我国沪深 300 股指期货定价研究

郑　鸣[1],朱德贞[1],倪玉娟[2]

(1. 厦门大学 经济学院，福建 厦门 361005; 2. 海通证券研究所,上海 200001)

摘　要: 股指期货在风险管理、提高市场有效性方面具有重要作用,而运用股指期货的基础是对其进行合理的定价。借鉴 Helmer 和 Longstaff(1991) 利率和市场随机波动条件下股指期货的一般均衡定价模型,可结合马尔可夫状态转换模型对沪深 300 股指期货的定价进行实证分析。研究发现:(1) 沪深 300 上市公司股利发放具有很强的季节性,对沪深 300 股指期货价时应选择时变的股利收益率;(2) 股指的波动率对股指期货价格有显著的解释力,验证了一般均衡模型所考虑的股市波动率应纳入到股指期货定价中;(3) 股指期货一般均衡模型较持有成本模型更适于沪深 300 股指期货的定价。

关键词: 股指期货定价; 一般均衡模型; 持有成本模型; 马尔可夫状态转换

中图分类号: F752. 62　　**文献标识码**: A　　**文章编号**: 0438 - 0460(2013)05 - 0124 - 08

引言

我国 2010 年 4 月推出了沪深 300 股指期货,截至目前沪深 300 股指期货已经具有相当的规模,投资者参与度也较高,2012 年沪深 300 股指期货成交量已达到 76 万亿,相当于 A 股成交额的三分之一。股指期货在风险管理、提高市场有效性等方面有着重要的作用,运用股指期货的基础是对其进行合理的定价,在股指期货定价理论中最广泛被运用的模型是持有成本模型,1983 年 Cornell 与 French 最早提出了无税收、无交易成本和无卖空限制等完美条件下的股指期货持有成本模型。该模型提出股指期货价格由股指现货价格、无风险利率、股利收益率和剩余到期期限共同决定,股指期货价格可表示为 $F = Se^{(r-q)(T-t)}$,其中 S 是股指现货价格,r 和 q 分别是无风险利率和股利收益率,T - t 是到期时间。后来有一些学者对股指期货持有成本定价模型进行修正和实证研究。另有一些学者开辟了新的定价方法。Cox、Ingersoll 与 Ross 在 1985 年提出资产定价的一般均衡模型,这在金融资产定价理论方面有突破性的意义,在他们的框架下,Hemler 与 Longstaff 于 1991 年构建了连续时间随机利率和市场波动条件下股指期货定价的一般均衡模型,并对 NYSE 股指期货进行实证检验,发现一般均衡模型比持有成本模型能更好地解释随机利率和市场波动率对定价的影响。Wang(2007) 运用日经 225 指数期货、香港恒生指数期货和韩国综合股票 200 指数期货在

收稿日期: 2013 - 05 - 11

作者简介: 郑鸣,男,福建福州人,厦门大学经济学院教授、博士生导师; 朱德贞,女,福建福州人,厦门大学经济学院博士研究生; 倪玉娟,女,安徽滁州人,海通证券研究所分析师,经济学博士。

1997 年亚洲金融危机时期的数据，检验了 Hemler 与 Longstaff 的一般均衡定价模型，发现 Hemler 与 Longstaff 模型在股指波动较大时有较好的表现。也有一些学者认为持有成本模型和一般均衡模型定价结果差不多，如 Gay 与 Jung(1999) 对韩国股指期货市场，以及 Brailsford 与 Cusack(1997) 对悉尼期货交易所单支股票期货进行实证认为不能证明一般均衡模型比持有成本模型更优。

国内学者对于股指期货的研究主要是基于持有成本定价模型，如张锦与马晔华(2008) 、许自坚与史本山(2011) 等，同时也有些学者尝试新的方法，如陈晓杰与黄志刚(2007) 在无风险套利原理下，改良 B－S 方程通解，推导出股指期货的定价公式。一般均衡模型在国外虽早已提出，也得到了实证检验，但在国内并未发现有学者研究。在实务操作中最常用的持有成本模型本质上讲都是无套利定价模型，该模型是基于完美条件的假设，且利率不是随机波动。而一般均衡模型考虑了随机波动环境因素，通过一般均衡的方法得出股指期货价格，该价格不仅由现货价格、无风险利率、股指收益率和到期时间决定，也与现货波动率有关。许自坚和史本山(2011) 基于持有成本模型来研究，发现现货指数波动越剧烈股指期货定价误差越大，即说明了股市波动率隐含在持有成本模型定价误差中，因此股市波动率可能成为股指期货定价的一个因素。因此本文基于 Helmer 和 Longstaff 的股指期货一般均衡定价模型对我国沪深 300 股指期货的定价进行实证分析。

