

# 大数据税收征管与股价同步性

## ——基于金税三期工程的准自然实验证据

张程睿 陈嘉滢

**摘要：**本文基于金税三期工程在全国分批试点推广行为的准自然实验，运用多期双重差分法，研究引入大数据技术后税收征管对资本市场股价同步性的影响及其作用机制。研究发现：大数据税收征管有助于降低股价同步性，提高资本市场效率。机制研究表明，金税三期工程的实施，一方面可以通过缓解代理冲突减少市场噪音交易，从而降低股价同步性；另一方面可以通过提高公司信息质量增进公司特质信息纳入股价的程度，从而降低股价同步性。异质性检验表明，在公司信息透明度低、税收征管力度弱的地区，大数据税收征管政策对股价同步性的降低效果更显著。本文拓展了大数据税收征管的经济后果研究，为大数据税收征管降低股价同步性提供了经验证据支持。

**关键词：**大数据税收征管；股价同步性；金税三期

**中图分类号：**F275 **文献标志码：**A **文章编号：**2095-8838(2023)02-0059-11

### 一、引言

金税工程是经国务院批准的国家级电子政务工程，是税收管理信息系统工程的总称。经金税一期和二期工程的建设，税收征管开始由经验管税向以票控税转变，金税三期工程(以下简称“金税三期”)融合税收征管变革和技术创新，统一国税、地税征管信息系统，实现了全国税收数据大集中，有助于规范税收执法、优化纳税服务、管控税收风险、加强信息共享。相较于金税一期与二期工程，金税三期工程采用大数据技术，具备更强大的智能分析功能，大大提高了税收管理质效。

股价同步性体现了上市公司特质信息融入股票价格的速度与程度，可以反映资本市场的信息效率与资源配置效率。股价同步性高意味着公司特质信息难以有效融入

股票定价中，股价波动与市场趋于一致，导致资本市场的价格发现和资源配置功能弱化。如何促进上市公司提高信息质量并发挥信息的定价功能以降低股价同步性，是当前提升我国资本市场资源配置效率、推动高质量发展的重要议题。

金税三期实现全国征管数据大集中，增强公司会计信息透明度，有利于抑制企业会计信息舞弊行为。可见，为加强税收征管的金税三期也可能对资本市场产生溢出效应，降低股价同步性。然而，现有关于税收征管政策效用的研究主要集中于讨论税收问题本身，近几年有少量文献开始关注大数据税收征管的溢出效应，但大数据税收监管对资本市场股价同步性的影响鲜有被涉及。因此，本文以金税三期工程在各地区分批试点的准自然事件为政策冲击，采用多期双重差分法，考察大数据税收征管对资本市场股价

收稿日期：2022-09-29

作者简介：张程睿，华南师范大学经济与管理学院副教授；

陈嘉滢，通讯作者，华南师范大学经济与管理学院硕士研究生。

同步性的影响。

本文的贡献主要体现在以下三个方面:(1)以大数据税收征管为切入点,具体分析了大数据税收征管对股价同步性的作用机制,进一步丰富了股价同步性影响因素的相关文献,为我国资本市场的股价同步性“信息效率观”提供了经验证据。(2)有关大数据税收征管的现有文献从税收效果(唐博和张凌枫,2019)、盈余管理(孙雪娇等,2021)、企业融资约束(蔡昌等,2021)、过度投资(李世刚和黄一松,2022)及股价崩盘风险(徐捍军,2021)等角度探讨大数据税收征管的经济后果,对股价同步性鲜有关注。本文基于股价同步性研究大数据税收征管在资本市场的溢出效应,丰富了大数据税收征管经济后果的文献。(3)本文的研究结论表明,金税三期工程将大数据税收征管的技术红利转化为治理效能,为大数据税收征管政策在我国资本市场资源配置中的积极效用提供了经验证据。

## 二、文献回顾、理论分析与研究假设

### (一)文献回顾

近年来,大数据税收征管的经济后果研究备受关注。现有文献表明,大数据税收征管抑制了企业逃税(张克中等,2020),增加了纳税遵从度(唐博和张凌枫,2019),有助于落实税收优惠政策(樊勇和李昊楠,2020),缓解企业间的税负差异,促进税负公平(李艳等,2020)。也有文献探讨大数据税收征管对资本市场的影响,研究发现大数据税收征管一定程度上打破了投资方与融资方的信息壁垒,提高了资本市场的信息透明度(蔡昌等,2021),使得企业管理层减少机会主义行为,降低企业盈余管理程度(孙雪娇等,2021),进而提高了企业披露信息质量,降低了股价崩盘风险(徐捍军,2021)。同时,大数据税收征管会产生外部治理效应,可以促使企业抑制过度投资(李世刚和黄一松,2022)。

股价同步性反映了公司股价信息含量中市场系统信息、公司特质信息及噪音占比的高低。关于股价同步性与资本市场效率相关关系的研究,大致可以分为“信息效率观”与“非理性因素观”。“信息效率观”认为股价波动很大程度上可以被公司特质信息所解释,股价中包含的公司特质信息越多,股价同步性越低,市场信息效率越高,资本市场的资源配置效率越高。Roll(1988)针对美国上市公司的研究发现,公司特质信息引起的公司股价波动是CAPM模型解释力下降的根本原因,即股价同步性与

股价中的公司特质信息含量负相关。基于成熟资本市场,一些研究提供了股价同步性与股价中公司特质信息含量负相关的证据,如Durnev等(2003)、Durnev等(2004)、Hutton等(2009)等。“非理性因素观”则认为,股价在现实中的波动已远远超过理论上的波动,这很可能源于与公司基本面无关的投资者非理性行为(West等,1988;DeLong等,1990),股价同步性降低是因为股价中非公司特质信息含量的提高,即噪音效应,此时股价同步性低并不代表资本市场效率高。在这种情景下,公司信息透明度的增加有助于降低投资者对公司未来发展变动趋势的不确定性,降低噪音交易,股价中市场信息含量增加,使得股价同步性正向反映市场的信息效率(Dasgupta等,2008)。基于新兴资本市场,一些研究提供了股价同步性与公司信息质量正相关的证据,如Morck等(2000)、王亚平等(2009)、金智(2010)、张程睿和徐嘉倩(2019)等。

