

# 基于CSAD模型的股票市场羊群效应的实证分析

戴淑庚 陆彬

(厦门大学经济学院 福建 厦门 361005)

**摘要：**本文以CSAD模型为基础，通过构建股票收益率与加权市场收益率的偏离度指标(CSAD)，选取沪深300指数成分股为样本，对我国股票市场的羊群效应进行检验。实证结果表明：我国股票市场在2011年到2014年间，整体上确实存在羊群效应现象；而且，上涨市场与下跌市场中羊群效应表现出非对称性，且上涨市场更为显著；同时，不同量级的股票市场羊群效应差异显著，大盘股表现的羊群效应比中小盘股票更加明显。这对投资者和股市制度建设都具有意义。

**关键词：**羊群效应；CSAD模型；股票市场；非对称性

中图分类号：F8 文献标识：A 文章编号：1674-9448 (2016) 01-0077-13

## The Empirical Analysis of Herd Behavior in Stock Market Based on the CSAD Model

DAI Shu-geng Lu Bin

(The Department of Finance, School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian, China)

**Abstract:** This article constructs the deviation indicator(CSAD) between stock return and the weighted market return based on CSAD model, chooses the stocks composed CSI 300 Index to test whether there exists herd behavior in domestic stock market. The empirical conclusion shows that from 2011 to 2014, there exists herd behavior in domestic stock market. Besides, the asymmetry of the herd behavior shows that it is more obvious in rising market than the down market and also more obvious in large-cup stocks than small and media-cup stocks. This empirical conclusion is meaningful to the investors and the system of stock market.

**Keywords:** herd behavior, CSAD model, stock market, asymmetry

---

收稿日期：2015-07-10

资助项目：广义虚拟经济研究专项资助项目[项目编号：GX2013-1005(Y)]。

作者简介：戴淑庚（1966—），男，福建长汀人，厦门大学经济学院金融系教授，博士后，博士生导师，主要研究方向：国际金融和宏观金融管理，虚拟经济，风险投资，两岸经济金融合作。

## 一、引言

行为金融学(从定义来看,行为金融学是广义虚拟经济研究内容的一部分)区别于传统金融学,其主要是从市场主体的行为习惯、心理情绪、思维想法等主观性较强的方面对当前金融领域的行为进行新的解释,结合了传统金融学、社会学、心理学等多门学科的一个综合性的研究领域。而在行为金融学领域当中,羊群效应是其中的一个研究热点问题。羊群效应描述的是社会主体存在的忽略自有信息而跟随社会其他大多数主体采取相同决策的行为,本质上具有趋同性的特征。羊群效应存在于社会生活中的方方面面,也对社会环境和行为主体产生进一步的影响。以股票投资市场为例,如果股票市场上存在羊群效应,许多投资者倾向于投资某一行业或者某一股票,可能会造成股票市场的异常波动,使得资产价格偏离其内在价值,进一步加剧市场的无效性。

由于股票市场是一个国家资本市场体系的重要组成部分,也是作为一国经济发展的晴雨表(经济理论上是这么认为),因而其发展历程、市场化程度倍受关注。近些年来股票市场上出现了越来越多的金融异象,同时伴随着板块轮动、概念炒作等现象,这些问题是由市场复杂多变的因素所致。在这些因素中,以投资者自身的主观因素最为复杂,因为作为市场主体,投资者在投资决策过程中受到行为习惯、心理、情绪、思维等众多主观因素的影响较多。由于这些因素难以用现有数据进行准确衡量,因而也需要不断提出新方法、新思路来进行研究。因此,作为对传统金融学的突破,行为金融学提出了对传统理性假设的挑战,认为金融学的发展研究过程中需要更多关注人的主观因素。在这种背景下,羊群效应作为金融市场尤其是股票市场上较为普遍存在的现象,日益成为学术界研究的热点问题,而且大部分是从实证的角度研究之。

在羊群效应的实证分析中,国内外学者采取的方法主要分为两大类。一类是采用市场中集合竞价的价格和数量等数据进行研究。从股票市场运行机制上来看,在一些采用集合竞价模型的国家,这

些学者多是利用集合竞价的价格数据、交易量数据进行股市羊群效应的测算。Lakonishok(1992)<sup>[1]</sup>是较早使用股票竞价数据进行羊群效应的测定的。他提出使用了LSV方法,使用股票市场上买方和卖方的交易数量来测定,即通过计算投资市场中买入量的比重来研究市场主体的交易方向是否一致。但是这种测算方法的局限性在于只针对交易量指标,并没有考虑价值量。而Wermers(1999)<sup>[2]</sup>通过加入交易价值指标,提出了PSM方法,来对LSV方法改进。Marco Cipriani和Antonio Guarino(2014)<sup>[3]</sup>通过建立关于买卖竞价、交易量的模型,利用NYSE市场上的数据来研究美国金融市场上的羊群效应行为。其研究主要通过市场中的买方和卖方交易进行,经过测算,平均而言买方投资者中存在羊群效应行为的比例是2%,而卖方投资者中这一比例达到4%。

另一大类方法则是通过计算偏离度指标来达到检验其是否存在的目的。较早使用偏离度指标的Christie和Huang(1995)<sup>[4]</sup>通过建立横截面标准差模型(CSSD模型)研究了美国股票市场的羊群效应。他们利用CSSD指标作为股票收益率与市场收益率偏离度的衡量指标,认为如果股票市场的主要参与者如果过度参照市场其他投资者的交易行为,抑制自有信息,则个人的资产收益率将不会显著偏离市场收益率,即CSSD指标呈现减小趋势。Eric C. Chang, Joseph W. Cheng和Ajay Khorana(1998)<sup>[5]</sup>通过建立横截面绝对误差模型(CSAD模型)来检验羊群效应。其实证检验选择美国、日本、韩国、中国香港和中国台湾五个在国际上具有代表性的股票市场作为对象,通过检验股票收益率偏离度与市场收益率的相关关系,认为成熟的资本市场如美国、香港不存在羊群效应,日本市场的羊群效应不显著,而新兴资本市场如韩国、台湾的羊群效应十分显著;并且这些新兴市场中,宏观经济因素相对于企业微观因素能够对投资者产生更大的影响。Gongmeng Chen, Oliver M. Rui和Yexiao Xu(2003)<sup>[6]</sup>在CSSD模型的基础上,计算出了一个新的指标——超额收益率相对横截面偏离度(RCSDI),并认为这一指标比CSSD指标更加有效、全面地涵盖市场信息。

