

中国股票市场的低开高走模式研究

王婉菁¹ 张兵² 朱红兵³

摘要 本文较早聚焦并证实了中国A股市场存在显著的“低开高走”现象,与国际主要股票市场相比,这一现象在中国股市尤为突出,并显著影响着资产的预期收益。本文从交易制度和投资者行为视角对此进行了解释,并运用2006—2019年中国A股市场上市公司数据,经分组检验和Fama-Macbeth回归等方法分析,研究发现:(1)“低开高走”是我国股市最为常见的价格行为,与股票的预期收益呈显著负相关;(2)T+1交易制度是“低开高走”现象长期存在的基础,“低开高走”对预期收益的负向影响无法完全由反转效应解释;(3)“低开高走”主要由异质投资者的交易行为所驱动,投资者情绪的作用不甚明显。本研究拓展了资产定价的研究视角,并为完善中国股市交易制度和保护投资者利益提供了参考。

关键词 低开高走;资产定价;T+1交易制度

0 引言

资本市场的稳定运行一直以来是监管部门和研究者的关注重点。随着市场的发展和交易制度的完善,我国股市成立初期时的投机氛围已得到有效遏制。然而,在市场表现趋于稳定的同时,股价行为开始呈现规律性变化的趋势:一方面,股票价格在交易日的特定时段呈现出相似的特征(Hendershott et al., 2020; 蒋或和龚丽, 2020);另一方面,股票价格的变化在不同交易时段发生了背离,主要表现为股价在开盘和收盘时的收益和波动显著异于其他时段,并在方向上呈反向变化(Berkman et al., 2012; Akbas et al., 2019)。其中,以“低开高走”现象最为显著。自2006年以来,上证综指在近55%的交易日中呈“低开”现象,在56%的交易日中呈“高走”现象,而“低开高走”的占比约31%,显著高于

1 王婉菁,南京大学商学院博士研究生,E-mail:wangwanjing0515@126.com。

2 张兵(通讯作者),南京大学商学院金融与保险学系教授,E-mail:zhangbing@nju.edu.cn。

3 朱红兵,河海大学商学院讲师,E-mail:zhuhong_bing@163.com。

其他现象的发生率^①,个股价格的变化规律亦呈现相似特征。基于此,不考虑交易费用,投资者若在每个交易日重复进行收盘买、开盘卖的行为,年累积收益率平均约-23.65%^②。

资产价格的剧烈波动常与“坏事”相伴,但异乎寻常的稳定未必是“好事”。当资产价格发生规律性变化,尤其是某一类股价行为异常显著时,这表明市场中存在驱动投资者在特定交易时段进行同方向交易的长期因素。因此,自20世纪80年代,股价行为在开盘(收盘)时的长期异常表现及其蕴含的经济含义开始受到国外研究的关注。已有文献认为,由于夜间信息累积导致的信息不对称和投资者交易的非理性,开盘价往往呈上涨趋势以补偿相应的风险(Berkman et al., 2012),而随着日间理性投资者入市和信息不对称的降低,日间和收盘时的价格得到了理性修正。所以股价“高开低走”的存在有其合理性,它反映了市场的噪音交易、异质投资者的博弈和信息不对称程度(Akbas et al., 2019;尹力博和马泉, 2021)。“高开低走”现象越明显,所需的收益补偿越高,这是“高开低走”现象正向预测股票收益的原因。

但上述结论无法解释我国股市普遍存在的“低开高走”现象。作为散户众多、非理性程度较高的市场,“高开低走”现象在中国股市理论上应更为显著。然而与国际主流股市相反,“低开高走”成为中国股市近十几年来最常见的现象。如何理解“低开高走”在中国股市的普遍性和独特性,以及这一现象对资产价格将产生怎样的影响?导致该现象长期存在的因素是什么?作为“高开低走”的镜像“姊妹”,“低开高走”值得同等地重视和研究。

因此,本文首先以“低开高走”现象为研究对象,以其发生频率衡量其显著性,阐述“低开高走”现象在中国股票市场的分布特征;其次,运用分组检验和Fama-Macbeth回归方法,检验“低开高走”现象是否影响股票的预期收益水平。而在完全竞争市场中,任何一种股价行为都不应成为显著性远高于其他行为的主流现象,亦不会具备显著的定价能力,如若不然,说明市场中存在驱动这一现象的长期因素。本文拟从以下方面探究“低开高走”的发生原因:从交易制度视角验证“低开高走”现象存在的基础,并进一步考察交易制度如何通过影响投资者的交易行为驱动“低开高走”的发生;考虑到投资者的非理性,拟从行为金融

① 数据来自本文的计算。本文以2006年后的上证综指日数据为基础,当指数 t 日开盘价格低(高)于 $t-1$ 日收盘价时视为“低(高)开”, t 日收盘价高(低)于 t 日开盘价时,视为“高(低)走”,本文统计了“低开”和“高走”现象在“低开、高走、高开、低走”四类现象中的占比;而“低开高走”的占比数据来自本文表5的结果。

② 数据来自本文的计算。本文以2006年后的上证综指日数据为基础,假设不考虑交易费用下投资重复进行 t 日收盘时刻买入并在 $t+1$ 日开盘时刻卖出,计算年均的累积收益率;出于稳健性考虑,本文以2006年后的个股日度数据为基础,以相同的方式计算所有样本每年平均累积收率的年均值为-29.96%,这一结果支持前者的计算结果。

视角探究投资者情绪对“低开高走”现象是否存在短期的强化作用。

本文主要在以下方面丰富拓展了相关研究。

(1) 较早聚焦并研究了中国股市的“低开高走”现象。国际股市“高开”现象的普遍性致使国外文献主要围绕“高开低走”展开研究 (Cliff et al., 2008; Berkman et al., 2012; Lou et al., 2019); 作为世界第二大经济体的新兴市场, 中国股市的价格行为特别是“低开高走”的独特表现甚少得到关注。虽然国内学者尹力博和马泉(2020)首次证实了“高开低走”现象在中国股市的收益预测能力, 但由于变量构造方式不同, 其对“低开高走”现象及其经济含义和影响并未予以肯定。本文的核心变量同时参考了国内外文献的指标构造方式并进行相应的稳健性检验, 证实了“低开高走”现象的收益预测能力。

(2) 拓展研究了中国股市独特的“低开”现象。现有文献从 T+1 交易制度视角初步研究了中国股市的“低开”现象 (张兵, 2019, 2020; 张兵和薛冰, 2019), 但其经济含义与本文的“低开高走”存在差异。已有研究侧重的是“低开”幅度, 即同一期间不同股票资产隔夜收益率的高低, 研究的是截面上股价行为, 本文的“低开高走”是以过去期间内现象的发生频率度量。而 T+1 制度对股票“低开”幅度加剧是否必然助长了股价在日间的反复横跳, 有待证明。同时, 本文认为“低开高走”具有更丰富的经济含义, “低开”仅反映着股价单边的独立行为和开盘时投资者的行为动向, 基于此对投资者行为的解读仍相对单薄。“低开高走”这一资产价格在日内的反向变动更丰富地体现了交易制度、投资者异质性和投资者非理性行为对资产价格的综合影响。本文较早证实了这一现象的稳健存在及其定价能力, 并对从多重视角初步解释了这一现象的发生原因。

(3) 丰富了股价行为和资产定价的研究视角。虽然已有文献从传统金融理论和行为金融视角进行了丰富的研究 (Berkman et al., 2012; Aretz and Bartram, 2015; Akbas et al., 2019), 但相关结论未考虑市场交易制度差异的影响, 因此无法合理解释中国股市“低开高走”的特殊表现。已有研究从市场交易制度差异进行了相关探索, 却未能进一步提供关于投资者交易行为作用的直接证据。本文借鉴了上述研究并将目光拓展至“低开高走”, 从异质投资者行为视角初步分析了制度的作用路径, 补充了现有文献基于噪声交易者视角的单一解释。同时, 直接关注了价格行为对收益率影响的研究, 逆向挖掘资产价格的异常表现所蕴含的经济含义和市场特征, 提供了资产定价研究更丰富的视角与证据, 弥补当前相关文献的不足。

1 文献回顾

股价行为模式最早在 20 世纪 80 年代受到研究者的关注。Wood et al.

(1985)对1971、1972和1982年纽约证交所股票交易数据研究发现,开盘与收盘时段股票收益率显著高于其他时段。Jain and Joh(1988)研究了1979年至1983年标普500指数小时收益率发现,当日收益率最高的时段是开盘后和收盘前1小时。Gerety and Mulherin(1992)通过分析1933年至1988年道琼斯指数小时收益率发现,开盘和收盘时刻的收益率呈现高于中间时段的U型分布特征,类似现象亦存在于加拿大股票市场(McInish and Wood,1990)。

随着发达国家股票市场有效性逐渐增强以及投资者交易趋于理性,近年来日内效应逐渐消失。当前相关研究转为通过分析交易日之间(即日夜间)收益率的相对变化,以研究股价在时序上的相对变化及其原因。已有研究发现,美国股票市场存在显著的隔夜正回报和次日负日内回报相伴而生的现象,即股票价格存在开盘价高于前一日收盘且低于当日收盘的“高开低走”趋势(Cliff et al.,2008),这一现象由高开盘价驱动(Berkman et al.,2012)并在交易日内逐步回调,至收盘时刻价格往往低于当日开盘价格(Branch and Ma,2006;Lachance,2015)。

我国股市成立时间较晚,日内效应近年来才开始引起学者们的关注。与国际股市相似,我国主要股票市场指数同样存在交易日内收益率绝对值U型分布的特征(王春峰等,2007),并存在市场开盘后、收盘前半小时平均收益率显著异于其他时段的隔夜效应(刘红忠和何文忠,2012)。赵秀娟等(2015)进一步发现,沪深300股指期货同样具有上午高、下午低的日内特征。随后,在Qiao and Dam(2020)、张兵和薛冰(2019)、张兵(2020)和张兵(2019)的研究中,我国股票市场“低开”现象的普遍性逐步得到证实。

