

T+1交易制度、卖空约束和日度换手率效应*

薛冰 张兵 王婉菁

[摘要]本文从日度层面探究A股市场的换手率效应。受T+1交易制度和卖空约束的影响,当日买入股票的投资者无法进行卖出交易,认为股票价格被高估的悲观投资者也无法通过卖空交易参与股票交易,因此在A股市场中,换手率不仅衡量了当日交易中乐观投资者的交易活跃程度,同样也衡量了当日流通股中受T+1交易制度限制无法卖出的比例。根据换手率的这一性质,本文发现高换手率股票在当日有着更高的收益率。但是在下一交易日开盘时,由于投资者重新拥有卖出股票的权利,收益立即发生反转,高换手率股票在下一交易日的隔夜收益率更低。并且由于低隔夜收益率在收益率形成过程中占据主导作用,产生了A股市场日度层面的换手率效应:换手率与下一交易日预期收益具有负向关系。本文进一步对A+H交叉上市股票进行检验,发现A+H股在实行T+0交易制度、卖空约束较弱的香港市场,不存在日度层面的换手率效应。

关键词: 换手率 T+1交易制度 卖空约束

JEL分类号: G11 G12 G14

一、引言

换手率是股票市场中的重要指标,其衡量了股票累计交易量占总流通股数的比重,反映了股票交易的活跃程度。国内外学者将换手率广泛地应用于资产定价领域的研究。Blume et al.(1994)研究发现了股票价格与交易量之间存在显著的相关关系,在此之后,Datar et al.(1998)、Chordia et al.(2001)、李一红和吴世农(2003)、苏东蔚和麦元勋(2004)、张峥和刘力(2006)等学者进一步发现在周度和月度层面,换手率具有显著的定价能力;低换手率的股票相比于高换手率股票在未来往往能获得更高的预期收益。Barinov(2014)将换手率与预期收益之间的负向关系称为“换手率效应”(Turnover Effect)。

换手率效应作为在国内外股票市场中普遍存在的市场异象,引起了学者们的广泛关注,国内外学者对于换手率效应产生的原因进行了深入研究。基于传统金融理论的解释主要包括两种观点:其一是认为换手率反应了股票流动性,换手率低的股票流动性较差、风险较高,需要更高的收益补偿,因此换手率效应是流动性溢价的反映(Acharya and Pedersen, 2005; 黄峰和杨朝军, 2007; Johnson, 2008);另一个观点则从企业的不确定性入手,认为高换手率代表着企业的特质性风险,高特质风险会提高公司期权价值、降低总体风险,而资产的风险回报降低使得收益率降低(Barinov, 2014)。邢红卫和刘维奇(2018)认为换手率效应同时受流动性和不确定性两方面影响,较低水平的换手率包含了由于股票交易频率匮乏、可见度低的不确定性风险,较高水平的换手率则更多地包

* 薛冰,南京大学商学院,博士研究生;张兵(通讯作者),南京大学商学院,教授,博士生导师;王婉菁,南京大学商学院,博士研究生。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见和建议。

含了股票的流动性信息。

另一种对于换手率效应的解读基于行为金融的视角,从投资者异质信念这一角度进行分析。异质信念代表了异质性投资者对于股票所持有意见的分歧。卖空约束的存在使得预计股价将会下跌的投资者无法通过卖空交易表达对股价的判断,因此卖空约束限制了悲观者在股票价格形成中的参与,股票价格更可能反映乐观投资者的意见,导致股票价格被高估(Miller,1977)。卖空约束使得具有异质性信念的投资者对股票进行投机性交易,乐观投资者意见分歧的高波动导致了高换手率,也使得股价中的投机性泡沫部分占比更大(Scheinkman and Xiong,2003;张峥和刘力,2006)。因此在国内外的相关实证研究中,换手率作为异质信念的代理变量被广泛使用,异质信念与股票当期收益之间的显著正向关系也被进一步证实(陈国进等,2009;包锋和徐建国,2015;孟庆斌和黄清华,2018)。受卖空约束的影响,股票价格在当期主要由乐观投资者所决定,悲观投资者的私人信息因无法及时进入市场而慢慢累积,并随时间推移逐渐释放,使得投机性泡沫破裂,股票价格之后出现下跌(张峥和刘力,2006;陈国进和张贻军,2009;陈慰等,2018)。股价被高估后的修正过程形成了换手率效应。

由于卖空约束的存在,认为股价被高估的投资者无法通过卖空交易直接参与股票的交易过程,其所拥有的私人信息需要时间积累才能逐步释放,因此学者们基于异质信念角度对于换手率效应的研究主要基于月度层面。而本文则在将此基础上,将A股市场换手率效应拓展到日度层面,原因即在于A股市场交易所实行的独特的基础制度——T+1交易制度。

T+1交易制度和卖空约束二者的合力作用,进一步突出了换手率在当日交易中的异质信念衡量属性。虽然预期股价将会下跌且未持有股票的投资者无法通过卖空进行交易,但是在T+0交易制度下,当日买入股票的投资者如果认为股价已经超过了自己的预期,也可以在当日选择卖出。而在T+1交易制度下,不仅不持有股票的悲观投资者无法进行卖空交易,今日买入股票的投资者在购买股票后,也无法在当日卖出,因此随着交易的推进,空方力量被再次削弱,交易进一步被持乐观态度的投资者所主导。在T+1交易制度和卖空约束的作用下,当日股价更大程度由乐观投资者所决定,高换手率也进一步反映了乐观投资者的交易活跃程度,使得当日股价被高估。

T+1交易制度与卖空约束的双重作用,不仅提高了高换手率股票当日股价的被高估程度,同样也加快了次日收益发生反转的速度。在T+1交易制度的约束下,买卖双方的交易行为并不均衡,股票卖方在卖出股票后可以在同一交易日再次买入,而买方购买股票之后最快只能次日开盘卖出,买方买入的股票实质上成为了当日的“限售”股;加之A股市场较强的卖空约束,还券交易进行的股票买入交易占比极小,因此换手率便成为了当日流通股中受T+1交易制度限制无法卖出比例的衡量指标。在下一交易日开盘时,前一交易日购买股票的投资者对于被高估的股价重新拥有了表达态度的机会,因此高换手率转变成了下一交易日开盘时的抛售压力,使得其隔夜收益率更低。由于换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系在收益率形成过程中的主导作用,最终产生了A股市场的日度换手率效应:换手率高的股票,在下一交易日的收益率更低。这是本文对于A股市场日度换手率效应的理解。以同花顺公司推出的“昨日换手前十”指数为例,该指数于2016年6月3日正式推出,基点为1000点,而在2019年12月31日,这一指数仅为0.190点,区间跌幅达到了99.981%。昨日换手前十指数正是A股市场日度层面换手率效应的缩影。

本文的边际贡献在于:首先,基于A股市场独特的T+1交易制度和较强的卖空约束,对换手率进行了新的解读。换手率计算了当日股票交易量占总流通股数的比重,受T+1交易制度的影响,当日买入的股票在当天无法再进行卖出,因此换手率衡量了当日流通股中受T+1交易制度限制无法卖出的比例,这使T+1交易制度下换手率被赋予的新的涵义;其次,本文进一步沿用行为金融学的研究框架,从理论分析和实证研究的角度,探究在T+1交易制度和卖空约束的影响下,换

手率与股票当期和未来收益之间的关系。结果发现高换手率股票在当日有着更高的收益率,但是在下一交易日开盘时,高换手率股票的隔夜收益率更低,并且由于换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系在收益率形成中占据主导地位,导致A股市场存在日度层面的换手率效应。因此本文认为A股市场所实行的T+1交易制度和较强的卖空约束赋予了换手率在日度层面的定价能力,这既是对原有换手率定价能力研究的突破,同样也是对T+1交易制度研究的进一步深入。

本文之后的安排如下:第二部分是理论基础与研究假设,第三部分为变量定义和描述性统计结果,第四部分是本文的实证结果,第五部分是对A+H股的进一步检验,最后一部分是本文的结论。

二、理论基础与研究假设

(一)A股市场T+1交易制度和卖空约束的概述

与国际主要股票市场相比,A股市场具有一些独特的特征,例如A股市场是目前唯一实行T+1交易制度的股票市场。张兵和薛冰(2019)、Qiao and Dam(2020)对于T+1交易制度下的投资者行为进行了研究,研究发现T+1交易制度造成了股票交易的不对称性:在开盘时,从需求层面来看,由于股票的买方在当日无法卖出所购买的股票,需要承担日内价格波动的风险,所以此时股票的买入意愿不强;而从供给层面来看,由于受T+1交易制度的限制,投资者昨日购买的股票最早只能在本交易日出售,如果开盘时将股票卖出,资金即时到账,投资者又可以立即利用这些资金进行其他操作,因此卖出意愿强烈;反观在收盘阶段,如果此时买入股票,几乎不受T+1交易制度的约束,而如果此时卖出股票,投资者无法再在该交易日内进行其他操作,投资者只能承担该笔资金从当日收盘至下一交易日开盘的时间成本,因此收盘与开盘阶段刚好相反,此时买入需求强烈而卖出供给减弱。A股市场的隔夜收益率为负、日内收益率为正的现象也正是对该过程的反映。白颖睿等(2020)从适销性期权的角度,也对T+1交易制度下的负隔夜收益率进行了论证。

