



引用格式:游郭融,吴宏旭.我国创业板股票定价实证研究——基于市场溢价、规模溢价、价值溢价和流动性溢价四因子模型[J].郑州轻工业学院学报(社会科学版),2016,17(6):64-72.

中图分类号:F832 文献标识码:A

DOI:10.3969/j.issn.1009-3729.2016.06.008

文章编号:1009-3729(2016)06-0064-09

我国创业板股票定价实证研究

——基于市场溢价、规模溢价、价值溢价和流动性溢价四因子模型

Empirical studies on stocks pricing in China GEM

—Based on market, size, value and liquidity premium four factors model

游郭融¹, 吴宏旭²

YOU Guo-rong, WU Hong-xu

- 1. 福建师范大学 经济学院, 福建 福州 350108;
- 2. 中国科学院大学 经济与管理学院, 北京 101408

摘要:基于我国创业板股票周收益数据,运用CAPM模型和Fama-French三因素模型对数据进行回归分析,发现我国创业板股票市场存在明显的账面市值比效应和相对较弱的大规模效应。按照换手率对股票进行分组,发现平均周收益率随着流动性的增加而增加,与传统流动性溢价理论存在差异。在两种模型的基础上,添加流动性因子有助于消除截距项的异常收益,并且经流动性调整后的三因素模型的回归结果更优,即包含市场溢价、规模溢价、价值溢价和流动性溢价四因子的LAF模型能更好地描述我国创业板股票周收益率情况。我国创业板市场之所以表现出高流动性(低流动性风险)资产收益率高、而低流动性(高流动性风险)资产收益率低的特点,原因在于投资者对预期收益缺乏理性分析,交易成本偏高,信息不对称,从而扭曲了收益与流动性负相关的规律。

关键词:
创业板;
CAPM模型;
Fama-French
三因素模型;
流动性溢价

收稿日期:2016-03-22

基金项目:福建省科技厅软科学项目(2016R0032)

作者简介:游郭融(1992—),女,福建省福州市人,福建师范大学硕士研究生,主要研究方向:证券投资。

2009年10月30日,有“中国纳斯达克”之称的创业板股票市场在深圳正式开市,至今已近6年,上市公司的数量从最初的28家达到目前的429家,创业板股票得到了较为快速的发展。与主板市场不同,创业板市场为暂时无法在主板市场上上市的企业提供了融资途径,比如创业型、中小型和具有较高成长性的高科技企业的融资。创业板市场在我国资本市场上占有重要的位置,是对主板市场的重要补充。探索影响我国创业板市场的风险因素,提出我国二板市场科学的定价模型,为投资者的理性决策提供科学的指导和依据,对于推动我国创业板市场健康稳定发展具有重要的理论意义和现实意义。已有大量研究表明,规模效应、价值效应与流动性溢价在多数股票市场是存在的。这意味着对我国创业板市场风险因素的考察,也需考虑这几个因素的作用。本文拟基于CAPM资产定价模型和Fama-French三因素模型,通过调整因子类型设定新的资产定价模型,并对数据进行时间序列回归,对以下问题进行研究:(1)描述性统计结果是否支持创业板市场的价值效应和规模效应;(2)传统CAPM模型和Fama-French三因素模型对二板市场周收益率的解释效力比较;(3)剔除回归效果较差的因子后的Fama-French二因素模型的回归效果;(4)在控制市场因子、价值因子和规模因子的情况下,截距项与流动性分组是否存在明显的相关关系;(5)流动性调整后的CAPM模型和Fama-French模型对创业板周收益率的回归效果比较。

一、文献综述

较多实证分析显示,Fama-French三因素模型在实证结果上虽优于CAPM模型,但学者们还是致力于寻求更多具有良好解释力的风险因子,以完善该模型的解释能力。流动性是金融资产的一项重要属性。Amihud等^[1]首次开始关注股

