

中国股票市场流动性与动量效应

——基于 Fama - French 五因子模型的进一步研究

宋光辉 董永琦

华南理工大学 工商管理学院, 广东 广州 510640

陈杨炀 许林

华南理工大学 经济与贸易学院, 广东 广州 510006

摘要: 针对 Fama - French 五因子模型不足以很好解释股票市场的动量效应, 本文从因子定价模型出发, 依据流动性溢价理论, 将流动性作为风险因子加入五因子模型中构成六因子模型, 并采取六因子模型对动量效应进行解释。经过对中国股票市场大量实证检验发现: 流动性与动量效应显著负相关, 且加入流动性因子的六因子模型对动量效应的解释度有了很大提升, 解释度高达 75% 以上。这一发现在一定程度上缓解了现有资产定价模型在面对动量效应解释方面的尴尬境遇。

关键词: 股票市场流动性; 动量效应; 风险因子

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1674-1625(2017)01-0036-15

一、引言

自 Fama and Malkiel (1970)^[1] 正式提出有效市场假说(EMH)以来, 收益的持续性一直是经典金融理论学派和行为金融理论学派争论的焦点。由 Jegadeesh and Titman(1993)^[2] 提出的动量效应(Momentum Effect), 即 JT 价格动量策略, 证明了股票市场收益的持续性, 成为金融研究的热点。以 Fama(1996)^[3] 为代表的经典金融学派通过构建 Fama - French 三因子模型试图对动量效应的成因进行解释, 但并未取得理想的效果。那么, 这究竟是经典金融学派对于动量效应的解释真的无能为力的表现, 还是因为 Fama 在构建模型中遗漏

收稿日期: 2016-10-24

基金项目: 广东省自然科学基金项目(2016A030313512); 中央高校基本科研业务专项资金(2015KXKYJ01、2015ZM086)。

作者简介: 宋光辉(1961-), 男, 河南信阳人, 华南理工大学工商管理学院教授, 博士生导师, 经济学博士, 研究方向为基金投资与证券市场; 董永琦(1992-), 男, 甘肃庆阳人, 华南理工大学工商管理学院博士研究生, 研究方向为资产定价与风险管理; 陈杨炀(1993-), 男, 安徽安庆人, 华南理工大学经济与贸易学院硕士研究生, 研究方向为证券投资与公司金融; 许林(1984-), 男, 江西上饶人, 华南理工大学经济与贸易学院副教授, 硕士生导师, 管理学博士, 研究方向为基金投资风格。通讯作者。

了重要的风险因子呢?

资本市场的发展在于流动,流动性是股票市场乃至整个资本市场的生命力所在,流动性与资产定价也成为金融研究的热点(O'Hara 2003^[4])。至今,流动性成为影响资产收益的重要因素已得到国内外学者的认同(Amihud and Mendelson, 1986^[5]; 苏冬蔚等 2004^[6]; Acharya and Pedersen, 2005^[7]; 黄峰等 2007^[8])。但目前学术界鲜有学者探讨股票市场动量收益和流动性的关系,也没有将流动性因子纳入股票市场动量收益的解释模型中。那么,股票市场流动性和动量效应究竟呈现怎样的关系;股票市场流动性因子能否作为动量效应的有力解释因子。为解决上述问题,本研究将以中国股票市场为背景,从统计的视角整体研究股票市场流动性与动量效应的整体关系;进而运用计量模型比较在增加流动性因素之后,六因子模型与 Fama-French 五因子模型(Fama and French 2015^[9])对于动量效应的解释力以及流动性因子在解释模型中的显著性。

二、文献回顾

在动量效应存在性方面:自 Jegadeesh and Titman (1993) 发现动量效应以来, Rouwenhorst (1998)^[10]、Liew et al. (2000)^[11]、Fama et al. (2012)^[12] 等学者也证实了动量效应在国际股票市场上的普遍存在。国外学者对动量效应存在性的检验皆获得了一致的结论,一方面说明动量效应的存在具有普遍性,另一方面也说明国外等股票市场的数据特征较为接近。国内学者受这些研究成果的启发,做了大量研究,但研究结论具有很大分歧。王永宏 (2001)^[13]、杨忻等 (2004)^[14]、刘博 (2007)^[15] 等学者运用月频数据研究发现:中国股市并不存在动量效应;周琳杰 (2002)^[16]、鲁臻等 (2007)^[17]、高秋明等 (2014)^[18] 和陈蓉等 (2014)^[19] 等学者运用周频数据研究发现:中国股市存在中短期动量效应。造成这种结论分歧的主要原因是由于所用数据频率以及数据时间范围不同造成的,中国股市特有的投资者结构,使得其收益的持续和反转异常迅猛,股票市场的变动更为剧烈和频繁,动量效应的生命周期相对国外也更加短暂,这便使得中国股票市场的数据特征与国外股票市场的数据特征差别较大,因此,不顾实际情况采用月频数据进行研究显然难以得出科学的结论,只有使用频率更高的周数据才能对中国股市的动量效应进行侦测。

在动量效应成因方面:国内外学者以 CAPM 模型为基础,试图对动量效应成因进行解析,以维护经典金融理论的地位。Jegadeesh and Titman (1993) 尝试用 CAPM 对动量效应进行解释,结果发现动量组合所承担的市场风险不足以解释其高额收益;随后, Fama and French (1996) 在 CAPM 模型中加入了规模和价值风险因子,构造了 Fama-French 三因子模型,该模型对很多金融异象都可以进行解释,但对于动量效应的解释仍未能获得满意的结果; Wu^[20] (2002) 将条件信息加入 Fama-French 三因子模型中,推导出了可以拟合动量效应的时变风险三因子模型,但并未成功破解平均收益的秘密,且假定资产之间相互独立的假设也有悖于传统金融理论。国内学者徐信忠等^[21] (2006)、杜兴强等^[22] (2007) 学者借用三因子模型对中国股票市场动量效应的成因进行分析,发现 Fama-French 三因子模型能够在一定程度上解释中国股票市场动量效应,但解释力度不大。正如陈蓉 (2014) 所言,尽管众多学者做出了大量努力与尝试,但动量效应的传统金融学解释并未得到广泛认可。故而,提高动量效应成因的解释度已成为经典金融理论进一步发展的掣肘。因此,在经典金