A股市场的另一特征在于存在较强的卖空约束。2010年3月起,融资融券开始试点,起初仅包含几十家券商类股票,而后标的逐渐扩容,至2019年底A股市场已有近半数股票为融资融券标的个股。但值得注意的是,虽然这一业务被称为融资融券,实际上融资业务和融券业务却表现出了“冰火两重天”的趋势。融资业务一直以来都倍受投资者青睐,根据数据显示,2019年融资买入额最大的股票为中国平安,买入额达1800亿元,而另一方面,融券交易在刚刚推出时采用T+0交易制度,在2015年8月4日变更为T+1交易制度,加之融券交易成本相对较高,融券交易表现出冷清的态势。自融券交易实施T+1交易以来,对于A股市场科创板以外的所有融资融券标的股票,日均融券卖空量占当日成交量的比例仅为0.057%,因此卖空机制在A股市场发挥的功能相对有限。

(二)理论分析与研究假设

投资者在同一时点对同一资产产生了不同的预期,形成了投资者的异质信念。在股票交易的过程中,对未来持乐观态度的投资者会买入并持有股票,但由于卖空约束的存在,对认为股票价格被高估的投资者却无法通过卖空交易反映对股价的判断,因此卖空约束限制了悲观者在股票价格形成中的参与,股票价格更可能反映乐观投资者的意见,导致股票价格被高估。

实际上在T+0交易制度下,股票市场的看涨投资者选择买入股票,虽然没有持有股票的悲观投资者无法进行卖空交易,但是当今日买入股票的投资者认为股票价格达到自己的预期时,他们可以选择将股票进行出售。而在T+1交易制度和卖空约束的双重作用下,不仅不持有股票的投资者

无法进行卖空交易,今日买入股票的投资者也无法在当日卖出,因此随着交易的推进,空方力量会被进一步削弱,股票价格进一步被更加乐观的投资者所主导,因此股价也被不断推高。换手率作为对股票交易量占总流通股数比重的衡量,直观地体现了投资者异质信念的程度,在T+1交易制度和卖空约束的双重影响下,高换手率进一步反映了异质信念投资者中乐观投资者的参与程度,高换手率的股票在当日的收益也会越高。

之后我们考察高换手率如何影响下一交易日的隔夜收益率。根据 Barber and Odean(2008)、Berkman et al.(2012)的研究结果,由于股票数量众多但中小投资者的精力有限,他们往往会在每个交易日开始交易前,下单买入前一交易日吸引注意力的股票,使得这些股票的隔夜收益率较高。而换手率代表了日内的交易活跃程度,高换手率往往就是日内交易最活跃的“明星股票”,自然也就是最吸引个人投资者注意力的股票,中小投资者在下一交易日开盘前的下单买入行为提高了这些股票的隔夜收益率。因此从投资者注意力这一角度进行分析,换手率越高的股票在下一交易日的隔夜收益率同样应当越高。

但是在T+1交易制度和卖空约束的作用下,注意力配置无法成为高换手率股票隔夜收益率的主导因素。作为异质信念衡量指标的换手率被赋予了新的含义:换手率衡量了流通股中由于T+1交易制度限制在当日买入无法卖出的比例。换手率越高,代表在第t日交易中被T+1交易制度限制卖出的股票所占流通股的份额越大。结合第t日交易中高换手率造成的股价高估,第t日高换手率的股票将在下一交易日中带来更高的抛售压力。而受T+1交易制度的影响,第t日购入股票无法卖出的投资者,最早只能在第t+1日开盘时进行卖出交易,因此在开盘时,对于第t日购入股票受限无法卖出的投资者,再次拥有了卖出股票、表达自己对股价看空态度的机会,从而第t+1日开盘时高换手率股票的抛售压力将会更高,对股价的负向影响也会超过投资者关注度对于隔夜收益率带来的正向影响。

另一方面,对于可以进行融券卖空交易的股票,卖空机制的存在使得换手率无法无偏差地衡量由于T+1交易制度限制在当日买入无法卖出的股票份额,原因在于当日的股票成交除了普通股票交易外,还包括还券买入量。还券交易因为无需后续的卖出操作,因此并不像普通的买入交易一样受T+1交易制度的卖出限制。因此在较强卖空约束的条件下,换手率可以准确衡量由于T+1交易制度限制在当日买入无法卖出的股票份额。

为了进一步直观地体现T+1交易制度和卖空约束作用下换手率与收益率之间的关系,我们将 Miller(1977)、Hong and Stein(2003)、陈国进和张贻军(2009)的模型进行拓展,通过数理模型分析进行探究。为便于本文的研究分析,我们提出如下假设:

(1)市场中只有一只股票可以进行投资,共有数量为 n 的流通股, n 为一个充分大的正整数,其在第 $t+1$ 日收盘时会发放永久性股利 D 。该股票实行T+1交易制度,且不存在卖空机制。除该股票外,市场中没有其他可进行投资的资产;

(2)所有投资者的效用函数均为常数绝对风险厌恶效用函数(CARA)形式,假定风险系数常数为1。每个投资者只能购买1单位股票,因此每个投资者 i 对于该股票的需求可以表示为:

$$Q_i(p_i) = I\{E_i(D) \geq p_i\} \quad (1)$$

其中小写的 p 代表任意价格,而之后我们使用大写的 P 代表均衡价格。 $I\{\cdot\}$ 为示性函数,当投资者对于股利的期望不小于当期股票价格时,投资者会购买1单位股票,反之则不会购买;

(3)股价由一个外部的拍卖者通过拍卖价由高到低的荷兰式拍卖方法决定;

(4)在第 $t-1$ 日临近收盘时,股票进行发售,市场中存在 $2n$ 名潜在投资者,为了方便标注,我们将其设定为第1组投资者。该组投资者对 D 的预期服从在区间 $[K, K+2V]$ 上的均匀分布,其中 V 衡量了投资者所获取信息的方差, $K+V$ 为所有投资者对其预期的均值。这些投资者中在第 $t-1$

日没有进行交易的部分,在第 t 日和 $t+1$ 日仍然是市场中的潜在投资者;

(5) 在第 t 日共有四个时点可以进行交易。其中第 1 个时点为开盘,第 4 个时点为临近收盘,其他两个时点在开盘和收盘之间。在第 t 日市场中出现了两组数量为 $2n$ 的投资者,我们将其分别标注为第 2 组和第 3 组投资者。这些投资者对于股利的预期分别服从在区间 $[K+H, K+H+2V]$ 和区间 $[K-H, K-H+2V]$ 上的均匀分布, H 代表了新的潜在投资者对于股利预期的异质信念程度,是模型中的唯一变量。可以看出,第 2 组投资者对于股利的预期更加乐观,第 3 组则相对悲观。不失一般性,我们不考虑市场极端情形,只考虑在每个交易日中三组投资者均会进行交易的情形,因此设定 $0 \leq \frac{H}{V} < \frac{1}{3}$ 。我们还设定第 2 组和第 3 组投资者中各有 $\frac{1}{2}n$ 位投资者将分别会在第 t 日的四个时点决定是否买入。所有在第 t 日没有持有股票的第 2 组和第 3 组投资者,在第 $t+1$ 日开盘时仍然是市场中的潜在投资者;

(6) 所有投资者对股利的预期都不会随时间发生变化。

根据 $\frac{H}{V}$ 的取值不同,即异质信念的程度不同,股票的均衡价格和成交量也会发生变化。在此我们以 $\frac{8}{27} \leq \frac{H}{V} < \frac{1}{3}$ 为例,探讨这一情形下的股票交易情况。

根据股价决定机制可知,在第 $t-1$ 日的交易中,股价由第 1 组投资者中对股价预期最乐观的 n 名投资者所决定,因此股价可以看作是从高到低第 n 名投资者的出价,根据次序统计量的定义,这一价格即为样本的次序统计量 $X_{(n+1)}$ 。根据均匀分布次序统计量的性质, $\frac{X_{(n+1)}}{2V} - K$ 服从参数为 $(n+1, n)$ 的 β 分布,由于 n 为充分大的正整数,因此此时的预期均衡收盘价为:

$$P_{t-1}^{Close} = E(X_{(n+1)}) = K + V \quad (2)$$

在第 t 日开盘时,股价由所有第 1 组投资者、 $\frac{1}{2}n$ 位第 2 组和 $\frac{1}{2}n$ 位第 3 组投资者共同决定,此时将所有 $3n$ 位投资者对于股利的预期进行排序,最终排名在前 n 位的投资者持有股票。由于第 2 组投资者对于股利的预期程度更高,因此对于股利预期的大于 $K+2V$ 的投资者一定会买入股票。这一部分投资者的期望数量为 $Prob(E_2(D) > K+2V) * \frac{1}{2}n$, 即 $\frac{Hn}{4V}$ 。

接下来我们计算在股利预期大于 $K+2V$ 的第 2 组投资者以外,第 1 组和第 2 组投资者中对于股利预期大于 $K-H+2V$, 即大于第 3 组投资者对于股利预期上限的投资者数量。这一部分投资者的期望数量为 $Prob(E_1(D) > K-H+2V) * 2n + Prob(K-H+2V < E_2(D) \leq K+2V) * \frac{1}{2}n$, 即 $\frac{5Hn}{4V}$,

$\frac{Hn}{4V} + \frac{5Hn}{4V} < n$, 所以此时股价将由所有股利预期不高于 $K-H+2V$ 的投资者中出价从高到低第 $n - \frac{3Hn}{2V}$ 位所决定。从股价决定机制可以看出,任何对于股利预期低于 $K-H+V$ 的投资者都不会买入

