

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2020.01.004

股价特质性波动视角下我国是否应放开回转交易制度？

——基于 A/B 股分行业的准自然实验证据

李竹薇，付 媛，颜胜男
(大连理工大学 经济管理学院, 辽宁 大连 116024)

摘 要：选取我国 A/B 股总体和分行业的两阶段日数据作为准自然实验的样本数据,采用 Fama-French 五因子模型和 DMYZ 模型衡量股价特质性波动并构建双重差分模型,研究回转交易制度变更对股价特质性波动的影响作用,探求我国是否应全面放开回转交易制度。研究结果表明:总体上,在 T+0 回转交易制度下 A 股的股价特质性波动明显小于 B 股,但在 T+1 回转交易制度下 A 股和 B 股特质性波动相差不大;T+0 回转交易制度提高了股价特质性波动,而 T+1 回转交易制度降低了股价特质性波动;分行业研究发现,除交通、信息、租赁行业不敏感之外,其余行业对不同回转交易制度的反应与总体一致。因此,出于稳定市场考虑,不建议我国现阶段全面放开回转交易制度,但可以 A 股市场的蓝筹股为试点,在股市整体进一步成熟稳定后再考虑逐步放开回转交易使其与国际制度接轨。

关 键 词：回转交易制度;股价特质性波动;准自然实验;双重差分模型;Fama-French 五因子模型

中图分类号: F 830 文献标志码: A 文章编号: 1008-3758(2020)01-0022-09

Should China Liberalize the Rotary Trading System from the Perspective of Stock Price Idiosyncratic Volatility?
—— Evidence from a Quasi-natural Experiment Based on the A/B Shares and Sub-industries

LI Zhu-wei, FU Yuan, YAN Sheng-nan
(School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

Abstract: The two-stage daily data of China's A/B stocks and sub-industries are selected as sample data of the quasi-natural experiments. The Fama-French 5-factor model and DMYZ model are used to measure the stock price idiosyncratic volatility and construct the difference-in-difference models. The effect of the change of rotary trading system on stock price idiosyncratic volatility is studied to explore whether China should fully liberalize the rotary trading system. The results show that in general, the stock price idiosyncratic volatility of A shares is obviously less than that of B shares under T+0, but they are similar under T+1; T+0 raises the

stock price idiosyncratic volatility, while $T+1$ reduces the idiosyncratic volatility. Through further examination of the sub-industries, it is found that except for the transportation, information, and leasing industries, which are not sensitive, the rest of the industries have the same reaction to the different rotary trading systems. Therefore, from the perspective of market stability, it is not recommended that China completely liberalize the rotary trading system at this stage. Instead, Blue Chips of A shares can be used as a pilot, and after the stock market is further matured and stable, it can be considered to gradually liberalize the rotary trade and bring it into line with the international system.

Key words: rotary trading system; stock price idiosyncratic volatility; quasi-natural experiment; difference-in-difference model; Fama-French 5-factor model

一、问题的提出

习近平关于金融工作多次强调,我国金融发展战略是通过金融系统性、前瞻性的筹划和布局,在更好地服务实体经济的同时,力求提升金融效率、维护金融稳定。随着改革开放政策的不断深入,我国市场经济得以迅速发展,市场化程度愈来愈高,而拥有一个完善的资本市场来优化资源配置和服务实体经济就显得极为重要。股票市场作为资本市场的重要组成部分,对社会资源的合理配置和有效利用能起到很好的引导促进作用。在国民经济的高速发展下,我国已成为世界第二大经济体,居民收入和储蓄水平显著提高,人们进行股票市场投资的需求日益强烈,进而股市交易规则是否合理则关系到广大投资者的切身利益。因此,作为循序渐进地改善股票市场质量的重要一环,设置合理的交易规则将有助于确保股票市场更好地服务于实体经济。

回转交易制度($T+0$, $T+1$ 等)^①是一种重要的交易制度,在 $T+0$ 与 $T+1$ 回转交易制度的利弊抉择中,越来越多的国家实行 $T+0$ 。而在我国股票市场成立初期是禁止当日回转交易(以下简称 $T+0$)的,虽然之后的一段时间内曾经改变为 $T+0$,但最终为了防范金融风险、稳定市场, A 股市场于 1995 年 1 月 3 日由 $T+0$ 转变成次日回转交易(以下简称 $T+1$), B 股市场也于 2001 年 12 月 2 日由 $T+0$ 转变成 $T+1$ 。

近年来,我国股票市场规模日益扩大,相关的法律法规逐渐完善,投资者知识水平和投资技巧也相对提高,股市参与者和众多金融机构发出了

恢复 $T+0$ 回转交易制度的呼声,并成为股市制度改革实践的争论焦点。同时,从学术研究上看,由于全球股市除中国大陆外大多采用 $T+0$ 回转交易制度,因而国外文献主要基于 $T+0$ 来研究国外市场,很少涉及中国股市;而国内虽有关于 $T+0$ 交易制度的研究,但也主要集中于 $T+0$ 交易与股价波动方面,很少将回转交易制度的变更与较难衡量的股价特质性波动联系起来。然而,特质性波动是对股价信息含量的一个很好的测度,它剔除了市场、行业等干扰因素,不仅反映公司特质信息,更能说明影响股市波动作用的实质问题。由此可见,研究不同回转交易制度与我国股价特质性波动之间的影响关系是非常必要的,也是亟待解决的。