股票价格变动是投资者基于信息进行交易的外在表现(谢海滨等,2014)。关于股价规律性变化的原因,已有研究试图从投资者的交易心理和行为上寻求答案。一方面,由于日间信息不对称程度的降低,出于流动性的考虑机构投资者和理性投资者更倾向于在日间特别是接近收盘时进行买入交易,而散户和噪声交易者倾向于在下班后评估他们的投资者组合并在次日的开盘时刻买入(刘清源等,2016;Akbas et al.,2019;Lou et al.,2019;Miwa,2020);另一方面,由于注意力的有限性和情绪的推动,非理性投资者尤其是情绪高涨的投资者会在开盘时买入关注度较高的股票。以上行为导致开盘价高企,随着日内时段的理性修正,收盘时刻价格逐渐回归至基本价值(Cliff et al.,2008;Berkman et al.,2012),即“高开低走”。

可以说,股价的“高开低走”主要缘于异质投资者的非理性行为,因此这一价格变化对收益的正向预测能力便有理可循。已有研究发现,美股市场中“高开低走”现象越明显的股票,未来的收益率越高(Akbas et al.,2019)。而在我国,基于股票连续涨跌天数和幅度的短期价格趋势投资策略,亦可获得超额回

报(黄成和刘东辉,2007;曲荣华和刘扬,2020)。然而,张兵和薛冰(2019)发现开盘价低的股票组合在未来能带来更高的收益,这与部分研究结论不符。尹力博和马泉(2020)首次证实了“高开低走”现象在中国股市的收益预测能力,从异质投资者博弈的角度对中国股票市场的股票价格行为的研究进行了创新性探索。因此,关于股价行为定价能力的研究仍处于初步阶段且尚未定论。

综上,由于国际股票市场中“高开低走”的普遍性和“低开高走”的非显著性,现有文献主要聚焦于前者,后者由于其在国际主流股市中较低的收益预测能力被忽视。因此,已有的关于价格行为的研究和解释前提主要基于“高开低走”现象,以至相关的研究结论难以解释中国股市“低开高走”现象及其对资产价格的影响。而在对股价格行为的机制分析上,已有研究主要基于传统金融理论和行为金融视角,而并未充分考虑不同国家股票市场交易制度的差异,而交易制度才是投资者交易的先决条件和资产价格形成的基础,并深刻影响着股价行为。虽然部分学者从负隔夜收益现象和 T+1 制度这一视角进行了初步探索,但仅止步于股价“低开”这一独立行为的存在性实证及原因解释。而股价行为在不同交易时段“横跳”的联动行为具有更丰富的经济含义,与投资者行为、交易制度、市场情绪密切关联。因此,本文聚焦中国 A 股市场更为普遍的“低开高走”现象,并从交易制度等多重视角分析股票价格行为对资产价格的影响。

2 研究设计

2.1 样本选择

研究对象为 2006 年 1 月至 2019 年 4 月中国 A 股上市公司,在剔除 ST、*ST 类企业、上市不满 1 年的企业、金融和公共事业行业后共计 3273 家。市场行情数据、公司财务数据和投资者净买入额数据主要来源于 Wind 金融数据库,投资者情绪数据来源于 CSMAR 数据库,个人新增开户数来源于 CEIC 数据库,因子数据来自本文的计算。数据频率为月度,删除了无效数值、严重缺失数据、上市后 30 天内的数据和停牌日数据。为尽可能减轻异常值所造成的影响,对数值型变量进行了首尾 1% 的缩尾处理。

2.2 变量设计

2.2.1 低开高走

参考 Akbas et al. (2019) 的方法,核心变量分别基于个股日度层面的隔夜(Overnight)、日内(Intraday)对数收益率构建。根据张兵(2020)的研究,个股每日总收益率(即 $t-1$ 日收盘至 t 日收盘时个股的收益率)可按交易、非交易时段

拆分为隔夜收益率($R_{i,i}^{\text{Overnight}}$)和日内收益率($R_{i,i}^{\text{Intraday}}$)。隔夜收益率为当日开盘价与昨日收盘价之间的对数收益率,计算公式为

$$R_{i,i}^{\text{Overnight}} = \ln(P_{i,t}^{\text{Open}}) - \ln(P_{i,t-1}^{\text{Close}})$$

日内收益率为每日收盘价与当日开盘价之间的对数收益率,计算公式为

$$R_{i,i}^{\text{Intraday}} = \ln(P_{i,t}^{\text{Close}}) - \ln(P_{i,t}^{\text{Open}})$$

上式中, $P_{i,t}^{\text{Open}}$ 、 $P_{i,t}^{\text{Close}}$ 和 $P_{i,t-1}^{\text{Close}}$ 分别为个股*i*的*t*日开盘、*t*日收盘和*t*-1日收盘价格。当*t*-1日收盘时刻至*t*日开盘时的隔夜收益率($R_{i,i}^{\text{Overnight}}$)为负且*t*日交易时间段的日内收益率($R_{i,i}^{\text{Intraday}}$)为正时,则视为“低开高走”现象;当隔夜收益率为正且随后的日内收益率为负,则视为“高开低走”。

在剔除交易日少于15天的月份后,本文用每月“低开高走”(“高开低走”)的发生天数除以当月交易日天数所得的“低开高走”(“高开低走”)频率,衡量“低开高走”(“高开低走”)现象的显著性。

2.2.2 T+1 交易制度

参考朱红兵和张兵(2020)的研究,以T+1折价率(T1Disct)衡量T+1交易制度的影响。T+1制度限制了当日买方投资者的卖出权利,因此当证券市场波动令当日所购股票亏损时,投资者无法及时卖出止损,而急于兑现的投资者最早也仅能在*t*+1日开盘时刻卖出。买卖不对称效应使*t*+1日开盘时的卖方压力高于其他时段,证券资产供大于求的现状迫使投资者折价卖出;T+1交易制度同样提高了投资者开盘买入行为的不确定性(随时间移至收盘时这一不确定性趋近于零),因此市场需给予一定“折扣”才可激励投资者的开盘买入行为(Qiao and Dam, 2020);相应地,欧美资本市场T+0制度对投资者的日内交易无约束,因而资产不存在折价损失。

假设T+0制度下,*t*+1日开盘集合竞价时股票*i*的供给函数表示为 S^{T0} ,需求函数表示成 D^{T0} ,两者均为股票价格*P*的对数线性函数,则股票*i*价格的市场均衡价格 P^{T0} 满足等式:

$$S^{T0}(P^{T0}) = D^{T0}(P^{T0})$$

根据前述分析,T+1制度约束下开盘时刻卖压提高、供给曲线右移、均衡价格下降,即 $D^{T1}(P^{T1}) \leq S^{T1}(P^{T1})$,且 $S^{T0}(P^{T0}) \leq S^{T1}(P^{T1})$,供给曲线右移前后的均衡价格差异即为卖方折价 ΔP_1 , P^{T1} 为T+1制度下资产的均衡价格。而该制度也使开盘时的买方投资者置身于难以应对日内市场波动和无法及时止损的风险境地,导致需求曲线左移,即:

$$D^{T1}(P^{T1}) \leq D^{T0}(P^{T0})$$

需求曲线左移前后的均衡价格差异即为买方折价 ΔP_2 。综合前述等式可得:

$$S^{T1}(P^{T1}) \geq S^{T0}(P^{T0}) = D^{T0}(P^{T0}) \geq D^{T1}(P^{T1})$$

T+1 制度导致的买卖双方总折价率为 $\Delta P = \Delta P_1 + \Delta P_2$, 代表了 T+1 制度对投资者造成的无谓损失(朱红兵和张兵, 2020)和对证券资产的影响。本文 T+1 折价率的构建参考朱红兵和张兵(2020)的研究, 基于双边界随机前沿模型对 ΔP 进行了测算, 从交易剩余的角度计算 T+1 交易制度导致的长期折价率。

T+1 制度对不同特征股票的影响存在差异。股票价格之所以受到 T+1 交易制度的影响, 本质上源于投资者短期内迫切卖出的意愿与制度的日内交易限制发生冲突, 前者与投资者情绪、股票特征以及投资者结构密切相关, 这些因素直接影响着投资者短期的交易方向和换手速度。例如, 短期投机者占比更高的股票换手率更高, 也更易受到 T+1 制度的影响; 而价值投资者占比高的股票, 投资者偏好长期持有, T+1 制度的日内交易限制不影响其交易决策, 从而不易对股价产生影响。因此, T+1 折价率越高代表 T+1 制度对股票价格的影响越大、股票资产对 T+1 交易制度更敏感。

2.2.3 异质投资者的交易行为

参照 Wind 数据库的划分标准, 根据资金交易规模将投资者划分为四种类型, 挂单额小于 4 万元的投资者视为散户(小)投资者, 4 万~20 万元为中型投资者, 20 万~100 万元为大型投资者, 高于 100 万元为机构投资者。参考刘清源等(2016)以投资者的资金净流入额比例变动($\Delta NBR_{i,t}$)衡量不同类型投资者的交易行为。

2.2.4 投资者情绪

在个人投资者情绪的度量上, 本文参考刘维奇和刘新新(2014)以每月个人新增开户数作为度量投资者情绪的初始指标, 对数化处理后将其与宏观经济景气指数回归后的残差作为个人投资者情绪(Sent)的最终衡量指标。市场情绪上, 本文参考易志高和茅宁(2009)以中国股票市场投资者情绪综合指数(CICSI)衡量市场整体的投资者情绪。

2.2.5 控制变量

参考现有文献, 从价值规模、风险、流动性、股权结构、公司业绩表现以及市场风格等方面选取相关变量以控制影响资产预期收益的其他因素(Akbas et al., 2019)。其中, 价值规模因素由个股流通市值(Size)、账面市值比(Bm)衡量。风险和流动性因素由个股异常换手率(HB)、特质波动率(Ivol)以及Amihud(2002)非流动性指标(ILL)衡量。股权结构由股权离散度(Disp)衡量。公司业绩表现以净资产收益率(Roe)和总资产增长率(Asset)衡量。市场风格以 Jegadeesh and Titman(1993)的动量因子(Mom)衡量。相关变量的定义和计算方法见表 1。

