

文章编号: 1000-5862(2014)03-0221-05

基于 CCK 扩展模型的机构投资者羊群行为研究

梅国平^{1,2}, 胡才泓¹

(1. 江西财经大学信息管理学院 江西 南昌 330032; 2. 江西师范大学 江西 南昌 330022)

摘要: 以机构持仓变动为切入点, 给出横截面机构持仓变动绝对偏离度的定义, 并以资本资产定价模型 (CAPM) 为基础, 证明了横截面机构持仓变动绝对偏离度与机构总持仓变动之间存在线性关系; 但当存在显著的羊群行为时, 两者之间则表现为非线性关系. 因此, 该文建立的非线性模型考察机构投资者的羊群行为, 突破了传统的 CCK 模型不能用于检测机构投资者羊群行为的局限性. 最后利用中国上海和深圳 A 股市场的数据检验该模型的有效性. 结果表明该模型是传统模型的合理扩展.

关键词: 机构投资者; 羊群行为; CCK 扩展模型

中图分类号: F 830. 91

文献标志码: A

0 引言

羊群行为是一种常见、多发的人类行为, 它在金融市场深刻地影响着资产定价, 因而具有重要的研究价值. 其重要性在于投资者由于信息不充分或非理性而跟随其他投资者盲目购入或抛售股票, 往往容易形成投资决策的趋同化, 其结果是驱动股价远离其基本价值^[1].

对股票市场羊群行为的实证分析主要存在 2 类方法. 第 1 类是 LSV 方法^[2], 该方法以基金经理在给定季度净买入股票家数比例的平均倾向作为羊群行为的衡量指标, 用以检测共同基金、养老基金等特定类型的投资者是否存在羊群行为; 第 2 类是 CH^[3]、CCK^[4] 方法, 这类方法以不同计算方式的股票收益分散度 (CH 以横截面收益标准偏离度 (CSSD), CCK 以横截面收益绝对偏离度 (CSAD)) 为指标, 以判断整个市场是否存在羊群行为. 第 2 类方法最大的优点是能够利用公开的股价数据, 并且计算简单, 成为检测市场是否存在羊群行为的主流方法. W. G. Christie 等^[3] 创立 CH 方法并研究了美国股市日收益率情况, 发现在股市大幅波动期间个股收益率有较高的分散度. 因此, 羊群行为的迹象不明显. 然而, E. C. Chang 等^[4] 注意到, CH 方法是一

个很严格的测试, 往往低估了羊群行为的程度. 为了克服 CH 方法的缺陷, 文献 [4] 提出以 CSAD 指标衡量投资者决策的一致性, 并以资本资产定价模型 (CAPM) 为理论支撑, 且实证检验的效果也更为灵敏. 因此, CH 方法逐渐被 CCK 所取代. 比如, T. C. Chiang 等^[5] 应用 CCK 分析全球市场, 认为在成熟市场 (美国除外) 和亚洲市场存在羊群行为, 但拉美市场并未发现羊群行为. T. C. Chiang 等^[6] 使用 CCK 方法, 发现中国上海和深圳的 A 股市场均存在羊群行为, 但 B 股市场并不存在羊群行为. L. Paulo 等^[7] 也利用 CCK 分析, 检测到中国和印度股票市场羊群行为明显. 国内学者使用 CCK 方法也由来已久. 孙培源等^[8] 利用 CCK 分析表明: 在政策干预频繁和信息不对称严重的市场环境下, 我国股市存在一定程度的羊群行为. 程希明等^[9] 用 CCK 方法检测中国股市, 结果发现一些板块存在显著的羊群行为. 柯昇沛等^[10] 应用 CCK 对我国的房地产市场进行了分析, 认为我国房地产市场也存在明显的羊群行为.

但是, 由 2 类方法的分类可知, 传统的 CCK 方法只能检测出整个市场是否存在羊群行为, 不能用于检测机构投资者是否存在羊群行为, 因为其衡量羊群行为的指标——横截面收益绝对偏离度 (CSAD) 是以个股和市场收益率为基础构建的. 另一方面, 利用 LSV 度量机构投资者的羊群行为仍然存在

收稿日期: 2013-12-20

基金项目: 国家自然科学基金 (71063006, 71340010), 国家软科学课题 (2012GXSD089) 和江西省软科学课题 (20121BBA10016) 资助项目.