票的流动性问题,提出了流动性溢价理论。实证分析结果发现,收益随着买卖价差的升高而升高,验证了市场存在明显的流动性溢价现象。之后,学界就开始关注将流动性因子作为风险因子之一纳入定价模型中。Brennan^[2]重新定义流动性因子,使用日内高频数据计算交易指令对价格的冲击,并将其作为非流动性指标来衡量股票流动性;Datar等^[3]选用了新的指标来代表股票的流动性大小,即换手率;Amihud^[4]通过由于交易导致的价格变化来构建流动性指标,并提出:在新的指标中,流动性越小,交易对价格的冲击就越大;我国学者李一红等^[5]对沪市的研究同时考虑了两种指标,其研究结论支持我国股市的流动性溢价的存在;刘卫民^[6]提出了考虑流动性的LCAPM模型,其模型解释效果突出;陈青等^[7]借鉴刘卫民构造流动性因子的方法,同样证明了LCAPM模型在我国股票市场的表现要优于CAPM模型和Fama-French三因素模型,并且使用LCAPM模型很好地解释了许多市场异象。

波动率因子对收益率的有效解释也是被大量实证结果所支持的:Pindyck^[8]指出,美国股票市场在1970年代的大幅下跌,可能与当时市场波动率的增加相关;郑振龙等^[9]认为,波动率是非常重要的一个系统性风险,横截面定价的实证结果显著,并且风险价格为负,在传统的CAPM模型中引入波动率风险因子会显著地降低定价误差,可以很好地解释一些异常收益情况。

另外,还有很多具有较高解释力的因子不断被发现,从而有助于完善现有的定价模型。本文主要围绕市场、规模、价值、流动性四因子进行实证分析。

二、基于我国创业板股票数据的实证研究

为研究影响我国创业板股价收益率的风险因素,本文通过检验传统资本资产定价模型、

Fama-French 三因素模型,以及相应经流动性调整后的模型(LACAPM, LAFF)解释创业板收益的适用性,来分析创业板市场的规模效应、价值效应和流动性溢价现象,选用 CSMAR 数据库提供的周收益样本、账面价值、账面市值比和换手率等数据对这几个模型进行实证分析。

1. 数据来源及预处理

本文采用的股票数据来源于深圳国泰安信息技术有限公司的 CSMAR 数据库。为保证数据的可得和连续,选取了2011年以前上市的158只流通中股票作为分析对象,研究时间段为2012年1月1日—2015年12月31日。为了获得足够数量的样本,选取周数据作为样本数据。

首先对数据进行 Fama-French 分析,将所有股票按市值分为小规模股票组合(S)和大规模股票组合(B),各占比50%;再根据2015年年末上市公司的账面市值比将股票分为低(L)、中(M)和高(H)3个组合,占比分别是30%、40%和30%,从而将股票按照MV值和BM值独立分组,交叉形成6个组合,即SL、SM、SH、BL、BM、BH组合。

2. 描述性统计

上述6个组合的描述性统计结果见表1。从表1可以看出,无论是S组还是B组,在同样规模的组合中,其平均周收益率随着账面市值比的上升而下降,也就是说,成长性股票的收益情况要优于价值型股票。通过统计结果对规模因子的解释情况可以发现,除了高账面市值比的组合(H)外,统计结果是支持规模因子与股票平均周收益率正相关的:在低账面市值比的分组中,周收益率随着市值的增加从0.0040上升至0.0061,上升了0.0021;中等账面市值比的分组中,小公司的收益率为0.0019而大公司的收益率为0.0022。从统计结果上看,规模效应较价值效应弱,而且表现出大规模效应。而Fama、French的研究结果表明:价值型股票的

收益率高于成长型股票,小规模公司收益率高于大公司。表1的描述性统计结果同Fama、French的研究结论有所不同。

表1 Fama-French 组合的描述性统计结果

组合名称	Mean	Variance	Skewness	Kurtosis
SL	0.0040	0.0017	0.0051	2.6342
SM	0.0019	0.0016	-0.2460	2.6086
SH	0.0011	0.0016	-0.0213	2.6917
BL	0.0061	0.0015	-0.1966	3.0231
BM	0.0022	0.0015	-0.1932	2.8855
BH	-0.0001	0.0015	-0.1980	2.5336