新兴资本市场噪音交易较多(Roll,1988),其股价同步性高于成熟市场(Morck等,2000)。股价同步性在成熟资本市场和新兴资本市场存在差异,根本原因是市场所处发展阶段不同带来的信息透明度差异(Jin和Myers,2006)。过高的股价同步性意味着有价值的投资信号难以在资本市场传递,阻碍资金流向的合理化(Wurgler,2000)。基于我国证券市场,已有研究验证了股价同步性与资源配置效率存在负相关关系(Gul等,2010),过高的股价同步性会对市场的资源配置产生不利影响(伊志宏等,2019)。同时,掌握超额控制权的大股东倾向于减少公司真实信息披露以隐藏机会主义行为(Boubaker等,2014);随着股东对高管人员的考核机制融入股票市场波动,股价同步性上升使得凭业绩任免高管的难度加大,公司治理效率降低(DeFond等,2004)。随着资本市场信息披露制度的完善,我国股价同步性有下降趋势(张程睿和徐嘉倩,2019)。市场中代表性投资者的机构投资者较高的参与度(王亚平等,2009)、企业会计准则的改进(金智,2010)均有助于降低噪音交易。

由上所述,除市场信息外,股价的波动主要由公司特质信息和非理性的噪音驱动。信息环境的改善有利于降低噪音影响,增加公司特质信息被纳入股价的程度,降低股价同步性,提升市场资源配置效率。金税三期的大数据税收征管特征加强了对企业税收会计信息的监管,增大了企业财务造假及盈余管理的成本、难度,有利于企业完善公司治理,改善会计信息质量,提高市场信息透明度。然而,

当前文献鲜有将大数据征管与股价同步性联系,没有提供金税三期降低股价同步性增进资本市场效率的证据。为此,本文以金税三期工程为切入点,研究大数据征管对我国资本市场股价同步性的影响及其机制。

### (二)理论分析与研究假设

股价同步性受微观企业的影响主要来自两个方面——大股东与中小股东间的代理冲突以及对外披露的信息质量。

从代理冲突的角度看,当公司的代理冲突较大时,大股东可能会通过关联交易等方式采取掏空行为,导致真实的公司情况和交易情况难以获取,中小投资者对公司未来发展的不确定性增加,容易引发资本市场的噪音交易(周林洁,2014),股价同步性较高(彭博等,2020)。金税三期实施后,已经形成了数据源各异的共享数据库,相关信息通过系统在征管双方及各层级之间传递,使得数据信息之间可以相互印证(孙雪娇等,2021)。大股东如果试图对公司财产进行转移、窃取公司资源牟利(蔡昌等,2021),或者通过不合理定价的关联交易进行掏空,则更容易被发现,增强了信息的客观性。而且,国家税务总局每年评价并公布企业的纳税信用等级状况,对外公告纳税信用A级企业名单以及重大税收违法失信主体的具体信息,这进一步降低了企业内部人实施机会主义行为的可能性,缓解了公司代理冲突,进而降低市场交易的噪音成分,降低股价同步性。

从信息质量角度看,当公司信息披露水平较低时,其特质信息难以很好地融入个股股价(胡军和王甄,2015),投资方选择被投资企业需要更多参考市场和行业层面的信息,从而导致股价同步性的提高(王立章等,2016)。金税三期通过大数据技术加强对普通发票及专用发票的直接监管,并利用银行信息从资金流动上进行税源管控,多方面监控纳税税源信息(朱凯等,2021),使得公司盈余管理和会计造假的难度大幅提高,有助于提高会计信息质量。因此,金税三期能促进企业会计信息质量的提高,增加投资者在交易决策时使用会计信息的意愿,反映企业特质的会计信息被更多地纳入股票定价,能对股价同步性起到削弱作用。

综上所述,本文提出主假设:

假设:大数据税收征管的实施有助于降低资本市场股

价同步性。

## 三、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

2013年,金税三期工程在山西、山东(除青岛外)、重庆实施,2014年在广东(除深圳外)<sup>①</sup>、内蒙古、河南上线,2015年又在河北等地推广应用,2016年先后于上海、北京等16个省市上线运行,从而实现了中国大陆全覆盖。2016年“金税三期”全面上线,不再具备对照组,因此,本文选取沪深A股2009~2015年所有上市公司作为初始样本。在样本期间,将受政策影响地区的样本作为处理组,未受政策影响地区作为对照组。借鉴现有文献的做法,对初始样本进行如下处理:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除ST类公司;(3)剔除数据缺失样本。本文最终得到11348个(包含2246家公司)样本,其中处理组样本1148个,对照组样本10200个。所有数据均来自于国泰安(CSMAR)数据库。为了消除极端异常值的影响,对模型中的所有连续变量在1%和99%的水平上进行Winsorize处理。

### (二)模型设定与变量说明

1.模型设定。金税三期是分批次、分地区执行,其试点具有一定的随机性(李艳等,2020;蔡昌等,2021)。并且,金税三期的初衷不是影响股价同步性,因此,本文可以以“金税三期”作为准自然实验。选用多期双重差分模型研究大数据税收征管对股价同步性的影响,构建模型(1)如下:

$$SYN_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{pt} + \gamma X_{it} + \phi_p + \phi_p \times \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中,i、p、t分别代表企业、省份和年份;控制变量用 $X_{it}$ 表示; $\phi_p$ 、 $\phi_p \times \theta_t$ 分别表示省份固定效应、省份固定效应×年度固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为残差项。