作者简介: 梅国平 (1962-), 男, 江西进贤人, 教授, 博士生导师、博士后合作导师, 博士, 主要从事管理决策、数量经济学和金融工程的研究.

许多缺陷. 陈浩^[11]将 LSV 方法的缺陷归纳为 4 点: 1) 如果在同一时期股票数目太少则很可能会引起失真; 2) 采用的数据只是买卖双方的机构数量, 并未考虑到股票交易数额; 3) 在选择时间间隔上也存在困难, 当机构投资者交易时间间隔比 1 个季度更短时, 则用季度数据无法侦测到羊群行为; 4) 由于缺乏机构投资者的微观信息, 很难对其羊群行为进行准确的检验.

本文的改进和创新之处体现在: 从机构持仓变动的视角, 在理论方法上对传统的 CCK 模型进行了扩展, 并利用中国市场的历史数据验证了该扩展模型的应用. 模型扩展之后, 使得其可以进一步用于检测机构投资者的羊群行为, 这是本文的特色所在.

1 CCK 扩展模型的设定

1.1 横截面机构持仓变动绝对偏离度的定义

假设市场中有 N 只股票, 借鉴 E. C. Chang 等^[4]对 CSAD 的定义, 本文将横截面机构持仓变动绝对偏离度定义为

$$x_{holdCSAD_t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |x_{Hold_{i,t}} - x_{Hold_{m,t}}|, \quad (1)$$

其中 $x_{Hold_{i,t}}$ 和 $x_{Hold_{m,t}}$ 分别表示交易日 t 股票 i 和市场中所有股票的机构持仓变动和机构总持仓变动. 由 (1) 式可知, 当金融市场确实存在羊群行为时, 大多数机构投资者的看法将趋向于市场舆论, 往往容易形成持仓变动的趋同化, 这时 1 个合理的推断是: 当存在显著的羊群行为时, 机构投资者的个股持仓变动偏离市场组合的机构总持仓变动将不会太大, 横截面机构持仓变动绝对偏离度应该变小. 因此, 横截面机构持仓变动绝对偏离度可以灵敏地捕捉到机构投资者的趋同行为.

1.2 横截面机构持仓变动绝对偏离度与机构总持仓变动的关系

机构投资者持仓变动与股票当期收益率存在显著的正相关关系. 比如, 对于美国市场 R. Wermers^[12] 发现机构投资者季度持仓变动与当季收益率显著正相关; 余佩琨等^[13] 对我国机构投资者的日持仓变动与股票收益率的关系进行分析, 发现它们之间存在很强的正相关关系; 岳意定等^[14] 进一步发现, 机构投资者持股比率的波动对上证指数波动有显著的影响, 是导致上证指数波动最为主要的原因.

因此, 根据机构持仓变动与股票收益率之间的关系, 建立 2 个一般的回归模型:

$$R_{i,t} = \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1} x_{Hold_{i,t}} + \sum_{j=2}^S \gamma_{i,j}^j K_{i,t}^j + \mu_{i,t}, \quad (2)$$

$$R_{m,t} = \gamma_{m,0} + \gamma_{m,1} x_{Hold_{m,t}} + \sum_{j=2}^S \gamma_{m,j}^j K_{m,t}^j + \mu_{m,t}, \quad (3)$$

其中 $R_{i,t}$ 和 $R_{m,t}$ 分别表示在交易日 t 股票 i 和市场组合收益率, $x_{Hold_{i,t}}$ 和 $x_{Hold_{m,t}}$ 分别表示交易日 t 股票 i 和市场中所有股票的机构持仓变动和机构总持仓变动, $K_{i,t}^j$ 和 $K_{m,t}^j$ ($j = 2, \dots, S$) 分别表示控制变量. 假设 $E(\mu_{i,t}) = E(\mu_{m,t}) = 0$, $E(\cdot)$ 表示数学期望.