3. CAPM 和 Fama-French 三因素模型的实证检验

(1) 实证模型设计

根据 Fama-French 三因素模型设定的数学表达式如下:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i \beta_1 \times (R_{mt} - R_{ft}) + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + \varepsilon_{sit} \quad (1)$$

该模型是建立在 CAPM 的基础之上,再增加规模因子 SMB 和价值因子 HML 。其中

$$SMB = \frac{(R_{sl} + R_{sm} + R_{sh}) - (R_{bl} + R_{bm} + R_{bh})}{3} \quad (2)$$

$$HML = \frac{(R_{sh} + R_{bh}) - (R_{sl} + R_{bl})}{2} \quad (3)$$

SMB 和 HML 的描述性统计结果见表2。由表2可知, SMB 的均值为-0.31%, HML 的均值为-0.41%,两者均小于零。 SMB 是小规模公司收益减去大规模公司收益,均值为负数,同样支持了创业板市场呈现大规模效应的观点; HML 是高账面市值比公司收益减去低账面市值比公司收益,均值为负数,也说明了成长型股票的收益率要高于价值型股票的收益率,创业板具有低账面市值比效应。

表2 SMB 和 HML 因子的描述性统计结果

因子类别	Mean	Variance	Skewness	Kurtosis
SMB	-0.0031	0.0002	0.2144	3.1848
HML	-0.0041	0.0001	-0.3138	3.0295

(2) 回归结果

在回归之前先对数据进行检验,经检验得到序列平稳且不存在共线性问题。分别以 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型作为模型基础进行回归,结果见表 3。

从 CAPM 模型的回归结果可以看出,在 6 种组合中, β 的 p 值均接近零,系数的回归结果是非常显著的,说明传统资本资产定价模型的市场因子是能够有效捕捉到大部分股票收益率的。对于常数项,BL 组 α 值在 5% 的显著性水平上显著异于零,而 SL 组的 p 值也接近 10%,说明低账面市值比公司组合的股票在 CAPM 模型的回归中能够获得更多的异常收益,即资本资产定价模型对于低账面市值比公司的股票收益率的解释力度有限。

通过运用资本资产定价模型的结果来分析规模效应和价值效应,可以看出,无论是大规模公司还是小规模公司,组合的 α 值都随着账面市值比的增加而减小,存在着较为明显的价值效应;而对于规模效应,同描述性统计结果类似,低账面市值比和中账面市值比组的 α 值支持了大规模效应,而高账面市值比的结果却不甚明显。

Fama-French 三因素模型的回归结果显示, β 系数仍然非常显著,*SMB* 因子的系数 *S* 在 10% 显著性水平上不显著,*HML* 因子的系数在 10% 显著性水平上显著。这说明 *HML* 因子对各组收益的解释力度均较强。*SMB* 因子对前 4 组收益也有较强的解释力,但对于 BM 和 BL 组的解释力较弱,*SMB* 因子的系数随着规模的增加由正变为负数。由于 *SMB* 的均值为负,故 *SMB* 因子对大规模公司表现出正效应,对小规模公司表现出负效应,这再次证明了大规模效应的存在。同理,对 *HML* 因子进行分析,得到与前文一致的结论,即创业板股票存在低账面市值比效应。

对比 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型的回归结果,发现:在 α 的显著性上,Fama-French 模型的 α 均不显著,而资本资产定价模型有一组 α 显著异于零;而 CAPM 的 α 均值大于 Fama-French 三因素模型的 α 均值,说明 CAPM 回归结果存在更多异常收益,Fama-French 三因素模型能够解释更多的收益;Fama-French 三因素模型的 $\overline{R^2}$ 比 CAPM 模型的 $\overline{R^2}$ 提升了 3.8%。由此可见,在我国创业板市场上,相

