

中国股票市场风险因素相关性研究

周芳^{1,2} 张维¹ 张小涛¹

(1. 天津大学管理与经济学部; 2 天津大学理学院)

摘要: 在传统的多元回归模型基础上,利用动态模型并结合分位数模型,研究了中国股票市场的风险因素如公司规模、账面市值比和流动性之间的相关性。研究表明,在考虑了流动性的滞后影响后,公司规模与其股票流动性之间存在显著的正相关关系,而账面市值比与股票流动性之间存在显著的负相关关系,进而揭示了流动性溢价理论可以解释股票市场中的规模效应和价值效应的原因。

关键词: 流动性; 公司规模; 账面市值比; 动态模型; 分位数模型

中图分类号: C93 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-884X(2012)07-0994-07

Relationship among the Risk Factors in Chinese Stock Market

ZHOU Fang ZHANG Wei ZHANG Xiaotao

(Tianjin University, Tianjin, China)

Abstract: Based on the traditional multiple regression model, we discuss the relationship among the risk factors such as firm size, book-to-market ratio and liquidity in Chinese stock market by using the dynamic regression model and quantile regression model. Our results show that, while the lagged effect of liquidity on firm size and book-to-market ratio is considered, there is a significant positive correlation between firm size and liquidity and a significant negative correlation between book-to-market ratio and liquidity. This reveals the reason of that liquidity premium theory can explain size effect and value effect.

Key words: liquidity; firm size; book-to-market ratio; dynamic model; quantile regression model

1 研究背景

20世纪80年代以来,一些研究,如文献[1~3]发现,股票市场存在规模效应、价值效应和流动性溢价现象。文献[4~9]进一步佐证了这些现象的存在。这些市场异象和有关研究结果表明,经典的资产定价模型如CAPM模型不能很好地解释资产的收益。由此,一些学者开始对这些模型进行修正,并提出了多种形式的资产定价模型。如FAMA等^[10]在CAPM中引入规模效应和价值效应,建立了著名的三因素模型;PASTOR等^[11]、CHAN等^[12]在FAMA等研究的基础上,进一步加入流动性因素,建立了包含流动性补偿的四因素模型;BRUCE

等^[13]则对三因素模型进行了修改,建立了一个包含市场、公司规模和流动性的三因素模型;ACHARYA等^[14]在CAPM模型中引入非流动性成本,用收益率减去相关非流动性成本替代CAPM模型中的收益率,提出了流动性修正的资本资产定价模型(LACAPM);LIU^[15]在经典的CAPM模型中,直接加入流动性风险补偿因子,建立了包含市场和流动性的二因素模型。这些资产定价模型都试图通过在CAPM模型中加入新的风险因素如公司规模、账面市值比以及流动性来解释资产的收益,然而这些风险因素能否独立地解释资产的收益,还需要对它们之间的相关性进行研究。

学术界关于风险因素相关性方面的研究相

收稿日期: 2012-05-20

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71131007,70601021);教育部“创新团队发展计划”资助项目(IRT1028)

对较少,针对中国市场的实证数据,现有文献主要对公司规模、账面市值比以及股票流动性之间的关系进行了部分探讨。例如,谭克等^[16]采用伴随趋势分析法(即先将某种因素从小到大分组,再观察另外的因素是否呈现某种趋势),研究了公司规模、账面市值比和市盈率之间的关系,未发现公司规模与账面市值比之间存在相关性;但其研究时间跨度小,并且也未涉及流动性因素。廖士光^[17]采用了交易量、股价和股价波动性等指标来衡量股票的流动性(其理由是这些指标与流动性相关),分别以总股本和流通市值度量公司规模,对上海股市1997年~2001年间的169只A股股票进行研究,发现公司规模与股票流动性之间存在着显著的正相关;但由于流动性度量指标选择的问题,其模型对数据的拟合并不理想,以总股本作为公司规模度量时拟合度仅为0.365,以流通市值作为公司规模度量时拟合度是0.695,模型也未能完全通过检验。

基于以上研究工作,以及考虑到在资产定价模型中引入诸如公司规模、账面市值比、流动性等风险因素的情况,本研究将在多元回归模型的基础上,利用动态模型并结合分位数回归模型,通过研究中国股票市场A股股票的实际数据,揭示公司规模、账面市值比和流动性这些风险因素之间的内在相关性,为风险资产定价和投资风险管理提供依据。

