



ISSN 1002-1566

数理统计与管理

# 数理统计与管理

JOURNAL OF APPLIED  
STATISTICS AND MANAGEMENT

2024 Vol.43 No.4

二〇二四年 四十三卷 第四期

中国现场统计研究会 主办

## 本期目次

### 统计应用研究

- 基于 Huber 损失的稳健张量回归及其应用 ..... 李传权, 马海强, 刘小惠, 刘育孜 (571)
- 中国绿色生产效率测度及时空演变特征研究 — 基于非期望投入改进的 SBM .....  
赫永达, 王倩茹, 刘达禹 (587)
- 城市平均通勤时间统计测算模型及错峰间隔优化选择 ..... 郑梦沂, 刘黎明, 崔江龙, 苏轶 (605)
- 疫情启示: 中国健康舆情分析及思考 ..... 朱森, 陈淑真 (622)

### 方法研究与探讨

- 基于多维名义反应模型的分类数据测验下新题的 LASSO 模式识别 ..... 赵恒, 孙佳楠, 邵明雨 (635)
- 考虑两类错误的贮存系统两阶段检测模型和成本分析 ..... 兑红炎, 宋佳颖, 赵倩倩, 王宁 (656)
- 一致有效的预测回归方法的构建及其在中国市场上的应用 ..... 杨光艺, 赵瑞迪 (667)
- 基于混合动态模型的居民收入分布的演变研究 ..... 周雪娇, 张宝学, 李群 (684)

### 经济与社会统计

- 中国城市数字经济对实体经济效率的影响研究 ..... 李国荣, 陶九龙, 木仁 (705)

### 财政与金融统计

- 时变风险厌恶与人民币汇率波动率 — 基于 GARCH-MIDAS-SK 模型的实证研究 .....  
吴鑫育, 梅学婷, 周海林, 尹学宝 (721)
- 金融结构、产业结构升级与收入分配 — 基于新结构经济学的解释 ..... 玉国华, 宫霖慧 (737)

# JOURNAL OF APPLIED STATISTICS AND MANAGEMENT

## MAIN CONTENTS

Robust Tensor Regression Based on the Huber Loss and Its Application .....	LI Chuan-quan, MA Hai-qiang, LIU Xiao-hui, LIU Yu-zi ( 571 )
Measurement and Spatial-Temporal Evolution of Green Production Efficiency in China: Based on the Undesired Input ISBM .....	HE Yong-da, WANG Qiao-ru, LIU Da-yu ( 587 )
A Statistical Calculation Model for Urban Commute Time and Optimal Selection of Staggered Intervals .....	ZHENG Meng-yi, LIU Li-ming, CUI Jiang-long, SU Duo ( 605 )
Enlightenment of COVID-19: Analysis and Thinking of China's Health Public Opinion .....	ZHU Miao, CHEN Shu-zhen ( 622 )
A LASSO-Based Pattern Recognition Method for Replenished Items Fitted by Multidimensional Nominal Response Model .....	ZHAO Heng, SUN Jia-nan, SHAO Ming-yu ( 635 )
Two-Stage Inspection Model and Cost Analysis for One-Shot System with Two Types of Inspection Errors .....	DUI Hong-yan, SONG Jia-ying, ZHAO Qian-qian, WANG Ning ( 656 )
Consistently Valid Tests for Predictive Regression and Empirical Study in Chinese Market ..	YANG Guang-yi, ZHAO Wan-di ( 667 )
Research on the Evolution of Residents' Income Distribution Based on Hybrid Dynamic Model .....	ZHOU Xue-jiao, ZHANG Bao-xue, LI Qun ( 684 )
Research on the Impact of Digital Economy on the Efficiency of Real Economy in Chinese Cities .....	LI Guo-rong, TAO Jiu-long, MU Ren ( 705 )
Time-Varying Risk Aversion and RMB Exchange Rate Volatility: An Empirical Study Based on GARCH-MIDAS-SK Model .....	WU Xin-yu, MEI Xue-ting, ZHOU Hai-lin, YIN Xue-bao ( 721 )
Financial Structure, Industrial Structure Upgrading and Income Distribution — An Explanation Based on New Structural Economics .....	YU Guo-hua, GONG Ya-hui ( 737 )

中国中文核心期刊  
中国科技核心期刊  
中国人文社会科学核心期刊

第十一届  
“数理统计与管理”编委会  
(2022-2025)

主 编：孙六全  
副 主 编：程维虎 崔恒建 房祥忠 林华珍 林金官 唐年胜 王兆军  
杨 瑛 张忠占  
编 委：艾明雯 陈光慧 方匡南 何 桢 李启嘉 李 元 刘妍岩  
马立平 孟生旺 石 坚 石 磊 田玉斌 唐晓彬 王德辉  
王建稳 王学钦 杨 军 张宝学 张 虎 张日权 张三国  
张新雨 赵 鹏 郑术蓉 朱建平 朱文圣 朱仲义 邹长亮  
邹国华

<p>数理统计与管理 (双月刊) JOURNAL OF APPLIED STATISTICS AND MANAGEMENT 编委会主编：孙六全 编辑部主任：程维虎 本期责任主编：程维虎 本期责任编辑：吴金荣 本期责任校对：陈 叙</p>	<p>主管：中国科学技术协会 主办：中国现场统计研究会 编辑：《数理统计与管理》编辑部 地址：中国科学院应用数学所内（100190） Email: sltj@amt.ac.cn http: //sltj.chinajournal.net.cn 出版：《数理统计与管理》编辑部 印刷：北京科信印刷有限公司 发行：北京报刊发行局，全国发行 2024年第4期（总第252期） 出版日期：2024年07月22日</p>
<p>刊号：CN11-2242/01 ISSN: 1002-1566 邮政代号：82-69 国内发行：¥18.00</p>	<p>ISSN 1002-1566  9 771002 156002 07&gt;</p>

[ 期刊基本参数 ] CN11-2242/01\*1982\*b\*16\*192\*zh\*P\*¥18.00\*2200\*11\*2024-07

# 一致有效的预测回归方法的构建及其在中国市场上的应用

杨光艺<sup>1</sup> 赵琬迪<sup>2</sup>

(1. 南京审计大学金融学院, 江苏 南京 211815; 2. 首都经济贸易大学统计学院, 北京 100070)

**摘要:** 预测回归 (Predictive Regression) 是用于检验金融市场可预测性的重要计量方法, 但现有检验方法, 如传统的 T 检验以及 Campbell 和 Yogo (2006)<sup>[1]</sup> 提出的方法, 均不能在  $|\rho| \leq 1$  范围内取得一致有效的检验效果。本文提出了一种新的检验方法, 该方法通过采用 Bonferroni 的方法, 将在  $|\rho| \leq 1$  范围内一致有效的 Hansen (1999)<sup>[2]</sup> 格点自助法与文 [1] 提出的更具效用的 Q 检验结合。数值模拟显示该检验方法犯第一类错误的概率在  $|\rho| \leq 1$  范围内均靠近其 5% 的理论值, 并且效用检验同样显示该检验方法优于目前学术界常用的文 [1]。采用本文提出的预测回归检验方法, 本文发现在中国股票市场, 距离 52 周最高价的接近程度、技术指标、PPI 以及 CPI 等变量具有预测能力。

**关键词:** 一致有效; 预测回归; 可预测性

**中图分类号:** F064.1, F83, O212

**文献标识码:** A

## Consistently Valid Tests for Predictive Regression and Empirical Study in Chinese Market

YANG Guang-yi<sup>1</sup> ZHAO Wan-di<sup>2</sup>

(1. School of Finance, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China; 2. School of Statistics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

**Abstract:** Predictive regression is an important econometric model used to test the predictability of financial markets, but the existing testing methods, such as the traditional T test and the method proposed by Campbell and Yogo (2006)<sup>[1]</sup>, are not consistently valid in the region of  $|\rho| \leq 1$ . In this paper, we propose a new test method, which combine Hansen (1999)<sup>[2]</sup>'s grid bootstrap method which is consistently valid over the region of  $|\rho| \leq 1$  and Campbell and Yogo (2006)<sup>[1]</sup>'s Q test which is more powerful by Bonferroni method. Results of simulation analysis show that the probability of the Type I error of this test is close to the theoretical value 5% in the range of  $|\rho| \leq 1$ . Moreover, the power test also shows that this test outperforms the commonly used method from Campbell and Yogo (2006)<sup>[1]</sup>. By using the method proposed in this paper, we find that nearness to 52-week high, technical indicator, PPI and CPI have the predictability in Chinese stock market.

**Key words:** consistently valid; predictive regression; predictability

**收稿日期:** 2019 年 11 月 21 日 **收修改稿日期:** 2022 年 4 月 20 日 **通讯作者:** 赵琬迪, zhaowandi@cueb.edu.cn

**基金项目:** 江苏省教育厅高校基础科学 (自然科学) 研究面上项目 (22KJD630003); 江苏省高校哲学社会科学研究一般项目 (2022SJYB0368); 国家社会科学基金青年项目 (23CTJ021)。

## 0 引言

资本市场的可预测性一直是金融学理论以及实务投资最关注的话题。对于金融学理论而言,可预测性的研究涉及金融学的诸多理论,例如,市场有效性 (Fama, 1991)<sup>[3]</sup>、资产定价理论 (Ferson 等, 2008)<sup>[4]</sup>、信息摩擦理论 (Rapach 等, 2013; 刘维奇和丁月华, 2020)<sup>[5-6]</sup>、公司治理话题 (Kang 等, 2010)<sup>[7]</sup>, 以及投资者情绪等行为金融学理论 (Li 和 Yu, 2012; Huang 等, 2015; 田金方等, 2020; 张国胜和林宇, 2021)<sup>[8-11]</sup> 等金融学话题。对实务界的投资者而言, Campbell 和 Thompson (2008)<sup>[12]</sup> 通过美国的实际数据检验发现即便微弱的预测效果也可以提高资产配置的效果。

目前,股票市场的可预测性得到了广泛的认可, Cochrane (1999)<sup>[13]</sup> 甚至将市场收益率的可预测性称为金融学中“新的事实”(New facts)。然而,市场收益率的可预测性面临着巨大的挑战和质疑,首当其冲的就是如何构造用于检验市场可预测性的计量检验方法,由此衍生出了一种新的计量研究模型——预测回归 (Predictive Regression)。

$$r_{t+1} = \alpha + \beta x_t + u_{t+1}, \quad (1)$$

$$x_{t+1} = \gamma + \rho x_t + v_{t+1}. \quad (2)$$

式 (1) 和 (2) 给出了经典的预测回归模型 (Elliott 和 Stock, 1994; Cavanagh 等, 1995; Stambaugh, 1999)<sup>[14-16]</sup>。其中,式 (1) 为预测回归方程,  $r_{t+1}$  为股票市场的超额收益率,  $x_t$  为预测变量,式 (2) 为预测变量的自回归方程。

