公司特质信息融入股价时,股价表现出更多的特质波动,随市场“同涨同跌”的情况会缓解,股价同步性保持在相对更低的水平。Durnev et al. (2004)发现股价同步性较低的公司,其股价中含有更多关于未来盈余的信息。Hutton et al. (2009)发现财务状况透明度越高的公司,有越多的公司特质信息能够被挖掘,其股价同步性越低。这一系列的研究都支持了“信息效率观”,也就是股价同步性的水平取决于股票特质信息含量。

而公司治理作为影响企业信息质量和信息环境的重要因素,也会影响股价同步性。一般来说,拥有较好的公司治理水平的企业能够及时披露公司的相关信息,降低外部投资者和企业管理层之间的信息不对称,进而使公司股价包含更多反映企业未来盈余的信息。Ferreira and Laux (2007)认为公司治理会影响信息透明度,改善信息环境,进而影响股价的异质性波动。Gul et al. (2010)发现企业的股权集中度、国外投资者持股和审计质量等公司治理因素都会影响企业的股价同步性。黄俊和郭照蕊(2014)通过手工搜集的媒体报道数据,指出媒体的报道作为一种外部舆论监督的力量,能够改善企业的公司治理,进而提高资本市场定价效率。

如上文所述,税务机关的征管行为可以起到公司治理的作用,通过监督企业业务运行和财务处理过程、减少具有复杂性的企业避税活动、提升企业盈余管理和虚假披露的税务成本、抑制企业内部人关联交易和自利动机,从而能够改善企业信息披露质量、优化企业信息环境。根据“信息效率观”的内在逻辑,信息披露质量的改善能够促使更多的公司特质信息融入股价,从而降低股价同步性。因此整体而言,税收征管的强化有助于降低股价同步性。综上,我们提出假说1:

假说1 税收征管强化能够降低企业股价同步性。

(二)外部公司治理、受征管影响程度、信息披露监管力度的影响

对于公司治理水平不同的企业而言,公司治理的边际改善所带来的效果不尽相同。例如对于公司治理已经较好的企业而言,委托-代理问题较不严重,企业披露的财务信息质量已经较高,税收征管所带来的公司治理边际增量影响就较小。因此,对于原先公司治理状况较好的企业而言,税收征管的增量作用更为微弱。

已有大量文献关注到企业外部监督治理的具体形式。以往研究表明,企业受到机构投资者关注越多(李维安和李滨,2008;谭劲松和林雨晨,2016)、受到的分析师的关注度越高(Piotroski and Roulstone, 2004;李春涛等,2014;Chen and Lin, 2017)、受到的媒体关注度越高(Dyck et al., 2008;黄俊和郭照蕊,2014),公司治理就越好,投资者与股东的信息不对称问题更小。因此,对于媒体关注较高,分析师跟踪较多,机构投资者持股多的企业,税收征管所带来的信息环境改善增量可能会更小,因而降低股价同步性的作用较小。据此,我们提出假说2:

假说2 对于媒体关注较高、分析师跟踪较多、机构投资者持股多的企业,税收征管降低股价同步性的边际作用更小。

现实中即使在同一辖区内不同企业受到税收征管的影响是不同的,对于更容易受到税务局关注和税收征管影响的企业,税收征管带来的影响更大。而具体到哪些公司更容易受到税务部门关注,第一,对于企业高层有政府和社会关系的公司,可能会更少受到税务局征管稽查行为的影响(Lin et al., 2018),因此相比于存在政治关联企业,没有政治关联企业可能会更多受到税务局的关注。第二,国企与民企面临的税收征管影响可能并不完全相同,国企本就是政府最终控制并享有其现金流权的企业,而且国企高管与政府官员具有更强的社会关系,可能会更少地受到税收征管力度增强的影响,而民企则更容易成为税务机关重点稽查的对象。第三,对于历史上避税行为较为激进的企业,可能更容易受到税务局征管的影响。对于那些历史上企业税负率较低的企业,税务局可能会给予更多的关注,甚至于税务风险预警。因此,税务局的征管行为对于无政治关联背景企业、民企及以往避税激进的纳税人可能有更大的改善信息环境的作用。据此我们提出假说3:

假说3 对于受征管影响程度较小的企业,包括有政治关联企业、国有企业、上年度避税程度较低的企业,税收征管降低股价同步性的边际作用更小。

特质信息融入股价并降低股价同步性,依赖于企业生成如实反映企业运营状况的高质量信息,并将其披露出来。税收征管虽然也会影响企业的信息披露动机,但其直接的影响主要表现在对企业会计信息的生产过程中不良行为的威慑。只要企业如实报告税务状况,向资本市场的会计信息披露是否合规并不是税务机关所关注的问题。我国资本市场信息披露的监管者是证监会,根据证监会官网的介绍,其职能包括“监管上市公司及其按法律法规必须履行有关义务的股东的证券市场行为”。税收征管改善企业信息环境的作用要最终降低股价同步性,还有赖于证监会对上市公司信息披露行为的规范。在证监会对企业信息披露行为严格监管的情况下,税收征管降低股价同步性的作用更强。由此我们提出假说4:

假说4 在证监会对信息披露实行严格监管的地区,税收征管改善股价同步性的边际作用更大。

三、研究设计

(一) 估计策略

为了检验假说1,本文采用最小二乘法(OLS)估计如下的回归方程:

$$Syn_{fpi} = \alpha + \beta TE_{pt} + \sum \delta X_{fpi} + \zeta_p + \lambda_i + \eta_t + \epsilon_{fpi}$$

模型中下标 f 代表企业, p 代表省份, i 代表行业, t 代表年份。模型的被解释变量为上市公司股票的股价同步性 (Syn_{fpi}), 核心解释变量为税收征管强度 (TE_{pt})。同时为了控制其他可能存在的影响上市公司股票股价同步性的因素, 本文参考以往研究选取了一系列控制变量, 主要包括三个方面, 首先是企业资产总额 ($Size$)、资产负债率 (LEV)、销售利润率 (ROS)、企业融资约束 SA 指数 (SA), 企业年龄 (Age) 和上市公司股票的年回报率 ($Return$) 这一系列反映企业财务和经营状况的指标, 其中 SA 指数是参考 Hadlock and Pierce (2010) 进行设定; 其次是前三大股东持股比例 ($Top3$)、

是否国企 (SOE)、是否为四大会计师事务所审计 (Big4) 等反映公司治理的变量; 最后是省层面的控制变量, 主要是人口数量 (Population) 和人均 GDP (GDP)。模型中还控制了省份固定效应、行业固定效应和年份固定效应, ϵ_{fpt} 为误差项。我们期望 β 显著为负, 即税收征管强度的增加可以改善股价同步性。

(二) 数据来源

本文所使用的上市公司财务数据、股票市场数据、高管任职状况和分析师数据来自 CSMAR 上市公司数据库, 上市公司舆情的数据即媒体关注变量的相关数据来自 CNRDS 中国研究数据服务平台, 机构投资者持股及持股机构数量的相关数据来自 Wind 金融终端, 省宏观经济数据来自中经网数据库, 税收稽查数据来自《中国税务稽查年鉴》的手工搜集, 省税收收入和税务局长晋升数据来自《中国税务年鉴》, 城市税收数据来自《中国区域经济统计年鉴》和国家统计局手工补齐, 气象数据来自中国气象局。数据时间跨度为 2000—2017 年。基于这些数据, 我们计算企业一年层面的股价同步性样本共 32 877 个观测, 剔除金融企业样本、ST 标记的企业样本、计算税收征管缺失的样本、控制变量缺失的样本后, 最终一共得到了 27 051 个观测样本。

(三) 变量定义

本文的因变量为股价同步性, 我们参考了 Morck et al. (2000)、Gul et al. (2010) 的做法构建股价同步性的代理变量。具体构造方法为对每只股票一年内的各周收益率按模型 (1) 进行以下回归:

$$RET_{f,\omega,t} = \alpha + \beta_1 MKTRET_{\omega,t} + \beta_2 INDRET_{f,\omega,t} + \epsilon_{f,\omega,t}, \quad (1)$$

$$Syn_{f,t} = \ln\left(\frac{R_{f,t}^2}{1 - R_{f,t}^2}\right), \quad (2)$$

其中 $RET_{f,\omega,t}$ 为股票 f 在 t 年的第 ω 周的个股回报率, $MKTRET_{\omega,t}$ 为 A 股市场在 t 年的第 ω 周以总市值为权重的加权综合回报率, $INDRET_{f,\omega,t}$ 为股票 f 所处行业在 t 年第 ω 周以总市值为权重的加权回报率, $\epsilon_{f,\omega,t}$ 为残差。 R^2 为模型 (1) 的拟合优度, 之后将计算出的 R^2 利用公式 (2) 进行标准化, 得到 $Syn_{f,t}$ 。由于个股回报率有不同的计算方式, 我们将以不考虑现金红利的个股回报率和考虑现金红利的个股回报率计算出的股价同步性指标分别命名为 $Syn1_{f,t}$ 和 $Syn2_{f,t}$ 。

本文参考了 Mertens (2003)、曾亚敏和张俊生 (2009) 等, 采用各省份实际税收收入和预期税收收入之差来刻画税收征管强度。各省份的产业结构和进出口贸易基本能反映一个地区的税收收入状况, 首先估计预期税收收入:

$$\frac{T_{pt}}{Y_{pt}} = \alpha + \beta_1 OPEN_{pt} + \beta_2 IND1_{pt} + \beta_3 IND2_{pt} + \epsilon_{pt}, \quad (3)$$

