

# Empirical Research on Idiosyncratic Liquidity Risk and Asset Pricing

—Based on Data of China's A-Stock Market

Jianfeng Liang, Qiwen Xu

Department of Finance, Lingnan (University) College, Sun Yat-sen University, Guangzhou Guangdong  
Email: [jfliang@mail.sysu.edu.cn](mailto:jfliang@mail.sysu.edu.cn)

Received: Jun. 28<sup>th</sup>, 2018; accepted: Jul. 16<sup>th</sup>, 2018; published: Jul. 23<sup>rd</sup>, 2018

---

## Abstract

This paper investigates the effect of idiosyncratic volatility of liquidity on asset pricing based on data of China's A-stock market. Portfolio analysis and Fama-MacBeth two-stage regression methods are applied in the empirical analysis. It turns out that in China's stock market, both idiosyncratic illiquidity and idiosyncratic volatility of liquidity present significant and stable positive correlations with the stock returns. Our findings in Chinese market are consistent with those of US markets, which bring future insights that idiosyncratic risk of liquidity matters in asset pricing.

## Keywords

Idiosyncratic Liquidity Risk, Asset Pricing, Portfolio Analysis, Cross-Section Regression

---

# 特质流动性风险与资产定价研究

—基于中国A股市场数据

梁建峰, 许绮雯

中山大学岭南(大学)学院, 金融学院, 广东 广州  
Email: [jfliang@mail.sysu.edu.cn](mailto:jfliang@mail.sysu.edu.cn)

收稿日期: 2018年6月28日; 录用日期: 2018年7月16日; 发布日期: 2018年7月23日

---

## 摘要

有关流动性的资产定价研究大多仅关注系统性流动风险, 而忽略了特质流动性风险的影响。本文构造股

票特质流动性风险因子, 分别使用变量组合法和Fama-MacBeth二阶段截面回归方法检验特质流动性风险因子对中国A股市场股票定价的作用。实证结果显示, 在横截面上个股非流动性水平和特质流动性风险对中国股票收益率保持着稳定显著的正向作用, 但影响力并不高。同时显示相对美国市场而言, 中国股票个股流动性对市场整体流动性变动的敏感度相对较高, 个股流动性波动受市场基本面因素的影响更为强烈。

## 关键词

特质流动性风险, 资产定价, 资产组合法, 横截面回归

Copyright © 2018 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

流动性风险一直是资产定价研究的核心因素之一, 越来越多的实证研究证明了股票流动性对价格具有显著的正向影响。股票的一部分流动性风险来自于自身, 称之为特质流动性风险。充分分散化的投资组合中特质流动性风险理论上将被完全分散, 因此不影响资产组合预期收益率。但实际交易中完全分散的投资组合难以构造和持续保持, 因此特质流动性风险仍然影响组合资产的收益率。而且我们注意到资产的特质流动性风险越大, 其未来的流动性水平越是难以预测, 因此当投资者急需变现时很可能选择折价出售该资产。但是出售流动性较高的资产又将导致剩余的投资组合在未来面临流动困境, 投资者也有可能选择出售流动性较差的资产以保持整个投资组合将来的变现安全。可见即便在完全分散化的投资组合中资产的特质流动性风险仍然有可能影响投资交易行为和资产价格。

已有文献研究围绕流动性或特质风险的资产定价作用展开。Amihud (2002) [1]通过 1964~1997 年 NYSE 股票数据证明了在横截面或时间序列上, 非流动性成本对股票预期收益率具有显著的正向作用, 股票的超额收益率有部分源于其非流动性。此外, Chordia (2001) [2]、Jones (2002) [3]和 Bekaert (2007) [4]等均证明了资产流动性水平对收益率的显著影响。Acharya 和 Pedersen (2005) [5]证明系统性流动风险显著影响股票定价, 并在 CAPM 模型基础上提出了流动性风险调整的资产定价模型 LCAPM。Sadka (2006) [6]在 Fama-French 三因素模型中加入流动性因子, 实证检验了流动性因子与资产收益的显著正相关关系。罗登跃等(2005) [7]、麦元勋(2006) [8]和孔东民(2006) [9]均应用 LCAPM 模型分析了中国市场, 发现中国市场存在系统性流动风险溢价, 流动性对中国股市的资产定价具有重要影响。尹海员和李忠民(2011) [10]研究发现中国沪市系统流动性因素不能完全涵盖个股流动性水平, 但未针对个股流动性进行具体研究。史永东(2012) [11]对中国 A 股市场的研究发现特质风险对股票预期超额收益率具有显著的预测作用, 两者具有正相关关系。

