

中国股市换手特征与“消失”的动量效应

张兵¹ 张瑞祺²

摘 要 高换手和高散户比例是我国股市的重要特征。本文以这两大重要特征为视角,探讨了其对A股月度动量效应的影响。通过构建交易者模型分析了体现换手特征的信息传递速度和平稳性对月度动量效应的影响。实证部分构造了反映信息传递速度和平稳性的全换手天数、换手率标准差指标,利用1997—2020年数据分析指出,信息传递速度越快、稳定性越差时月度动量效应越不显著。进一步分析中探究了换手特征背后的投资者结构对月度动量效应的影响,理论和实证结果指出知情交易者比例越低时,月度动量效应越不显著。A股市场换手畸高,信息传递速度较快且稳定性差,同时A股市场散户较多,综合作用使得A股月度动量效应不显著。本文的分析丰富了动量效应的研究,也为A股市场月度动量效应不显著提供了全新的解释。

关键词 动量效应;信息传递;全换手天数;知情交易概率

0 引言

动量效应,指过去表现好的组合(赢家组合),相较于过去表现差的组合(输家组合),在未来仍具有较好的表现。自Jegadeesh and Titman(1993)提出并检验了美国股市的动量效应后,动量效应在国外股票市场得到了广泛的验证(如Carhart,1997;Grundy and Martin,2001),甚至在债券(Jostova et al.,2013)、期货等其他资本市场(Asness et al.,2013)也有其存在的证据。然而作为被广泛验证的异象,动量效应在中国股市却不太显著。多数学者的研究指出,中国股市只在超短期的日或周层面存在动量(如潘莉和徐建国,2011;高秋明等,2014),而中期月度动量效应并不显著(如王永宏和赵学军,2001;鲁臻和邹恒甫,2007;

1 张兵,南京大学商学院教授,E-mail:zhangbing@nju.edu.cn。

2 张瑞祺(通讯作者),南京大学商学院博士研究生,E-mail:richy11@163.com。

白颖睿等,2020)。本文通过构造动量策略组合,同样证实了A股市场在月度层面动量效应不显著。

目前对动量效应的解释主要基于行为金融视角。Daniel and Moskowitz (2016)以及Hong and Stein(1999)从投资者异质性角度分析指出,个人投资者在短期过度自信导致低估机构投资者的私人信息,其对信息的低估导致市场价格反应不足,进而导致市场呈现短期动量(Cho and Jo,2006)。Grinblatt and Han (2005)从处置效应的角度对动量效应进行解释。对A股市场的研究如陈蓉等(2014)也发现我国A股市场锚定偏误和处置效应显著,存在反应不足。然而A股市场的月度动量效应却不显著,故本文试图从A股独特的市场特征角度寻找原因。中国股市作为新兴市场,相较于其他市场具有一些独特的属性,如交易制度层面上的T+1交易制度、限制卖空等,市场表现上的换手畸高、散户比例高等。白颖睿等(2020)讨论了T+1交易制度对于A股动量效应的影响, Lee and Swaminathan (2000)以及朱战宇等(2004)的研究初步提出换手率或成交量可能对动量效应存在影响,陆蓉等(2021)分析指出彩票型股票会影响月度动量效应的显著性。投资者和交易情况是股票市场运行的基础要素,A股高换手和高散户比例的特征在理论和实务界被广泛关注,故本文重点关注于高换手和高散户比例的特征对月度动量效应的影响。

本文通过构建包含知情交易者和动量交易者的理论模型,指出动量效应的存在主要是由动量交易者驱动。而动量交易者的需求敏感程度决定了动量效应的显著性,在影响敏感程度的因素中本文重点考察了换手特征的影响。分析指出,反映换手特征的信息传递速度越慢、信息传递平稳性越强,通过交易将信息反映到价格上的比例越低,动量交易者可获利的空间越大,交易意愿增强,动量效应越明显。后文分析中也从处置效应的视角指出高换手特征会削弱处置效应,使得动量效应不显著。

交易是股票市场信息传递的基础方式,本文以交易情况为基础构造了描绘股市信息传递情况的代理变量。首先以股票完成累积换手率达100%所需天数作为信息充分传递的体现,构造全换手天数指标以反映信息传递速度;其次考虑到标准差是衡量稳定性的重要指标,利用换手率标准差指标反映信息传递平稳性。实证部分利用上述代理变量,基于A股交易数据对理论假设进行了检验,双变量分组和FM回归的结果表明,信息传递速度越慢、稳定性越强,动量策略的收益越高,月度动量效应越显著。同时通过替换变量的方式进行了稳健性分析,利用自由全换手天数指标得到了相似的结论。进一步分析中,探究了换手特征背后的投资者结构对于月度动量效应的影响,首先从理论上指出投资者结构对动量效应的影响机制,而后利用知情交易概率VPIN度量知情交易者比例,实证分析指出,知情交易者比例越低,月度动量效应越不显著。利用机构投

资者持股比例作稳健分析结果类似。

本文的边际贡献主要体现在两方面:(1)从中国股市的市场特征入手,为A股月度动量效应不显著提供了全新的解释。中国A股市场换手畸高,导致信息传递速度快,同时交易不稳定易受到外部影响,致使信息传递稳定性差,这导致了月度动量效应被高且不稳定的换手特征所掩盖。此外,散户比例高,导致市场上知情交易者少,信息高度集中于少数知情者中,这也使得动量效应被减弱。两者的综合作用,致使A股市场月度动量效应被削弱以致不再显著。(2)指标构建上,本文创新地构建了全换手天数和换手率标准差指标,以更贴切地反映信息传递速度和稳定性。全换手天数反映完成一次信息充分流通所需时间,反映了信息传递的速度;换手率标准差,则反映了通过交易传递信息的稳定性。与换手率指标相比,本文构建的两个指标更直观且能更好地反映长期的交易动态,具有持续性和稳定性。此外,本文的研究方法和结论也丰富了现有对于A股市场动量效应的研究。

本文后续的内容安排如下,第1部分构建交易者模型进行理论分析并提出研究假设;第2部分是变量定义和样本选择;第3部分利用样本数据进行实证分析;第4部分是进一步分析;第5部分是结论。

1 理论分析

参考 Hong and Stein(1999)、鲁臻和邹恒甫(2007)的投资者设定,将市场上的投资者分为两类,知情交易者和动量交易者,知情交易者的交易行为由以信息为基础的预期价格决定。