2 数据统计分析

2.1 指标的说明

本研究选择换手率和非流动性比率度量股票的流动性。换手率作为流动性的度量,能够反映交易的即时性和量的概念,可以对不同流通市值股票的流动性进行比较,而且其数据容易取得,是学术界普遍使用的流动性指标;该方法的缺点是不能直接反映交易对价格的影响。非流动性比率是通过改进AMIHUD^[18]的非流动性指标 $|R_{i,t}|/V_{OLD,t} \times 10^6$ (价格对交易量的敏感度)而开发的度量非流动性的指标。相对于AMIHUD利用收益率绝对值与成交金额的比率构造的非流动性指标,本研究构造的非流动性比率,结合了价格和交易额,度量单位时间内(月)单位交易金额所引起的价格变动幅度,更能直接地反映一个月的交易对价格的冲击。此外,将换手率和非流动比率一起进行研究,可从不同侧面反映股票的流动性。有关变量定义

如下:

(i) 换手率(T)定义为 $T_t = V_t/L_t$ 。其中, V_t 表示股票在第 t 月的总交易股数, L_t 表示股票在第 t 月的流通股数。

(ii) 非流动性比率(I)定义为 $I_t = [(H_{Pt} - L_{Pt})/O_{Pt}]/D_t \times 10^8$ 。其中, H_{Pt} 表示股票在第 t 月的最高价, L_{Pt} 表示股票在第 t 月的最低价, O_{Pt} 表示股票在第 t 月的开盘价, D_t 表示股票在第 t 月的交易额(万元)。

(iii) 公司规模(S)定义为 $S_t = \ln(M_{Vt})$ 。其中 M_{Vt} 表示股票在第 t 月的流通市值(万元)。

(iv) 账面市值比(B_M)定义为 $B_M = B_{Vt}/P_t$ 。其中, P_t 表示股票在第 t 月的收盘价, B_{Vt} 表示股票在第 t 月末的每股净资产。若本月末没有统计值,就用上季度末每股净资产的统计值;若本季度末没有统计值,就用上季度末与下季度末的每股净资产的平均值作为本季度末的每股净资产。

2.2 描述性统计

本研究选取中国股票市场1997年~2009年的全部正常上市的A股股票月度数据作为研究样本。考虑到数据分析的有效性和可比性,剔除了如下股票:研究期间内长期停牌或退市股票、账面市值比为负值的股票。此外,如交易天数不足15天则剔除该股票在该月的数据。最后选定的样本股票为406只,其中,深市180只、沪市226只。样本区间为1997年1月~2009年12月,共149个月。股票交易数据和其他财务数据均来自深圳国泰安公司开发的中国股票市场研究数据库(CSMAR)。利用Excel软件和Eviews 6.0软件辅助进行统计计算和分析。

为从总体上观察流动性、公司规模、账面市值比的特征及相互之间的关系,首先对406只样本股票分别计算公司规模、账面市值比、换手率,以及非流动性比率的等权重加权平均值的月度数据,各自得到149个数据点(对样本股进行等权重加权平均,既可防止流动性好且规模较大的股票在组合中所占比重过大,又可防止流动性较差和市值小的股票比重过小,从而能合理反映市场的一般水平);然后,再对各变量进行描述性统计,得到市场一般水平的统计特征(见表1)。

表 1 各指标的描述性统计

指标	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	P 值
S	13.725 840	13.612 060	15.138 210	12.805 030	0.587 917	0.710 589	2.568 094	13.697 380	0.001 061
B _M	0.321 970	0.277 309	0.685 586	0.165 585	0.128 134	1.100 434	3.239 104	30.427 000	0.000 000
T	0.432 631	0.336 257	1.405 023	0.080 182	0.303 878	1.361 150	4.404 935	58.263 700	0.000 000
I	0.147 890	0.121 871	0.504 308	0.012 172	0.111 085	0.988 185	3.452 994	25.523 970	0.000 003

由表 1 可知,各变量的分布是正左偏的,除了公司规模以外峰度大于 3,存在尖峰厚尾现象;Jarque-Bera 正态检验统计量 $J-B > \chi_{0.05}^2(2) = 5.99$,各变量的概率分布均拒绝正态分布假设。