股票。因此我们可以将股价看作由 $\frac{3}{2}n$ 位对于股利预期服从 $[K-H+V, K-H+2V]$ 上的均匀分布,对股利预期从高到低第 $n - \frac{3Hn}{2V}$ 位所决定,即这一样本的次序统计量 $X_{(\frac{n}{2} + \frac{3Hn}{2V} + 1)}$ 的期望值。因此股票的均衡开盘价为:

$$P_t^{Open} = E(X_{(\frac{n}{2} + \frac{3Hn}{2V} + 1)}) = K + \frac{4}{3}V \quad (3)$$

可以看出,开盘阶段的交易量实际上就相当于第 $t-1$ 日成交者中预期股利低于开盘价的投资
者数量,因此开盘阶段的预期成交量为:

$$Volume_t^{Open} = Prob\left(K + V \leq E_1(D) < K + \frac{4}{3}V\right) * 2n = \frac{1}{3}n \quad (4)$$

而在第 t 日时点 2 时,受 $T+1$ 交易制度的限制,开盘时买入的股票无法进行卖出,此时就当
于有数量为 $n - \frac{1}{3}n$ 的流通股,沿用之前的分析思路,第 t 日时点 2 的均衡价格为:

$$P_t^2 = K + \frac{14}{9}V \quad (5)$$

时点 2 的预期成交量为:

$$Volume_t^2 = Prob\left(K + \frac{4}{3}V \leq E_1(D) < K + \frac{14}{9}V\right) * 2n = \frac{2}{9}n \quad (6)$$

从该结果易得 $P_t^2 > P_t^{Open}$,说明股票在时点 2 的价格已经超过了部分在第 t 日开盘时进行交
易的第 2 组投资者对于股利的预期程度。但是受 $T+1$ 交易制度和卖空约束的限制,他们无法将股票
进行卖出,因此股价被进一步推高。

在第 t 日时点 3 时,受 $T+1$ 交易制度的限制,此时就相当于有数量为 $n - \frac{1}{3}n - \frac{2}{9}n$ 的流通股。

在之前的分析中可以看出,对于股利预期的大于 $K+2V$ 的投资者数量为 $\frac{Hn}{4V}$,这些投资者以外对于
股利预期大于 $K-H+2V$ 的投资者数量为 $\frac{5Hn}{4V}$ 。在 $\frac{8}{27} \leq \frac{H}{V} < \frac{1}{3}$ 的情形下, $\frac{Hn}{4V} + \frac{5Hn}{4V} \leq n - \frac{1}{3}n - \frac{2}{9}n$,
这一结果说明在第 t 日的时点 3 时,受交易制度的约束,对股利预期相对悲观的第 3 组投资者已经
不会再买入股票,市场进一步被乐观投资者所主导。时点 3 的均衡价格和预期成交量分别为:

$$P_t^3 = K + \frac{74}{45}V + \frac{1}{5}H \quad (7)$$

$$Volume_t^3 = Prob\left(K + \frac{14}{9}V \leq E_1(D) < K + \frac{74}{45}V + \frac{1}{5}H\right) * 2n = \frac{4}{45}n + \frac{H}{5V}n \quad (8)$$

在第 t 日临近收盘时,沿用之前的分析思路,第 3 组投资者依旧不会参与股票交易,收盘时的
均衡价格为:

$$P_t^{Close} = K + \frac{386}{225}V + \frac{9}{25}H \quad (9)$$

从以上的股价走势看出,虽然每个时点出现的投资者数量相同且他们的异质信念程度相同,但
是受 $T+1$ 交易制度和卖空约束的限制,在 $\frac{8}{27} \leq \frac{H}{V} < \frac{1}{3}$ 这一情形下,随着交易的推进,对股利预期相
对悲观的投资者逐渐退出市场的交易,股价由于受乐观投资者所主导而被进一步推高。

第 t 日该股票的交易量和换手率分别为:

$$Volume_t = \frac{161}{225}n + \frac{9H}{25V}n \quad (10)$$

$$Turn_t = \frac{161}{225} + \frac{9H}{25V} \quad (11)$$

从式(11)中可以看出,异质信念程度更高时,交易更加活跃,股票换手率更高。

而第 t 日的收盘价和收益率可以表示为:

$$P_t^{Close} = K + \frac{386}{225}V + \frac{9}{25}H = K + V * Turn_t \quad (12)$$

$$Return_t = \ln(P_t^{Close}) - \ln(P_{t-1}^{Close}) = \ln\left(\frac{K + V * Turn_t}{K + V}\right) \quad (13)$$

可以看出,在 T+1 交易制度和卖空约束的影响下,当日的收益率随换手率的提高而升高。

在第 t+1 日开盘时,第 t 日所有进行买入交易的股票都可以卖出,因此对于第 2 组投资者中在第 t 日买入股票且对股利预期低于第 t 日收盘价的投资者,倾向于在开盘时卖出股票。在这种情况下,第 t+1 日开盘时的均衡价格相当于对所有的流通股重新进行拍卖,所有投资者中对股利预期最高的 n 位投资者可以购入股票。第 t+1 日开盘时的均衡价格为:

$$P_{t+1}^{Open} = K + \frac{5}{3}V \quad (14)$$

股票在第 t+1 日的隔夜收益率可以表示为:

$$Overnight_{t+1} = \ln(P_{t+1}^{Open}) - \ln(P_t^{Close}) = \ln\left(K + \frac{5}{3}V\right) - \ln\left(K + \frac{386}{225}V + \frac{9}{25}H\right) < 0 \quad (15)$$

因此在股票“限售解禁”后认为股价达到自己预期的投资者会出售股票,使得隔夜收益率为负。且易得 $\frac{dOvernight_{t+1}}{dTurn_t} < 0$,说明第 t 日的换手率越高,则下一交易日的隔夜收益率越低。

表 1 和表 2 分别列示了在 $\frac{H}{V}$ 不同的取值情形下股票的均衡价格以及收益率与换手率之间的关系。

表 1 $\frac{H}{V}$ 不同取值情形下股票的均衡价格

| | P_{t-1}^{Close} | P_t^{Open} | P_t^2 | P_t^3 | P_t^{Close} | P_{t+1}^{Open} |
|---|-------------------|--------------------|---------------------|-------------------------------------|--|--------------------|
| $0 \leq \frac{H}{V} < \frac{16}{81}$ | $K + V$ | $K + \frac{4}{3}V$ | $K + \frac{14}{9}V$ | $K + \frac{46}{27}V$ | $K + \frac{146}{81}V$ | $K + \frac{5}{3}V$ |
| $\frac{16}{81} \leq \frac{H}{V} < \frac{8}{27}$ | $K + V$ | $K + \frac{4}{3}V$ | $K + \frac{14}{9}V$ | $K + \frac{46}{27}V$ | $K + \frac{238}{135}V + \frac{1}{5}H$ | $K + \frac{5}{3}V$ |
| $\frac{8}{27} \leq \frac{H}{V} < \frac{1}{3}$ | $K + V$ | $K + \frac{4}{3}V$ | $K + \frac{14}{9}V$ | $K + \frac{74}{45}V + \frac{1}{5}H$ | $K + \frac{386}{225}V + \frac{9}{25}H$ | $K + \frac{5}{3}V$ |

表 2 $\frac{H}{V}$ 不同取值情形下收益率与换手率之间的关系

| | $Return_t$ | $\frac{dReturn_t}{dTurn_t}$ | $Overnight_{t+1}$ | $\frac{dOvernight_{t+1}}{dTurn_t}$ |
|---|------------|-----------------------------|-------------------|------------------------------------|
| $0 \leq \frac{H}{V} < \frac{16}{81}$ | >0 | $Return_t, Turn_t$ 为常数 | <0 | $Overnight_{t+1}, Turn_t$ 为常数 |
| $\frac{16}{81} \leq \frac{H}{V} < \frac{8}{27}$ | >0 | >0 | <0 | <0 |
| $\frac{8}{27} \leq \frac{H}{V} < \frac{1}{3}$ | >0 | >0 | <0 | <0 |

本文的理论分析假设第 t 日存在四个可交易时点。在实际交易中,交易时间具有连续性,当日换手率与本交易日收益率之间的正向关系,与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系都会更加显著。基于以上的理论分析,我们提出如下待检验假设:

H1:在 A 股市场,当日换手率高的股票,下一交易日的隔夜收益率更低。

换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系作为 A 股市场的独特现象,对于下一交易日整体收益的形成也有着重要的作用。为了进一步检验换手率与隔夜收益率之间的负向关系是由 T+1 交易制度和卖空约束所引起,本文也将通过实证检验的方法进行验证。由于换手率衡量了 T+1 交易制度约束下受限无法卖出股票的比例,如果当日交易股票的每股卖出压力越大,那么在换手率越高的情况下,第 t 日卖出受限比例越高,第 t+1 日开盘时也应当会有更高的抛售压力。

当卖空约束减弱时,认为股价被高估的交易者也将有机会通过进行卖空交易参与到市场的交易活动中,减弱股票当日交易中的潜在被高估程度,此外由于卖空交易进行的还券交易无需后续的卖出操作,并不像普通的买入交易一样受 T+1 交易制度的卖出限制,此时换手率也将高于实际受 T+1 交易制度下的“限售股”比例。结合以上分析,本文提出如下待假设检验:

H2a:对于第 t 日每股卖出压力大的股票,换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系更为明显;

H2b:对于卖空约束强的股票,换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系更为明显。

在 T+1 交易制度的影响下,买卖双方权利存在不对等,高换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系一方面直观地反映了 T+1 交易制度下开盘时更强的抛售压力,同样也可以让第 t 日存在高估的股价在第 t+1 日开盘时进一步回归正常水平,使投资者的交易行为趋于理性。因此受高换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系影响,本文提出如下待检验假设:

H3:A 股市场存在日度换手率效应,即当日换手率高的股票,下一交易日的收益率更低。

三、变量定义与描述性统计

(一)变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量包括隔夜收益率 (*Overnight*) 和日收益率 (*Return*), 收益率的相关计算均是经过股利调整后的数据。参考 Berkman et al.(2012)的计算方法,本文使用股票价格的对数形式计算日收益率、隔夜收益率和日内收益率,股票 *i* 在第 *t* 日收益率的具体计算方式如下:

$$Return_{i,t} = \ln(Close_{i,t}/Close_{i,t-1}) \quad (16)$$

$$Overnight_{i,t} = \ln(Open_{i,t}/Close_{i,t-1}) \quad (17)$$

$$Intraday_{i,t} = \ln(Close_{i,t}/Open_{i,t}) \quad (18)$$

在对数形式收益率的计算方式下, $Return_{i,t} = Overnight_{i,t} + Intraday_{i,t}$ 。

2. 解释变量

本文的解释变量为股票换手率 (*Turn*), 即股票日累计交易量占总流通股数的比重。

3. 主要控制变量

由于换手率可能包含了流动性和企业不确定性的相关信息,因此本文对于股票日度层面的流动性和不确定性加以控制。在流动性衡量方面,张峥等(2014)研究发现,Amihud 非流动性指标从市场冲击角度度量了股票的流动性,是日度层面流动性衡量的最优指标之一,因此本文使用该指标 (*Illiq*) 对日度流动性进行衡量,计算方法为日收益率的绝对值除以当日的成交金额,其中成交额以亿元为单位。在不确定性衡量方面,之前学者主要从股票收益波动和企业经营情况波动这两个角度进行衡量。本文从股票收益波动角度,使用日振幅 (*Vol*) 指标作为不确定性的衡量对日度层面的不确定性加以控制,计算方法为股票日最高价与最低价的对数差值。

此外在 H2a 假设的实证检验中,需要衡量第 t 日所有被买入股票的每股卖出压力,本文将采用

两种方法对其进行测度。

本文参照 Grinblatt and Han(2005)的思路,基于处置效应理论,计算这些股票的平均参考点和潜在资本利得。在这种短期交易中,最合理的参考点选择即为盈亏平衡点,而对第 t 日的交易而言,股票 i 的所有交易者在该日的平均成本为该股在本日的成交均价,所以对于第 t 日股票 i 的全部交易,其平均盈亏平衡点即为其在本日的成交均价。因此股票 i 在第 t 日收盘时,在该交易日所有被交易股票的平均潜在资本利得可以表示为:

$$MeanCGO_{i,t} = \ln(Close_{i,t}) - \ln\left(\frac{Amount_{i,t}}{Volume_{i,t}}\right) \quad (19)$$

其中 $Close_{i,t}$ 、 $Amount_{i,t}$ 和 $Volume_{i,t}$ 分别代表股票 i 在第 t 日的收盘价、成交金额和成交量。 $MeanCGO_{i,t}$ 的直观解释是在第 t 日收盘时当日所有交易股票的每股平均收益率,它衡量了在第 t 日收盘时当日交易的所有股票的平均收益情况,即当日受 T+1 交易制度限制无法卖出股票的每股收益情况。当平均潜在资本利得为负时,考虑到处置效应的影响,投资者很有可能选择继续持有而不会在下一交易日开盘时立即卖出,但另一方面,部分短线投资者可能又出于止损等投资规则的要求选择立即卖出,因此 $MeanCGO_{i,t}$ 为负时,无法简单推断投资者的抛售倾向。为避免这些情形的影响,本文只保留计算出的 $MeanCGO_{i,t}$ 的非负值部分,将负值部分剔除出样本。

另一种考量是用从第 t 日当日投资者购买的股票所能获得的最高潜在资本利得进行衡量,公式可以表示为:

$$MaxCGO_{i,t} = \ln(Close_{i,t}) - \ln(Min_{i,t}) \quad (20)$$

其中 $Close_{i,t}$ 和 $Min_{i,t}$ 分别代表股票 i 在第 t 日的收盘价和最低价。 $MaxCGO_{i,t}$ 的直观解释是在第 t 日收盘时当日所有交易股票的每股最高收益率,这种思路在于使用某只个股在第 t 日所能获得的最高潜在资本利得来衡量在第 t 日收盘时当日受 T+1 交易制度限制无法卖出股票的最高潜在收益,这一指标越高,说明该日进行交易的股票在收盘时拥有更广的收益区间,根据处置效应在下一交易日开盘时也就有更强的动机进行出售。

4. 其他控制变量

本文在研究中也将其他在日度层面对股票横截面收益产生影响的因素加以控制,包括日度层面的流通市值对数值($Size$)、账面市值比(BM)和收盘价对数值($ClosePrice$)。本文所有变量具体定义如表3所示。

表3 变量名称、定义及计算方法

| 变量名称 | 变量定义 | 计算方法 |
|--------------|----------|---------------------------|
| $Turn$ | 换手率 | 成交量除以流通股本 |
| $Return$ | 日收益率 | 本交易日收盘价与前一交易日收盘价的对数差值 |
| $Overnight$ | 隔夜收益率 | 本交易日开盘价与前一交易日收盘价的对数差值 |
| $Intraday$ | 日内收益率 | 本交易日收盘价与本交易日开盘价的对数差值 |
| $Illiq$ | 非流动性 | 日收益率的绝对值除以当日的成交金额 |
| Vol | 振幅 | 本交易日最高价与本交易日最低价的对数差值 |
| $Size$ | 流通市值 | 流通市值(单位:亿元)的对数值 |
| $ClosePrice$ | 收盘价 | 收盘价的对数值 |
| BM | 账面市值比 | 市净率的倒数 |
| $MeanCGO$ | 平均潜在资本利得 | 本交易日收盘价与成交均价的对数差值(仅保留非负值) |

| 变量名称 | 变量定义 | 计算方法 |
|---------------|------------|---------------------------|
| <i>MaxCGO</i> | 日内最高潜在资本利得 | 本交易日收盘价与最低价的对数差值 |
| <i>Margin</i> | 融资融券标的虚拟变量 | 当个股为科创板以外融资融券标的时设置为1,否则为0 |
| <i>STAR</i> | 科创板股票虚拟变量 | 当个股为科创板上市公司时设置为1,否则为0 |

(二)描述性统计

本文选取2011年1月1日至2019年12月31日间共计2189个交易日的A股市场科创板以外的个股交易数据作为研究对象。由于风险警示板块(ST、*ST和PT)股票在交易规则、信息披露等方面与其他上市公司股票有很大的不同,因此本文在样本选择中剔除退市风险警示板块。此外,为避免新股上市对实证研究结果的影响,本文剔除新股上市50个交易日内的数据。本文所使用的开盘价(*Open*)、收盘价(*Close*)均是经过股利调整后的数据。本文所使用的股票交易数据来自于Wind数据库,无风险收益率、A股市场三因子数据、五因子数据均来自CSMAR数据库。由于本文探究日度层面的换手率效应,而A股市场采取涨跌停板制度,个股在收盘触及涨跌停板时,当天的换手率和收益率数据并不能对公开信息进行全面、充分地反映。因此在实证研究中,本文剔除收盘时触及涨跌停板的个股数据。由于收盘时触及涨跌停板数量的股票往往很少^①,所以剔除第*t*日收盘触及涨跌停板的股票与不剔除相比结果并没有显著差异。

表4 描述性统计结果

| | 平均值 | 标准差 | 25%分位数 | 中位数 | 75%分位数 | 观测值 |
|-------------------|---------|--------|----------|---------|---------|---------|
| <i>Turn</i> | 2.520% | 0.035 | 0.674% | 1.397% | 2.967% | 5259439 |
| <i>Return</i> | -0.411‰ | 0.026 | -13.501‰ | 0 | 13.164‰ | 5259439 |
| <i>Overnight</i> | -1.468‰ | 0.011 | -5.249‰ | 0 | 2.454‰ | 5259439 |
| <i>Intraday</i> | 1.057‰ | 0.025 | -11.947‰ | 1.245‰ | 13.938‰ | 5259439 |
| <i>Illiq</i> | 47.061 | 86.372 | 7.068 | 20.335 | 51.953 | 5240463 |
| <i>Vol</i> | 37.359‰ | 0.023 | 21.365‰ | 31.102‰ | 46.366‰ | 5240463 |
| <i>Size</i> | 3.771 | 1.161 | 3.005 | 3.678 | 4.413 | 5240463 |
| <i>ClosePrice</i> | 2.486 | 0.727 | 1.973 | 2.453 | 2.950 | 5240463 |
| <i>BM</i> | 0.387 | 0.262 | 0.198 | 0.327 | 0.509 | 5240463 |
| <i>MeanCGO</i> | 8.495‰ | 0.009 | 2.699‰ | 5.860‰ | 11.037‰ | 2888739 |
| <i>MaxCGO</i> | 19.032‰ | 0.018 | 6.459‰ | 13.737‰ | 25.662‰ | 5240463 |

表4是样本区间中所有非虚拟变量的描述性统计结果。从表4的结果可以看出,A股市场个股的平均日换手率为2.52%,而中位数为1.40%小于均值,说明换手率存在明显的右偏现象。此外A股市场个股的平均隔夜收益率为-1.47‰,日内收益率为1.06‰,二者的符号相反,这一结果也与张兵和薛冰(2019)、Qiao and Dam(2020)的结果相符。在隔夜收益率和日内收益率的共同作用下,A股市场个股的平均日收益率为-0.41‰,约为负的4基点。