对于知情交易者,其面临两类资产,风险资产和无风险资产,其收益分别为 R 和 R_f , W_t 和 W_{t+1} 分别为 t 期和 $t+1$ 期财富, α 是投资于风险资产的金额,知情交易者有 CARA 型效用函数, γ 为绝对风险厌恶系数,其投资决策的目标是实现效用最大化,即:

$$\max E(W_{t+1}) - \frac{1}{2}\gamma \text{VAR}(W_{t+1}) \quad (1)$$

$$\text{s. t. } W_{t+1} = W_t + \alpha R + (W_t - \alpha)R_f \quad (2)$$

利用上式,可求解最优解下的 α ,为

$$\alpha = \frac{ER - R_f}{\gamma \text{VAR}(R)} \quad (3)$$

其中, ER 可利用预期价格 F 和前收盘价 P_{t-1} 表示为, $ER = \frac{F - P_{t-1}}{P_{t-1}}$,由公式(3)可以看出,只有当 $ER > R_f$ 时,投资于风险资产的金额才为正。假设收益率的方差

是可获知的常数即 $\text{VAR}(R) = \sigma^2$, 则知情交易者的需求 Q_{it} 可以表示为:

$$Q_{it} = \frac{\alpha}{P_t} = \frac{\frac{F - P_{t-1}}{P_{t-1}} - R_f}{\gamma \sigma^2 P_t} \quad (4)$$

对于动量交易者, 参考 Hong and Stein(1999) 的设定, 动量交易者由于缺乏信息, 因此只能根据过去的价格表现进行投资的决策, 其需求量具体设定如公式(5)所示。具体来看, 其需求量 D_t 由前期需求量 D_{t-1} 和依赖过去价格表现的需求量 $\phi \Delta P_{t-1}$ (其中 ϕ 为动量投资者的需求敏感系数) 两部分组成。

$$D_t = D_{t-1} + \phi \Delta P_{t-1} \quad (5)$$

考虑两类交易者均存在下的市场出清, 即:

$$Q_{it} + D_t = Q \quad (6)$$

$$P_t = \frac{\frac{F - P_{t-1}}{P_{t-1}} - R_f}{\gamma \sigma^2 (Q - D_{t-1} - \phi \Delta P_{t-1})} = \frac{\theta_t}{\delta_t} \quad (7)$$

由于 θ_t 和 δ_t 均大于 0, 利用 θ_t 和 δ_t 进行转化, 可以得到, 当 $\frac{\theta_{t+1} - \theta_t}{\theta_t} > \frac{\delta_{t+1} - \delta_t}{\delta_t}$ 时, $P_{t+1} > P_t$, 即 $\Delta P_{t+1} > 0$ 。

$$\frac{\theta_{t+1} - \theta_t}{\theta_t} = - \frac{F}{P_t P_{t-1} \left(\frac{F - P_{t-1}}{P_{t-1}} - R_f \right)} \Delta P_t = -g \cdot \Delta P_t \quad (8)$$

$$\frac{\delta_{t+1} - \delta_t}{\delta_t} = - \frac{\phi}{Q - D_{t-1} - \phi \Delta P_{t-1}} \Delta P_t = -h \cdot \Delta P_t \quad (9)$$

可以发现当 ϕ 很大时, h 会很大, 会使得 $h > g$, 此时当 $\Delta P_t > 0$ 时有 $\frac{\theta_{t+1} - \theta_t}{\theta_t} > \frac{\delta_{t+1} - \delta_t}{\delta_t}$,

从而 $\Delta P_{t+1} > 0$; 当 $\Delta P_t < 0$ 时有 $\frac{\theta_{t+1} - \theta_t}{\theta_t} < \frac{\delta_{t+1} - \delta_t}{\delta_t}$, 从而 $\Delta P_{t+1} < 0$ 。

因此, 动量投资者的需求敏感系数 ϕ 对于动量效应的存在性和显著性有较大影响, 因此本文将从影响该敏感系数 ϕ 的因素入手进行分析。 ϕ 的强弱取决于动量投资者认为的信息反映在价格变化上的程度, 信息反映得越多则 ϕ 越小。

基于此, 本文对于信息反映进行两大维度的考虑, 即信息传递的速度以及信息传递的稳定性。首先, 信息传递的速度, 信息传递得越快, 则信息反映在价格变化上的程度越高, 动量投资者捕捉未反映在价格上的部分的难度越大, 动量投资者的需求敏感系数 ϕ 就越小, 此时动量效应就越不明显; 反之, 信息传递越慢时, 信息反映在价格变化上的程度越低, 此时 ϕ 越大, 动量效应也就越明

显。基于此,本文提出假设 1:

H1: 信息传递速度越慢,动量效应越明显。

其次,信息传递的稳定性,信息传递得越稳定,则其反映到价格变化上的过程也越平稳,这给动量交易者有足够的信心去捕捉未反映到价格上的部分,此时需求敏感系数 ϕ 越大,动量效应也就越明显。如果信息传递得不稳定,则动量投资者不能确定信息是否已经被充分消化,信息反映在价格上的黏性不足,这时动量交易者由于面临的可盈利空间不确定,因此 ϕ 就越小,此时动量效应就越不明显。基于此,本文提出假设 2:

H2: 信息传递的稳定性越强,动量效应越明显。

2 变量设计与样本选取

2.1 主要变量介绍

信息传递速度。本文构造全换手天数指标作为信息传递速度的代理变量。全换手天数,是指股票成交量达到流通股数的天数,即换手率达到 100% 所需要的天数,可度量为满足下式的最小的整数 d 。

$$\sum_{\tau=1}^d \text{Turn}_{i-\tau} \geq 100\% \quad (10)$$

全换手天数,描绘了股票完成一次全换手所需要的时间,由于信息在市场上的传递很大程度上依赖于交易,全换手可视为一次信息的充分传递,因此全换手天数其实是信息充分传递所需时间的适当估算。全换手天数越长,信息传递所需时间也就越长,信息传递速度越慢。同时,区别于月换手率,全换手天数是个动态的指标,它是一段时间内换手率的综合表现,具有持续性和稳定性。而月换手率是个相对静态的数据,有可能受到信息的影响表现出异常值,持续性和稳定性都不如全换手天数。

