

股利政策稳定性对股票长期收益影响的实证研究

严太华, 郭 强

(重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400030)

摘 要:本文以 1997—2007 年中国 A 股市场上分红次数多于 5 次的股票为样本,以分红波动分组,采用日历时间回归方法研究了股利政策稳定性对股票长期收益的影响。为了更好地比较股利政策的影响,修正了 Fama-French 三因子模型。通过实证研究发现:分红股票相对于不分红股票存在超额收益,高股利股票较低股利股票有较高的超额收益。据此提出如下建议:监管机构应出台更为有效的政策来引导和管理上市公司进行股利分配,使股利支付趋于稳定,从而引导投资者理性投资。

关键词:股利政策稳定性;股票长期收益;Fama-French 三因子模型

中图分类号:F830.48 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2010)01-0082-05

1 文献综述

股利政策的实质是上市公司分配当期净利润的资本管理行为,具体包括是否发放股利、发放何种股利、发放多少股利等资本管理决策行为,是现代公司理财的三大核心内容之一。20 世纪 60 年代初,西方财务经济学家对股利政策展开了大量的理论和实证研究。在理论分析方面主要有两大派系:股利无关论和股利相关论。在“MM 理论”的基础上发展起来的信号传递理论在学术界具有较大影响;拥有较多信息的公司管理者通过股利分配向市场传递公司经营状况等信息。国外许多学者以西方成熟市场为背景的实证研究也充分表明,股利政策具有信号传递功能。

研究我国股利政策信号传递效应的文献也比较多,但现有的文献大都定量研究了股利分配形式的信号传递效应。魏刚^[1]、陈晓等^[2]利用累计超额收益法得出首次股利具有信号传递效应。陈晓等人同时指出现金股利导致了较低的超额收益。此后涌现出的许多文献应用不同方法得出相同的结论。以上这些研究只是考察了事件窗口股价的短期变动在分红公告日前后存在信号传递效应,没有解决股利对股票长期收益是否存在信号传递效应的问题。孔小文^[3]采用实证分析的方法,从股利宣告的市场反应及股利信息内涵两方面分析上市公司股利政策信号传递效应。在分析股利宣告的市场反应时采用累计超额收益率的方法。某一时间段股票的收益等于正常收益与超额收益之和,正常收益采用资本资产定价模型(CAPM)来确定。Fama 和 French^[4]指出很

多 CAPM 所不能解释的异常现象都是相互关联的,在原来模型的基础上加入市值因子(SMB)和账面市值比因子(HML)能更好地解释股票收益的异常。国内学者的实证研究也得出同样的结论,范龙振、于世典^[5]在对我国股市 1995—2000 年所有 A 股股票月收益率的研究中发现,股票市场具有显著的市值效应、账面市值比效应、市盈率效应和价格效应,这些效应不能用 CAPM 完全解释,但用 Fama-French 三因子模型可以很好解释。吴世农、许年行^[6]在考察和比较 CAPM、三因素模型和特征模型的实证研究中发现,三因素模型可以更好地解释股票收益的变化。毛小元等^[7]应用三因子模型研究配股对股票长期收益的影响,并从模型设定偏误的角度对其进行了改进。

曹媛媛^[8]从股利政策稳定性的角度对我国上市公司股利政策的信息内涵进行了实证研究,发现我国上市公司遵循不稳定的股利政策,但并未深入研究股利政策稳定性对股票长期收益的影响。鉴于此,本文以实证方法研究我国上市公司股利政策稳定性对股票长期收益的影响。

本文的重要假设和研究中相关问题的处理:

1) 本文所研究的股利政策稳定指的是股利分配绝对数量的稳定,并假设在一个理想的经济环境中,每家上市公司都有一目标支付 D_i^* ,那么整个市场存在一个以证券市场上流通股数为权重加权平均的市场目标支付 DM^* 。虽然资本利得也是股票收益,但是只有在投资者转让股份的情形下才能实现;在持有期内投资者获得的现实收益只有股利,资本利得只是账面价值的反映。长期来看,投资者会从持有