^① 在样本区间中,平均每日收盘时触及涨跌停板的股票占比为2.05%,其中触及涨停板的股票占比为1.28%,触及跌停板的股票占比为0.77%。在附表1中,本文也报告了不剔除涨跌停样本的检验结果。

四、实证结果

(一) 高换手率与股价当期高估

在第二部分的理论分析中, 本文将 Miller (1977)、Hong and Stein (2003)、陈国进和张贻军 (2009) 的模型进行拓展, 探究了换手率与股票当期、未来收益之间的关系。本文理论分析的结果表明, 在 T+1 交易制度和卖空约束的影响下, 高换手率进一步反映了异质信念投资者中乐观投资者的参与程度, 高换手率的股票在当日的收益也会越高。与理论分析相对应, 在探究本文的研究假设前, 本文首先对于换手率与股票当期收益之间的关系进行探讨。

首先通过构造投资组合的方法, 探究换手率与股票当期收益之间的关系。在每个交易日收盘时, 按照个股当日的换手率, 将有效样本分为 10 组, 对比不同组合在当日的等权收益率是否存在差异。表 5 展示了换手率与当日收益率之间的单分组检验结果。从表 5 中可以看出, 换手率与股票当日收益率总体呈现出单调递增的趋势: 在换手率较低的第 1、2、3 组, 收益率基本相同, 而从第 4 组开始, 随着换手率的提高, 股票收益率表现出了明显的上升趋势。

表 5 换手率与当日收益率的单分组检验结果

| 按第 t 日换手率分组 | t 日收益率 (%) |
|-------------|------------|
| 1(最低) | -1.821 |
| 2 | -1.927 |
| 3 | -1.896 |
| 4 | -1.751 |
| 5 | -1.507 |
| 6 | -1.223 |
| 7 | -0.726 |
| 8 | -0.072 |
| 9 | 0.931 |
| 10(最高) | 3.785 |
| 1-10 | -5.606 |
| t 值 | -20.77 |

之后本文通过 Fama-MacBeth 回归方法, 探究换手率对当日股票收益的影响。回归方程如下:

$$Return_{i,t} = \alpha + \beta Turn_{i,t} + \gamma Controls_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (21)$$

在不影响回归结果的前提下, 为使回归系数更加直观, 在本文所有回归方程中, 日收益率、隔夜收益率、日内收益率、日振幅、平均潜在资本利得、日内最高潜在资本利得等基于股票收益的变量均以 % 为单位, 换手率水平值以 % 为单位。Fama-MacBeth 回归结果如表 6 所示。从表 6 中可以看出, 在加入控制变量后, 换手率水平值的回归系数为 1.369, 在 1% 的水平显著, 说明控制其他变量不变, 个股换手率提高 1% 会使本交易日的收益率平均提高 1.369%。这一结果也说明, 换手率高的股票在当日的收益率也更高。

表6 换手率与当日收益率的 Fama-MacBeth 回归结果

| 被解释变量: $Return_{i,t}$ | (1) | (2) |
|-----------------------|---------------------|----------------------|
| $Turn_{i,t}$ | 0.615*** (0.050) | 1.369*** (0.090) |
| $Illiq_{i,t-1}$ | | 0.073*** (0.007) |
| $Vol_{i,t-1}$ | | -0.156*** (0.010) |
| i_{t-1} | | 1.548*** (0.115) |
| $BM_{i,t-1}$ | | 1.246*** (0.267) |
| $ClosePrice_{i,t-1}$ | | 0.184*** (0.027) |
| Constant | -2.360** (0.401) | -7.095*** (0.751) |
| 样本观测值 | 5259439 | 5140471 |
| R^2 | 0.033 | 0.098 |

注:括号内为 Newey-West 标准差,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

(二) 高换手率与下一交易日隔夜收益率

在研究了换手率与股票当期收益率之间的关系后,根据本文的理论分析和研究假设,本文进一步探究换手率与下一交易日隔夜收益率之间的关系。首先构造投资组合进行分析。与表5中所使用的方法类似,在每个交易日收盘时,按照个股当日的换手率,将有效样本分为10组,对比不同组合在下一交易日的等权隔夜收益率是否存在差异。结果如表7和图1所示。单变量分组结果表明,根据换手率将所有股票分为10组,换手率最高的投资组合,下一交易日的隔夜收益率在所有投资组合中最低,为-6.019%,而换手率最低组合在下一交易日的隔夜收益率最高,为-0.536%,换手率与下一交易日隔夜收益率之间具有显著的单调性。

表7 换手率与下一交易日隔夜收益率的单分组检验结果

| 按第 t 日换手率分组 | t + 1 日隔夜收益率(%) |
|-------------|-----------------|
| 1(最低) | -0.536 |
| 2 | -0.628 |
| 3 | -0.723 |
| 4 | -0.903 |
| 5 | -1.064 |
| 6 | -1.254 |
| 7 | -1.586 |
| 8 | -2.028 |

| 按第 t 日换手率分组 | t + 1 日隔夜收益率 (%) |
|-------------|------------------|
| 9 | -2.894 |
| 10(最高) | -6.019 |
| 1 - 10 | 5.483 |
| t 值 | 56.02 |

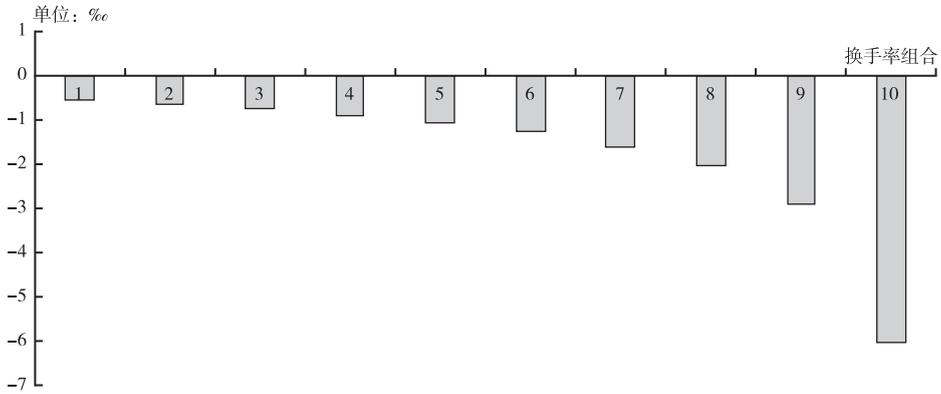


图 1 不同换手率组合的下一交易日平均隔夜收益率

进一步采用 Fama-MacBeth 回归方法,探究换手率对下一交易日股票收益的影响。回归方程如下:

$$Overnight_{i,t+1} = \alpha + \beta Turn_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (22)$$

回归结果如表 8 所示。从表 8 中可以看出,在加入控制变量后,换手率水平值的回归系数为 -0.363,在 1% 的水平显著,说明控制其他变量不变,个股换手率提高 1% 会使下一交易日的隔夜收益率平均降低 0.363%。这一结果与表 7 的单分组检验结果,共同验证了本文的假设 1。

表 8 换手率与下一交易日隔夜收益率的 Fama-MacBeth 回归结果

| 被解释变量: $Overnight_{i,t+1}$ | (1) | (2) |
|----------------------------|----------------------|----------------------|
| $Turn_{i,t}$ | -0.589*** (0.037) | -0.363*** (0.024) |
| $Illiq_{i,t}$ | | -0.068 (0.015) |
| $Vol_{i,t}$ | | -0.075*** (0.005) |
| i,t | | -0.089*** (0.020) |
| $BM_{i,t}$ | | -0.527*** (0.075) |
| $ClosePrice_{i,t}$ | | 0.223*** (0.016) |

| 被解释变量: $Overnight_{i,t+1}$ | (1) | (2) |
|----------------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Constant</i> | -0.297 ** (0.129) | 1.499 *** (0.186) |
| 样本观测值 | 5145698 | 5140471 |
| R^2 | 0.060 | 0.097 |

注:括号内为 Newey-West 标准差,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

Barber and Odean(2008)、Berkman et al.(2012) 通过对美国股票市场的研究,发现吸引投资者注意力的股票在下一交易日中往往有很高的隔夜收益率,因此开盘时买入将会带来较大的成本。但是在 A 股市场,对于高换手率的“明星股票”,其在下一交易日的隔夜收益率却显现出了与之截然相反的规律。在本文的理论分析部分,将其归因于 T + 1 交易制度与卖空约束的作用。本文也将通过实证研究对假设 H2a 和 H2b 加以验证。

为探究 T + 1 交易制度对换手率与隔夜收益率之间负向关系的影响,即对假设 H2a 进行实证研究,本文构建如下的回归模型进行分析:

$$Overnight_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Turn_{i,t} + \beta_2 MeanCGO_{i,t} + \beta_3 Turn_{i,t} * MeanCGO_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (23)$$

$$Overnight_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Turn_{i,t} + \beta_2 MaxCGO_{i,t} + \beta_3 Turn_{i,t} * MaxCGO_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (24)$$