其中 T_{pt} 表示第 p 个省份在第 t 期的税收收入, Y_{pt} 表示第 p 个省份在第 t 期的生产总值, $OPEN_{pt}$ 为第 p 个地区在第 t 期的进出口贸易总额和 GDP 的比重, $IND1_{pt}$ 和 $IND2_{pt}$ 分别为第一、第二产业占该省份生产总值的比重。在此基础上估计出预测的税收负担比率 $\widehat{T_{pt}/Y_{pt}}$, 实际税收负担比率与它的差即为税收征管指标 TE1。该值越高, 则税收征管

的力度越大。

本文所使用的变量的描述性统计表1所示，变量的统计情况与前人的研究基本相符。例如，资产负债率 *LEV* 均值为 0.438，说明上市公司平均的资产负债率为 43.8%；*SOE* 均值为 0.473，说明样本观测值中有 47.3% 为国有企业；*Big4* 均值为 0.060，说明上市公司中，仅有约 6% 的公司为四大会计师事务所审计。

表1 描述性统计

	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Syn1</i>	27 051	-0.124	0.987	-3.320	2.089
<i>Syn2</i>	27 051	-0.122	0.988	-3.326	2.092
<i>TE1</i>	27 051	0.000	0.0164	-0.034	0.041
<i>Size</i>	27 051	21.83	1.257	19.06	26.64
<i>LEV</i>	27 051	0.438	0.209	0.053	1.262
<i>ROS</i>	27 051	0.091	0.228	-2.183	0.769
<i>SOE</i>	27 051	0.473	0.499	0	1
<i>Top3</i>	27 051	0.507	0.155	0.005	0.979
<i>SA</i>	27 051	-3.400	0.376	-4.318	-2.414
<i>Age</i>	27 051	2.567	0.478	0.693	3.664
<i>Big4</i>	27 051	0.060	0.238	0	1
<i>Return</i>	27 051	0.020	0.274	-0.685	1.176
<i>Population</i>	27 051	8.469	0.674	6.376	9.321
<i>GDP</i>	27 051	10.63	0.754	8.593	11.77
<i>TE2</i>	27 051	0.003	0.018	-0.050	0.057
<i>TETaxYearBook</i>	27 051	-0.001	0.007	-0.013	0.018
<i>TETaxAudit</i>	24 207	44.66	13.61	10	81
<i>TECity</i>	23 445	0.013	0.029	-0.088	0.083
<i>TEFanLiu</i>	14 707	0.058	0.509	-1.518	1.332
<i>Media1</i>	27 051	3.553	1.872	0	8.226
<i>Media2</i>	27 051	4.195	1.950	0	10.81
<i>Analyst</i>	27 051	2.246	1.806	0	6.480
<i>Report</i>	27 051	1.670	1.411	0	5.394
<i>InstOwn</i>	27 051	30.68	25.20	0	100
<i>InstNm</i>	27 051	2.682	1.328	0	7.110
<i>TaxAge</i>	23 919	0.498	0.500	0	1
<i>RainDayExtreme</i>	23 919	1.084	0.745	0	2.906
<i>RS</i>	25 115	0.122	0.328	0	1
<i>AFError</i>	13 386	6.602	1.617	3.252	11.25
<i>AFDisp</i>	10 448	6.552	1.571	3.570	11.33
<i>AbsDA3</i>	22 275	0.070	0.070	0.001	0.739

(续表)

	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>RatingSZ</i>	15 407	2.019	0.629	1	4
<i>PltcD</i>	27 051	0.687	0.464	0	1
<i>BTD</i>	26 379	0.012	0.044	-0.301	0.177
<i>BTD_DEFER</i>	26 341	0.023	0.060	-0.350	0.218

四、实证结果

(一) 基准回归

本文基准结果如表2所示。第(1)、(3)列未控制除固定效应外的控制变量,各列的标准误聚类在省份层面。*TE1*的系数均在1%显著性水平下显著为负,说明在税收征管强度大的地区,其股价同步性程度会更低。具体而言,税收征管上升1个标准差,股价同步性降低约0.07个标准差,这一水平与其他股价同步性文献相比基本在同一水平(陈冬华和姚振晔,2018;黄俊和郭照蕊,2014;Gul et al.,2010;Ferreira and Laux,2007)。此外,参考Hutton et al.(2009)计算股价同步性的经济显著性的方式,计算本文的经济显著性,税收征管从最高到最低, R^2 从0.426提升至0.504,大约提高了18.1%。控制变量的情况总体也与以往研究结果相符。总之,这些结果与我们的假说1一致。

表2 基准回归结果

被解释变量	<i>Syn1</i>		<i>Syn2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TE1</i>	-4.033*** (1.368)	-4.152*** (1.226)	-4.033*** (1.368)	-4.106*** (1.219)
<i>Size</i>		0.236*** (0.014)		0.238*** (0.014)
<i>LEV</i>		-0.407*** (0.042)		-0.413*** (0.043)
<i>ROS</i>		-0.050 (0.034)		-0.049 (0.033)
<i>SOE</i>		0.143*** (0.014)		0.142*** (0.014)
<i>Top3</i>		-0.321*** (0.060)		-0.319*** (0.060)
<i>SA</i>		0.006 (0.047)		0.010 (0.048)
<i>Age</i>		0.060*** (0.018)		0.062*** (0.018)