借鉴 E. C. Chang 等^[4]、孙培源等^[8] 的分析思路, 后文推导 $x_{holdCSAD_t}$ 与 $x_{Hold_{m,t}}$ 之间的关系. 根据 1964 年 Sharp 提出的资本资产定价模型 (CAPM):

$$E_t(R_{i,t}) = \gamma_f + \beta_i [E_t(R_{m,t}) - \gamma_f], \quad (4)$$

其中 γ_f 为无风险利率, β_i 为衡量股票 i 的系统风险的贝塔系数. 对 (4) 式进行变形后得

$$E_t(R_{i,t}) - E_t(R_{m,t}) = (\beta_i - 1) [E_t(R_{m,t}) - \gamma_f]. \quad (5)$$

再把 (2) 式和 (3) 式代入 (5) 式得

$$E_t(R_{i,t}) - E_t(R_{m,t}) = \gamma_{i,1} [E_t(x_{Hold_{i,t}}) - E_t(x_{Hold_{m,t}})] + \gamma_{i,0} - \gamma_{m,0} + (\gamma_{i,1} - \gamma_{m,1}) E_t(x_{Hold_{m,t}}) + E_t(\sum_{j=2}^S \gamma_{i,j}^j K_{i,t}^j) - E_t(\sum_{j=2}^S \gamma_{m,j}^j K_{m,t}^j), \quad (6)$$

$$(\beta_i - 1) [E_t(R_{m,t}) - \gamma_f] = (\beta_i - 1) [\gamma_{m,0} +$$

$$\gamma_{m,1} E_t(x_{Hold_{m,t}}) + E_t(\sum_{j=2}^S \gamma_{m,j}^j K_{m,t}^j) - \gamma_f]. \quad (7)$$

于是, (6) ~ (7) 式两边移项整理, 取绝对值并求和得

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |E_t(x_{Hold_{i,t}}) - E_t(x_{Hold_{m,t}})| = E(x_{holdCSAD_t}) = \quad (8)$$

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |W|, \quad (9)$$

其中 $W = [\gamma_{m,0} - \gamma_{i,0} + (\gamma_{m,1} - \gamma_{i,1}) E_t(x_{Hold_{m,t}}) + E_t(\sum_{j=2}^S \gamma_{m,j}^j K_{m,t}^j) - E_t(\sum_{j=2}^S \gamma_{i,j}^j K_{i,t}^j)] / \gamma_{i,1} + (\beta_i - 1) [\gamma_{m,0} + \gamma_{m,1} E_t(x_{Hold_{m,t}}) + E_t(\sum_{j=2}^S \gamma_{m,j}^j K_{m,t}^j) - \gamma_f] / \gamma_{i,1}$.

对 (8) 式和 (9) 式分别求取 $E_t(x_{Hold_{m,t}})$ 的 1 阶和 2 阶偏导数:

$$\frac{\partial E(x_{holdCSAD_t})}{\partial E_t(x_{Hold_{m,t}})} = \begin{cases} \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\gamma_{m,1}}{\gamma_{i,1}} \beta_i - 1 \right), & w > 0, \\ -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\gamma_{m,1}}{\gamma_{i,1}} \beta_i - 1 \right), & w < 0, \end{cases} \quad (10)$$

$$\frac{\partial^2 E(x_{holdCSAD_t})}{\partial E_t(x_{Hold_{m,t}})^2} = 0. \quad (11)$$

显然,当机构投资者完全理性时,横截面机构持仓变动绝对偏离度($x_{holdCSAD_t}$)与机构总持仓变动($x_{Hold_{m,t}}$)之间应为线性关系.然而,当由于信息不充分或非理性而存在显著的羊群行为时,大多数的机构投资者的看法将趋向于市场舆论,就会发生机构投资者同时进行买入或者卖出的投资行为,具体表现为持仓变动的一致性.此时,横截面机构持仓变动绝对偏离度与机构总持仓变动之间的线性关系不再成立,而呈非线性关系.

1.3 扩展的 CCK 实证模型

根据 1.2 节的推导和分析,下面建立如下的非线性模型:

$$x_{holdCSAD_t} = \gamma_0 + \gamma_1 |x_{Hold_{m,t}}| + \gamma_2 x_{Hold_{m,t}}^2 + \varepsilon_t.$$
(12)