大量文献<sup>[15-16]</sup>发现在预测回归模型中,当预测变量高度自相关 (即  $\rho$  趋于 1 时),并且预测回归方程的噪音项与预测变量自回归方程的噪音项相关 (即  $\text{cor}(u_{t+1}, v_{t+1})$  的值较大) 时,传统的检验方法失效。针对此问题,文 [15] 提出了三种解决方法;文 [1] 又在文 [15] 提出的 Bonferroni 置信区间法的基础上进行了进一步改进,通过将 DF-GLS 检验与他们提出的 Q 检验结合,得到了更加有效的检验方法,本文称之为 CY 法。然而 CY 法也面临着一些问题: Phillips (2014)<sup>[17]</sup> 指出当自回归系数远离单位根过程时,基于单位根检验反推自回归系数的置信区间方法会出现渐近零覆盖率的情形,使得基于 DF-GLS 方法的 CY 法在当预测变量服从平稳过程时出现显著性水平失真的现象。

相比 CY 法中使用的 DF-GLS 反推自回归系数置信区间的方法,文 [2] 提出的格点自助法 (grid bootstrap) 在预测变量是平稳或者接近单位根过程时均可以得到自回归系数的有效置信区间。因此,本文将格点自助法与文 [1] 提出的更加有效的 Q 检验通过 Bonferroni 的方法进行结合,构建一种新的预测回归检验方法,记为 HQ 法,并通过数值模拟对 HQ 法的有效性进行了验证。模拟结果显示,本文提出的 HQ 法与 CY 法相比,具有在预测变量为平稳过程时仍然有效的优势;同时,当预测变量的自回归系数远离单位 1,并且预测回归方程的噪音项与预测变量自回归方程的噪音项相关时, HQ 法具有更高的检验效用;除此之外,即便在预测变量服从单位根过程时, HQ 法仍然有效,且具有较高的效用。

关于中国市场的可预测性研究,在此之前,仅姜富伟等 (2011)<sup>[18]</sup> 采用传统方法结合自助法进行了综合性的研究。考虑到市场可预测性研究的重要性,以及目前国内在该领域研究相对匮乏的现状,对中国市场进行可预测性的稳健检验也是本文的重要话题之一。结合本文提出的更加稳健有效的 HQ 检验方法,发现在中国市场上,距离 52 周最高价的接近程度、技术指标、PPI 以及 CPI 等变量对于股市收益率具有预测作用。

本文的结构如下, 第 1 节介绍了本文实证数据的来源以及相关变量构造。第 2 节分析了中国金融市场的特征, 以及在该数据特征下传统 T 检验以及常用的 CY 法面临的问题, 并进而提出了 HQ 检验方法。第 3 节对本文提出的 HQ 法以及 CY 法进行了随机模拟的检验。第 4 节将本文提出的 HQ 法运用在中国市场的实际数据中。第 5 节给出了本文的主要结论。

## 1 数据来源

本文的数据来源为 WIND 数据库, 该数据库是国内股票市场研究最常用的数据库之一。参考国际市场的可预测性研究 (Campbell 和 Thompson, 2008; Welch 和 Goyal, 2007)<sup>[12,19]</sup>, 本文选择中国股票市场上最具代表性的上证综指作为研究对象, 以上证综指的超额收益率为因变量。考虑到数据质量的问题, 本文的样本区间起始为 1997 年 1 月, 同时在文 [18] 的研究基础上, 将样本区间截止期从 2009 年 6 月延伸至 2018 年 12 月, 进一步更新中国市场近年的可预测性结果。关于预测变量, 结合中国市场数据的可获得性, 本文主要选取了文 [18–19] 中采用的部分变量, 并结合目前市场可预测性研究领域最新研究成果构造相关变量, 具体的变量类型分为以下三类。

估值类变量共有 5 个, 分别是: 盈利价格比 (EP) 为过去 12 个月的总盈利与当期总市值的对数差; 股利价格比 (DP) 为过去 12 个月的总股息与当期总市值的对数差; 股息率 (DY) 过去 12 个月的总股息与滞后期总市值的对数差; 股息支付率 (DE) 为过去 12 个月的总股息与 12 个月的总盈利的对数差; 账面市值比 (BM) 为总的账面价值比上总市值。

市场类变量共有 5 个, 根据文 [8] 的心理锚理论构造了两个变量, 分别为距离历史最高价的接近程度 (NH), 为当期价格比上历史最高价; 距离 52 周最高价的接近程度 (N52), 为当期价格比上过去一年最高价。技术指标 (TI) 的构造方法参照 Neely 等 (2014)<sup>[20]</sup> 的方法, 利用股票市场的量价信息构造了 14 个 0–1 指标, 并将这 14 个 0–1 指标加总得到。已实现波动率 (SVAR) 以及风险在值 (VaR) 则参考 Bali 等 (2009)<sup>[21]</sup> 的构造方法, 构造区间设为 6 个月。

宏观经济类变量共 8 个, 本文选取了生产价格指数 (PPI), 居民消费价格指数 (CPI), 工业增加值 (IndG), 货币供给量的 M0 同比增长率 (M0)、M1 同比增长率 (M1) 以及 M2 同比增长率 (M2), 美元兑人民币汇率 (USD) 以及三个月定期存款利率 (Dep)。

## 2 理论模型

### 2.1 模型假设

在预测回归模型中, 预测变量  $x_t$  通常选为上文中的估值类、市场类和宏观经济类变量, 而这些常用变量通常表现出高度的自相关现象, 且十分接近单位根过程, 文献中通常假设其服从接近单位根过程 (local-to-unity), 即预测变量  $x_t$  的自回归系数  $\rho$  满足

$$\rho = 1 - \frac{c}{T},$$

其中  $c$  是参数,  $T$  为样本时间区间长度。

式 (1) 和 (2) 中噪音项的假设为:

$$(u_t, v_t)' \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{uv} \\ \sigma_{uv} & \sigma_v^2 \end{pmatrix}.$$

当预测变量高度自相关且式 (1) 和 (2) 的噪音项相关时,  $\delta = \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_u \sigma_v}$  的绝对值较大, 此时在进行回归系数的显著性检验时, 传统的 T 检验将不再有效<sup>[14–16]</sup>。

2.2 传统方法及其问题

为了说明传统方法在上述情形下不再有效, 首先分析下式给出的传统的 T 检验的统计量:

$$t(\beta_0) = \frac{\hat{\beta} - \beta_0}{\sigma_u(\sum_{t=1}^T (x_{t-1}^\mu)^2)^{-\frac{1}{2}}}, \tag{3}$$

其中,  $x_{t-1}^\mu$  为中心化之后的预测变量序列。根据文 [14] 的结论, 该统计量渐近服从以下分布:

$$\delta \frac{\int_0^1 B_c^\mu(t) dW(t)}{\int_0^1 B_c^\mu(t)^2 dt} + \sqrt{1 - \delta^2} Z, \tag{4}$$

其中,  $B_c^\mu(t) = B_c(t) - \int_0^1 B_c(t) dt$ , 即  $B_c(t)$  的中心化, 而  $B_c(t)$  服从 Ornstein-Uhlenbeck 过程  $dB_c(t) = cB_c(t)dt + dW(t)$ , 其中  $W(t)$  与  $Z$  分别为标准布朗运动和标准正态分布。可以看到, 当  $\delta$  不等于 0 时, 传统 T 检验统计量的渐近分布并不收敛到正态分布, 而是与讨厌参数  $c$  相关的分布, 因此采用正态分布的分位点来判断是否具有可预测性将不再准确。文 [1] 中的随机模拟也证实了传统 T 检验的失效性。

为了进一步说明传统 T 检验在面临实际数据时的问题, 本文利用实际数据计算了选取的预测变量的自回归系数、三种单位根检验方法的结果, 以及预测回归方程和自回归方程之间噪音项的相关系数, 三种单位根检验分别为 ADF 检验、PP 检验以及 KPSS 检验, 前两个检验的原假设均为变量服从单位根过程, 而 KPSS 检验的原假设为变量为平稳过程, 具体结果见表 1。可以看出, 大部分变量均具有高度自相关的特性, 并且对部分变量而言, 预测回归方程的噪音项与自回归方程的噪音项高度相关, 例如, EP 变量, 其一阶自回归系数高达 0.99, 并且预测方程与自回归方程噪音项之间的相关系数亦达到 -0.872, 根据式 (3) 和 (4) 的结果, 此时传统的 T 检验将不再有效, 若仍然采用传统 T 检验将会更容易拒绝没有预测性的原假设, 从而导致更容易得出市场具有可预测性的结论。

表 1 预测变量的自回归系数及单位根检验结果

	AR	ADF	PP	KPSS	$\delta$
EP	0.990***	-3.148*	-15.866	3.534**	-0.872***
DP	0.984***	-3.345*	-16.815	2.922**	-0.690***
DY	0.984***	-3.347*	-16.817	2.908**	-0.090
DE	0.935***	-2.934	-19.012*	0.304	-0.037
BM	0.988***	-3.180*	-15.272	3.084**	-0.876***
NH	0.972***	-3.057	-18.648*	2.561**	0.928***
N52	0.911***	-4.523**	-31.046**	0.118	0.838***
TI	0.897***	-4.247**	-40.729**	0.230	0.529***
SVAR	0.960***	-3.062	-25.945**	0.183	0.008
VaR	0.910***	-3.082	-29.078**	0.323	0.112*
PPI	0.974***	-3.886**	-18.017*	0.279	-0.043
CPI	0.967***	-4.032**	-21.306*	0.707**	0.029
IndG	0.608***	-2.400	-135.505**	1.335**	0.008
M0	0.287***	-2.772	-295.296**	1.345**	0.086
M1	0.944***	-3.823**	-17.599	0.424*	0.053
M2	0.982***	-2.858	-14.318	1.198**	0.049
USD	0.999***	-1.121	-1.985	3.986**	-0.087
Dep	0.990***	-2.856	-9.091	0.696**	-0.011

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别代表 10%, 5% 以及 1% 水平下的显著性



### 2.3 CY 法及其问题

为了克服上面提到的问题, 文 [1] 在文 [15] 提出的 Bonferroni 置信区间方法的基础上进一步改进, 首先提出了在  $\rho$  已知的情况下更有效的 Q 检验, 再将其与 DF-GLS 法相结合, 构造了一种新的统计检验方法, 即 CY 方法。该方法具有 Q 检验的不变性等良好性质, 并且当自变量接近单位根过程时仍然有效, 且具有更高的效用, 是研究和应用中广泛使用的检验方法。