收稿日期:2009-12-05

作者简介:严太华(1964-),男,重庆璧山人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,研究方向:金融经济;郭强(1982-),男,山东济宁人,重庆大学经济与工商管理学院硕士研究生,研究方向:资本市场与证券投资。

的公司股份中获得股利,股利成为引导投资者投资方向的信号,最终所有股票绝对股利会趋于“均衡”,在持有期内选择何种股票都会获得相同的绝对股利。本文中的红利波动分组就是在此假设下完成的,虽然我们在研究中无法获得“均衡股利”,但是在实证研究中选取样本平均分红为参照系仍不失为有效表征股利波动的参照指标。

2)本文中股利支付形式的选取借鉴了曹媛媛的研究方法。资本金转增对公司未分配利润没有影响,与公司股利分配有实质区别,故不将转增列为本研究的股利支付形式。本文涉及的股利分配形式包括纯现金股利、纯股票股利、既支付股票股利又分派

现金股利等 3 种股利分配形式。对于股票股利,我们按照股票面值换算。

2 研究设计

2.1 样本和数据

本文选取 1997—2007 年中国 A 股市场上分红(包括现金股利、股票股利)的所有股票为样本。数据来自于锐思数据库。考虑到研究分析的需要,我们剔除了在观察期(1997—2007 年)分红少于 5 次的上市公司股票。从表 1,我们可以看到 1997 年、1998 年、1999 年的样本容量与其他观察期相比较少,2000 年以后样本容量基本稳定在 345。

表 1 投资组合中股票分布

股票分布情况	组合	年度									
		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
投资组合中股票分布绝对数	0	74	92	106	38	30	60	61	35	61	49
	- 2	56	65	53	90	89	77	91	102	89	80
	- 1	55	66	53	90	92	79	92	103	89	80
	1	32	30	48	60	66	64	50	52	52	68
	2	33	31	49	61	67	65	51	53	53	68
	总计	250	284	309	339	344	345	345	345	344	345
投资组合中股票分布百分比 (%)	0	29.60	32.39	34.30	11.21	8.72	17.39	17.68	10.14	17.73	14.20
	- 2	22.40	22.89	17.15	26.55	25.87	22.32	26.38	29.57	25.87	23.19
	- 1	22.00	23.24	17.15	26.55	26.74	22.90	26.67	29.86	25.87	23.19
	1	12.80	10.56	15.53	17.70	19.19	18.55	14.49	15.07	15.12	19.71
	2	13.20	10.92	15.86	17.99	19.48	18.84	14.78	15.36	15.41	19.71

投资组合的构建方法如下:首先将观察期间的样本分成两组,不分红的组标记为“0”。分红组汇总,并将股票股利按照面值换算和现金股利加总得到股利总和。对总股利(现金股利+股票股利换算)求简单平均,分红组中每只股票的股利总和与简单平均相比较,差值为正的按样本数平均分为两组,与市场平均差异大的一组记为“+2”,较小的一组记为“+1”,对差值为负的也采用相同的分组方法,分别记为“-2”、“-1”。每年度均是如此,根据分红情况构建 5 个动态投资组合。

从图 1 我们可以看到,1997—1999 年 3 年不分红股票占样本总容量的 1/3 之多,而且高股利组合的股票数量所占比例分别为 26%、21.28%、31.39%。其中,高股利投资组合样本数量为“+2”、“+1”投资组合中股票数量之和;低股利投资组合样本数量为“-2”、“-1”投资组合中股票数量之和。2000 年后证监会出台了一系列政策规范上市公司股利分配行为,如 2000 年出台了关于上市公司申请配发或者增发必须满足近 3 年现金分红条件的规定。由于政策因素的影响,因此 0 组即不分红组合中的股票所占比例大幅下降,高股利组合中股票比例有所增加,但是高股利组合中股票数量还是低于