一、股指期货的一般均衡定价模型

Hemler 和 Longstaff(1991) 提出利率和市场随机波动条件下的股指期货一般均衡定价模型，该模型基于以下四个假设: 经济个体同质预期、企业产品可用于消费或投资、投资回报率是随机过程、经济体状态变量均值回复。假定市场是完美竞争的，且以无风险利率进行资金的借贷，则投资者的决策过程是: 通过选择各期消费，并将未被消费的财富用于投资，最大化其效用函数:

$$\max_{C}\{E_t [\int_t^{\infty} e^{-\rho s}\ln(C(s))ds\}$$

预算约束: $dw = w\, dq/q - Cdt$

其中 ρ 为投资者主观贴现系数，C 为消费。投资收益率服从以下的随机差分方程: $dq/q = uXdt + \sigma\sqrt{Y}dZ_1$，$Z_1$ 服从维纳过程，X 和 Y 是随机波动的经济状态指标，服从随机过程 $dX = (a + bX)dt + c\sqrt{X}dZ_2$、$dY = (d + eY)dt + f\sqrt{Y}dZ_3$，其中，$a,d > 0$，$b,e < 0$，$Z_2$ 和 Z_3 服从独立维纳过程。W 表示财富，在 Merton(1971) 提出投资者关于财富的效用方程 $J(W,X,Y,t) = (e^{-\rho t}/\rho)\ln(W) + G(X,Y,t)$，则有 $dW = (\mu X - \rho)Wdt + \sigma W\sqrt{Y}dZ_1$，其中 W 也可表示股票市场的价值，W、X 和 Y 全面反映了经济状态和股市收益率的条件分布过程。

在这个框架下，可得到股指期货价格的一般均衡状态，令股指期货均衡价格表示为 $F(W,r,V,\tau)$，其中 W 表示股指期货现货价格、τ 表示股指期货合约剩余到期的时间，V 表示股市波动率，r 表示无风险利率。得到股指期货的均衡定价公式:

$$F(W,r,V,\tau) = We^{-\rho t}A(\tau)e^{B(\tau)r + C(\tau)V} \tag{1}$$

其中，$A(\tau) = \left(\frac{2\phi e\frac{(\phi+\beta)\tau}{2}}{(\beta+\phi)(e^{\phi\tau}-1)+2\phi}\right)^{\frac{2(\alpha+\beta)}{\eta^2}} \times \left(\frac{2\psi e\frac{(\psi+\beta-\gamma)\tau}{2}}{(\psi+\beta-\gamma)(e^{\psi\tau}-1)+2\psi}\right)^{\frac{2\delta}{\xi^2}}$，$B(\tau)$

$$= \frac{2(e^{\phi\tau}-1)}{(\beta+\phi)(e^{\phi\tau}-1)+2\phi},$$

$C(\tau) = B(\tau) = \frac{2(1-e^{\psi\tau})}{(\psi+\beta-\gamma)(e^{\psi\tau}-1)+2\psi}$，$\alpha = \mu\alpha - \sigma^2 d$，$\beta = -b$，$\gamma = e - b$，$\delta = \sigma^2 d$，$\eta = \sqrt{\mu c}$，

$\xi = \sigma\sqrt{f}$,$\phi = \sqrt{\beta^2 - 2\eta^2}$,$\psi = \sqrt{(\gamma + \beta)^2 + 2\xi^2}$,且 $\beta,\delta,\eta,\xi > 0$,$\gamma < \beta$。

在一般均衡定价模型下,股指期货价格是由股指现货价格、无风险利率、股市波动率、股指期货合约剩余到期期限和股利收益率共同决定。其中无风险利率和股市波动率通过 $A(\tau)$、$B(\tau)$ 和 $C(\tau)$ 来影响股指期货价格。当 $\ln A(\tau) = 0$、$B(\tau) = \tau$ 和 $C(\tau) = 0$ 时,则一般均衡的股指期货定价公式可以转化成 $F = We^{(\gamma-\rho)\tau}$,此时股指期货一般均衡定价模型就变成持有成本定价模型,因此持有成本定价模型也可以理解为一般均衡定价模型的特例。