2.3 相关系数

变量之间的相关系数见表 2。

表 2 公司规模、账面市值比和流动性之间的 Spearman 相关系数

变量	S	B _M	T	I
S	1.000 000			
B _M	-0.449 407	1.000 000		
T	0.248 888	-0.168 389	1.000 000	
I	-0.722 427	0.506 367	-0.736 147	1.000 000

相关系数反映的是变量之间的同期相关程度。由表 2 可知,公司规模与换手率存在正相关,与非流动性比率和账面市值比存在负相关。公司规模与非流动性比率之间的相关性高达 0.722 427,与换手率的相关性为 0.248 888。账面市值比与公司规模和换手率存在负相关,与非流动性比率存在正相关,并且账面市值比与非流动性比率的相关性也高达 0.506 367,同公司规模的相关性也达到 0.449 407。这说明公司规模、账面市值比和股票的流动性之间存在着非常密切的关系。

3 实证研究

3.1 多元回归模型

为了进一步研究账面市值比同公司规模与流动性之间的相关性,揭示它们之间的内在规律,应先直接建立公司规模、账面市值比与流动性之间的多元回归模型。

为此,设定模型 1 和模型 2 分别为

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 B_{Mt} + \alpha_2 T_t + \alpha_3 I_t + u_t, \quad (1)$$

$$B_{Mt} = \beta_0 + \beta_1 S_t + \beta_2 T_t + \beta_3 I_t + \epsilon_t. \quad (2)$$

将沪深股市的 406 只股票的公司规模、账面市值比,以及流动性指标(换手率和非流动性比率)在 1997 年 1 月~2009 年 12 月期间的等权重加权平均值的月度数据,对模型 1 和模型 2 进行回归,有关结果如下:

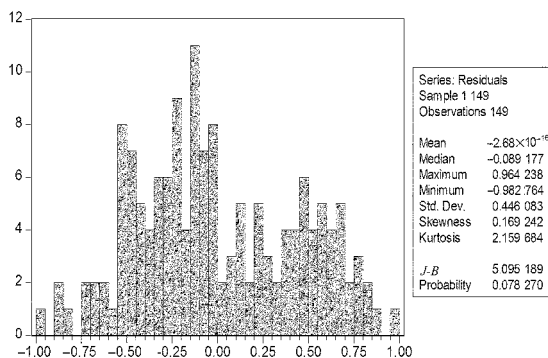
3.1.1 模型 1 的回归结果

$$\hat{S}_t = \begin{matrix} 14.447 45 & - & 0.681 492 B_{Mt} & - \\ (105.503 6^{**}) & & (-2.061 360)^* & \\ & & 0.086 969 T_t & - & 3.141 266 I_t \\ & & (-0.562 906) & & (-6.678 767^{**}) \end{matrix}$$

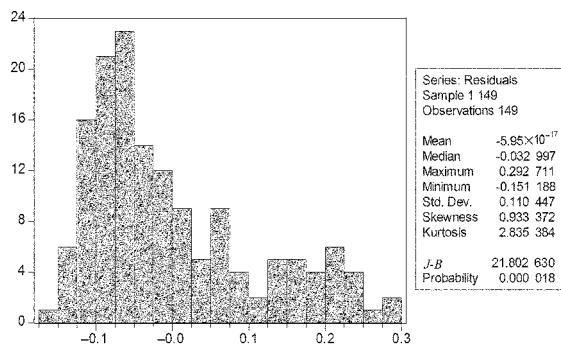
Adj-R² = 0.412 383, DW = 0.237 148,
JB = 5.095 189, t = 149.

式中,括号内为回归系数的 t 值;*、** 分别表示在 0.05% 和 0.01% 的水平下显著,下同。

正态分布 JB 检验结果见图 1。



(a) S 的残差序列正态分布 J-B 检验



(b) B_M 的残差序列正态分布 J-B 检验

图 1 正态分布 J-B 检验

尽管 $J-B = 5.095 189 < \chi_{0.05}^2(2) = 5.99$,残差序列的分布在 5% 的显著水平上服从正态分布。但检验自相关 DW 的值却较小。由 $DW =$