尽管 CY 方法具有较好的有效性, 但文 [17] 指出该方法在预测变量远离单位根过程时存在失效的问题。这是因为当预测变量远离单位根时, 基于单位根检验反推得到的自回归系数置信区间的覆盖率渐近趋于零, 导致基于 DF-GLS 方法反推自回归系数置信区间的 CY 法不再有效, 出现显著性水平失真的现象。根据文 [17] 的推导, 当自回归系数远离单位 1 时, CY 法得到的置信区间渐近收敛到

$$(\beta_L(\rho_U), \beta_L(\rho_U)) \rightarrow \bar{\beta} := \beta + \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_v^2} \frac{(\rho - 1)^2}{\rho + 1}. \quad (5)$$

可以看出, 当预测变量的自回归系数  $\rho$  远离 1 并且模型中两个方程的噪音项相关时, CY 法得到的置信区间收敛为一个点  $\bar{\beta}$ 。并且, 在  $\rho \neq 1$  且  $\sigma_{uv} \neq 0$  的情形下,  $\bar{\beta}$  等式右边的第二项不为零, 导致 CY 法得到的  $\beta$  置信区间渐近偏离  $\beta$  的真实值。若将原假设为  $\beta = 0$ , 即预测变量无预测性, 则采用 CY 法会导致更容易拒绝原假设, 得到变量具有可预测性的结论。

根据表 1 得到的中国市场预测变量的单位根检验结果来看, 部分变量的三种检验均认为其服从平稳过程, 且预测回归方程与自回归方程的噪音项高度相关, 如 N52 与 TI。根据式 (5) 的结论, 在中国市场的实际数据呈现出此特征的情况下, 使用 CY 法会导致过度拒绝无预测能力的原假设, 高估预测变量的可预测性。

### 2.4 HQ 法

通过上面的分析, 我们发现, 无论是传统的 T 检验方法, 还是被广泛使用的 CY 法, 均不具有稳健一致的检验效果。传统的 T 检验在预测变量服从接近单位根过程时, 会出现显著性水平失真的现象; 而 CY 法则在预测变量远离单位根过程时不再有效。两种方法均不能取得一致有效的检验结果, 这给在实践中进行检验带来了困难。从表 1 的结果可以看到, 某些预测变量服从的过程很难有统一的结论, 例如 CPI 指数的 ADF 检验和 PP 检验分别在 5% 和 10% 的水平上拒绝了服从单位根的原假设, 而 KPSS 检验则在 5% 的水平上拒绝了其服从平稳过程的原假设。由于不同的检验显示出不同的结果, 导致研究者很难判断该变量到底服从何种过程, 从而增加了检验方法的选择难度。

为了避免不同检验方法在不同  $\rho$  的取值范围下失效的问题, 本文采用文 [2] 的格点自助法, 将其与文 [1] 提出的 Q 检验结合, 构造了一种新的预测回归检验方法, 记为 HQ 法。与 CY 法使用的基于单位根检验反推置信区间的方法相比, 格点自助法能够有效避免在预测变量远离单位根过程时利用单位根检验反推自回归系数的置信区间会失效的问题, 使得本文提出的 HQ 法能够在  $|\rho| \leq 1$  范围内得到一致有效的  $\rho$  的置信区间。

为了验证 HQ 方法的有效性, 本文首先证明得到了定理 1 的结论, 证明过程见附录。

**定理 1** 对于由式 (1) 和 (2) 构成的传统预测回归模型, 在已知  $\rho$  的情形下, 文 [1] 提出的如下式所示的估计是  $\beta$  的无偏估计, 即

$$\beta(\rho) = \frac{\sum_{i=1}^T x_{t-1}^\mu (r_t - \beta_{uv}(x_t - \rho x_{t-1}))}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^\mu)^2}, \quad E(\beta(\rho)) = \beta, \quad (6)$$

其中  $\beta_{uv} = \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_v^2}$ 。

根据文 [2] 中的结论, 通过格点自助法获得的  $\rho$  的置信区间在  $|\rho| \leq 1$  范围内具有一致有效性, 即对置信度为  $\alpha$  的置信区间  $C_\alpha(\rho)$ , 有

$$\Pr(\rho \in C_\alpha(\rho)) \rightarrow \alpha,$$

再根据定理 1 中得到的  $\beta(\rho)$  的无偏性, 可得对  $C_\alpha(\rho)$  中的每一个  $\rho$ , 利用  $\beta(\rho)$  映射出的置信区间可以避免文 [17] 指出的 CY 法出现的零覆盖率的问题。但由于  $\beta(\rho)$  同样具有估计误差, 直接映射得到的区间并不能保证具有目标置信度的覆盖率, 因此本文进一步采用 Bonferroni 置信区间法对得到的区间进行修正。完整地构造  $\beta$  的  $(1 - \alpha)$  置信度的置信区间的步骤如下:

**第 1 步** 采用 OLS 的方法估计出预测变量的一阶自回归系数  $\hat{\rho}$  以及两个方程的噪音项的相关系数  $\hat{\delta}$ 。

**第 2 步** 根据文 [2] 的格点自助法, 其中, Bootstrap 的次数同样参考文 [2], 设置为 399 次, 构造出  $\rho$  的  $(1 - \alpha_1)$  置信度的置信区间  $[\underline{\rho}, \bar{\rho}]$ 。

**第 3 步** 对置信区间  $[\underline{\rho}, \bar{\rho}]$  里的每个  $\rho$ , 通过 Q 统计量构造出  $\beta$  的置信度为  $(1 - \alpha_2)$  的置信区间  $[\beta(\rho) - \sigma(\beta(\rho))Z_{1-\frac{\alpha_2}{2}}, \beta(\rho) + \sigma(\beta(\rho))Z_{1-\frac{\alpha_2}{2}}]$ , 再将所有区间取交集得到  $\beta$  的置信区间。为了减少运算的复杂度, 本文与 CY 法一样, 假设  $\delta$  为负 (如果数据显示为正, 可将预测变量乘以  $-1$ , 从而使  $\delta$  变为负), 根据式 (6) 中  $\beta(\rho)$  的表达式, 如果  $\delta$  为负, 则  $\beta_{uv}$  也为负, 从而  $\beta(\rho)$  与  $\rho$  呈反向关系, 可直接通过  $\underline{\rho}$  和  $\bar{\rho}$  分别计算  $\beta$  置信区间的上限和下限, 最终得到  $\beta$  的置信区间为  $[\beta(\bar{\rho}, \alpha_2), \beta(\underline{\rho}, \alpha_2)]$ , 其中

$$\begin{aligned}\beta(\bar{\rho}, \alpha_2) &= \beta(\bar{\rho}) - Z_{1-\frac{\alpha_2}{2}} \cdot \sigma_u \cdot \left( \frac{1 - \delta^2}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^\mu)^2} \right)^{\frac{1}{2}}, \\ \beta(\underline{\rho}, \alpha_2) &= \beta(\underline{\rho}) - Z_{1-\frac{\alpha_2}{2}} \cdot \sigma_u \cdot \left( \frac{1 - \delta^2}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^\mu)^2} \right)^{\frac{1}{2}}.\end{aligned}$$

在实际估计时,  $\sigma_u$ 、 $\delta$  以及  $\beta_{uv}$  可采用样本估计值。考虑到 Bonferroni 不等式的存在, 我们需要对  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的选择进行校正, 不能简单假设  $\alpha = \alpha_1 + \alpha_2$ 。下式给出了 Bonferroni 方法对本文构造的检验方法:

$$\begin{aligned}\Pr(\beta \notin C_\beta(\alpha)) &= \Pr(\beta \notin C_\beta(\alpha) | \rho \notin C_\rho(\alpha_1)) \Pr(\rho \notin C_\rho(\alpha_1)) \\ &\quad + \Pr(\beta \notin C_\beta(\alpha) | \rho \in C_\rho(\alpha_1)) \Pr(\rho \in C_\rho(\alpha_1)) \\ &\leq \alpha_1 + (1 - \alpha_1)\alpha_2 \leq \alpha.\end{aligned}$$

可以看出, 基于  $\alpha = \alpha_1 + \alpha_2$  的假设, Bonferroni 方法会使得本文提出的检验过于保守。除此之外, 还存在置信区间的左右两侧不对称的问题, 因此为了得到更加有效的检验方法, 需要对上述 Bonferroni 方法进行矫正。以显著性水平为 10%, 即单侧 5% 的情形为例, Bonferroni 矫正的具体过程为: 固定  $\alpha_1 = 5\%$ , 对每对  $\hat{\rho}$  和  $\hat{\delta}$ , 通过数值模拟的方法找出合适的  $\underline{\alpha}_2$  和  $\overline{\alpha}_2$ , 使得置信区间两侧对称, 即左右两侧的显著性水平均为 5%, 具体结果可见附录 2。校正之后, HQ 法的  $\beta$  的置信区间左右两端分别为

$$\begin{aligned}\beta(\bar{\rho}, \underline{\alpha}_2) &= \beta(\bar{\rho}) - Z_{1-\underline{\alpha}_2} \cdot \sigma_u \cdot \left( \frac{1 - \delta^2}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^\mu)^2} \right)^{\frac{1}{2}}, \\ \beta(\underline{\rho}, \overline{\alpha}_2) &= \beta(\underline{\rho}) - Z_{1-\overline{\alpha}_2} \cdot \sigma_u \cdot \left( \frac{1 - \delta^2}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^\mu)^2} \right)^{\frac{1}{2}},\end{aligned}$$

其中  $\underline{\alpha}_2$  和  $\overline{\alpha}_2$  为根据  $\hat{\rho}$  和  $\hat{\delta}$  的取值由附录 2 中的表格查找确定。