(续表)

被解释变量	Syn1		Syn2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Big4</i>		0.016 (0.023)		0.016 (0.023)
<i>Return</i>		-0.836*** (0.039)		-0.837*** (0.039)
<i>Population</i>		0.060 (0.204)		0.081 (0.204)
<i>GDP</i>		-0.006 (0.091)		0.003 (0.091)
<i>Observations</i>	27 051	27 051	27 051	27 051
<i>R-squared</i>	0.250	0.344	0.250	0.344
Province FE	是	是	是	是
Industry FE	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是

注：***表示1%水平上显著，**表示5%水平上显著，*表示10%水平上显著；括号中为系数的标准误；回归均控制了年份、行业和省份固定效应（下同）。

（二）工具变量检验：地方税务局长晋升动机和极端天气环境

本文借助工具变量法缓解内生性问题，具体而言，本文采用了地方税务局长晋升和极端降水天数两个工具变量，通过两阶段最小二乘法解决内生性问题。

首先就地方税务局官员晋升而言，本文构造了虚拟变量 *TaxAge*，主要衡量当年度该省份税务局局长的年龄是否大于55岁。就相关性而言，税务官员的年龄是影响其晋升动机和税收努力的重要因素（袁从帅等，2020），年龄超过临界年龄的税务官员晋升的概率和保障税收收入完成度的动机也会降低，且一般认为临界年龄在55岁（纪志宏等，2014；Yu et al., 2016）。在外生性方面，地方税务局官员晋升动机较难直接影响到企业的股价同步性。变量构造方面，我们从《中国税务年鉴》中搜集了各省税务局长任职的相关信息，并通过百度百科等网络工具获取官员的出生年份信息进而计算在各年度的实际年龄，并构造虚拟变量 *TaxAge*，当官员年龄大于55时，取值为1，否则取值为0。

本文的第二个工具变量为极端降水天气 (*RainDayExtreme*)。从相关性方面而言，税务机关人员对企业进行的各类监督和现场稽查是税收征管的重要环节，降水天气可能影响到税务机关执法人员现场稽查成本和执法力度，尤其是远超该地区每个月份常规降水时长的超常降水天数，更会对当地居民的工作造成影响。从外生性方面而言，企业投资者来自全国各地，一个地区的天气等自然因素一般很难对股价同步性产生直接影响，因此满足工具变量外生要求。具体而言，我们从气象局获取了各省份的降水数据，计算了一个地区每个月比1952年到2017年该月降水均值高出一个标准差的降水天数，作为该地区该月的超常降水天数，然后加总得到每个地区一年内超常降水的天数，取自然对

数作为本文的第二个工具变量。

以税收官员年龄和极端天气作为工具变量的检验在表3中展示,可以看到在第一阶段回归中,*TaxAge*和*RainDayExtreme*前的系数均显著为负,说明官员超过临界年龄和超常降水均降低了税收征管力度;在第二阶段回归中的系数依然显著为负,即税收征管依然显著降低了企业的股价同步性。

表3 工具变量:地方税务官员年龄和超常降水天数

被解释变量	<i>TE1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn2</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>TaxAge</i>	-0.003** (0.001)		
<i>RainDayExtreme</i>	-0.001** (0.000)		
<i>P_TE1</i>		-13.955** (5.971)	-13.646** (5.910)
<i>Observations</i>	23 919	23 919	23 919
<i>R-squared</i>	0.863	0.339	0.339
Fixed Effect	是	是	是
Control Variables	是	是	是

(三) 税收征管衡量的稳健性: 更换税收征管指标

为了减少因指标选择而带来的统计偏误,本文使用了数种不同的税收征管衡量方式来进行稳健性检验。包括:

(1) 本文借鉴曾亚敏和张俊生(2009)的方法构建了*TE2*指标,在模型(3)的基础上将等式右边的进出口贸易总额替换为人均GDP,估计的新残差即为*TE2*。

(2) 由于分税制的存在,一省的税收收入可能并非该省实际产生的税收,因此本文以《中国税务年鉴》统计的各地区税务部门组织收入数据,按照构造*TE1*的方式构造了变量*TETaxYearBook*。

(3) 基于三次产业结构和外贸依存度计算的各省的税收征管强度反映的可能不是税收征管力度,而是其他因素,例如地方政府的GDP操纵(Lyu et al., 2018)。在此我们从征管稽查工作过程的角度来衡量税收征管力度。参照Lin et al. (2018),我们从《中国税务稽查年鉴》手工搜集了2000—2017年各省的税务稽查数据,计算了三类与税务稽查相关的指标。第一类是税务稽查概率指标,包括各省税务稽查率、税务立案户数比重、税务稽查人员总数除以上市公司数量;第二类是税务稽查人员技能指标,包括税务人员中本科及以上学历者比重、注册会计师比重、税务师比重、律师比重;第三类是税务稽查成果指标,包括税务稽查收入、罚款总额占税收收入比重。我们分别对这三类指标提取公因子,求得三个公因子的排序百分位数的均值作为税收征管力度的衡量指标