鉴于 A 股在 1995 年 1 月 3 日由 $T+0$ 变更为 $T+1$ 时, B 股没有变更;而 B 股在 2001 年 12 月 2 日由 $T+0$ 变更为 $T+1$ 时, A 股也未调整;并且,同一家公司发行的 A 股和 B 股的基本面相同,这就为研究回转交易制度的变更对股价特质性波动产生何种影响提供了难得的“准自然实验”条件。利用这两次准自然实验,采用 Fama-French 五因子模型(以下简称 FF5 模型)和 DMYZ 模型衡量股价特质性波动,基于 A/B 股总体数据和分行业数据,构建双重差分模型(difference-in-difference model),探究回转交易制度的变更是增加了还是降低了股价的特质性波动,从而为是否应恢复 $T+0$ 交易制度提供实证依据,并给出相应的政策建议。因此,从特质性波动视角出发来研究回转交易制度对我国 A/B 股价特质性波动的影响作用,以此探讨我国是否应放开回转交易制度这一命题具有重要的学术价值

① $T+0$ 为当日回转交易制度, $T+1$ 为次日回转交易制度,以此类推。

和指导意义。

二、文献回顾

1. 关于股价特质性波动的相关研究

股价特质性波动,即仅受公司特质信息影响导致的股票价格波动,不包含市场和行业层面信息的影响。对于股价特质波动性的产生,Roll(1988)^[1]认为个股股价波动只能部分地由市场和产业层面的信息解释,而未解释的股价特质性波动部分是因为公司特质信息或噪音通过私有信息知情者的交易对股价产生了影响;肖浩(2015)^[2]发现公司信息透明度、内部人交易分别负向、正向地影响股价特质性波动,且造成股价特质性波动的信息来源是私有信息;而金浩和姚臻(2018)^[3]则认为融资融券业务也会在某些条件下促成股价特质性波动。对于股价特质性波动的特点,Brandt等(2010)^[4]研究发现,到2003年股票波动率恢复到1990年之前的水平,这颠覆了1962年到1977年的时间趋势,且股价特质性波动在90年代后期的剧烈波动和2000年的逆转,表明股价特质性波动的时间序列行为更像是章节式的现象而不是一种时间趋势;Tobin(1982)^[5]研究发现股价中包含更多的公司特质信息,股价会更接近企业实际价值,市场资源得到更优化的配置,并且公司股价变化的有效性也得到提高,而我国学者张明哲、陶锐和刘艳丽(2013)^[6]通过实证研究也发现公司的股价波动随特质信息含量的增加而减少,加大公司信息披露的力度能够使股价更好地反应上市公司的内在价值,从而提高股市的有效性,此外,Haggard, Martin & Pereira(2008)^[7],夏卿和赵红岩(2018)^[8]也得出了类似的结论。

还有一些学者从其他角度研究了股价特质性波动,比如:Xu & Malkiel(2003)^[9]认为公司预期收益增长和股价特质性波动呈现正相关关系,且个股的特质波动与机构投资者持股份额有关;虞文微和赵丽君(2017)^[10]、熊熊等(2017)^[11]在Fama-French五因子模型视角下认为特质性波动率与预期收益之间呈现显著的负向关系;李竹薇等(2014)^[12]的研究揭示了上述两种观点存在的原因,长期特质性波动率与股票截面收益成正比关系,短期特质性波动率与股票截面收益成反比关系。在公司治理方面,张宇飞(2013)^[13]发现公

司治理结构良好,特质性波动率中的信息含量会降低,且特质性波动率对未来净资产收益率和每股收益具有预测作用,但这一预测作用会随着机构投资者持股比例、董事会规模、独立董事规模的增大以及公司治理结构改善而有所减弱;吴昊旻,谭伟荣和杨兴全(2014)^[14]在公司治理环境层面上探究股票特质性风险成因及变化,发现改善公司治理环境能提高产品市场竞争的质量,进而有效提高股价信息含量,减少股价特质性风险。

2. 关于回转交易制度对股价波动性影响的相关研究

境外主要资本市场多数实施T+0回转交易制度,日内回转交易较为活跃,因此国外对回转交易制度的研究主要集中于日内回转交易制度对股价波动性的影响。Kyröläinen(2008)^[15]检验了芬兰证券交易所日内交易和股价波动性之间的关系,结果表明个人投资者的日内回转交易数量对股价日内波动性有显著的正向作用;Chung, Choe & Kho(2009)^[16]用1999年到2000年韩国证券交易所540只股票的交易数据为样本,通过多变量VAR模型以分钟数据估算,发现日内交易数量越多会导致波动更大,历史收益波动率对未来的日内交易活动将产生正向影响,历史日内交易活动对买卖价差产生负向影响;Guo, Li & Tu(2012)^[17]利用动态价格操纵模型检验了T+1回转交易制度对股市的影响,结果表明T+1回转交易制度减少了交易量和价格波动性,提高了趋势追逐者的盈利水平。