国内研究者结合我国股票市场的发展现实状况,对传统的模型进行了适当改进和调整,进行更加具体的羊群效应研究。张金华(2010)<sup>[7]</sup>采用了加权市场收益率来计算股票收益率与市场收益率的偏离度指标,以此来探究加权后的偏离度与加权市场收益率的关系。蔡庆丰、杨侃(2011)<sup>[8]</sup>通过提出假设和建立模型,用评级调整后的股价收益率与分析师评级偏离度之间的关系来检验羊群效应的存在性,并得出了证券市场上分析师的评级调整会带来机构投资者的投资策略趋同,形成证券分析师和机构投资者羊群效应行为的进一步叠加。傅亚平、王玉洁和张鹏(2012)<sup>[9]</sup>则通过设计指标衡量市场投资情绪和羊群效应的关系,实证结果表明在同样幅度的上涨和下跌情况下,收益上升的喜悦和收益下降的厌恶并不能相互抵消。

本文在已有研究的基础之上,通过结合我国股票市场的发展现实状况,以CSAD模型为基础,计算股票收益率与市场收益率的偏离度指标来分析股市羊群效应,并以此来解释股票市场上一些异动现象,也能够为投资决策提供一定的参考意见,引导投资者的理性投资。

## 二、CSAD模型简述

Eric C. Chang, Joseph W. Cheng和Ajay Khorana (1998)提出了用横截面绝对离差(CSAD)模型来对羊群效应进行衡量。这一模型建立在Christie和Huang(1990)提出的横截面标准离差(CSSD)模型的基础上,以理性的资本资产定价模型(CAPM)作为前提,以股票收益率的绝对离差作为市场收益偏离度的一个衡量指标,通过偏离度与市场收益率之间的相关性分析,以此来衡量股票市场上的羊群效应。

相比于CSSD模型,CSAD模型在羊群效应检验的有效性上有了进一步的发展。首先,CSAD模型在变量回归的过程中使用的是市场收益率以及偏离度作为变量,而非虚拟变量,因此其在羊群效应的实证分析中提供了更加丰富的数据支持。第二,CSAD拓展模型的回归方程中设置了变量的二

次项,非线性回归形式能够更加具体地描述羊群效应。即如果市场收益率提高时,股票收益率的偏离度减小,或者增加的幅度减小,都表明市场存在着一定的羊群效应。第三,CSAD模型是以理性的资本资产定价模型作为前提的,因此在实证分析过程中,一旦实证结果拒绝理性假设,则表明市场中存在着一定的非理性因素,而这些非理性因素则可能导致了羊群效应的产生,为羊群效应的进一步深入研究提供了理论依据。

在CSAD模型中,使用的是横截面绝对离差(CSAD)作为偏离度的指标,作为羊群效应的检验指标,

$$CSAD_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{it} - R_{mt}|$$

其中, $R_{it}$ 表示股票*i*在*t*时期的收益率,而 $R_{mt}$ 表示的是经过计算后*N*只股票在*t*时期的市场收益率,以绝对离差的形式进行股票收益率偏离度的衡量。而CSAD模型的原始回归方程则采用的是线性回归方程,如下所示:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_1 R_{mt} + \varepsilon_t$$

根据CSAD模型,如果股票市场中存在着羊群效应,则回归系数 $\beta_1$ 应为负数。因为如果股票市场中存在着羊群效应,随着市场收益率的提高,羊群效应的作用会促使投资者追逐市场的发展趋势,从而会缩小股票收益与市场收益之间的偏差。而如果股票市场是理性的,不存在羊群效应,则股票收益率的波动最终应该趋于平稳,因而股票收益的偏离度与市场收益率之间则存在线性关系,且自变量系数为正。证明如下:

根据理性的资本资产定价模型,

$$E(R_i) = R_f + \beta_i E(R_m - R_f)$$

其中, $R_f$ 表示无风险利率,而 $\beta_i$ 则表示第*i*只股票的风险系数。而对于市场风险而言,在相等权重的前提下,市场风险的风险系数 $\beta_m$ 则可以表示为

$$\beta_m = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_i$$

因此,股票*i*与市场收益率偏离度的绝对值( $AVD_{it}$ )的计算方法是:

$$\begin{aligned} \text{AVD}_{it} &= |E(R_{it}) - E(R_{mt})| \\ &= |R_f + \beta_i E(R_{mt} - R_f) - R_f - \beta_m E(R_{mt} - R_f)| \\ &= |\beta_i - \beta_m| |E(R_{mt} - R_f)| \end{aligned}$$

因此,CSAD的期望值 $E(\text{CSAD})$ 的计算公式如下:

$$\begin{aligned} E(\text{CSAD}_t) &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{AVD}_{it} \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\beta_i - \beta_m| |E(R_{mt} - R_f)| \end{aligned}$$

而横截面绝对离差对市场收益率进行求导,可以得到两者之间的线性关系,即:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{ECSAD}_t}{\partial |E(R_{mt})|} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\beta_i - \beta_m| > 0 \\ \frac{\partial^2 \text{ECSAD}_t}{\partial |E(R_{mt})|^2} &= 0 \end{aligned}$$

因此,从理论上来看,在理性资本资产定价模型的前提下,CSAD模型中股票收益偏离度与市场收益率之间存在着正相关关系,并且呈现出线性关系。由此可以看出:理性资本资产定价模型与羊群效应两种情况下的推导是相反的,这就在一定程度上表明,一旦表明市场上存在着羊群效应现象,则可以拒绝理性市场的假设,认为市场上有非理性因素的存在。而综观我国股票市场,由于其市场化发展程度不高,理性CAPM模型存在的前提假设不能够完全满足,因而单一的线性回归方程解释能力不强,因此在回归方程中,即使回归系数显著为正,也并不能说明不存在羊群效应。在此基础上,拓展CSAD模型进一步提出使用多项式回归方程来检验羊群效应是否存在,即:

$$\text{CSAD}_t = \beta_0 + \beta_1 |R_{mt}| + \beta_2 |R_{mt}|^2 + \varepsilon_t$$

如果股票市场中存在羊群效应,则会促使投资者的投资决策趋向于市场趋势,即导致投资股票的收益率会逐渐收敛于市场收益率,因而在回归方程中体现为股票收益偏离度会随着市场收益率的提高而减小( $\beta_1$ 为负值),或者表现为偏离度变化幅度的减小( $\beta_2$ 为负值),即表现为两者呈现一种负相关关系或者递减的非线性关系。而如果当 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 同时都为负值时,则此时表明市场中具有十分显著的羊群效应。

### 三、实证模型建立

本文在对中国股票市场的羊群效应进行实证研究的过程中,主要依据的是由Eric C. Chang, Joseph W. Cheng和Ajay Khorana(1998)提出了用横截面绝对离差(CSAD)模型。该模型主要是采用股票收益率与市场收益率偏离度作为衡量羊群效应的指标,因而本文在回归方程中,采用横截面绝对离差(CSAD)作为因变量。而在计算收益率指标的方法中,本文以对数形式进行计算,即:

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln\left(1 + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \xrightarrow{\text{近似于}} \frac{\Delta P_t}{P_{t-1}}$$