(*TETaxAudit*), 其值越大, 表明税收征管力度越大。

(4) 企业所受的税收征管强度在同一省份内, 同样可能因地级市的差异而存在区别。因此本文又根据构造 *TE1* 的方法, 以市一级层面的宏观经济数据构造了税收征管强度的指标 *TECity*。基于此构造出的城市层面的税收征管变量命名为 *TECity*。

(5) 本文也参考了 Fan and Liu (2020) 的方法构建了市一级层面的税收征管力度指标。此处本文借助中国工业企业数据库估计地级市层面的税收征管强度, 样本区间范围为 2000—2013 年, 首先对以下模型进行估计:

$$ETR_f = \alpha + \beta X_f + \delta_i + \delta_o + \lambda_c + \epsilon_{fi},$$

其中 ETR_{fi} 为公司 f 的实际有效税率, 以企业所得税和公司的利润总额的比值衡量, δ_i 和 δ_o 分别为行业和所有权性质的固定效应。 λ_c 为地级市层面的个体固定效应, 用于捕捉地级市层面的税收征管强度。 X_f 为部分可能影响企业实际有效税率的因素, 包括企业营业收入、员工数量和固定资产的自然对数值。估计该模型之后, 我们将地级市固定效应捕捉到的税收征管强度进行标准化, 获得了地级市层面不随时间变化的税收征管强度变量 *TEFanLiu*。

由表 4 可见, 在更换了税收征管代理变量后, 系数均显著为负, 假说 1 依然成立。

表 4 更换衡量指标的回归结果

被解释变量	Syn1					Syn2				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>TE2</i>	-4.528*** (1.102)					-4.453*** (1.109)				
<i>TETaxYearBook</i>		-8.656** (4.235)					-8.583** (4.201)			
<i>TETaxAudit</i>			-0.118* (0.061)					-0.123* (0.061)		
<i>TECity</i>				-2.305*** (0.472)					-2.274*** (0.486)	
<i>TEFanLiu</i>					-0.050*** (0.018)					-0.052*** (0.017)
<i>Observations</i>	27 051	27 051	24 207	23 445	14 707	27 051	27 051	24 207	23 445	14 707
<i>R-squared</i>	0.344	0.343	0.294	0.332	0.309	0.344	0.343	0.295	0.332	0.310
Fixed Effect	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Control Variables	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是

五、进一步分析

(一) 税收征管对企业信息透明度的影响

为了证明税收征管是通过影响企业信息质量来降低股价同步性, 本文进行了直接检验, 结果在表 5 中展示。税收征管的过程中税务局会对企业的账簿、记账凭证、报表等

有关资料进行审查、核实和监督,对企业的关联交易、转让定价和行为进行纠正或调整,同时税收征管强化会抑制企业的盈余管理行为,而上述行为均会对企业披露的财务信息质量产生影响。按照如上逻辑,税收征管要影响股价同步性,会先作用于企业的财务信息披露质量和信息透明度。我们选取了数个可以反映信息透明度的指标,包括财务重述(*RS*)、分析师预测偏差(*AFError*)、分析师预测分散程度(*AFDisp*)、三年移动平均盈余管理绝对值(*AbsDA3*)、公司信息披露质量评级(*Rating*),来检验税收征管是否改善信息透明度。其中:

(1) 财务重述(*RS*)为公司当年的财务报告是否进行了财务重述的虚拟变量,进行了财务重述者取1,否则取0;

(2) 分析师预测偏差(*AFError*)为公司当年的净利润的分析师预测值的中位数与实际净利润的差的绝对值的过去三年的移动平均值,并除以当年年末的股价,参考 Balakrishnan et al. (2019)。

(3) 分析师预测分散程度(*AFDisp*)为公司当年度净利润的分析师预测值的标准差的过去三年平均值,并除以公司年末股价,参考 Balakrishnan et al. (2019)。在 *AFError* 和 *AFDisp* 计算过程中,我们排除了分析师预测数量小于5的样本,并且考虑变量有偏分布,进行了加1后取对数处理。

(4) 三年移动平均的盈余管理绝对值(*AbsDA3*),我们参考了 Jones (1991)、Huntton et al. (2009),采用分行业分年度模型,以三年移动平均的操纵性应计利润绝对值来衡量,具体模型如下:

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \beta_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta Sale_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t},$$

其中, $TA_{i,t}$ 为公司 i 在第 t 年的总应记,即净利润减去经营活动产生的净现金流, $Asset_{i,t-1}$ 为上年末的总资产总和, $\Delta Sale_{i,t}$ 为企业当年度营业收入与上年度营业收入之差, $PPE_{i,t}$ 为企业当年年末的固定资产。我们以分行业分年度的横截面回归方式对该模型进行估计并获得系数估计值 β_1 、 β_2 和 β_3 , 计算预测的系数代入下式:

$$DACC = \frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - \hat{\beta}_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{\Delta Sale_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}},$$