国内对实施T+0回转交易制度还是T+1回转交易制度存在较大的争议。在对T+0回转交易制度的研究中,刘逊和叶武(2008)^[18]从流动性、定价效率、价格波动、投资风险这四个方面研究T+0回转交易制度对市场的影响,结果表明,T+0提高了市场流动性和定价效率,但并未加剧价格波动和增加投资风险,而股价波动性与产品特征有关,与T+0无关;成微、刘善存和邱苑华(2011)^[19]用中国股市的实际交易机制为参数构造了一个人工股票市场,发现在我国现有交易机制和投资者结构下,T+0提高了市场流动性并且使波动性显著增加,且稳定市场中的T+0显著增加了单位波动下的流动性和市场效率,改善了市场质量,而增长或衰落市场则相反。在对T+1回转交易制度的研究中,葛勇和叶德磊(2009)^[20]发现与T+0相比,T+1回转交易

制度会对降低股市波动性有积极作用；张艳磊等(2014)^[21]采用双重差分法和联立方程模型研究发现，T+1降低了买卖价差和股价波动率，改善了股市质量，但同时T+1会减少成交量，导致价格有效性降低，对股市质量产生负面作用。

鉴于研究对象、样本期间以及研究方法的不一致，已有文献的结论存在不一致的情况，并且国外已有文献对回转交易制度的研究主要集中于T+0交易者的盈亏状况以及T+0交易行为对股价波动性产生何种影响，而国内对回转交易制度的研究并不多见且研究内容主要集中于回转交易制度对股市效率、流动性以及波动性的影响。因此，基于已有文献成果，利用A股和B股回转交易制度的两次变更所提供的准自然实验条件，采用FF5模型和DMYZ模型衡量股价特质性波动，通过双重差分法从总体和分行业角度系统地研究回转交易制度的变更对股价特质性波动的影响，最终得出结论并提出相应建议。

三、样本数据和研究方法

在准自然实验条件下，构建双重差分模型就回转交易制度对股价特质性波动的影响作用进行实证研究，考察回转交易制度T+0与T+1分别增加还是降低股价特质性波动，为股市回转交易制度的改革提供实证依据。

1. 样本选取与数据来源

同一家公司发行的A股和B股的基本面相同，并且A股在1995年1月3日由T+0变更为T+1时，B股没有变更；B股在2001年12月2日由T+0变更为T+1时，A股也未调整，这就为研究提供了两次难得的准自然实验。根据第一次准自然实验发生的时间，剔除金融类企业后得到35家在A股和B股同时上市的公司，共70个研究样本；根据第二次自然实验发生的时间，同样在剔除金融类企业后得到74家在A股和B股同时上市的公司，共148个研究样本。样本期由1994年1月1日到2017年12月31日，样本数据

为日度数据。其中，为了避免2015年12月4日实施仅2天即被叫停的熔断机制对实证结果的干扰，剔除该日期前后一个月的时间。上述样本数据来源于国泰安数据库、锐思数据库以及沪、深两市交易所数据库。

2. 股价特质性波动的衡量方法

对股价信息含量的度量一般包括股价非同步性和股价特质性波动，与股价非同步性相比，特质性波动仅反映公司特质信息，而不包括市场和行业层面信息的影响，更能说明制度作用这一关键问题。特质性波动的衡量方法主要采用以下两个模型。

Fama-French五因子模型(FF5模型)^[22]：

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_{j,1}(R_{mt} - R_{ft}) + \alpha_{j,2}SMB_t + \alpha_{j,3}HML_t + \alpha_{j,4}RMW_t + \alpha_{j,5}CMA_t + \epsilon_{j,t} \quad (1)$$

其中， R_{jt} 为公司j在时期t考虑现金红利再投资的日个股回报率； R_{ft} 为无风险利率； $(R_{mt} - R_{ft})$ 表示市场资产组合溢价因子，即考虑现金红利再投资的日市场回报率与无风险利率之差； SMB_t 表示市值规模因子，即小盘股组合与大盘股组合的收益率之差； HML_t 表示账面市值比因子，即高账面市值比组合和低账面市值比组合的收益率之差； RMW_t 表示盈利能力因子，即高盈利股票组合和低盈利股票组合的收益率之差； CMA_t 表示投资模式因子，即低投资比例股票组合和高投资比例股票组合的收益率之差^①； $\epsilon_{j,t}$ 为残差。将所得的残差序列记为变量 $ff5_v$ ，对日数据进行季度化处理^②，按季度计算 $ff5_v$ 序列的标准差即为公司j在该季度的股价特质性波动。由FF5模型计算的股价特质性波动 $ff5_v$ 为构建双重差分模型提供被解释变量。