而本文在对中国股票市场的羊群效应存在性进行实证检验时,采用的回归模型是进一步改进的CSAD模型,即采用非线性的多项式回归方程,

$$\text{CSAD}_t = \beta_0 + \beta_1 |R_{mt}| + \beta_2 |R_{mt}|^2 + \varepsilon_t$$

采用多项式方程进行回归,一方面能够充分使用现有数据对股票市场中的羊群效应进行更加清晰和有效地实证研究。由于回归方程中增加了自变量的二次项,除了能够判断出市场中是否存在羊群效应外,还可以通过回归系数的大小判断羊群效应的强弱及其变化趋势。另一方面,由于CSAD模型基于理性的资本资产定价模型,采用非线性方程进行实证检验,一旦实证结果拒绝了原假设,则表明现实市场中存在着非理性因素,而这对于本文的后续研究具有一定的指导意义。

由于本文对于股票市场的羊群效应研究采用的是CSAD模型,最关键的指标是横截面绝对离差,因此本文首先计算的是横截面绝对离差(CSAD)指标,其基本的计算公式是:

$$\text{CSAD}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{it} - R_{mt}|$$

其中, $R_{it}$ 是第*i*只股票在*t*时点的收益率,股票收益率采用对数形式计算; $R_{mt}$ 是*t*时点股票市场的市场收益率。

在本文的研究中,对于市场收益率 $R_{mt}$ 的计算,采用加权市场收益率的计算方法,选取各只样本成分股在A股市场的流通市值占有所有样本股票的流

通市值的比例作为权重,即:

$$R_{wmt} = \sum_{i=1}^N \alpha_i R_{it}, \text{ 其中 } \alpha_i = \frac{MV_i}{\sum_{i=1}^N MV_i}, \sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$$

因此,以加权市场收益率为基础计算的横截面绝对离差为:

$$CSAD_{wt} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |R_{it} - R_{wmt}|$$

之所以采用权重计算加权市场收益率,是因为虽然目前沪深300指数中的成分股中大多数为蓝筹股,对市场影响巨大;但是在成分股之间,流通股本也存在着较大的差异(其中样本中股本最小的是信威集团1.39亿流通股,最大的是工商银行2670亿流通股)。而中国股票市场由于发展仍不完善,往往存在着一定的“小公司效应”,即流通股本规模较小,流通市值较低的股票往往具有较高的收益率。

具体来说,Banz(1981)<sup>[10]</sup>较早提出“小公司效应”(Small Firm Effect)这一概念,他通过研究上市公司的流通市场与其股票收益率的关系,发现两者存在着负相关关系。Roll(1981)<sup>[11]</sup>,Basu(1983)<sup>[12]</sup>的进一步研究结果表明,规模较小的公司在CAPM模型中其风险系数是被低估的,而其实际的高风险因素则对应是较高的收益率。何德旭,饶明等(2013)<sup>[13]</sup>通过用流通市值作为公司规模标准指标对股票超额收益率进行相关性分析,发现我国A股市场存在着阶段性的小公司效应。根据这一理论,如果采用等权市场收益率,则无法准确衡量市场收益率受不同规模股票影响的关系。因此,在对市场收益率进行衡量过程中,考虑到我国股票市场中存在着流通市值数量级别的差异引起的小公司效应,本文还将使用加权市场收益率进行CSAD指标的计算,与以等权市场收益率为基础的计算结果进行实证比较研究。

虽然采用加权市场收益率进行计算,但是这个计算过程并没有违背CSAD模型中以理性CAPM理论为基础的前提条件,同样也是通过实证分析探讨CSAD指标与加权市场收益率之间的关系来检验股票市场中的羊群效应。同时,由于本文样本的时间跨度较长,而成分股的流通市值比例发生变化。而CSAD模型是基于理性假设,因此本文采用统一的权重标准进行实证检验。

同时,根据中国股票市场的发展特点,股票市场的振荡幅度和交易的活跃程度目前是投资者较为关注的指标。振荡幅度中包含了历史交易价格信息,也可以衡量市场的波动程度;而交易的活跃程度则反映了市场投资者的投资方向、市场投资情绪等,因而一般股市投资者在制定投资策略时,常常以此作为其投资决策的重要数据信息。由于这些数据信息透明公开,是投资者享有的公共信息,所以将影响市场的公共因素作为模型解释变量。因此,本文选取两个解释变量,即根据沪深300指数成分股的数据计算指数的振幅(ampli)和换手率(turn),作为衡量市场振荡幅度和市场交易活跃性两个变量,如下:

$$\text{振幅(ampli)} = \frac{\text{最高价} - \text{最低价}}{\text{收盘价}}$$

$$\text{换手率(turn)} = \frac{\text{每日成交额}}{\text{每日流通市值}}$$

同时,考虑到振幅和换手率作为历史信息的重要指标,其对投资者投资决策的作用性能够提供一定的前瞻性意义,因而本文另外将振幅和换手率指标滞后一期的变量作为模型的控制变量。因此,本文的回归方程如下:

$$CSAD_t = \beta_0 + \beta_1 |R_{mt}| + \beta_2 |R_{mt}|^2 + \alpha_0 \text{ampli}_t + \alpha_1 \text{ampli}_{t-1} + \gamma_0 \text{turn}_t + \gamma_1 \text{turn}_{t-1} + \varepsilon_t$$

在后续实证分析中,本文将使用这一调整后的CSAD模型作为主体模型,展开对羊群效应的实证分析。

## 四、样本数据选择

由于羊群效应在股票市场中是通过较长时期效应得以体现,因而本文选择的样本时间跨度是从2011年1月4日到2014年12月31日,采用970个日数据进行实证检验。同时,由于在本文选择的样本时间区间内沪深300指数存在着成分股的调整,为了保证文章实证检验的一致性,删除了被调整的成分股票样本数据,因而最终得到的沪深300指数成分股票为237只,形成237\*970的面板数据。同时,在股票权重选择方面,为了保持变量计算口径的一致性,本文将选2014年12月31日样本期末的各成分股的流通市值比例作为统一的权重。另外,本文数据

来源于万得(Wind)数据库,采用Eviews 6.0版本软件进行实证检验。

## 五、股票市场羊群效应的实证分析

表 1 变量指标的统计性描述

	等权 CSAD	加权 CSAD	等权  Rm	加权  Rm	ampli <sub>t</sub>	turn <sub>t</sub>
样本个数	970	970	970	970	970	970
均值	0.0130	0.0132	0.0097	0.0084	0.0163	0.0053
中位数	0.0123	0.0123	0.0075	0.0060	0.0141	0.0045
最大值	0.0376	0.0474	0.0584	0.0561	0.1008	0.0390
最小值	0.0072	0.0072	1.37E-05	9.55E-06	0.0044	0.0018
标准差	0.0036	0.0042	0.0085	0.0082	0.0088	0.0036

