

基于股利偏好角度的证券市场协整关系研究

帅 梅

(中国建设银行泰州分行 风险管理部, 江苏 泰州 225300)

[摘要]运用协整分析方法对混合股利投资组合指数、现金股利投资组合指数、无股利投资组合指数三类指数与上证指数之间的长期均衡关系进行分析,并利用误差修正模型对三类指数从短期偏离向长期均衡恢复的动态调整速度进行检验,研究结果显示:具备市场偏好的混合股利投资组合指数与上证指数之间的协整关系最弱,从短期偏离向长期均衡恢复的时间最长;不具备市场偏好的现金股利投资组合指数与上证指数之间的协整关系最强,从短期偏离向长期均衡恢复的时间最短;不具备市场偏好的无股利投资组合指数与上证指数之间的协整关系较强,从短期偏离向长期均衡恢复的时间较短。

[关键词]证券市场;股利偏好;长期均衡;股利投资组合指数;上证指数;投资风险;风险管理;股利政策

[中图分类号]F830.91 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2014)06-0035-08

一、引言

有关股利问题的研究一直是公司财务领域的热点。研究者通常通过计算超额收益率来验证股利政策的市場效果,然而采取不同股利政策的上市公司股价运行特征不仅影响短期的超额收率,还会影响这些公司股价时间序列和指数时间序列的均衡关系。对均衡关系的分析主要通过协整理论来进行,协整分析在金融序列中的应用主要集中在对市场指数以及期货指数之间的均衡关系的研究,在特定投资组合指数方面的应用比较罕见。特定投资组合主要基于市场的不同偏好而构建,在很多证券行情分析软件中可以看到,如基金重仓板块指数、高股息板块指数和定向增发板块指数等等,这类指数是针对某类概念而做的样本归集,其实质是迎合部分投资者的偏好,反映某个局部市场的特征。那么,基于不同股利偏好而构建的局部市场指数与市场指数间的长期均衡关系是否存在?对某一特定股利投资组合市场偏好的强弱程度会不会对均衡关系产生影响?这些问题都值得深入探讨。本文从市场对股利的不同偏好这一角度,试图考察特定股利组合和市场指数之间的协整关系,探讨市场行为对长期均衡关系的影响,以期进一步丰富股利政策相关实证研究,为上市公司和投资者提供可靠的经验数据支持。

二、文献综述

协整分析方法是在宏观经济研究和金融研究领域使用比较多的统计分析方法。协整理论由 Engle 和 Granger 在 1987 年提出^[1]。利用协整理论对现有金融指数进行研究的文献国内并不多见。秦伟广和杨瑞成 2010 年利用协整分析方法分析我国大陆主要市场指数和香港恒生指数、道·琼斯指数、日经 225 指数等之间的长期均衡关系,发现这些指数之间存在协整关系^[2]。秦伟广等 2010 年的研究结论与陈守东等 2003 年的研究结论^[3]相反,这主要是因为 2003 年我国资本市场和境外市场的

[收稿日期]2014-06-26

[作者简介]帅梅(1980—),女,江苏泰州人,中国建设银行泰州分行风险管理部客户经理,主要研究方向为公司财务管理、银行风险管理。

关联度低,国内开放程度有限。刘燕等利用协整分析验证了上证 A 股指数和香港恒生国企指数之间的长期均衡关系,并且发现 A 股指数是香港恒生国企指数的单向格兰杰成因^[4]。上述研究结论表明,同一个市场区域内部甚至是不同市场区域之间的市场指数都存在一定的长期均衡关系,这是证券类指数所具备的序列特征,序列的协整关系受到两个指数所处区域的经济交往紧密程度的影响,即经济交往行为影响着指数序列的协整关系。在我国证券市场,人们对股票股利的偏好是投资者和市场研究者有目共睹的现实,在每年的年报行情中,最显眼的就是高送转的个股,如营口港在 2013 年 4 月 25 日公布的年报中推出了 10 转 20 派 2 的超级靓丽的分配方案,导致其第二季度股价暴涨 135.35%,换手率接近 100%,股价如此大幅度的波动是投资者对股票股利偏好行为的典型例证。从市场整体而言,投资者如此大的股利偏好是否会影响市场有效性?是否会改变市场指数间或个股间的均衡关系?现有研究文献没有给出答案,本文试图进行探索,以寻找这些问题的答案。