表 1 变量选取及定义

变量类型	变量名称	变量定义
核心解释变量	低开高走 (F_PR)	$t-1$ 日收盘至 t 日开盘前的隔夜收益率为负, 且 t 日日内收益率为正, 视为“低开高走”
	高开低走 (F_NR)	$t-1$ 日收盘至 t 日开盘前的隔夜收益率为正, 且 t 日日内收益率为负, 视为“高开低走”
被解释变量	个股预期收益率 (RET)	每月个股的对数收益率减去无风险收益率后的超额收益率
非核心变量	净流入金额比例变动 (Δ NBR)	t 月与 $t-1$ 月个股累计净买入额与上月末流通市值的比值之差
	个人投资者情绪 (Sent)	个人投资者情绪衡量指标, 个人新增开户数对宏观经济景气指数的回归残差
	市场情绪 (CICSI)	由易志高和茅宁 (2009) 构建的中国股票市场投资者情绪综合指数, 以封闭式基金折价率、IPO 数量及上市首日收益率、消费者信心指数和新增投资者开户数为初始指标构建, 衡量了市场层面整体的情绪指标
	T+1 交易制度 (T1Disct)	T+1 折价率反映了 T+1 交易制度对个股收益率的影响, 折价率越高, T+1 交易制度对个股的影响越大
	反转因子 (Reverse)	$t \sim t-n$ 月的平均收益率 ($n=3, 6$)
	低开高走幅度 (PR_Range)	“低开高走”现象中股票开盘价和收盘价的相对差异, 衡量“低开”相对“高走”的强度
	规模 (SIZE)	每月上市公司 A 股流通市值的对数值
控制变量	账面市值比 (BM)	净资产与每股股价的比率
	净资产收益率 (ROE)	净利润与平均净资产之比, 反映公司所有者权益的投资回报率
	特质波动率 (Ivol)	经风险因子调整后的收益率残差的标准差
	动量 (Mom)	$t-2$ 月至 $t-12$ 月的累积收益率
	流动性 (ILL)	Amihud 非流动性指标
	异常换手率 (HB)	当月换手率高于前期平均水平以及市场平均水平的部分
	股权离散度 (Disp)	股东人数 $\times 10000$ / 流通股股数

3 实证检验结果与分析

3.1 描述性统计

表 2 为主要变量的描述性统计。可以看出, 每月“低开高走”和“高开低走”现象的发生概率 (F_PR、F_NR) 分别为 30% 和 20%, 差值为 10%。对于二者的实际差异情况, 本文在后续的表 4 和表 5 中进行了相应的统计检验, 证明了中国股票市场“低开高走”现象的发生频率显著高于其他类型的股价行为。T+1

交易制度造成的月度股票收益折价率平均为 1.05%, 标准差为 7.09, 且最小值和最大值之间差值显著, 说明 T+1 制度对不同股票的影响存在着巨大差异。表 3 为相关变量的皮尔森相关系数矩阵。可以看出, 除了股权离散度、规模和流动性之间的相关性略高, 主要变量间相关系数较小, 不会对实证分析造成显著影响。

表 2 描述性统计

变量	样本观测	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
F_PR	319472	0.30	0.12	0.30	0.00	0.60	0.05	2.96
F_NR	319472	0.20	0.10	0.19	0.00	0.50	0.37	3.06
T1Disct	276185	1.05	7.09	0.56	-20.74	24.95	0.38	5.38
Sent	311002	0.01	0.33	-0.05	-0.41	1.40	1.61	7.47
CICSI	286557	38.71	6.09	38.48	21.31	49.74	-0.38	2.96
Size	293109	13.16	1.01	13.09	10.62	15.88	0.27	3.18
Bm	293099	0.36	0.24	0.31	0.00	1.17	1.15	4.25
Roe	290160	0.04	0.07	0.03	-0.30	0.26	-0.77	9.09
ILL	293089	0.07	0.11	0.03	0.00	0.75	3.85	20.53
Mom	290219	5.71	50.57	1.08	-114.40	150.30	0.39	3.24
HB	292636	0.96	19.64	-0.61	-58.56	94.36	1.56	10.98
Disp	285552	1.25	0.87	1.00	0.15	4.42	1.37	4.82
Asset	290514	1.08	0.23	1.02	0.68	2.47	3.84	20.77
Ivol	289011	0.03	0.01	0.02	0.01	0.06	0.91	3.60

表 3 相关性分析

	F_PR	F_NR	Size	Bm	Roe	ILL	Mom	HB	Disp	Asset	Ivol
F_PR	1										
F_NR	-0.36***	1									
Size	-0.12***	0.09***	1								
Bm	-0.07***	-0.03***	-0.08***	1							
Roe	-0.06***	0.10***	0.28***	-0.11***	1						
ILL	-0.03***	-0.04***	-0.52***	0.08***	-0.11***	1					
Mom	-0.04***	0.04***	0.14***	-0.37***	0.12***	-0.13***	1				
HB	0.01***	-0.05***	0.03***	-0.03***	-0.04***	-0.05***	0.07***	1			
Disp	0.05***	-0.03***	-0.44***	-0.08***	-0.08***	0.26***	0.01***	-0.00*	1		
Asset	-0.04***	0.07***	0.17***	-0.14***	0.31***	-0.08***	0.14***	-0.01***	-0.05***	1	
Ivol	0.00	-0.15***	-0.07***	-0.22***	-0.06***	0.10***	0.24***	0.19***	0.18***	0.01***	1

注: *、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

3.2 “低开高走”在中国股市的普遍性和显著性

表 4 分年统计了 2006—2019 年中国 A 股市场个股层面包括“低开高走”在内的四类股价行为的年发生频率。根据随机游走理论假设,在完全竞争市场中,不考虑隔夜和日内收益率皆为 0 的极少数情况,四类股价行为的发生频率应无显著差异(平均为 25%)。为衡量“低开高走”现象较其他股价行为的显著程度,本文对四类股价行为的发生频率是否显著异于 25%这一平均水平进行单侧 T 检验。表 4 的列(3)、(4)可以看出,个股层面上“低开高走”现象的发生频率围绕 30%浮动,各年均值皆显著高于 25%;而列(1)、(2)、(5)~(8)表明,“高开低走”、“低开低走”和“高开高走”的平均发生率围绕 20%~25%波动,皆显著低于“低开高走”现象,即仅“低开高走”的发生率显著稳定的高于 25%。可以说,“低开高走”是我国 A 股市场中最为常见的价格行为。

表 4 股票价格模式占比_分年统计/%

年份	高开低走		低开高走		低开低走		高开高走	
	频率	$H_0: > 0.25$	频率	$H_0: > 0.25$	频率	$H_0: > 0.25$	频率	$H_0: > 0.25$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
2006	0.21***	(1.00)	0.32***	(0.00)	0.23***	(1.00)	0.24***	(1.00)
2007	0.23***	(1.00)	0.28***	(0.00)	0.19***	(1.00)	0.30***	(0.00)
2008	0.22***	(1.00)	0.31***	(0.00)	0.27***	(0.00)	0.20***	(1.00)
2009	0.22***	(1.00)	0.31***	(0.00)	0.20***	(1.00)	0.27***	(0.00)
2010	0.21***	(1.00)	0.32***	(0.00)	0.24***	(1.00)	0.23***	(1.00)
2011	0.22***	(1.00)	0.32***	(0.00)	0.27***	(0.00)	0.20***	(1.00)
2012	0.21***	(1.00)	0.33***	(0.00)	0.26***	(0.00)	0.20***	(1.00)
2013	0.20***	(1.00)	0.32***	(0.00)	0.26***	(0.00)	0.22***	(1.00)
2014	0.20***	(1.00)	0.32***	(0.00)	0.25	(0.05)	0.23***	(1.00)
2015	0.19***	(1.00)	0.30***	(0.00)	0.24***	(1.00)	0.27***	(0.00)
2016	0.22***	(1.00)	0.31***	(0.00)	0.25***	(0.00)	0.22***	(1.00)
2017	0.21***	(1.00)	0.33***	(0.00)	0.27***	(0.00)	0.19***	(1.00)
2018	0.22***	(1.00)	0.31***	(0.00)	0.26***	(0.00)	0.20***	(1.00)
2019	0.26***	(0.00)	0.28***	(0.00)	0.23***	(1.00)	0.24***	(1.00)
Total	0.22***	(1.00)	0.31***	(0.00)	0.25***	(1.00)	0.23***	(1.00)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著；列(2)、(4)、(6)和(8)为四类股价行为发生频率是否大于 25%的单边 T 检验,括号中为 p 值。

表 5 的 Panel A 和 Panel B 分别统计了 2006—2019 年我国主要股票指数及其在不同市场走势下 4 类股价行为的年均发生频率,以及其发生率是否大于 25%单侧 T 检验;Panel C 为“低开”“高走”“高开”“低走”4 类股价行为之间的