数据来源：Eviews 软件回归结果。

由于本文在研究股票市场羊群效应的模型中,重要的指标依据是股票收益率和市场收益率之间的偏离度与市场收益率之间的关系,因此在变量的统计性描述时,作出CSAD与 $R^m$ 之间的散点图,如图1所示:

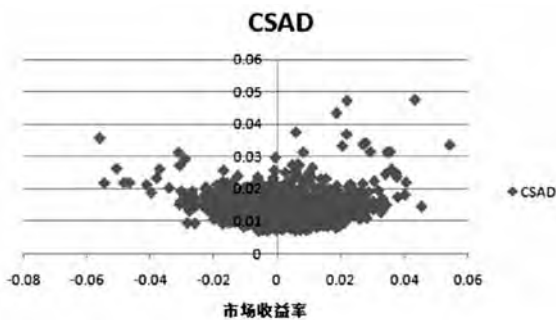


图 1 横截面绝对离差与市场收益率的关系图

从两者的关系图可以看出,股票收益率与市场收益率的偏离度与市场收益率之间并没有呈现出明显的线性关系,其分布的主要特点在于集中分布于市场收益率为0附近。这表明当市场收益率增加或者减少较大(即绝对值较大)时,CSAD的分布呈现更加分散的特点,即排除少量极端值外,随着市

### (一) 股市羊群效应实证检验

#### 1、统计性描述

根据上节提到的市场收益率、市场振幅和换手率指标的计算公式,首先计算出各个指标的时间序列数据值,其相应的统计性描述如表1所示。

场收益率绝对值的增大,股票收益率与市场收益率的偏离度是具有减小趋势的。

#### 2、平稳性检验

由于本文最终是由面板数据计算得到的时间序列数据进行实证回归检验,而时间序列数据在进行实证检验之前必须进行平稳性的检验,以消除时间序列数据趋势因素的影响。因此,在实证检验之前,本文对回归方程中的所有时间序列变量数据进行单位根检验,以排除数据趋势因素的影响。单位根检验采用的是ADF检验方法,结果如表2所示。

根据单位根检验结果,本文所选取的变量数据的单位根检验在样本期间内都在10%的置信水平下显著,即表明样本变量数据在这一时间区间内具有较强的平稳性。而在计算市场收益率时采用了对数方法,因此对数据起到了一定的平滑作用。

#### 3、实证回归

由于回归方程中的变量经过单位根检验后表明都是0阶单整,因而可以进行实证检验。首先,根据CSAD的基本模型,先采用等权的市场收益率进行回归,方程变量中系数和相关统计量的值如表3所示。

表 2 回归变量的平稳性检验

	等权 CSAD	加权 CSAD	等权  Rm	加权  Rm	ampli <sub>t</sub>	turn <sub>t</sub>
T 统计量	-3.2546*	-3.2556*	-30.8322***	-19.4123***	-11.5121***	-3.1377*
P 值	0.0746	0.0745	0.0000	0.0000	0.0000	0.0981

数据来源：Eviews 软件回归结果。其中,\*\*\*表示在1%的置信水平下显著,\*\*表示在5%的置信度水平下显著,\*表示在10%的置信度水平下显著

表 3 等权市场收益率情形下回归变量的统计值

	回归系数	回归标准差	T 统计量	P 值
常数 C	0.0079	0.00024	32.7929	0.0000
市场收益率  R <sub>m</sub>	0.0576	0.02350	2.4501**	0.0145
市场收益率  R <sub>m</sub>   <sup>2</sup>	-0.3667	0.71096	-1.5158*	0.0661
市场振幅 ampli	0.0700	0.01524	4.5914***	0.0000
市场振幅 ampli <sub>1</sub>	0.0382	0.01099	3.4784***	0.0005
市场换手率 turn	0.6205	0.06945	8.9346***	0.0000
市场换手率 turn <sub>1</sub>	-0.0912	0.06857	-1.3298	0.1839

因而回归方程结果如下：

$$CSAD=0.0079+0.0576|R_m|-0.3667|R_m|^2+0.0700\text{ ampli}+0.0382\text{ ampli}_1+0.6205\text{ turn}-0.0912\text{ turn}_1$$

$$R^2=0.5220, F\text{统计量}=183.1201, DW=1.0934$$

由回归实证结果可以看到，在以等权市场收益率进行回归检验时，观察市场收益率指标的系数，其线性项的系数为正值0.0576，而二次项系数为负值-0.3667，似乎已经初步证明中国股票市场中存在着羊群效应。但是通过观察回归方程的拟合优度和DW值，发现其DW值偏离2的程度较大，表明回归方程可能存在着扰动项序列相关的问题，当前结果可能是伪回归结果。而观察扰动项的相关图，如图2示，发现其偏相关系数在前三期并没有显著趋于0，表明初始回归方程的扰动项存在着高阶序列相关的问题。

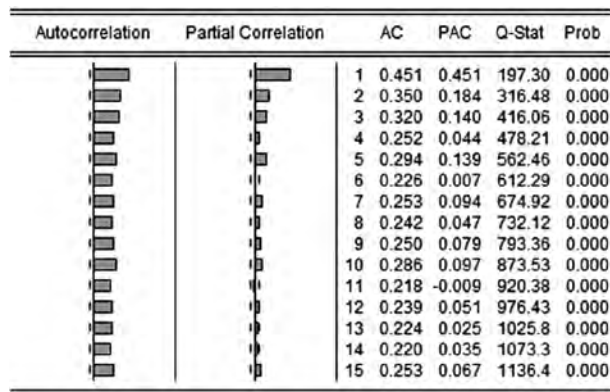


图 2 原方程残差序列相关图

由于回归方程存在着扰动项序列相关的问题，这会在一定程度上导致回归方程估计结果的失真，因此必须对扰动项的序列相关性进行修正处理，以消除这一问题给回归估计结果带来的不利影响。对于回归方程扰动项序列相关性的处理，本文将采用P阶自回归模型(AR(p)模型)进行修正，其主要思路是：

用AR(p)模型来描述一个扰动项的P阶序列自相关结构，通过将误差项逐步代入，最终可以得到一个误差项为白噪声的序列，从而达到消除扰动项序列相关性的问题。以扰动项具有3阶序列相关性的情形为例：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t, t=1, 2, \dots, T$$

$$\mu_t = \phi_1 \mu_{t-1} + \phi_2 \mu_{t-2} + \phi_3 \mu_{t-3} + \varepsilon_t$$

将扰动项的滞后项表达式代回到原方程中，可得如下表达式：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \phi_1 (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \phi_2 (y_{t-2} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-2}) + \phi_3 (y_{t-3} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-3}) + \varepsilon_t$$