由于 A 股市场存在着隔夜收益率与换手率之间的显著负向关系,因此在两个回归方程中, β_1 的负号均显著为负。而 $MeanCGO_{i,t}$ 、 $MaxCGO_{i,t}$ 分别衡量了单位比例股票的收益情况,反映了第 t 日所有被买入股票的每股卖出压力,因此 β_2 的系数也显著为负。如果由于 T + 1 交易制度导致了换手率与隔夜收益率之间的负向关系,当第 t 日购买的股票的每股卖出压力相同时(即在控制 $MeanCGO_{i,t}$ 或 $MaxCGO_{i,t}$ 相同时),该股票在第 t 日有着更高的换手率,即在单位比例股票卖出压力相同时,被限制的数量比例更高,隔夜收益率也应更低。因此换手率与每股卖出压力的交乘项是回归方程中的关键变量,如果 β_3 系数显著为负,说明 T + 1 交易制度造成了 A 股市场换手率与隔夜收益率之间的负向关系。虽然 A 股市场除科创板以外的融资融券标的股票的融券卖空量占比极小,但为使检验结果更加稳健,在全样本回归外,我们也在非融资融券标的的样本中进行回归加以验证,以进一步考察不存在卖空机制时 T + 1 交易制度是否对于换手率效应带来影响。

表 9 换手率、每股卖出压力与隔夜收益率的 Fama-MacBeth 回归结果

| 被解释变量: $Overnight_{i,t+1}$ | 全样本 | | 非融资融券标的 | |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $Turn_{i,t}$ | -0.210 *** (0.021) | -0.302 *** (0.022) | -0.229 *** (0.026) | -0.346 *** (0.042) |
| $MeanCGO_{i,t}$ | -0.103 *** (0.008) | | -0.103 *** (0.011) | |
| $Turn_{i,t} * MeanCGO_{i,t}$ | | -0.006 *** (0.001) | -0.005 *** (0.001) | |

续表

| 被解释变量: $Overnight_{i,t+1}$ | 全样本 | | 非融资融券标的 | |
|-----------------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $MaxCGO_{i,t}$ | | -0.321*** (0.003) | | -0.031*** (0.003) |
| $Turn_{i,t} * MaxCGO_{i,t}$ | | -0.0016*** (-0.0002) | | -0.0013*** (0.0002) |
| $Illiq_{i,t}$ | 0.011*** (0.003) | -0.003 (0.010) | 0.010 (0.007) | -0.006 (0.013) |
| $Vol_{i,t}$ | -0.066*** (0.004) | -0.059*** (0.004) | -0.063*** (0.005) | -0.060*** (0.004) |
| i,t | -0.041 (0.031) | -0.079*** (0.018) | -0.195*** (0.062) | -0.371*** (0.096) |
| $BM_{i,t}$ | -0.982*** (0.160) | -0.517*** (0.074) | -2.153*** (0.931) | -0.404 (0.260) |
| $ClosePrice_{i,t}$ | 0.164*** (0.040) | 0.210*** (0.015) | -0.013 (0.188) | 0.221*** (0.035) |
| $Constant$ | 0.990*** (0.210) | 1.288*** (0.167) | 2.130*** (0.923) | 2.655*** (0.791) |
| 样本观测值 | 2662254 | 5140471 | 1948757 | 3727223 |
| R^2 | 0.138 | 0.111 | 0.144 | 0.113 |

注:括号内为 Newey-West 标准差,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 9 报告了上述方程的 Fama-MacBeth 回归结果。从表 9 的回归结果可以看出,无论在全样本还是非融资融券标的子样本中,换手率、每股卖出压力以及二者的交乘项均显著为负,说明第 t 日购买的股票在第 t 日收盘时的每股卖出压力越高,第 $t+1$ 交易日的隔夜收益率越低。而当所购股票的单位比例股票的卖出压力相同时,如果第 t 日的换手率越高,即被 $T+1$ 交易制度所限制的数量比例越高,隔夜收益率也会更低。这一实证结果证明了 $T+1$ 交易制度造成了换手率与隔夜收益率之间的负向关系由于融券交易费用高等原因,对于 A 股市场科创板以外的融资融券标的股票,其融券卖出量占比极少,因此与非融资融券标的股票相比,融资融券标的股票也面临着极大的卖空约束。科创板的开通为这一问题的研究提供了新的研究思路。

科创板于 2019 年 7 月 22 日起正式开始交易,所有科创板股票均可进行融券交易,并且融券业务全部采用 $T+0$ 交易,相对于其他科创板以外的融资融券标的股票,科创板所面临的卖空约束相对更低。为进一步探究卖空机制与 A 股市场换手率和隔夜收益率的负向关系,本文选取包括科创板在内的 A 股市场 2019 年 7 月 22 日至 2019 年 12 月 31 日的交易数据进行研究。其中对于科创板以外的股票,采取与之前同样的剔除策略:剔除风险警示板块(ST、*ST 和 PT)股票,剔除新股上市 50 个交易日内的数据,在进行回归分析时剔除该交易日收盘触及涨跌停的股票数据。而对于科创板股票,由于其在交易规则方面与其他股票有一定不同,因此对于科创板股票数据的处理我们稍作调整。科创板个股在新股上市前五个交易日没有涨跌幅限制,股价可以充分反映投资者对新股的判断,因此仅删除科创板上市 5 个交易日内的数据。此外我们也同样在进行回归分析时剔除该

交易日收盘触及涨跌停的股票数据,以避免由于信息未充分反映等原因影响实证结果。

正如之前所分析的,根据卖空约束的强度,A股市场的所有股票可以划分为三类:非融资融券标的个股、除科创板以外的融资融券标的个股以及科创板股票。非融资融券标的个股没有卖空机制;除科创板以外的融资融券标的个股的融券交易采用T+1交易,且融券成本较高、融券难度较大;科创板股票的融券交易采用T+0交易,且融券成本较低。根据数据显示,在该样本区间内,科创板以外的融资融券标的个股的日均融券卖空量占成交量的比例为0.189%,而科创板个股的这一指标为1.903%,是科创板以外的融资融券标的个股的10倍以上,因此本文对于卖空约束强度的划分是合理的。

进一步将通过回归分析的方法探究不同卖空约束下股票的换手率和隔夜收益率之间的负向关系是否存在差异。本文构建如下的回归方程:

$$\begin{aligned} Overnight_{i,t+1} = & \alpha + \beta_1 Turn_{i,t} + \beta_2 Margin_{i,t} + \beta_3 Turn_{i,t} * Margin_{i,t} \\ & + \beta_4 STAR_{i,t} + \beta_5 Turn_{i,t} * STAR_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (25)$$

其中 $Margin_{i,t}$ 、 $STAR_{i,t}$ 均是虚拟变量,分别在股票 i 在第 t 日为除科创板以外的融资融券标的、科创板个股是设置为1,其他设置为0。回归结果如表10所示。

表10 换手率、卖空约束与隔夜收益率的 Fama-MacBeth 回归结果

| 被解释变量: $Overnight_{i,t+1}$ | (1) |
|-----------------------------|-----------------------|
| $Turn_{i,t}$ | -0.321 *** (0.072) |
| $Margin_{i,t}$ | 0.161 ** (0.072) |
| $Turn_{i,t} * Margin_{i,t}$ | 0.031 (0.040) |
| $STAR_{i,t}$ | 1.080 * (0.575) |
| $Turn_{i,t} * STAR_{i,t}$ | 0.136 *** (0.057) |
| $Illiq_{i,t}$ | 0.002 *** (0.001) |
| $Vol_{i,t}$ | -0.060 ** (0.014) |
| i,t | -0.088 ** (0.044) |
| $BM_{i,t}$ | -1.042 *** (0.244) |
| $ClosePrice_{i,t}$ | 0.216 ** (0.055) |
| Constant | 1.744 *** (0.607) |
| 样本观测值 | 364834 |
| R^2 | 0.062 |

注:括号内为 Newey-West 标准差,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

从表 10 中可以看出,换手率系数为 -0.321 且在 1% 的水平下显著为负,说明控制其他条件不变,换手率每提高 1% ,非融资融券标的个股在下一交易日的隔夜收益率降低 0.321% ,这一结果也与之前的实证结果相吻合。换手率与科创板外融资融券标的虚拟变量的交乘项系数为正但并不在统计意义上显著,说明科创板外融资融券标的股票的换手率与隔夜收益率之间的负向关系受到了不显著的削弱。换手率与科创板虚拟变量交乘项的系数为 0.136 且在 1% 的水平下显著为正,通过计算可得,控制其他条件不变,对于科创板股票,换手率每提高 1% 其在下一交易日的隔夜收益率只会降低约 0.175% 。可以看出,在没有卖空机制的非融资融券标的个股中,换手率与隔夜收益率之间的负向关系最为明显,而随着卖空约束强度的降低,换手率与隔夜收益率之间的负向关系逐渐减弱,这也证明卖空约束是导致换手率与隔夜收益率之间负向关系的主要原因之一。本部分的实证结果也证明了本文的假设 H2b。

(三) 高换手率与下一交易日收益率

为检验 A 股市场是否存在日频度下的换手率效应,本文探究个股第 t 日的换手率对于第 $t+1$ 日股票收益的影响:在每一交易日收盘时,根据样本中所有股票的换手率,将所有股票分为 10 组,计算下一交易日的等权组合的收益率。计算结果如表 11 和图 2 所示。从表 11 中可以看出,换手率最低的投资组合在 $t+1$ 日的平均收益率 0.318% ,换手率最高的投资组合在 $t+1$ 日的平均收益率为 -3.959% ,在不考虑交易成本的情况下,在每一交易日收盘时买入换手率最低的组合、卖出换手率最高的组合,平均收益为 4.277% ,该收益率结果也在统计意义上显著。