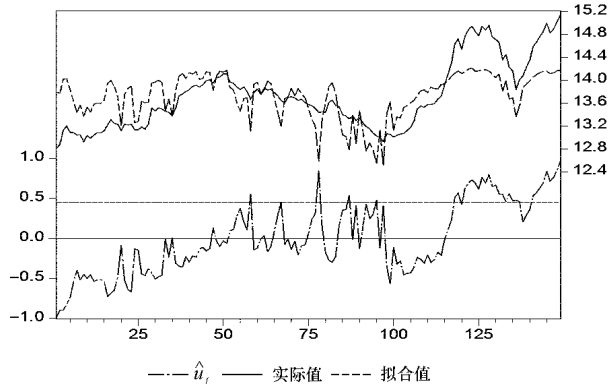
$0.237 148$ 可知,自相关系数 $\rho = 1 - DW/2 = 1 - 0.118 574 = 0.881 426$,说明残差序列中存在严重的自相关。

对残差序列进行条件异方差的 ARCH LM 检验,得到滞后阶数 $p=2$ 的 ARCH LM 检验结果(见表 3)。

根据 ARCH LM 检验,说明残差序列存在 ARCH 效应,即模型存在条件异方差性。

表 3 残差序列的条件异方差 ARCH LM 检验

模型	F 统计量	P 值	$t \times R^2$	P 值
1	104.603	0.000	87.069	0.000
2	171.658	0.000	103.562	0.000



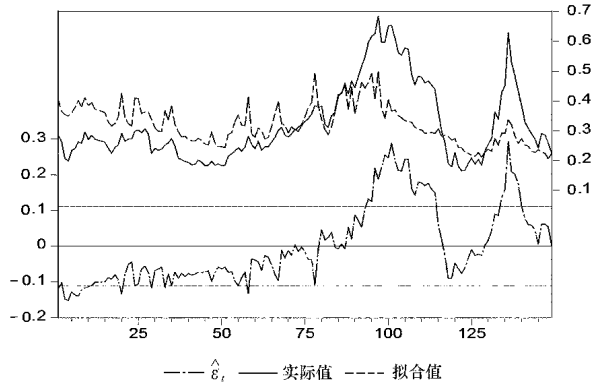
(a) $SIZEt$ 的实际值与拟合值以及残差序列 \hat{u}_t

模型 1 的残差图以及 S_t 的实际曲线与拟合曲线见图 2a。由图 2a 可知,该模型不但存在严重的自相关,也存在异方差性,而且拟合精度也不理想。

3.1.2 模型 2 的回归结果

$$\hat{B}_{Mt} = \begin{matrix} 0.794\ 960 & - & 0.041\ 777S_t & + \\ (2.726\ 118^{**}) & & (-2.061\ 360^{*}) & \\ 0.061\ 048T_t & + & 0.500\ 507I_t & \\ (1.608\ 304) & & (3.956\ 233^{**}) & \end{matrix}$$

Adj- $R^2 = 0.241\ 648$, DW = 0.102 138,
J-B = 21.802 71, $t = 149$ 。



(b) B_{Mt} 的实际值与拟合值以及残差序列 $\hat{\varepsilon}_t$

图 2 实际值与拟合值以及残差序列

从模型 2 的估计结果可以看出,正态分布 J-B 的值较大,说明残差序列的分布拒绝正态分布(见图 1b),检验自相关的 DW 值也非常小,说明残差序列中存在严重的自相关。

对模型 2 的残差序列进行条件异方差的 ARCH LM 检验,滞后阶数 $p=2$ 的 ARCH LM 检验结果见表 3。ARCH LM 检验说明,残差序列存在 ARCH 效应,即模型存在条件异方差性。

模型 2 的残差图以及 B_{Mt} 的实际曲线与拟合曲线见图 2b。该图说明模型 2 不但存在严重的自相关,也存在异方差性,并且拟合精度较差。

3.2 考虑自相关后模型的改进——动态模型

为了消除残差序列中的自相关,本研究对模型进行修改。由于多元回归模型只考虑了变量之间的同期相关性,未考虑解释变量的滞后影响,因此,可以在模型中加入解释变量的滞后项,但这样会导致解释变量之间高度相关。为了克服这一问题,在模型 1 和模型 2 中加入被解释变量的一阶滞后项,用来替代模型中出现的解释变量的滞后项。即模型设定为

模型 3(公司规模动态模型):