考虑到机构投资者增仓、减仓时羊群行为的程度可能会不对称,因此再分别对机构投资者增仓和减仓行为进行研究,即分别对下面 2 个模型进行回归分析:

$$x_{holdCSAD_t}^{in} = \gamma_0^{in} + \gamma_1^{in} |x_{Hold_{m,t}^{in}}| + \gamma_2^{in} (x_{Hold_{m,t}^{in}})^2 + \varepsilon_t, \quad x_{Hold_{m,t}^{in}} \geq 0,$$
(13)

$$x_{holdCSAD_t}^{ou} = \gamma_0^{ou} + \gamma_1^{ou} |x_{Hold_{m,t}^{ou}}| + \gamma_2^{ou} (x_{Hold_{m,t}^{ou}})^2 + \varepsilon_t, \quad x_{Hold_{m,t}^{ou}} < 0,$$
(14)

其中, $x_{holdCSAD_t}^{in}$ 和 $|x_{Hold_{m,t}^{in}}|$ 分别为机构投资者总持仓增加时横截面持仓变动绝对偏离度和总持仓变动的绝对值,而 $x_{holdCSAD_t}^{ou}$ 和 $|x_{Hold_{m,t}^{ou}}|$ 为总持仓减少时横截面持仓变动绝对偏离度和总持仓变动的绝对值.如果机构投资者集中调仓换股确实存在羊群行为,则 $x_{holdCSAD_t}$ 将随 $x_{Hold_{m,t}}$ 的增加而下降.因此,当(12)~(14)式中的回归系数 γ_2 显著为负时,可以认为机构投资者存在羊群行为.

由上述分析表明,(12)~(14)式是对 CCK 模型的扩展,从而突破了经典的 CCK 模型不能检测机构投资者羊群行为的局限性.

2 实证结果

2.1 变量与数据

机构每日持仓变动对每一个机构投资者来说都是高度机密的事情,除机构成员外其他人是不可能准确知道的.本文通过 Wind 资讯提供的资金净流入额除以该股票的流通市值作为其代理变量,即 i 股票 t 日的机构持仓变动($x_{Hold_{i,t}}$) = i 股票 t 日的资金净流入额 / 该股票 t 日的流通市值,而 t 日机构总持仓变动($x_{Hold_{m,t}}$) = t 日市场总的资金净流入额 / t 日市场流通总市值.据中国证券登记结算公司统计数据显示,截至 2012 年 4 月, A 股自然人持仓账户数约为 5 600 万,其中流通市值 10 万元以下的账户占比 84.83%,市值 10 ~ 50 万元的账户占 12.67%,市值 50 万元以上的账户占比 2.5%.据 Wind 资讯资金流向测算模型,其资金净流入额 = 超大单买入 + 大单买入 - 超大单卖出 - 大单卖出.其中,大单是指所在委托单金额介于 20 ~ 100 万元之间的成交单,超大单是指所在委托单金额 > 100 万元的成交单.因此,根据中国投资者的构成, Wind 资讯提供的资金净流入额绝大部分反映的是机构投资者的交易.

本文采用 2010 年 4 月 16 日至 2012 年 9 月 28 日股指期货上市以来的中国上海和深圳 A 股市场的数据,为了保证数据的有效性,当天停牌和新股上市日的股票予以剔除.另一方面,考虑到沪、深股市尚没有统一的市场指数,同时也为了参照对比,对 2 个市场分别进行分析.沪、深两市相关数据的描述性统计见表 1 和表 2.

从表 1 和表 2 可知,深圳 A 股市场收益率绝对值的平均值、最大值都相应地比上海 A 股市场大.因此,深圳 A 股市场波动更为激烈.同时,机构横截面持仓变动绝对偏离度和机构总持仓变动绝对值的平均值、最大值也相应地比上海 A 股市场大,但这 2 个变量的数值本身并不是衡量羊群行为的依据,它们之间的关系才是判断是否存在羊群行为的关键.

表 1 上海 A 股市场数据描述

变量	$x_{holdCSAD_t}$	$ x_{Hold_{m,t}} $	$x_{hold_{m,t}}^2$	$CSAD_t$	$ R_{m,t} $	$R_{m,t}^2$
最小值	0.061 7	0.000 0	0.000 0	0.901 8	0.001 3	0.000 0
均值	0.152 8	0.026 3	0.001 2	1.492 8	0.926 3	1.572 5
中位数	0.144 5	0.021 1	0.000 4	1.367 7	0.724 3	0.524 5
最大值	0.352 3	0.220 0	0.048 4	3.946 8	5.156 4	26.588 5
标准差	0.055 6	0.022 7	0.002 9	0.410 6	0.846 0	2.962 9