利用协整理论对特定投资组合进行研究的文献极少,目前只有秦宛顺和刘霖 2001 年的研究^[5]。他们采用 Johansen 检验法验证了 1997 年 5 月 5 日至 2000 年 4 月 28 日共 73 只样本股和大盘之间的协整关系,发现在这 3 年内投资组合和市场指数之间没有协整关系,但在某一些子时期内这种均衡关系是存在的并且和市场行情密切相关,他们利用协整关系的不稳定解释了股票 CAPM 定价中贝塔值的不稳定问题^[5]。他们的研究还存在以下不足:一是他们将样本股分为绩优股和垃圾股,构建了绩优股投资组合和垃圾股投资组合,但绩优股的样本组含大量的送转股样本;二是他们建立的投资组合价格序列仅仅是样本股股价取对数后的算术平均值,而没有考虑个股流通市值权重;三是他们的市场组合采用的是上海综合指数和深圳综合指数取对数后的算术平均值,而上证综指和深圳综指采用的是帕氏指数的计算方法,两个序列数据的内在构成不同,不具有可比性。为克服以上不足,本文采用了和市场指数编制方法类似的帕氏加权指数方法来编制投资组合指数,并采用与李敬的研究类似的方法^[6],用帕氏加权指数的算法编制股票股利价格指数序列,在遇到送转股或配股等情况时参考中证指数公司沪深 300 指数的编制方法,即利用除数修正法在股本变动前一天对原基期的市值进行调整,从而得到一个调整后的新基期流通加权市值。这样的调整可以避免由于股份变动导致的指数较大波动,因此指数的真实性和平稳性可以得到保障。

三、理论基础

在证券市场中有很多违背经典金融理论的现象,行为金融学家将它们称为异象,如在股利政策宣告当日股票会出现超过正常报酬的异常收益就是其中一类异象。经典的财务理论认为市值和股利政策无关,但现实情况并非如此。经典的理论总是站在一系列严格的假设条件下,所以现实市场环境很难和理论描述一致起来。股利问题之所以成为市场研究的热点,源于其在公司决策上的重要性和对市场投资者以及市场监管者的重要现实意义。

对股利问题的研究主要分为两个研究方向:一个是究竟什么样的因素决定了公司的分配政策,分配的比例又是取决于什么;另一个是各种股利方式对市场起到了什么样的效果。对于前者,研究者主要利用二元选择模型和基于面板数据的多元回归分析,而对于后者,研究者主要采用的是事件研究法,利用股利宣告这一事件日前后的超额收益来判断市场效果,期限很短,事件研究窗口一般 10 天以内。对股利指数和市场指数协整关系的研究侧重长期关系的研究。至于股利的市场效果,一般结论是发放股票股利或者混合股利的公司最受欢迎,发放现金股利和无股利的上市公司不受欢迎。这里的股票市场价格波动源自于投资者对不同股利政策的看法,简言之,股利偏好引起了相关股票价格在特定区间的短期异常波动,但大多数研究的期限局限于短期。本文从时间序列分析的角度出发去考虑指数间长期协整关系的差异性,即具备不同股利政策的投资组合指数序列在较长的时间段内和市场指数序列的长期关系是否也和其股利宣告效应一样具备差异呢?如果是,那么就可以认为市场