其中, $\Delta REC_{i,t}$ 为应收账款的变动额,借助上式计算出 $DACC$ 的绝对值的三年移动平均值 $AbsDA3$ 。

(5) 公司信息披露质量评级(*RatingSZ*),深圳交易所每年会对公司的信息披露质量进行评级,分为优秀、良好、及格和不及格,我们根据深圳交易所的评级情况依次赋值为1、2、3、4,数值越大,信息披露质量越差。

表5展示了对信息披露质量直接检验的结果,特别地,以财务重述(*RS*)和信息披露质量评级(*RatingSZ*)作为因变量时,本文采用 Logit 和 Ordered Logit 模型进行估计。可以看到(1)–(5)列的系数均显著为负,说明较强的税收征管可以提高信息披露质量和信息透明度,符合我们的预期。

表5 直接检验的回归结果

被解释变量	RS (1)	AFError (2)	AFDisp (3)	AbsDA3 (4)	RatingSZ (5)
TE1	-6.379* (3.533)	-6.881** (3.136)	-5.806** (2.154)	-0.315*** (0.078)	-7.382** (3.253)
Observations	25 115	17 287	13 586	22 275	15 407
R-squared	0.160	0.461	0.681	0.159	0.114
Fixed Effect	是	是	是	是	是
Control Variables	是	是	是	是	是

(二) 公司外部治理对税收征管和股价同步性关系的影响

表6面板A和面板B分别展示了当因变量分别为 *Syn1* 和 *Syn2* 时假说2的检验结果,即公司外部治理对税收征管和股价同步性关系的影响。具体的变量构造上,媒体关注以标题含有该公司名称的网络新闻数量 (*Media1*) 和正文含有该公司名称的网络新闻数量 (*Media2*) 衡量;分析师关注以跟踪该企业的分析师数量 (*Analyst*) 和跟踪该企业的公司报告数量 (*Report*) 来衡量;机构投资者持股以机构投资者持股比例 (*InstOwn*) 和持股机构数量的自然对数 (*InstNm*) 衡量。可以看到回归中交乘项前的系数均显著为正。这表明对于公司外部治理力量较强的企业,也就是媒体关注度高、分析师跟踪多、机构投资者持股多的企业,税收征管降低股价同步性的效果更弱,满足假说2。

表6 公司治理对税收征管和股价同步性关系的影响

公司治理变量	媒体关注		分析师关注		机构投资者持股	
	<i>Media1</i>	<i>Media2</i>	<i>Analyst</i>	<i>Report</i>	<i>InstOwn</i>	<i>InstNm</i>
面板A	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TE1	-6.124*** (1.679)	-6.582*** (1.827)	-6.049*** (1.393)	-5.981*** (1.367)	-5.766*** (1.443)	-7.684*** (1.953)
<i>Govern</i> × TE1	0.537* (0.273)	0.561* (0.296)	0.818*** (0.290)	1.075*** (0.353)	0.046* (0.027)	1.159** (0.549)
<i>Govern</i>	-0.061*** (0.006)	-0.073*** (0.007)	-0.025*** (0.005)	-0.030*** (0.006)	0.001* (0.000)	0.011 (0.009)
R-squared	0.347	0.347	0.345	0.345	0.344	0.344
面板B	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>
被解释变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
TE1	-6.068*** (1.676)	-6.527*** (1.831)	-6.004*** (1.378)	-5.937*** (1.352)	-5.746*** (1.441)	-7.677*** (1.943)
<i>Govern</i> × TE1	0.535* (0.274)	0.559* (0.299)	0.818*** (0.284)	1.076*** (0.345)	0.047* (0.027)	1.172** (0.547)

(四) 证监会监管力度对税收征管和股价同步性关系的影响

表8展示了假说4的检验结果。我们以各省份上市公司因信息披露违规而受的处罚数量除以上市公司总数（平均处罚数量 *AverPunNum*）、地区总处罚数量（*PunNum*）和处罚数量相比上一年的同比增长率（*Growth*）作为分组变量进行检验。表8面板A和面板B的回归结果显示，当企业所处地区证监会监管力度高时，税收征管对其股价同步性的改善作用表现得更显著，这与我们的预期相符。

表8 证监会监管对税收征管和股价同步性关系的影响

	平均处罚数量		处罚数量		处罚数量增长率	
	<i>AverPunNum</i>		<i>PunNum</i>		<i>Growth</i>	
	高	低	高	低	高	低
面板 A	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>	<i>Syn1</i>
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TE1</i>	-5.868***	-3.365	-5.640***	-2.102	-5.145***	-2.791
	(0.985)	(2.080)	(1.524)	(2.591)	(1.040)	(1.794)
<i>R-squared</i>	0.339	0.355	0.364	0.334	0.340	0.352
面板 B	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>	<i>Syn2</i>
被解释变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>TE1</i>	-5.886***	-3.268	-5.528***	-2.182	-5.157***	-2.728
	(0.993)	(2.051)	(1.537)	(2.567)	(1.053)	(1.792)
<i>R-squared</i>	0.339	0.356	0.363	0.335	0.340	0.352
<i>Observations</i>	13 916	13 135	12 463	14 588	12 941	14 110
Fixed Effect	是	是	是	是	是	是
Control Variables	是	是	是	是	是	是