2.解释变量。 $POST_{pt}$ 是金税三期工程实施效应变量,若公司所在省份开展金税三期工程,实施当年及以后年份取值为1,否则为0。

3.被解释变量。股价同步性指标 $SYN_{i,t+1}$ 为 $SYN_{it}$ 滞后一期所得, $SYN_{it}$ 的计算方法参考现有文献(Morck等,2000;Durnev等,2003;蔡栋梁等,2021),用模型(2)的拟合系数 $R^2$ 来衡量。

$$R_{it} = \alpha + \beta \times R_{mt} + \varepsilon \quad (2)$$

其中, $R_{it}$ 表示公司第t个交易日的收益率, $R_{mt}$ 表示相同期间第t个交易日的市场收益率。

<sup>①</sup>这里的“除青岛外”、“除深圳外”是指在2013年、2014年的批次中将其排除在外,青岛和深圳是在2016年批次上线的。

表1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量解释
被解释变量	股价同步性	$SYN_{i(t+1)}$	$R_{it} = \alpha + \beta \times R_{mt} + \varepsilon$ ，生成拟合系数 $R^2$ ， $SYN_{it} = \ln[R^2 / (1 - R^2)]$ ，将 $SYN_{it}$ 滞后一期
解释变量	金税三期工程实施效应	POST	地区开展金税三期当年及以后年份，取值为1，否则为0
控制变量	资产规模	SIZE	总资产取自然对数
	资产负债率	LEV	总负债除以总资产
	净资产收益率	ROE	净利润除以股东权益余额
	市值账面比	MB	市场价值除以股东权益账面价值
	两职合一	DUAL	董事长与总经理为同一人取值为1，否则取0
	产权性质	SOE	国有企业取值为1，否则取0
	市场交易活跃程度	TOVER	全年日换手率的均值

表2 主要变量描述性统计

变量	样本总数	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
SYN	11 348	0.472	0.476	0.186	0.066	0.879
POST	11 348	0.101	0.000	0.301	0.000	1.000
SIZE	11 348	22.051	21.857	1.263	19.862	25.928
LEV	11 348	0.440	0.439	0.215	0.044	0.898
ROE	11 348	0.073	0.074	0.098	-0.427	0.321
DUAL	11 348	0.221	0.000	0.415	0.000	1.000
MB	11 348	0.923	0.618	0.900	0.094	4.998
SOE	11 348	0.483	0.000	0.500	0.000	1.000
TOVER	11 348	683.833	553.233	496.425	62.556	2 490.904

为使上述拟合系数  $R^2$  符合最小二乘法的回归要求，将其转化为  $SYN_{it}$ ：

$$SYN_{it} = \ln[R^2 / (1 - R^2)] \quad (3)$$

将上述  $SYN_{it}$  滞后一期得到被解释变量股价同步性指标  $SYN_{i(t+1)}$ 。

4. 控制变量。参考已有文献(侯宇和叶冬艳, 2007; 蔡栋梁等, 2021), 控制变量包括资产规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、净资产收益率(ROE)、市值账面比(MB)、两职合一(DUAL)、产权性质(SOE)、市场交易活跃程度(TOVER)等。

变量定义及说明详见表1。

#### 四、实证检验结果

##### (一)描述性统计

表2为主要变量的描述性统计结果。从结果可以看出, 股价同步性(SYN)的最大值为0.879, 最小值为0.066, 标准差为0.186, 表明企业之间的股价同步性存在较为显著的差异。金税三期工程实施效应变量(POST)的均值为0.101, 说明样本中处于金税三期政策实施区间的比例均值为10.1%, 与已有文献接近(孙雪娇等, 2021)。整体而言, 主要变量的描述性统计无异常值的存在。此外, 因变量SYN的组间差异的显著性检验结果(未列示)表明, 在研究期间实施了金税三期工程的处理组样本的股价同步性(SYN)的均值(0.459)和中位数(0.462)均显著地低于未实施金税三期工程的对照组样本(分别为0.473和0.476), 与假设一致。

##### (二)相关性分析

表3列示了主要变量相关性分析结果, 右上为Spearman

表3 相关性分析

	SYN <sub>i(t+1)</sub>	POST	SIZE	LEV	ROE	DUAL	MB	SOE	TOVER
SYN <sub>i(t+1)</sub>	1	-0.129***	0.270***	0.143***	0.045***	-0.123***	0.325***	0.251***	-0.303***
POST	-0.128***	1	0.048***	-0.030***	-0.062***	-0.011	-0.076**	-0.047**	0.140**
SIZE	0.314***	0.043***	1	0.577***	0.137***	-0.194**	0.618***	0.377***	-0.382***
LEV	0.141***	-0.027**	0.560***	1	-0.052***	-0.157***	0.663***	0.350***	-0.231***
ROE	0.041**	-0.059***	0.089***	-0.125***	1	-0.007	-0.190**	-0.041**	-0.175***
DUAL	-0.123***	-0.011	-0.186***	-0.159***	0.002	1	-0.179**	-0.275***	0.143***
MB	0.310***	-0.038**	0.636***	0.629***	-0.167***	-0.147**	1	0.361***	-0.399***
SOE	0.254***	-0.047***	0.380***	0.352***	-0.057***	-0.275***	0.331***	1	-0.275***
TOVER	-0.287***	0.129***	-0.353***	-0.224***	-0.124***	0.143***	-0.332***	-0.261***	1

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著

相关系数矩阵，左下是 Pearson 相关系数矩阵。从结果可以看出，股价同步性 SYN<sub>i(t+1)</sub> 和 POST 的相关系数均在 1% 水平上显著为负。该结果为大数据税收征管能够降低股价同步性的假设提供了初步证据。变量之间的相关系数均小于 0.7，表明各变量之间不存在严重的多重共线性问题。