的股利偏好在长期具备差异性,上市公司和投资者以及市场监管者均可以利用这种差异进行有效决策。

协整用来刻画两个甚至多个序列之间的平衡或者平稳关系,这些序列的均值、方差和协方差均具有一定的时变性,但是它们的线性组合序列却可能不具时变性,Engle 和 Granger 验证了这种组合序列的平稳性,并提出了相关条件^[1]。要研究股利组合指数和市场指数之间是否具有长期稳定的均衡关系,我们需要协整理论作为统计分析基础。由于在金融时间序列分析上这种均衡关系的稳定性主要靠残差的平稳性来判断,因此我们可以直接利用协整模型残差平稳性检验的显著性参数大小来判断两个指数间长期均衡关系的强弱,显著性水平的值越小,代表协整后的残差的平稳性越强,两个指数间的均衡关系也就越强,相反则反之。长期关系在短期偏离均衡后是如何走向均衡的,这一动态的调整过程需要借助误差修正模型来做详细分析和比较,误差修正模型是对协整关系的进一步的描述。局部指数的长期波动一般和市场指数的长期波动相一致,但会因为市场的信息冲击而带来短期的失衡,长期关系对短期失衡的修正力度可以通过对误差修正模型的参数的对比分析得出。值得注意的是,虽然协整方法分析功能强大,但协整关系仅仅表示了变量间存在一个共同的趋势,没有反映出谁是谁变化的原因,所以还需要利用格兰杰因果检验来验证变量之间的因果关系。

四、研究设计

(一) 研究步骤

本文将总体样本按混合股利组^①、现金股利组和无股利组进行分类。这里笔者研究的价格序列与秦宛顺和刘霖 2001 年的研究^[5]不同,他们采用的是样本股价格的算术平均值,而没有考虑个股流通盘的权重,笔者采用了和市场指数编制方法类似的帕氏加权指数方法来编制投资组合指数。本文对协整关系的研究包括四个具体步骤。

首先进行序列的单位根检验,即平稳性检验。本文采用增广的迪克富勒检验(ADF)来判断序列的平稳性,对股票组合价格指数进行一阶单整检验。

其次进行协整分析(Co-integration analysis)。本文采用 Engle-Granger 检验来验证长期均衡关系。Engle 和 Granger 1987 年提出的协整分析方法主要包括以下过程:一是确定指数单整阶数;二是当两个变量都是一阶单整时可对原序列建立线性回归模型;三是检验残差的平稳性,如果残差不存在单位根则说明二者存在长期均衡关系^[1]。我们主要对比分析回归参数大小和模型残差平稳性的显著程度。

再次建立误差修正模型(Error correction model, ECM)。该模型是针对协整模型误差而建立的,描述长期均衡关系对短期冲击的修正,模型主要分析修正系数,在较为显著的情况下,修正系数的绝对值越大,长期均衡关系对短期偏离的修正能力越大,均衡关系也越强。

最后利用格兰杰因果关系检验分析三类组合指数和上证指数间的长期因果关系,以避免统计上虚假因果关系的出现。因为很多序列虽然能够建立拟合良好的回归模型,但是却没有实际的因果关系。在实证研究中,格兰杰因果关系检验一般要求序列是平稳的,具有协整关系的变量可以直接利用原序列进行检验,因此本文直接利用原序列的对数序列进行因果关系检验。

(二) 数据来源

本文以 A 股 2009 年 1 月 5 日至 2013 年 12 月 31 日所有在 2008 年之前上市的上市公司的股票作为总体样本,同时剔除在这 5 年间被特殊处理的股票和总市值在 2013 年 12 月 31 日超过 500 亿以上的大盘股。将总体样本按混合股利组、现金股利组和无股利组分类,每组 50 只样本股。为尽量保

^①其中含有纯股票股利,由于 2013 年证监会颁布的《分红指引》要求送股必须派现,因此本文不单独考虑纯股票股利的情况。

持股利派发的连续性,本文对投资组合样本每年年初进行更换以保证投资组合的股利特征,投资组合指数直接利用 WIND 数据系统进行编制,采用帕氏加权的方法,权数取流通市值。帕氏指数是以报告期成交股数(或发行量)为权数,目前大多数国家金融市场股票指数都是帕氏指数。这里每个投资组合共有 1211 个日度指数数据,指数的基期定在 2009 年 1 月 5 日。本文通过 SPSS13.0 软件估算混合股利组合指数(Index of mixed dividends group, IM ^①)、现金股利组合指数(Index of cash dividend group, IC)和无股利组合指数(Index of none dividend group, IN)以及上证指数(Shanghai stock index, SSI)^②的基本统计特征,如表 1 所示。