DMYZ模型^[23]：

$$r_{j,t} = \alpha_{j,0} + \alpha_{j,1}r_{m,t} + \alpha_{j,2}r_{m,t-1} + \alpha_{j,3}r_{i,t} + \alpha_{j,4}r_{i,t-1} + \epsilon_{j,t} \quad (2)$$

其中， $r_{j,t}$ 表示j公司在时期t考虑现金红利再投资的日个股回报率； $r_{m,t}$ 和 $r_{m,t-1}$ 分别表示在时期t和时期t-1时沪深两市A/B股经个股流通市值

① 参考Fama & French(2013)提出的五因子构建方法，因子计算所使用的数据采用流通市值加权，组合划分基于FAMA2*3组合划分方法，即根据市值、账面市值比、盈利能力和投资模式划分股票组合。例如，根据市值划分S、B组合，根据账面市值比划分H、N、L组合，根据盈利能力划分R、N、W组合，根据投资模式划分C、A、N组合。五因子计算数据来自国泰安数据库、上海、深圳证券交易所数据库以及我国上市公司数据库，基于中国股票市场的投资组合计算出因子数据更具有解释力和说服力。

② 季度数据多应用于面板数据固定效应模型回归，且能够平滑日数据的随机性和独特性。同样使用固定效应模型回归检验了月度数据，其结果与季度结果几乎一致，因此正文中不再赘述。

加权的日回报率; $r_{i,t}$ 和 $r_{i,t-1}$ 分别表示在时期 t 和时期 $t-1$ 时公司 j 所在行业经个股流通市值加权的日回报率; $\epsilon_{j,t}$ 为回归方程得到的残差。将得到的残差序列,记为变量 d_v ,同样对日数据进行季度化处理,按季度整合计算 d_v 序列的标准差得到公司 j 在该季度的股价特质性波动。由DMYZ模型计算的股价特质性波动 d_v ,可以作为对 $ff5_v$ 进行指标替换的稳健性检验的被解释变量。

3. 双重差分模型构建

一般双重差分模型中虚拟变量较多,而样本时期不够长,会导致自由度损失,并且解释变量之间容易出现多重共线性等问题。为避免上述问题,构建双重差分模型如下:

表 1 实验设计			
第一个准自然实验 (检验目标 T+1,构建双重差分模型一)			
样本	实验对照组	对比期	实验期
A 股	实验组	T+0	T+1
B 股	控制组	T+0	T+0

第二个准自然实验 (检验目标 T+0,构建双重差分模型二)			
样本	实验对照组	实验期	对比期
A 股	控制组	T+1	T+1
B 股	实验组	T+0	T+1

由表 1 可知,第一个双重差分模型的检验目标是 T+1 回转交易制度对股价特质性波动的影响,准自然实验观测区间为 1994 年 1 月 1 日至 1995 年 12 月 31 日,样本为剔除金融类企业后同时在 A 股和 B 股市场上市的公司,实验组为 A 股,控制组为 B 股,实验期为 1995 年 1 月 1 日到 12 月 31 日,对比期为 1994 年 1 月 1 日到 12 月 31 日^②。第二个双重差分模型的检验目标是 T+0 回转交易制度对股价特质性波动的影响,准自然实验观测区间为 2000 年 1 月 1 日至 2017 年 12 月 31 日,样本为剔除金融类企业后同时在 A 股和 B 股市场上市的公司,B 股为实验组,A 股为控制组,实验期为 2000 年 1 月 1 日到 2001 年 12 月 31 日,对比期为 2002 年 1 月 1 日到 2017 年 12 月 31 日^③。

四、实证检验

1. 描述性统计

以 $ff5_v$ 指标作为被解释变量的检验是主检

$$ID_{j,t} = \alpha + \beta T_j * E_j + \text{Time}_{\text{fixed_effect}} + \text{Firm}_{\text{fixed_effect}} + \text{Controls}_{j,t} + \epsilon_{j,t} \quad (3)$$

其中, $ID_{j,t}$ 表示公司 j 在时期 t 的股价特质性波动($ff5_v, d_v$); T_j 为实验组虚拟变量,实验组取 1,控制组取 0; E_j 为实验期识别变量,实验期取 1,对比期取 0; $\text{Time}_{\text{fixed_effect}}$ 、 $\text{Firm}_{\text{fixed_effect}}$ 和 $\text{Controls}_{j,t}$ ^①分别为时间效应、个体效应和公司其他控制变量;系数 β 用来衡量回转交易制度对股价特质性波动的影响,是主要的观察对象。由于 A 股市场和 B 股市场分别进行单一市场回转交易制度的调整,而另一市场保持不变,因此通过构建两个双重差分模型来检验回转交易制度 T+1 和 T+0 分别对股价特质性波动的影响作用,实验设计具体如表 1 所示。