国内文献研究少有针对性对特质流动性风险的具体研究, 大多只关注股票个股流动性水平和系统性流动性风险, 因此研究特质流动性风险的定价作用对资产定价研究具有理论补充意义。同时对投资者合理预期资产收益率、进行流动性风险管理也具有重要的实践意义。本文首先引入合理指标估计中国 A 股市场的个股非流动性和特质流动性风险水平, 进而通过实证研究探讨中国 A 股市场特质流动性风险对资产定价的影响和作用。

## 2. 研究方法 with 数据说明

### 2.1. 研究方法

Amihud (2002) [1] 基于价格冲击测量维度定义了股票个股非流动性指标, 指标定义如下:

$$c_{id} = \frac{|r_{id}|}{vol_{id}} \quad (1)$$

其中  $r_{id}$  和  $vol_{id}$  分别表示股票  $i$  在第  $d$  个交易日的收益率和交易量。资产的非流动性指标  $c_{id}$  取值越高代表该资产流动性越差。本文实际计算该指标取值时参照文献方法将  $c_{id}$  乘以  $10^8$  以便于数值观察。以月内非流动性指标日均值定义股票月度个股非流动性因子:

$$illiq_{it} = \frac{1}{D_{it}} * \sum_{d=1}^{D_{it}} c_{id} \quad (2)$$

其中  $D_{it}$  表示股票  $i$  在第  $t$  月的有效交易天数。接下来采用“市场模型”时间序列回归拟合个股特质流动性水平:

$$c_{id} = b_{0i} + b_{1i} C_{Md} + b_{2i} (R_{Md} - r_{fd}) + e_{id} \quad (3)$$

其中  $C_{Md}$  是  $d$  日市场所有股票的平均“非流动性”,  $R_{Md}$  为当日市场收益率,  $r_{fd}$  为市场无风险收益率, 残差项  $e_{id}$  即为股票  $i$  在第  $d$  日的特质流动性。进而定义特质流动性风险因子:

$$ivolliq_{it} = \frac{\sigma(e_{id})_t}{illiq_{it}} \quad (4)$$

Acharya 和 Pedersen(2005)提出的 LCAPM 模型用于研究系统性流动性风险对资产定价的影响效果, 该模型定义了三类系统性流动性风险因子, 分别表示为  $\beta_c^C$ ,  $\beta_r^C$ ,  $\beta_c^R$ 。本文参照 Akbas *et al.* (2011) [12] 的改良方法, 引入以下(5)~(6)式两个回归方程分别拟合各贝塔值。首先将月内的个股非流动性水平日数据对相应的市场流动性水平变化值和市场超额收益率进行回归:

$$c_{id} = \alpha_i + \beta_{ci}^C \Delta C_{Md} + \beta_{ci}^R (R_{Md} - r_{fd}) + u_{id} \quad (5)$$

接着, 将月内的个股超额收益率日数据对相应的市场非流动性水平变化值和市场超额收益率进行回归:

$$r_{id} - r_{fd} = \alpha_i + \beta_{ri}^C \Delta C_{Md} + \beta_{ri}^R (R_{Md} - r_{fd}) + u_{id} \quad (6)$$

通过以上两个回归拟合四个贝塔因子  $\beta_r^R$ ,  $\beta_c^C$ ,  $\beta_r^C$ ,  $\beta_c^R$ 。其中  $\beta_r^R$  与 CAPM 模型贝塔一致, 另外三个贝塔则分别表示 LCAPM 所定义三类系统性流动风险。

以上定义的个股非流动性因子  $illiq$ 、特质流动性风险因子  $ivolliq$ 、以及回归拟合的各贝塔值指标将用于下文实证研究, 具体研究将采用资产组合分析和横截面回归方法进行。首先采用双变量资产组合分析检验具有不同水平特质流动性波动率的资产组合之间是否存在显著的收益率差异。其次通过 Fama-Macbeth 截面回归检验特质流动性波动率与资产收益率的相关关系, 判断其定价作用。