因此，通过简化整理后，可以得到误差项是白噪声序列的回归方程。而通过Eviews软件进行实证操作，设置扰动项的3阶自回归进行模型修正，修正后回归方程中各个变量的相关统计值如表4所示。

表 4 扰动项序列相关性修正后回归方程的统计值

	回归系数	标准误差	T 统计量	P 值
常数 C	0.0079	0.0002	32.7929***	0.0000
市场收益率  R <sub>m</sub>	0.0576	0.0235	2.4501**	0.0145
市场收益率  R <sub>m</sub>   <sup>2</sup>	-0.3667	0.7110	-1.5158*	0.0661
市场振幅 ampli	0.0700	0.0152	4.5914***	0.0000
市场振幅 ampli <sub>1</sub>	0.0382	0.01108	3.4784***	0.0005
市场换手率 turn	0.6205	0.0694	8.9346***	0.0000
市场换手率 turn <sub>1</sub>	-0.0912	0.0686	-1.3298	0.1839
AR(1)	0.3712	0.0326	11.3702	0.0000
AR(2)	0.1375	0.0344	3.99351	0.0001
AR(3)	0.1493	0.0322	4.6348	0.0000

数据来源：Eviews 软件回归结果。其中，\*\*\* 表示在 1% 的置信水平下显著，\*\* 表示在 5% 的置信度水平下显著，\* 表示在 10% 的置信度水平下显著

因而修正后的回归方程如下所示：

$$CSAD=0.0079+0.0576|R_m|-0.3667|R_m|^2+0.0700\text{ ampli}+0.0382\text{ ampli}_1+0.6205\text{ turn}-0.0912\text{ turn}_1$$

$$\bar{R}^2=0.6545, F\text{统计量}=204.1337, DW=2.0111$$

而通过修正回归方程扰动项的序列相关性后的相关图如图3所示。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.008	-0.008	0.0604	
		2	-0.033	-0.033	1.1240	
		3	-0.052	-0.053	3.7508	
		4	-0.037	-0.040	5.1042	0.024
		5	0.086	0.083	12.367	0.002
		6	-0.024	-0.028	12.924	0.005
		7	0.060	0.062	16.392	0.003
		8	0.034	0.041	17.546	0.004
		9	0.067	0.076	21.882	0.001
		10	0.118	0.122	35.476	0.000
		11	-0.009	0.013	35.559	0.000
		12	0.044	0.056	37.472	0.000
		13	0.026	0.045	38.141	0.000
		14	0.035	0.038	39.323	0.000
		15	0.095	0.088	48.167	0.000

图3 修正序列相关后的回归方程的相关图

通过对回归方程扰动项的序列相关性进行修正后,回归模型的拟合优度为0.6545,DW值为2.0111,偏相关系数各项均接近于0,因而基本上消除了扰动项的序列相关性。同时从回归方程的系数结果来看,在等权市场收益率的前提下, $|R_m|$ 项的系数为0.0576,显著小于1,可以得出股票收益率与市场收益率的偏离度会随着市场收益率的绝对值的增大而增大,而增幅小于1个单位,但这还不能说明股票市场中羊群效应的存在性问题。通过观察 $|R_m|^2$ 项的系数,其为负值-0.3667,表明随着市场收益率的增大,股票收益率与市场收益率的偏离度的增幅呈现减小趋势。偏离度的增幅是减小的,投资者有追逐市场收益的行为,导致股票收益率逐步与市场收益率趋同,从而证明股票市场中存在着一定的羊群效应。

然而由于中国的股票市场仍然存在着发展不完善,市场化程度不高的特点,因而在股票市场中具有不同市值的公司往往对于股市整体的收益、波动等方面产生的影响不同。例如,当股票市场中存在着小公司效应时,一些市值规模较小的公司的股票收益率可能相对更高,因而如果考虑到公司规模对市场收益率的影响因素,则能够计算更加合理地计算出市场收益率指标,也能够更加贴近股票市场的现实状况。

因此,在运用CSAD模型进行羊群效应的实证检验过程中,本文还将使用加权市场收益率进行回归,并比较分析。将样本股票的流通市值比例作为权重计算加权市场收益率,同时经过修正回归方程扰动项的序列相关性之后,其中回归变量的相关统

计值如表5所示。

表5 加权收益率情形下回归变量的统计值

	回归系数	标准误差	T 统计量	P 值
常数 C	0.0077	0.0004	21.9583***	0.0000
加权市场收益率	0.0720	0.0218	3.30493***	0.0010
加权市场收益率	-1.1333	0.6320	-1.7932*	0.0732
市场振幅 ampli	0.0515	0.0153	3.3772***	0.0008
市场振幅	0.0135	0.0112	1.2021	0.2296
市场换手率 turn	1.0003	0.0661	15.1320***	0.0000
市场换手率	-0.2535	0.0641	-3.9542***	0.0001
AR(1)	0.3632	0.0327	11.1005	0.0000
AR(2)	0.1672	0.0329	5.0848	0.0000

数据来源: Eviews 软件回归结果。其中, \*\*\* 表示在 1% 的置信水平下显著, \*\* 表示在 5% 的置信度水平下显著, \* 表示在 10% 的置信度水平下显著

使用加权市场收益率进行回归的结果如下:

$$CSAD_w = 0.0077 + 0.0720|R_{mwt}| - 1.1333|R_{mwt}|^2 + 0.0515 \text{ ampli} + 0.0135 \text{ ampli}_1 + 1.0003 \text{ turn} - 0.2535 \text{ turn}_1$$

$$\bar{R}^2 = 0.6611, F \text{ 统计量} = 236.5689, DW = 2.0310$$

根据实证数据结果分析可知,采用加权市场收益率进行计算并且回归的方程中,市场收益率的二次项系数依然呈现负值,在10%的置信水平上显著,而其系数绝对值较等权市场收益率回归方程中要高,表明以加权市场收益率作为计算依据,市场表现的羊群效应更加明显。而除了市场振幅的滞后变量,市场换手率控制变量也具有显著性,表明投资者在追逐市场收益的同时,也会对市场的历史信息如交易的活跃程度等因素进行考虑。

同时回归方程的拟合优度也与等权回归结果较为接近,考虑到可能是由于计算方法上的差异所导致的回归数据结果略有偏差,但是在模型设定、回归的过程中,使用加权市场收益率进行检验的结果都是显著的。因此,为了能够更加贴近股票市场实情,本文将采用加权市场收益率进行后续实证检验。

## (二) 上涨市场与下跌市场的实证比较

在对中国股票市场的整体水平进行羊群效应的检验中,可以看出随着市场收益率的提高,股票收益率与市场收益率的偏离程度呈现缩小的趋势,而这也一定程度上表明当市场收益率股票升高或降低时,市场上的投资者存在着追逐市场收益的行为趋势,即存在一定的羊群效应行为。然而上述的实证检验是从股票市场的整体出发,而在股市上