此外,本文还考虑到流通股中有一部分受限的股实际上不能流通,因此在全换手天数的计算中可以将这部分受限的股剔除,计算自由流通的全换手天数,本文在后文的分析也会将自由流通全换手天数作为稳健性变量进行分析。

信息传递稳定性。本文采用换手率标准差作为信息传递稳定性代理变量。如前文所述,交易是信息传递的主要方式,因此研究信息传递的稳定性还需回归到交易上来。信息的冲击会导致市场出现异常的交易量,这种异常的交易量常常会使得价格对信息的反应过度,不利于信息传递的稳定。标准差在统计上是衡量稳定性的重要指标,相较于波动较小的样本存在异常值的样本标准差更大,稳定性更差。换手率标准差的公式如下:

$$\text{Std_turn} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{\tau=1}^n (\text{Turn}_{\tau} - \overline{\text{Turn}})^2} \quad (11)$$

其中, n 是月交易日, $\overline{\text{Turn}}$ 是月换手率均值。

因为本文的核心变量是基于理论分析需求在传统指标上进行的新构造, 为了能使变量更好地反映本文所研究的信息传递问题, 此处将对其进行进一步说明。本文构造的两个核心变量均是基于交易指标来刻画信息传递, 交易的本质是投资者对于股价信息的传递。认为股价被高估的投资者卖出股票, 认为股价被低估的投资者买入股票, 因此买卖双方的交易完成了投资者对于股价信息的传递。在股票市场上虽然有很多的方式可以用于获取信息, 但是最直接的信息传递依赖于交易, 尤其是对于非知情交易者而言市场的交易是其获得知情交易者股价信息的重要手段。基于此本文从交易视角进行信息传递的描述是合适的。

进一步, 从交易视角进行信息传递指标的构造时, 不可避免需涉及换手率, 换手率是反映交易情况的最直接指标。与其说是基于换手率指标, 本文更深层次地是基于市场交易情况。需要说明的是, 交易指标(如换手率)虽然被广泛用于情绪的度量, 但是本文认为其在反映情绪和信息传递上并不矛盾。交易完成了投资者对于股价信息的传递, 而投资者情绪和宏观经济信息、行业信息、公司特质性信息等, 都是形成投资者股价预期的重要因素。因此从交易的本质来看, 信息传递中包含了投资者情绪等相关因素。综上本文基于交易视角, 在反映交易情况的换手率指标基础上进行信息传递代理变量的构建是合适的。

知情交易者比例。本文利用月度知情交易概率 VPIN 指标作为知情交易者比例的代理变量, VPIN 越高, 代表知情交易者比例越高。首先参考 Easley et al. (2012) 和陈国进等 (2019) 的构造方式进行日度 VPIN 指标的构造, 日度 VPIN 指标的计算公式如下:

$$\text{VPIN} = \frac{\sum_{\tau=1}^n |V_{\tau}^B - V_{\tau}^S|}{nV} \quad (12)$$

其中, n 表示 1 天内交易篮子数, 本文取篮子数 $n=50$ 。 V 表示每个篮子的等交易量, 此处设定 V 为日交易量的 $1/50$, V_{τ}^B 和 V_{τ}^S 为第 τ 个篮子的赋权买方交易量和赋权卖方交易量, 具体计算方式与 Easley et al. (2012) 和陈国进等 (2019) 相同。在日度指标的基础上, 参考陈国进等 (2019) 的方法利用日度 VPIN 指标的算数平均值计算月度 VPIN 指标。

控制变量。为使得本文的结果更具稳健性, 本文根据已有相关文献, 选取资产定价常用的市值 (SIZE)、账市比 (B/M) 和当月收益率 (RET) 作控制变量, 同时为控制换手率效应和投资者情绪影响选取换手率 (TURN) 作控制变量。此外, 考虑到陆蓉等 (2021) 的研究指出彩票型股票会影响动量效应的显著性, 本文选取特质波动率 (IVOL) 作为控制变量。

2.2 动量策略的构建

本文采用传统的 (J,K,L) 构建方式进行动量策略构建,其中 J 是形成期, K 是持有期, L 是间隔期本文取1个月。

$$\text{Mom} = \sum_{j=1}^J \text{ret}_{t-j} \tag{13}$$

Mom 为动量指标,其反映了过去 J 期(不含当期)的累积收益率, J 表示形成期通常取3,6,9或12,ret表示月对数收益率。本文的持有期收益率反映从 $t+1$ 期开始的持有期为 $K=1,3,6,9,12$ 的累积收益率。

2.3 样本选取

本文选取了沪深A股上市公司(不含科创板)的数据,并剔除了金融类股票和ST、*ST类股票。中国A股市场1995年实施T+1制度,1996年实施涨跌停制度,考虑到制度变更带来的可能影响,因此本文的样本选取1997—2020年的月度数据,数据来自Wind数据库和国泰安数据库。主要变量的描述性统计如表1所示。VPIN指标限于计算的复杂性和数据的可获得性,导致早期的计算缺失值过多,因此后文有关VPIN指标的实证研究取2003—2020年的样本。从表1中可初步看出,A股市场全换手天数较短,平均不到3个月即全换手1次,同时平均的换手率标准差较高。此外,考虑到部分指标可能存在异常值,后文的实证分析中对其进行了winsorize 1%的处理。

表1 主要变量描述性统计

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
D_turn	80.338	33.946	2.000	2479.000	450388
Std_turn	0.014	0.005	0.000	0.323	454325
VPIN	0.309	0.025	0.030	0.488	404301
Size	21.642	1.005	17.035	29.261	461920
BM	0.345	0.117	0.000	5.294	461920
RET	0.005	0.089	-1.522	3.138	461920
Turn	0.501	0.258	0.004	11.520	461920
IVOL	0.017	0.004	0.000	0.579	461920

注:全换手天数D_turn的单位为天;Size所用的市值单位为元。

3 实证分析

本章利用A股市场1997—2020年的数据进行实证分析。首先进行月度动

量效应(后文也简称动量效应)的存在性检验;其次从A股市场的换手特征视角,具体分析信息传递速度和稳定性对A股市场月度动量效应的影响,以对理论部分的假设进行验证,同时对A股市场月度动量效应不显著的现实做出解释。