Pearson 相关性检验。

表 5 A 股市场层面股价行为的描述统计

Panel A: A 股各板块									
市场指数		低开高走		高开低走		高开高走		低开低走	
		频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
上证综指		0.31 ***	(0.00)	0.18 ***	(1.00)	0.25	(0.52)	0.26	(0.08)
深证成指		0.32 ***	(0.00)	0.17 ***	(1.00)	0.27	(0.57)	0.25	(0.04)
沪深 300		0.28 ***	(0.00)	0.20 ***	(1.00)	0.27	(0.04)	0.25	(0.50)
中证 500		0.32 ***	(0.00)	0.16 ***	(1.00)	0.27	(0.04)	0.26	(0.20)
上证 50		0.27 **	(0.01)	0.22 ***	(1.00)	0.25	(0.50)	0.26	(0.12)
Panel B: A 股个股牛熊市									
市场走势		低开高走		高开低走		高开高走		低开低走	
		频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
个股	牛市	0.29 ***	(0.00)	0.19 ***	(1.00)	0.22 ***	(1.00)	0.21 ***	(1.00)
	熊市	0.27 ***	(0.00)	0.20 ***	(1.00)	0.18 ***	(1.00)	0.24 ***	(1.00)
上证综指	牛市	0.31 ***	(0.00)	0.18 ***	(1.00)	0.28 **	(0.00)	0.23	(0.95)
	熊市	0.32 ***	(0.00)	0.17 ***	(1.00)	0.20 ***	(1.00)	0.31 ***	(0.00)
深证成指	牛市	0.32 ***	(0.00)	0.16 ***	(1.00)	0.27	(0.08)	0.25	(0.75)
	熊市	0.31 ***	(0.00)	0.17 ***	(1.00)	0.22 ***	(0.99)	0.30 ***	(0.00)
Panel C: 股价行为的相关性									
		低开		高走		高开		低走	
低开		1							
高走		0.13 ***		1					
高开		-0.95 ***		-0.13 ***		1			
低走		-0.12 ***		-0.89 ***		0.13 ***		1	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著；括号中为 p 值；列(2)、(4)、(6)和(8)为四类股价行为发生频率是否大于 25%的单边 T 检验。

从绝对占比上看,无论股票指数在市场总体(Panel A)抑或不同市场走势中(Panel B),列(1)、(2)结果表明,仅“低开高走”现象的发生率稳定高于 25%,其均值围绕 30%上下浮动;其余三类股价行为的发生频率主要围绕 20%~25%上下波动,显著低于“低开高走”现象,从其与完全竞争市场下 4 类股价行为发生频率的理论平均值(25%)之间的差异上看,仅“低开高走”发生频率显著高于 25%的理论平均水平,与表 4 的统计结果一致。而在股价行为的相关性上,Panel C 的 Pearson 线性相关性检验结果表明,股价的“低开”和“高走”(“高开”和“低走”)行为在 1%显著水平上具有显著的正相关关系,相关系数约为 0.13,

即“低开”和“高走”(“高开”和“低走”)常常相伴相生,二者存在显著的正向联系^①。

表 6 统计了国际主流股票市场指数四种股价行为的发生频率。可以看出,在欧美、日、中国香港和中国台湾等国际主流股票市场,股价“高开”行为(特别是“高开高走”)占据了绝对优势(列(3)、(5)),成为四类价格行为中最常见的现象,而“低开高走”(列(1))几乎是发生频率最低的股价行为(美国、韩国和俄罗斯股市中“低开高走”虽不是最罕见的价格行为,但发生频率仍相对较小)。

表 6 国际主股票市场指数股价行为的描述统计/%

股票指数	国家	低开高走		高开低走		高开高走		低开低走	
		频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$	频率	$H_0: >0.25$
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
标普 500	美国	0.22***	(1.00)	0.16***	(1.00)	0.36***	(0.00)	0.27***	(0.07)
台湾加权指数	台湾	0.16***	(1.00)	0.32***	(0.00)	0.32***	(0.00)	0.20***	(1.00)
韩国综合指数	韩国	0.21***	(1.00)	0.31***	(0.00)	0.29***	(0.00)	0.19***	(1.00)
澳洲标普 200	澳洲	0.16***	(1.00)	0.20***	(1.00)	0.37***	(0.00)	0.27*	(0.02)
俄罗斯 RTS	俄罗斯	0.20***	(1.00)	0.18***	(1.00)	0.38***	(0.00)	0.25***	(0.71)
法国 CAC40	法国	0.23***	(0.99)	0.25***	(0.47)	0.29***	(0.00)	0.23***	(1.00)
巴西 IBOVESPA	巴西	0.17***	(1.00)	0.20***	(1.00)	0.38***	(0.00)	0.25***	(0.45)
德国 DAX	德国	0.22***	(1.00)	0.24***	(0.95)	0.32***	(0.00)	0.23***	(1.00)
恒生指数	香港	0.20***	(1.00)	0.29***	(0.00)	0.29***	(0.00)	0.22***	(1.00)
日经 225	日本	0.21***	(1.00)	0.24***	(0.89)	0.31***	(0.00)	0.24***	(0.90)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著；括号中为 p 值；列(2)、(4)、(6)和(8)为四类股价行为发生频率是否大于 25%的单边 T 检验。

综上可以看出,“低开高走”现象在中国 A 股市场长期存在,其显著性远高于其他价格行为和理论平均水平,相对于国际股票市场,这一现象在中国股票市场尤为突出。因此,“低开高走”现象在中国股市具有独特性和重要的研究价值。

3.3 “低开高走”对资产收益率的影响

已有研究认为“高开低走”反映了市场噪音交易、异质投资者行为和信息不对称程度(Akbas et al., 2019;尹力博和马泉,2020),需要市场予以更高的风险补偿,因此“高开低走”能正向预测未来的收益;而“低开高走”不具有经济含

^①感谢审稿专家的意见和提醒,本文同时考虑了流动性的影响,并参考曲荣华和刘扬(2020)根据非流动性指标分组,进行了子样本分组检验。结果表明,排除流动性影响后,“低开”和“高走”行为仍旧存在显著的正相关关系。出于篇幅要求,此处省略汇报相关结果。

义,与预期收益不相关。但这一结论无法适用于中国的股票市场独特的“低开高走”现象。“低开高走”在中国股市的独特表现说明,市场中存在驱动这一现象发生并独属于中国股市的长期因素,而这一因素能影响股票的预期收益。因此,本文通过分组检验、Fama-Macbeth 回归等方法,证实这一现象对资产收益率的影响。

3.3.1 分组检验

表 7 根据 t 月“低开高走”(“高开低走”)发生频率的高低划分 10 组,并考察组合 $t+1$ 月的收益率情况。其中,列 1 和 4、列 2 和 5、列 3 和 6 分别为两种价格行为的各分组 $t+1$ 月的原始收益率(Raw Return)、经 Liu et al. (2019) 三因子(CH3 α)、Liu et al. (2021) 四因子(CH4 α)调整后的收益率。从高低组收益差异(H-L)的统计结果可以看出,“低开高走”发生频率最高组的预期收益率在 1% 水平上显著小于最低组,收益差值-0.57%。“高开低走”最高频率组的收益率在 1% 的水平上显著大于最低组,收益差值 0.41%。经三因子(CH3 α)和四因子(CH4 α)调整后,“低开高走”发生频率高低组间收益率的负向差异依旧在 1% 的水平上显著,收益差值分别为-0.48%和-0.82%。即“低开高走”现象与资产预期收益水平显著负相关,“高开低走”则与预期收益水平显著正相关。

表 7 单变量分组检验

分组	组合预期收益率/%					
	低开高走			高开低走		
	Raw Return	CH3 α	CH4 α	Raw Return	CH3 α	CH4 α
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L	1.97	2.17	2.43	1.62	1.88	1.86
2	2.03	2.19	2.41	1.71	1.91	2.02
3	2.22	2.39	2.53	1.85	2.07	2.21
4	2.06	2.31	2.49	2.02	2.16	2.27
5	2.07	2.24	2.37	2.08	2.30	2.41
6	2.15	2.28	2.48	2.07	2.23	2.38
7	1.98	2.21	2.33	2.13	2.27	2.31
8	2.01	2.17	2.17	2.08	2.23	2.43
9	1.75	1.92	1.99	2.08	2.29	2.46
H	1.40	1.69	1.61	2.04	2.23	2.47
H-L	-0.57 ***	-0.48 ***	-0.82 ***	0.41 **	0.36 ***	0.61 ***
t 值	(-3.00)	(-3.24)	(-4.21)	(2.39)	(2.38)	(3.56)

注: *、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

3.3.2 回归分析

为了佐证分组检验的结果,本文以个股预期收益率($RET_{i,t}$)为被解释变量,

以个股每月“低开高走”的频率(F_PR)作为核心解释变量,并将控制变量纳入Fama-Macbeth 回归模型,检验“低开高走”现象对预期收益率的影响。由于现有研究对“高开低走”现象的重视,本文参照已有研究,以“高开低走”发生频率(F_NR)作为辅助性解释变量进行对照回归。基础回归模型如式(1):

$$RET_{i,t+1} = \alpha_1 + \beta_1 F_PR_{i,t} + \beta_2 F_NR_{i,t} + \sum \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

回归结果见表 8。出于稳健性原则,本文对基础模型采取进一步处理,包括:(1)在控制相关变量的前提下,分别将“低开高走”和“高开低走”发生频率独立作为核心解释变量纳入基础模型中(相关结果见表 8 列 1、2),回归模型为式(2)和(3);(2)采用经过 Liu et al. (2019)三因子(CH3α)、Liu et al. (2021)四因子(CH4α)风险调整后的收益率作为被解释变量,替换模型(1)、(2)中的个股预期收益率(见表 8 列(4)~(7))。

$$RET_{i,t+1} = \alpha_1 + \beta_1 F_PR_{i,t} + \sum \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
 (2)

$$RET_{i,t+1} = \alpha_1 + \beta_2 F_NR_{i,t} + \sum \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
 (3)