二、计量模型的设定

(一) H－L 实证模型

Helmer 与 Longstaff(1991) 利用美国 NYSE 综合指数股指期货 1983 年 1 月到 1987 年 11 月的数据对股指期货一般均衡定价公式进行了检验,他们对方程 1 进行移项并取对数,得到:

$$L_t = \ln A(\tau) + B(\tau) r + C(\tau) V$$

其中 $L_t = \ln \frac{F(W,r,V,\tau) e^{\rho\tau}}{W}$ 是经股利调整的期货现货比,运用 OLS 方法回归,回归方程如下:

$$L_t = \alpha + \beta r_t + \lambda V_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

其中,α、β 和 λ 是待估参数,ε_t 是残差项。上文中指出当 $\ln A(\tau) = 0$、$B(\tau) = \tau$ 和 $C(\tau) = 0$ 时,即当 $\alpha = 0$、$\beta = \tau$ 和 $\lambda = 0$ 时,一般均衡模型就转换成持有成本定价模型,方程 2 改写成如下形式:

$$L_t = \alpha + b\tau r_t + \lambda V_t + \varepsilon_t \qquad (3)$$

此时 $\beta = b\tau$,因此可用 Wald 系数约束条件检验法以检验约束条件 $\alpha = 0$、$b = 1$ 和 $\lambda = 0$ 是否成立,如果成立说明持有成本模型即能有效地定价,否则应该用一般均衡定价模型。

(二) 修正的实证模型

Helmer 与 Longstaff(1991) 所设计的实证模型忽略了回归参数时变性,而回归参数 α_t,β_t 和 γ_t 代表 $\ln A(\tau)$,$B(\tau)$ 和 $C(\tau)$,是 τ 的函数且 τ 又是 t 的函数,因此回归系数是时变的。$\ln A(\tau)$,$B(\tau)$ 和 $C(\tau)$ 的表达形式复杂,且是非线性的,在实证中不易处理,因此本文根据泰勒公式将其转化为线性的形式。则根据泰勒公式,α_τ,β_τ 和 γ_τ 可以近似表示为:

$\alpha_\tau \approx [\ln A(0)]'\tau + [\ln A(0)]''\tau^2$、$\beta_\tau \approx \beta'(0)\tau + \beta''(0)\tau^2$、$\lambda_\tau \approx C'(0)\tau + C''(0)\tau^2$,令 $\alpha_1 = [\ln A(0)]'$、$\alpha_2 \approx [\ln A(0)]''$、$\beta_1 = B'(0)$、$\beta_2 = B''(0)$、$\lambda_1 = C'(0) + \lambda_2 = C''(0)$,可以将一般均衡定价模型的计量检验模型写成如下形式:

$$L_t = \alpha_1\tau_t + \alpha_2\tau_t^2 + \beta_1\tau_t r_t + \beta_2\tau_t^2 r_t + \lambda_2\tau_t^2 V_t + \varepsilon_t$$

另外,洪永淼(2007) 等曾指出经济系统经常会出现结构性变化,用线性方程并不能很好地解释变量之间的关系。如在股票市场中,某项政府政策和股权分置改革等结构性变化因素,引起证券市场规律变化。又如在股指大幅波动和小幅波动时,股指期货的定价可能不同,从预期理论的角度来看,股指期货是未来股指预期的现价,但股市大幅波动时,对于股指的未来预期存在较多的不确定性,因而定价中可能会较多地包含了这种不确定性。因此本文引入结构突变,运用马尔可夫状态转换模型来研究我国的股指期货定价问题。

经检验发现存在有相关效应,因此本文采用基于马尔可夫状态转换的自回归移动平均模型(MS－ARMA),它允许回归参数依赖于一个不可观测的状态变量而时变,且此不可观测的状态变量遵行马尔可夫转换过程(Krolzig,1998)。假定模型存在 M 个状态($s_t \in \{1,\cdots,M\}$),$y_t = (y_{1t},\ldots,y_{Kt})'$,$t = 1,\cdots,T$,对于滞后 p 阶的 MS－ARMA,其截距形式的表达式如下:

$$y_t = \mu(s_t) + \beta(s_t) X_t + u_t,\ u_t \sim N(0,\sigma(s_t))$$

其中 s_t 表示不可观测的状态变量。从状态 i 到状态 j 的转换概率为:

$$p_{ij} = \Pr(S_{t+1} = j \mid s_t = i), \sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, \cdots\cdots, M\}$$