融理论框架下,以现有研究成果为基础,如何增强对动量效应成因的解释成为当下传统金融理论研究者迫切需要解决的问题。经典金融学派在对动量效应解释时,未选取合适的风险因子修正因子定价模型,是其一直饱受质疑的重要原因。

为此,本研究在现有理论研究的基础上,选择合适的风险因子,构造适合中国股票市场的因子定价模型,对动量效应进行解释。从对现有股票市场的研究中,可知:现有的因子模型均遗漏了系统性金融风险因子——流动性,是其一直未能完美解释动量效应成因。尽管 Fama 和 French(2015) 为了增强对市场异象的解释,在原有的三因子模型基础上增加了盈利模式(RMW)和投资模式(CMA),扩展为五因子模型,但还是没有考虑到流动性因子。流动性是资本市场发展活力的指示器,没有流动就没有波动,没有波动也就没有股票收益的产生。因此,流动性也贯穿于股票市场发展的始终,并对股票的收益产生重要影响。Amihud and Mendelson(1986)以美国股票市场为研究对象,对流动性与资产定价的关系进行了全面研究,发现流动性与股票收益是显著负相关,从而开创性地提出了流动性溢价理论(Liquidity premium theory)。苏冬蔚等(2004)、罗登跃等(2007)^[23]学者对中国股市的流动性和资产定价和流动性关系进行实证研究,发现中国股票市场存在显著的流动性溢价。Acharya and Pedersen(2005)更是突破性地建立了流动性调整的资本资产定价模型(LA-CAPM),首次正式地将流动性因子纳入CAPM中。黄峰和杨朝军(2007)也对中国股票市场运用流动性调整的CAPM进行研究,发现中国股票定价中包含显著的流动性风险溢价。从上述国内外众多学者的研究成果可以看出,流动性与资产收益显著负相关已经成为学术界的共识,那么作为股票市场中特殊的收益现象——动量效应,与股票市场流动性之间的关系为何呢?股票市场流动性会不会对动量效应产生重要影响呢?

因此本研究的创新点在于检验 Fama - French 五因子模型在中国股市的适用性,首先通过检验我国股票市场流动性与动量效应之间的相关性之后,将流动性因素加入到 Fama - French 五因子模型中构成六因子模型,以实现从动量效应成因的有力解释,在一定程度上缓解了经典金融学派的因子模型对动量效应解释方面不足的境遇。

三、研究设计

(一) 流动性的测度

目前被普遍接受的市场流动性定义是“如果投资者在需要的时候能够以较低的成本买进或卖出大量股票而对价格产生较小的冲击,则认为市场的流动性水平高”(Harris, 1990)^[24]。根据 Liu(2006)^[25]、Goyenko et al.(2009)^[26]和 Hasbrouck(2009)^[27]等文献的论述,流动性包含交易成本和交易速度等维度。流动性的定义虽然包括多个维度,但是在实际测度中往往只侧重于主要维度。现有研究中对市场流动性的度量主要有买卖价差(Amihud et al. 1986; 张峥等 2013^[28])、换手率(Chordia et al. 2001^[29]; 苏冬蔚等 2004)以及 Amihud 指标(Amihud 2002^[30]; Kamara et al. 2001^[31])。由于高频数据的买卖价差难以获取,且计算基本过高,因此本研究依然使用可以广泛获取的低频数据来计算股票市场流动性。张峥和刘宗怡等(2013)学者以中国股票市场为背景,通过对各种流动性度量指标进行对比检验,发现无论是从横截面还是从时间序列的相关性来看,低频数据计算的 Amihud 指标相对于其他流动性指标更优,而换手率指标在中国股票市场上并不是良好的流动性度

量。鉴于 Amihud 指标的优良性和计算便利性,本研究使用 Amihud 指标来度量流动性。其构建方法如下式 1 所示:

$$ILLIQ_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \sum_{d=1}^{D_{iy}} \frac{|R_{iyd}|}{VOLD_{iyd}} \quad (1)$$

其中, $ILLIQ_{iy}$ 为第 i 只股票在第 y 期的流动性指标, D_{iy} 为第 i 只股票在第 y 期的交易天数; R_{iyd} 为第 d 天的股票收益率; $VOLD_{iyd}$ 为 d 天的成交金额(百万元)。该比率越小,说明股票流动性越好。在计算单个股票流动性指标后,依据各自市值权重,加权计算股票市场整体流动性。其计算方法如式 2 所示:

$$AILLIQ_y = \sum_{i=1}^{N_y} \frac{MV_{iy}}{TMV_y} * ILLIQ_{iy} \quad (2)$$

其中, N_y 为计算第 y 期股票市场平均流动性的股票数量; MV_{iy} 为第 i 只股票在第 y 期的市值; TMV_y 为第 y 月股票市场总市值。

(二) 理论模型

Fama and French(1996) 创造性地将规模和价值因素加入 CAPM 模型,构造了闻名遐迩的 Fama - French 三因子模型,力图对金融市场异象进行解释,其实证模型如式 3 所示:

$$R_{wmlt} - R_{ft} = \alpha_{wml} + \beta_{wml}(R_{mt} - R_{ft}) + s_{wml}SMB_t + h_{wml}HML_t + \varepsilon_{wmlt} \quad (3)$$