表 8 个股层面的回归结果

	个股预期收益率/%						
	RET			因子风险调整			
	(1)	(2)	(3)	CH3α		CH4α	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
低开高走	-0.015 *** (-3.43)		-0.011 *** (-2.67)	-0.016 *** (-3.98)	-0.012 ** (-3.12)	-0.021 *** (-4.21)	-0.017 *** (-3.53)
高开低走		0.020 *** (4.59)	0.016 *** (4.08)		0.014 *** (4.26)		0.015 *** (4.18)
Size	-0.009 *** (-5.23)	-0.009 *** (-5.21)	-0.009 *** (-5.24)	-0.010 *** (-10.69)	-0.010 *** (-10.71)	-0.009 *** (-10.52)	-0.009 *** (-10.63)
Bm	0.017 ** (2.95)	0.018 ** (3.10)	0.017 ** (3.06)	0.022 *** (5.14)	0.022 *** (5.28)	0.017 *** (3.54)	0.018 *** (3.69)
Roe	0.127 *** (7.46)	0.127 *** (7.48)	0.126 *** (7.42)	0.073 *** (6.71)	0.072 *** (6.66)	0.052 *** (4.29)	0.051 *** (4.22)
ILL	0.052 *** (5.98)	0.056 *** (6.68)	0.054 *** (6.12)	0.039 *** (4.92)	0.040 *** (5.02)	0.016 (1.61)	0.017 (1.79)
HB	-0.000 *** (-6.98)	-0.000 *** (-7.05)	-0.000 *** (-6.95)	-0.000 *** (-6.81)	-0.000 *** (-6.76)	-0.000 *** (-5.22)	-0.000 *** (-5.19)
Disp	-0.005 *** (-5.95)	-0.005 *** (-5.80)	-0.005 *** (-5.91)	-0.004 *** (-4.66)	-0.004 *** (-4.62)	-0.004 *** (-3.80)	-0.004 *** (-3.73)
Ivol	0.001 (0.54)	0.001 (0.80)	0.001 (0.81)	0.001 (1.62)	0.001 (1.95)	-0.001 (-0.88)	-0.001 (-0.68)

续表

	个股预期收益率/%						
	RET			因子风险调整			
				CH3 α		CH4 α	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Asset	0.007 *** (4.71)	0.007 *** (4.68)	0.007 *** (4.66)	0.008 *** (5.25)	0.008 *** (5.20)	0.008 *** (3.78)	0.008 *** (3.73)
Mom	0.000 (0.03)	0.000 (0.03)	-0.000 (-0.00)	0.000 (1.87)	0.000 (1.82)	-0.000 (-1.52)	-0.000 (-1.54)
常数项	0.123 *** (4.46)	0.112 *** (4.14)	0.119 *** (4.28)	0.147 *** (10.49)	0.142 *** (10.09)	0.141 *** (11.13)	0.137 *** (10.84)
样本量	268077	268077	268077	260524	260524	259494	259494
Avg- R^2	0.10	0.10	0.11	0.07	0.07	0.08	0.08
F 统计量	24.58	26.43	23.51	32.74	31.01	22.10	21.39

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著；括号中为 t 值；回归结果已经 Newey-West 调整。

表 8 的列(3)为基准模型(1)的回归结果。可以看出,“低开高走”现象在 1%水平上与资产预期收益率呈-0.011 的显著负相关关系,对预期收益具有显著的负向预测能力,“低开高走”越显著的股票,预期收益率越低。而“高开低走”则与预期收益率呈显著的正相关关系,这与已有研究(尹力博和马泉,2020)和表 7 的分组检验结果一致。列(1)和(2)可以看出,当两类股价行为的发生频率各自作为核心解释变量时,回归结果与基准模型(1)的回归结果相一致,“低开高走”现象与个股预期收益的负相关系数为 1%显著水平的-0.015。列(4)~(7)表明,经过三因子和四因子风险调整后的个股收益率仍与“低开高走”现象在 1%的显著水平上呈负相关关系。由于“高开低走”变量加入模型前后并不影响回归结果的一致性,并且考虑到“低开高走”和“高开低走”之间相关性的潜在影响,本文后续的回归主要基于模型(2)、(3),将两类股价行为各自作为解释变量进行独立回归,以规避共线性影响和更鲜明地比较“低开高走”与已有文献高度关注的“高开低走”间的影响差异。

由于上述结论与尹力博和马泉(2020)在“低开高走”的定价能力上存在分歧,本文采取进一步检验以证实上述研究结论的稳健性和创新性。尹力博和马泉(2020)否定了“低开高走”对预期收益的预测能力,认为“低开高走”的发生率与预期收益不存在显著相关性,这与本文的结论相悖。本文认为,主要原因可能在于核心变量构造方式和构造目的存在差异:尹力博和马泉(2020)选用每月个股“低开高走”频率相对过去一个月的变化计算出“异常低开高走”频率(ab_PR¹),即 t 月与 $t-1$ 月的“低开高走”频率(F_PR)之比,目的是衡量市场上

多空对抗的激烈程度,而本文研究的是“低开高走”股价行为本身,因此采用直接计算每个月个股“低开高走”的发生频率(F_PR),目的是衡量“低开高走”现象本身的显著性。

研究目的的不同导致本文与尹力博和马泉(2020)不同构造方式得到的度量指标在经济含义上存在差异,鉴于两类方式皆有效度量了与研究目的相关的核心指标,两种度量方式皆存在合理性,所产生的实证结果差异不影响变量对各自研究对象的解释力和研究结论的正确性。然而出于稳健性原则,本文采用与尹力博和马泉(2020)相同的方式构造“低开高走”变量并进行 Fama-Macbeth 回归实证检验。同时本文推断,尹力博和马泉(2020)以相邻两个月“低开高走”频率的比值计算的指标可能会受到极端值的影响。为了规避这一潜在原因,本文亦参考 Akbas et al. (2019),用当月与过去 12 个月“低开高走”频率均值的比值衡量“低开高走”的异常频率(ab_PR^{12}),进行实证检验^①。同时,分别用当月与过去 3、6 个月的“低开高走”频率均值的比值(ab_PR^3 、 ab_PR^6)作为核心解释变量进行实证检验,以得到更为稳妥的结果。

表 9 为各项构造方式所得“低开高走”指标的稳健性检验结果。列(1)、(2)和(3)分别为基于本文、Akbas et al. (2019)和尹力博和马泉(2020)的变量构造方式得到的实证结果,列(4)和(5)为本文借鉴 Akbas et al. (2019)构造的基于过去 3、6 个月变量均值所得变量(ab_PR^3 、 ab_PR^6)的实证结果。可以看出,除列(3)外,其余构造方式所得实证结果均与前述研究结论一致,即“低开高走”现象与预期收益率的负相关关系仅在基于尹力博和马泉(2020)的变量构造方式所得变量(ab_PR^1)的实证结果中不显著,其余变量构造方式的回归结果皆支持了本文结论。表 10 报告了经 Liu et al. (2019)三因子($CH3\alpha$)、Liu et al. (2021)四因子($CH4\alpha$)风险调整后的个股收益率作为被解释变量的回归结果。可以看出,经因子风险调整后的回归结果依旧支持表 9 的分析结论^②。

尹力博和马泉(2020)将当月与过去 1 个月的“低开高走”频率之比作为衡量该现象的指标,易受到极端值的影响,因此在“低开高走”部分的实证结果可能存在不稳定性。变量的构造原则应服务于研究目的,本文研究的是“低开高走”现象本身及其成因解释,因此直接以“低开高走”的发生频率衡量该现象的显著性具有合理性。综上可得,本文表 8 的实证结果具备稳健性。

^① 尹力博和马泉(2020)与本文皆参考了 Akbas et al. (2019)的研究,而 Akbas et al. (2019)是较早以隔夜和日内收益率为基准构造度量股价行为指标的文献,因此在“低开高走”指标构建上具有重要的参考价值。

^② 虽然表 10 的 Panel A、Panel B 的列(3)异常低开高走频率(ab_PR^1)系数在 10%水平上显著,但统计显著性仍较弱,不改变原有结论。

表 9 稳健性检验

	个股预期收益率/%				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
F_PR	-0.015 *** (-3.43)				
ab_PR ¹²		-0.003 ** (-2.35)			
ab_PR ¹			-0.001 (-1.44)		
ab_PR ³				-0.002 ** (-2.57)	
ab_PR ⁶					-0.002 ** (-2.09)
常数项	0.112 *** (3.98)	0.106 *** (3.85)	0.090 ** (3.24)	0.097 *** (3.53)	0.103 *** (3.71)
控制变量 (N=9)	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	259784	259702	251184	256913	258997
Avg-R ²	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
F 统计量	22.54	22.37	19.87	20.91	22.12

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著；回归结果已经 Newey-West 调整；出于篇幅的需要，本表省略报告了控制变量的回归结果。

表 10 稳健性检验_经因子风险调整

	经因子风险调整的预期收益率/%				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: CH3 α					
F_PR	-0.016 *** (-3.77)				
ab_PR ¹²		-0.004 *** (-3.19)			
ab_PR ¹			-0.001 * (-2.38)		
ab_PR ³				-0.002 *** (-2.78)	
ab_PR ⁶					-0.003 *** (-2.74)
常数项	0.138 *** (9.81)	0.133 *** (9.60)	0.121 *** (9.11)	0.125 *** (9.34)	0.130 *** (9.46)
控制变量 (N=9)	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	252894	252834	244641	250151	252140

续表					
经因子风险调整的预期收益率/%					
Panel A:CH3α	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Avg- R^2	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07
F 统计量	30.67	30.23	28.89	28.88	29.92
Panel B:CH4α	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
F_PR	-0.021 *** (-4.05)				
ab_PR ¹²		-0.005 *** (-4.00)			
ab_PR ¹			-0.001 * (-2.49)		
ab_PR ³				-0.003 *** (-3.17)	
ab_PR ⁶					-0.004 *** (-3.53)
常数项	0.138 *** (10.65)	0.132 *** (10.43)	0.122 *** (9.82)	0.123 *** (9.93)	0.128 *** (10.23)
控制变量 (N=9)	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	252070	252011	243914	249359	251317
Avg- R^2	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08
F 统计量	20.21	19.82	18.48	18.72	19.36

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著；回归结果已经 Newey-West 调整；出于篇幅的需要，本表省略报告了控制变量的回归结果。