低股利组合。这表明 2000 年以后,由于政策原因,因此为了以后发展再融资,更多的上市公司选择支付股利。

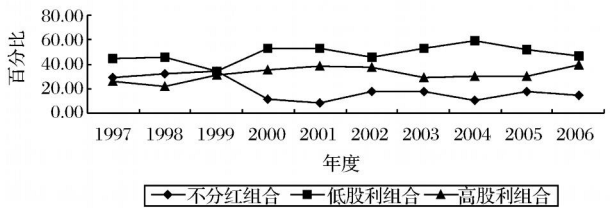


图 1 投资组合中股票分布百分比

2.2 模型构建

首先,通过 Wilcoxon 秩和检验来初步判别 5 个投资组合的收益之间是否存在差异,检验结果见表 2。

表 2 Wilcoxon 秩和检验矩阵

	R_0	R_{-2}	R_{-1}	R_{+1}	R_{+2}
R_0	0.0234				
R_{-2}	0.8561	0.0209			
R_{-1}	0.8401	0.7428	0.0214		
R_{+1}	0.6007	0.5038	0.7428	0.0249	
R_{+2}	0.6480	0.5291	0.7498	0.9844	0.0256

注:Wilcoxon 秩和检验矩阵中,对角线上的元素为投资组合的平均收益。

我们可以看到, $p(R_{+1}, R_{+2})$ 值最大为 0.9844, $p(R_{-2}, R_{+1})$ 值最小为 0.5038, 所有 p 值均大于 0.05。这说明 5 个投资组合均来自不同样本, 投资收益存在差异。同时表 2 中数据显示, 在低股利投资组合、高股利投资组合中均存在分红越多股票收益越高的现象, 这也符合信号理论的结论。不分红投资组合 (R_0) 的平均月收益率大于低股利投资组合 (R_{-2}, R_{-1}), 出现这种现象的原因可能是 2000 年以后证监会出台了一系列规范上市公司股利分配的政策, 上市公司想要在证券市场上再融资必须实施满足政策规定的股利分配行为。在这种情况下, 部分上市公司为了满足以后再融资需要发放较低的股利, 这类股利政策没有向投资者或者股东发出积极信号, 相反却传递出上市公司资金潜在短缺的信号, 投资者纷纷改换投资组合, 将资金投向发放高股利的上市公司。

度量股票的长期收益异常的前提是界定一个参照标准。本文用 Fama-French 三因子模型来确定正常收益, 由回归估计的截距项来度量平均的异常收益。

2.2.1 BM 和 SIZE 的定义

账面市值比 (book-to-market equity, BM) 的度量方法有很多, 本文沿用吴世农、许年行的度量方法, 以 $t-1$ 年末每股权益与 $t-1$ 年末收盘价的比值来度量 t 年度的 BM 高低; 用 t 年度 6 月末流通市值来度量 t 年度 SIZE 的大小。

2.2.2 SMB 和 HML 的计算

按照 Fama 和 French^[9] 的方法将样本分为 6 个投资组合。从 1998 年到 2007 年, t 年 6 月底按上市公司流通市值将样本分为小规模股票投资组合 (S) 和大规模股票投资组合 (B), 并利用 $t-1$ 年末上市公司的 BM 值将样本分为低 (L)、中 (M)、高 (H) 3

个组合, 比例分别为 30%、40%、30%。根据以上两种分组方法, 我们构建了 6 个投资组合, 即 S/L 、 S/M 、 S/H 、 B/L 、 B/M 、 B/H 。与 Fama 和 French 和国内一些学者的研究不同, 本文计算 t 年度内 1 月到 12 月每个组合流通市值加权月收益率。因为 $t-1$ 年度股利政策实施时间是在 t 年年初, $t-1$ 年度分红会作为上市公司管理层向投资者传递公司未来经营状况的信号。