表 1 投资组合指数和上证指数基本统计特征

统计量	IM	IC	IN	SSI
平均值	2967.837	1533.739	1906.56	1348.58
中位数	2880.688	1478.054	1881.942	1301.942
最大值	5208.336	1974.917	3407.732	1845.803
最小值	905.6944	984.1254	770.1642	990.7743
标准差	569.2450	201.5004	637.579	198.6309

注: $SSI = SSI_T \div SSI_{2009/01/05} \times 1000$ 。

从三类股利组合指数的均值比较可知,5 年指数走势最佳的为 IM 、最差的为 IC ,而 IN 的均值居中;从标准差来看,在三类按照股利政策分类的组合中 IN 的波动最大,为 637.679,最小的为 IC ,这些数据表征了市场的投机风格,也印证市场对混合股利存在强烈的偏好。

五、实证研究

(一) 单位根检验

本文先对指数对数序列进行 ADF 检验。四类指数都是带有截距项和时间项的时间序列。待检验方程具体形式如下(以 IM 的待检验方程为例,其他三个指数与之类似,此处不再列出):

$$\Delta \ln im_t = c + \lambda^{im} \ln im_{t-1} + \alpha^{im} t + \sum_{i=1}^p \theta_i^{im} \Delta \ln im_{t-i} + e_t^{im} \quad (1)$$

式(1)中的上标表示该系数是和 IM 有关的系数,原假设($H_0: \lambda = 0$)代表序列在一定显著水平上存在单位根,表示序列是非平稳的;备择假设($H_1: \lambda < 0$)序列在一定的显著水平是不存在单位根的,表示序列是平稳的。EViews 中给出的是 MacKinnon 改进的单位根检验的临界值,如果 t 统计量大于该临界值则说明是非平稳序列,相反是平稳序列。检验结果见表 2。

然后,本文对指数对数一阶差分后序列进行 ADF 检验。单整阶数由差分的次数决定,通常情况下股票指数一阶差分后就能够达到平稳性的要求,待检验方程具体形式如下(以 IM 的待检验方程为例,其他三个指数与之类似,此处不再列出):

$$\Delta^2 \ln im_t = \lambda^{im} \Delta \ln im_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i^{im} \Delta^2 \ln im_{t-i} + e_t^{im} \quad (2)$$

$$H_0: \lambda = 0 \quad H_1: \lambda < 0$$

如表 2 所示,4 个指数对数序列均为非平稳序列,但是它们一阶差分序列都是一阶单整的,根据协整理论,同阶单整序列可以建立协整模型。

表 2 指数对数序列和指数对数序列一阶差分 ADF 检验结果

显著水平	临界值	$\ln SSI-T$	$\ln IM-T$	$\ln IC-T$	$\ln IN-T$
1%	-3.965642	-0.956102	-1.036888	-0.997166	-1.273355
5%	-3.413527	$D \ln SSI-T$	$D \ln IM-T$	$D \ln IC-T$	$D \ln IN-T$
10%	-3.128812	-33.89049	-32.33321	-34.00876	-32.07996

(二) 股利投资组合指数与上证指数间长期均衡关系的检验

1. 回归模型的估计结果

运用 EViews7.0,本文得到三种投资组合指数(IM 、 IC 和 IN)对上证指数(SSI)的协整估算结果

①为了行文的简洁,在实证部分本文以 IM 代表混合股利组合指数,分别用 IC 和 IN 代表现金股利组合指数和无股利组合指数,以 SSI 代表上证指数。

②为了便于比较,本文将上证指数的基期也调整为 2009 年 1 月 5 日。

如下:

$$\ln im = -0.919704 + 1.1562 \ln ssi \quad (3)$$

$$\ln ic = 0.380918 + 0.937878 \ln ssi \quad (4)$$

$$\ln in = 0.397953 + 0.930821 \ln ssi \quad (5)$$

上述等式所有的常数项和 SSI 前的系数均能在 1% 的显著水平下通过 T 检验, 判决系数也都在 95% 水平之上。DW 统计量都比 0.02 要小, 说明残差序列本身有一阶自相关, 但是协整模型不考虑自相关的问题。