表 3 CAPM 模型与 Fama-French 三因素模型的回归结果

Fama-French Groups	CAPM 模型回归结果			Fama-French 三因素模型回归结果				
	α	β	$\overline{R^2}$	α	β	<i>s</i>	<i>h</i>	$\overline{R^2}$
SL	0.0044 (0.1022)	1.1117 *** (0.0000)	0.7233	0.0005 (0.8360)	1.0703 *** (0.0000)	0.9443 *** (0.0000)	-0.7353 *** (0.0000)	0.8004
SM	0.0028 (0.1859)	1.1330 *** (0.0000)	0.8130	0.0016 (0.4404)	1.0942 *** (0.0000)	0.6685 *** (0.0001)	-0.1344 (0.3103)	0.8384
SH	0.0016 (0.4724)	1.1196 *** (0.0000)	0.7865	0.0019 (0.3751)	1.0721 *** (0.0000)	0.6617 *** (0.0001)	0.2398 * (0.0857)	0.8240
BL	0.0049 ** (0.0355)	1.0423 *** (0.0000)	0.7552	0.0024 (0.2283)	1.0828 *** (0.0000)	-0.3682 ** (0.0211)	-0.7122 *** (0.0000)	0.8281
BM	0.0032 (0.6160)	1.0502 *** (0.0000)	0.7551	0.0005 (0.8254)	1.0729 *** (0.0000)	-0.2717 (0.1462)	-0.2304 ** (0.0355)	0.7640
BH	-0.0003 (0.8776)	1.0833 *** (0.0000)	0.8077	0.0010 (0.6291)	1.0810 *** (0.0000)	-0.0856 (0.6036)	0.3127 ** (0.0232)	0.8140
Average	0.0030	1.0900	0.7735	0.0013	1.0789	0.2582	-0.2100	0.8115

注: *、* *、* * * 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著;括号内为 p 值; α 均值取绝对值计算。

较于 CAPM 模型, Fama-French 三因素模型的表现更加优越, 更能够解释创业板市场的平均周收益率。

鉴于 Fama-French 三因素模型回归结果中 *SMB* 因子的解释能力偏弱, 故将 *SMB* 因子剔除, 重新设定二因素模型如下:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \times (R_{mt} - R_{ft}) + h_i \times HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

对该模型进行回归, 结果见表 4。

表 4 剔除 *SMB* 因子的二因素模型回归结果

Fama-French Groups	α	β	h	$\overline{R^2}$
SL	0.0022 (0.4076)	1.1252*** (0.0000)	-0.5546*** (0.0012)	0.7491
SM	0.0028 (0.2069)	1.1331*** (0.0000)	-0.0064 (0.9632)	0.8111
SH	0.0031 (0.1769)	1.1106*** (0.0000)	0.3665** (0.0125)	0.7977
BL	0.0018 (0.3844)	1.0614*** (0.0000)	-0.7827*** (0.0000)	0.8202
BM	0.0000 (0.9869)	1.0571*** (0.0000)	-0.2824* (0.0623)	0.7613
BH	0.0009 (0.6773)	1.0760*** (0.0000)	0.2963** (0.0264)	0.8154
Average	0.0018	1.0939	-0.1605	0.7925

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著; 括号内为 p 值; α 均值取绝对值计算。

由表 4 可以看到, α 仍然均不显著异于零, 但是均值 0.0018 较三因素模型上升了 0.0005, 表现出更多异常收益; 二因素模型 $\overline{R^2}$ 均值也下降了 0.009, 解释力度下降; 而且剔除 *SMB* 因子后, h 在 SM 组更加不显著, 在 BM 组显著性也较三因素模型降低, 且在 5% 的水平下, 不能通过显著性检验。因此, 我们可以认为, *SMB* 因子的问题仅存在于大规模公司的部分分组中, 对整体市场收益的解释还是有效的。