### 2.2. 数据说明与描述性统计

本文选取 2006 年 1 月 1 日至 2014 年 12 月 31 日中国沪深 A 股市场股票为研究样本, 剔除上市不足六个月、月内交易天数少于 15 天或被 ST 的当月数据。市场收益率选取沪深 300 指数收益率, 无风险利率选取国债基准利率。引入相关股票特征变量, 包括公司规模(SIZE), 账面市值比(BM), 过去 12 个月累

计收益率(RET12M)和上月收益率(RET1M), 特质波动率(IVOL), 月度日个股收益率与非流动性协方差(Cov(r, c)), 换手率(TURN)。同时依照前文方法计算股票个股非流动性指标 *illiq*、特质流动性风险指标 *ivolliq*、拟合  $\beta_r^R$ ,  $\beta_c^C$ ,  $\beta_r^C$ ,  $\beta_c^R$ 。变量描述性统计和相关性分析分别见表 1 和表 2。

表 1 可见, 股票特质流动性风险均值为 0.9783, 个股非流动性水平均值为 0.2985。值得注意的是,  $\beta_c^C$  均值 3.1389, 代表资产流动性与市场整体流动性间存在显著正向关系。 $\beta_c^R$ 、 $\beta_r^C$  均值分别为-1.7027 和 -0.2326, 表明当市场收益率降低时, 股票流动性成本提高, 流动性降低。以上三个贝塔值符号特征与 Acharya & Pedersen (2005) [5]研究结论一致。

表 2 可见 SIZE 和 *illiq* 的相关系数-0.04, 说明规模较小的公司流动性成本较高, 流动性较低。TURN 与 *illiq* 的相关系数-0.13, 说明换手率高的股票流动性较高, 但其与 *ivolliq* 的相关系数仅为 0.18, 说明换手率并不能很好地表示股票特质流动性风险。另外, *ivolliq* 与 IVOL 的相关系数仅为 0.15, 表明股票的特质流动性风险与特质波动率分别代表了股票收益率中不同类型的未被系统解释的部分。综合表 2 数据可见, 特质流动性风险因子与其他各变量相关度均较低, 可以作为独立变量考察其资产定价作用。

Table 1. Descriptive statistics of variables

表 1. 变量描述性统计表

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	P5	P95
<i>ivolliq</i>	199064	0.9783	2.2331	0.1995	306.4002	0.4786	1.9173
<i>illiq</i>	199064	0.2985	2.2769	0.0002	335.8994	0.0072	0.6045
$\beta_c^C$	209393	3.1489	14.7444	-321.4691	1861.0260	0.1217	4.4688
$\beta_c^R$	209393	-1.7027	12.1509	-167.9057	674.6180	-4.0596	0.3649
$\beta_r^C$	209393	-0.2326	0.1020	-5.5732	0.2352	-0.3860	-0.1290
$\beta_r^R$	209393	0.0706	0.0630	-1.3282	1.1601	-0.0177	0.1542

Table 2. Correlations of variables

表 2. 变量相关系数表

	<i>ivolliq</i>	<i>illiq</i>	SIZE	BM	TURN	IVOL	COV(r, c)	RET1M	RET12M	$\beta_c^C$	$\beta_c^R$	$\beta_r^C$	$\beta_r^R$
<i>ivolliq</i>	1												
<i>illiq</i>	0.02	1											
SIZE	-0.01	-0.04	1										
BM	-0.01	0.41	-0.01	1									
TURN	0.18	-0.13	-0.07	-0.12	1								
IVOL	0.15	-0.04	-0.04	-0.06	0.39	1							
COV(r, c)	0.02	-0.21	0.01	-0.12	0.07	0.14	1						
RET1M	0.08	-0.02	0.00	-0.01	0.14	0.08	0.00	1					
RET12M	0.029	-0.090	0.03	-0.051	0.10	-0.006	-0.029	-0.02	1				
$\beta_c^C$	0.22	0.73	-0.04	0.45	-0.12	-0.04	-0.19	0.00	-0.082	1			
$\beta_c^R$	0.24	-0.51	0.03	-0.33	0.11	0.04	0.17	0.01	0.000	-0.52	1		
$\beta_r^C$	0.06	0.10	0.12	0.09	-0.34	-0.13	-0.05	0.00	0.064	0.12	-0.08	1	
$\beta_r^R$	0.00	0.00	0.01	0.01	-0.04	-0.05	-0.02	0.00	0.055	0.02	-0.02	0.11	1