就三个协整方程中 SSI 前的系数而言, 混合股利组合指数的系数是唯一的一个大于 1 的, 为 1.1562; 居中的是现金股利组合指数的系数 0.9379; 最小的是无股利组合指数的系数 0.9308。这表明在指数的波动过程中, 对上证指数的变动最为敏感的是代表混合股利的投资组合指数, 现金股利投资组合指数的敏感性比无股利投资组合指数略大, 说明了市场对混合股利的偏好使得该类投资组合相对于其他组合更具有弹性, 而现金股利组和无股利组的偏好较弱, 弹性较小。

2. 残差的平稳性检验结果

如表 3 所示, 三类投资组合指数和上证指数协整后残差的 t 统计量对应伴随概率均在 0.05 以下, 说明了能在 5% 的显著水平下否决原假设, 所以三类投资组合指数和上证指数之间存在长期均衡关系。

表 3 残差序列的平稳性检验

	T 统计量	伴随概率*
IM 对 SSI 模型残差的 ADF 检验	-2.067893	0.0470
IC 对 SSI 模型残差的 ADF 检验	-4.738953	6.E-08
IN 对 SSI 模型残差的 ADF 检验	-2.647605	0.0079

注: * 表示 MacKinnon (1996) one-sided p-values。

从协整方程残差项平稳性检验统计量的比较来看, 受到市场偏好的混合股利组合的协整后残差项的序列虽然能够在 5% 的显著水平下通过平稳性检验, 但是其显著水平却是三类投资组合指数中最低的, 最高的是现金股利组合。这也说明了现金股利组合和上证指数间长期均衡关系最为稳定, 相对而言, 最不稳定的是混合股利组。

(三) 股利投资组合指数与上证指数间的 ECM 模型估计

本文利用协整模型中的残差项序列分别构建了 IM、IC、IN 和 SSI 的 ECM 模型。ECM 的一般形式如下:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_j \Delta y_{t-j} + \lambda ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

将残差作为 ECM 项 (具体是 ECM_{t-1} , 它代表前一期的非均衡程度) 代入方程 (6)。对于等号右边短期动态关系中自变量的滞后阶数, 本文根据统计结果的显著性以及赤池信息准则 (AIC)、施瓦茨准则 (SC) 和汉南奎因准则 (H-Q) 在 “m = 0, 1, 2, 3; n = 0, 1, 2, 3” 这几个数值中进行筛选, 最终确定的滞后阶数为 m = 0, 1 和 n = 0。具体公式如下:

$$\Delta \ln im_t = \beta_0^{im} \Delta \ln ssi_t + \beta_1^{im} \Delta \ln ssi_{t-1} + \gamma_0^{im} \Delta \ln im_{t-1} + \lambda^{im} ecmim_{t-1} + \varepsilon_t^{im} \quad (7)$$

$$\Delta \ln ic_t = \beta_0^{ic} \Delta \ln ssi_t + \beta_1^{ic} \Delta \ln ssi_{t-1} + \gamma_0^{ic} \Delta \ln ic_{t-1} + \lambda^{ic} ecmic_{t-1} + \varepsilon_t^{ic} \quad (8)$$

$$\Delta \ln in_t = \beta_0^{in} \Delta \ln ssi_t + \beta_1^{in} \Delta \ln ssi_{t-1} + \gamma_0^{in} \Delta \ln in_{t-1} + \lambda^{in} ecm in_{t-1} + \varepsilon_t^{in} \quad (9)$$

公式 (7) 说明 IM 本期波动受到大盘本期波动 ($\Delta \ln ssi_t$) 和大盘滞后一期波动 ($\Delta \ln ssi_{t-1}$) 影响, 同时受到自身滞后一期波动 ($\Delta \ln im_{t-1}$) 和滞后一期非均衡因素 ($ecmim_{t-1}$) 的影响。其他两个公式可做类似的解释。