3.1 月度层面动量效应存在性检验

本文参考 Jegadeesh and Titman(1993)的构造方式,在 t 月末根据 $t-J$ 月到 $t-1$ 月的累积收益率将股票分为10组,累积收益率最高的组为赢家组合,最低的为输家组合,分别计算两组合随后 K 月($t+1$ 月到 $t+K$ 月)的持有期累积收益率。本文设定了1个月的间隔期,以剔除买卖价差跳跃和非同步交易等因素对于结果的影响。通过比较两组合的持有期收益率以检验月度动量效应的存在性,若赢家组合明显高于输家组合,则意味着存在动量效应,反之则不存在动量效应。

选取形成期 $J \in \{3, 6, 9, 12\}$,持有期 $K \in \{1, 3, 6, 9, 12\}$,利用上述方式做动量效应存在性检验。组合平均收益率的计算采取等权重和市值权重两种方式,表2呈现了等权重的结果(市值权重结果类似)。可以看出,在上述形成期与持有期的组合中,月度层面上并未出现显著的动量效应,甚至在某些情形下出现了显著的反转效应。这一结论与白颖睿等(2020)的结论类似。另一方面,虽然显著性上不足,但是与国外市场的研究结论类似,整体还是呈现着短期反转、中期动量和长期反转的趋势特征。

表2 动量策略组合平均收益率

K/J	等权重组合/%			
	3	6	9	12
1	-0.40 (-1.52)	-0.12 (-0.36)	-0.10 (-0.30)	-0.21 (-0.62)
3	-0.32 (-0.48)	0.35 (0.45)	0.06 (0.07)	-0.59 (-0.69)
6	0.73 (0.68)	1.15 (0.89)	0.04 (0.03)	-1.22 (-0.85)
9	0.83 (0.63)	0.32 (0.21)	-1.31 (-0.78)	-2.31 (-1.28)
12	-0.41 (-0.29)	-1.31 (-0.76)	-2.75 (-1.41)	-3.82* (-1.86)

注:括号中为经 Newey-West 调整的 t 值,*代表在 10% 的水平下显著。

动量效应作为股票市场上重要的异象,在世界范围内的众多市场得到广泛

验证。然而在我国,月度层面上却不显著,本文认为这可能是被中国股市的一些特殊市场特征所掩盖。A股市场作为新兴市场,与成熟市场相比,换手畸高且不稳定。本部分将从两个方面重点分析这种特殊的换手特征对于股市月度层面动量效应的影响。鉴于换手率作为股票市场的重要指标,其所反映的内容较多,如流动性、异质信念、情绪等,如果直接使用换手率指标进行分析,可能较难分析出其背后所代表的因素。因此本文从信息传递的角度,在换手率指标的基础上进行一定的变形,一方面构造代表信息传递速度的全换手天数,另一方面构造反映信息传递稳定性的换手率标准差。此外,参考白颖睿等(2020)和陆蓉等(2021)的研究,同时也为了能够清晰地说明换手特征与月度动量效应的关系,本文以表2中动量收益最显著且最高的(6,6,1)策略为例进行后续分析^①。

3.2 信息传递速度与动量效应的关系

本小节讨论信息传递速度与动量效应的关系。理论分析中指出,信息传递得越快,信息将更多地反映到价格中,动量交易者可获利空间被压缩,此时动量交易者交易意愿下降,动量效应越弱。本文构造全换手天数指标以度量信息传递速度,全换手天数越长,信息传递速度越慢。本小节将利用分组和FM回归的方式研究信息传递速度对动量效应的影响。

双分组检验。将全换手天数按从短到长分为3组,在每组中按照形成期($J=6$)的累积收益率分为10组。双变量分组的结果如表3所示。可以看出,全换手天数越长的组合动量效应越明显,在全换手天数长的组合中呈现出明显的动量效应,等权重下最长组动量策略收益达到3.15%,而在全换手天数短的组合中动量效应不明显。全换手天数作为信息传递速度的代表,全换手天数长,说明通过交易进行信息传递的速度越慢,这样就给予了动量交易者足够的时间和盈利空间,使得动量效应反映得更明显。而全换手天数短的情况下,信息很快地反映到价格变化中,这压缩了动量交易者的交易时间和获利空间,因此动量效应不显著。

表3 全换手天数与 MOM6 双分组下收益率情况

MOM6:形成期累积收益率/%								
持有期收益率	等权重组合				市值加权组合			
全换手天数	1	5	10	10-1	1	5	10	10-1
短	-0.12	2.96	-0.01	0.11	-1.83	0.67	-1.34	0.49
	(-0.04)	(0.94)	(-0.00)	(0.10)	(-0.58)	(0.22)	(-0.43)	(0.33)

^① 本文也检验了其他策略下本文结论的稳健性,发现基本呈现与本文相似的结论,感兴趣的读者可以联系作者索取相关结论。

续表

持有期收益率	MOM6:形成期累积收益率/%							
	等权重组合				市值加权组合			
中	1.28 (0.40)	4.20 (1.33)	4.33 (1.44)	3.05 *** (2.61)	-0.96 (-0.30)	2.65 (0.84)	3.35 (1.10)	4.32 *** (3.13)
长	0.95 (0.31)	3.81 (1.23)	4.10 (1.40)	3.15 ** (2.29)	-1.62 (-0.52)	1.61 (0.55)	3.07 (1.04)	4.68 *** (3.17)

注:括号中为经 Newey-West 调整的 t 值,***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平下显著。

Fama-Macbeth 分析。将全换手天数按从短到长分为 3 组,在每个子样本中进行如下述模型的 FM 回归:

$$r_{i,t+1 \sim t+K} = \alpha + \beta \times \text{MOM6}_{i,t} + \gamma \times \text{Controls}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中, $r_{i,t+1 \sim t+K}$ 代表持有期($K=6$)收益率,MOM6 $_{i,t}$ 代表形成期($J=6$)累积收益率。回归的结果如表 4 所示。

表 4 全换手天数分组的 FM 回归结果

全换手天数	被解释变量:持有期(K=6)收益率					
	短	中	长	短	中	长
cons	0.026 (0.85)	0.040 (1.33)	0.029 (1.03)	0.888 *** (5.86)	0.692 *** (4.68)	0.511 *** (3.88)
MOM6	0.001 (0.06)	0.046 ** (2.53)	0.062 *** (2.89)	0.037 ** (3.79)	0.065 *** (4.55)	0.080 *** (4.64)
SIZE				-0.039 *** (-5.68)	-0.029 *** (-4.41)	-0.021 *** (-3.78)
BM				0.073 *** (3.82)	0.040 ** (2.44)	0.027 (1.60)
RET				0.041 ** (2.13)	0.047 ** (2.29)	0.045 ** (2.39)
TURN				-0.054 *** (-8.12)	-0.050 *** (-6.69)	-0.041 *** (-3.74)
IVOL				-0.931 *** (-4.06)	-1.451 *** (-7.94)	-1.436 *** (-6.89)
样本数	130008	138813	138587	130008	138813	138587
Avg_R ²	0.0198	0.0218	0.0307	0.1209	0.1121	0.1316