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-1} + \alpha_2 B_{Mt} + \alpha_3 T_t + \alpha_4 I_t + u_t, \quad (3)$$

模型 4(账面市值比动态模型):

$$B_{Mt} = \beta_0 + \beta_1 B_{Mt-1} + \beta_2 S_t + \beta_3 T_t + \beta_4 I_t + \varepsilon_t. \quad (4)$$

模型中加入被解释变量的一阶滞后项,用来说明解释变量对被解释变量的滞后影响,这是因为流动性对公司规模和账面市值比的影响具有较长的持续性,并且公司规模与账面市值比之间也存在长期的反向影响^[9]。

3.2.1 对公司规模动态模型 3 进行回归

$$\hat{S}_t = \begin{matrix} 0.965\ 817 & + & 0.930\ 956S_{t-1} & - \\ (4.574\ 267^{**}) & & (64.003\ 672^{**}) & \\ 0.055\ 593B_{Mt} & + & 0.150\ 186T_t & - & 0.331\ 422I_t \\ (-0.911\ 305) & & (5.075\ 355^{**}) & & (-3.457\ 762^{**}) \end{matrix}$$

Adj- $R^2 = 0.980\ 463$, DW = 2.139 346,
J-B = 34.566 633, $t = 148$ 。

由于动态模型的解释变量中存在被解释变量的一阶滞后项,因此, DW 值不能用于判断回归模型的残差序列是否存在序列相关^[19]。故采用 LM 统计量进行检验 ($p=2$), 所得结果见表 4。

表 4 残差序列的自相关 LM 检验

模型	F 统计量	P 值	$t \times R^2$	P 值
3	1.608 923	0.203 8	3.302 235	0.191 8
4	1.149 38	0.319 8	2.374 18	0.305 1

LM 统计量 ($LM=t \times R^2$) 显示,残差不存在序列相关性。残差序列的自相关系数、偏相关系数和 Q 统计量以及相关图见图 3a。由于残差序列不存在自相关,说明不存在自回归条件异方差,即残差序列不存在显著的 ARCH 效应。

从公司规模动态模型可以看出,在模型中加入公司规模的一阶滞后项,换手率(T)的系数变得非常显著,并且残差序列已不存在自相

关,而且拟合精度也有非常大的提高。模型残差图以及的实际曲线与拟合曲线见图 4a。

3.2.2 对账面市值比动态模型 4 进行回归

$$\hat{B}_{Mt} = -0.130348 + 0.936277B_{Mt-1} + (-1.600796) (43.57826^{**})$$

$$0.010426S_t - 0.030428T_t + 0.137056I_t, (1.856958) (-2.807845^{**}) (3.956543^{**})$$