鉴于盈利能力和投资能力与平均收益之间的关系不能被三因子模型所解释,且面对金融市场异象的层出不穷,为了能进一步增强对这些市场异象的解释力,Fama and French (2015) 将盈利能力和投资能力因素加入三因子模型中,构造了更为有效且先进的 Fama - French 五因子模型。其实证模型如式 4 所示:

$$R_{wmlt} - R_{ft} = \alpha_{wml} + \beta_{wml}(R_{mt} - R_{ft}) + s_{wml}SMB_t + h_{wml}HML_t + r_{wml}RMW_t + c_{wml}CMA_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, R_{it} 为股票 i 在 t 期的对数收益率; R_{ft} 为 t 期的无风险利率^①; R_{mt} 为 t 期的对数市场收益率^②; SMB_t 为 t 期小盘股和大盘股对数收益率之差; HML_t 为 t 期高价值股和低价值股对数收益率之差; RMW_t 为 t 期强盈利股和弱盈利股对数收益率之差; CMA_t 为 t 期高投资股和低投资股对数收益率之差。根据 Fama and French 的研究,按照股票市值将股票分为大盘股和小盘股,其中占市值(Mc)^③ 前 90% 的股票为大盘股(B),后 10% 为小盘股(S);随后,按账面市值比(B/E)由高到低进行排序,其中前 30% 为高账面市值比(V),中间 40% 为中账面市值比(N),后 30% 为低账面市值比(G);交叉分组形成 SG, SN, SV, BS, BN, BV 六个股票组合,据此可以进行如下计算,进而产生各个因子变量的数值:

$$\begin{aligned} SMB_t &= \frac{1}{3}(SMB_{B/M} + SMB_{ROE} + SMB_{Inv}) = \frac{1}{3} \left[\frac{1}{3}(r_{SG} + r_{SN} + r_{SV}) - \frac{1}{3}(r_{BG} + r_{BN} + r_{BV}) \right] \\ &+ \frac{1}{3} \left[\frac{1}{3}(r_{SW} + r_{SN} + r_{SR}) - \frac{1}{3}(r_{BW} + r_{BN} + r_{BR}) \right] + \frac{1}{3} \left[\frac{1}{3}(r_{SC} + r_{SN} + r_{SA}) - \frac{1}{3}(r_{BC} + r_{BN} + r_{BA}) \right], \\ HML_t &= \frac{1}{2}(HML_S + HML_B) = \frac{1}{2}(r_{SV} - r_{SG}) + \frac{1}{2}(r_{BV} - r_{BG}). \end{aligned}$$

RMW_t 和 CMA_t 的计算方法

① 本文选取三个月银行定期存款利率来计算无风险利率。

② 鉴于沪深 300 指数的代表性,本文选取沪深 300 指数计算市场组合收益率。

③ 为了更贴切的考虑市值的影响,本文选取个股的流通市值作为实证数据。

与 HML_t 相同 鉴于篇幅所限 就不在此展开了。需加以说明的是 RMW_t 是按照规模和净资产收益率(ROE)^①进行交叉分组的, CMA_t 是按照规模和资产增长率(Inv)进行交叉分组的。

鉴于流动性对资产收益的显著影响 在对动量效应构建因子模型时 将流动性纳入 Fama - French 五因子模型中 构造六因子模型 该因子的构造方法与 HML_t 的构造方法类似。其实证模型如式 5 所示:

$$R_{umt} - R_{ft} = a_{umt} + \beta_{umt}(R_{mt} - R_{ft}) + s_{umt}SMB_t + h_{umt}HML_t + r_{umt}RMW_t + c_{umt}CMA_t + l_{umt}ILLIQ_t + \varepsilon_{umt} \quad (5)$$

贝克特(Bekaert et al. 2007^[32]) 对标准普尔(S&P's) 19 个新兴市场的数据进行实证分析 发现资产流动性与滞后一期的收益率成正比。基于此 本文将滞后一期的因子变量也纳入扩展的六因子模型中 进行进一步的检验。其实证模型如式 6 所示:

$$R_{umt} - R_{ft} = a_{umt} + \beta_{umt}(R_{mt} - R_{ft}) + s_{umt}SMB_t + h_{umt}HML_t + r_{umt}RMW_t + c_{umt}CMA_t + l_{umt}ILLIQ_t + l'_{umt}ILLIQ_{t-1} + \varepsilon_{umt} \quad (6)$$

(三) 数据的选取及预处理

本文的研究对象锁定为上证 A 股。因沪市的主要上市公司在 2005 年底开始实施股权分置改革 故选择 2006 年 1 月 1 日~2015 年 12 月 31 日为研究区间。同时 又因高秋明、朱战宇、鲁臻等学者发现中国股市价格动量效应存在于 4 周以内的超短期 故本文采用周频数据进行验证。所用数据皆来自 Wind 数据库 采用 Excel 2010 对原始数据进行如下处理:

1. 在考虑股票更名的基础上 选取 2006 年 1 月 1 日~2015 年 12 月 31 日始终处于上市状态的个股共 794 只;
 2. 剔除 2006 年 1 月 1 日 处于停牌状态的股票 共 107 只;
 3. 剔除研究期间经历过 ST/* ST/PT 状态的股票 共 133 只;
 4. 剔除研究期间经过重大资产重组的股票 共 106 只。
 5. 剔除上市未满一年的股票 共 2 只;
- 经过上述 5 个步骤处理后 本文最终选定上证 A 股中的 446 只个股作为研究对象。

四、实证结果分析

(一) 动量效应的检验

动量效应的检验往往是通过构建动量策略实现的。鉴于现有研究动量策略时 对“排序期一持有期”的选择基本上是以周期性间隔为主(刘博 2007; 高秋明 2014) 这种间隔既忽视了周期间隔内的显著性也加强了动量效应的周期性。为了更细致地发现动量策略存在的时间区间 本研究对于“排序期一持有期”的选择采取非周期间隔的方式。由于朱战宇(2003)^[33]、陈蓉等(2014) 等学者对中国股市进行检验发现动量效应只存在于月内。故本研究对于月内的动量效应进行细致检验 分别选取 J 和 K 为 1、2、3、4、5 和 6 周对中国股市的动量效应进行检验。且 Lehmann et al. (1990)^[34] 和 Jegadeesh et al. (1993) 通过研究指出 构建动量策略过程中 在形成期和持有期之间间隔一周 可以避免价差传播 价格压力

^①鉴于账面价值 净资产收益率(ROE) 以及资产增长率是按季度公告的 为了进行周频分析 本文假定季度内的各周在两个季度数据之间遵循随机游走 以此产生周度序列。

和滞后反应的影响 ,因此本研究的排序期和持有期也采取间隔一周的方式 ,即(J ,1 ,K) 。同时效仿 Jegadeesh and Titaman(1993) 采取期间重叠的方法来进行构建动量策略。采用 Matalab2014 进行数值分析 ,随后采用 Eviews7.0 进行 t 检验 ,对 JT 价格动量效应进行统计检验 ,具体的实证结果如表 1 所示(需要说明的一点是 ,由于在计算收益率时未加入% ,故而数字显示较小 ,为了更精确的表达 ,此表取小数点后四位) 。