2.2.3 Fama-French 三因子模型

Fama-French 三因子回归方程如下:

$$r_{p_i,t} - r_{f,t} = \alpha + \beta(r_{M,t} - r_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + \varepsilon_t; \tag{1}$$
$$r_{p_i,t} - r_{0,t} = \alpha + \beta(r_{M,t} - r_{0,t}) + sSMB_t + hHML_t + \mu_t. \tag{2}$$

其中, $r_{p_i,t}$ 是组合月收益率, $r_{f,t}$ 是月无风险收益率, $r_{M,t}$ 是 A 股市场流通市值加权平均市场月收益率 ($r_{f,t}$ 、 $r_{M,t}$ 数值均来自锐思数据库), $r_{0,t}$ 是不分红组合——“0”组合 t 期月收益率。组合收益等于无风险收益加风险溢价。模型 (1) 中以风险溢价作为被解释变量, 模型 (2) 中 $r_{p_i,t} - r_{0,t}$ 为超风险溢价, 不仅剔除了无风险收益, 还以 0 组合风险溢价为参照。

$SMB = (S/L + S/M + S/H - B/L - B/M - B/H)/3$, 表示剔除 SIZE 因素后高 BM 与低 BM 组合的收益差; $HML = (S/H + B/H - S/L - B/L)/2$, 表示剔除 BM 因素后小 SIZE 与大 SIZE 组合的收益差。

3 实证结果分析

根据回归模型 (1)、模型 (2) 得到投资组合的回归系数, 结果见表 3 和表 4。

表 3 传统三因子模型的回归结果

	α	β	s	h	Adj. R^2	t(α)	t(β)	t(s)	t(h)
R_0	0.0063	1.0206	-0.2724	0.0498	0.9012	2.2366	31.4888	-4.3034	0.8993
R_{-2}	0.0056	0.9412	-0.2729	0.0632	0.9533	3.2418	47.3707	-6.1551	2.1426
R_{-1}	0.0074	0.8909	-0.2506	-0.0684	0.9503	4.3592	45.6224	-6.1141	-2.2171
R_{+1}	0.0090	0.9168	-0.3586	-0.0247	0.9439	4.6772	41.2093	-9.0419	-0.7276
R_{+2}	0.0097	0.8748	-0.1632	-0.0053	0.9090	3.7718	28.0667	-7.3407	-0.6942

表 3 中的结果表明, Fama-French 三因子传统模型的拟合优度都在 90% 以上, 有很好的解释能力, 但是所有的常数项 α 均显著不为 0, 也就是说三因子传统模型不能完全解释基于模型 (1) 的组合。尽管如此, 该模型仍可以解释股利政策对股票收益的影响。我们可以得出: 高股利政策股票的超额收益大于低股利政策股票, 最大幅度近 31 个基准点。

但是在低股利组合中出现 $\alpha(R_{-2}) < \alpha(R_0)$ 的情形, 出现这种情况的原因可能是由于该股利政策向投资者传递了未来将面临资金短缺的风险。

为了更好地说明股利政策稳定性对股票长期收益的影响, 我们选定“0”组合为参照组, 考察分红股票相对于不分红股票是否存在超额收益。通过对模型 (1) 进行改造, 我们得到了以不分红组为参照的三

因子修订模型——模型(2)。回归结果见表4。

表4 修正三因子模型的回归结果

	α	β	s	h	Adj. R^2	$t(\alpha)$	$t(\beta)$	$t(s)$	$t(h)$
R_{-2}	0.0040	0.8379	-0.2568	0.0078	0.7148	2.2730	13.3612	-5.8017	0.2235
R_{-1}	0.0060	0.9472	-0.2138	-0.1156	0.7762	3.1275	14.4399	-4.7060	-3.0369
R_{+1}	0.0085	1.0704	-0.3324	-0.0159	0.7857	4.1194	15.7014	-8.0908	-0.4037
R_{+2}	0.0082	1.0277	-0.1279	-0.0093	0.6345	2.9499	12.7635	-5.8422	-1.1392