$$Adj-R^2 = 0.946957, DW = 2.052062,$$

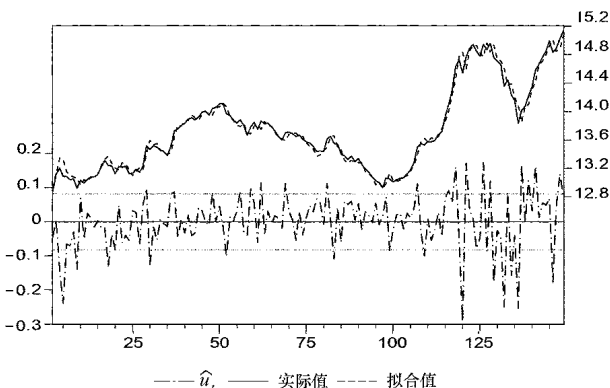
$$J-B = 491.9486, t = 148.$$

自相关	偏相关	自相关系数	偏相关系数	Q 统计量	P 值	自相关	偏相关	自相关系数	偏相关系数	Q 统计量	P 值
		1 -0.073	-0.073	0.8125	0.367			1 -0.028	-0.028	0.1155	0.734
		2 0.134	0.129	3.5357	0.171			2 0.122	0.121	2.3638	0.307
		3 0.025	0.044	3.6287	0.304			3 -0.046	-0.041	2.6924	0.442
		4 0.095	0.085	5.0329	0.284			4 0.143	0.129	5.8539	0.210
		5 0.020	0.025	5.0963	0.404			5 -0.011	0.004	5.8718	0.319
		6 -0.096	-0.121	6.5370	0.366			6 -0.054	-0.090	6.3335	0.387
		7 0.010	-0.018	6.5539	0.477			7 -0.031	-0.022	6.4878	0.484
		8 -0.058	-0.043	7.0800	0.528			8 -0.032	-0.037	6.6469	0.575
		9 0.055	0.056	7.5584	0.579			9 0.059	0.061	7.1972	0.617
		10 0.015	0.060	7.5969	0.668			10 0.071	0.103	8.0036	0.628
		11 0.136	0.145	10.605	0.477			11 0.121	0.121	10.363	0.498
		12 0.084	0.098	11.756	0.465			12 0.117	0.121	12.586	0.400
		13 -0.098	-0.144	13.349	0.421			13 -0.076	-0.119	13.527	0.408
		14 0.021	-0.064	13.423	0.494			14 0.074	0.020	14.439	0.418
		15 0.034	0.031	13.613	0.555			15 0.012	0.013	14.462	0.491
		16 0.037	0.047	13.845	0.610			16 0.008	-0.032	14.472	0.564
		17 -0.053	0.010	14.322	0.644			17 -0.028	0.035	14.605	0.624
		18 -0.069	-0.057	15.147	0.652			18 -0.102	-0.094	16.390	0.565

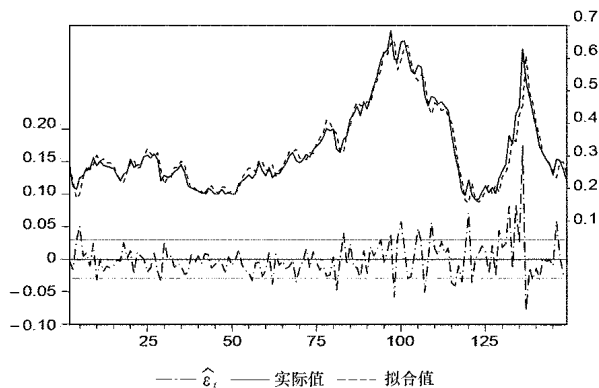
(a) S_t 的残差序列相关图

(b) B_{Mt} 的残差序列相关图

图 3 残差序列相关图



(a) S_t 的实际值与拟合值以及残差序列 \hat{u}_t



(b) B_{Mt} 的实际值与拟合值以及残差序列 $\hat{\epsilon}_t$

图 4 实际值与拟合值以及残差序列

对残差序列采用 LM 统计量进行自相关检验 ($p=2$),结果见表 4。LM 统计量显示,残差序列不存在序列相关性。残差序列的自相关系数、偏相关系数和 Q 统计量以及相关图见图 3b。由于残差序列不存在自相关,说明残差序列已不存在显著的 ARCH 效应。

从账面市值比动态模型可以看出,模型中加入账面市值比的一阶滞后项后,换手率(T)的系数变得很显著,并且残差序列也已不存在自相关,而且拟合精度也有很大的提高。模型

残差图以及 B_{Mt} 的实际曲线与拟合曲线见图 4b。

3.3 动态模型的分位数回归——分位数回归模型

最小二乘估计给出的是均值水平下被解释变量与解释变量之间的相关程度,而分位数回归反映的则是在不同分位数下被解释变量与解释变量之间的相关关系。相对于最小二乘估计,分位数回归模型可以对不同分位点进行回归,从而得到被解释变量条件分布的更完整的

统计特征描述,而且分位数回归不要求扰动项正态分布,估计量也不易受异常值的影响,其估计更稳健^[19]。

为了得到在不同分位水平下被解释变量与解释变量之间的相关关系,对消除了自相关的动态模型 3 和模型 4 采用分位数回归。为便于比较,将 3 个不同分位点的分位数回归估计结果与最小二乘估计结果同列于表 5 和表 6。