涨和下跌行情中,投资者往往表现出不同的投资情绪,因而也可能会表现了一定差异性的投资行为。在上涨行情中,部分投资者选择激流勇进,对后市持乐观态度;在下跌行情中,则大多数投资者态度则比较保守,会预留一定的观望期,遇到大幅下跌行情则可能出现市场担忧甚至是恐慌的情绪。同时,由于投资者对于股市风险的承受能力、投资偏好习惯、股市信息量的获取等方面存在着差异,因此,在股票市场的上涨行情和下跌行情过程中,投资者所表现出来的羊群效应强度可能存在着一定的差异;为此,将从上涨市场和下跌市场两个方面进行羊群效应强度的对比。

在现有的样本数据中,根据市场收益率的正负性进行区分,由于测算的是日数据,将收益率为正值的时点划分为上涨市场,将收益率为负值的时点划分为下跌市场,仍然以拓展的CSAD模型为回归模型,而经过数据划分,上涨市场的样本个数为496个,下跌市场的样本个数为474个,而经过扰动项误差修正后的回归变量的相关统计指标如表6所示。

表6 上涨市场和下跌市场回归变量的统计指标

	常数项	$ R_m $	$ R_m ^2$	ampli	$ampli_{-1}$	turn	$turn_{-1}$
上涨	0.0072	0.0814	1.7266	0.1006	-0.0063	1.0758	-0.2502
市场	15.35***	-2.32**	1.82*	4.58***	-0.41	14.37***	-3.45***
下跌	0.0073	0.1806	-2.3547	-0.0721	0.0666	0.6389	-0.1097
市场	18.34***	5.91***	-2.54**	3.71***	4.31***	8.44***	-1.51

数据来源: Eviews 软件回归结果。其中, \*\*\* 表示在 1% 的置信水平下显著, \*\* 表示在 5% 的置信度水平下显著, \* 表示在 10% 的置信度水平下显著。

其中,上涨市场的回归结果:

$$CSAD^{up}=0.0072-0.0814|R_m|^{up}+1.7266|R_m|^2^{up}+0.1006ampli-0.0063ampli_{-1}+1.0758turn-0.2502turn_{-1}$$

$$\bar{R}^2=0.7068, F统计量=170.7840, DW=2.0773$$

下跌市场的回归结果:

$$CSAD^{down}=0.0073+0.1806|R_m|^{down}-2.3547|R_m|^2^{down}-0.0721ampli+0.0666ampli_{-1}+0.6389turn-0.1097turn_{-1}$$

$$\bar{R}^2=0.5938, F统计量=99.3560, DW=2.0981$$

从回归结果来看,各回归变量均在10%的置信水平上显著。在上涨市场中, $|R_m|$ 项系数为负,而 $|R_m|^2$ 系数为正,这可以说明在上涨市场中羊群效应十分显著,表现为当市场收益率 $R_m^{up}$ 升高时,股票

收益率的偏离度呈减小趋势,且减小幅度越来越大,表明了股市投资者对于上涨收益的反应较为迅速,一旦市场收益上升则马上追逐市场收益,导致股票收益快速收敛于市场收益。而在下跌市场中,从 $R_m^{down}$ 的回归系数可以看出,当市场收益率下降时,股票收益率与市场收益率的偏离度虽然增加,但是增幅显著减小,到了一定时间后其偏离度会呈现缩小趋势,因而也表现出了一定的羊群效应。

通过回归方程对比,上升市场的羊群效应则比下跌市场更为明显。之所以在两类市场中出现明显的非对称性,下跌市场的羊群效应反应比上涨市场慢,主要还是由于股市投资者在不同情形下风险收益偏好、投资情绪不同。一般而言,投资者对于收益的偏好和对于损失的厌恶是不对等的。当市场收益升高时,投资环境利好,投资超额收益显著,于是众多投资者会立即加大投资,尤其重点关注近期发展优势明显的行业,导致部分行业的股票出现大幅提升的净买入额,促使股价上升。但当市场行情利空,收益下降时,股市投资者往往不会立即减仓,反

而会观望一段时期。而如果出现较大规模的抛售,导致市场恐慌情绪蔓延,这种情况下投资者就会争相退市,表现出逐渐强烈的羊群效应。因而,虽然在上涨和下跌市场中都存在羊群效应,但是由于投资者的投资决策行为存在时间反应的差异,因而导致

羊群效应的强弱程度会有所差异。

### (三) 中小盘股与大盘股的对比

在沪深300指数的成分股中,流通股本虽然整体较大,对中国股市影响巨大,但是在个股之间也存在着较大的量级差异,其中在本文选择的样本股票中,A股流通股本最小的是信威集团(600485)1.39亿股,而最大的则是工商银行(601398)2670亿股(截至2014年12月31日)。而中小盘股与大盘股、超大盘股之间在股票收益率、市场波动率等方面也存在着较大的差异,不同投资者在投资偏好、风险承受能力等方面也有所不同,因而对于市场中不同量级、不同类型的股票的投资决策行为也会存在一

定的差异。在不同量级的股票对比之间,如果仍然存在羊群效应,则可能表现出显著的差异性。

本文在对样本股票进行区间分类时,选择以20亿的流通股本为标准,小于20亿股的样本划分为中小盘股,大于20亿股的样本划分为大盘股(相对概念)。经过样本划分之后,中小盘股的样本数量是112只,大盘股的数量为125只。实证回归模型仍然采用以CSAD模型为基础的回归方程,但是在计算换手率指标时,也同样区分中小盘股和大盘股,通过加总的成交额和A股流通总市值来计算其换手率。相关回归变量的统计值指标如表7所示。

表7 中小盘股与大盘股的回归变量统计指标

	常数项	$ R_m $	$ R_m ^2$	ampli	ampli <sub>1</sub>	turn	turn <sub>1</sub>
中小 盘股	0.0086 26.40***	0.0857 3.13***	-0.0640 -1.08*	0.0689 4.59***	0.0348 2.70***	0.1493 3.07***	0.1401 3.02***
大盘 股	0.0064 21.38***	-0.0131 -1.59*	-0.2705 -1.42*	0.1198 9.72***	-0.0032 0.29	1.1047 16.06***	-0.2935 -4.35***