表2 深圳A股市场数据描述

变量	$x_{holdCSAD_t}$	$ x_{holdm_t} $	$x_{holdm_t}^2$	$CSAD_t$	$ R_{m_t} $	$R_{m_t}^2$
最小值	0.104 3	0.000 2	0.000 0	0.912 7	0.003 3	0.000 0
均值	0.250 2	0.061 7	0.006 7	1.636 2	1.168 4	2.449 3
中位数	0.230 6	0.048 0	0.002 3	1.525 3	0.867 4	0.752 4
最大值	0.618 5	0.464 9	0.216 1	4.037 0	7.003 3	49.046 2
标准差	0.092 7	0.053 5	0.014 3	0.471 7	1.042 1	4.560 1

为了防止出现伪回归,对沪、深两市的所有相关变量进行了含有常数项和趋势项的 ADF 单位根检验,结果显示所有变量在 0.01 显著性水平下都是平稳的.本文所有的数据主要来源于 Wind 资讯数据库,采用 EVIEWS 6.0 统计软件.

2.2 上海市场和深圳市场回归结果分析

为了检验横截面机构持仓变动绝对偏离度与机构总持仓变动之间的非线性关系,分别对(12)~(14)式进行回归,上海市场的结果列于表3,深圳市场的结果列于表4.

表3 上海A股市场的机构投资者羊群行为估计结果

变量	(12) 式(全样本)	(13) 式(in)	(14) 式(ou)
γ_0	0.022 6*** (6.374)	0.027 4*** (2.833)	0.029 0*** (6.562)
γ_1	0.444 8*** (4.441)	0.962 2** (2.183)	0.366 6*** (2.759)
γ_2	1.0730 (1.397)	0.429 4 (0.063)	1.632 0* (1.775)
观测值	600	156	444
Adj. R-Sq	0.745	0.567	0.705

注:括号中为 T 值,***, **, * 分别表示 0.01, 0.05, 0.10 水平下显著,其它表相同.

从表3可知, γ_1 、 γ_1^{in} 和 γ_1^{ou} 的回归系数均显著为正,这表明横截面机构持仓变动绝对偏离度随机机构总持仓变动幅度的增大而增大.而 γ_2 、 γ_2^{in} 、 γ_2^{ou} 也都为正,只有 γ_2^{ou} 在 0.10 水平下显著.这意味着当机构总持仓变动的幅度逐渐增加时,横截面机构持仓变动绝对偏离度在以某个递增的速度增大.因此,上海市场的机构投资者并不存在羊群行为.

表4 深圳A股市场的机构投资者羊群行为估计结果

变量	(12) 式(全样本)	(13) 式(in)	(14) 式(ou)
γ_0	0.057 2*** (8.186)	0.073 5*** (3.927)	0.062 4*** (7.670)
γ_1	0.300 2*** (3.255)	0.346 2 (0.766)	0.285 3*** (2.642)
γ_2	0.397 0 (1.175)	3.938 3 (1.088)	0.495 1 (1.321)
观测值	600	120	480
Adj. R-Sq	0.650	0.480	0.634

从表4可以发现,各回归系数的检验结果与表3相似,这表明深圳市场的机构投资者也不存在羊

群行为.

为了验证检验结果的可靠性,进一步用经典的 CCK 模型对样本期间整个市场的羊群行为进行了分析,结果与文献[15]是一致的,也未发现显著的羊群行为.巧合的是,严武等^[15]检验的样本区间的下跌阶段即 2010 年 11 月 15 日至 2011 年 12 月 2 日是本文样本区间的子区间.沪、深 A 股市场都不存在羊群行为,从而也进一步印证了两市的机构投资者不存在羊群行为的检测结果是可信的.

3 结论

本文从机构持仓变动的视角,构建了横截面机构持仓变动绝对偏离度指标,将其作为衡量机构投资者决策一致性的度量.借助于资本资产定价模型(CAPM),证明了横截面机构持仓变动绝对偏离度与机构总持仓变动之间存在线性关系;但当存在显著的羊群行为时,两者之间的线性关系不再成立,而表现为非线性关系.本文据此设计非线性模型考察机构投资者的羊群行为.该非线性模型能够识别机构投资者的趋同行为,是传统的 CCK 模型的扩展.扩展之后,使得其可以进一步用于检测机构投资者的羊群行为,从而突破了传统的 CCK 模型不能检测机构投资者羊群行为的局限性.