表 2 HQ 法和 CY 法的显著性水平模拟结果

$n$	$\delta \setminus \rho$	0	0.3	0.6	0.9	0.93	0.96	0.99	1
Panel A: HQ 的左单侧检验									
100	0	0.060	0.046	0.040	0.048	0.048	0.046	0.042	0.064
	-0.25	0.068	0.066	0.036	0.056	0.056	0.036	0.060	0.070
	-0.5	0.070	0.026	0.032	0.052	0.046	0.042	0.090	0.080
	-0.75	0.036	0.050	0.036	0.064	0.022	0.056	0.066	0.096
	-0.99	0.038	0.054	0.056	0.062	0.054	0.058	0.074	0.046
250	0	0.046	0.076	0.040	0.060	0.040	0.054	0.044	0.060
	-0.25	0.042	0.050	0.048	0.038	0.048	0.046	0.054	0.048
	-0.5	0.062	0.052	0.034	0.078	0.038	0.044	0.076	0.064
	-0.75	0.046	0.048	0.038	0.052	0.060	0.062	0.066	0.094
	-0.99	0.040	0.056	0.044	0.060	0.042	0.048	0.048	0.050
Panel B: CY 的左单侧检验									
100	0	0.104	0.044	0.042	0.046	0.044	0.048	0.044	0.064
	-0.25	0.004	0.018	0.046	0.074	0.068	0.042	0.064	0.062
	-0.5	0.000	0.000	0.044	0.080	0.070	0.062	0.076	0.068
	-0.75	0.000	0.000	0.060	0.118	0.058	0.080	0.072	0.092
	-0.99	0.000	0.000	0.000	0.094	0.064	0.058	0.042	0.042
250	0	0.116	0.078	0.050	0.060	0.044	0.056	0.048	0.058
	-0.25	0.000	0.000	0.002	0.048	0.058	0.052	0.056	0.046
	-0.5	0.000	0.000	0.000	0.092	0.054	0.064	0.074	0.062
	-0.75	0.000	0.000	0.000	0.104	0.104	0.118	0.090	0.088
	-0.99	0.000	0.000	0.000	0.066	0.056	0.052	0.042	0.042
Panel C: HQ 的右单侧检验									
100	0	0.068	0.058	0.068	0.064	0.084	0.078	0.046	0.066
	-0.25	0.056	0.050	0.046	0.030	0.040	0.036	0.038	0.052
	-0.5	0.048	0.048	0.048	0.050	0.032	0.042	0.032	0.042
	-0.75	0.060	0.072	0.054	0.064	0.054	0.054	0.038	0.046
	-0.99	0.038	0.058	0.056	0.056	0.040	0.046	0.024	0.008
250	0	0.058	0.058	0.050	0.056	0.046	0.056	0.062	0.056
	-0.25	0.052	0.064	0.058	0.054	0.052	0.054	0.044	0.044
	-0.5	0.066	0.044	0.040	0.050	0.080	0.056	0.042	0.046
	-0.75	0.058	0.074	0.036	0.056	0.050	0.060	0.066	0.038
	-0.99	0.058	0.050	0.032	0.048	0.054	0.042	0.038	0.018
Panel D: CY 的右单侧检验									
100	0	0.076	0.056	0.056	0.054	0.080	0.070	0.046	0.052
	-0.25	0.296	0.108	0.028	0.028	0.028	0.018	0.036	0.050
	-0.5	0.742	0.172	0.008	0.024	0.020	0.024	0.022	0.032
	-0.75	0.992	0.420	0.010	0.040	0.030	0.036	0.024	0.052
	-0.99	1.000	1.000	0.018	0.070	0.058	0.050	0.054	0.006
250	0	0.096	0.082	0.072	0.056	0.046	0.058	0.066	0.058
	-0.25	0.884	0.650	0.248	0.026	0.046	0.038	0.026	0.032
	-0.5	1.000	0.990	0.624	0.014	0.026	0.028	0.024	0.036
	-0.75	1.000	1.000	0.984	0.032	0.030	0.042	0.030	0.040
	-0.99	1.000	1.000	1.000	0.036	0.046	0.044	0.052	0.012

### 3 模拟结果及方法比较

为了验证 HQ 法的有效性以及稳健性, 本部分采用随机模拟的方法计算 HQ 法的显著性水平, 并与 CY 法进行比较。数据产生过程如下:

$$r_{t+1} = \beta x_t + u_{t+1}, \quad x_{t+1} = \rho x_t + v_{t+1},$$

其中,  $(u_t, v_t)' \sim N(0, \Sigma)$ ,  $\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \delta \\ \delta & 1 \end{pmatrix}$ .

为了在  $|\rho| \leq 1$  范围内检验 HQ 法的一致有效性, 取预测变量的自回归系数  $\rho = \{0, 0.3, 0.6, 0.9, 0.93, 0.96, 0.99, 1\}$ ; 取  $\delta = \{0, -0.25, -0.5, -0.75, -0.99\}$ ; 对于回归系数  $\beta$ , 除了  $\beta = 0$  时用于显著性水平检验之外, 还设置  $\beta = \{0.05, 0.1, 0.15, \dots, 0.45, 0.5\}$  用于效用检验, 来检查该方法是否足够有效; 样本量分别取为  $\{100, 250\}$  两种; 对于每一种参数设置进行 500 次随机模拟。

HQ 法和 CY 法的显著性水平模拟结果如表 2 所示。可以看出, 在预测变量高度自相关 (即  $\rho$  趋近于 1) 的情形下, CY 法以及本文提出的 HQ 法均具有较好的表现, 得到的实际显著性水平与理论值 5% 较为接近。值得注意的是, 即便当预测变量服从单位根过程的时候, CY 法以及 HQ 法仍然具有较好的表现。而当预测变量服从平稳过程 (即  $\rho$  远离 1) 时, 常用的 CY 法则出现了严重的显著性水平失真的问题, 说明该方法在此情形下不再有效; 而本文提出的 HQ 法则继承了文 [2] 格点自助法在  $|\rho| \leq 1$  范围内一致有效的特点, 仍然具有有效的检验结果。

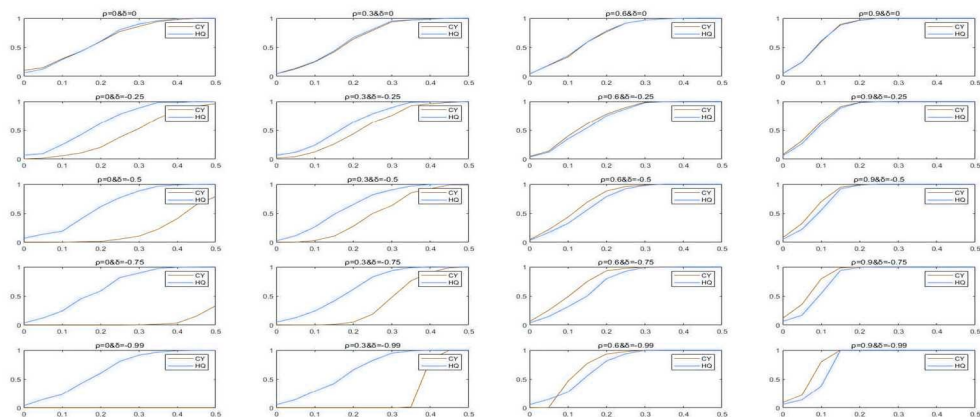


图 1 样本量为 100 和自回归系数  $\rho$  较小时 HQ 法和 CY 法的效用检验比较

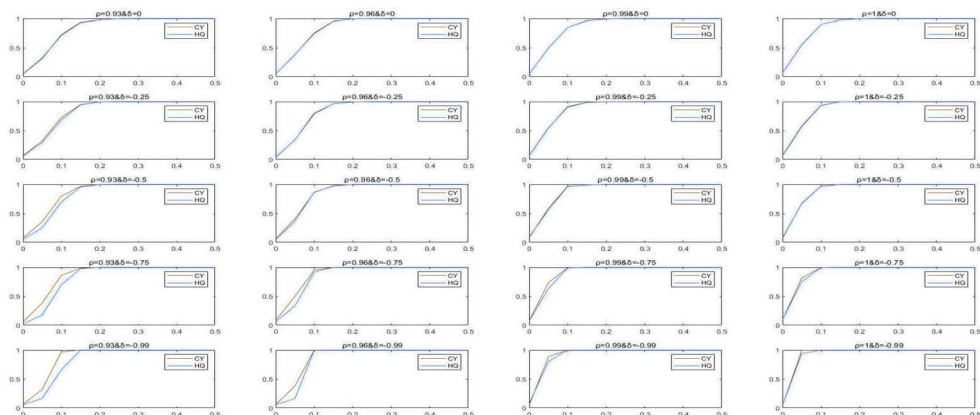


图 2 样本量为 100 和自回归系数  $\rho$  较大时 HQ 法和 CY 法的效用检验比较

图 1 至图 4 分别给出了样本量为 100 和 250 时 CY 法以及 HQ 法的检验效用。可以看到在大多数情形下, 两个方法的检验效用较为接近。但同时从图 1 和图 3 可以看出, 当自回归系数  $\rho$  较小, 并且  $\delta$  的绝对值越大时, HQ 法的检验效用则远优于 CY 法的检验效用。这一点可

以被文 [17] 的结论解释: 当预测变量为平稳过程时,  $\delta$  的负值将使得式 (5) 中第二项为负, 从而中和式 (5) 中  $\beta$  为正的效应, 使单侧检验更不容易拒绝原假设, 降低了 CY 法在该情形下的检验效用。