表 1 JT 价格动量效应统计结果

J K		1	2	3	4	5	6
1	W	.0016	.0026	.0037	.0043	.0046	.0052
	L	.0008	.0018	.0035	.0054	.0072	.0087
	W - L	.0008 ***	.0008 **	.0002	- .0012	- .0026 *	- .0035 **
	t 检验值	(3.387)	(2.675)	(1.216)	(- 1.023)	(- 2.056)	(- 2.712)
2	W	.0017	.0029	.0040	.0048	.0054	.0063
	L	.0012	.0028	.0044	.0061	.0076	.0094
	W - L	.0007 **	.0001	- .0003	- .0013	- .0023 *	- .0031 **
	t 检验值	(2.652)	(1.119)	(- .396)	(- 1.238)	(- 2.023)	(- 2.653)
3	W	.0018	.0021	.0033	.0040	.0052	.0062
	L	.0010	.0027	.0038	.0058	.0070	.0081
	W - L	.0005 *	- .0007	- .0004	- .0018	- .0018	- .0019
	t 检验值	(1.984)	(- .868)	(- .423)	(- 1.511)	(- 1.422)	(- 1.380)
4	W	.0005	.0008	.0018	.0030	.0044	.0060
	L	.0013	.0035	.0057	.0071	.0081	.0096
	W - L	- .0008	- .0027 ***	- .0039 ***	- .0042 ***	- .0038 ***	- .0036 **
	t 检验值	(- 1.293)	(- 3.205)	(- 3.806)	(- 3.545)	(- 2.968)	(- 2.599)
5	W	.0008	.0016	.0027	.0034	.0049	.0060
	L	.0015	.0031	.0053	.0070	.0084	.0099
	W - L	- .0007	- .0015 *	- .0026 **	- .0036 ***	- .0035 **	- .0039 **
	t 检验值	(- 1.126)	(- 1.969)	(- 2.671)	(- 3.037)	(- 2.551)	(- 2.628)
6	W	.0006	.0010	.0023	.0036	.0046	.0057
	L	.0016	.0036	.0051	.0067	.0081	.0095
	W - L	- .0010	- .0027 ***	- .0029 ***	- .0032 ***	- .0035 ***	- .0038 ***
	t 检验值	(- 1.766)	(- 3.521)	(- 3.128)	(- 2.878)	(- 2.939)	(- 2.836)

注: ***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关。因采用重叠抽样的方式计算累积持有期的累积超额收益 ,故使用自回归一致性 Newey - West 标准差计算 t 统计量。

从表 1 可以看出 ,对中国股市使用 JT 价格动量策略发现 ,在 36 个时间区间组合中 ,有 5 个时间区间组合可以获得正的累计超额收益率 ,且有 3 个累积超额收益率显著为正。进一步的可以看出 ,当观察期为 1~3 周 ,持有期为 1~2 周时 ,可以获得正的累积超额收益率 ,一旦观察期超过 4 周 ,持有期也超过 4 周时 ,动量效应便彻底消失 ,转化为反转效应。这一结论也与刘博(2007) 、高秋明(2014) 等学者的研究结论基本一致。对表 1 中的各个动量收益进行对比发现 ,当观察期为 1 周 ,持有期为 1 周或 2 周时 ,可获得最高的显著为正的周

平均超额收益率 0.08%。同时对构造动量组合的赢家组合和输家组合进行研究发现,在 36 个时间区间组合中,几乎所有的赢家组合和输家组合都可获得正的累积超额收益率,而动量收益显著为负并不是由于赢家组合在持有期表现不佳带来的,而是因为输家组合在持有期逆转的速度更快,远远超出了赢家组合稳定的盈利表现。这一有趣现象的产生可能是中国股票市场特有的投资者结构决定的,即散户投资者和风险投机者并存。

(二) 动量效应和流动性相关性研究

本研究采用 Amihud 指标,对 446 支股票的周流动性进行测度,并以此为基础,计算市场在每周的总体流动性。由此便可得到 2006 年~2014 年股票市场总体的流动性测度指标,如图 1 所示。

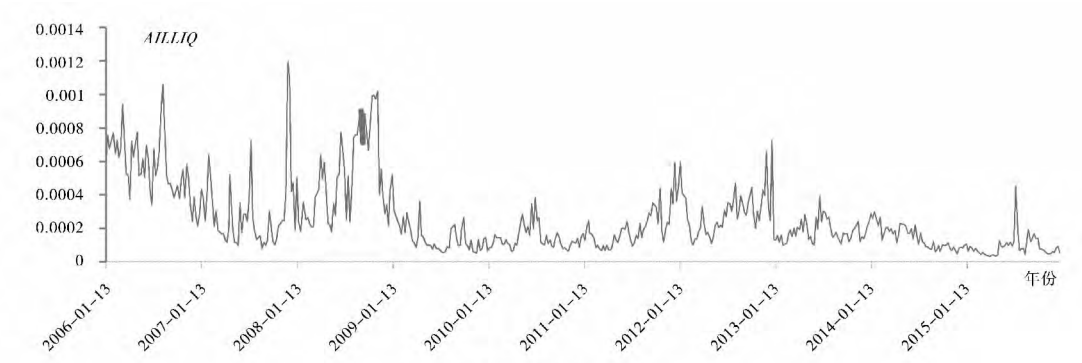


图1 股票市场总体流动性

从图 1 可以看出,利用 Amihud 指标计算的市场总体流动性 AILLIQ 能够很好地反映股票市场的历史流动性。2006 年~2007 年股票市场开始进入蓬勃发展时期,市场流动性不断增强, AILLIQ 也不断降低;2008 年~2009 年市场行情急转直下,步入了惊心动魄的熊市,市场流动性严重匮乏, AILLIQ 不断上升,且一度达到最高值;随后市场进入了漫长的调整期,市场流动性既无明显过剩,也无明显匮乏, AILLIQ 也一直在低位和中位之间徘徊。