3.4 “低开高走”发生原因及其影响解释

由于中国股市 T+1 制度对日内交易的限制,理性的投资者倾向于临近开盘时卖出、收盘时买入(张兵,2020)。因此,T+1 交易制度可能是“低开高走”现象的发生基础。由于不同风险偏好和投资心态的差异,不同投资者对 T+1 制度的敏感度不同,导致“低开高走”的发生频率的差异进而影响预期收益。因此,本文从交易制度、投资者交易和非理性行为三方面分析“低开高走”的发生原因及其对资产收益的影响。

3.4.1 “低开高走”与反转效应

反转效应表明前期表现优异的股票在后期的收益水平会降低(French and Roll,1986),因此如果“低开高走”造成了当月股票收益水平的上涨,则可能引起次月股价的反转,“高开低走”同理。为检验“低开高走”对预期收益的负向影响是否来自反转效应,将反转因子作为解释变量纳入回归模型中,检验反转

效应能否完全解释“低开高走”对资产收益率的负向作用。参考 Griffin et al. (2003)、Wang and Chin(2004)、Gupta et al. (2013) 的研究,本文选取 $t \sim t-6$ 月的平均收益率作为中国股票市场反转因子(Reverse_6m)的度量指标,由于中国股票市场极高的散户占比和换手率,市场的超短期反转效应更显著(Cheema and Narte,2017),此处同时选取 $t \sim t-3$ 月的平均收益率度量较短期内的反转效应(Reverse_3m)。

此外,由于“低开高走”频率本身与当期的资产收益率水平存在显著的相关性,为排除共线性影响,本文并未直接将个股收益率作为反转因子(Reverse_m)的度量指标,而是参照 Drygas(2011)采用正交处理方式,用“低开高走”发生频率对同期收益率的回归残差代表剥离“低开高走”影响后的反转因子,以将“低开高走”中可能存在的反转因素的影响分离出来,以期独立两者的关联性。

将所构造的各项反转因子作为解释变量纳入基准模型(2),检验反转效应能否完全解释“低开高走”对资产收益率的负向作用。表 11 报告了考虑反转效应后“低开高走”行为与预期收益率的回归结果。从列(2)、(4)和(6)可以看出,在控制各项反转因子后,“低开高走”现象与预期收益率的负相关系数分别为 -0.009、-0.012 和 -0.014,分别在 5% 和 1% 的水平上显著,与表 8 的实证结果相一致。说明“低开高走”现象对预期收益率的负向影响无法由反转效应解释。

表 11 反转因子与股价行为对资产收益率的影响

	个股预期收益率/%					
	Reverse_3m		Reverse_6m		Reverse_m	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
低开高走		-0.009 ** (-2.21)		-0.012 *** (-2.78)		-0.014 *** (-3.21)
反转因子	-0.075 *** (-3.89)	-0.071 *** (-3.70)	-0.099 *** (-3.37)	-0.092 *** (-3.19)	-0.055 *** (-6.70)	-0.055 *** (-6.60)
常数项	0.097 *** (3.44)	0.102 *** (3.55)	0.087 ** (3.10)	0.093 ** (3.26)	0.097 *** (3.52)	0.105 *** (3.71)
控制变量(N=9)	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本	259958	259958	247923	247923	268077	268077
Avg- R^2	0.12	0.12	0.12	0.12	0.11	0.12
F 统计量	22.76	20.79	22.13	20.43	30.01	27.30

注: *、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著;回归结果已经 Newey-West 调整;出于篇幅的需要,此表省略报告控制变量的回归结果。

3.4.2 “低开高走”与 T+1 交易制度

T+1 交易制度使投资者在开盘时刻的买入行为更加谨慎,卖方投资者为了

规避日内风险更易选择开盘卖出以及时兑付收益,因此导致我国独特的负隔夜收益现象,即股价的“低开”(张兵,2020;Qiao and Dam,2020)。我国股市“低开高走”现象可能源于这项特殊的交易制度。T+1 制度对日内买入者的卖出限制和推迟势必导致,次日交易量增加(即卖盘转化为买盘)的过程中,积累的卖方存量在开盘后逐步减少,买方存量则不受影响。假设极端情况下全部的个股仅能买卖一次,T+1 制度中日内成交量的最大值为全部流通股本数。相反,T+0 制度对交易量不存在限制,日内最高交易量可为个股流通股本的数倍。可以说,T+1 制度导致供求关系在交易日内的逐步变化,空方在交易日内逐步走弱、多方逐步走强,造成了股价的“低开高走”。

参考朱红兵和张兵(2020),用 T+1 折价率(T1Disct)作为解释变量衡量 T+1 交易制度的影响并进行 Fama-Macbeth 回归,从交易制度视角分析其对股价行为的影响,再将 T+1 折价率分为高低两组,分别以“低开高走”和“高开低走”频率对预期收益率进行分组回归,检验不同交易制度影响程度下“低开高走(高开低走)”对预期收益影响的差异。

表 12 可以看出,受交易制度影响越大的股票组合“低开高走”的频率越高,受交易制度影响越小的股票组合“高开低走”的频率越高。T+1 交易制度对“低开高走”现象具有显著的推动作用,对“高开低走”现象具有显著的负向影响。

表 12 T+1 制度与股价行为的相关性

	低开高走	高开低走
T+1 折价率	0.01 *** (21.05)	-0.01 *** (-23.69)
常数项	0.50 *** (39.77)	0.20 *** (19.79)
控制变量(N=9)	控制	控制
样本量	202696	202696
Avg- R^2	0.27	0.25
F 统计量	197.22	160.84

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著；回归结果已经 Newey-West 调整；出于篇幅的需要,本表省略报告了控制变量的回归结果。

表 13 的分组回归可以看出,T+1 交易制度影响力的强弱对“高开低走”现象的收益预测能力没有显著差异,其对股价行为的资产定价能力的影响主要体现在对“低开高走”的单边影响上。在受 T+1 交易制度影响越大的组合中,“低开高走”现象与预期收益率显著负相关,而在制度影响较小的组中,“低开高走”与预期收益无显著相关性,说明除反转因素外,T+1 交易制度是导致“低开高走”负向影响预期收益的重要原因。

表 13 不同 T+1 制度折价率分组下股价行为与预期收益的回归

T+1 折价率分组	个股预期收益率/%			
	制度影响大	制度影响小	制度影响大	制度影响小
低开高走	-2.93 ^{***} (-5.10)	-0.51 (-0.99)		
高开低走			2.68 ^{***} (4.84)	1.58 ^{***} (3.08)
常数项	16.38 ^{***} (5.89)	10.35 ^{***} (4.13)	14.70 ^{***} (5.40)	9.81 ^{***} (3.94)
控制变量 (N=9)	控制	控制	控制	控制
样本量	86249	87775	86249	87775
Avg-R ²	0.11	0.14	0.11	0.14
F 统计量	23.79	21.27	23.99	20.96

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著；回归结果已经 Newey-West 调整；出于篇幅的需要，此表省略报告了控制变量的回归结果。

为了有效解释 T+1 交易制度对“低开高走”的收益预测能力的影响，表 14 中以“低开高走”幅度作为被解释变量衡量该现象中股票开盘和收盘价格的相对变化强度，将 T+1 折价率作为解释变量进行 Fama-Macbeth 回归，以检验 T+1 交易制度对股价“低开高走”变化幅度的影响。然后，按照“低开高走”幅度的高低划分为两组，进行“低开高走”频率对股票预期收益的分组回归，以检验“低开高走”的强度是否会影响“低开高走”现象的收益预测能力。表 14 列 (1) ~ (3) 表明，T+1 折价率越高，股价“低开高走”的幅度越高，而“低开高走”频率在其变化幅度较高时对预期收益具有更显著的负向影响。说明 T+1 交易制度在一定程度上增强了当期股价“低开高走”的幅度，较高的变化强度可能引发了后期股价的反向调整。资产价格上则表现为“低开高走”幅度较高时，股价行为与预期收益率的负向关系更为明显。

表 14 基于低开高走幅度的分组回归

	低开高走幅度 (1)	个股预期收益率/%	
		低幅度 (2)	高幅度 (3)
T+1 折价率	0.21 ^{***} (30.90)		
低开高走频率		-0.01 (-0.95)	-0.03 ^{***} (-4.04)
常数项	5.36 ^{***} (14.72)	0.13 ^{***} (4.90)	0.12 ^{***} (4.14)

续表

	低开高走幅度	个股预期收益率/%	
		低幅度	高幅度
	(1)	(2)	(3)
控制变量 ($N=9$)	控制	控制	控制
样本量	206595	101128	101917
$Avg-R^2$	0.12	0.11	0.11
F 统计量	135.31	18.12	19.36

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著；回归结果已经 Newey-West 调整；出于篇幅的需要，此表省略报告控制变量的回归结果。

综上，T+1 交易制度导致了我国股市显著的“低开高走”现象，且这一现象的发生频率显著高于其它股价行为的发生频率和完全竞争状态下的平均水平，由此导致后期收益水平的负向反馈以修正这一现象的过度表现。

3.4.3 异质投资者对“低开高走”的驱动

价格变化是投资者交易行为的直接反馈，交易制度对收益率的影响本质上是通过改变投资者的交易行为而作用于资产价格。由于投资理念、风险偏好和交易习惯的差异，不同投资者对 T+1 交易制度的敏感度存在差异。为了研究 T+1 制度导致的“低开高走”现象具体由哪类投资者驱动，本文根据资金规模将投资者类型划分为散户、中型投资者、大投资者和机构投资者，分别检验不同类型投资者的交易行为对“低开高走”现象的影响。