(五) 其他检验

本文还进行了一系列其他检验，以验证结果的稳健性：

(1) 本文控制了企业固定效应对基准回归进行检验，原有结论依然成立。

(2) 我们参考张克中等（2020），通过金税三期推广这一准自然实验，检验税收征管和股价同步性之间的关系，结论与假说1依然相符。

(3) 本文参考范子英和田彬彬（2013），基于所得税分享改革，借助断点回归的方法更好地识别税收征管和股价同步性之间的因果关系。虽然政策发生的年份较为久远，但我们依然发现了一致的结果。

(4) 许年行等（2011）认为就我国当时的情况看，熊市时股价同步性可能不能反映资本市场的定价效率。因此本文也进行了稳健性检验，删除了股市异动发生的年份样本，税收征管的系数依然显著为负。

六、结论与启示

本文通过理论分析和实证检验发现,首先,税收征管的强化总体上降低了企业股价同步性,即税收征管有助于提升资本市场定价效率。其次,税收征管的这一作用主要是通过改善企业的公司治理和信息披露质量来实现。最后,税收征管的作用存在异质性,对于那些公司治理更差的企业、受税收征管的边际影响更大的企业、证监会对信息披露实行严格监管的地区,税收征管降低股价同步性的作用更强。

本文的启示主要表现在,第一,建立现代财政制度,是推进国家治理体系和治理能力现代化的重要内涵,在这一背景下近年来我国税收征管制度改革不断推进,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于进一步深化税收征管改革的意见》,“金税四期”工作也持续推进,税收征管流程更加高效规范,税收征管力度客观上也趋于强化。我们的结果表明,“信息”扮演了税收征管、公司治理和资本市场之间的桥梁,这使得税收征管的强化可以起到提升资本市场定价效率的外溢效果,因此应继续秉持“严征管,低税率”的税收征管改革思路,不断深化税收大数据共享应用,充分发挥税收在国家治理中的基础性、支柱性、保障性作用,为推动高质量发展提供有力支撑。

第二,中国作为世界第二大经济体,资本市场也迅速发展,在当前国内外环境发生重要变化,努力构建以国内大循环为主体、国内国际双循环发展格局的背景下,建设高质量的资本市场,对于助推经济转型升级和构建新发展格局十分重要。虽然目前中国股票市场的规模已经位居世界前列,但资本市场定价效率不高,这严重影响着资本市场资源配置功能的发挥。本文结果表明,税务机关的征管努力在资本市场定价效率方面扮演了独特的角色,税收征管的严格和规范也能起到提升资本市场定价效率的作用,这为我国建设高质量的资本市场、形成不同部门政策的联合发力机制提供了新的思路参考。

总之,本文表明,推动税收征管执法的理念和方式手段等改革,大幅提高税法遵从度和社会满意度,不仅对于建设现代财政制度具有重要意义,还有重要的外溢效应,有助于提升资本市场定价效率,这与建设高质量资本市场的要求相一致,也为财税改革与金融改革的协同性提供了新的注脚。

参考文献

- [1] Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay, “Tax Aggressiveness and Corporate Transparency”, *The Accounting Review*, 2019, 94 (1), 45-69.
- [2] Chen, T., and C. Lin, “Does Information Asymmetry Affect Corporate Tax Aggressiveness?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52 (5), 2053-2081.
- [3] 陈冬华、姚振晔,“政府行为必然会提高股价同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究”,《经济研究》,2018年第12期,第112—128页。
- [4] 陈志武,“股价同向涨跌率上升,中国股市质量变差了?”,《新财富》,2005年第12期。
- [5] Desai, M. A., A. Dyck, and L. Zingales, “Theft and Taxes”, *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (3), 591-623.
- [6] Durnev, A., K. Li, R. Mørck, and B. Yeung, “Capital Markets and Capital Allocation: Implications for Economies in Transition”, *Economics of Transition*, 2004, 12 (4), 593-634.