本文利用 EViews 7.0 对上述三个模型进行回归, 结果见表 4 至表 6。

从表 4 至表 6 的实证结果可知, 总体看来模型设定没有问题。修正判决系数除了无股利组合指数低于 90% 外, 其他均在 90% 以上; AIC、SC 和 HQC 的值都为负数且对数似然值都在 4000 以上, 说明模型的精确性和简洁性没有问题; DW 统计量都在 2 左右, 说明没有自相关问题。另外参数整体的

伴随概率,除了混合股利表中误差修正项前的系数外,其他都在5%以下,说明系数的统计显著水平较高。因此说本文模型设定基本达到统计要求。

混合股利组合指数本身滞后一期的短期波动、SSI指数当期和滞后一期的波动极其显著地解释了混合股利组合的短期波动情况。这一点主要表现在短期波动系数的伴随概率上,它们的伴随概率都几乎为零,说明参数在统计上的显著性达到1%;误差修正项的系数值为-0.00419,满足模型对参数正负的设置,说明长期均衡的偏离得到了力度为0.00419的反向修正,其伴随概率0.0654,说明该系数的显著性没有达到5%的水平。

现金股利组合指数本身滞后一期的短期波动、SSI指数当期和滞后一期的波动较为显著地解释了混合股利组合的短期波动情况,从三个短期波动的参数的伴随概率可知其统计上的显著性达到5%;误差修正项的系数值为-0.008094,满足模型对参数正负的设置,说明长期均衡的偏离得到了显著的力度为0.008094的反向修正,该系数伴随概率0.0393,说明显著性水平达到了5%的要求。

无股利组合指数本身滞后一期的短期波动、SSI指数当期和滞后一期的波动极其显著地解释了混合股利组合的短期波动情况,原因是三个短期波动的参数的伴随概率几乎为零,这一点和混合股利一样,统计上的显著性达到1%;其误差修正项的系数值为-0.007043,满足模型对参数正负的设置,说明长期均衡的偏离得到了显著的力度为0.007043的反向修正,该系数伴随概率0.0180,说明显著性水平达到了5%的要求。

三个股利组合指数的短期波动都主要由SSI指数的同期波动引起,从SSI当期的短期波动系数的比较来看,我们发现混合股利组合指数的短期波动对SSI指数的同期波动最为敏感,其次依次是现金股利组合和无股利组合(1.013322 > 0.98264 > 0.947007)。这说明偏好混合股利组合的投资者情绪受市场变化的影响较大,其次为现金股利组合和无股利组合。

从误差修正模型的分析结果来看,混合股利指数和上证指数间的收敛性偏弱,并且长期均衡关系

表4 混合股利组合和SSI组合间的误差修正模型中的参数

	参数估计值	标准差	t-统计量	伴随概率
DLNSSI	1.013322	0.008855	114.4356	0.0000
DLNSSI(-1)	-0.129365	0.029883	-4.329055	0.0000
DLNIM(-1)	0.164075	0.028135	5.831642	0.0000
ECMIM(-1)	-0.00419	0.002264	-1.85074	0.0645
修正判决系数	0.915429	AIC 赤池信息准则		-7.18137
对数似然值	4363.093	SC 施瓦茨准则		-7.16456
D.W统计量	1.98399	HQC 汉南-奎因准则		-7.17504

注:表中的DLNSSI、DLNSSI(-1)、DLNIM(-1)、ECMIM(-1)分别和上述公式等号右边从左到右项一一对应,其他两个组合的参数表与此类似,不再说明。

表5 现金股利组合和SSI组合间的误差修正模型中的参数

	参数估计值	标准差	t-统计量	伴随概率
DLNSSI	0.98364	0.005629	174.7486	0.0000
DLNSSI(-1)	-0.062711	0.028877	-2.171641	0.0301
DLNIC(-1)	0.079578	0.028769	2.766102	0.0058
ECMIC(-1)	-0.008094	0.003922	-2.06365	0.0393
修正判决系数	0.962438	AIC 赤池信息准则		-8.1060
对数似然值	4924.342	SC 施瓦茨准则		-8.0891
D.W统计量	1.986227	HQC 汉南-奎因准则		-8.0996