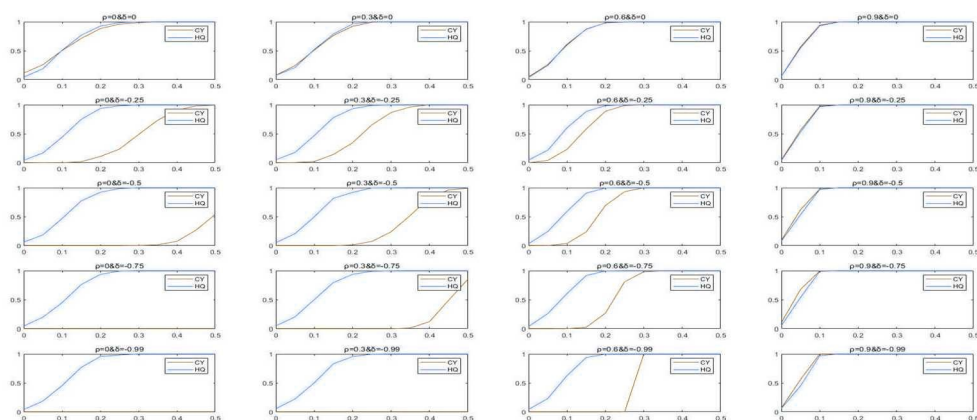


图 3 样本量为 250 和自回归系数  $\rho$  较小时 HQ 法和 CY 法的效用检验比较

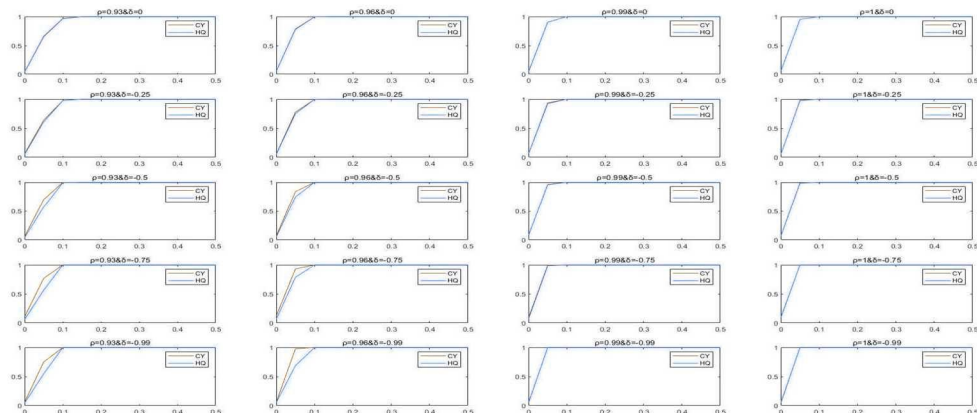


图 4 样本量为 250 和自回归系数  $\rho$  较大时 HQ 法和 CY 法的效用检验比较

#### 4 实证结果

考虑到传统 T 检验以及 CY 法在预测回归检验可能出现的问题, 本节使用本文提出的 HQ 检验法对中国股市的可预测性进行稳健性检验, 并将结果与传统的 T 检验和 CY 法进行比较, 具体结果见表 3。根据表 3, N52、TI、PPI 和 CPI 四个变量在三种检验下均得到了具有预测能力的结论。其中: PPI 和 CPI 的  $\delta$  绝对值较小, 说明预测回归方程与自回归方程的噪音项相关性较小, 三种检验方法在此情形下均能保证有效性, 因此得到了相同的检验结果。N52 和 TI 两个变量的自回归系数在 0.9 附近, 与单位根 1 有一定距离, 在此区域内传统 T 检验的显著性水平失真问题并不十分严重 [1]; 同时, 本文的随机模拟显示在  $\rho = 0.9$  附近区域, CY 法同样具有较好的检验效果, 因此对于 N52 和 TI 两个变量三种检验方法也得到了相同的结论。可以看到, 三种检验得到相同的结论是由于两个方程的噪音项相关性较小或者自回归系数在特定范围内, 此时传统 T 检验以及 CY 法仍然具有有效性。而当相关性较大且自回归系数偏离 T 检验和 CY 法的有效范围时, 这两种方法存在可能失效的问题, 造成检验结果不可信, 因此使用本文提出的更加稳健有效的 HQ 法是有必要的。

表 3 的结果显示, 基于 HQ 检验结果, N52、TI、PPI 和 CPI 四个变量在中国市场具有可预测性, 这一结论是对已有文献的实证结果的进一步补充。本文发现的 N52 的预测能力与文 [8] 的心理锚理论以及黄顺武等 (2017)<sup>[22]</sup> 在中国市场上的结果相一致, 即投资者的有限关注使得 N52 代理了投资者对股票市场低估的程度, 对未来收益率具有正向的预测能力。而关于 TI 的预测能力, 在主要由不成熟的个人投资者组成的中国股票市场, 投资者过度关注短期量价信息, 市场有效性不足的情形下, 该变量的预测能力则不难理解。除此之外, 代理价格指数的 PPI 以及 CPI 表现出的显著预测能力, 也进一步扩充了杨振杰 (2005)<sup>[23]</sup> 得到的通货膨胀率与未来收益率在中期关系较弱, 但在长期呈正向关系的结论, 本文则发现在短期通货膨胀率对未来股票市场收益率存在负向的预测能力。

表 3 中国市场的可预测性实证检验

	T 检验	CY 法	HQ 法
EP	0.061	[−1.811, 0.089]	[−1.950, 0.676]
DP	0.421	[−1.153, 0.991]	[−1.341, 0.817]
DY	0.626	[−0.795, 1.611]	[−0.847, 1.483]
DE	0.919	[−1.413, 4.501]	[−1.644, 4.754]
BM	0.884	[−3.056, 2.289]	[−3.991, 4.211]
NH	0.377	[−2.677, 4.981]	[−1.209, 7.289]
N52	1.665*	[1.513, 12.387]	[0.809, 13.285]
TI	1.679*	[0.122, 0.383]	[0.023, 0.306]
SVAR	−1.108	[−0.005, 0.001]	[−0.005, 0.001]
VaR	−0.040	[−0.285, 0.434]	[−0.362, 0.380]
PPI	−2.182**	[−0.432, −0.057]	[−0.441, −0.056]
CPI	−2.902***	[−0.974, −0.255]	[−1.002, −0.247]
IndG	−0.505	[−0.214, 0.119]	[−0.220, 0.119]
M0	0.550	[−0.029, 0.229]	[−0.081, 0.175]
M1	−0.119	[−0.125, 0.117]	[−0.128, 0.118]
M2	1.209	[−0.038, 0.346]	[−0.051, 0.341]
USD	0.939	[−0.542, 1.357]	[−0.560, 1.433]
Dep	−1.149	[−2.032, 0.345]	[−2.096, 0.428]

\* 注: \*, \*\*, \*\*\* 分别代表 10%, 5% 以及 1% 水平下的显著性

5 结论

在目前的研究中, 金融市场收益率的可预测性通常是通过对市场收益率和预测变量建立预测回归模型得到的。而使用传统 T 检验进行预测回归模型系数的显著性检验时, 存在当预测变量高度自相关时, 渐近分布不再是传统正态分布, 导致 T 检验出现显著性水平失真的问题。文 [1] 提出的 CY 检验法虽能很好地避免传统 T 检验失效的问题, 但当预测变量服从平稳过程时, DF-GLS 方法得到的一阶自回归系数置信区间的渐近覆盖率为零, 导致基于 DF-GLS 方法构造的 CY 检验不再有效。针对传统 T 检验和 CY 检验失效的问题, 本文提出了一种更加有效的检验方法 — HQ 法。该方法将文 [1] 中提出的 Q 检验方法以及文 [2] 的格点自助法相结合, 使其不仅继承了 Q 检验更高的检验效用, 也保留了格点自助法在  $|\rho| \leq 1$  范围内一致有效的特点, 可以得到在  $|\rho| \leq 1$  范围内一致有效的检验效果。本文的数值模拟研究也验证了新方法的有效性。

从实证研究的结果来看, 文献中常用的预测变量既有服从单位根过程的, 也有接近单位根过程的, 还有根据单位根检验很难判断其过程的变量, 若直接使用传统 T 检验和 CY 法则可能造成某些变量检验结果不可靠, 因此本文构造的能够适用于所有预测变量特征, 在  $|\rho| \leq 1$

范围内均一致有效的 HQ 法在实践和应用中具有重要意义。根据 HQ 法, 本文进一步对中国股票市场的可预测性进行了检验。结果发现, 距离 52 周最高价的接近程度、技术指标、PPI 以及 CPI 等变量对未来股市收益率具有预测能力。

### [ 参考文献 ]

- [1] Campbell J Y, Yogo M. Efficient tests of stock return predictability [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81(1): 27-60.
- [2] Hansen B E. The grid bootstrap and the autoregressive model [J]. Review of Economics & Statistics, 1999, 81(4): 594-607.
- [3] Fama E F. Efficient capital markets: II [J]. The Journal of Finance, 1991, 46(5): 1575-1617.
- [4] Ferson W E, Sarkissian S, Simin T. Asset pricing models with conditional betas and alphas: The effects of data snooping and spurious regression [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2008, 43(2): 331-353.
- [5] Rapach D E, Strauss J K, Zhou G. International stock return predictability: What is the role of the United States? [J]. The Journal of Finance, 2013, 68(4): 1633-1662.
- [6] 刘维奇, 丁月华. 信息优势、有限关注与知情交易者竞争交易 [J]. 数理统计与管理, 2020, 39(1): 162-173.
- [7] Kang Q, Liu Q, Qi R. Predicting stock market returns with aggregate discretionary accruals [J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(4): 815-858.
- [8] Li J, Yu J. Investor attention, psychological anchors, and stock return predictability [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 104(2): 401-419.
- [9] Huang D, Jiang F, Tu J, et al. Investor sentiment aligned: A powerful predictor of stock returns [J]. The Review of Financial Studies, 2015, 28(3): 791-837.
- [10] 田金方, 王冬冬, 孔雪. 投资者关注与概念股异质特征: 影响机制与多维测度 —— 基于行为大数据的匹配检验 [J]. 数理统计与管理, 2020, 39(2): 354-367.
- [11] 张国胜, 林宇. 结构突变下投资者情绪与股市收益间的非线性溢出效应研究 [J]. 数理统计与管理, 2021, 40(1): 148-161.
- [12] Campbell J Y, Thompson S B. Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average? [J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21(4): 1509-1531.
- [13] Cochrane J H. New facts in finance [J]. Economic Perspectives, 1999, 23(QIII): 36-58.
- [14] Elliott G, Stock J H. Inference in time series regression when the order of integration of a regressor is unknown [J]. Econometric Theory, 1994, 10(3-4): 672-700.
- [15] Cavanagh C L, Elliott G, Stock J H. Inference in models with nearly integrated regressors [J]. Econometric Theory, 1995, 11(5): 1131-1147.
- [16] Stambaugh R F. Predictive regressions [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 54(3): 375-421.
- [17] Phillips P C B. On confidence intervals for autoregressive roots and predictive regression [J]. Econometrica, 2014, 82(3): 1177-1195.
- [18] 姜富伟, 涂俊, Rapach D E, 等. 中国股票市场可预测性的实证研究 [J]. 金融研究, 2011, 9: 107-121.
- [19] Welch I, Goyal A. A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction [J]. The Review of Financial Studies, 2007, 21(4): 1455-1508.
- [20] Neely C J, Rapach D E, Tu J, et al. Forecasting the equity risk premium: the role of technical indicators [J]. Management science, 2014, 60(7): 1772-1791.
- [21] Bali T G, Demirtas K O, Levy H. Is there an intertemporal relation between downside risk and expected returns? [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2009, 44(4): 883-909.
- [22] 黄顺武, 田欢, 王梦莹. 有限关注、心理锚与预期收益 [J]. 贵州财经大学学报, 2017, 4: 66-75.
- [23] 杨振杰. 中国通货膨胀率和股票收益率的实证检验 [J]. 云南财贸学院学报, 2005, (S1): 12-15.