注:括号中为经 Newey-West 调整的 t 值,***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平下显著。

从表 4 中可以看出,通过对三组子样本进行 FM 回归分析可发现随着全换

手天数变长,MOM6的回归系数变大且变显著,说明动量效应也越来越显著。此外,在不添加控制变量时,全换手天数最短的组,MOM6的系数不显著,说明在此种情况下动量不显著。这进一步验证了,随着全换手天数变长,即信息传递速度变慢,动量效应变得更显著。

稳健性分析:利用自由流通股计算全换手天数。根据证券交易的相关法律法规,在流通股中有一部分股份的实际流通受限(如单独持股或连同一致行动人持股 $\geq 5\%$ 的大股东持有的流通股份,由于交易前需要提前公告因此流通受限;高管每年实际可流通的不超过其持股数的25%,因此其持股的75%交易受限)。为了保障前述结果的稳定性,此处在全换手天数的计算上考虑将这部分受限的股份剔除,以计算基于自由流通股份的全换手天数,并利用自由全换手天数替换全换手天数进行分析。根据自由全换手天数从短到长分成3组,并在每个子样本中进行如公式(14)的FM回归,回归结果如表5所示。

从表5可以看出,在利用自由全换手天数替代全换手天数时,前文所得结论不变。自由全换手天数越长,信息传递速度越慢,动量效应就越显著。

表5 自由全换手天数分组的FM回归结果

被解释变量:未来6个月收益率						
自由全换手	短	中	长	短	中	长
cons	0.023 (0.76)	0.041 (1.38)	0.032 (1.11)	0.882 *** (5.72)	0.733 *** (5.02)	0.497 *** (3.80)
MOM6	0.004 (0.31)	0.051 *** (2.83)	0.065 *** (3.03)	0.041 *** (4.26)	0.070 *** (4.80)	0.080 *** (4.70)
SIZE				-0.038 *** (-5.57)	-0.031 *** (-4.79)	-0.021 *** (-3.69)
BM				0.073 *** (3.87)	0.047 *** (2.71)	0.028 * (1.71)
RET				0.038 ** (2.06)	0.036 * (1.71)	0.048 ** (2.56)
TURN				-0.051 *** (-7.49)	-0.044 *** (-5.77)	-0.039 *** (-3.68)
IVOL				-1.066 *** (-4.70)	-1.268 *** (-5.87)	-1.376 *** (-6.90)
样本数	131358	137123	136785	131358	137123	136785
Avg_R ²	0.0201	0.0225	0.0302	0.1237	0.1155	0.1296

注:括号中为经Newey-West调整的t值,***、**、*分别代表在1%、5%和10%的水平下显著。

表 3~表 5 的结果支撑了本文假设 1,即信息传递速度越慢,动量效应越明显。

3.3 信息传递稳定性与动量效应的关系

本小节讨论信息传递稳定性与动量效应的关系。理论分析中指出,信息传递得越平稳,反映到价格变化上的过程也越稳定,这给动量交易者有足够的信心去捕捉未反映到价格的部分,动量效应显著性增强。本文构造换手率标准差指标以度量信息传递稳定性,换手率标准差越低,信息传递平稳性越好。本小节仍将利用分组和 FM 回归的方式研究信息传递稳定性对动量效应的影响。

双分组检验。将换手率标准差按从低到高分 3 组,在各组中按照形成期 ($J=6$) 的累积收益率分为 10 组。双变量分组的结果如表 6 所示。可以看出,在换手率标准差低的组合中呈现出明显的动量效应,等权重下最低组动量策略收益达到 3.39%,而在换手率标准差高的组合中动量效应不明显。换手率标准差反映了信息传递的平稳性,换手率标准差高,说明通过交易进行信息传递的平稳性差,这样动量交易者预期的获利空间变得不确定,其交易意愿将下降,使得动量效应反映得不明显。而在换手率标准差低的情况下,信息平稳反映到价格上,这给动量交易者信心以捕捉未反映到价格的部分,故动量效应显著。

表 6 换手率标准差与 MOM6 双分组下收益率情况

持有一期收益率	MOM6:形成期累积收益率/%							
	等权重组合				市值加权组合			
	1	5	10	10-1	1	5	10	10-1
低	0.83 (0.27)	3.81 (1.23)	4.22 (1.43)	3.39** (2.58)	-1.87 (-0.61)	1.89 (0.63)	3.19 (1.10)	5.06*** (3.68)
中	0.89 (0.28)	3.77 (1.20)	4.18 (1.40)	3.29*** (2.71)	-1.36 (-0.42)	1.62 (0.52)	2.74 (0.89)	4.09*** (2.87)
高	-0.22 (-0.07)	3.07 (0.97)	-0.24 (-0.08)	-0.03 (-0.02)	-2.18 (-0.68)	0.99 (0.33)	-1.73 (-0.55)	0.45 (0.30)

注:括号中为经 Newey-West 调整的 t 值,***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平下显著。

Fama-Macbeth 分析。将换手率标准差按从低到高分 3 组,在每个子样本中进行如公式 (14) 的 FM 回归,回归结果如表 7 所示。通过在三组子样本中进行 FM 回归分析,发现不管是否添加控制变量,随着换手率标准差变低,MOM6 的回归系数变大且变显著,说明动量效应也越来越显著。与表 4 的结果类似,在不添加控制变量时,换手率标准差最高的组,动量效应不显著,甚至表现出负值。这进一步验证了,随着换手率标准差变低,即信息传递变得更平稳,动量效应随之变得更显著。