表6 无股利组合和SSI组合间的误差修正模型中的参数

	参数估计值	标准差	t-统计量	伴随概率
DLNSSI	0.947007	0.010074	94.00174	0.0000
DLNSSI(-1)	-0.190654	0.02826	-6.746474	0.0000
DLNIN(-1)	0.234816	0.027841	8.43432	0.0000
ECMIN(-1)	-0.007034	0.002975	-2.36402	0.0180
修正判决系数	0.880596	AIC 赤池信息准则		-6.924
对数似然值	4206.623	SC 施瓦茨准则		-6.907
D.W统计量	2.001492	HQC 汉南-奎因准则		-6.917

对短期偏离的修正力度最小,仅仅是现金股利指数修正力度的一半。从三个投资组合指数误差修正项 ECM 前系数的绝对值,我们发现混合股利组合和上证指数间的协整关系对混合股利组合指数短期波动偏离的修正力度是最小的,其次依次为无股利组合和现金股利组合 ($0.00419 < 0.007034 < 0.008094$),现金股利组修正力度最大。这一结果说明在受到短期波动冲击后混合股利组合指数从偏离均衡到恢复均衡的时间比其他两个组合要长些,其他两类组合的调整系数相差不大。这种冲击主要来自于股利的公告效应,是由市场对混合股利的强偏好引起,这和大部分实证文献均支持送转股具有较好市场效应一说相互印证^[7-8]①,这一结论和本文描述性统计部分混合股利投资组合指数所表现出的较高均值以及中位数相一致。

(四) 格兰杰因果关系检验

此处检验所需要的滞后阶数主要根据四个指数的自相关系数以及 AIC 以及 SC 两大信息准则来确定,本文最后选定的滞后阶数为 12。检验结果如表 7 所示。结果显示除混合股利组之外其他两个组合和 SSI 互为因果关系,SSI 是 IM 的单向格兰杰成因,且显著水平勉强达到 5%,而其他两个组显著水平平均达到 1%。说明三个指数符合市场一般

表 7 IM、IC 和 IN 与 SSI 之间的格兰杰因果关系检验结果

零假设(滞后 12 期)	F 统计量	伴随概率	是否拒绝
IM 不是 SSI 的格兰杰成因	1.57312	0.0864	不拒绝
SSI 不是 IM 的格兰杰成因	1.57829	0.0541	不拒绝
IC 不是 SSI 的格兰杰成因	2.5991	0.0020	拒绝
SSI 不是 IC 的格兰杰成因	2.9296	0.0005	拒绝
IN 不是 SSI 的格兰杰成因	1.9652	0.0315	拒绝
SSI 不是 IN 的格兰杰成因	3.2176	9.E-06	拒绝

规律,均受到大盘指数的影响。从格兰杰因果关系检验的结果来看,只有混合股利显示的是单向因果关系且不够显著,这说明混合股利的投资组合指数具有相对独立性。

六、结论

本文以三类股利投资组合指数和上证指数 2009 年 1 月至 2013 年 12 月的日度序列作为研究对象,运用协整方法对混合股利投资组合指数、现金股利投资组合指数、无股利投资组合指数三类指数与上证指数之间的长期均衡关系进行分析,并利用误差修正模型对三类指数从短期偏离向长期均衡恢复的动态调整速度进行检验,研究结果显示:具备市场偏好的混合股利投资组合指数与上证指数之间的协整关系最弱,从短期偏离向长期均衡修复的时间最长;不具备市场偏好的现金股利投资组合指数与上证指数之间的协整关系最强,从短期偏离向长期均衡修复的时间最短;不具备市场偏好的无股利投资组合指数与上证指数之间的协整关系较强,从短期偏离向长期均衡修复的时间较短。