4. 创业板市场流动性溢价的实证检验

下面就我国创业板市场是否存在流动性溢价现象, 以及加入流动性因子后的模型对收益率的解释能力的变化进行研究。

(1) 流动性溢价现象

以往研究者较多使用换手率、买卖价差与 Amihud 的非流动性比率等指标, 来衡量股票的流动性大小。本文将选取最常见的换手率作为衡量创业板股票流动性的指标。

传统流动性溢价理论认为, 流动性差的资产在交易过程中交易成本较高, 如果市场有效, 那么该种资产的市场价格应比同类型但流动性较高的资产的价格低, 即流动性低的资产收益率较高。

为分析创业板股价收益率与其流动性之间的关系, 我们首先将 99 只股票按照平均周换手率进行排序, 以大小排序分为 10 组, 并对各组进行基于 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型的回归, 结果的 α 值见表 5。

表 5 TurnoverRate 分组下 CAPM 模型和 Fama-French 模型回归 α 值

Turnover Rate Groups	Turnover Rate Value	CAPM 回归 α	Fama-French 回归 α
L ₁	0.0222	-0.0003	-0.0015
L ₂	0.0300	0.0015	0.0008
L ₃	0.0349	0.0003	-0.0010
L ₄	0.0392	-0.0005	-0.0016
L ₅	0.0443	0.0018	0.0016
L ₆	0.0514	0.0019	0.0011
L ₇	0.0567	0.0025	0.0024
L ₈	0.0617	0.0051	0.0034
L ₉	0.0734	0.0049	0.0021
L ₁₀	0.1186	0.0067	0.0063

从表 5 可看到, CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型的回归结果显示, 市场异像 α 值大致随换手率的增加而增加。在 CAPM 模型回归中, L₁ 组与 L₁₀ 组的 α 值相差 0.0070, 在 Fama-French 三因素模型回归中, L₁ 组与 L₁₀ 组的 α 值相差 0.0078, 即异常收益随着流动性的增加而加大。这尽管与传统流动性溢价理论不符, 但支持了将流动性因子作为影响收益率因素的结论。因此, 接下来我们尝试使用流动性因子

对 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型进行调整,并对研究样本进行回归分析。

(2) 流动性调整下模型的回归分析

为验证 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型在流动性调整下哪个表现得更好,本文重新设定如下两个模型。

流动性调整下的 CAPM 模型 (Liquidity-adjusted capital asset pricing model, LACAPM):

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \times (R_{mt} - R_{ft}) + q_i \times LIQ_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

流动性调整下的 Fama-French 三因素模型 (Liquidity-adjusted Fama-French three factors model, LAFF):

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \times (R_{mt} - R_{ft}) + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + q_i \times LIQ_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在回归之前,我们同样要进行数据的平稳性和共线性问题检验。检验结果表明,流动性因子序列是平稳的,变量之间不存在明显的共线性问题。

表 6 是 CAPM 模型及其流动性调整下的 CAPM 模型的回归结果。从表 6 可看到,在流动性分组之下,CAPM 模型回归结果的 α 值在 L_8 、 L_9 、 L_{10} 组中都显著异于零,说明 CAPM 模型对于高流动性组合的解释力度较差。LACAPM 模型回归的 α 值均不显著,并且随着流动性增加而增加的现象消失,说明流动性因子很好地解释了超额收益部分。 LIQ 因子的系数均值是正数,说明收益率随着流动性的增加而增加。除了在 $L_1 \sim L_4$ 低换手率组中, LIQ 因子不显著、绝对值不全小于原模型且 $\overline{R^2}$ 要低于原模型外,剩余 6 组流动性因子都是显著的,绝对值小于原模型并且 $\overline{R^2}$ 高于原始模型。CAPM 模型的 α 均值较高, $\overline{R^2}$ 均值较低,可见,流动性调整下的资本资产定价模型对收益率的解释效果较原模型更佳。