(三) 基本回归结果

表4为金税三期工程与股价同步性的基准回归结果。第(1)列仅控制了省份、省份×年度固定效应，结果显示，金税三期工程实施效应变量与股价同步性回归系数为负，但不显著。第(2)列仅控制了与股价同步性相关的控制变量，金税三期工程实施效应变量与股价同步性回归系数在1%的水平上显著为负(回归系数为-0.061，T值为-10.614)。第(3)列控制了省份、省份×年度固定效应以及控制变量，金税三期工程实施效应变量与股价同步性回归系数在5%的水平上显著为负(回归系数为-0.198，T值为-2.109)。说明金税三期的实施对股价同步性产生负向影响，即大数据税收征管降低了股价同步性，提高了资本市场效率，支持了本文的研究假设。

(四) 稳健性检验

1. 平行趋势假设检验

基准回归的结果表明，大数据税收征管可以降低企业的股价同步性。为了检验未实行金税三期前，股价同步性在处理组与对照组之间是否存在差异，本文对多期双重差分模型进行了平行趋势假设检验。借鉴蔡昌等(2021)构建平行趋势假设检验模型(4)，具体设定如下：

$$SYN_{i(t+1)} = \alpha_0 + \sum_{n=-4} \alpha_n Postyear_{it} + \gamma X_{it} + \phi_p + \phi_p \times \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表4 大数据税收征管对股价同步性的影响

	(1) SYN <sub>i(t+1)</sub>	(2) SYN <sub>i(t+1)</sub>	(3) SYN <sub>i(t+1)</sub>
POST	-0.132 (-1.277)	-0.061*** (-10.614)	-0.198** (-2.109)
SIZE		0.026*** (12.712)	0.050*** (22.939)
LEV		-0.151*** (-13.050)	-0.183*** (-16.247)
ROE		0.039** (1.997)	-0.069*** (-3.643)
DUAL		-0.015*** (-3.185)	-0.008* (-1.826)
MB		0.040*** (14.076)	0.023*** (8.079)
SOE		0.050*** (12.110)	0.032*** (7.895)
TOVER		-0.000*** (-12.511)	-0.000*** (-4.428)
Constant	0.572*** (32.958)	-0.075* (-1.728)	-0.480*** (-9.793)
省份固定效应	YES	NO	YES
省份固定效应 × 年度固定效应	YES	NO	YES
N	8 863	8 563	8 563
adj. R <sup>2</sup>	0.149	0.187	0.292

注：括号内为 T 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同

模型(4)与模型(1)基本一致,其中的区别在于交互项(Postyear<sub>pt</sub>)。Postyear<sub>pt</sub>代表企业所在地实施金税三期的第n年;α<sub>n</sub>为该检验中的解释变量系数。平行趋势假设检验的回归结果表明:在政策实行前2至4年(pre2~pre4),交互项系数α<sub>n</sub>不显著,pre2~pre4在0附近波动,说明处理组与对照组的股价同步性在金税三期实施前无显著差异;而在政策实施当年(current)及往后两年(post1和post2),交互项系数α<sub>n</sub>显著异于0,且随着年份的增加,显著性增加,说明处理组与对照组股价同步性的差异是由于金税三期工程的实施引起的。上述分析表明基准回归模型满足平行趋势假设。限于篇幅,稳健性检验结果不再列示,留存备索。

### 2. 排除行业层面遗漏变量的影响

由于不同的行业存在不同的市场收益率,可能会影响股价同步性的计算结果,因此本文借鉴蔡昌等(2021)的稳健性检验,在模型(1)中加入了行业固定效应,以排除行业层面遗漏变量的影响。回归模型具体如下:

$$SYN_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{pt} + \gamma X_{it} + \phi_p + \delta_{ind} + \phi_p \times \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

回归结果显示,POST回归系数在5%的水平上显著为负(回归系数为-0.190,T值为-2.131),即考虑行业固定效应后,大数据税收征管仍能显著降低股价同步性。

为了验证是大数据税收征管降低了股价同步性,而非由于行业差异的影响,本文还对模型(5)进一步进行了平行趋势检验,模型设定如下:

$$SYN_{i(t+1)} = \alpha_0 + \sum_{n=-4}^n \alpha_n Postyear_{pt} + \gamma X_{it} + \phi_p + \delta_{ind} + \phi_p \times \theta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其结果与基准回归平行趋势检验类似,仍符合平行趋势假设,表明股价同步性的降低是由于大数据税收征管引起的。

### 3. 安慰剂(Placebo)检验

借鉴孙雪娇等(2021)安慰剂检验方法,本文假设金税三期工程试点每期开始时间为2012、2013、2014年,构建虚拟金税三期工程实施效应变量post,再次对基准模型进行回归。回归结果显示,post的回归系数并不显著,这表明股价同步性的降低是由实施了金税三期所引起的,而非其他。

### 4. 排除噪音的影响

部分文献认为股价同步性低可能并不是公司特质信息导致,而是噪音交易的影响(Morck等,2000;Ayers和

Freeman,2003)。若按照噪音假说,基准回归验证的金税三期对股票同步性的降低作用也可以解释为大数据税收征管增加了股价中所含的噪音。为排除这一替代性解释,本文借鉴Ayers和Freeman(2003)、朱红军等(2007)、彭博等(2020),构建模型(7)进一步分析。

$$CAR_t = \alpha + \sum_{i=1}^t (\lambda_i \Delta E_i) + \alpha_1 POST + \sum_{i=1}^t (\mu_i \Delta E_i \times POST) + \alpha_2 SIZE + \alpha_3 CAR_{t+1} + \varepsilon \quad (7)$$