注:\*\*\*表示在1%的置信水平下显著,\*\*表示在5%的置信度水平下显著,\*表示在10%的置信度水平下显著。

其中,中小盘股的回归结果:

$$\text{CSAD}=0.0086+0.0857|R_m|-0.0640|R_m|^2+0.0689 \text{ ampli}+0.0384\text{ampli}_1+0.1493\text{turn}+0.1401\text{turn}_1$$

$$R^2=0.4577, F\text{统计量}=101.0833, DW=2.0836$$

大盘股的回归结果:

$$\text{CSAD}=0.0064-0.0131|R_m|-0.2705|R_m|^2+0.1198 \text{ ampli}+0.0032\text{ampli}_1+1.1047\text{turn}-0.2935\text{turn}_1$$

$$R^2=0.6735, F\text{统计量}=285.9282, DW=2.0753$$

根据回归结果,在中小盘股的回归方程中,所有变量都在10%水平上显著。而 $R_m$ 平方项的回归系数是-0.0640,表明股票收益率与市场收益率偏离度的增幅是递减变化的,存在一定的羊群效应;而在大盘股的回归方程中, $R_m$ 的线性项和二次项系数均为负值,虽然线性项变量并不显著,但二次项变量显著,仍然表明股票率偏离度的变化幅度会随着市场收益率的增大而减小,也能说明存在一定的羊群效应。

对比中小盘股与大盘股的实证结果,尤其是

$R_m$ 二次项系数的大小比较,可以看出虽然两种类型的股票中都表明出一定的羊群效应,但是大盘股回归方程中 $R_m$ 平方项系数较小(绝对值较大),因而相对于中小盘股票而言,大盘股中羊群效应更加明显,即不同股本量级的股票中也存在着具有差异性的羊群效应。

不同量级的股票中羊群效应存在着非对称性,主要也是跟我国市场上的股票特点有关。目前在股票市场上,一些大盘股、超大盘股都是具有国企或者央企的性质,而这些企业本身在发展的过程中,国家政策导向比较明显,同时也享受着中央政府

或地方政府投资、补贴等优惠政策,因而政策导向作用明显,企业规模效应显著。而我国股票市场受基本面信息的影响较大,尤其是国家政策的导向往往能够带动相关行业股票出现政策性波动。这些政策能够较大程度地影响相关行业股票的价格走势,也会向投资者传递一定的政策干预信息,这就

在一定程度上弱化了这些政策导向型股票的市场化特征,导致“政策市”的出现。同时,对于投资者而言,这些大盘股、超大盘股对应的企业也往往有政府“兜底”,形成“大而不倒”局面。因此当市场收益率出现明显的上涨时,受政策导向影响相对较大的这些大盘股、超大盘股利好更加明显,因而也常常是市场投资者的首要投资标,从而在这些规模较大的股票中,羊群效应也表现得较为明显。

而对于一些中小盘股票而言,多数是在国内的中小板市场和创业板市场上市,相对于主板市场而言,中小板和创业板市场中股票的投资风险更高,企业的规模效应相对不明显;同时这些板块的上市公司多为新兴行业的企业,经营管理具有一定的风险性,因而投资这些风险较高股票的多为风险偏好投资者。这些风险偏好型投资者趋向于高收益率,同时风险承受能力较高,更倾向于长期持有这些中小盘股票,追求的是一种价值形式的投资。Roll(1981)<sup>[14]</sup>指出,在小公司效应中,小公司表现

出较高收益率的原因之一是其交易频率比较低。同时中小型公司由于经营规模较小,市场信息的获取能力相对于大型公司而言也较弱,因而其对于宏观政策或者市场信息的吸收和消化速度较慢,而这种相对较慢的市场反应也可能使得中小型股票中表现的羊群效应较弱。

综合上述实证分析,通过以沪深300指数的成分股作为研究对象来探究我国股市的羊群效应现象,发现当使用市值加权计算市场收益率后,股市表现出更加显著的羊群效应。同时,由于股市投资者的投资偏好、风险承受能力有所不同,因而对于上涨市场和下跌市场中的决策反应时间也有所不同,导致两种情形下股市羊群效应存在较为明显的非对称性,上涨市场的羊群效应比下跌市场更加明显。此外,由于交易频率、对于国家政策或市场消息的消化能力不同,也使得不同量级的股票中表现出了不同程度的羊群效应,而大盘股中羊群效应相对较强。

## 六、稳健性检验

本文采用了调整后的CSAD模型对股市中是否存在羊群效应行为进行了实证检验,在以237只沪深300指数成分股为样本检验中,实证结果表明了股票市场确实存在羊群效应。但是为了进一步排除偶然因素对实证模型的影响,检验本文实证模型的有效性和实证结果的稳健性,接下来将通过对本样本股票在地域和时间上进一步划分,对实证模型进行稳健性检验。

### (一) 上海股票市场和深圳股票市场的检验

上海股票市场(简称沪市)与深圳股票市场

(简称深市)作为我国股票上市发行和交易的两个重要市场,一直担当着完善我国股票主市场,提高其市场化程度的角色。然而两个市场在交易制度、上市股票类型等方面也存在着一定的差异,因此将本文的样本数据区分上海市场和深圳市场,以相同的模型分别进行股市羊群效应的检验;如果检验两个市场都存在羊群效应,则能在一定程度上验证本文中回归模型的有效性。其中,以股票的发行市场进行区分,沪市有151只股票,深市86只股票,回归方程的相关变量统计值如表8所示。

其中,沪市的回归结果:

$$CSAD_{SH}=0.0063+0.0962|R_m|-1.1815|R_m|_2+0.0752 \text{ ampli}+0.0001\text{ampli}_{-1}+2.3605\text{turn}-0.0629\text{turn}_{-1}$$

$$\bar{R}^2=0.6326, F\text{统计量}=206.2078, DW=2.0329$$

深市的回归结果:

$$CSAD_{SZ}=0.0095+0.0402|R_m|-0.1298|R_m|^2+0.0437 \text{ ampli}+0.0262\text{ampli}_{-1}+0.1582\text{turn}-0.0394\text{turn}_{-1}$$

$$\bar{R}^2=0.5259, F\text{统计量}=134.9183, DW=2.0507$$

从检验结果来看,不管是沪市还是深市,股票偏离度与市场收益率的二次项之间均呈现了负相关关系,且变量在10%的置信水平内具有显著性。因此,该回归模型对于全样本的检验表明股市存在羊群效应,而在对于细分市场的实证检验中也仍然表明两个市场都存在一定的羊群效应,可以在一定程度上说明本文的模型在检验股市羊群效应中具有一定的有效性。

同时,通过该稳健性检验,发现沪市和深市均存在羊群效应,但沪市羊群效应更加明显。由于沪市上市股票以主板上市为主,股票的股本规模较大;而深市股票中包含一定的中小板与创业板股票,因而其羊群效应显著性较弱,这也与前文中小

表8 上海股票市场与深圳股票市场回归变量的统计值指标

	常数项	$ R_m $	$ R_m ^2$	ampli	$\text{ampli}_{-1}$	turn	$\text{turn}_{-1}$
上海	0.0063	0.0962	-1.18152	0.0752	0.0001	2.3605	-0.0629
市场	14.39***	4.09***	-1.76*	4.65***	0.008	10.83***	-0.30
深圳	0.0095	0.0402	-0.1298	0.0437	0.0262	0.1582	-0.0394
市场	27.14***	1.85*	-1.21*	2.63***	2.19**	10.31***	-2.64***