Amihud and Mendelson(1986)提出的流动性溢价理论将股票收益与流动性关系进行了明确阐释。动量效应作为股票收益持续性的特殊现象,从理论上讲,其应该与市场的流动性存在某种相关性。不同时间区间组合下的动量效应显著不同,鉴于篇幅所限,同时为了能够更明确的说明问题,本研究从表 1 的 36 个时间区间组合中,选取动量效应最为显著的时间区间组合和最不显著(即反转效应最显著)的时间区间组合,即为观察期 1 周,持有期为 1 周的时间区间组合和观察期为 4 周,持有期为 4 周的时间区间组合,作为动量效应的代表。利用 SPSS20.0 软件进行分析,得到市场总体流动性与 1-1 动量组合的 Pearson 相关系数表(如表 2 所示)。

表 2 市场总体流动性与 1-1 动量组合 Pearson 相关系数表

		市场总体流动性	动量组合	赢家组合	输家组合
市场总体流动性	Pearson 相关性	1			
	显著性(双侧)				
动量组合	Pearson 相关性	-.091**	1		
	显著性(双侧)	.042			

续表 2					
赢家组合	Pearson 相关性	.031	.249***	1	
	显著性(双侧)	.493	.000		
输家组合	Pearson 相关性	.075	-.239***	.881***	1
	显著性(双侧)	.092	.000	.000	

注: ***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关。

从表 2 可以看出,市场总体流动性与 1-1 动量组合超额收益率的相关系数为 -0.091,且在 5% 的水平上显著,这表明市场总体流动性与动量效应是显著负相关的,而市场总体流动性与输家组合存在比较显著的正相关。为了从反面更进一步佐证上述结论,对市场总体流动性与反转效应进行相关性分析,得到市场总体流动性与 4-4 动量组合 Pearson 相关系数表(如表 3 所示)。

表 3 市场总体流动性与 4-4 动量组合 Pearson 相关系数表

		市场总体流动性	动量组合	赢家组合	输家组合
市场总体流动性	Pearson 相关性	1			
	显著性(双侧)				
动量组合	Pearson 相关性	.106**	1		
	显著性(双侧)	.018			
赢家组合	Pearson 相关性	.012	.280***	1	
	显著性(双侧)	.786	.000		
输家组合	Pearson 相关性	-.038	-.194***	.887***	1
	显著性(双侧)	.394	.000	.000	

注: ***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关。

从表 3 可以看出,市场总体流动性与 4-4 动量组合超额收益率的相关系数为 0.106,且在 5% 的水平上显著,即市场总体流动性与反转效应呈显著正相关,这表明随着动量效应的减弱,市场总体流动性与动量效应的负相关逐渐减弱,当反转效应显著涌现时,市场总体流动性与反转效应呈现显著的正相关。

综合表 2 和表 3 的分析结果可以发现,当 *AILLQ* 指标越高,即市场总体流动性越差时,动量效应越微弱,反转效应越显著,这一研究结果是符合流动性溢价理论的。一般而言,流动性差的股票大多存在于输家组合中,当市场总体流动性较差时,流动性对股票收益的影响越显著,输家组合的收益也就比较明显地高于赢家组合的收益,由此导致动量效应的消逝,反转效应的出现;反之,当市场总体流动性较好,流动性对股票收益的影响就会减弱,输家组合的收益也就不会显著高于赢家组合的收益,收益的持续性才会得以显现,动量效应才会出现。

(三) 六因子模型下动量效应成因分析

从上述动量效应和流动性相关性进行分析的结论看出,动量效应与市场总体流动性之间呈现显著的负相关。因此本文在 Fama-French 五因子模型的基础上加入流动性风险因素,构造六因素模型,并在此基础上考虑滞后后期的影响。以动量效应^①为被解释变量,对公

^①CAPM 模型中,当资产收益作为被解释变量时,无需扣除市场组合收益率;因此,在因子模型中,本文将动量效应作为被解释变量时,采用动量组合产生的收益率,而非扣除市场组合收益率的超额收益率,这一做法也与 Barroso et al. (2015) 等学者的做法一致。

式(3) - (6) 构建的四个模型进行对比检验。其中公式(3)和公式(4),即模型(1)和模型(2)是未考虑流动性因素的因子模型;公式(5)和公式(6),即模型(3)和模型(4)是考虑流动性因素后的因子模型。

在对动量效应采用因子模型回归之前,按照 Fama and French(2015)所采取的方式,进行冗余因子的鉴别。Fama and French(2015)在构造五因子模型前,逐个将每一个因子作为被解释变量,其他因子作为解释变量,进行因子之间的回归,以此来识别冗余因子,并发现在北美市场 *HML* 是冗余因子,在欧洲市场、日本市场和亚太市场, *SMB* 和 *CMA* 是冗余因子。冗余因子对于解释股票收益的作用微乎其微,其对于解释动量效应的帮助也不大,因此,在对动量效应进行回归之前,及时鉴别冗余因子,可以更好的优化模型,保证模型的解释力和简洁性。故而,对各个风险因子之间进行回归,得到因子之间的回归统计结果(如表4所示)。

表4 因子之间回归统计结果

	Int	$R_m - R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>ILLIQ</i>	Adj - R^2
$R_m - R_f$	-0.007		1.260	-0.563	0.395	.220	-1.025	0.605
t 值	-5.558		13.883	-5.232	3.952	1.568	-26.764	
<i>SMB</i>	0.003	0.220		0.007	-0.454	0.121	0.318	0.620
t 值	7.173	13.883		0.144	-12.172	2.065	15.549	
<i>HML</i>	0.002	-0.092	0.006		-0.024	0.154	-0.169	0.142
t 值	4.544	-5.232	0.144		-0.579	2.731	-7.372	
<i>RMW</i>	0.006	0.076	0.069	-0.028		-0.401	0.025	0.229
t 值	2.534	3.952	-12.172	-0.579		-6.771	0.959	
<i>CMA</i>	0.000	0.022	0.501	0.095	-0.208		0.031	0.710
t 值	0.435	1.568	2.065	2.731	-6.771		1.674	
<i>ILLIQ</i>	-0.007	-0.573	1.020	-0.578	0.073	0.176		0.446
t 值	-8.059	-26.764	15.549	-7.372	0.959	1.674		