表 7 是 Fama-French 三因素模型及其流动

表 6 CAPM 模型与 LACAPM 模型的回归结果

Groups	α	β	h	$\overline{R^2}$
L_1	-0.0003 (0.9047)	0.9374 *** (0.0000)		0.7290
	-0.0014 (0.7911)	0.9347 *** (0.0000)	0.0462 (0.8129)	0.7264
L_2	0.0015 (0.5168)	0.9814 *** (0.0000)		0.7340
	-0.0023 (0.6595)	0.9750 *** (0.0000)	0.1227 (0.4226)	0.7330
L_3	0.0003 (0.8863)	1.0309 *** (0.0000)		0.7385
	-0.0029 (0.5708)	1.0250 *** (0.0000)	0.0897 (0.4746)	0.7372
L_4	-0.0005 (0.8472)	1.0193 *** (0.0000)		0.7105
	-0.0054 (0.2716)	1.0088 *** (0.0000)	0.1186 (0.2422)	0.7117
L_5	0.0018 (0.2769)	1.0935 *** (0.0000)		0.7362
	-0.0012 (0.5543)	1.0779 *** (0.0000)	0.1155 ** (0.0471)	0.7392
L_6	0.0019 (0.5265)	1.1359 *** (0.0000)		0.7644
	-0.0033 (0.2379)	1.1142 *** (0.0000)	0.1425 * (0.0977)	0.7686
L_7	0.0025 (0.3190)	1.1567 *** (0.0000)		0.7589
	-0.0006 (0.4009)	1.1240 *** (0.0000)	0.1657 ** (0.0101)	0.7724
L_8	0.0051 ** (0.0403)	1.1389 *** (0.0000)		0.7669
	-0.0045 (0.3333)	1.1149 *** (0.0000)	0.1467 ** (0.0179)	0.7777
L_9	0.0049 * (0.0948)	1.1227 *** (0.0000)		0.6926
	-0.0037 (0.1816)	1.1092 *** (0.0000)	0.1674 ** (0.0128)	0.7086
L_{10}	0.0067 ** (0.0357)	1.3070 *** (0.0000)		0.7225
	-0.0034 (0.5256)	1.2652 *** (0.0000)	0.0776 ** (0.0243)	0.7338
Average	0.0255	1.0924		0.7357
	0.0253	1.0749	0.1193	0.7409