### 附录 1 定理 1 的证明

#### 证明

$$\begin{aligned}\beta(\rho) &= \frac{\sum_{i=1}^T x_{t-1}^{\mu}(r_t - \beta_{uv}(x_t - \rho x_{t-1}))}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^{\mu})^2} = \frac{\sum_{i=1}^T x_{t-1}^{\mu}(\beta x_{t-1}^{\mu} + u_t - \beta_{uv}v_t)}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^{\mu})^2} \\ &= \frac{\beta \sum_{i=1}^T (x_{t-1}^{\mu})^2 + \sum_{i=1}^T x_{t-1}^{\mu}(u_t - \beta_{uv}v_t)}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^{\mu})^2} = \beta + \frac{\sum_{i=1}^T x_{t-1}^{\mu}(u_t - \beta_{uv}v_t)}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^{\mu})^2},\end{aligned}$$

其中将  $u_t$  在  $v_t$  方向及垂直方向进行分解得到  $u_t = \beta_{uv}v_t + \sqrt{1 - \beta_{uv}^2} \varepsilon_t$ , 因为  $\varepsilon_t$  与  $v_t$  垂直, 所以  $\varepsilon_t$  与  $x_{t-1}^\mu$  序列不相关, 因此,  $E(\frac{\sum_{i=1}^T x_{t-1}^\mu (u_t - \beta_{uv}v_t)}{\sum_{i=1}^T (x_{t-1}^\mu)^2}) = 0$ , 进而得到定理 1 的结论.

附录 2  $\alpha_2$  的选择表格

表 4 左侧  $\alpha_2$  的选择 ( $\rho$  的取值范围为 0-0.3)

$\delta$ 的范围	$\rho$ 的范围										
	0.000	0.030	0.060	0.090	0.120	0.150	0.180	0.210	0.240	0.270	0.300
-0.999	0.216	0.252	0.440	0.252	0.252	0.272	0.252	0.032	0.252	0.252	0.276
-0.975	0.012	0.430	0.480	0.388	0.060	0.012	0.002	0.208	0.008	0.204	0.010
-0.950	0.496	0.104	0.092	0.106	0.010	0.220	0.352	0.330	0.082	0.314	0.456
-0.925	0.108	0.448	0.216	0.082	0.328	0.108	0.084	0.196	0.346	0.196	0.244
-0.900	0.268	0.262	0.288	0.084	0.144	0.248	0.094	0.148	0.150	0.226	0.178
-0.875	0.104	0.216	0.212	0.312	0.324	0.112	0.120	0.256	0.192	0.368	0.060
-0.850	0.160	0.184	0.184	0.140	0.158	0.292	0.146	0.174	0.216	0.258	0.152
-0.825	0.088	0.162	0.244	0.170	0.186	0.110	0.238	0.216	0.264	0.206	0.226
-0.800	0.188	0.216	0.180	0.188	0.168	0.128	0.140	0.160	0.236	0.198	0.176
-0.775	0.180	0.188	0.184	0.168	0.210	0.208	0.214	0.140	0.240	0.124	0.186
-0.750	0.144	0.144	0.170	0.206	0.200	0.136	0.118	0.130	0.232	0.156	0.180
-0.725	0.262	0.206	0.194	0.210	0.128	0.264	0.176	0.164	0.200	0.196	0.168
-0.700	0.176	0.148	0.226	0.172	0.234	0.208	0.140	0.140	0.160	0.176	0.140
-0.675	0.128	0.136	0.144	0.152	0.140	0.156	0.134	0.164	0.236	0.124	0.118
-0.650	0.174	0.128	0.140	0.184	0.136	0.112	0.220	0.108	0.196	0.142	0.100
-0.625	0.156	0.184	0.144	0.114	0.144	0.130	0.130	0.136	0.168	0.154	0.156
-0.600	0.130	0.100	0.126	0.148	0.152	0.166	0.112	0.148	0.204	0.192	0.160
-0.575	0.154	0.146	0.156	0.162	0.164	0.128	0.138	0.142	0.158	0.148	0.114
-0.550	0.188	0.128	0.148	0.176	0.132	0.152	0.122	0.144	0.148	0.148	0.194
-0.525	0.096	0.154	0.176	0.142	0.112	0.144	0.180	0.132	0.104	0.126	0.160
-0.500	0.140	0.140	0.158	0.120	0.128	0.148	0.132	0.128	0.116	0.094	0.152
-0.475	0.110	0.148	0.140	0.144	0.140	0.158	0.110	0.122	0.114	0.126	0.124
-0.450	0.086	0.144	0.128	0.128	0.104	0.126	0.106	0.140	0.144	0.084	0.124
-0.425	0.116	0.122	0.144	0.096	0.112	0.164	0.124	0.120	0.128	0.122	0.102
-0.400	0.134	0.104	0.120	0.108	0.120	0.102	0.116	0.124	0.100	0.132	0.104
-0.375	0.118	0.096	0.152	0.108	0.110	0.124	0.102	0.110	0.076	0.128	0.112
-0.350	0.130	0.106	0.122	0.120	0.100	0.110	0.116	0.120	0.128	0.144	0.108
-0.325	0.108	0.118	0.072	0.108	0.128	0.092	0.112	0.118	0.088	0.096	0.072
-0.300	0.078	0.114	0.090	0.096	0.080	0.108	0.112	0.098	0.100	0.102	0.076
-0.275	0.114	0.096	0.096	0.102	0.096	0.084	0.096	0.100	0.092	0.100	0.084
-0.250	0.100	0.080	0.090	0.100	0.098	0.076	0.080	0.110	0.104	0.072	0.098
-0.225	0.096	0.096	0.078	0.088	0.080	0.104	0.082	0.088	0.096	0.082	0.088
-0.200	0.068	0.074	0.064	0.062	0.082	0.078	0.100	0.088	0.072	0.072	0.072
-0.175	0.082	0.076	0.072	0.082	0.078	0.090	0.076	0.070	0.082	0.064	0.066
-0.150	0.074	0.108	0.078	0.068	0.064	0.078	0.068	0.074	0.072	0.078	0.058
-0.125	0.068	0.068	0.064	0.076	0.044	0.072	0.056	0.070	0.080	0.076	0.048
-0.100	0.072	0.048	0.056	0.066	0.068	0.056	0.064	0.054	0.056	0.062	0.050
-0.075	0.056	0.054	0.050	0.064	0.064	0.060	0.046	0.050	0.042	0.070	0.058
-0.050	0.062	0.058	0.060	0.062	0.060	0.046	0.048	0.048	0.064	0.056	0.054
-0.025	0.046	0.044	0.050	0.056	0.038	0.048	0.058	0.046	0.050	0.058	0.038



表 5 左侧  $\alpha_2$  的选择 ( $\rho$  的取值范围为 0.33–0.63)

$\delta$ 的范围	$\rho$ 的范围										
	0.330	0.360	0.390	0.420	0.450	0.480	0.510	0.540	0.570	0.600	0.630
–0.999	0.252	0.252	0.004	0.372	0.230	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252	0.322
–0.975	0.036	0.484	0.108	0.256	0.444	0.092	0.492	0.004	0.024	0.006	0.464
–0.950	0.008	0.134	0.478	0.090	0.060	0.076	0.136	0.418	0.044	0.128	0.140
–0.925	0.238	0.340	0.128	0.050	0.136	0.134	0.018	0.248	0.192	0.396	0.260
–0.900	0.272	0.272	0.136	0.076	0.204	0.142	0.272	0.130	0.180	0.164	0.188
–0.875	0.168	0.176	0.284	0.212	0.252	0.312	0.190	0.172	0.206	0.244	0.296
–0.850	0.186	0.282	0.288	0.080	0.164	0.290	0.292	0.142	0.178	0.188	0.160
–0.825	0.194	0.180	0.132	0.196	0.152	0.120	0.110	0.144	0.114	0.240	0.164
–0.800	0.160	0.224	0.124	0.220	0.192	0.188	0.188	0.254	0.120	0.148	0.132
–0.775	0.140	0.198	0.110	0.224	0.092	0.196	0.178	0.164	0.148	0.258	0.150
–0.750	0.170	0.220	0.140	0.160	0.120	0.264	0.164	0.156	0.196	0.200	0.142
–0.725	0.120	0.152	0.144	0.284	0.224	0.164	0.152	0.156	0.124	0.164	0.172
–0.700	0.224	0.196	0.188	0.200	0.192	0.120	0.178	0.138	0.152	0.192	0.186
–0.675	0.184	0.164	0.280	0.172	0.142	0.216	0.180	0.200	0.144	0.172	0.116
–0.650	0.124	0.104	0.106	0.158	0.172	0.136	0.156	0.156	0.124	0.152	0.118
–0.625	0.164	0.176	0.220	0.156	0.156	0.140	0.150	0.204	0.168	0.184	0.212
–0.600	0.156	0.124	0.142	0.172	0.160	0.144	0.122	0.132	0.122	0.144	0.202
–0.575	0.154	0.136	0.146	0.164	0.144	0.148	0.140	0.124	0.112	0.160	0.158
–0.550	0.136	0.152	0.140	0.128	0.148	0.140	0.200	0.152	0.160	0.112	0.174
–0.525	0.122	0.168	0.098	0.116	0.192	0.152	0.136	0.110	0.096	0.108	0.156
–0.500	0.140	0.140	0.154	0.128	0.148	0.166	0.128	0.152	0.144	0.152	0.136
–0.475	0.108	0.132	0.106	0.122	0.134	0.118	0.104	0.098	0.134	0.152	0.164
–0.450	0.170	0.124	0.118	0.126	0.120	0.098	0.120	0.124	0.124	0.128	0.124
–0.425	0.104	0.124	0.104	0.134	0.136	0.112	0.108	0.128	0.104	0.124	0.128
–0.400	0.122	0.100	0.116	0.092	0.106	0.100	0.128	0.104	0.124	0.130	0.108
–0.375	0.114	0.092	0.090	0.132	0.096	0.104	0.112	0.138	0.098	0.138	0.096
–0.350	0.088	0.096	0.092	0.108	0.100	0.082	0.126	0.092	0.088	0.124	0.116
–0.325	0.108	0.092	0.116	0.102	0.104	0.112	0.094	0.100	0.106	0.108	0.104
–0.300	0.080	0.100	0.104	0.090	0.122	0.088	0.112	0.094	0.106	0.080	0.104
–0.275	0.096	0.096	0.092	0.110	0.104	0.096	0.090	0.080	0.102	0.116	0.086
–0.250	0.076	0.084	0.104	0.108	0.104	0.128	0.094	0.082	0.100	0.102	0.106
–0.225	0.074	0.070	0.082	0.090	0.086	0.068	0.088	0.090	0.094	0.098	0.088
–0.200	0.076	0.088	0.058	0.090	0.084	0.062	0.080	0.078	0.088	0.088	0.072
–0.175	0.064	0.082	0.068	0.060	0.056	0.074	0.082	0.070	0.080	0.084	0.082
–0.150	0.072	0.068	0.072	0.076	0.064	0.074	0.084	0.064	0.076	0.066	0.068
–0.125	0.062	0.074	0.086	0.072	0.054	0.070	0.052	0.062	0.064	0.050	0.074
–0.100	0.068	0.082	0.060	0.076	0.056	0.076	0.064	0.064	0.072	0.056	0.052
–0.075	0.060	0.068	0.050	0.058	0.048	0.064	0.050	0.066	0.068	0.064	0.046
–0.050	0.050	0.038	0.058	0.056	0.056	0.042	0.054	0.060	0.052	0.048	0.044
–0.025	0.072	0.044	0.048	0.046	0.060	0.052	0.056	0.038	0.048	0.048	0.036