数据来源: Eviews 软件回归结果。其中, \*\*\* 表示在 1% 的置信水平下显著, \*\* 表示在 5% 的置信度水平下显著, \* 表示在 10% 的置信度水平下显著。

盘股与大盘股的对比实证检验结果一致。此外，深圳市场靠近香港，深市挂牌的股票与港股价格也更加接近，股票交易频率相对较低，因而深市的羊群效应强度不如沪市强烈。

## (二) 时间子区间的检验

表9 不同时间区间的回归变量的统计值指标

	常数项	$ R_m $	$ R_m ^2$	ampli	ampli <sub>-1</sub>	turn	turn <sub>-1</sub>
2011/1 至	0.0079	0.0686	-1.2081	0.0673	0.0243	0.8997	-0.3373
2012/12/	14.42***	2.33**	-1.56**	3.30***	1.76*	6.94***	-2.61***
2013/1 至	0.0079	0.0827	-1.2427	0.0349	0.0075	1.0270	-0.2456
2014/12	14.23***	2.47**	-1.93*	1.48	0.41	11.69***	-2.90***

其中，2011/1/4到2012/12/31的回归结果：

$$CSAD=0.0079+0.0686|R_m|-1.2081|R_m|^2+0.0673 \text{ ampli}+0.0243\text{ampli}_{-1}+0.8997\text{turn}-0.3373\text{turn}_{-1}$$

$$\bar{R}^2=0.4270, F\text{统计量}=45.9957, DW=2.0125$$

2013/1/4到2014/12/31的回归结果：

$$CSAD=0.0079+0.0827|R_m|-1.2427|R_m|^2+0.0349 \text{ ampli}+0.0075\text{ampli}_{-1}+1.0270\text{turn}-0.2456\text{turn}_{-1}$$

$$\bar{R}^2=0.6938, F\text{统计量}=136.6773, DW=2.0443$$

根据实证回归结果，划分时间段后的子区间的检验分析，也表现出了股票收益率和市场收益率之间的负相关关系。而这两个时间子区间的检验当中，并没有体现出较大的差异性，表明了在该时间区间内，羊群效应现象比较平缓，没有出现较大幅度的强弱变化波动。

综上所述，经过地域划分，本文的实证模型在检验沪市和深市时，也表明了两个市场均存在羊群效应，且沪市羊群效应更加显著；而以两年时间划分也仍然检验到了股市中的羊群效应，而这都与股市整体的羊群效应检验结果具有一致性。

因此，不管是进行地域划分，还是时间区间划分，检验结果都与全样本结果一致，因而本文在检验股市羊群效应的实证模型与实证结果具有稳健性。

除了进行地域区分，为了进一步检验本文回归模型的稳健性，本文还将对样本数据进行时间范围的划分，以两年为一个时间子区间(Sub-period)，用回归模型进行进一步的实证回归，观察不同时间期间的羊群效应。回归结果如表9所示。

## 七、结束语

本文以CSAD模型为主要依据，通过构建股票收益率与加权市场收益率的偏离度指标，检验该偏离度指标与市场收益率的相关关系，验证了我国股票市场在整体上存在羊群效应现象。同时，本文还区分上涨市场和下跌市场，大盘股和中小盘股等不同研究方向，进一步分析羊群效应的非对称性。实证结果表明，上涨市场与下跌市场中羊群效应表现出非对称性，且上涨市场更为显著，这与投资者对于上涨市场收益和下跌市场损失的风险承受能力不同有关。同时，不同量级的股票市场羊群效应差异显著，大盘股表现的羊群效应比中小盘股票更加明显。这与目前我国股票市场上投资者倾向于长期持有中小盘股票，采取不频繁交易的价值投资策略相关。

因此，在理性投资方面，投资者需要提升信息获取和分析能力，准确判断投资时机，适当时机要敢于冲破羊群效应逆市投资，同时还应该分散投资以降低系统性风险。而在制度改进方面，建议相关管理层可以加强股票投资信息的披露，实现公开、完整、透明和有效传导；进一步加强引导和教育投资者进行理性投资，同时借鉴和学习成熟资本市场的发展经验，加强与国际成熟市场的接轨。

**参考文献：**

- [1] 林左鸣. 广义虚拟经济——二元价值容介态的经济[M]. 北京:人民出版社, 2010.
- [2] Josef Lakonishok, Andrei Sleifer, Robert W. Vishy. The Impact of Institutional Trading on Stock Prices [J]. *Journal of Financial Economics*. 1992,32(1):23-43.
- [3] Wermers R. Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices [J]. *The Journal of Finance*. 1999,54(2):581-622.
- [4] Marco Cipriani, Antonio Guarino. Estimating a Structural Model of Herd Behavior in Financial Markets [J]. *American Economic Review*. 2014, 104(1):224-251.
- [5] Willian G Christie, Rodger D Huang. Following the Pied Paper: do Individual Returns Herd around The Market? [J]. *Financial Analysts Journal*. 1995,51(4):31-37.
- [6] Eric C Chang, Joseph W Cheng, Ajay Khorana. An Examination of Herd Behavior in Equity Market: an International Perspective [J]. *Journal of Banking and Finance*. 2000(24):1651-1679.
- [7] Gongmeng Chen, Oliver M Rui, Yexiao Xu. When will Investors Herd? Dvidence from the Chinese Stock Market [J]. 2003(6):15-17.
- [8] 张金华, 基金赎回中的羊群效应[J], 特区经济, 2010(06):100-101.
- [9] 蔡庆丰, 杨侃, 林剑波, 羊群行为的叠加及其市场影响——基于证券分析师与机构投资者行为的实证研究[J], 中国工业经济2011(12): 111-120.
- [10] 傅亚平, 王玉洁, 张鹏. 我国沪深证券市场“羊群效应”的实证研究[J], 统计与决策, 2012(8):153-156.
- [11] Rolf W. Banz. The Relationship between Return and Market Value of Common Stlcks [J]. *Journal of Financial Economics*. 1981,9(1):3-18.
- [12] Richard Roll. A Possible Explanation of the Small Firm Effect. *Journal of Finance* [J]. 1921,36(4):879-888.
- [13] Sanjou Basu. The Relationship between Earnings' Yield, Maket Value and Return for YSE Common Stock: Further Evidence [J]. *Journal of Financial Economics*. 1983,12(1):129-156.
- [14] 何德旭, 饶明, 谯海. 中国股票市场的风险与安全隐患[J], 上海金融, 2013(3):3-10.
- [15] 戴淑庚, 许俊. 我国股票市场财富效应研究——基于消费者信心与广义虚拟经济的视角[J], 广义虚拟经济研究, 2015(1): 26-38.