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著;括号内为 p 值; α 均值取绝对值计算。

表7 FF和LAFF的回归结果

Turnover Rate Groups	α	β	s	h	q	$\overline{R^2}$
L ₁	-0.0015 (0.4797)	0.9686*** (0.0000)	-0.3385** (0.0480)	-0.4050*** (0.0046)		0.7626
	-0.0017 (0.7179)	0.9682*** (0.0000)	-0.3394* (0.0504)	-0.4040*** (0.0054)	0.0082 (0.9647)	0.7601
L ₂	0.0008 (0.7538)	0.9872*** (0.0000)	-0.0188 (0.9201)	-0.1893 (0.2227)		0.7331
	-0.0020 (0.7061)	0.9822*** (0.0000)	-0.0208 (0.9118)	-0.1729 (0.2746)	0.0908 (0.5605)	0.7312
L ₃	-0.0010 (0.6869)	1.0458*** (0.0000)	-0.0992 (0.6023)	-0.3568** (0.0248)		0.7495
	-0.0032 (0.5278)	1.0425*** (0.0000)	-0.1172 (0.5467)	-0.3424** (0.0345)	0.0631 (0.6172)	0.7476
L ₄	-0.0016 (0.5505)	0.9953*** (0.0000)	0.4414** (0.0317)	-0.1537 (0.3598)		0.7189
	-0.0040 (0.3020)	0.9889*** (0.0000)	0.4160** (0.0452)	-0.1365 (0.4200)	0.0859 (0.3980)	0.7181
L ₅	0.0016 (0.5368)	1.0574*** (0.0000)	0.6275*** (0.0021)	-0.1379 (0.4029)		0.7558
	-0.0007 (0.7079)	1.0498*** (0.0000)	0.5915*** (0.0045)	-0.1237 (0.3553)	0.1705* (0.0691)	0.7654
L ₆	0.0020 (0.6543)	1.1167*** (0.0000)	0.3140 (0.1173)	-0.0222 (0.8925)		0.7657
	-0.0018 (0.7751)	1.0987*** (0.0000)	0.2700 (0.1093)	0.0172 (0.9170)	0.1303** (0.0371)	0.7687
L ₇	0.0024 (0.3618)	1.1317*** (0.0000)	0.3748* (0.0691)	0.0616 (0.7152)		0.7638
	-0.0021 (0.1635)	1.1078*** (0.0000)	0.2772 (0.1772)	0.0891 (0.5904)	0.1489** (0.0229)	0.7739
L ₈	0.0034 (0.1784)	1.1418*** (0.0000)	0.1072 (0.5827)	-0.3936** (0.0160)		0.7760
	-0.0013 (0.3494)	1.1204*** (0.0000)	0.1046 (0.5866)	-0.3304 (0.0432)**	0.1220* (0.0502)	0.7826
L ₉	0.0021 (0.4618)	1.0942*** (0.0000)	0.6588*** (0.0040)	-0.5256*** (0.0053)		0.7250
	-0.0007 (0.5052)	1.0871*** (0.0000)	0.5957*** (0.0094)	-0.4350** (0.0249)	0.1099* (0.0629)	0.7297
L ₁₀	0.0063* (0.0566)	1.2741*** (0.0000)	0.5147** (0.0444)	0.0215 (0.9183)		0.7293
	-0.0029 (0.7179)	1.2386*** (0.0000)	0.4454* (0.0504)	0.0684*** (0.0054)	0.1018* (0.0747)	0.7386
Average	0.0227 0.0214	1.0813 1.0684	0.2582 0.2223	-0.2101 -0.1770		0.7485 0.7516

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著; 括号内为 p 值; α 均值取绝对值计算。

性调整下的模型的回归结果。由表 7 可知, Fama-French 三因素模型的 α 值仅在 L₁₀ 组中显

著不为零, 与表 6 中 CAPM 模型的回归结果对比, 再次验证了规模溢价和价值溢价属于系统

性风险,并且 LAFF 模型的回归结果同 LACAPM 模型回归结果相似:截距项随流动性变化的特点消失,LIQ 因子在低流动性组中不显著,LIQ 系数为 0.0901,大于零,LAFF 模型的平均截距项和 $\overline{R^2}$ 都优于 FF 模型。因此,流动性调整过的 Fama-French 三因素模型比原模型更贴合创业板平均周收益率。

最后,结合表 6 和表 7,对比 LACAPM 模型和 LAFF 模型,可以看到,在 $\overline{R^2}$ 和截距项方面 LAFF 模型表现更好,能解释更高比例的收益率情况,并存在更少的异常收益。为了统计上的严谨,对 LACAPM 模型和 LAFF 模型进行受限最小二乘法检验,经过计算,受限最小二乘法的 F 值为 2.44,在 10% 显著性水平上不为零,所以拒绝受限回归,即 LAFF 模型是有效的。

综上所述,本文认为包含有市场溢价、规模溢价、价值溢价和流动性溢价四因子的 LAFF 模型,能够较好地描述我国创业板股票周收益率情况。

三、结论

本文基于 2012 年 1 月 1 日—2015 年 12 月 31 日的周交易数据,运用 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型,结合流动性溢价理论,对影响我国创业板市场股票收益率的因素进行了研究。

使用标准的 CAPM 模型和 Fama-French 三因素模型进行时间序列回归分析,结果表明:其一,市场因子的解释效果非常好,账面市值比因子显著解释了收益,价值因子除了在高账面市值比分组中表现稍差之外,在其余分组中也较为显著,并且二因素模型结果反驳了剔除 SMB 因子的做法;其二,创业板存在着大规模效应和低账面市值比效应,大规模低账面市值比公司倾向于比小规模高账面市值比公司获得更多的超额收益;其三,在比较解释创业板的异常收益