表 7 换手率标准差分组的 FM 回归结果

被解释变量:未来 6 个月收益率						
换手率标准差	低	中	高	低	中	高
cons	0.033 (1.15)	0.034 (1.15)	0.024 (0.81)	0.525 *** (3.97)	0.721 *** (4.93)	0.872 *** (5.75)
MOM6	0.067 *** (3.28)	0.047 *** (2.72)	-0.002 (-0.16)	0.081 *** (4.90)	0.066 *** (4.80)	0.032 *** (3.26)
SIZE				-0.022 *** (-3.86)	-0.031 *** (-4.70)	-0.038 *** (-5.66)
BM				0.034 ** (2.06)	0.038 ** (2.37)	0.065 *** (3.63)
RET				0.053 ** (2.51)	0.035 * (1.92)	0.036 * (1.96)
TURN				-0.050 *** (-4.86)	-0.044 *** (-6.41)	-0.052 *** (-8.16)
IVOL				-1.494 *** (-7.75)	-1.464 *** (-7.67)	-0.885 *** (-3.76)
样本数	141664	140476	129288	141664	140476	129288
Avg_ R^2	0.0291	0.0235	0.0195	0.1304	0.1173	0.1215

注:括号中为经 Newey-West 调整的 t 值,***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平下显著。

表 6~表 7 的结果支撑了本文的假设 2,即信息传递的稳定性越强,动量效应越明显。

从处置效应的视角也能为上述换手特征与动量效应的关系提供解释。处置效应对于动量的解释在于,过去盈利的投资者,由于处置效应会卖出股票,但此时股票并未达到均衡价格,因此会造成股票价格低估,以致随后会继续涨。另一方面,过去亏损的投资者,由于处置效应会选择继续持有股票,这就使得卖压降低,造成股票价格的高估,以致随后会下跌。

而在全换手天数越短、换手率标准差越大的情况下。对于过去盈利的股票,部分持有者可能因追涨等原因进入较晚并未获得较高的收益,这时其处置效应可能并不强,那么对于股价低估的程度就会变小,可获取的动量收益就会减少。同样地,对于部分亏损方而言,其也是在近期进入市场并未经历足够大的亏损,处置效应不足以致其拒绝卖出,因此会使得这部分因为亏损而不卖出的力量减弱,卖方力量正常进入市场,因此股价高估的程度也会变小,继续下跌的可能性也变小。故在全换手天数短、换手率标准差高的情况下,处置效应被削弱,动量效应也不再显著。

上述 3.2 和 3.3 两小节从两方面分析了 A 股市场的换手特征对月度动量效应的影响,发现信息传递速度越慢和稳定性越强的情况下动量效应越明显。而在

信息传递速度越快和信息传递稳定性越差的情况下,动量效应越不显著。A股市场换手畸高,信息传递速度较快且稳定性差,A股市场的月度动量效应受此影响不显著,这也就从高换手特征上对于A股市场月度动量效应不显著提供了解释。

4 进一步分析：投资者结构与动量效应

前文分析指出股市高且不稳定的换手特征,是造成A股市场月度动量效应不显著的重要原因。此部分将进一步探究这种特殊的换手特征背后的深层次原因。换手特征归根结底是交易表现出的特点,而交易的基础在于市场的投资者,投资者的行为会通过交易直接影响股市的表现。故本部分将从A股市场的投资者结构入手,从理论和实证两方面分析投资者结构对月度动量效应的影响。

4.1 理论分析

投资者是股票市场重要的组成构件,也是股市运行的基础,A股市场众多特殊性的根源都可以归结于投资者结构。A股投资者结构的特殊性主要体现在两方面:

一方面,A股市场的知情交易者较少但掌握着较多的信息。这种信息过度集中于少部分知情交易者的情况,使得A股市场的大部分利润被少数人所获取。这进一步使得动量交易者获利的可能和空间被压缩,此时其交易意愿下降,动量效应变弱。扩展理论部分的模型,参考并简化 Hong and Stein (1999) 的模型设定,考虑 m 个知情交易者,每个知情交易者拥有 $1/m$ 的信息,此时每个知情交易者对市场未来价格预测的 F' 满足: $m \frac{F' - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{F - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ 。由于其面临的市场和效用函数均相同,此时其均衡的交易量均为:

$$Q_{it} = \dots = Q_{mt} = \frac{\alpha'}{P'_t} = \frac{\frac{F' - P_{t-1}}{P_{t-1}} - R_f}{\gamma \sigma^2 P'_t} \quad (15)$$

动量交易者的交易量不变,考虑两类交易者均存在下的市场出清有:

$$P'_t = \frac{m \left(\frac{F' - P_{t-1}}{P_{t-1}} - R_f \right)}{\gamma \sigma^2 (Q - D_{t-1} - \phi \Delta P_{t-1})} \quad (16)$$

可以发现 $P'_t < P_t$, 而 ΔP_{t+1} 和 ΔP_t 的关系并未改变,即 m 个知情交易者下价格更低,信息反映在价格上的比例更低,此时动量交易者进入获取收益的可能性更大。由公式还可看出知情交易者数量 m 越多,均衡价格越低,信息反映在价格上的比例更低,此时敏感系数 ϕ 也越大,动量效应将越强。

另一方面,以散户为代表的非知情交易者众多。根据上海证券交易所的研究报告,A股市场成交金额 80%以上都是由个体投资者进行。然而由于其缺乏信息,因此容易跟风交易追涨杀跌,这也进一步造成了换手率高且不稳定。此外,由于这种高并非信息的体现而更多的是噪音交易,因此会使得动量交易者预期的利润不稳定,因此交易意愿一定程度上受到削弱,故动量效应显著性会有所减弱。

综上所述,从投资者结构上,信息过度集中于少数知情交易者以及缺乏信息的散户投资者较多,将会在一定程度上削弱 A 股市场动量效应。

4.2 实证分析

上一小节从理论上分析了投资者结构对股市月度动量效应的影响,指出两类投资者的比例作为投资者结构的重要体现对月度动量效应有重要的影响。本小节将从实证角度进一步探究两者之间的关系。在投资者比例的度量上,参考 Easley et al. (2012)和陈国进等(2019),利用知情交易概率 VPIN 作为知情交易者比例的代理变量。VPIN 指标直接来自投资者的实际交易,能更好地反映知情交易者比例,知情交易概率 VPIN 越高,说明知情交易者比例越高。本小节将以此为基础,采用双分组和 FM 回归分析探讨投资者结构对动量效应的影响。