当某一因子作为被解释变量,其他因子作为解释变量时,如果回归截距项接近0,则说明该因子可以被其他因子所覆盖,即该因子为冗余因子。从表4的实证结果可以看出, *CMA* 在中国市场上均为冗余因子,这与 Fama(2015)对亚太市场的研究结果一致。*CMA* 为冗余因子,是由于我国企业自改革开放以来大都奉行大量投资的模式,不顾盈利的大量投资导致中国企业投资模式差异化很低,且中国股票市场处于转轨时期,上市公司相对于投资模式更关注财务报表的盈利性,因此,投资模式对股票收益的影响也就很小。

在回归检验之前对模型中各个因子变量进行描述性统计分析,各个变量的描述性统计如表5所示。

表5 各个变量的描述统计量

	最大值	最小值	均值	标准差	夏普比率
$R_m - R_f$	0.14	-0.15	0.0017	0.03848	0.03
<i>SMB</i>	0.11	-0.06	0.0020	0.01638	0.09
<i>HML</i>	0.04	-0.03	0.0035	0.01054	0.29
<i>RMW</i>	0.06	-0.07	-0.0011	0.01445	-0.11

续表 5					
<i>CMA</i>	0.03	-0.03	0.0007	0.00871	0.03
<i>ILLIQ</i>	0.24	-0.15	-0.0079	0.03358	-0.25
<i>wml</i>	0.15	-0.18	0.0034	0.04333	0.07

表 5 表明,最高且最为显著的动量效应可以为带来平均每周 0.08% 的超额收益率,即 4.2% 的年超额收益率;倘若考虑市场收益率的话,动量组合平均每周可以获得 0.34% 的收益率,即平均每年可获得收益率 17.68%,这显然对于大多数投资者都具有极大的诱惑力。且动量效应的夏普比率更是高达 7.00%,显著高于市场因子的夏普比率。在六个因子中,从标准差而言,市场因子的最大,反映了中国股票市场波动剧烈的特征;就夏普比率而言,流动性因子的夏普比率最小,这更进一步说明流动性作为风险因子对股票收益有显著影响。

表 6 各个因子变量的 Pearson 检验

	$R_m - R_f$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>RMW</i>	<i>CMA</i>	<i>ILLIQ</i>
$R_m - R_f$	1					
<i>SMB</i>	0.045	1				
<i>HML</i>	-0.004	0.207**	1			
<i>RMW</i>	0.146**	-0.319	0.073	1		
<i>CMA</i>	-0.024	0.386***	0.028	-0.353***	1	
<i>ILLIQ</i>	-0.330**	0.204	-0.278	-0.207	0.235	1

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关。

从表 6 中可以发现,在对各变量的 Pearson 检验中,相关系数均小于 0.4,因此基本可以判断变量之间不存在严重的多重共线性问题(雷新途等,2016^[35])。且不难发现 *SMB* 与 *CMA* 呈现较为强烈正相关,这与表 4 得出的结论具有一致性。

为了保证研究的科学性,本文在回归之前,通过 White 异方差检验,故采用残差绝对值的平方为权重进行加权最小二乘法(WLS)估计,即对动量效应采用 Fama - French 三因子模型(模型 1)和 Fama - French 五因子模型(模型 2)进行 WLS 回归,以对比五因子模型对于动量效应的解释度是否有所显著提升,并验证冗余因子检验的结果。未考虑流动性风险因子的模型 1 和模型 2 的回归统计结果如表 7 所示。

表 7 未考虑流动性的因子模型回归结果

变量	模型 1		模型 2	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	0.000593*	1.959565	0.003441	1.064056
$R_m - R_f$	0.806558***	27.00582	0.871573***	26.81873
<i>SMB</i>	0.181507**	2.301320	-0.488015***	-4.302497
<i>HML</i>	-0.640721***	-3.479350	-0.855723***	-5.192011
<i>RMW</i>			-0.707693***	-3.735052
<i>CMA</i>			0.390765*	1.705587
Adj R ²	0.592055		0.639619	
F	180.6141***		245.7876***	
D - W	1.907117		1.850843	

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关;且因为收益率并未进行百分号处理,所以小数点保留六位。

从表7可以看出,模型2的截距项不能拒绝为零的假设,则说明模型2能基本上对动量效应进行解释,而模型1拒绝了截距项为零的假设。同时模型1和模型2的D-W值都接近2,表明解释变量与随机项不相关,即不存在自相关问题。且对比模型1和模型2的Adj-R²,可以发现模型2确实在一定程度上提高了对动量效应的解释力。模型1和模型2的系数大都在5%的水平上显著,只有模型2中CMA在10%的水平上显著,且CMA的系数绝对值在模型2中也是最小的,这在一定程度上说明了CMA在模型2中具有冗余性。

虽然模型2的解释力度相对来说已经不错了,但为回答考虑流动性后模型对于动量效应的解释度是否显著提升,流动性因子在模型中的系数是否具有显著性,对考虑流动性因子的模型3和模型4进行回归检验,具体实证结果如表8所示:

表8 考虑流动性的因子模型回归结果

变量	模型3		模型4	
	系数	t值	系数	t值
Constant	-0.009641	-0.055221	-0.008676	-0.073165
$R_m - R_f$	0.506788 ***	8.554283	0.495313 ***	8.366253
SMB	0.544038 ***	3.121614	0.518437 ***	2.980774
HML	-0.618441 ***	-3.895768	-0.636860 ***	-4.022752
RMW	-0.929455 ***	-5.207799	-0.840193 ***	-4.627986
CMA	0.084257	0.390412	0.208926	0.945232
ILLIQ	-0.517319 ***	-6.986819	-0.537767 ***	-7.244094
ILLIQ(-1)			0.087264 **	2.427373
Adj R ²	0.758064		0.785601	
F	255.1395 ***		278.6236 ***	
D-W	1.894318		1.874162	