- [7] Dyck, A., N. Volchkova, and L. Zingales, "The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia", *The Journal of Finance*, 2008, 63 (3), 1093-1135.
- [8] 范子英、田彬彬, "税收竞争、税收执法与企业避税", 《经济研究》, 2013年第9期, 第99—111页。
- [9] Fan, Z., and Y. Liu, "Tax Compliance and Investment Incentives: Firm Responses to Accelerated Depreciation in China", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2020, 176, 1-17.
- [10] Feng, H., A. Habib, and G. L. Tian. "Aggressive Tax Planning and Stock Price Synchronicity: Evidence from China", *International Journal of Managerial Finance*, 2019, 15 (5), 829-857.
- [11] Ferreira, M. A., and P. A. Laux, "Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow", *Journal of Finance*, 2007, 62 (2), 951-989.
- [12] Gul, F. A., J. B. Kim, and A. A. Qiu, "Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China", *Journal of Financial Economics*, 2010, 95 (3), 425-442.
- [13] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (5), 1909-1940.
- [14] Hanlon, M., and S. Heitzman, "A Review of Tax Research", *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50 (2-3), 127-178.
- [15] 胡军、王甄, "微博、特质性信息披露与股价同步性", 《金融研究》, 2015年第11期, 第190—206页。
- [16] 黄俊、郭蕊蕊, "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年第5期, 第121—130页。
- [17] Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk", *Journal of Financial Economics*, 2009, 94, 67-86.
- [18] Jensen, M. C., and W. H. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4), 305-360.
- [19] Jin, L., and S. C. Myers, "R2 around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2), 257-292.
- [20] 纪志宏、周黎安、王鹏、赵鹰妍, "地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据", 《金融研究》, 2014年第1期, 第1—15页。
- [21] Jones, J., "Earnings Management During Import Relief Investigations", *Journal of Accounting Research*, 1991, 29 (2), 193-228.
- [22] 李春涛、宋敏、张璇, "分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据", 《金融研究》, 2014年第7期, 第124—139页。
- [23] 李维安、李滨, "机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于CCGI^{NK}的经验研究", 《南开管理评论》, 2008年第1期, 第4—14页。
- [24] Lin, K. Z., L. F. Mills, F. Zhang, and Y. Li, "Do Political Connections Weaken Tax Enforcement Effectiveness?", *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35 (2), 1941-1972.
- [25] 刘慧龙、吴联生, "制度环境、所有权性质与企业实际税率", 《管理世界》, 2014年第4期, 第42—52页。
- [26] 吕冰洋、马光荣、毛捷, "分税与税率：从政府到企业", 《经济研究》, 2016年第7期, 第13—28页。
- [27] Lyu, C., K. Wang, F. Zhang, and X. Zhang, "GDP Management to Meet or Beat Growth Targets", *Journal of Accounting and Economics*, 2018, 66 (1), 318-338.
- [28] Mertens, J., "Measuring Tax Effort in Central and Eastern Europe", *Public Finance and Management*, 2003, 3, 530-560.
- [29] Morck, R. K., B. Yeung, and W. Wu, "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1), 2-15-60.
- [30] Piotroski, J. D., and D. T. Roulstone, "The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices", *Accounting Review*, 2004, 79 (4), 1119-1151.
- [31] 谭劲松、林雨晨, "机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据", 《南开管理评论》, 2016

- 年第5期,第115—126+138页。
- [32] 王亮亮,“控股股东‘掏空’与‘支持’:企业所得税的影响”,《金融研究》,2018年第2期,第172—189页。
- [33] 许年行、洪涛、吴世农、徐信忠,“信息传递模式、投资者心理偏差与股价‘同涨同跌’现象”,《经济研究》,2011年第4期,第135—146页。
- [34] 叶康涛、刘行,“税收征管、所得税成本与盈余管理”,《管理世界》,2011年第5期,第140—148页。
- [35] 游家兴、张俊生、江伟,“制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性——基于 R^2 研究的视角”,《经济学》(季刊),2007年第1期,第189—206页。
- [36] 袁从帅、白玉、吴辉航,“晋升激励与税收征管——来自断点回归的证据”,《财经论丛》,2020年第2期,第31—41页。
- [37] Yu, J., L. A. Zhou, and G. Zhu, “Strategic Interaction in Political Competition: Evidence from Spatial Effects across Chinese Cities”, *Regional Science and Urban Economics*, 2016, 57, 23-37.
- [38] 曾亚敏、张俊生,“税收征管能够发挥公司治理功用吗?”,《管理世界》,2009年第3期,第143—151+158页。
- [39] 张克中、欧阳洁、李文健,“缘何‘减税难降负’:信息技术、征税能力与企业逃税”,《经济研究》,2020年第3期,第116—132页。

The Corporate Governance Role of Tax Enforcement and Stock Price Synchronicity

SUN Kunpeng

(Central University of Finance and Economics)

YANG Fan*

(Tsinghua University)

Abstract: By analyzing the relationship between tax enforcement and stock price synchronicity, we find that: Firstly, a higher level of tax enforcement is related to lower stock price synchronicity; Secondly, this effect is greater among companies with relatively weak corporate governance, companies who exposed to stronger tax enforcement, and companies monitored more strictly by the Securities Regulatory Commission. Our results contribute to the literature on the impact of tax enforcement and the factors influencing stock price synchronicity, and provide references to the reform of Chinese fiscal system and building a high-quality capital market.

Keywords: tax enforcement; stock price synchronicity; corporate governance

JEL Classification: H32, H25, G14

* Corresponding Author; Yang Fan, School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China; Tel: 86-19906942686; E-mail: yangf2022@163.com.