表4中的结果表明,模型(2)的解释能力较模型(1)虽然有所降低,但仍有较高的拟合优度。分红组合的常数项均显著不为零,可知相对于不分红股票,分红股票存在异常收益,分红越少超额收益越低。在模型(2)的情形下,“-2”组合也出现了相对于“0”组合的超额收益,高出“0”组合40个基准点;同时出现了在高股利组合中“+2”组合的超额收益低于“+1”组合3个基准点的情形。

4 结论及建议

上市公司股利政策是否影响股票收益、影响程度如何,无论是在理论上还是在实践中都具有重要意义。国内外学者基于信号理论研究股利政策对股票短期收益的影响得出同样的结论:股利政策具有较强的信号传递效应。信号传递效应只是考察在事件窗口(分红公告日前后交易日)股票收益是否存在短期异常变化,从而确定不同的股利分配形式是否影响股票收益,并定性分析股利分配形式对股票短期收益的影响程度,但没有对投资者关心的股利政策对长期收益影响的定量分析做深入研究。

本文从股利政策稳定的角度,假设市场上存在稳定的股利支付绝对数量,在研究中选取了全部样本红利的简单平均作为参照系,以个股分红与参照系的差值来衡量股利政策的变动。虽然参照系的选取有一定任意性,但不影响对分红波动的量度。在以风险溢价为被解释变量的模型中,通过回归得出分红投资组合、不分红投资组合都存在超额收益的结论。为了进一步研究分红与不分红组合的差异,我们选取不分红组为参照修订了Fama-French三因子模型。通过修订模型得出:分红组合对于不分红组合存在超额收益,低股利组合平均在50个基准点,高股利组合平均在80个基准点;并且股利支付绝对数量波动对股票长期收益的影响显著,高股利组合较低股利组合的超额收益存在多达30个基准点的差异。

根据本文的研究结果提出以下建议:

1)对于以股利政策作为信号传递的上市公司应采用相对稳定的股利政策。在这类股利政策下,不

论经济状况如何,也不论经营业绩好坏,上市公司应将每期的股利相对稳定在某一水平上,只当有充分迹象表明未来收益显著地、不可逆转地改变时,才调整股利支付水平。

2)我国股票市场的投机行为一定程度上是由上市公司的股利政策不稳定造成的。在持有期内投资者得不到分红,就只有频频换手改变投资对象,以期获得资本利得。在这一逻辑下,上市公司更倾向于任意的股利政策。在投资者频频换手和任意的股利政策的联合推动下,加剧了我国股票市场的投机行为。这就要求监管机构出台更有效的政策对上市公司股利分配进行引导和管理,避免上市公司股利政策的异常波动。

3)理论上,在具备了稳定的股利支付情况下,股利分配才能有效地引导投资者的投资行为。因此我们建议投资者优先选择投资于发放稳定的高股利的上市公司。

参考文献

[1] 魏刚. 我国上市公司股利分配的实证研究[J]. 经济研究, 1998(6):30-36.

[2] 陈晓,陈小悦,倪凡. 我国上市公司首次股利信号传递效应的实证研究[J]. 经济科学,1998(5):33-43.

[3] 孔小文,于笑坤. 上市公司股利政策信号传递效应的实证研究[J]. 管理世界,2003(6):114-118.

[4] FAMA E, FRENCH K. Common risk factors in returns on stocks and bonds [J]. Journal of Financial Economics, 1993,33:3-56.

[5] 范龙振,于世典. 中国股票市场的三因子模型[J]. 系统工程学报,2002,17(6):537-546.

[6] 吴世农,许年行. 资产的理性定价模型和非理性定价模型 的比较研究——基于中国股市的实证研究[J]. 经济研究, 2004(6):105-116.