验,以 d_v 指标作为被解释变量的检验是稳健性检验。对两个准自然实验条件下构建的双重差分模型一和二的变量进行描述性统计,结果见表 2 和表 3。其中,表 2 是总体描述,表 3 是分阶段描述。

为了观测回转交易制度变更所产生的影响,表 2 对两个双重差分模型样本期间的特质性波动进行了总体描述性统计。当 A 股市场由 T+0 变更为 T+1、B 股市场仍实行 T+0 回转交易制度时,B 股特质性波动的均值和标准差明显大于 A 股,表明实施 T+1 回转交易制度的市场其股价特质性波动相对较低;而当 A 股市场仍实行 T+1、B 股市场由 T+0 变更为 T+1 时,B 股特质性波动的均值和标准差依然大于 A 股,即实施 T+0 回转交易制度的市场其股价特质性波动相对较高。两个双重差分模型的变量描述性统计结果从正反两方面均说明了股价特质性波动在 T+1 回转交易制度下偏低,在 T+0 回转交易制度下偏高。后文将对此描述性结果作系统性检验。

① 考虑到股价特质性波动计算的独特性,模型中的其他控制变量 $\text{Controls}_{j,t}$ 将市场和行业等因素剔除,仅考虑公司层面因素,如规模和收益等。鉴于显著性和篇幅考虑,相关检验结果不出现在主要实证结果的表格中。

② 根据已有文献[18-19],第一次回转交易制度变更初期市场非理性行为增加,股价剧烈震荡会对数据结果产生干扰,因此剔除时段 1992 年 5 月 2 日—1993 年 12 月 31 日。

③ 根据已有文献[18-19],第二次回转交易制度变更时市场正在理性发展中,但是为了避免 2015 年 12 月 4 日实施仅 2 天即被叫停的熔断制度对数据结果的干扰,剔除该日期前后一个月的时间,以保证数据的充分性和现实性。

表 2 总体描述性统计							
类 型	第一个双重差分模型(检验目标 T+1)						
	变量	观察数	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
A 股(实验组)	$ff5_v$	280	0.008 443	0.028 072	0.026 954	0.081 215	0.012 603
	d_v	280	0.007 712	0.021 397	0.019 214	0.080 052	0.010 404
B 股(控制组)	$ff5_v$	280	0.006 036	0.039 799	0.030 860	0.481 171	0.037 975
	d_v	280	0.008 773	0.057 490	0.031 897	0.778 232	0.095 426

续表 2							
类 型	第二个双重差分模型(检验目标 T+0)						
	变量	观察数	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
A 股(控制组)	$ff5_v$	10 656	0.006 961	0.019 183	0.017 844	0.051 049	0.006 938
	d_v	10 656	0.003 102	0.018 738	0.016 165	0.074 432	0.007 412
B 股(实验组)	$ff5_v$	10 656	0.006 229	0.022 824	0.021 376	0.054 741	0.010 229
	d_v	10 656	0.005 479	0.021 120	0.019 156	0.102 213	0.010 733

表 3 分阶段描述性统计							
类 型	第一个双重差分模型(同为 T+0)						
	变量	观察数	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
A 股(实验组)	$ff5_v$	140	0.012 337	0.033 604	0.034 115	0.087 363	0.013 893
	d_v	140	0.007 829	0.022 413	0.019 614	0.059 779	0.010 567
B 股(控制组)	$ff5_v$	140	0.016 010	0.036 961	0.032 961	0.150 932	0.020 129
	d_v	140	0.012 737	0.032 586	0.026 717	0.145 236	0.019 524

续表 3							
类 型	第二个双重差分模型(同为 T+1)						
	变量	观察数	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
A 股(控制组)	$ff5_v$	8 880	0.007 583	0.016 248	0.017 315	0.041 228	0.006 136
	d_v	8 880	0.004 015	0.012 511	0.013 224	0.032 226	0.003 432
B 股(实验组)	$ff5_v$	8 880	0.006 227	0.015 897	0.015 750	0.038 558	0.005 794
	d_v	8 880	0.003 230	0.011 388	0.009 132	0.035 564	0.005 234

为了进一步考察 A/B 股在相同回转交易制度下其特质性波动的特征,表 3 对 A/B 股都实行 T+0 或 T+1 回转交易制度时的特质性波动进行了分段描述性统计。当 A/B 股均实行 T+0 回转交易制度时,B 股特质性波动的均值和标准差明显大于 A 股,说明在 T+0 回转交易制度下,A 股的特质性波动较小;当 A/B 股均实行 T+1 回转交易制度时,B 股特质性波动的均值和标准差虽然小于 A 股,但两者相差不大,说明在 T+1 回转交易制度下,A/B 股的特质性波动相对趋同^①。出现该特征可能的原因是,虽然 A/B 股具有相同的基本面和回转交易制度,但由于目前 B 股市场对投资主体以及市场容量存在一定的限制,遏制国内机构投资者进入,且以散户投资者为主导,这就使得 B 股市场呈现出高风险、非有效的特点。