注:***、**、* 分别表示在0.01、0.05和0.1水平上显著相关;且因为收益率并未进行百分号处理,所以小数点保留六位。

表8的实证结果表明,模型3和模型4的截距项都无法拒绝为零的假设,说明模型3和模型4能够很好的解释动量效应。流动性因子的系数在1%的水平上显著为负,说明流动性对于动量效应的解释确实是显著的,而且随着流动性因子的加入,CMA的冗余性进一步显现,也进一步验证了前面对冗余因子检验的结果,同时ILLIQ的系数显著为负也进一步证实了流动性溢价理论(Liquidity premium theory)。模型3和模型4的Adj R²达到75%,这说明流动性因子确实能够对中国股票市场动量效应的解释产生较大推动,并且ILLIQ(-1)的系数在1%的水平上显著,这与Bekaert et al. (2007)的研究结论一致。

(四) 稳健性检验

该因子模型对于其他动量组合所产生的收益是否也能很好的解释呢,为此,本文选取动量收益最小,显著水平最低的“3-1”动量投资组合,作为动量效应的代表,进行稳健性检验。对动量组合3-1,依然采取考虑流动性因素模型组和未考虑流动性因素模型组进行对比检验。得到未考虑流动性的因子模型进一步检验回归结果和考虑流动性的因子模型进一步回归检验结果。具体实证结果如表9和表10所示。

表 9 未考虑流动性的因子模型进一步检验回归结果

变量	模型 1		模型 2	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	-0.025882*	-2.061133	-0.007645	-1.287441
$R_m - R_f$	1.083989***	28.70435	1.033930***	30.49970
SMB	0.578317***	3.985124	-0.913230***	-6.114246
HML	0.834861***	3.524912	-0.187794***	8.699743
RMW			-0.656196***	-3.734166
CMA			2.109977	-0.976337
Adj R ²	0.568009		0.608887	
F	157.1661***		160.6349***	
D - W	1.906101		1.905920	

表 10 考虑流动性的因子模型进一步检验回归结果

变量	模型 3		模型 4	
	系数	t 值	系数	t 值
Constant	-0.012844	-0.815697	-0.007399	-0.093738
$R_m - R_f$	0.646666***	8.416128	0.676158***	8.916141
SMB	-0.153403***	7.066522	-0.260576***	7.493048
HML	-0.538963***	-2.824934	-0.464892***	-2.468643
RMW	-0.799152***	-4.683409	-0.562933***	-3.195488
CMA	1.689537	-0.773278	1.766055	-1.325771
ILLIQ	-0.568915***	-5.367954	-0.516139***	-4.921121
ILLIQ (-1)			0.264296***	4.390816
Adj R ²	0.749105		0.756480	
F	243.6776***		252.8510***	
D - W	1.995073		1.920629	

注: ***, **, * 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著相关; 且因为收益率并未进行百分号处理, 所以小数点保留六位。

从表 9 和表 10 可以看出, 在稳健性检验中, 模型 2、模型 3 和模型 4 的截距项都不能拒绝为零的假设, 说明这三个模型对“3 - 1”所产生的动量收益能达到基本解释。进行两个模型组的进一步对比研究, 可以发现, 考虑流动性因素的模型 3 和模型 4 的 Adj R² 也基本上在 74% 以上, 且流动性因子及其滞后项的系数在 1% 的水平上显著, 与表 7 和表 8 的实证结论基本一致, 证实了六因子模型的稳健性。除此之外, CMA 因子在中国股票市场上属于冗余因子的结论也进一步得到了证实。综上所述, 本文构建的六因子模型可以对动量效应进行很好的解释, 且流动性因子及其之后项在模型中是显著的。

五、结论

本研究从资产定价框架下的 Fama - French 五因子模型出发, 依据流动性溢价理论, 将流动性因子作为风险因子加入五因子模型中构成六因子模型, 对动量效应和股票市场流动

性之间的关系进行实证检验。检验结果发现:第一,市场总体流动性与动量效应显著负相关,这与流动性溢价理论一致;第二,发现在中国股票市场上投资模式因子(CMA)为冗余因子,该结论不同于美国股票市场;第三,在不考虑流动性因子的情况下,Fama-French五因子模型在解释力方面比三因子模型的确有了提升,但依然不足以很好地解释中国股票市场的动量效应,而在考虑流动性因子之后,六因子模型的解释度有了巨大提升,对动量效应的解释度高达75%以上。并且上述结论也通过了稳健性检验。本文无疑弥补现有因子模型对风险因子考虑不足的情况,这在一定程度上缓解了经典金融学派的因子模型对动量效应解释方面不足的境遇。

这一发现对于传统金融学理论的发展,尤其是因子定价模型有着推动作用,这也使得金融研究工作者明白动量效应是可以为经典金融学派所解释的,关键在于选择恰当的解释工具,构造合理的因子定价模型。股票市场的流动性与动量效应密不可分,不能离开流动性谈动量效应,当市场流动性枯竭的时候,动量效应也就无从谈起。同时也向世人表明经典金融学派的发展与行为金融学派的发展并不是一个相互排斥的过程,是一个相互融合的过程,其最终都是为了让人们对现实中的金融现象有更好的认知。

当然,本研究也存在不足之处,因为高频数据获取的困难性,在对股票市场流动性进行度量时,并未考虑隐性成本——买卖价差;同时本研究着眼于缓解经典金融学对因子模型解释的不足,提高解释力度,而对是否还存在其它因子并未进行考证。

参考文献:

- [1] Malkiel B G. ,and Fama E F. ,1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. Journal of Finance , Vol. 25 , No. 2: 383 -417.
- [2] Jegadeesh N ,and Titman S. ,1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implacations for Stock Market Efficiency. Journal of Finance ,Vol. 48 ,No. 1: 65 -90.
- [3] Fama E F. ,and French K R. ,1996. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies. Journal of Finance ,Vol. 51 ,No. 1: 55 -84.
- [4] O'Hara M. ,2003. Presidential Address: Liquidity and Price Discovery. Journal of Finance ,Vol. 58 ,No. 4: 1335 -1354.
- [5] Amihud, Y. ,and Mendelson H. ,1986. Asset Pricing and The Bid - Ask Spread. Journal of Financial Economics ,Vol. 17 ,No. 2: 223 -249.
- [6] 苏冬蔚,麦元勋. 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[J]. 经济研究, 2004(2) .
- [7] Acharya V V ,and Pedersen L H. ,2005. Asset Pricing With Liquidity Risk. Journal of Financial Economics , Vol. 77 ,No. 2: 375 -410.
- [8] 黄峰,杨朝军. 流动性风险与股票定价: 来自我国股市的经验证据[J]. 管理世界, 2007(5) .
- [9] Fama E F. ,and French K R. ,2015. A Five - Factor Asset Pricing Model. Journal of Financial Economics , Vol. 116 ,No. 1: 1 -22.
- [10] Rouwenhorst k G. ,1998. International Momentum Strategies. Journal of Finance ,Vol. 53 ,No. 1: 267 -284.
- [11] Liew J. ,and Vassalou M. ,2000. Can Book -to -Market ,Size and Momentum Be Risk Factors That Predict Economic Growth. Journal of Financial Economics ,Vol. 57 ,No. 2: 221 -245.
- [12] Fama E F. ,and French K R. ,2012. Size ,Value ,and Momentum In International Stock Returns. Journal of

- Financial Economics ,Vol. 105 ,No. 3: 457 –472.
- [13] 王永宏 赵学军. 中国股市“惯性策略”和“反转策略”的实证分析[J]. 经济研究 2001(6) .
- [14] 杨忻 陈展辉. 中国股票市场惯性和反转投资策略实证研究[J]. 清华大学学报(自然科学版) 2004 (6) .
- [15] 刘博 皮天雷. 惯性策略和反转策略: 来自中国沪深 A 股市场的新证据[J]. 金融研究 2007(8) .
- [16] 周琳杰. 中国股票市场动量策略赢利性研究[J]. 世界经济 2002(8) .
- [17] 鲁臻 邵恒甫. 中国股市的惯性与反转效应研究[J]. 经济研究 2007(9) .
- [18] 高秋明 胡聪慧 燕翔. 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 2014(2) .
- [19] 陈蓉 陈焕华 郑振龙. 动量效应的行为金融学解释[J]. 系统工程理论与实践 2014(3) .
- [20] Xueping Wu. ,2006. A Conditional Multifactor Analysis of Return Momentum. Journal of Banking & Finance ,Vol. 26 ,No. 8: 1675 –1696.
- [21] 徐信忠 郑纯毅. 中国股票市场动量效应成因分析[J]. 经济科学 2006(1) .
- [22] 杜兴强 聂志萍. 中国资本市场的中长期动量效应和反转效应 – 基于 Fama 和 French 三因素模型的进一步研究[J]. 山西财经大学学报 2007(12) .
- [23] 罗登跃 王春峰 房振明. 中国股市总流动性与资产定价关系实证研究[J]. 中国管理科学 2007(2) .
- [24] Harris L. ,1990. Estimation of Stock Price Variances and Serial Covariance from Discrete Observations. Journal of Financial & Quantitative Analyses ,Vol. 25 ,No. 3: 291 –306.
- [25] Liu W. ,2006. A Liquidity – Augmented Capital Asset Pricing Model. Journal of Financial Economics ,Vol. 82 ,No. 3: 631 –671.
- [26] Goyenko R. and Trzcinka C. ,2009. Do Liquidity Measures Measure Liquidity?. Journal of Financial Economics ,Vol. 92 ,No. 2: 153 –181.
- [27] Hasbrouck J. ,2009. Trading Costs and Returns for U. S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data. Journal of Finance ,Vol. 64 ,No. 5: 1445 –1477.
- [28] 张峥 李怡宗 张玉龙 刘翔. 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[J]. 经济学(季刊) 2013(1) .
- [29] Chordia T. Roll R. ,and Subrahmanyam A. ,2001. Market Liquidity and Trading Activity. Journal of Finance ,Vol. 56 ,No. 2: 501 –530.
- [30] Kamara A. ,Lou X. and Sadka R. ,2008. The divergence of liquidity commonality in the cross – section of stocks. Journal of Financial Economics ,Vol. 89 ,No. 3: 444 –466.
- [31] Amihud. Y. ,2002. Illiquidity and Stock Returns: Cross Section and Time – Series Effects. Journal of Financial Markets ,Vol. 5 ,No. 1: 31 –56.
- [32] Bekaert G ,Harvey C R ,and Lundblad C. ,2007. Liquidity and Expected Returns: Lessons From Emerging Markets. The Review of Financial Studies ,Vol. 20 ,No. 6: 1783 –1831.
- [33] 朱战宇 吴冲锋 王承炜. 不同检验周期下中国股市价格动量的盈利性研究[J]. 世界经济 2003(8) .
- [34] Lehmann B N. ,1990. Fads ,Martingales and Market Efficiency. The Quarterly Journal of Economics ,Vol. 105 ,No. 1: 1 –28.
- [35] 雷新途 陈昆亭 林素燕 郑啸. 资产结构反映资产专用性吗? – 来自中国上市公司 2001—2013 年的经验证据[J]. 南开经济研究 2016(1) .

(责任编辑 金 山)

**Liquidity and the Momentum Effect of China's Stock Market:
In-depth Study Based on Fama – French Five Factors Model**

Song Guanghui¹, Dong Yongqi¹, Chen Yangyang² and Xu Lin²

- (1. School of Business Administration, South China University of Technology ,
Guangzhou 510640 ,China;
2. School of Economics and Commerce, South China University of Technology ,
Guangzhou 510006 ,China)

Abstract: Since Fama – French Five Factor Model is not adequate to explain momentum effect in stock market, the present study develops a six factor model by taking liquidity as a risk factor according to the theory of liquidity premium to better explain the momentum effect. The results of a large number of empirical tests in China's stock market show that there is a significant negative correlation between liquidity and momentum effect, and the effectiveness of the six factor model has been greatly improved as it is up to 75%. The new model, therefore, is of significance for asset pricing model to explain momentum effect.

Key words: stock market liquidity; momentum effect; risk factors