在具体应用中,MS - ARMA 模型可假定并不是所有回归参数都与状态有关,为了简便处理,可设定某几个或某类参数设定与状态相关,如分别假定方程的均值、截距、系数、方差随状态 s_t 而变化,即可得到不同的 MS - ARMA 模型。基于本文研究的问题,MS - ARMA 模型可写成如下的形式:

$$\begin{aligned} L_t = {} & \lambda(s_t) L_{t-1} + \alpha_1(s_t)\tau_t + \alpha_2(s_t)\tau_t^2 + \beta_1(s_t)\tau_t r + \beta_2(s_t)\tau_t^2 + \lambda_1(s_t)\tau_t V_t \\ & + \lambda_2(s_t)\tau_t^2 V_t + \mu_{t-1} - \theta_1(s_t)\mu_{t-1} \end{aligned} \tag{4}$$

其中 $u_t \sim N(0, \sigma(s_t))$,s_t 表示不可观察的状态变量。上式假定所有的回归参数(包括解释变量回归系统、ARMA 项和残差标准差) 在不同的状态下是不同的,但实际上也有可能仅有个别参数是随状态变动。因此需要根据 AIC、SC 和 HQ 等准则来判定状态的个数和随状态变动的参数。

三、实证结果

(一) 数据选取

我国沪深 300 股指期货推出时间是 2010 年 4 月 19 日,本文的样本区间为 2010 年 4 月 19 日到 2012 年 10 月 24 日所有交易日的数据。我国沪深 300 股指期货有当月、下月及随后两个季月共四份合约,而当月合约的交易量最大,因此本文以当月合约为研究样本。

W_t 取沪深 300 股价指数当日收盘价; F_t 取沪深 300 股指期货当月合约当日收盘价; 无风险利率 r_t 取 t 时刻期限为 1 个月的上海银行间同业拆放利率,这主要是因为本文研究的股指期货是当月合约,合约的有效期一般在 1 个月以内。股市波动率 V_t 取沪深 300 指数的日波动率,本文用沪深 300 指数日间的 5 分钟收盘价来计算日波动率,并进行年化处理; 剩余期限 τ 取沪深 300 当月合约在 t 日到交割日的年化时间间隔,比如 10 天到期,τ 就取 10/365 年; 股利收益率 ρ_t 取沪深 300 指数对应股票资产的年现金股利收益率,取 t 时刻沪深 300 股票价格指数的调整股本加权股息率。其中 5 分钟股价数据来自于朝阳永续数据库,其他数据来源于 Wind 数据库。

关于股利收益率的计算需要特别说明,我国上市公司大多数是在年报和中报披露后发放股利,因此股利的发放具有很强的季节效应,如图 1 和图 2 所示,我国 A 股上市公司绝大多数是在每年 5 月到 7 月发放现金股利,其他月份则很少发放。在股利发放集中期,股利发放则很少会对股指期货价格影响,在基本没有股利发放的时期,股利则对股指期货价格没有影响。因此需要考虑股利发放的季节性。对应地,可以设定在不同 t 对应不同的股利收益率,即股指期货定价中的股利收益率应是时变的,反映我国上市公司股利发放的时间规律。而以往的研究大多忽略了股利发放的季节性,即对于同一年每一天均采用固定的股利收益率。基于这个考虑,首先可以计算出沪深 300 指数每个月份的股利收益率,其计算方法: (1) 由于沪深 300 指数中的成分股每半年调整,因此根据沪深 300 指数调整记录,列出每个月份沪深 300 指数的成分股名单; (2) 计算每个月每只成分股的股利收益率(每股现金分红 / 股价) 并年化; (3) 计算成分股的权重。中证指数公司在计算沪深 300 指数时,采用分级靠档的方法,即根据自由流通股本占 A 股总股本的比例(即自由流通比例) 赋予 A 股总股本一定的加权比例,以确保计算指数的股本保持相对的稳定; (4) 根据成分股的权重和每月成分股的股利收益率,计算沪深 300 指数的股利收益率。考虑了股利分配的季节性是本文较以往研究的改进之处。