其中,CAR<sub>t</sub>代表样本公司第t年经市场调整的月超额收益率的累计值;CAR<sub>t+1</sub>为t+1年经市场调整的累积超额回报率,以控制未来累积超额回报率对当期累积超额回报率的影响。所取期间均从当年五月份开始至次年四月份结束。POST×ΔE<sub>t</sub>表示金税三期政策效应与未预期盈余的交乘项。SIZE与基准模型定义一致,代表公司资产规模。ΔE<sub>t</sub>表示公司在第t年的未预期收益,为了控制市场层面因素的影响,参考Ayers和Freeman(2003)的做法,把它定义为公司t年盈余相对于t-1年盈余的变化额除以公司t年的期初权益市值,再减去市场上该变量的平均值。其中,期初权益的市值为公司当年初每股股价乘以流通股股数加上非流通股股数乘以每股净资产。其表达式如下:

$$\Delta E_t = \Delta FE_t - \overline{\Delta FE_t} \quad (8)$$

$$\Delta FE_t = (\text{当年盈余} - \text{上年盈余}) / (\text{年初每股股价} \times \text{流通股股数} + \text{每股净资产} \times \text{非流通股股数}) \quad (9)$$

ΔFE<sub>t</sub>为所有上市公司ΔFE<sub>t</sub>的平均值,用来控制市场因素的影响。如果不考虑金税三期的影响,前期非预期盈余ΔE<sub>-1</sub>、当期非预期盈余ΔE<sub>0</sub>和次年未预期盈余ΔE<sub>1</sub>的系数λ<sub>-1</sub>、λ<sub>0</sub>和λ<sub>1</sub>都应该为正。原因如下:其一,盈余漂移现象(Ball和Brown,1968)会使得当年的超额累积收益率与上年的非预期盈余存在正相关关系。其二,在有效程度相对较弱的市场中,本期的超额累积收益率应与本期的非预期盈余存在正相关关系。其三,由于存在价格引导盈余现象(Beaver等,1980),股价也能在一定程度上反映未来盈余信息,当期的超额累积收益率还应该与未来的非预期盈余正相关。

如果公司股价同步性的下降是由于金税三期的实施促使更多公司特质信息融入股价,那么股价中的信息含量应该会提升,盈余漂移情况会降低。即,应该能使本期超额累积收益率与上期非预期盈余相关性下降,系数μ<sub>-1</sub>为负;本期的超额累积收益率与未来非预期盈余的相关性增加,系数μ<sub>1</sub>为正。而本期超额累积收益率与本期非预期盈余的相关性系数μ<sub>0</sub>不作为判断政策影响股价信息含量的依

据(朱红军等, 2007; 彭博等, 2020)。

不考虑金税三期的影响下, 本期 CAR 与  $\Delta E_{-1}$ 、 $\Delta E_0$  以及  $\Delta E_1$  之间关系的回归结果与预期一致, 系数  $\lambda_{-1}$ 、 $\lambda_0$  和  $\lambda_1$  均显著为正。加入金税三期的影响后,  $POST \times \Delta E_{-1}$  的系数  $\mu_{-1}$  显著为负,  $POST \times \Delta E_1$  的系数  $\mu_1$  显著为正, 表明金税三期减少了盈余漂移现象, 使得公司股价包含了更多公司层面的真实信息, 提升了股价信息的含量。即金税三期大数据税收征管降低股价同步性是通过提高信息含量而实现的, 而非噪音效应。

### 5. 对 $\beta$ 的影响

股价同步性意味着公司股价随市场同涨同跌的程度, 与资本资产定价模型中的市场因素  $\beta$  直接有关。如果大数据税收征管降低股价同步性, 也必然降低市场因素及其对公司股价同步性的影响。因此, 本文构建模型(10)进行检验。

$$SYN_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 (BETA_{it} \times POST_{pt}) + \alpha_2 BETA_{it} + \alpha_3 POST_{pt} + \gamma X_{it} + \phi_p + \phi_p \times \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, BETA 是由模型(2)回归计算的市场因素系数  $\beta$ 。出于稳健性考虑, BETA 分别选择分市场的  $\beta$  值(计算  $\beta$  值时, 沪市股票选取沪市市场回报率, 深市股票选取深市市场回报率)与综合市场  $\beta$  值进行回归(计算  $\beta$  值时市场回报率选择沪深市场综合回报率)。BETA1 为分市场年  $\beta$  值, BETA2 为综合市场年  $\beta$  值。

检验结果显示, POST 系数均显著为负, 表明金税三期政策对  $\beta$  有显著的降低作用; BETA1  $\times$  POST、BETA2  $\times$  POST 的系数在 10%、5% 的水平上分别显著为负, 表明金税三期大数据税收征管的实施降低了市场因素  $\beta$  对股价同步性的正向影响, 即降低了资本市场风险, 改善了资本市场环境, 进而使得股价同步性下降。

### (五) 作用机制检验

#### 1. 代理冲突

如前所述, 金税三期大数据税收征管能够缓解公司代理冲突, 进而降低股价同步性。控制权与现金流权分离会加剧公司大股东和外部中小股东之间的冲突(Jiang 和 Kim, 2020), 当控制权与现金流量权分离程度较大时, 以大股东为代表的内部人更可能产生掏空行为(刘运国和吴小云, 2009; 周林洁, 2014), 对外部中小股东的利益进行侵占。为此, 本文参考刘运国和吴小云(2009)、周林洁(2014), 以公司实际控制人的控制权与现金流量权之间的分离程度衡量代理冲突, 控制权与现金流量权的分离度(后文简称两权分离度)越高, 公司代理冲突越严重。