表 11 换手率与下一交易日收益率的单分组检验结果

| 按第 t 日换手率分组 | $t+1$ 日 | | | |
|---------------|-------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | 收益率($\%$) | α -CAPM($\%$) | α -三因子模型($\%$) | α -五因子模型($\%$) |
| 1(最低) | 0.318 | 0.036 | -0.026 | -0.055 |
| 2 | 0.233 | -0.187 | -0.186 | -0.210 |
| 3 | 0.242 | -0.085 | -0.223 | -0.249 |
| 4 | 0.121 | -0.212 | -0.361 | -0.378 |
| 5 | -0.002 | -0.343 | -0.514 | -0.534 |
| 6 | -0.186 | -0.529 | -0.718 | -0.736 |
| 7 | -0.413 | -0.758 | -0.959 | -0.976 |
| 8 | -0.749 | -1.097 | -1.318 | -1.342 |
| 9 | -1.431 | -1.777 | -2.030 | -2.061 |
| 10(最高) | -3.959 | -4.288 | -4.583 | -4.638 |
| 1-10 | 4.277 | 4.262 | 4.496 | 4.520 |
| t 值 | 17.19 | 17.59 | 22.74 | 23.26 |

本文进一步使用 Fama-MacBeth 回归方法,探究换手率对下一交易日股票收益的影响。回归方程如下:

$$Return_{i,t+1} = \alpha + \beta Turn_{i,t} + \gamma Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (26)$$

Fama-MacBeth 回归结果如表 12 所示。从表 12 中可以看出,控制其他变量不变,换手率的系

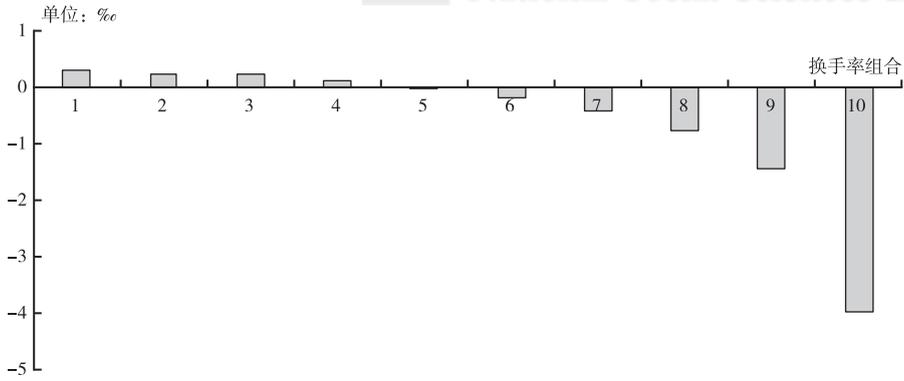


图2 不同换手率组合的下一交易日平均日收益率

数为 -0.338 且在 1% 的水平下显著为负,说明控制其他变量不变,个股换手率提高 1% 会使下一交易日的收益率平均降低 0.338%。Fama-MacBeth 回归结果也进一步验证了本文的假设 3:A 股市场存在显著的日频度下的换手率效应,即换手率高的股票在下一交易日的收益率更低。

此外,表 8 中回归结果表明控制其他因素不变时,个股换手率提高 1% 会使下一交易日的隔夜收益率平均降低 0.363%,而表 12 的结果表明个股换手率提高 1% 会使下一交易日的收益率平均降低 0.338%,这也进一步说明换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系是 A 股市场日度换手率效应形成中的主导作用。

表 12 换手率与下一交易日收益率的 Fama-MacBeth 回归结果

| 被解释变量: $Return_{i,t+1}$ | (1) | (2) |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| $Turn_{i,t}$ | -0.452 *** (0.034) | -0.338 *** (0.027) |
| $Illiq_{i,t}$ | | 0.095 *** (0.035) |
| $Vol_{i,t}$ | | -0.050 *** (0.004) |
| i,t | | -0.385 *** (0.083) |
| $BM_{i,t}$ | | -0.001 (0.277) |
| $ClosePrice_{i,t}$ | | 0.138 *** (0.028) |
| Constant | 0.568 (0.365) | 3.106 *** (0.703) |
| 样本观测值 | 5145698 | 5140471 |
| R^2 | 0.023 | 0.066 |

注:括号内为 Newey-West 标准差,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

五、基于A+H股的进一步检验

本文从T+1交易制度和卖空约束的制度性因素角度,对于A股市场的日度换手率效应进行了验证和解释,为使本文的研究结果更具有稳健性,我们将基于A+H股进行进一步的实证检验。A+H股即A股市场与H股市场交叉上市的股票,这些股票在两市场有着相同的上市主体,但是受不同市场交易制度和交易环境的制约。H股市场采用T+0交易制度,并且其卖空约束相对较弱。截至2019年12月31日,A+H股共有119家,本文以这些A+H股为研究样本,探究这些股票在A股市场和H股市场分别具有怎样的表现。我们沿用之前所使用的单分组投资组合分析方法和数据清洗过程,但是由于交叉上市股票数量较少,分组过多可能会导致组内样本数量过少影响结果的准确性,因此我们根据A+H股在A股市场和H股市场的换手率分别分为5组,观察下一交易日的平均隔夜收益率,检验结果如表13所示。

表13 A+H股在A股市场和H股市场换手率与下一交易日收益率的单分组检验结果

| 按第t日换手率分组 | t+1日 | |
|-----------|----------|--------|
| | 隔夜收益率(%) | 收益率(%) |
| 面板A:A股市场 | | |
| 1(最低) | -0.673 | 0.343 |
| 2 | -0.720 | 0.134 |
| 3 | -0.794 | 0.207 |
| 4 | -1.104 | -0.049 |
| 5(最高) | -3.072 | -0.972 |
| 1-5 | 2.399 | 1.314 |
| t值 | 24.51 | 4.77 |
| 面板B:H股市场 | | |
| 1(最低) | -0.701 | -0.393 |
| 2 | 0.246 | -0.231 |
| 3 | 0.679 | -0.014 |
| 4 | 0.930 | 0.288 |
| 5(最高) | 1.288 | 0.241 |
| 1-5 | -1.988 | -0.634 |
| t值 | -15.14 | -2.40 |

从表13的结果中可以看出,A+H股在两市场的隔夜收益率均表现出了极强的规律性,但即使是主体相同的A+H交叉上市股票,其在A股市场和H股市场的表现也是完全相反。在A股市场中,根据换手率进行分组,换手率最低组在下一交易日的平均隔夜收益率为-0.673%,而最高组在下一交易日为-3.072%;在H股市场则表现出相反的特征,换手率最低组在下一交易日的平均隔夜收益率为-0.701%,而最高组在下一交易日为1.288%。最低组与最高组的差值在A股市场和H股市场分别显著为负和显著为正。A+H股在H股市场中所表现的换手率与下一交易日隔夜收益率之间的正向关系也与Barber and Odean(2008)、Berkman et al.(2012)的研究结论相吻合。

在整体收益率方面,由于高换手率组合在A股市场表现出的低隔夜收益率,使得该投资组合在下一交易日收益最低,依旧表现出了显著的日度层面“换手率效应”。H股在整体收益率方面的表现也与A股市场相反:高换手率股票在下一交易日的收益率更高,但是相对而言没有隔夜收益率的规律性明显。表13的结果也进一步验证了A股市场日度换手率效应产生于T+1交易制度和卖空约束的合力作用。

六、结 论

在以往的研究中,学者们对于换手率效应的现象和成因进行了深入的研究,本文从换手率的异质信念衡量角度出发,在此基础上结合A股市场所实行的T+1交易制度和较强的卖空约束,进一步对日度层面换手率与股票收益进行了研究。结果发现受T+1交易制度和卖空约束的影响,换手率不仅衡量了当日交易中乐观投资者的交易活跃程度,同样也衡量了所有流通股中在当日受T+1交易制度限制无法卖出的股票比例。高换手率的股票被乐观投资者交易所主导,在当日可以获得更高的收益,但是在下一交易日开盘时,前一交易日受交易制度约束的“限售”股产生强大的抛售压力,使收益发生迅速的反转,高换手率的股票在下一交易日的隔夜收益率更低,这一现象也与Barber and Odean(2008)、Berkman et al.(2012)对于注意力配置的研究结果相反。而换手率与下一交易日隔夜收益率之间的负向关系在收益率的形成过程中占据主导作用,由此形成了A股市场独特的日度换手率效应:换手率高的股票在下一交易日的收益率更低。

本文的研究结论是对于T+1交易制度下资产定价领域相关研究的进一步拓展。对于A股市场和H股市场交叉上市的A+H股,其在实行T+0交易制度、卖空约束较弱的香港市场,并不存在日度层面的换手率效应,而由于T+1交易制度下买卖双方权利的不对等,改变了价格形成机制,加之较强的卖空约束,由此赋予了换手率在A股市场日度层面的定价能力。这一研究对于A股市场制度性因素下的资产定价研究具有一定的启示。A股市场自1995年以来一直实行T+1交易制度,融券业务也处于不活跃状态,市场卖空约束较强,由此产生了以日度换手率效应为例的与其他国际市场不同的异象。证券市场基础性制度的选择和各制度间的组合会改变投资者的投资决策行为,影响市场资产价格形成过程,并进一步影响市场整体的运行机制。本文的结论对于深入研究并科学评估股票市场基础性制度具有现实意义。