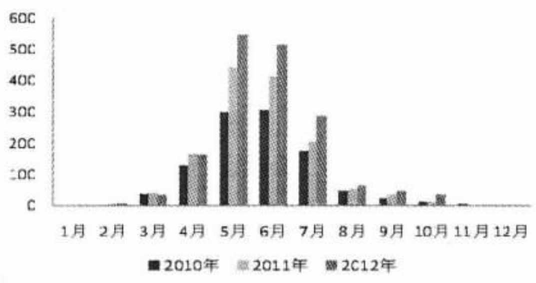

图 1　我国 A 股市场分红的月度分布情况(家数)

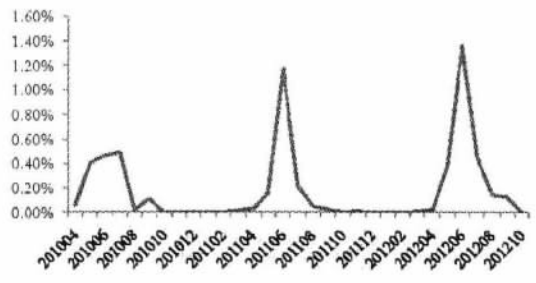

图 2　沪深 300 指数月份股利收益率

在进行回归之前,先对数据进行初步的描述性分析(见表 1)。股指期货、沪深 300 指数,股利收益率、经股利调整的期货现货比(L_t)、股指期货剩余期限、无风险利率和沪深 300 指数收益率波动率的均值分别为 2806.18、2798.17、0.0228、0.0036、0.0387、0.0415 和 0.032。

表 1　数据的描述性统计结果

	F_t	W_t	ρ_t	L_t	τ_t	r_t	V_t
均　值	2806.18	2798.17	0.0228	0.0036	0.0387	0.0415	0.0320
中　值	2776.00	2768.79	0.0035	0.0030	0.0389	0.0400	0.0236
最大值	3606.00	3548.57	0.1641	0.0353	0.0972	0.0924	0.2020
最小值	2195.00	2184.89	0.0000	-0.0181	0.0000	0.0174	0.0067
标准差	330.84	326.73	0.0374	0.0055	0.0258	0.0137	0.0251
偏　度	0.1786	0.1236	2.2657	1.3180	0.1543	0.5426	2.6298
凸　度	2.0780	2.0157	7.8334	8.3344	1.8852	3.3524	12.3301

从变量之间的相关系数来看,无风险利率(r_t)、股指波动率(V_t)、剩余期限(τ)和经股利调整的期货现货比(L_t)的相关系数分别为 -0.19、0.17 和 0.45,且在 1% 的显著性水平下显著。另外股指波动率(V_t)和无风险利率(r_t)之间的相关系数也是显著的,为 -0.2193,其他变量之间的相关系数并不显著。

(二)H-L 模型实证结果

本文运用 OLS 回归对于方程 3 进行回归,得到如下的结论:

$$\hat{L}_t = 0.0005 + 1.0684\tau r_t + 0.0418V_t$$

T 值　(1.20)　(6.57)　(4.96)

除常数项外,τr_t 和 V_t 的系数均在 1% 的显著性水平下显著,V_t 系数显著为正表示股市波动对于股指期货价格有着显著的解释能力,且股市波动越大,经股利调整的期货现货比(L_t)越大;τr_t 系数显著为正表示剩余期限利息越高,经股利调整的期货现货比(L_t)越大。然后利用 Wald 线性约束检验法来检验约束条件 $a=0$、$b=1$ 和 $\lambda=0$ 是否成立,以判断持有成本模型和一般均衡模型孰优。检验结果为 LinResF(1,610) = 43.179,表明在 1% 的显著性水平下拒绝了约束条件,即拒绝了持有成本模型。通过本文初步的检验,发现一般均衡模型比持有成本模型更适用于我国,且股市波动率对股指期货价格有着显著的解释能力,不应被忽略。

（三）MS－ARMA 一般均衡定价模型的实证结果

借助 OXMETRICS 6 软件运用 MS－ARMA 模型对方程 4 进行拟合。文章运用 AIC、SC 和 HQ 准则来判断状态的个数，以及哪些解释变量的回归系统是随状态而变的。通过筛选，显示存在两个状态（状态 0 和状态 1），解释变量 τ_t 和残差的标准差 σ 的参数值随状态而变时模型拟合的结果最优。另外，由于解释变量 τ_t^2 和 $\tau_t^2 r$ 很不显著，予以剔除，因此最后的回归结果如表 2 所示。