表5 大数据税收征管、代理冲突与股价同步性

	(1) SYN <sub>i(t+1)</sub> 两权分离度较低	(2) SYN <sub>i(t+1)</sub> 两权分离度较高
POST	0.014 (0.083)	-0.373*** (-3.356)
Controls	YES	YES
省份固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
省份固定效应 $\times$ 年度固定效应	YES	YES
N	4 585	3 568
adj. R <sup>2</sup>	0.378	0.345
组间系数差异		-0.023**

回归结果如表5所示, 第(1)列为两权分离度较低的组, 第(2)列为两权分离度较高的组。列(2)的回归结果表明, 金税三期工程实施变量 POST 与滞后一期股价同步性的回归系数在 1% 的水平上显著为负(回归系数为 -0.373, T 值为 -3.356), 而列(1)显示 POST 的系数在两权分离度较低的组却并不显著, 并且通过了组间系数差异检验。这说明在内部人进行寻租行为可能性越高时, 金税三期大数据税收征管对股价同步性发挥了更大的降低作用, 在一定程度上表明金税三期大数据税收征管对公司治理水平具有积极效果, 显著降低了公司代理冲突导致的股价同步性。

#### 2. 会计信息质量

盈余信息是税收征管方和投资者都关注的重要会计信息, 本文参考 Kothari 等(2005)、刘启亮等(2013)的研究, 采用修正的 Jones 模型计量操纵性应计利润 DA。另外, 金智(2010)发现, 公司向下的盈余管理、向上的盈余管理对股价同步性的作用存在差异。鉴于此, 本文将公司样本分为向下盈余管理与向上盈余管理两组进行比较分析。DA 大于零表示向上盈余管理, DA 小于零表示向下盈余管理。为便于后文分析, 本文以 DA 的绝对值 ABSDA 衡量公司会计信息质量, ABSDA 越小, 盈余管理程度越低, 企业会计信息质量越高。为检验信息质量的中介效应, 本文借鉴温忠麟等(2004)的研究方法, 结合模型(1), 设定模型如下:

$$ABSDA_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{pt} + \gamma X_{it} + \phi_p + \phi_p \times \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

表6 大数据税收征管、信息质量与股价同步性

	向上盈余管理组 (DA>0)			向下盈余管理组 (DA<0)		
	(1) SYN <sub>i(t+1)</sub>	(2) ABSDA <sub>i(t+1)</sub>	(3) SYN <sub>i(t+1)</sub>	(4) SYN <sub>i(t+1)</sub>	(5) ABSDA <sub>i(t+1)</sub>	(6) SYN <sub>i(t+1)</sub>
POST	-0.106*** (-13.137)	-0.011** (-2.079)	-0.106*** (-13.158)	-0.095*** (-8.871)	-0.012*** (-2.724)	-0.086*** (-5.287)
ABSDA			0.059** (2.366)			-0.052 (-0.932)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应 × 年度固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5 568	5 568	5 568	2 972	2 972	2 972
adj. R <sup>2</sup>	0.207	0.027	0.208	0.233	0.019	0.235

表7 异质性分析

	(1) SYN <sub>i(t+1)</sub> 分析师跟踪数量低	(2) SYN <sub>i(t+1)</sub> 分析师跟踪数量高	(3) SYN <sub>i(t+1)</sub> 税收征管力度弱	(4) SYN <sub>i(t+1)</sub> 税收征管力度强
POST	-0.283*** (-3.376)	-0.182 (-1.570)	-0.210*** (-4.247)	0.073 (1.174)
Controls	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	NO	NO
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应 × 年度固定效应	YES	YES	YES	YES
N	3 411	3 501	4 311	4 252
adj. R <sup>2</sup>	0.408	0.563	0.492	0.462
组间系数差异	0.027**		0.176*	

$$SYN_{i(t+1)} = \alpha_0 + \alpha_1 ABSDA_{it} + \alpha_2 POST_{pt} + \gamma X_{it} + \phi_p + \phi_p \times \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

回归结果如表6所示, 当公司向上盈余管理时, 第(1)列POST系数在1%水平上显著为负, 即大数据税收征管实施后降低了股价同步性; 第(2)列POST的系数在5%的水平上显著为负, 即大数据税收征管显著提升了向上盈余管理组上市公司的会计信息质量; 第(3)列的ABSDA系数显著为正且POST系数显著为负。(1)(2)(3)列的检验结果表明, 企业会计信息质量在大数据税收征管影响股价同步性的过程中发挥了部分中介效应, 即金税三期大数据税收征管通过提高企业会计信息质量进而降低了股价同步性。同时, Sobel、Goodman1、Goodman2检验结果(未

列示)表明会计信息质量的中介效应均具有显著性。而当公司向下盈余管理时, 会计信息质量的中介效应不显著。表现为, 列(4)(5)的结果虽显示POST系数依然在1%水平上显著为负, 即大数据税收征管政策实施分别显著降低了股价同步性与公司向下盈余管理的程度; 但列(6)中ABSDA的系数并不显著。这可能由于, 一方面, 样本公司向下盈余管理程度不如向上盈余管理严重, 根据对样本公司DA的描述性统计, 向下盈余管理公司的DA绝对值均值(中位数)为0.062(0.042), 分别显著小于向上盈余管理公司的DA均值(中位数)0.083(0.059); 另一方面, 如果盈余管理误导投资者的交易决策, 那么上市公司向下盈余管理带来的投资者效用损失不如相同数值的向上盈余管理严

重,加上审计师的稳健性偏好(Shroff等,2013),使得公司降低向下盈余管理程度对股价同步性影响不显著。

#### (六)异质性分析

金税三期税收征管程序在互联网系统中进行,提升了政企间的信息透明度,企业的投机行为被税务机关和投资者识别的概率也随之上升,进而强化了税收征管力度。同时,税收征管力度的提高,也使得企业的舞弊行为面临更高的处罚成本,因而理性的经理人会选择向利益相关方披露更为全面的财务信息,这有助于提高信息透明度进而降低股价同步性。可以预期,在公司信息透明度越低、税收征管力度越弱的环境下,金税三期对股价同步性的降低作用越强。对此,本文从公司信息透明度与税收征管力度这两个角度进行异质性分析。