此外,本文在 Level-2 资金流向的基础上,引入了机构投资者日持仓变动的代理数据,利用该项数据检验模型在中国上海和深圳 A 股市场的应用,结果表明该模型是传统模型的合理扩展.扩展之后的模型采用机构真实交易数据,而不是买卖双方的机构数量,并且模型可以采用每日交易的高频数据,不再需要考虑时间间隔的选择问题,从而也弥补了 LSV 模型的诸多缺陷,不失为一种很好的检测机构投资者羊群行为的方法.

4 参考文献

- [1] Tseng M L. An assessment of cause and effect decision making model for firm environmental knowledge manage-

- ment capacities in uncertainty [J]. Environmental Monitoring and Assessment 2010, 16(1/2/3/4): 549-564.
- [2] Lakonishok J, Shleifer A, Vishy R. Impact of institutional trading on stock prices [J]. Journal of Financial Economics, 1992, 32(1): 23-43.
- [3] Christie W G, Huang R D. Following the pied piper: Do individual returns herding around the market [J]. Financial Analyst Journal, 1995, 51(4): 31-37.
- [4] Chang E C, Cheng J C, Khorana A. An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective [J]. Journal of Banking and Finance, 2000, 24(10): 1651-1679.
- [5] Chiang T C, Zheng Dazhi. An empirical analysis of herd behavior in global stock markets [J]. Journal of Banking and Finance, 2010, 34(8): 1911-1921.
- [6] Chiang T C, Li Jiandong, Tan Lin. Empirical investigation of herding behavior in Chinese stock markets: Evidence from quantile regression analysis [J]. Global Finance Journal, 2010, 21(1): 111-124.
- [7] Paulo L, Harminder S. Herding behaviour in the Chinese and Indian stock markets [J]. Journal of Asian Economics, 2011, 22(6): 495-506.
- [8] 孙培源, 施东辉. 基于CAPM的中国股市羊群行为研究: 兼与宋军、吴冲锋先生商榷 [J]. 经济研究, 2002(2): 64-70.
- [9] 程希明, 蒋学雷, 陈敏, 等. 中国股市板块羊群效应的实证研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2004, 24(12): 34-38.
- [10] 柯昇沛, 黄静. 基于CSAD非线性模型的房地产市场羊群行为研究 [J]. 管理评论, 2012, 24(9): 19-25.
- [11] 陈浩. 中国股票市场机构投资者羊群行为实证研究 [J]. 南开经济研究, 2004(2): 91-94.
- [12] Wermers R. Mutual fund herding and the impact on stock prices [J]. Journal of Finance, 1999, 54(2): 581-622.
- [13] 余佩琨, 李志文, 王玉涛. 机构投资者能跑赢个人投资者吗? [J]. 金融研究, 2009(8): 147-157.
- [14] 岳意定, 周可峰. 机构投资者对证券市场价格波动性的影响: 基于Topview数据的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2009(3): 140-148.
- [15] 严武, 王辉. 基于CCK的中小板市场羊群效应研究 [J]. 广东金融学院学报, 2012, 27(3): 12-20.

The Research of Herding by Institutional Investors Based on Extended Model of CCK

MEI Guo-ping^{1,2}, HU Cai-hong¹

(1. School of Information Management, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330032, China;

2. Jiangxi Normal University, Nanchang Jiangxi 330022, China)

Abstract: Taking the change of institutional holdings as a pointcut, the definition of the Cross-Sectional Standard Deviation of the change of institutional holdings ($x_{holdCSAD}$) is firstly given. Then it is proved based on CAPM that there is a linear relationship between $x_{holdCSAD}$ and the total changes of institutional holdings. However, there exists nonlinear relationship between them while in the presence of herding behavior significantly, so a nonlinear model is established to detect herding by institutional investors as to overcome the limitation of traditional CCK model that can not be used to investigate herding behavior by institutional investors before. Finally, the Chinese Shanghai and Shenzhen A-share markets are taken as an example and the application of this model is given, the result shows that the model is a reasonable extension of the traditional CCK model.

Key words: institutional investor; herding behavior; extended model of CCK

(责任编辑: 曾剑锋)