因此,与 B 股市场相比,A 股市场的股价特质性波动相对较小。若要恢复 T+0 回转交易制度,可以从 A 股市场的蓝筹股为试点。

2. 平稳性检验

对两个双重差分模型的变量进行平稳性检验,结果见表 4。

由表 4 可知,两个双重差分模型中的股价特质性波动变量 $ff5_v$ 和 d_v 均在 1%的显著性水平下拒绝原假设,说明变量的时间序列是平稳的,可以进行后续检验。

3. 总体实证结果

在面板数据回归之前,对两个双重差分模型进行 Hausman 检验,结果显示在 1%显著性水平下拒绝原假设,于是使用固定效应模型。并且,F 检验结果表明,第一个双重差分模型应采用个体固

① T+1 回转交易制度下的描述性统计结论与唐齐鸣等^[24]、朱云等^[25]的研究结论相类似。

定效应回归模型,第二个双重差分模型应采用双向固定效应回归模型。实证结果如表 5 和表 6 所示。

表 4 平稳性检验

第一个双重差分模型(检验目标 T+1)			
变量	方 法	统计量	P 值
ff5_v	LLC	-47.783***	0.000 0
	IPS	-4.267***	0.000 0
	ADF-Fisher Chi-square	164.114***	0.000 0
	PP-Fisher Chi-square	393.679***	0.000 0
d_v	LLC	-19.309***	0.000 0
	IPS	-5.916***	0.000 0
	ADF-Fisher Chi-square	257.320***	0.000 0
	PP-Fisher Chi-square	271.479***	0.000 0

续表 4

第二个双重差分模型(检验目标 T+0)			
变量	方 法	统计量	P 值
ff5_v	LLC	-31.590***	0.000 0
	IPS	-3.437***	0.000 0
	ADF-Fisher Chi-square	885.015***	0.000 0
	PP-Fisher Chi-square	1 142.119***	0.000 0
d_v	LLC	-19.406***	0.000 0
	IPS	-14.220***	0.000 0
	ADF-Fisher Chi-square	719.070***	0.000 0
	PP-Fisher Chi-square	837.484***	0.000 0

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著,括号内为 *t* 值,下同

表 5 第一个双重差分模型的实证结果(检验目标 T+1)

变 量	常 数 项	β	Time _{fixed_effect}	Firm _{fixed_effect}	R ²
ff5_v	0.037 6*** (24.05)	-0.014 5*** (-8.07)	NO	NO	0.047 6
d_v	0.047 2*** (14.04)	-0.031 2*** (-4.63)	NO	NO	0.037 0
ff5_v	0.039 3*** (8.24)	-0.013 7*** (-7.52)	NO	YES	0.180 3
d_v	0.042 1*** (21.85)	-0.010 7** (-2.39)	NO	YES	0.753 7
ff5_v	0.040 2*** (7.91)	-0.019 8*** (-5.03)	YES	YES	0.220 9
d_v	0.042 3*** (18.97)	-0.011 5* (-1.82)	YES	YES	0.756 0

表 6 第二个双重差分模型的实证结果(检验目标 T+0)

变 量	常 数 项	β	Time _{fixed_effect}	Firm _{fixed_effect}	R ²
ff5_v	0.017 9*** (110.80)	0.012 2*** (31.96)	NO	NO	0.349 5
d_v	0.016 5*** (89.94)	0.012 4*** (33.65)	NO	NO	0.323 6
ff5_v	0.016 5*** (16.30)	0.010 2*** (32.09)	NO	YES	0.390 0
d_v	0.015 9*** (88.11)	0.014 8*** (35.53)	NO	YES	0.455 3
ff5_v	0.028 2*** (32.53)	0.009 3*** (26.31)	YES	YES	0.688 2
d_v	0.017 1*** (104.00)	0.010 2*** (21.94)	YES	YES	0.664 8

由表 5 可得,在以 A 股为实验组、B 股为控制组的第一个双重差分模型中,实验组虚拟变量(T_j)与实验期识别变量(E_j)的交互项系数 β 在个体固定效应模型回归检验中均显著为负,显著性水平为 1%~10%,表明 T+1 回转交易制度的实施降低了我国 A 股市场的股价特质性波动。由表 6 可得,在以 B 股为实验组、A 股为控制组的

第二个双重差分模型中,交互项系数 β 在双向固定效应模型回归检验中均显著为正,显著性水平为 1%,表明 T+0 回转交易制度的实施增加了我国 B 股市场的股价特质性波动。实证结论进一步证实了描述性统计的结果,并且具有稳健性。值得一提的是,第一个双重差分模型的实验组为 A 股,对照组为 B 股,而第二个模型正好与之相