双分组检验。将知情交易概率 VPIN 按从低到高分为 3 组,在各组中按照形成期($J=6$)的累积收益率分为 10 组。双变量分组的结果如表 8 所示,可以看出在等权重组合下知情交易概率 VPIN 越高的组合动量效应越显著,等权重下最高组动量策略收益达到 2.96%,知情交易概率 VPIN 高的组合中呈现出显著的动量效应,而在 VPIN 低的组合中动量效应不显著。VPIN 越高,知情交易者越多,信息分散的情况下,信息反映到价格上的比例将下降,此时动量交易者获利空间变大;同时散户为代表的非知情交易者少,保障了信息传递过程的平稳,使得动量交易者对预期获利更有信心,因此动量交易者交易意愿上升,动量效应更加明显。而 VPIN 低的情况下,知情交易者少、信息集中,信息反映到价格的比例高,这压缩了动量交易者的盈利;同时散户过多带来的换手频繁和不稳定,也使得动量交易者预期获利不确定,交易意愿下降,以致动量效应不显著。

表 8 知情交易概率与 MOM6 双分组下收益率情况

持有期 收益率	MOM6:形成期累积收益率/%								
	等权重组合				市值加权组合				
	VPIN	1	5	10	10-1	1	5	10	10-1
低	2.60	4.83	3.54	0.94	-0.06	2.38	3.15	3.21*	
	(0.67)	(1.25)	(0.97)	(0.70)	(-0.01)	(0.63)	(0.90)	(1.81)	

续表

持有期 收益率	MOM6:形成期累积收益率/%							
	等权重组合				市值加权组合			
VPIN	1	5	10	10-1	1	5	10	10-1
中	1.18 (0.32)	4.25 (1.14)	3.72 (0.99)	2.53* (1.92)	-0.37 (-0.10)	2.92 (0.80)	3.22 (0.86)	3.59** (2.00)
高	-0.69 (-0.18)	2.94 (0.78)	2.27 (0.60)	2.96* (1.93)	-2.04 (-0.51)	1.65 (0.43)	1.82 (0.47)	3.85* (1.92)

注:括号中为经 Newey-West 调整的 t 值,***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平下显著。

Fama-Macbeth 分析。将知情交易概率 VPIN 按从低到高分为 3 组,在每个子样本中进行如公式(14)的 FM 回归,回归结果如表 9 所示。

表 9 知情交易概率分组的 FM 回归结果

被解释变量:未来 6 个月收益率						
VPIN	低	中	高	低	中	高
cons	0.043 (1.18)	0.036 (1.02)	0.025 (0.70)	0.512*** (3.72)	0.503*** (3.20)	0.531*** (3.32)
MOM6	0.020 (1.21)	0.041** (2.30)	0.034** (1.97)	0.036** (2.51)	0.051*** (3.65)	0.050*** (3.50)
SIZE				-0.020*** (-3.72)	-0.020*** (-2.93)	-0.021*** (-3.05)
BM				0.026** (2.02)	0.033** (2.03)	0.059** (2.18)
RET				0.010 (0.47)	0.020 (0.93)	0.052** (2.23)
TURN				-0.037*** (-3.29)	-0.048*** (-7.91)	-0.052*** (-8.59)
IVOL				-1.412*** (-6.97)	-1.289*** (-4.82)	-1.369*** (-5.99)
样本数	124117	122601	118079	124117	122601	118079
Avg R^2	0.0178	0.0202	0.0235	0.1174	0.1091	0.1161

注:括号中为经 Newey-West 调整的 t 值,***、**、* 分别代表在 1%、5%和 10%的水平下显著。

从表 9 中可以看出,相较于 VPIN 低的组合,VPIN 高的组合,MOM6 的回归系数更大且显著,说明动量效应也更显著。在不添加控制变量时,VPIN 最低的组,MOM6 的系数不显著,说明在此种情况下动量不显著。但表 9 的回归结果也有与分组的结果不一致的部分,可以发现 VPIN 高组 MOM6 的系数相对于中组并未进一步增加,相反有所降低。进一步将 VPIN 分为 5 组进行 FM 回归(限

于篇幅未列示),发现 MOM6 的系数在前 4 组中呈现上升趋势,在第 5 组中才有所回落。这可能因为在知情交易者比例非常高时动量交易者过少引发的交易不足,使得动量效应显著性有所减弱。

综上,表 8~表 9 的结果反映了知情交易者越多,动量效应越显著。但是在知情交易者非常多时,可能由于动量交易者过少带来的交易不足导致动量效应的显著性有所减弱。

此外,本节还对上述结果进行了稳健性检验,利用机构投资者持股比例作为 VPIN 的替代变量用来反映知情交易者比例,通过类似于公式(14)的 FM 回归分析,结果与表 9 类似。在不添加控制变量时,在机构持股比例最低的组,动量效应不显著,随着机构持股比例的提高,逐渐变显著;在含控制变量的回归中,随着机构持股比例上升,MOM6 的系数从 0.046($t=2.82$)逐渐递增至 0.084($t=3.24$),动量效应越来越显著。此结果进一步地佐证了前述关于投资者结构对动量效应影响的分析。

本小节分析了 A 股市场的投资者结构对月度动量效应的影响,发现在知情交易者比例低的情况下,动量效应将不显著。A 股市场散户较多,散户通常掌握较少的信息,热衷于跟风,同时信息过度集中于少数知情交易者手中,月度动量效应受此影响不显著。这也就从 A 股市场的投资者结构特征上对于 A 股市场月度动量效应不显著提供了解释。

5 结论

本文基于 A 股的高换手和高散户投资者比例的视角,对我国股市的月度动量效应进行了新的分析。利用 1997—2020 年的 A 股市场数据,构建月度动量策略研究发现 A 股市场月度动量效应不显著。为探索月度动量效应不显著的原因,从 A 股市场的换手特征入手,本文首先构建理论模型从理论上分析了反映换手特征的信息传递速度和稳定性对动量效应的影响。其次,引入全换手天数的概念,即实现一次全换手所需时间,来反映信息传递的速度;引入换手率标准差指标来反映信息传递的稳定性,利用双分组和 FM 回归方法从实证上分析了信息传递速度和稳定性对 A 股市场的月度动量效应的影响。实证分析结果指出,信息传递速度越慢、稳定性越强时动量效应越强。通过替换变量进行分析后发现本文结论依旧稳健。在进一步分析中,本文探索了换手特征背后的投资者结构特征对于 A 股月度动量效应的影响,通过理论机制分析和利用知情交易概率 VPIN 指标代表知情交易者比例的实证分析,指出在知情交易者比例低时,动量效应弱。