[7] 毛小元,陈梦根,杨云红. 配股对股票长期收益的影响:基于改进三因子模型的研究[J]. 金融研究,2008(5):114-130.

[8] 曹媛媛,冯辉东. 我国上市公司股利政策的信息内涵:基于股利政策稳定性的实证研究[J]. 系统工程,2004(2):35-39.

[9] FAMA E, FRENCH K. The cross-section of expected stock returns[J]. Journal of Finance,1992,47:427-456.

Empirical Study on Influence of Stability of Dividend Policy on Long-term Returns on Stock

Yan Taihua ,Guo Qiang

(School of Economics and Business Administration ,Chongqing University ,Chongqing 400030 ,China)

Abstract : This paper selects the stocks which carried dividend into execution more than 5 times during 1997 - 2007 in China's A-share stock market as the research samples ,and constructs five portfolios according to the volatility of dividend. Then ,it uses the calendar time regression method to investigate the influence of the stability on long-term returns on stock. In order to compare the impacts of dividend policies better ,it proposes the amendments to Fama-French three-factor model. The empirical results show that ,compared with the non-dividend stocks ,abnormal returns exist in the dividend stocks ,and abnormal returns of the high dividend stock exceed the low. Finally ,it suggests that regulators should introduce the more effective policies to guide and manage the dividend distribution of listed companies to make more stable dividend payout , which helps to guide investors to invest rationally.

Key words : the stability of dividend policy ;long-term returns on stock ;Fama-French three-factor model

(上接第 65 页)

产中的地位 ,首先要从宏观上加大实施科教兴农战略的力度 ,增加农业科研开发及技术推广的整体投入 ,促进小麦生产技术的进一步提高 ;其次要从微观上合理确定小麦生产投入要素的比例和数量 ,提高要素的配置效率 ,减少效率损失 ,从而使河南的小麦生产达到生产效率与产出水平的同步提升 ,使其全国小麦主产区的龙头作用得到充分发挥 ,为保障国家的粮食安全做出贡献。

参考文献

[1] 张冬平,冯继红.我国小麦生产效率的DEA分析[J].农业技术经济,2005(3):48-54.

[2] 张冬平,冯继红,白菊红.河南小麦生产效率数据包络分析[J].河南农业大学学报,2005(1):86-92.

[3] 亢霞,刘秀梅.我国主要粮食作物生产技术效率的随机前沿分析[J].中国农村观察,2005(3):25-32.

[4] 张雪莲,胡进红.我国小麦生产的技术效率分析[J].中州大学学报,2007(4):109-112.

[5] FARREL M J. The measurement of productive efficiency [J]. Journal of Royal Statistical Society, 1957, 120: 253-290.

[6] BATTESE G E, COELLI T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data [J]. Empirical Economics, 1995, 20: 325-332.

[7] BATTESE G E, CORRA G S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern australia [J]. Australian Journal of Agricultural Economics, 1977, 21: 169-179.

[8] AIGNER D J, LOVELL C A K, SCHMIDT. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models [J]. Journal of Econometrics, 1977, 6: 21-37.

[9] 蔡海龙.中国烟草加工企业技术效率分析——基于参数方法与非参数方法的对比研究[J].技术经济,2008(12):24-29.

[10] 曹佳,肖海峰,杨光.1978 - 2007 年我国畜牧业全要素生产率及其影响因素研究[J].技术经济,2009(7):62-66.

Study on Technical Efficiency of Households Wheat Production : Taking Henan Province as Example

Xia Hailong

(College of Economics & Management ,China Agricultural University ,Beijing 100083 ,China)

Abstract : Applying the stochastic frontier method ,this paper evaluates the technical efficiency and the returns to scale of household's wheat production in Henan province over the period of 2005 - 2008. The result shows that the average technical efficiency of household's wheat production in Henan province is increasing from 0.77 to 0.87 ,and the returns to scale of wheat production is also increasing.

Key words : wheat production ;technical efficiency ;stochastic frontier production function ;returns to scale