表 15 报告了股票价格行为与各类投资者净流入资金的 Fama-Macbeth 回归结果。可以看出，“低开高走”的发生与大投资者和机构投资者的资金流入正相关（见列（3）、（4）），与散户和中投资者的资金流入负相关（见列（1）、（2））。“低开高走”反映了股票价格开盘走低、收盘上涨的反向变化，而价格的变化是资金动向的结果，所以“低开”与资金流出、“高开”与资金流入直接相关。可以合理推测，“低开高走”与大（机构）投资者资金流入的正相关关系中，大（机构）投资者资金的流入推动了收盘价格的“高走”，大（机构）投资者的资金流入越多，“高走”现象越明显^①。同理，“低开高走”与散户和中投资者的资金流入负相关关系中，中小投资者的资金流入导致开盘价格的“低开”。资金动向反映了投资者的交易行为，在“低开高走”的现象中，大（机构）投资者主要在收盘时刻发挥作用，而中小投资者主要在开盘时刻发挥影响，二者相反的交易行为，驱动了股价在开盘、收盘时的反向变化。

^① 若非如此，即如若大（机构）投资者的资金流入与“低开高走”的正相关关系反映的是与股价“低开”（开盘价走低）频率的关系，则违背了资金流入、股价上涨的常识。

表 15 股价行为与异质投资者资金流入

资金净流入	低开高走				高开低走			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
散户	-0.14 *** (-7.40)				0.12 *** (10.93)			
中投资者		-2.47 ** (-2.57)				1.29 * (2.16)		
大投资者			0.12 *** (5.96)				-0.13 *** (-9.51)	
机构投资者				0.09 *** (8.60)				-0.07 *** (-9.37)
常数项	0.60 *** (31.77)	0.61 *** (32.62)	0.61 *** (32.18)	0.61 *** (32.34)	0.09 *** (6.01)	0.08 *** (5.72)	0.09 *** (5.91)	0.08 *** (5.65)
控制变量 ($N=9$)	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	187040	187040	187040	187040	187040	187040	187040	187040
Avg- R^2	0.08	0.08	0.08	0.08	0.09	0.08	0.08	0.08
F 统计量	52.96	49.48	52.12	55.62	77.05	64.33	73.88	72.72

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著；回归结果已经由 Newey-West 调整；出于篇幅的需要，此表省略报告控制变量的回归结果。

表 16 进一步报告了 T+1 制度对开盘后和收盘前 30 分钟主力资金净流入的影响，以及开盘后和收盘前 30 分钟股价行为与主力资金净流入额占比变动的 Fama-Macbeth 回归结果。列(1)、(2)可以看出，受 T+1 制度影响越大的股票，开盘阶段主力资金的净流入越低，尾盘阶段主力资金净流入越高，因此在我国 T+1 制度的背景下，资金量较高的投资者更倾向于在收盘阶段买入资产。列(3)~(6)可以看出，在影响时段上，收盘时刻主力资金流入对“低开高走”和“高开低走”行为具有更显著的影响，股价行为与开盘时刻主力资金净流入的相关性不显著，即主力资金对两类股价行为的影响皆体现在收盘阶段。列(5)、(6)可以看出，在影响方向上，收盘时刻主力资金净流入与“低开高走”行为显著正相关、与“高开低走”负相关。由于股价的上涨与资金流入正相关，可以推断主力资金主要在尾盘阶段流入和流出股市，影响股票收盘价格的走势，这与表 13 的实证结果互相印证。

表 16 T+1 制度、股价行为与开盘(收盘)主力净流入额占比变动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	开盘主力净流入	尾盘主力净流入	低开高走	高开低走	低开高走	高开低走
T+1 折价率	-0.02 *** (9.46)	0.01 *** (-14.67)				

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	开盘主力净流入	尾盘主力净流入	低开高走	高开低走	低开高走	高开低走
开盘主力净流入			-0.00 [*] (-2.21)	-0.00 (-0.05)		
收盘主力净流入					0.02 ^{***} (9.11)	-0.01 ^{***} (-9.18)
常数项	0.34 ^{**} (2.59)	0.31 ^{***} (5.39)	1.17 ^{***} (6.85)	1.09 ^{***} (6.82)	0.06 (1.10)	0.16 ^{***} (3.05)
控制变量(N=9)	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	127815	88803	182858	182858	142399	142399
Avg-R ²	0.35	0.10	0.08	0.08	0.02	0.02
F 统计量	46.93	39.57	38.51	37.72	17.63	19.64

注：*、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著；回归结果已经由 Newey-West 调整；出于篇幅的需要，此表省略报告控制变量的回归结果。

综上，具有资金优势的大(机构)投资者更倾向于在收盘时刻进行交易并驱动“高走”现象的发生，而中小投资者更倾向于在开盘时刻交易并驱动“低开”的发生，二者方向相反的交易行为导致了股价“低开高走”的规律性变化。

3.4.4 投资者情绪对“低开高走”的强化

除了交易制度和投资者行为等影响股价行为的长期因素，市场中可能存在着非理性行为对股价的短期影响。由于开盘时刻是隔夜信息、投资者情绪和意见分歧等非理性行为的集中反馈时点，而收盘时股价将理性回调、市场信息不对称降低(Berkman, 2012)，所以市场非理性程度较高时可能更易发生“高开低走”现象。“低开高走”不仅反映了 T+1 交易制度下投资者的理性选择，还可能包含了投资者非理性交易的影响。本文以市场情绪和个人投资者情绪两个层面的情绪指标衡量投资者的非理性，并将二者划分高、低组后进行 Fama-Macbeth 分组回归，以研究其对“低开高走”的收益预测能力的影响，同时，分别进行组间系数的差异性检验，以实证高、低情绪组间“低开高走”的系数差异。

表 17 为股价行为对预期收益率的分组回归结果。列(1)、(2)可以看出，在市场情绪高涨和低迷时，“低开高走”与预期收益的负相关系数分别为 1%显著水平的-0.018 和 10%显著水平的-0.013，二者在系数差异为显著水平 10%的-0.005；而列(5)、(6)可以看出，在个人投资者情绪高涨和低迷时，负相关系数分别为 1%显著水平的-0.020 和 5%显著水平的-0.011，二者在系数差异为显著水平 10%的-0.008。在一定程度上，投资者情绪高涨时“低开高走”现象对股票预期收益具有比投资者情绪低迷时较显著的负向影响，但显著程度较低，相较于列(3)、(4)和(7)、(8)中“高开低走”在高、低情绪组间的系数不存在显

著差异的统计结果,列(1)、(2)和(5)、(6)的高、低组间“低开高走”的系数差异虽然在 10%的水平上存在一定显著性,但显著性亦不明显。可以说,投资者情绪对“低开高走”的影响不存在明显的偏向性。

表 17 基于投资者情绪的分组回归

分组	个股预期收益率/%							
	市场情绪				个人投资者情绪			
	(1) 低	(2) 高	(3) 低	(4) 高	(5) 低	(6) 高	(7) 低	(8) 高
低开高走	-0.013 * (-2.15)	-0.018 *** (-3.18)			-0.011 ** (-2.10)	-0.020 *** (-3.88)		
高开低走			0.018 *** (2.89)	0.023 *** (3.80)			0.013 ** (2.07)	0.028 *** (5.16)
常数项	0.120 ** (3.26)	0.126 ** (3.09)	0.110 ** (3.06)	0.113 ** (2.83)	0.121 *** (4.62)	0.112 *** (3.83)	0.113 *** (3.90)	0.099 *** (3.46)
控制变量 ($N=9$)	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	136756	130452	136756	130452	136700	130508	136700	130508
Avg- R^2	0.11	0.09	0.11	0.09	0.12	0.12	0.12	0.12
F 统计量	16.93	9.92	18.17	10.48	17.25	14.88	18.09	15.39
系数差异	-0.005 * (0.06)		0.004 (0.20)		-0.008 * (0.09)		0.015 (0.01)	
经验 p 值								

注: *、**、*** 分别代表相关系数估计值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著;回归结果已经由 Newey-West 调整;出于篇幅的需要,此表省略报告控制变量的回归结果。

4 结论与启示

股票价格的日内行为近年来逐渐走入研究视野。与国际主流股市截然不同,“低开高走”是中国股票市场中较为普遍的股价行为,然而其背后的经济含义及研究价值尚未获得肯定。股价的规律性变化反映了投资者在特定时间进行了方向统一的交易行为,这一常态化的交易行为表明市场存在驱动其长期发生的因素,通过作用于交易者行为传导至资产价格。因此,对股价行为的研究有助于深入分析影响投资者行为和资产价格的长效机制。

通过检验“低开高走”在中国股票市场的普遍性和显著性,实证其对资产收益率的影响并分析这一现象的发生原因,研究得出以下结论:(1)“低开高走”是中国股票市场最为常见的现象,股价的“低开高走”与预期收益率显著负相关,这与国外已有研究中“高开低走”为普遍现象的结论相悖;(2)T+1 交易制度是“低开高走”现象长期存在的制度基础,受 T+1 制度的影响越大的股票,

“低开高走”现象对预期收益率的影响越显著,且这一负向影响无法完全由反转效应解释;(3)“低开高走”现象源自大(机构)投资者与中小投资者在不同时段反向交易行为的驱动,且主要与大(机构)投资者收盘时刻的买入行为、中小投资者开盘时刻的卖出行为相关,投资者情绪对此不存在显著影响。

股价行为是交易制度、投资者行为、市场信息等综合作用的结果,因此,价格的规律性变化蕴含着丰富的信息,特别是当价格行为显著影响资产的预期收益,则其在一定程度上反映了市场的不完全竞争性。监管部门在稳定市场运行、打击投机炒作的同时,应充分考察交易制度是否会影响股票价格的长期行为,以至于影响市场有效性,给投机者和资金优势者以套利空间;同时,相对于股价的极端波动,股价的规律性变化更为常见且更易被忽视,其被背后的经济含义更为深刻。监管部门在关注股价的极端波动的同时,还应积极识别股价规律性的同步变化是否存在消极影响。最后,应适当对投资者非理性情绪予以合理引导,制定差异化的交易制度以充分考虑制度对不同金融资产和投资者的影响差异,保证不同投资主体间权益的公平。