##### 1. 公司信息透明度

分析师对上市公司财务状况进行调研分析,所形成的分析报告会促使企业特质信息在股票市场中公开化(曹啸和张云,2021),使得资本市场整体信息透明度提升(汤泰劫等,2018)。同时,分析师具备更多获取信息的途径以及专业的分析、预测能力,能够将更为丰富的企业特质信息传递到资本市场(伊志宏等,2019)。因此,本文采用企业分析师跟踪数量来衡量资本市场的信息环境,即分析师跟踪数量越多,代表企业的信息透明度越高。

根据公司分析师跟踪数量的中位数,将样本分为分析师跟踪数量较低组与较高组。异质性分析回归结果具体如表7所示。其中,第(1)列为分析师跟踪数量较低组,金税三期工程实施变量POST与滞后一期股价同步性 $SYN_{i,t+1}$ 的回归系数在1%的水平上显著为负。第(2)列为分析师跟踪数量高组,POST与 $SYN_{i,t+1}$ 的回归系数为负但不显著。并且,POST的系数在两组间的差异具有统计显著性。这说明,相对于信息透明度较高的公司,大数据税收征管对股价同步性的降低效用在信息透明度较低的公司更显著。

##### 2. 税收征管力度

本文以各地区实际税收收入与预期可获取收入之比衡量税收征管力度,在税收征管力度的分组回归中不再单独将省份作为固定效应。其中,各地区预计可获得的税收收入借鉴叶康涛和刘行(2011)模型来估算:

$$T_{i,t}/GDP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IND1_{i,t}/GDP_{i,t} + \alpha_2 IND2_{i,t}/GDP_{i,t} + \alpha_3 OPENESS_{i,t}/GDP_{i,t} + \varepsilon \quad (13)$$

$T_{i,t}/GDP_{i,t}$ 为各地区当年末的本地税收收入除以当年的GDP;IND1为各地区当年末的第一产业产值;IND2为各

地区当年末的第二产业产值;OPENESS代表地区开放度,为各地区当年末的进出口总额。将上述变量值代入模型(13)回归,根据得出的各系数估计值可计算出第t年预期的 $T_{i,t}/GDP_{i,t}$ ,用 $T_{i,t}/GDP_{i,t\_EST}$ 表示。

税收征管力度TE即为各地区实际税收收入与预期税收收入之比:

$$TE_{i,t} = (T_{i,t}/GDP_{i,t}) / (T_{i,t}/GDP_{i,t\_EST}) \quad (14)$$

根据税收征管力度TE的中位数,将样本分为税收征管力度较弱与较强两组,异质性回归结果如表7所示。其中,第(3)列为税收征管力度弱组,POST的系数在1%的水平上显著为负;第(4)列为税收征管力度较强组,POST的系数不显著;并且,POST的系数在两组间的差异具有统计显著性。这说明,相对于税收征管力度较强的地区,大数据税收征管对股价同步性的降低作用在税收征管力度越弱的情况下更为显著。

以上异质性分析表明,金税三期大数据税收征管在公司信息透明度较差、税收征管力度较弱的地区,对资本市场信息披露制度有补充效用,对降低股价同步性发挥了更大的作用。

## 五、结论与政策建议

本文聚焦金税三期这一准自然实验,研究大数据税收征管对股价同步性的影响及其作用机制。研究结果发现,金税三期工程的实施显著降低了资本市场的股价同步性,这为大数据税收征管的资本市场积极效用提供了证据。机制研究表明,金税三期工程的实施通过缓解代理冲突、提高会计信息质量促进公司特质信息纳入股价,从而降低了股价同步性。异质性检验表明,在公司信息透明度较低、税收征管力度较弱的地区,大数据税收征管降低股价同步性提高资本市场效率的作用更加显著,这意味着大数据税收征管对资本市场信息披露具有一定的补充作用。

基于本文研究结论,结合大数据税收征管的进一步实施,提出以下建议:

1. 重视大数据监管,进一步完善大数据税收征管模式。如今云计算及区块链等新技术逐步与税收征管深度融合,大数据税收征管将具有更大的发展空间和潜力。利用大数据进行监管不只提高了税收征管效率,也会对资本市场效率产生积极影响。因此,应进一步推动金税工程的进程,提高税收大数据的使用效率,实现税收征管与资本市场的高效运行。

2. 加强“画像”体系建设,进行精细化管理。税收征管系统对于业务与数据的规范标准是统一的,但是由于各地经济水平、市场信息透明度及税收征管力度存在差异,金税三期系统难以充分满足区域化、个性化的管理需求。通过建设“画像”体系,可以弥补金税三期的不足,实现精细化税务管理。

3. 企业应积极适应纳税环境变化。大数据税收征管有助于缓解企业代理冲突,增强信息透明度,提高资源配置效率。因此,企业应正确看待税务稽查活动,积极适应大数据税收征管带来纳税环境的变化,借此提高信息质量,将更多特质信息融入市场,由此使股票获得合理定价,反映企业真实价值。

主要参考文献:

[1] 蔡昌,林高怡,王卉乔. 税收征管与企业融资约束——基于金税三期的政策效应分析[J]. 会计研究, 2021, (5): 107-120.

[2] 蔡栋梁, 郜建豪, 邹亚辉. 税收征管与股价同步性——基于制度背景的研究[J]. 南开管理评论, 2021, (3): 1-25.

[3] 曹啸, 张云. 投资者交易对股价同步性影响研究——基于信息获取异质性的视角[J]. 会计与经济研究, 2021, 35 (2): 103-125.