总体而言,虽然三类代表不同股利形式的投资组合指数和市场指数存在长期均衡关系,但是市场对混合股利组合的较强偏好以及对现金股利的冷淡表现,的确对投资组合指数和上证指数间的均衡关系产生了细微的影响。混合股利投资组合价格走势虽然长期来看摆脱不了市场整体的影响,但统计数据显示出其股价的运行具备一定的独特性。随着我国证券监管部门对上市公司分红行为的不断规范,上市公司会逐渐形成较为稳定的分配形式,具备较强成长性的中小企业在制定分配政策时将会更多地考虑混合股利的形式,虽然股票股利会稀释每股收益,降低下年度可分配利润,但是迎合市场的偏好、提高公司市场价值、向市场传递稳定的成长信号是公司管理层更应该考虑的关键因素。

本文的研究丰富了股利政策实证研究的内容,从市场均衡机制的角度对具备不同股利政策的股票投资组合指数进行了分析对比,利用时间序列统计量的差异来反映投资者对待不同股利政策的行

①严武等分组分析了沪深两市 1413 只股票在 14 年(1993—2006)中的股利公告效应,发现市场最为偏好的是混合股利,其次为股票股利,表现最差的是现金股利^[7]。李敬从噪声交易风险度量的角度,利用 2004—2009 年的市场样本,验证了股票股利的市场偏好,认为市场对股票股利偏好引起了显著的噪声交易风险,而现金股利组没有明显的噪声交易,不被市场重视^[8]。

为差异。行为差异体现出偏好上的差异,市场偏好不同引起了相关样本指数序列的波动差异,股利组合指数序列和市场指数间的均衡关系也出现了差异。由于数据获取等方面的限制,本文还存在需要笔者在以后的研究中进一步改进的地方。如本文选取的股利投资组合指数样本均是事后的,即已经发生的,也就是说投资组合指数的投资参考价值并不是很大,如果能够建立一种事前的带有预期性质的股利组合指数,那么不但能更好地反映市场行为,也能为投资者提供更好的投资参考。这正是笔者进一步研究的方向。

参考文献:

- [1] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55: 251 - 276.
- [2] 秦伟广, 杨瑞成. 我国股票市场指数与国际股票市场主要指数的联动性研究——基于协整分析[J]. *技术经济*, 2010(11): 103 - 109.
- [3] 陈守东, 韩广哲, 荆伟. 主要股票市场指数与我国股票市场指数间的协整分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2003(5): 125 - 129.
- [4] 刘燕, 陈勇, 周哲英. A股、H股市场协整关系和引导关系实证研究[J]. *金融理论与实践*, 2013(6): 35 - 38.
- [5] 秦宛顺, 刘霖. 中国股票市场协整现象与价格动态调整过程研究[J]. *金融研究*, 2011(4): 75 - 87.
- [6] 李敬. 国内证券市场分类股利指数研究[J]. *中国证券期货*, 2012(7): 41 - 43.
- [7] 严武, 潘如璐, 石劲. 中国上市公司股利公告效应实证研究: 1993—2006[J]. *当代财经*, 2009(9): 50 - 55.
- [8] 李敬, 帅梅. 基于不同股利形式的噪声交易风险研究[J]. *泰州职业技术学院学报*, 2014(1): 34 - 37.

[责任编辑: 杨凤春]

A Study of Stock Market Co-integration Relationship Based on the View of Dividend Preference

SHUAI Mei

Abstract: Using Co-integration Analysis to examine the long term equilibrium relationship between SSE Composite index and the portfolio indexes of the mixed-dividends group, cash-dividends group and none-dividend group, simultaneously, using Error Correction Model to examine the speed of dynamic adjustment of three types of indexes from the short-run divergence to the long-term equilibrium, the results show that the index of mixed-dividend portfolio possessing market preference has the weakest long-term equilibrium relationship with SSE Composite index, which causes the longest time adjusting to equilibrium; however the cash dividend portfolio not possessing market preference has the strongest long-term equilibrium relationship with SSE Composite index, which causes the shortest time adjusting to equilibrium; the none-dividend portfolio without market preference is in the situation between the portfolios of mixed and cash dividends.

Key Words: stock market; dividend preference; long-term equilibrium; dividend portfolio index; SSE Composite index; investment risk; risk management; dividend policy