### 3. 双变量组合分析

首先结合特质流动性风险因子与相关特征变量构造多组双变量投资组合, 观察组合收益率在组间是否存在显著差异, 进而判断特质流动性波动率对资产定价的影响。所选取的 6 个特征变量分别为市场规模(SIZE)、账面市值比(BM)、换手率(TURN)、动量因子(RET12M)、个股非流动性(ILLIQ)、和特质波动率(IVOL)。以月为横截面单位, 将股票数据按照各个特征变量从小到大分为 3 组, 再分别将组内数据按照特质流动性风险从小到大分为 5 组, 比较各组内平均收益率、组间均值差异及 t 值。结果见表 3(a)和表 3(b)。

整体来看, 分组平均收益率均随着特质流动性风险的增加而递增, 且 t 值显示组间均值差异十分显著, 在控制某些变量的组间差异上呈现明显规律性。例如控制 BM 分组时, P5~P1 组间差值从 6.8%到 4.5%, 特质流动性风险的定价作用随着账面市值比的增加而有所减弱。在控制 TURN 分组下, P5~P1 值随着换手率增加而增加, 从 3.85%到 7.66%。在控制 IVOL 分组下, P5~P1 值同样呈逐步增加趋势。这表明当股票换手率和特质风险增加时, 特质流动性风险对定价的影响力有所增加。双变量分组比较体现了特质流动性风险增加, 股票平均收益随之增加的规律, 股票收益率与特质流动性风险呈现显著稳定正相关关系。可见特质流动性风险作为一个区别于其他特征变量的单独变量作用于资产定价。

**Table 3.** (a) Portfolios based on double-variables (SIZE, BM, TURN); (b) Portfolios based on double-variables (RET12M, ILLIQ, IVOL)

**表 3.** (a) 双变量组合法分组(规模、账面市值比、换手率)结果; (b) 双变量组合法分组(动量因子、个股非流动性、特质波动率)结果

(a)									
	SIZE			BM			TURN		
	S1	S2	S3	BM1	BM2	BM3	T1	T2	T3
P1	-0.0031	-0.0034	0.0029	0.0092	-0.0022	-0.0072	-0.0031	-0.0031	0.0049
P2	0.0046	0.0102	0.0167	0.0287	0.0071	0.0005	0.0042	0.0064	0.0243
P3	0.0115	0.0227	0.0310	0.0442	0.0188	0.0076	0.0112	0.0168	0.0453
P4	0.0261	0.0414	0.0478	0.0614	0.0342	0.0187	0.0198	0.0342	0.0664
P5	0.0470	0.0698	0.0657	0.0771	0.0553	0.0378	0.0354	0.0472	0.0814
P5~P1	0.0502	0.0732	0.0628	0.0680	0.0574	0.0450	0.0385	0.0503	0.0765
t 值	3.9860	4.7686	3.9878	3.7636	4.3516	4.1202	3.6583	3.8914	4.3001

  

(b)									
	RET12M			ILLIQ			IVOL		
	R1	R2	R3	IL1	IL2	IL3	IV1	IV2	IV3
P1	0.0020	0.0000	-0.0071	0.0000	-0.0035	0.0001	-0.0194	-0.0030	0.0406
P2	0.0116	0.0097	0.0092	0.0156	0.0073	0.0074	-0.0151	0.0045	0.0620
P3	0.0208	0.0222	0.0214	0.0326	0.0212	0.0150	-0.0112	0.0118	0.0790
P4	0.0365	0.0399	0.0381	0.0493	0.0373	0.0283	-0.0069	0.0215	0.0950
P5	0.0680	0.0683	0.0505	0.0625	0.0623	0.0555	-0.0003	0.0251	0.1084
P5~P1	0.0660	0.0683	0.0576	0.0625	0.0658	0.0554	0.0191	0.0281	0.0678
t 值	4.4826	4.8745	3.8171	4.2849	4.6503	3.8944	3.4201	3.3294	3.5134