表 6 左侧  $\alpha_2$  的选择 ( $\rho$  的取值范围为 0.66–0.99)

	$\rho$ 的范围											
$\delta$ 的范围	0.660	0.690	0.720	0.750	0.780	0.810	0.840	0.870	0.900	0.930	0.960	0.990
−0.999	0.252	0.252	0.002	0.060	0.304	0.296	0.002	0.252	0.340	0.252	0.192	0.256
−0.975	0.476	0.488	0.484	0.112	0.316	0.006	0.498	0.228	0.460	0.484	0.182	0.476
−0.950	0.064	0.068	0.432	0.164	0.028	0.002	0.492	0.028	0.284	0.244	0.378	0.010
−0.925	0.356	0.306	0.412	0.390	0.332	0.186	0.100	0.228	0.208	0.480	0.468	0.112
−0.900	0.144	0.198	0.148	0.128	0.202	0.328	0.156	0.100	0.402	0.276	0.130	0.114
−0.875	0.112	0.196	0.338	0.092	0.216	0.290	0.204	0.116	0.228	0.464	0.488	0.220
−0.850	0.388	0.208	0.130	0.104	0.292	0.196	0.160	0.192	0.318	0.304	0.220	0.082
−0.825	0.244	0.160	0.214	0.188	0.176	0.180	0.258	0.200	0.108	0.308	0.194	0.108
−0.800	0.166	0.238	0.096	0.248	0.148	0.172	0.156	0.392	0.132	0.228	0.308	0.124
−0.775	0.200	0.158	0.180	0.274	0.228	0.244	0.220	0.234	0.248	0.276	0.244	0.098
−0.750	0.216	0.296	0.156	0.164	0.168	0.172	0.182	0.208	0.376	0.318	0.184	0.134
−0.725	0.202	0.122	0.160	0.244	0.104	0.228	0.118	0.130	0.232	0.226	0.180	0.084
−0.700	0.160	0.134	0.160	0.120	0.136	0.178	0.202	0.176	0.210	0.228	0.190	0.144
−0.675	0.106	0.146	0.150	0.160	0.166	0.178	0.192	0.152	0.198	0.176	0.174	0.096
−0.650	0.156	0.218	0.174	0.168	0.176	0.146	0.146	0.226	0.164	0.210	0.166	0.112
−0.625	0.176	0.124	0.208	0.134	0.176	0.200	0.134	0.226	0.192	0.242	0.168	0.110
−0.600	0.152	0.140	0.168	0.164	0.152	0.188	0.216	0.146	0.152	0.194	0.136	0.104
−0.575	0.144	0.160	0.180	0.180	0.192	0.156	0.200	0.164	0.224	0.136	0.196	0.122
−0.550	0.110	0.154	0.170	0.164	0.148	0.172	0.140	0.180	0.160	0.164	0.150	0.094
−0.525	0.130	0.124	0.128	0.156	0.138	0.186	0.136	0.150	0.164	0.190	0.144	0.100
−0.500	0.132	0.156	0.108	0.128	0.172	0.148	0.130	0.160	0.154	0.112	0.148	0.090
−0.475	0.104	0.118	0.162	0.122	0.144	0.124	0.128	0.144	0.168	0.162	0.156	0.094
−0.450	0.128	0.116	0.136	0.118	0.116	0.114	0.106	0.122	0.126	0.142	0.112	0.104
−0.425	0.104	0.104	0.118	0.132	0.142	0.110	0.116	0.124	0.158	0.128	0.146	0.096
−0.400	0.120	0.124	0.120	0.130	0.128	0.130	0.124	0.106	0.152	0.138	0.108	0.072
−0.375	0.106	0.106	0.104	0.132	0.122	0.114	0.108	0.098	0.124	0.108	0.142	0.086
−0.350	0.100	0.138	0.120	0.108	0.116	0.146	0.130	0.118	0.132	0.144	0.112	0.084
−0.325	0.108	0.132	0.094	0.102	0.120	0.108	0.096	0.146	0.090	0.116	0.136	0.080
−0.300	0.092	0.086	0.080	0.114	0.102	0.116	0.106	0.102	0.108	0.118	0.100	0.080
−0.275	0.096	0.100	0.100	0.104	0.092	0.106	0.094	0.102	0.136	0.124	0.108	0.074
−0.250	0.086	0.098	0.078	0.082	0.096	0.082	0.062	0.090	0.094	0.082	0.086	0.078
−0.225	0.054	0.078	0.068	0.112	0.092	0.086	0.078	0.100	0.072	0.094	0.070	0.066
−0.200	0.066	0.082	0.072	0.084	0.074	0.066	0.084	0.088	0.082	0.074	0.080	0.064
−0.175	0.072	0.070	0.086	0.082	0.090	0.082	0.076	0.086	0.084	0.084	0.084	0.062
−0.150	0.072	0.068	0.078	0.072	0.052	0.070	0.058	0.068	0.070	0.090	0.076	0.068
−0.125	0.076	0.056	0.070	0.076	0.066	0.064	0.070	0.076	0.062	0.062	0.070	0.058
−0.100	0.060	0.070	0.060	0.068	0.056	0.066	0.050	0.060	0.060	0.060	0.064	0.056
−0.075	0.078	0.064	0.054	0.060	0.058	0.058	0.060	0.060	0.056	0.062	0.050	0.044
−0.050	0.064	0.044	0.036	0.048	0.056	0.056	0.054	0.048	0.060	0.050	0.056	0.052
−0.025	0.046	0.050	0.052	0.054	0.052	0.036	0.036	0.046	0.048	0.040	0.046	0.042

表 7 右侧  $\alpha_2$  的选择 ( $\rho$  的取值范围为 0-0.3)

$\delta$ 的范围	$\rho$ 的范围										
	0.000	0.030	0.060	0.090	0.120	0.150	0.180	0.210	0.240	0.270	0.300
-0.999	0.252	0.252	0.252	0.032	0.252	0.252	0.252	0.084	0.252	0.252	0.132
-0.975	0.032	0.212	0.068	0.492	0.336	0.456	0.006	0.004	0.032	0.054	0.470
-0.950	0.460	0.426	0.396	0.482	0.292	0.266	0.276	0.086	0.012	0.496	0.128
-0.925	0.240	0.262	0.304	0.122	0.024	0.148	0.072	0.250	0.142	0.044	0.024
-0.900	0.350	0.200	0.350	0.396	0.216	0.248	0.188	0.112	0.180	0.260	0.140
-0.875	0.082	0.236	0.128	0.320	0.420	0.332	0.250	0.124	0.156	0.164	0.122
-0.850	0.188	0.168	0.144	0.124	0.262	0.166	0.372	0.256	0.296	0.200	0.224
-0.825	0.212	0.256	0.188	0.212	0.188	0.150	0.176	0.138	0.184	0.072	0.216
-0.800	0.188	0.144	0.152	0.080	0.140	0.272	0.204	0.184	0.142	0.156	0.194
-0.775	0.132	0.108	0.136	0.164	0.154	0.142	0.128	0.182	0.168	0.170	0.164
-0.750	0.260	0.176	0.140	0.126	0.160	0.158	0.184	0.204	0.176	0.212	0.188
-0.725	0.160	0.152	0.190	0.166	0.132	0.190	0.196	0.164	0.152	0.132	0.186
-0.700	0.124	0.152	0.180	0.186	0.228	0.160	0.144	0.190	0.156	0.218	0.146
-0.675	0.158	0.170	0.180	0.154	0.146	0.148	0.184	0.144	0.192	0.140	0.228
-0.650	0.170	0.152	0.130	0.144	0.184	0.224	0.138	0.114	0.214	0.198	0.140
-0.625	0.176	0.138	0.224	0.140	0.160	0.192	0.166	0.136	0.124	0.184	0.144
-0.600	0.162	0.168	0.170	0.180	0.144	0.180	0.136	0.128	0.170	0.180	0.146
-0.575	0.160	0.096	0.144	0.156	0.120	0.116	0.102	0.124	0.146	0.158	0.164
-0.550	0.126	0.144	0.148	0.138	0.120	0.112	0.136	0.136	0.128	0.158	0.140
-0.525	0.140	0.104	0.094	0.128	0.152	0.080	0.130	0.166	0.132	0.120	0.140
-0.500	0.124	0.122	0.132	0.140	0.116	0.164	0.132	0.112	0.132	0.148	0.118
-0.475	0.156	0.148	0.162	0.156	0.128	0.130	0.146	0.128	0.132	0.152	0.146
-0.450	0.124	0.112	0.124	0.126	0.128	0.128	0.128	0.148	0.130	0.168	0.106
-0.425	0.108	0.098	0.124	0.118	0.118	0.120	0.114	0.110	0.092	0.102	0.128
-0.400	0.122	0.132	0.136	0.104	0.110	0.134	0.144	0.110	0.140	0.136	0.108
-0.375	0.108	0.108	0.084	0.104	0.100	0.112	0.116	0.096	0.114	0.100	0.116
-0.350	0.104	0.100	0.104	0.112	0.106	0.128	0.088	0.112	0.108	0.092	0.084
-0.325	0.096	0.108	0.074	0.112	0.112	0.106	0.100	0.088	0.090	0.110	0.100
-0.300	0.094	0.098	0.094	0.120	0.098	0.100	0.086	0.108	0.104	0.090	0.094
-0.275	0.068	0.120	0.080	0.104	0.090	0.096	0.092	0.098	0.084	0.096	0.102
-0.250	0.100	0.092	0.074	0.104	0.116	0.098	0.092	0.092	0.092	0.090	0.096
-0.225	0.080	0.078	0.090	0.100	0.088	0.078	0.080	0.092	0.092	0.106	0.080
-0.200	0.080	0.092	0.092	0.084	0.088	0.076	0.068	0.088	0.072	0.066	0.074
-0.175	0.076	0.088	0.082	0.084	0.074	0.088	0.086	0.066	0.070	0.086	0.076
-0.150	0.080	0.064	0.062	0.056	0.070	0.072	0.070	0.080	0.072	0.070	0.092
-0.125	0.072	0.074	0.072	0.074	0.066	0.058	0.066	0.070	0.068	0.064	0.064
-0.100	0.064	0.072	0.048	0.056	0.058	0.052	0.064	0.064	0.050	0.076	0.052
-0.075	0.044	0.068	0.054	0.060	0.052	0.052	0.058	0.062	0.050	0.058	0.070
-0.050	0.060	0.044	0.064	0.062	0.044	0.058	0.058	0.056	0.056	0.050	0.050
-0.025	0.060	0.044	0.052	0.046	0.048	0.048	0.042	0.058	0.040	0.052	0.048