和调整拟合优度上,Fama-French 三因素模型都要强于 CAPM 模型。

基于流动性溢价理论,在原模型的基础上添加流动性因子,寻找定价结果更为完善合理的模型,结果发现,包含有市场溢价、规模溢价、价值溢价和流动性溢价的四因子 LAFF 模型更适合描述我国创业板股票周收益率情况。

Fama-French 三因素模型中的规模溢价因子和价值溢价因子本身并没有太多经济学理论上的支持,多数是在实践中被证明两个风险因子的作用。规模效应和价值效应的存在,更多情况下只能说明市场上投资者的普遍投资理念。与许多成熟市场的研究结果相悖,创业板市场存在着大规模效应和低账面市值比效应,这说明创业板投资者与成熟市场投资者对于投资价值认定的不同和投资理念的差异,表现出一种不成熟的投资价值观。

在对创业板市场的流动性分析中,实证结论不符合人们高风险高收益的经济学直觉,与传统流动性溢价理论相悖,表现出了高流动性(低流动性风险)资产收益率高、而低流动性(高流动性风险)资产收益率低的特点。对此,本文认为有以下几个方面的原因。

首先,投资者对预期收益缺乏理性分析。市场的主体是投资者,他们对股票的流动性和收益率具有至关重要的影响。个人投资者在我国股市中占绝大多数,而具有专业优势的机构投资者比重却很小。与成熟市场相比,我国资本市场发展较晚,投资者投资理念较不成熟,投资行为较不理性,并且我国股市存在着明显的社会性,容易导致投资者行为同步化;加之许多机构投资者操盘,市场投机气氛浓重,故难用理性预期来分析未来股价收益情况。

其次,交易成本偏高。最直观的交易成本由政策变量决定,这直接影响到了流动性。与成熟资本市场相比,我国市场的交易成本明显

偏高。当交易成本从整体上看过高时,投资者将成本因素加入到风险—收益考虑中,这对于高流动性股票来说,其高流动性优势被高交易成本对冲掉,自然变得吸引力不足。

最后,信息不对称。我国股市信息不对称问题较为严重,上市公司的虚假信息、政府部门对相关信息的披露不完全、不及时,以及投资者对所披露信息的信任度有限,都导致了投资者无法做出理性判断,从而出现违背经济学常识的市场现象。

综上所述,虽然我国的创业板市场被称为“中国纳斯达克”,但与真正的纳斯达克相比,我国创业板起步较晚,尚未成熟,投资者行为较不理性,投机成分大,炒作严重,股票价格有违传统经济学原理,从而扭曲了收益与流动性负相关的规律。

参考文献:

- [1] AMIHUD Y, MENDELSON H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. *Journal of Financial Economics*, 1986(17):223.
- [2] BRENNAN MICHAEL J, SUBRAHMANYAM A. Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns[J]. *Journal of Financial Economics*, 1996(41):441.
- [3] DATAR V, NAIK N, RADCLIFF R. Liquidity and asset returns: an alternative test[J]. *Journal of Financial Markets*, 1998(1):203.
- [4] AMIHUD Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002(5):31.
- [5] 李一红, 吴世农. 中国股市流动性溢价的实证研究[J]. *管理评论*, 2003, (11):34.
- [6] WEIMIN L A. liquidity-augmented capital asset pricing model[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006(82):631.
- [7] 陈青, 李子白. 我国流动性调整下的 CAPM 研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(6):66.
- [8] PINDYCK R S. Risk, inflation and the stock market [J]. *American Economic Review*, 1984(3):335.
- [9] 郑振龙, 汤文玉. 波动率风险及风险价格——来自中国 A 股市场的证据[J]. *金融研究*, 2011(4):143.