参考文献

- 白颖睿、吴辉航、柯岩(2020):《中国股票市场月频动量效应消失之谜——基于T+1制度下隔夜折价现象的研究》,《财经研究》,第4期。
- 包锋、徐建国(2015):《异质信念的变动与股票收益》,《经济学(季刊)》,第4期。
- 陈国进、张贻军(2009):《异质信念、卖空限制与我国股市的暴跌现象研究》,《金融研究》,第4期。
- 陈国进、张贻军、王景(2009):《再售期权、通胀幻觉与中国股市泡沫的影响因素分析》,《经济研究》,第5期。
- 陈慰、张兵、徐硕正(2018):《异质信念、套利限制与低换手率溢价之谜》,《金融经济学研究》,第4期。
- 黄峰、杨朝军(2007):《流动性风险与股票定价:来自我国股市的经验证据》,《管理世界》,第5期。
- 李一红、吴世农(2003):《中国股市流动性溢价的实证研究》,《管理评论》,第11期。
- 孟庆斌、黄清华(2018):《卖空机制是否降低了股价高估?——基于投资者异质信念的视角》,《管理科学学报》,第4期。
- 苏冬蔚、麦元勋(2004):《流动性与资产定价:基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究》,《经济研究》,第2期。
- 邢红卫、刘维奇(2018):《换手率:流动性还是不确定性》,《上海财经大学学报》,第5期。
- 张兵、薛冰(2019):《T+1交易制度下的资产定价模型研究——基于隔夜收益率视角》,《金融论坛》,第8期。
- 张峥、李怡宗、张玉龙、刘翔(2014):《中国股市流动性间接指标的检验——基于买卖价差的实证分析》,《经济学(季刊)》,第13期。

- 张峥,刘力(2006):《换手率与股票收益:流动性溢价还是投机性泡沫?》,《经济学(季刊)》,第2期。
- Acharya, V. and L. Pedersen (2005): “Asset Pricing with Liquidity Risk”, *Journal of Financial Economics*, 77, 375–410.
- Barber, B. and T. Odean (2008): “All that Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors”, *Review of Financial Studies*, 21, 785–818.
- Barinov, A. (2014): “Turnover: Liquidity or Uncertainty?”, *Management Science*, 60, 2478–2495.
- Berkman, H., P. Koch, L. Tuttle and Y. Zhang (2012): “Paying Attention: Overnight Returns and the Hidden Cost of Buying at the Open”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47, 715–741.
- Blume, L., D. Easley and M. O'hara (1994): “Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume”, *Journal of Finance*, 49, 153–181.
- Chordia, T., A. Subrahmanyam and V. Anshuman (2001): “Trading Activity and Expected Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 59, 3–32.
- Datar, V., N. Naik and R. Radcliffe (1998): “Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test”, *Journal of Financial Markets*, 1, 203–219.
- Grinblatt, M., and B. Han (2005): “Prospect Theory, Mental Accounting, and Momentum”, *Journal of Financial Economics*, 78, 311–339.
- Hong, H. and J. Stein (2003): “Differences of Opinion, Short-Sales Constraints and Market Crashes”, *Review of Financial Studies*, 16, 487–525.
- Johnson, T. (2008): “Volume, Liquidity, and Liquidity Risk”, *Journal of Financial Economics*, 87, 388–417.
- Miller, E. (1977): “Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion”, *Journal of Finance*, 32, 1151–1168.
- Qiao, K. and L. Dam (2020): “The Overnight Return Puzzle and the “T + 1” Trading Rule in Chinese Stock Markets”, *Journal of Financial Markets*, 50.
- Scheinkman, J. and W. Xiong (2003): “Overconfidence and Speculative Bubbles”, *Journal of Political Economy*, 111, 1183–1220.

(责任编辑:张策)

附表1 换手率与下一交易日收益率的单分组检验结果(不剔除涨跌停板样本)

| 按第 t 日换手率分组 | t + 1 日 | |
|-------------|----------|--------|
| | 隔夜收益率(%) | 收益率(%) |
| 1(最低) | 0.114 | 1.011 |
| 2 | -0.495 | 0.510 |
| 3 | -0.643 | 0.495 |
| 4 | -0.810 | 0.423 |
| 5 | -0.980 | 0.289 |
| 6 | -1.157 | 0.193 |
| 7 | -1.426 | 0.079 |
| 8 | -1.834 | -0.171 |
| 9 | -2.592 | -0.637 |
| 10(最高) | -5.414 | -2.179 |
| 1 - 10 | 5.527 | 3.190 |
| t 值 | 37.61 | 10.77 |

Financial Literacy and SMEs' Export: A Study Based on the China Small and Micro Enterprises Survey (CMES) Data

XIN Daleng LI Jianping

(School of Economics, Shandong Normal University, Jinan 250358, China)

Abstract: By expanding the heterogeneous firms export model of Melitz (2003) and Helpman et al. (2004) and using Chinese small and micro enterprise survey (CMES) data, this paper conducts theoretical and empirical research on the impact of financial literacy of entrepreneurs on small and micro enterprises' (SMEs) export. From the perspective of the theoretical mechanism, the increase of entrepreneurs' financial literacy can alleviate the credit constraints faced by SMEs and encourage their participation in export market. Furthermore, this paper uses the factor analysis method to construct the financial knowledge indicators of the entrepreneurs, and then conducts an empirical test by using Probit model based on CMES data. The empirical results show that the increase of entrepreneurs' financial literacy has a significant positive impact on the export behavior of SMEs. Specifically, the increase of entrepreneurs' financial literacy significantly increases the probability of SMEs' participating in the export market. In addition, the gender, risk preference, social network, and innovation activities of entrepreneurs also have significant effect on SMEs' export decisions.

Key Words: Financial Knowledge; Export; Small and Micro Enterprise; Credit Constraint

JEL Classification: D21; D83; F12

Directors' and Officers' Liability Insurance and Firm Value Promotion: An Empirical Study Based on Chinese A-share Listed Firms

CHEN Hua TANG Lin WANG Xiaoquan

(School of Insurance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

Business School, University of Hong Kong, Hong Kong 999077, China;

School of Insurance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 102206, China)

Abstract: Based on a sample of Chinese A-share listed companies between 2006 and 2018, the paper applies the treatment effect model and dynamic panel data model to investigate the impact of D&O insurance on firm value. Controlling the endogeneity of insurance decision, it finds that the D&O insurance has significantly positive effect on firm value promotion. In addition, for firms state-owned, audited by big-four auditors, or with higher ratio of independent directors, this value-enhancing effect is weaker. It also finds that D&O insurance not only directly promotes the firm value, but increases firm value indirectly by encouraging firms' innovation activities and risk taking level.

Key Words: Directors' and Officers' Liability Insurance; Firm Value; Promotion Effect; Mediator Effect

JEL Classification: G22; G34; M52

T + 1 Trading Rule, Short-sale Constraints and Turnover Effect on Daily Frequency

XUE Bing ZHANG Bing WANG Wanjing

(Business School, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Due to T + 1 trading rule and short-sale constraints, the investors who buy stocks in China's A-share market today can't sell these stocks on the same day and pessimistic investors can't sell overpriced stocks that they don't own. As a result, turnover rate is endowed with new meaning by T + 1 trading rule; it not only measures the transaction activities of

optimistic investors in A-share market, but also the ratio of stocks restricted by T + 1 trading rule. Based on the empirical tests of trading data in A-share market from 2011 to 2019, we find that stocks with higher turnover rate tend to have higher returns on that day, but there is negative relationship between the turnover rate and stock's return in the next trading day. We also find that there is no turnover effect on daily frequency of AH cross-listing stocks in H-share market, which adopts T + 0 trading rule and has weaker short-sale constraints.

Key Words: Turnover Rate; T + 1 Trading Rule; Short-Sale Constraints

JEL Classification: G11; G12; G14

Financing Constraint, Shadow Banking Activities of Non-Financial Firms and Macroprudential Policy

JIANG Zhenlong

(School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: By constructing a DSGE model that includes shadow banking activities of non-financial companies, the article analyzes the impact of shadow banking on credit regulation and evaluates the effect of macroprudential policy. It finds that shadow banking has a leakage effect on credit regulation. Government's financial supervision reduces the size of shadow banking, pushing up interest rate on shadow bank loans and decreasing the credit accessible to enterprises. Countercyclical macroprudential policy not only enhances the effect of financial supervision by smoothing asset price fluctuations, but also improves social welfare.

Key Words: Financing Constraint; Shadow Banking; Financial Supervision; Macroprudential Policy

JEL Classification: E12; G18; G21

Foreign Exchange Implications of RMB Cross Border Use: An Analysis from the Perspective of Marxist Political Economy

LIN Nan

(Institute of Finance and Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China)

Abstract: In Marx's theoretic system of open world economy, "foreign trade" and "world market" play an important role. This paper makes a preliminary analysis on the relevant issues of Marx's international financial theory, examining the exchange rate decision from the cross-border international movement of world currency, the outflow of precious metals and the international exchange relations from the world market, and the foreign exchange issues of world currency and international exchange. Based on Marx's capital circulation theory, this paper constructs the "production-market-currency" analysis framework and brings the RMB internationalization strategy into the supply side structural reform. Based on the perspective of world currency and world market, this paper analyzes the RMB internationalization, the balance of payment under the international and domestic dual circulation, and the cross-border flow of foreign exchange. On this basis, this paper further analyzes the foreign exchange implications of cross-border use of RMB and gives relevant policy recommendations for the coordination of domestic and foreign currency policies.

Key Words: Open World Economy; Circular Flows of the Capital; RMB Internationalization; Domestic and Foreign Currency Policies Coordination

JEL Classification: B14; F32; G32