表 5 模型 3 的分位数回归结果与最小二乘估计结果的比较

系数估计结果	Quant20	Quant50	Quant80	OLS
$\hat{\alpha}_0$	1.054 026 * * (2.751 854)	0.613 592 * (2.452 368)	0.376 327 (1.349 237)	0.965 817 * * (4.574 267)
$\hat{\alpha}_1$	0.922 842 * * (34.662 280)	0.954 679 * * (54.882 830)	0.974 171 * * (48.742 220)	0.930 956 * * (64.003 672)
$\hat{\alpha}_2$	-0.001 042 (-0.013 127)	-0.011 286 (-0.189 582)	-0.052 147 (-1.281 972)	-0.055 593 (-0.911 305)
$\hat{\alpha}_3$	0.046 366 (0.682 852)	0.177 799 * * (4.058 930)	0.241 337 * * (5.629 143)	0.150 186 * * (5.075 355)
$\hat{\alpha}_4$	-0.374 826 * (-2.550 124)	-0.257 694 * * (-2.747 603)	-0.203 813 * * (-3.026 169)	-0.331 422 * * (-3.457 762)
Adj-R ²	0.829 511	0.871 773	0.899 204	0.980 463

注:括号内为回归系数的 t 值;Quant20, Quant50 和 Quant80 分别代表 20%、50% 和 80% 分位数,下同。

表 6 模型 4 的分位数回归结果与最小二乘估计结果的比较

系数估计结果	Quant20	Quant50	Quant80	OLS
$\hat{\beta}_0$	-0.029 673 (-0.457 785)	-0.070 557 (-0.968 527)	-0.228 188 (-1.535 886)	-0.130 348 (-1.600 796)
$\hat{\beta}_1$	0.880 038 * * (39.782 820)	0.969 235 * * (29.903 240)	0.991 474 * * (26.071 240)	0.936 277 * * (43.578 260)
$\hat{\beta}_2$	0.003 599 (0.792 422)	0.005 861 (1.174 595)	0.016 601 (1.598 961)	0.010 426 (1.856 958)
$\hat{\beta}_3$	-0.044 791 * * (-4.521 062)	-0.037 164 * * (-3.152 623)	-0.004 972 (-0.217 213)	-0.030 428 * * (-2.807 845)
$\hat{\beta}_4$	0.110 591 * * (5.106 634)	0.084 478 * * (2.641 227)	0.161 251 * * (3.031 131)	0.137 056 * * (3.956 543)
Adj-R ²	0.759 359	0.786 613	0.817 164	0.946 957

由表 5 和表 6 可知,公司规模与账面市值比在各个分位点上的相关性不显著,说明公司规模与账面市值比之间不存在同期相关关系,这与谭克等^[16]得出的结论,即“公司规模与账面市值比之间几乎不存在相关性”是一致的。但在不同分位数下,公司规模和账面市值比与换手率之间具有不同的相关关系,并且随着分位

水平的升高,公司规模与换手率的正相关关系由不显著变为很显著,而相反账面市值比与换手率的负相关关系随着分位水平的降低,其显著性也相应增强,这与模型 3、模型 4 的最小二乘估计得到的结果,即“公司规模同账面市值比与换手率之间具有显著的相关性”不同,这说明分位数回归比最小二乘估计能够更完整、更全面地反映被解释变量与解释变量之间的相关关系。此外,公司规模与非流动性比率始终具有显著的负相关,账面市值比与非流动性比率则始终具有显著的正相关。这与廖士光^[17]的结论“公司规模与流动性正相关”基本相符。本研究结论与汪炜等^[6]、廖士光的研究结果的不同之处在于:当公司处于较小规模水平阶段,公司规模与换手率之间没有显著的相关性,从而小规模公司的换手率并未明显高于大规模公司。另外,模型中被解释变量的一阶滞后项非常显著,说明公司规模和账面市值比皆受流动性滞后影响,公司规模与账面市值比之间彼此也存在滞后影响。

4 结语

本研究在多元回归模型的基础上,利用动态模型,并结合分位数回归模型,研究了中国股票市场风险因素公司规模、账面市值比与流动性之间的相关性,得出以下结论:

(1) 公司规模与非流动性比率存在显著的负相关,与换手率之间的正相关关系随着公司规模水平的提升越来越显著,即公司规模与股票流动性之间存在显著的正相关关系。小规模公司的股票流动性低于大规模公司的股票,主要是因为,规模小的上市公司易于被大机构操纵,价格的波动幅度较大,其隐性交易成本(价格冲击成本)较高,这样非流动性比率较高,从而股票的流动性较低;规模大的上市公司因其股本较大,难以被机构投资者操纵,隐性交易成本较低,其股票的流动性相应较高。