反,由此可以排除人为选择实验组与控制组导致实证结果具有偶然性的弊端,从而使实证结果更加可靠。

综上可知,对于现阶段我国股票市场的情况而言,T+1 回转交易制度仍能起到很好的稳定市场的作用。在我国股市尚未完善之前,贸然恢复 T+0 回转交易制度并不是明智之举。

4. 分行业实证结果

进一步分行业来考察 T+1 和 T+0 回转交易制度对不同行业的股价特质性波动的影响作用。基于 A/B 股在样本期间的数据信息,可以将行业类别分为 10 类:①电力、热力、燃气及水生产

和供应业;②房地产;③建筑业;④交通运输业;⑤批发和零售业;⑥水利、环境和公共设施管理;⑦信息传输、软件和信息技术服务业;⑧制造业;⑨住宿和餐饮业;⑩租赁和商务服务业。采用相同研究方法,即利用 FF5 模型计算各个行业的股价特质性波动并在两个准自然实验条件下分别构建两个双重差分模型,检验结果分别见表 7 和表 8。其中,在第一个分行业检验的样本期间内,由于研究样本选取原因,样本数据的行业类别一共有 7 类(缺少分类 6、9 和 10);但在第二个分行业检验的样本期间内,行业分类是全面的,一共有 10 类。

表 7 分行业第一个双重差分模型的实证结果(检验目标 T+1)

行业	常数项	β	Time _{fixed_effect}	Firm _{fixed_effect}	R ²
分类①	0.038 0*** (11.76)	-0.014 7** (-1.91)	YES	YES	0.394 8
分类②	0.038 2*** (6.90)	-0.011 7*** (-2.69)	YES	YES	0.311 8
分类③	0.032 4*** (4.64)	-0.008 1*** (-3.53)	YES	YES	0.738 9
分类④	0.034 8*** (7.66)	0.000 7(0.15)	YES	YES	0.232 2
分类⑤	0.044 5*** (6.64)	-0.010 3* (-1.96)	YES	YES	0.250 7
分类⑦	0.032 9*** (8.29)	-0.007 8(-1.02)	YES	YES	0.274 0
分类⑧	0.029 3*** (5.75)	-0.029 6*** (-4.30)	YES	YES	0.240 4

表 8 分行业第二个双重差分模型的实证结果(检验目标 T+0)

行业	常数项	β	Time _{fixed_effect}	Firm _{fixed_effect}	R ²
分类①	0.030 7*** (11.18)	0.006 7*** (4.65)	YES	YES	0.729 1
分类②	0.028 4*** (19.51)	0.010 8*** (12.38)	YES	YES	0.758 9
分类③	0.035 7*** (13.64)	0.009 0*** (4.75)	YES	YES	0.806 9
分类④	0.026 7*** (11.10)	0.009 6*** (7.65)	YES	YES	0.707 8
分类⑤	0.034 8*** (18.06)	0.008 5*** (8.13)	YES	YES	0.733 8
分类⑥	0.028 2*** (15.96)	0.011 0*** (5.83)	YES	YES	0.918 8
分类⑦	0.035 5*** (2.56)	0.006 5(1.43)	YES	YES	0.603 4
分类⑧	0.033 3*** (19.17)	0.009 1*** (18.50)	YES	YES	0.665 6
分类⑨	0.029 2*** (4.60)	0.012 1*** (4.75)	YES	YES	0.859 6
分类⑩	0.030 9*** (4.47)	0.007 9(1.40)	YES	YES	0.679 8

由表 7 可以看出,不同行业对 T+1 回转制度的反应几乎相同,并与总体检验结果一致。交互项系数 β 在个体固定效应模型回归检验中大多显著为负,显著性水平为 1%~10%,只有行业 4 和行业 7 不显著。表明 T+1 回转交易制度的实施降低了我国大部分行业在 A 股市场的股价特质性波动,但交通行业与信息行业不确定。由表 8 得出,除了行业 7 和行业 10 不显著外,大多数行业的交互项系数 β 在双向固定效应模型回归检验中显著为正,显著性水平为 1%。说明 T+0 回转交易制度的实施增加了我国大部分行业在 B 股市场的股价特质性波动,但信息行业与租赁行

业不确定。

由此可见,除了交通、信息、租赁行业对回转交易制度不敏感之外,其余行业都表现出极其相似的结果,即 T+1 回转交易制度会使得股价特质性波动降低,起到稳定市场的作用,而 T+0 回转交易制度会使得股价特质性波动增高,进一步印证总体实证结论。