参考文献

- 黄成,刘东辉. 2007. 中国股市短期价格趋势策略适用性实证检验[J]. 财经理论与实践, 28(2): 71-76.
- Huang C, Liu D H. 2007. Empirical study on the applicability of short-term price's tendency strategy in Chinese stock market[J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 28(2): 71-76. (in Chinese)
- 蒋彧,龚丽. 2020. 中国沪深股市的开盘效应与收盘效应[J]. 管理科学学报, 23(5): 76-88.
- Jiang Y, Gong L. 2020. Opening and closing effects of China's stock market of Shanghai and Shenzhen[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 23(5): 76-88. (in Chinese)
- 刘红忠,何文忠. 2012. 中国股票市场上的“隔夜效应”和“午间效应”研究[J]. 金融研究, (2): 155-167.
- Liu H Z, He W Z. 2012. An empirical study on overnight effect and noon effect in China stock market [J]. *Journal of Financial Research*, (2): 155-167. (in Chinese)
- 刘清源,魏先华,王霖. 2016. 动量策略收益主要来源于隔夜?——基于沪市A股动量策略收益分解的探讨[J]. 投资研究, 35(3): 92-104.
- Liu Q Y, Wei X H, Wang L. 2016. Does momentum returns mainly come from overnight returns? An empirical study about decomposition of momentum returns

- [J]. *Review of Investment Studies*, 35(3): 92-104. (in Chinese)
- 刘维奇, 刘新新. 2014. 个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证 A 股市场
的研究[J]. *管理科学学报*, 17(3): 70-87.
- Liu W Q, Liu X X. 2014. Individual/institutional investor sentiment and stock
returns: Study based on Shanghai A-share market [J]. *Journal of Management
Sciences in China*, 17(3): 70-87. (in Chinese)
- 曲荣华, 刘扬. 2020. 中国 A 股的隔夜-日内反转效应[J]. *经济学报*, 7(4):
64-87.
- Qu R H, Liu Y. 2020. The overnight-intraday reversal effect in the Chinese A-share
stock market[J]. *China Journal of Economics*, 7(4): 64-87. (in Chinese)
- 王春峰, 卢涛, 房振明. 2007. 收盘价格形成机制对中国股票市场质量影响的实证
研究[J]. *当代财经*(2): 49-55.
- Wang C F, Lu T, Fang Z M. 2007. An empirical study on the impact of closing
price formation mechanism on the quality of China's stock market[J]. *Contemporary
Finance & Economics*, (2): 49-55. (in Chinese)
- 谢海滨, 范奎奎, 周末, 等. 2014. 中国股市对利好和利空信息的反应研究[C]//
中国系统工程学会第十八届学术年会论文集——A10 系统工程方法在金融、投
资、保险业等领域的研究. 合肥: 中国系统工程学会, 2-3.
- 易志高, 茅宁. 2009. 中国股市投资者情绪测量研究: CICSII 的构建[J]. *金融研究*,
(11): 174-184.
- Yi Z G, Mao N. 2009. Research on the measurement of investor sentiment in
Chinese stock market: The CICSII's construction[J]. *Journal of Financial Research*,
(11): 174-184. (in Chinese)
- 尹力博, 马泉. 2020. 异质投资者角力能够预测未来股价吗? ——中国 A 股市场
“高开低走”异象研究[J]. *系统工程理论与实践*, (9): 2239-2255.
- Yin L B, Ma X. 2020. Can the tug of war between heterogeneous investors predict
stock returns? The anomaly of “positive overnight returns followed by negative
daytime reversals” in Chinese A-share market [J]. *Systems Engineering-Theory &
Practice*, (9): 2239-2255. (in Chinese)
- 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
[J]. *金融论坛*, 24(8): 3-11, 66.
- Zhang B, Xue B. 2019. A research on asset pricing model under the T+1 trading
rule—From the perspective of overnight return[J]. *Finance Forum*, 24(8): 3-11,
66. (in Chinese)
- 张兵. 2019. T+1 交易机制造成负向隔夜收益率变动[J]. *经济学报*, 6(4): 58-77.
- Zhang B. 2019. T+1 trading mechanism causes negative overnight return[J]. *China*

- Journal of Economics*, 6(4): 58-77. (in Chinese)
- 张兵. 2020. 中国资本市场的 T+1 交易制度研究: 隔夜收益率视角[J]. 管理世界, 36(12): 26-35, 51.
- Zhang B. 2020. The research of trading mechanism of China's capital market[J]. *Management World*, 36(12): 26-35, 51. (in Chinese)
- 赵秀娟, 魏卓, 汪寿阳. 2015. 基于日内效应的沪深 300 股指期货套利的分析[J]. 管理科学学报, 18(1): 73-86.
- Zhao X J, Wei Z, Wang S Y. 2015. Study on CSI300 index futures' arbitrage based on intraday effect[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 18(1): 73-86. (in Chinese)
- 朱红兵, 张兵. 2020. T+1 交易制度对中国股票市场的影响——来自长期折价率的证据[J]. 证券市场导报, (8): 22-30, 68.
- Zhu H B, Zhang B. 2020. The impact of T+1 trading system on China's stock market: Evidence from the long-term discount rate[J]. *Securities Market Herald*, (8): 22-30, 68. (in Chinese)
- Akbas F, Boehmer E, Jiang C, et al. (2019-02-09)[2021-08-06]. Overnight Returns, Daytime Reversals, and Future Stock Returns[EB/OL]. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3324880>.
- Amihud Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 5(1): 31-56.
- Aretz K, Bartram S M. (2015-10-07)[2021-08-06]. Making money while you sleep? Anomalies in international day and night returns[EB/OL]. <https://ssrn.com/abstract=2621406>.
- Berkman H, Koch P D, Tuttle L, et al. 2012. Paying attention: Overnight returns and the hidden cost of buying at the open[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(4): 715-741.
- Branch B S, Ma A. (2006-10-17)[2021-08-06]. The overnight return, one more anomaly[EB/OL]. <https://ssrn.com/abstract=937997>.
- Cheema M A, Nartea G V. 2017. Momentum returns, market states, and market dynamics: Is China different? [J]. *International Review of Economics & Finance*, 50: 85-97.
- Cooper M J, Cliff M T, Gulen H. (2008-09-29)[2021-08-06]. Return Differences between trading and non-trading hours: Like Night and Day[EB/OL]. <https://ssrn.com/abstract=1004081>.
- Drygas H. 2011. On the relationship between the method of least squares and gram-schmidt orthogonalization[J]. *Acta et Commentationes Universitatis Tartuensis de*

- Mathematica*, 15(1): 3-13.
- French K R, Roll R. 1986. Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders[J]. *Journal of Financial Economics*, 17(1): 5-26.
- Gerety M S, Mulherin J H. 1992. Trading halts and market activity: An analysis of volume at the open and the close[J]. *The Journal of Finance*, 47(5): 1765-1784.
- Griffin J M, Ji X Q, Martin J S. 2003. Momentum investing and business cycle risk: Evidence from pole to pole[J]. *The Journal of Finance*, 58(6): 2515-2547.
- Gupta K, Locke S, Scrimgeour F. 2013. Profitability of momentum returns under alternative approaches[J]. *International Journal of Managerial Finance*, 9(3): 219-246.
- Hendershott T, Livdan D, Rösch D. 2020. Asset pricing: A tale of night and day[J]. *Journal of Financial Economics*, 138(3): 635-662.
- Jain P C, Joh G H. 1988. The dependence between hourly prices and trading volume [J]. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23(3): 269-283.
- 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.
- Lachance M E. (2015-07-22) [2021-08-06]. Night trading: Lower risk but higher returns? [EB/OL]. <https://ssrn.com/abstract=2633476>.
- Liu J N, Stambaugh R F, Yuan Y. 2019. Size and value in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 134(1): 48-69.
- Liu Y, Zhou G F, Zhu Y Z. (2021-01-25) [2021-08-06]. Trend factor in China: The role of large individual trading[EB/OL]. <https://ssrn.com/abstract=3402038>.
- Lou D, Polk C, Skouras S A. 2019. Tug of war: Overnight versus intraday expected returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 134(1): 192-213.
- McInish T H, Wood R A. 1990. An analysis of transactions data for the Toronto stock exchange: Return patterns and end-of-the-day effect[J]. *Journal of Banking & Finance*, 14(2/3): 441-458.
- Miwa K. 2020. Market closures and cross-sectional stock returns[J]. *Asia-Pacific Financial Markets*, 27(1): 1-33.
- Qiao K N, Dam L. 2020. The overnight return puzzle and the “T+1” trading rule in Chinese stock markets[J]. *Journal of Financial Markets*, 50: 100534.
- Wang C Y, Chin S. 2004. Profitability of return and volume-based investment strategies in China's stock market[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 12(5): 541-564.
- Wood R A, McInish T H, Ord J K. 1985. An investigation of transactions data for NYSE stocks[J]. *The Journal of Finance*, 40(3): 723-739.

Research on the Pattern of Opening Low and Going High in Chinese Stock Market

Wanjing Wang¹ Bing Zhang¹ Hongbing Zhu²

(1. School of Business, Nanjing University; 2. School of Business, Hohai University)

Abstract This paper finds and confirms that there is a significant “opening low and going high” phenomenon in Chinese A-share market. This phenomenon is only prominent in Chinese stock market, and has a significant impact on the expected return of the stock. This paper provides an explanation for this phenomenon from the perspective of trading system and investor behavior. Based on the data of listed companies in Chinese A-share market from 2006 to 2019, by means of grouping test and Fama-Macbeth regression, this paper finds that: (1) “Open low and go high” is the most common price behavior in Chinese stock market, which is negatively correlated with the expected stocks’ return; (2) T+1 trading rule is the basis for the long-term existence of “opening low and going high”, and the negative impact of “opening low and going high” on the expected return can not be completely explained by the reversal effect; (3) “Open low and go high” is driven by the trading behavior of heterogeneous investors, and the role of investor sentiment is not obvious. This study expands the perspective of asset pricing research and provides suggestions for the improvement of trading rule in Chinese stock market.

JEL Classification G10, G11, G12