[4] 侯宇, 叶冬艳. 机构投资者、知情人交易和市场效率——来自中国资本市场的实证证据[J]. 金融研究, 2008, (4): 131-145.

[5] 金智. 新会计准则、会计信息质量与股价同步性[J]. 会计研究, 2010, (7): 19-26+95.

[6] 李艳, 杨婉昕, 陈斌开. 税收征管、税负水平与税负公平[J]. 中国工业经济, 2020, (11): 24-41.

[7] 彭博, 王满, 朱安伦. 非执行董事对股价同步性的影响研究[J]. 财务研究, 2020, (3): 24-38.

[8] 刘启亮, 罗乐, 张雅曼, 陈汉文. 高管集权、内部控制与会计信息质量[J]. 南开管理评论, 2013, 16 (1): 15-23.

[9] 刘运国, 吴小云. 终极控制人、金字塔控制与控股股东的“掏空”行为研究[J]. 管理学报, 2009, 6 (12): 1661-1669.

[10] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏. 大数据税收征管如何影响企业盈余管理?——基于“金税三期”准自然实验的证据[J]. 会计研究, 2021, (1): 67-81.

[11] 汤泰劼, 宋献中, 罗曼璐. 分析师跟踪是否抑制了企

业避税?——基于外部公司治理的视角[J]. 财务研究, 2018, (5): 28-39.

[12] 唐博, 张凌枫. 税收信息化建设对企业纳税遵从度的影响研究[J]. 税务研究, 2019, (7): 62-69.

[13] 王立章, 王咏梅, 王志诚. 控制权、现金流权与股价同步性[J]. 金融研究, 2016, (5): 97-110.

[14] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. 金融研究, 2009, (12): 162-174.

[15] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5): 614-620.

[16] 叶康涛, 刘行. 税收征管、所得税成本与盈余管理[J]. 管理世界, 2011, (5): 140-148.

[17] 伊志宏, 杨圣之, 陈钦源. 分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究[J]. 中国工业经济, 2019, (1): 156-173.

[18] 张程睿, 徐嘉倩. 中国上市公司信息披露制度变迁与股票市场有效性[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2019, (4): 75-86.

[19] 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[J]. 经济研究, 2020, (3): 116-132.

[20] 周林洁. 公司治理、机构持股与股价同步性[J]. 金融研究, 2014, (8): 146-161.

[21] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007, (2): 110-121.

[22] 朱凯, 潘舒芯, 胡梦梦. 智能化监管与企业盈余管理选择——基于金税三期的自然实验[J]. 财经研究, 2021, 47 (10): 140-155.

[23] Ayers, B.C., Freeman, R.N. Evidence that analyst following and institutional ownership accelerate the pricing of future earnings[J]. Review of Accounting Studies, 2003, 8 (1): 47-67.

[24] Ball, R., Brown, P. An empirical evaluation of accounting income numbers[J]. Journal of Accounting Research, 1968, 6 (2): 159-178.

[25] Dasgupta, D., Gan, J., Gao, N. Does lower R<sup>2</sup> mean more informative stock prices? Theory and evidence [R]. Hong Kong University of Science and Technology Working Paper, 2008.

[26] Defond, M.L., Hung, M. Investor protection and corporate governance: Evidence from worldwide CEO turnover[J]. Journal of Accounting Research, 2004, 42 (2): 269-312.

[27] Durnev, A., Morck, R., Yeung, B., Zarowin, P. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed

- stock pricing? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41 (5) :797-836.
- [28] Gul, F.A., Kim, J.B., Qiu, A. A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity : Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95 (3) : 425-442.
- [29] Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H. Opaque financial reports, R, and crash risk[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94 (1) : 67-86.
- [30] Jiang, F., Kim, K.A. Corporate governance in China : A survey[J]. *Review of Finance*, 2020, 24 (4) : 733-772.
- [31] Jin, L., Myers, S.C.  $R^2$  around the world: New theory and new tests[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2) :257-292.
- [32] Jones, J.J. Earnings Management During Import Relief Investigations[J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29 (2) : 193-228.
- [33] Kothari, S.P., Leone, A.J., Wasley, C.E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39 (1) : 163-197.
- [34] Morck, R., Yeung, B., Yu, W. The information content of stock markets : Why do emerging markets have synchronous stock price movements[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1-2) :215-260.
- [35] Roll, R.  $R^2$ [J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43 (3) : 541-566.
- [36] West, K.D. Dividend innovations and stock price volatility[J]. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1988, 56 (1) : 37-61.
- [37] Wurgler, J. Financial markets and the allocation of capital[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1) : 187-214.

## Big Data in Tax Enforcement and Stock Price Synchronicity

—Evidence from a Quasi-natural Experiment  
on the Third Phase of Golden Tax Project

ZHANG Cheng-rui, CHEN Jia-ying

**Abstract:** Based on the quasi-natural experiment of implementing the Third Phase of Golden Tax Project in batches nationwide, this paper applies the multi-period difference-in-difference method to study the impact of introducing big data into the tax enforcement on the capital market stock price synchronicity and its mechanism of action. It is found that big data in tax enforcement helps reduce stock price synchronicity and improve capital market efficiency. Mechanistic studies have shown that, on the one hand the implementation of the Third Phase of Golden Tax Project can reduce market noise trading by mitigating agency conflicts and on the other hand enhance the degree to which company-specific information is incorporated into the stock price by improving the quality of company information thus reducing stock price synchronicity. Heterogeneity tests show that the utility of big data tax enforcement policies in reducing stock price synchronicity is more significant in regions with lower transparency of company information and weaker tax enforcement. This paper extends the study of the economic consequences of big data in tax enforcement and provides direct empirical evidence to support that big data in tax enforcement reduce stock price synchronicity.

**Key words:** big data in tax enforcement ; stock price synchronicity ; the Third Phase of Golden Tax Project

(责任编辑 王安琪)