五、结 论

基于回转交易制度变更的两次准自然实验,结合 A/B 股票市场总体和分行业数据,采用 FF5

模型和 DMYZ 模型计算股价特质性波动并构建两个双重差分模型,检验 T+1 与 T+0 回转交易制度分别对股价特质性波动的影响作用。结果表明:第一,在 T+0 回转交易制度下,A 股的股价特质性波动明显小于 B 股,在 T+1 回转交易制度下两者趋同;第二,对第一个双重差分模型进行个体固定效应回归检验,在控制了个体效应之后,发现实验组虚拟变量与实验期识别变量的交互项系数显著为负,表明 T+1 回转交易制度降低了股价特质性波动;第三,在控制个体效应和时间效应的情况下,对第二个双重差分模型进行双向固定效应回归检验,发现交互系数显著为正,表明 T+0 回转交易制度提高了股价的特质性波动;第四,将行业分为 10 个类别进一步检验发现,除了交通、信息和租赁行业之外,其余行业对不同回转交易制度的反应与总体一致。此结论说明,对于现阶段我国股票市场的情况而言,T+1 回转交易制度仍能起到很好的稳定市场的作用,不应贸然全面放开回转交易制度。

参考文献:

[1] Roll R W. R-squared[J]. Journal of Finance, 1988(4): 2697 - 2713.

[2] 肖浩. 公司财务信息透明度、内部人交易和股价特质性波动[J]. 中央财经大学学报, 2015(11):62 - 74.

[3] 金浩,姚臻. 异常波动时期融资融券对股价特质性波动的影响研究[J]. 天津大学学报(社会科学版), 2018,20(1): 31 - 35.

[4] Brandt M W,Brav A,Graham J R,et al. The Idiosyncratic Volatility Puzzle: Time Trend or Speculative Episodes? [J]. Review of Financial Studies, 2010,23(2):863 - 899.

[5] Tobin J. Asset Accumulation and Economic Activity: Reflections on Contemporary Macroeconomic Theory [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1982:134 - 138.

[6] 张明哲,陶锐,刘艳丽. 特质信息含量对股价波动性影响的实证研究[J]. 金融发展研究, 2013(9):65 - 68.

[7] Haggard K S, Martin X, Pereira R. Does Voluntary Disclosure Improve Stock Price Informativeness? [J]. Financial Management, 2008(4):747 - 768.

[8] 夏卿,赵红岩. 我国上市公司定向增发对股价特质性波动的影响研究[J]. 时代金融, 2018(3):138 - 140.

[9] Xu Yexiao, Malkiel B G. Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility[J]. The Journal of Business, 2003 (4):613 - 645.

[10] 虞文微,赵丽君. 异质信念、卖空机制与“特质波动率之谜”——基于 2 698 家中国 A 股上市公司的证据[J]. 财经科学, 2017(2):38 - 50.

[11] 熊熊,孟永强,李冉,等. 特质波动率与股票收益——基于 Fama-French 五因子模型的研究[J]. 系统科学与数学, 2017(7):1595 - 1604.

[12] 李竹薇,史永东,于森,等. 中国股票市场特质波动率异象及成因[J]. 系统工程, 2014(6):1 - 7.

[13] 张宇飞. 公司治理和特质性波动率的信息含量:中国证券市场的证据[J]. 江西社会科学, 2013(2):44 - 47.

[14] 吴昊旻,谭伟荣,杨兴全. 公司治理环境、产品市场竞争与股票特质性风险[J]. 会计论坛, 2014(2):102 - 118.

[15] Kyröläinen P. Day Trading and Stock Price Volatility[J]. Journal of Economics and Finance, 2008,32(1):75 - 89.

[16] Chung J M,Choe H,Kho B C. The Impact of Day-trading on Volatility and Liquidity [J]. Asia-Pacific Journal of Financial Studies, 2009,38(2):237 - 275.

[17] Guo Ming, Li Zhan, Tu Zhiyong. A Unique “T + 1 Trading Rule” in China: Theory and Evidence[J]. Journal of Banking & Finance, 2012(2):575 - 583.

[18] 刘逊,叶武. 日内回转交易的市场效果:基于上海证券市场的实证研究[J]. 新金融, 2008(3):38 - 42.

[19] 成微,善存,邱菀华. 回转交易制度对股票市场质量的影响[J]. 系统工程理论与实践, 2011,31(8):1409 - 1418.

[20] 葛勇,叶德磊. “T+1”交易对中国股市波动性的影响——基于 1992—2008 年时间序列数据的实证分析[J]. 经济论坛, 2009(3):45 - 48.

[21] 张艳磊,秦芳,吴旻,等. 股票市场需要恢复 T+0 交易吗? ——基于 A+B 股的实证研究[J]. 投资研究, 2014(8): 139 - 155.

[22] Fama E F,French K R. A Five-factor Asset Pricing Model [J]. Journal of Financial Economics, 2013,11(1):1 - 22.

[23] Durnev A,Morck R,Yeung B,et al. Does Greater Firm-specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing? [J]. Journal of Accounting Research, 2003,41(5):797 - 836.

[24] 唐齐鸣,刘亚清. 市场分割下 A、B 股成交量、收益率与波动率之间关系的 SVAR 分析[J]. 金融研究, 2008(2):113 - 126.

[25] 朱云,吴文锋,吴冲锋,等. 市场分割下的股价微观行为及其行为金融学解释[J]. 系统工程理论与实践, 2006,26 (10):24 - 29.

(责任编辑:王 薇)