### 4. 横截面回归分析

前文通过资产组合分析显示了特质流动性风险与资产收益率的相关关系, 本节进一步采用 Fama-MacBeth 二阶段截面回归方法, 具体采用以下模型(7)~(9)式回归模型检验特质流动性风险因子对资产超额收益率的影响及显著性。

$$r_{it+1} - r_f = r_0 + r_1 illiq_{it} + r_2 \beta_{rit}^R + r_3 \beta_{cit}^C + r_4 \beta_{rit}^C + r_5 \beta_{cit}^R + \varepsilon_{it+1} \tag{7}$$

$$r_{it+1} - r_f = r_0 + r_1 illiq_{it} + r_2 \beta_{rit}^R + r_3 \beta_{cit}^C + r_4 \beta_{rit}^C + r_5 \beta_{cit}^R + r_6 Cov_t(r_{it+1}, c_{it+1}) + r_7 IVOL_{it} + r_8 ivolliq_{it} + \varepsilon_{it+1} \tag{8}$$

$$r_{it+1} - r_f = r_0 + r_1 illiq_{it} + r_2 \beta_{rit}^R + r_3 \beta_{cit}^C + r_4 \beta_{rit}^C + r_5 \beta_{cit}^R + r_6 Cov_t(r_{it+1}, c_{it+1}) + r_7 IVOL_{it} + r_8 ivolliq_{it} + r_9 SIZE_{it} + r_{10} TURN_{it} + r_{11} BM_{it} + r_{12} RET12M_{it} + \varepsilon_{it+1} \tag{9}$$

(7)式参照 Acharya & Pedersen (2005) [5]模型并引入个股非流动性因子 *illiq*。(8)式进一步引入特质流动性风险因子 *ivolliq*, 检验在考虑了系统性流动风险后, 特质流动性风险对资产定价的作用。(8)式同时也考虑了 Cov(r, c)和特质风险 IVOL 因子的定价作用。(9)式则补充更多股票特征变量, 检验特质流动性风险定价作用的变化。回归结果见表 4。

表 4 显示模型(7)中个股非流动性因子回归系数为 0.0044, t 值 2.25, 说明非流动性因子和股票超额收益率具有显著的正向关系。在引入了个股非流动性因子后, 三个代表系统性流动风险的贝塔值系数均不显著, 这与文献 Akbas *et al.* (2011) [12]研究结果结果一致。模型(8)回归结果显示特质流动性风险因子的

**Table 4.** Result of Fama-Macbeth regression  
**表 4.** Fama-Macbeth 横截面回归结果

	(7)		(8)		(9)	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
_cons	0.0123	1.5100	-0.0736	-11.9100	-0.2249	-5.7600
$\beta_r^R$	0.0001	0.7800	-0.0001	-1.1100	0.0000	0.0200
$\beta_c^C$	0.0000	0.3400	-0.0002	-2.5900	-0.0003	-4.4100
$\beta_c^C$	-0.0553	-1.2000	0.0659	2.6600	0.0233	1.1300
$\beta_c^R$	-0.0124	-0.2500	0.0405	2.8600	0.0276	2.3300
<i>illiq</i>	0.0044	2.2500	0.0090	5.5500	0.0100	5.1400
Cov(r, c)			2.4554	9.8000	2.7269	8.9800
IVOL			4.5802	21.3800	5.0789	23.0500
<i>ivolliq</i>			0.0034	3.0600	0.0054	4.5000
SIZE					0.0140	3.8800
BM					-0.0011	-0.3600
TURN					-0.0124	-2.3600
RET12M					-0.0194	-7.2000
F	2.0400		85.9800		83.9500	
Prob > F	0.0782		0.0000		0.0000	
R-squared	0.0465		0.2434		0.3094	

系数为 0.0034, t 值为 3.06, 说明特质流动性风险与资产定价具有显著正相关关系。同时三类系统性流动风险因子、个股非流动性因子、Cov(r, c)和特质风险均表现出显著的定价作用。模型(9)进一步回归结果可见, 特质流动性风险因子的回归系数为 0.0054, t 值为 4.5, 在 99%的置信水平上特质流动性风险对股票收益率的正向作用是显著的。另外,  $\beta_c^c$ 、 $\beta_c^r$ 、illiq、Cov(r, c)、IVOL、BM、TURN 及 RET12M 等股票特征变量均显示了显著的定价作用, 其中特质风险因子 IVOL 的回归系数最大也最为显著。

综上所述可见, 尽管某些变量在不同的模型回归中其显著性发生了变化, 但是个股流动性水平和特质流动性风险始终保持着很高的显著性。个股流动性水平越差、特质流动性风险越高, 股票收益率越高, 这符合股票流动性溢价理论。结果同时显示, 特质流动性风险回归系数绝对值相对较低, 说明它对资产定价的影响力并不高。而且在引入更多的特征变量后, 市场超额收益率因子的解释作用也同样被削弱。