A股市场换手畸高,信息传递速度较快且稳定性差。另一方面,从投资者结构上来看,A股市场散户投资者众多,由于缺乏信息表现出许多非理性的交易,使得市场换手高且不稳定,同时信息过度集中于少数知情交易者手中也压缩了动量交易者获利的空间。在上述特征综合作用下,A股市场月度动量效应表现得不显著。A股市场作为新兴市场,散户比例高和散户交易者的非理性推动了换手高且不稳定,本文认为需要引导散户投资者进行理性投资。

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[J]. 财经研究, 46(4): 140-154.
- Bai H R, Wu H H, Ke Y. 2020. On the reason for “Weak monthly momentum effect” in the Chinese stock market: Evidence from T+1 overnight discount [J]. *Journal of Finance and Economics*, 46(4): 140-154. (in Chinese)
- 陈国进,张润泽,谢沛霖,等. 2019. 知情交易、信息不确定性与股票风险溢价[J]. 管理科学学报, 22(4): 53-74.
- Chen G J, Zhang R Z, Xie P L, et al. 2019. Informed trading, information uncertainty and stock risk premium[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 22(4): 53-74. (in Chinese)
- 陈蓉,陈焕华,郑振龙. 2014. 动量效应的行为金融学解释[J]. 系统工程理论与实践, 34(3): 613-622.
- Chen R, Chen H H, Zheng Z L. 2014. Behavioral finance interpretation of momentum effect[J]. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 34(3): 613-622. (in Chinese)
- 高秋明,胡聪慧,燕翔. 2014. 中国 A 股市场动量效应的特征和形成机理研究[J]. 财经研究, 40(2): 97-107.
- Gao Q M, Hu C H, Yan X. 2014. On characteristics and formation mechanisms of momentum effect in China's A-share market[J]. *Journal of Finance and Economics*, 40(2): 97-107. (in Chinese)
- 陆蓉,陈实,李金龙. 2021. 彩票型股票与动量效应[J]. 经济学动态, (7): 34-50.
- Lu R, Chen S, Li J L. 2021. Lottery stocks and momentum effects[J]. *Economic Perspectives*, (7): 34-50. (in Chinese)
- 鲁臻,邹恒甫. 2007. 中国股市的惯性与反转效应研究[J]. 经济研究, 42(9): 145-155.
- Lu Z, Zou H F. 2007. Momentum and reversal in China stock market [J].

- Economic Research Journal*, 42(9): 145-155. (in Chinese)
- 潘莉, 徐建国. 2011. A 股个股回报率的惯性与反转[J]. 金融研究, (1): 149-166.
- Pan L, Xu J G. 2011. Price continuation and reversal in China's A-share market: A comprehensive examination[J]. *Journal of Financial Research*, (1): 149-166. (in Chinese)
- 王永宏, 赵学军. 2001. 中国股市“惯性策略”和“反转策略”的实证分析[J]. 经济研究, (6): 56-61, 89.
- Wang Y H, Zhao X J. 2001. An empirical analysis of “inertial strategy” and “reverse strategy” in China's stock market[J]. *Economic Research Journal*, (6): 56-61, 89. (in Chinese)
- 朱战宇, 吴冲锋, 王承炜. 2004. 股市价格动量与交易量关系: 中国的经验研究与国际比较[J]. 系统工程理论与实践, 24(2): 1-7, 13.
- Zhu Z Y, Wu C F, Wang C W. 2004. Relationship between price momentum and trading volume in China[J]. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 24(2): 1-7, 13. (in Chinese)
- Asness C S, Moskowitz T J, Pedersen L H. 2013. Value and momentum everywhere[J]. *The Journal of Finance*, 68(3): 929-985.
- Carhart M M. 1997. On persistence in mutual fund performance[J]. *The Journal of Finance*, 52(1): 57-82.
- Cho J, Jo K. 2006. Overconfidence and information: The differences between individuals and institutions[J]. Working Paper.
- Daniel K, Moskowitz T J. 2016. Momentum crashes [J]. *Journal of Financial Economics*, 122(2): 221-247.
- Easley D, López de Prado M M, O'Hara M. 2012. Flow toxicity and liquidity in a high-frequency world[J]. *Review of Financial Studies*, 25(5): 1457-1493.
- Grinblatt M, Han B. 2005. Prospect theory, mental accounting, and momentum[J]. *Journal of Financial Economics*, 78(2): 311-339.
- Grundy B D, Martin J S. 2001. Understanding the nature of the risks and the source of the rewards to momentum investing[J]. *The Review of Financial Studies*, 14(1): 29-78.
- Hong H, Stein J C. 1999. A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets[J]. *The Journal of Finance*, 54(6): 2143-2184.
- Jegadeesh N, Titman S. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency[J]. *The Journal of Finance*, 48(1): 65-91.
- Jostova G, Nikolova S, Philipov A, et al. 2013. Momentum in corporate bond returns

[J]. *The Review of Financial Studies*, 26(7): 1649-1693.

Lee C M C, Swaminathan B. 2000. Price momentum and trading volume [J]. *The Journal of Finance*, 55(5): 2017-2069.

Characteristics of Turnover and “Disappeared” Momentum Effect in Chinese Stock Market

Bing Zhang Ruiqi Zhang

(Business School, Nanjing University)

Abstract High turnover and retail investors are important characteristics of China's stock market. Taking these two important characteristics as a new perspective, this paper discusses their impact on the monthly momentum effect of Chinese stock market. By constructing a trader model, this paper analyzes the influence of information transfer speed and stability reflecting the characteristics of turnover on the momentum effect. The empirical part constructs the total turnover days and the standard deviation of turnover rate which reflect the speed and stability of information transmission. Using the data from 1997 to 2020, it is pointed out that the faster the speed of information transmission and the worse the stability, the less significant the momentum effect is. Further analysis explores the impact of the investor structure which is the deep reason of turnover characteristics on the momentum effect. Both the theoretical and empirical results show that the lower the proportion of informed traders, the less significant the momentum effect is. The A-share market has abnormally high turnover, fast information transmission speed and poor stability. At the same time, there are many retail investors in the A-share market, so the momentum effect of A-share is not significant. This paper not only enriches the research of momentum effect, but also provides a new explanation for the insignificant monthly momentum effect in A-share market.

JEL Classification G10, G12, G14