表 8 右侧  $\alpha_2$  的选择 ( $\rho$  的取值范围为 0.33–0.63)

$\delta$ 的范围	$\rho$ 的范围										
	0.330	0.360	0.390	0.420	0.450	0.480	0.510	0.540	0.570	0.600	0.630
−0.999	0.128	0.252	0.026	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252
−0.975	0.474	0.142	0.476	0.002	0.136	0.364	0.186	0.476	0.002	0.060	0.152
−0.950	0.144	0.016	0.108	0.118	0.190	0.434	0.408	0.344	0.050	0.262	0.312
−0.925	0.258	0.024	0.158	0.162	0.068	0.088	0.500	0.030	0.044	0.308	0.400
−0.900	0.224	0.052	0.244	0.368	0.396	0.016	0.018	0.122	0.208	0.224	0.136
−0.875	0.100	0.280	0.166	0.216	0.204	0.204	0.168	0.212	0.120	0.272	0.200
−0.850	0.216	0.146	0.276	0.116	0.272	0.178	0.272	0.204	0.224	0.196	0.156
−0.825	0.276	0.162	0.184	0.110	0.234	0.160	0.156	0.256	0.284	0.152	0.128
−0.800	0.176	0.140	0.192	0.162	0.208	0.168	0.204	0.232	0.168	0.100	0.148
−0.775	0.140	0.160	0.188	0.152	0.234	0.108	0.214	0.238	0.166	0.258	0.240
−0.750	0.212	0.164	0.196	0.210	0.156	0.152	0.130	0.252	0.176	0.210	0.230
−0.725	0.164	0.164	0.092	0.192	0.152	0.114	0.184	0.148	0.156	0.178	0.156
−0.700	0.124	0.148	0.230	0.104	0.112	0.184	0.168	0.136	0.116	0.180	0.156
−0.675	0.134	0.156	0.142	0.174	0.118	0.112	0.208	0.172	0.168	0.148	0.152
−0.650	0.204	0.160	0.118	0.124	0.214	0.224	0.114	0.172	0.176	0.188	0.148
−0.625	0.138	0.108	0.130	0.184	0.178	0.210	0.108	0.120	0.136	0.164	0.108
−0.600	0.138	0.134	0.152	0.134	0.168	0.180	0.176	0.188	0.164	0.176	0.156
−0.575	0.152	0.134	0.132	0.140	0.116	0.132	0.108	0.154	0.136	0.144	0.178
−0.550	0.140	0.146	0.112	0.192	0.132	0.148	0.136	0.110	0.130	0.188	0.128
−0.525	0.132	0.144	0.128	0.148	0.154	0.140	0.154	0.154	0.148	0.112	0.168
−0.500	0.118	0.154	0.156	0.138	0.126	0.152	0.112	0.120	0.118	0.150	0.160
−0.475	0.128	0.110	0.144	0.142	0.116	0.148	0.138	0.110	0.116	0.132	0.138
−0.450	0.104	0.100	0.130	0.116	0.124	0.154	0.116	0.116	0.150	0.140	0.108
−0.425	0.124	0.124	0.128	0.112	0.160	0.102	0.126	0.100	0.100	0.102	0.112
−0.400	0.116	0.124	0.116	0.106	0.100	0.092	0.108	0.102	0.094	0.120	0.146
−0.375	0.084	0.112	0.102	0.092	0.114	0.124	0.100	0.084	0.124	0.112	0.106
−0.350	0.096	0.124	0.130	0.108	0.094	0.136	0.104	0.124	0.126	0.130	0.116
−0.325	0.118	0.100	0.112	0.120	0.080	0.098	0.100	0.094	0.098	0.122	0.096
−0.300	0.110	0.086	0.076	0.100	0.118	0.090	0.084	0.096	0.102	0.102	0.108
−0.275	0.094	0.092	0.104	0.084	0.100	0.116	0.094	0.104	0.084	0.094	0.100
−0.250	0.100	0.088	0.092	0.086	0.082	0.060	0.092	0.108	0.078	0.096	0.108
−0.225	0.084	0.094	0.066	0.112	0.090	0.086	0.072	0.070	0.080	0.072	0.070
−0.200	0.088	0.092	0.104	0.084	0.082	0.080	0.080	0.070	0.084	0.104	0.058
−0.175	0.074	0.078	0.064	0.084	0.088	0.096	0.076	0.074	0.082	0.092	0.066
−0.150	0.068	0.076	0.084	0.076	0.056	0.066	0.068	0.062	0.074	0.064	0.068
−0.125	0.076	0.062	0.054	0.064	0.060	0.080	0.084	0.066	0.064	0.078	0.068
−0.100	0.056	0.062	0.058	0.064	0.068	0.070	0.050	0.066	0.068	0.040	0.050
−0.075	0.054	0.054	0.064	0.052	0.056	0.062	0.072	0.068	0.056	0.052	0.074
−0.050	0.052	0.048	0.048	0.060	0.056	0.052	0.056	0.058	0.056	0.060	0.048
−0.025	0.042	0.046	0.056	0.056	0.048	0.042	0.054	0.040	0.044	0.048	0.048

表 9 右侧  $\alpha_2$  的选择 ( $\rho$  的取值范围为 0.66–0.99)

$\delta$ 的范围	$\rho$ 的范围											
	0.660	0.690	0.720	0.750	0.780	0.810	0.840	0.870	0.900	0.930	0.960	0.990
-0.999	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252	0.252	0.064	0.052	0.284	0.252	0.252
-0.975	0.002	0.012	0.098	0.016	0.496	0.100	0.112	0.370	0.012	0.488	0.426	0.470
-0.950	0.070	0.306	0.348	0.414	0.228	0.008	0.212	0.448	0.364	0.140	0.280	0.398
-0.925	0.108	0.172	0.456	0.264	0.496	0.048	0.220	0.196	0.164	0.200	0.460	0.496
-0.900	0.100	0.236	0.300	0.076	0.296	0.168	0.168	0.318	0.176	0.294	0.208	0.500
-0.875	0.112	0.256	0.194	0.276	0.108	0.204	0.180	0.250	0.084	0.174	0.148	0.478
-0.850	0.136	0.200	0.246	0.172	0.340	0.124	0.180	0.178	0.128	0.164	0.418	0.492
-0.825	0.270	0.198	0.180	0.278	0.158	0.152	0.144	0.084	0.280	0.358	0.328	0.436
-0.800	0.128	0.132	0.196	0.250	0.208	0.316	0.198	0.100	0.180	0.178	0.230	0.484
-0.775	0.136	0.204	0.148	0.092	0.148	0.252	0.222	0.144	0.156	0.138	0.132	0.448
-0.750	0.140	0.176	0.136	0.122	0.296	0.190	0.172	0.156	0.176	0.224	0.198	0.400
-0.725	0.184	0.186	0.148	0.160	0.244	0.152	0.148	0.180	0.204	0.258	0.260	0.424
-0.700	0.206	0.136	0.132	0.250	0.184	0.154	0.112	0.148	0.220	0.204	0.180	0.320
-0.675	0.112	0.152	0.146	0.158	0.180	0.152	0.182	0.224	0.196	0.116	0.228	0.486
-0.650	0.164	0.210	0.230	0.164	0.196	0.202	0.178	0.156	0.272	0.184	0.240	0.374
-0.625	0.140	0.156	0.194	0.202	0.156	0.172	0.142	0.156	0.156	0.216	0.194	0.324
-0.600	0.166	0.152	0.132	0.132	0.140	0.160	0.116	0.142	0.168	0.146	0.154	0.254
-0.575	0.152	0.160	0.142	0.156	0.136	0.128	0.132	0.116	0.140	0.164	0.168	0.218
-0.550	0.116	0.184	0.142	0.174	0.144	0.130	0.160	0.146	0.124	0.186	0.148	0.284
-0.525	0.154	0.128	0.222	0.126	0.132	0.136	0.192	0.144	0.162	0.194	0.144	0.232
-0.500	0.140	0.128	0.122	0.152	0.130	0.144	0.136	0.148	0.128	0.172	0.160	0.208
-0.475	0.128	0.112	0.152	0.164	0.168	0.152	0.168	0.140	0.128	0.168	0.142	0.224
-0.450	0.100	0.156	0.112	0.114	0.122	0.138	0.134	0.132	0.088	0.162	0.120	0.216
-0.425	0.130	0.122	0.132	0.136	0.126	0.160	0.128	0.132	0.136	0.124	0.128	0.194
-0.400	0.134	0.122	0.128	0.088	0.084	0.132	0.132	0.126	0.098	0.156	0.100	0.198
-0.375	0.104	0.100	0.088	0.104	0.106	0.110	0.100	0.134	0.148	0.140	0.156	0.174
-0.350	0.104	0.096	0.088	0.134	0.108	0.096	0.096	0.120	0.120	0.128	0.128	0.120
-0.325	0.108	0.110	0.118	0.110	0.120	0.116	0.088	0.112	0.124	0.116	0.152	0.126
-0.300	0.092	0.098	0.138	0.102	0.100	0.088	0.120	0.096	0.106	0.088	0.104	0.144
-0.275	0.092	0.092	0.068	0.096	0.104	0.112	0.104	0.112	0.080	0.114	0.112	0.152
-0.250	0.104	0.114	0.086	0.120	0.094	0.096	0.100	0.082	0.076	0.090	0.122	0.132
-0.225	0.100	0.074	0.104	0.088	0.076	0.088	0.100	0.070	0.094	0.080	0.086	0.110
-0.200	0.076	0.092	0.084	0.090	0.078	0.104	0.098	0.090	0.082	0.090	0.098	0.092
-0.175	0.086	0.076	0.066	0.082	0.084	0.060	0.076	0.074	0.090	0.082	0.092	0.094
-0.150	0.082	0.062	0.068	0.084	0.072	0.078	0.072	0.074	0.084	0.070	0.082	0.080
-0.125	0.066	0.048	0.076	0.072	0.060	0.056	0.072	0.070	0.058	0.076	0.084	0.078
-0.100	0.070	0.066	0.064	0.068	0.068	0.082	0.070	0.074	0.066	0.074	0.086	0.084
-0.075	0.072	0.054	0.056	0.054	0.068	0.050	0.048	0.062	0.064	0.054	0.062	0.060
-0.050	0.042	0.060	0.056	0.054	0.062	0.052	0.050	0.052	0.062	0.050	0.056	0.050
-0.025	0.044	0.050	0.064	0.048	0.060	0.040	0.050	0.056	0.048	0.044	0.048	0.042