将本文实证结果与 Akbas *et al.* (2011) [12]对美国市场的研究结果进行比较, 可发现特质流动性风险在中美两国股市定价作用上的异同。首先, 本文研究显示在中国股市, 特质流动性风险虽然对资产定价具有显著的影响作用, 但其影响力并不高, 这与文献对对美国股票市场的研究结论一致。但在系统性流动风险的定价作用方面中美市场具有一定的差异。本文研究显示引入更多特征变量回归时, 代表三类系统性流动风险的贝塔因子系数具备了一定的显著性, 但文献对美国市场数据的实证研究结果显示该类因子系数均不显著。这说明, 目前我国投资者预期未来收益率时, 系统性流动性风险仍然是十分重要的考虑因素, 投资者更多地关注于影响基本面流动性的因素。具体到个股流动性对市场流动性变化的敏感性指标  $\beta_c^c$  的统计也证实这一点, 基于本文数据统计中国市场  $\beta_c^c$  均值为 3.1489, 文献对美国市场数据统计显示均值仅为 0.4700, 说明中国市场资产流动性对市场流动性变动的敏感程度更高, 资产流动性会受到与市场流动性有关的基本面因素的强烈影响, 例如宏观经济运行周期、股票市场的法律法规、税率高低等。

## 5. 结论

本文应用变量组合分析及 Fama-MacBeth 截面回归实证研究中国股市特质流动性风险对资产定价的作用。变量组合法分析发现特质流动性波动率高的组别收益率明显高于特质流动性低的组别, 且保持稳定的显著性。横截面回归结果同样显示个股流动性水平和特质流动性风险对资产定价的影响作用具有稳定的显著性, 个股流动性水平越低或者特质流动性风险越高, 股票收益率越高。但是, 特质流动性风险的回归系数绝对值相对低, 说明它对资产定价的影响力并不大。

对中美两国股票市场研究结果进行比较, 本文发现两国股票的特质流动性风险在横截面上对资产收益率都具有显著的正向作用, 相对而言中国股票流动性对市场系统性流动性变动的敏感程度更高。虽然中国 A 股市场存在着明显的特质流动性风险溢价, 但总体而言投资者依然对系统性流动风险的关注更多。

## 参考文献

- [1] Amihud, Y. (2002) Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
- [2] Chordia, T., Roll, R. and Subrahmanyam, A. (2001) Market Liquidity and Trading Activity. *Journal of Finance*, 56, 501-530. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00335>
- [3] Jones, C.M. (2002) A Century of Stock Market Liquidity and Trading Costs. Columbia University, New York.
- [4] Bekaert, G., Harvey, C.R. and Lundblad, C. (2007) Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, 20, 1783-1831. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm030>
- [5] Acharya, V.V. and Pedersen, L.H. (2005) Asset Pricing with Liquidity Risk. *Journal of Financial Economics*, 77, 375-410. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.06.007>
- [6] Sadka, R. (2006) Momentum and Post-Earnings Announcement Drift Anomalies: The Role of Liquidity Risk. *Journal*

*of Financial Economics*, **80**, 309-349. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.04.005>

- [7] 罗登跃, 王春峰, 房振明, 韩冬. 基于时间序列的上海股市系统风险、流动性风险溢价实证研究[J]. 系统工程, 2005, 23(7): 48-54.
- [8] 麦元勋. 基于流动性 Beta 系数的我国股市流动性风险实证研究[J]. 现代管理科学, 2006(6): 117-119.
- [9] 孔东民. 流动性风险与资产定价: 来自中国股市的证据[J]. 南方经济, 2006(3): 91-107.
- [10] 尹海员, 李忠民. 系统流动性、个股流动性与资产定价——基于我国沪市上市公司的实证研究[J]. 经济经纬, 2011, 28(6): 151-155.
- [11] 史永东, 李凤羽, 杨云鹏. 特质风险与市场收益动态关系的实证研究[J]. 投资研究, 2012, 9(31): 6-19.
- [12] Akbas, F., Armstrong, W.J. and Petkova, R. (2011) Idiosyncratic Volatility of Liquidity and Expected Stock Returns. Working Paper, Purdue University, West Lafayette.

**知网检索的两种方式:**

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>  
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2161-0967, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>  
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: [fin@hanspub.org](mailto:fin@hanspub.org)