(2) 账面市值比与非流动性比率存在显著的正相关,与换手率之间的负相关关系随着账面市值比水平的降低越来越显著,即账面市值比与股票流动性之间存在显著的负相关关系。较高账面市值比的股票,流动性较低,其原因是,账面市值比代表的是一种风险因素——财务困境风险,而高账面市值比的公司一般是一些盈利和销售等基本面表现不佳的公司,财务状况较脆弱,易于受到财务危机的冲击,比低账

面市值比的公司具有更高风险,其股票的安全性小于低账面市值比公司的股票^[10,20],因此,股票的流动性也较低。

本文得到的公司规模、账面市值比与流动性之间的这种相关性,揭示了现有文献中“流动性补偿理论可以解释股票市场中的规模效应和价值效应”的原因。即规模小的公司,其股票的流动性低于规模大的公司的股票,账面市值比高的公司,其股票的流动性也较低,所以投资者要求有较高的超额收益用于补偿资产不流动所带来的风险。同时,本研究通过分位数回归模型更加细致地刻画了流动性与公司规模及账面市值比之间的关系随着公司规模或者账面市值比分位水平的变动而变动的情况。与现有关于中国股票市场的相关实证文献相比,本研究得到的公司规模、账面市值比与流动性之间的相关关系具有更加精确的模型,这在考虑风险因素相关性的基础上建立新型风险资产的定价模型,提供了更加坚实的实证基础。

参 考 文 献

- [1] BANZ R. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks[J]. Journal of Financial Economics, 1981, 9(1): 3~18.
- [2] MEHRA R, PRESCOTT E. The Equity Premium Puzzle[J]. Journal of Monetary Economics, 1985, 15(2): 145~161.
- [3] FAMA E F, FRENCH K R. The Cross-Section of Expected Stock Returns [J]. Journal of Finance, 1992, 47(2): 427~465.
- [4] AMIHUD Y, MENDELSON H. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17(2): 223~249.
- [5] FAMA E F, FRENCH K R. Value Versus Growth: The International Evidence[J]. Journal of Finance, 1998, 53(6): 1 975~1 999.
- [6] 汪炜, 周宇. 中国股市“规模效应”和“时间效应”的实证分析[J]. 经济研究, 2002 (10): 16~21.
- [7] 吴文锋, 芮萌, 陈工孟. 中国股票收益的非流动性补偿[J]. 世界经济, 2003 (7): 54~60.
- [8] 刘洋, 刘善存. 上海股票市场系统流动性风险溢价研

究[J]. 管理学报, 2008, 5(2): 263~268.

- [9] 周芳, 张维. 中国股票市场流动性风险溢价研究[J]. 金融研究, 2011 (5): 194~206.
- [10] FAMA E F, FRENCH K R. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds[J]. Journal of Financial Economics, 1993, 33(1): 3~56.
- [11] PASTOR L, STAMBAUGH R. Liquidity Risk and Expected Stock Returns [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(3): 642~685.
- [12] CHAN H W, FAFF R W. Asset Pricing and the Illiquidity Premium[J]. Financial Review, 2005, 40(4): 429~458.
- [13] BRUCE H, JENIFER P, ROGER S. Market Liquidity and Stock Size Premia in Emerging Financial Markets: The Implications for Foreign Investment [J]. International Business Review, 2010, 19(5): 489~501.
- [14] ACHARYA V V, PEDERSEN L H. Asset Pricing with Liquidity Risk[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(2): 375~410.
- [15] LIU W M. A Liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 82(3): 631~671.
- [16] 谭克, 陶欣. 中国股票市场风险因素的相关性研究[J]. 东南大学学报: 哲学社会科学版, 2003, 5(4): 50~54
- [17] 廖士光. 公司规模与股票流动性关系研究——上海股市的经验证据[J]. 当代经济管理, 2007, 29(6): 93~96.
- [18] AMIHUD Y. Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1): 31~56.
- [19] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.
- [20] FAMA E F, FRENCH K R. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies[J]. Journal of Finance, 1996, 51(1): 55~84.

(编辑 郭恺)

通讯作者: 周芳 (1965~), 女, 陕西汉中 人。天津大学 (天津市 300072) 理学院副教授。研究方向为金融工程与金融风险管理。E-mail: fzhou@tju.edu.cn