根据回归结果，系统由状态0 转移到状态1 的概率为 0.1272，由状态 1 转移到状态 2 的概率是 0.0201，由状态 0 维持在状态 0 的概率是 0.9799，由状态 1 维持在状态 1 的概率是 0.8729，状态 0 和状态 1 的时期划分如图 3 所示。

表 2　Markov Switching－ARMA 模型的回归结果

	参数估计	T 值
AR－1	0.638^{*}	9.290
MA－1	-0.217^{*}	-3.430
$\tau_t r$	0.01^{**}	2.190
$\tau_t V$	0.831	1.220
$\tau_t^2 V$	-12.436^{***}	-1.999
$\tau_t(s=0)$	0.134^{*}	5.970
$\tau_t(s=1)$	0.212^{*}	2.780
$\sigma(s=0)$	0.0029^{*}	14.600
$\sigma(s=1)$	0.0069^{*}	6.610
$p\{0\mid 0\}$	0.9799^{*}	41.900
$p\{0\mid 1\}$	0.1272^{***}	1.979

注：(1) *、**和***分别表示在1%、5% 和10% 的显著性水平。(2) $p\{0\mid 0\}$ 表示 t 期在状态 0 时，$t+1$ 仍然在状态 0 时的概率；$p\{0\mid 1\}$ 表示 t 期在状态 0 时，$t+1$ 仍然在状态 1 时的概率。(3) 对模型残差进行 ARCH 效应和自相关效应检验，发现并不存在条件异方差和自相关效应，可认为文章运用的 MS－ARMA 模型较好地解决了自相关和异方差问题，模型的结论可信。

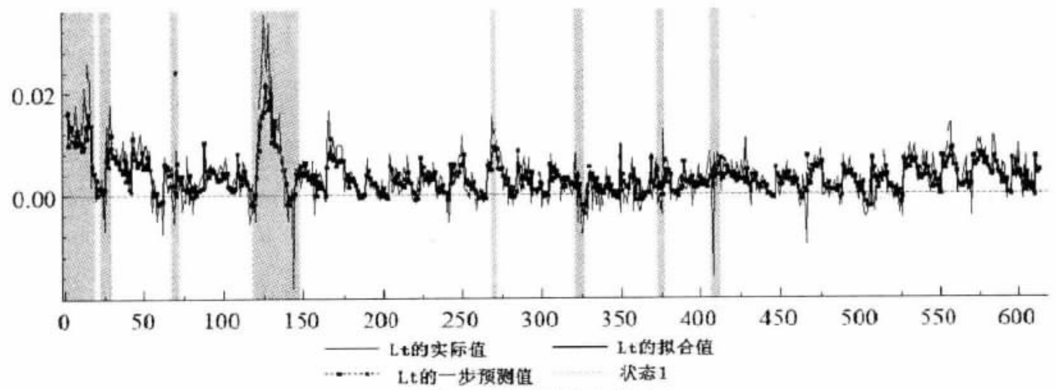

图3　模型的状态划分

注：灰色阴影区域为状态 1，白色区域则为状态 0；横轴 1－613 分别代表日期 2010－4－19 到 2012－10－24 之间的交易日。

根据回归结果，在状态 0 和 1 下的标准差分别为 0.0029 和 0.0069，在状态 1 下标准差明显较大，从图 3 状态的划分也可看出，在状态 1 下，Lt 的波动较大，而在状态 0 下，Lt 波动相对较小。

根据表 2 可把回归方程写成如下的形式：

$$\hat{L}_t=\begin{cases}0.638^{*} L_{t-1}+0.134^{*}\tau_t+0.01^{***}\tau_t r_t+0.831\tau_t V_t-12.436^{***}\tau_t^2 V_t+\mu_{t-1}-0.21^{*}\mu_{t-1},\ s_t=0\\ 0.638^{*} L_{t-1}+0.212^{*}\tau_t+0.01^{***}\tau_t r_t+0.831\tau_t V_t-12.436^{***}\tau_t^2 V_t+\mu_{t-1}-0.21^{*}\mu_{t-1},\ s_t=1\end{cases}$$

回归结果显示，L_t 有显著的 ARMA 效应，剩余期限 τ_t 和剩余期内利息 $\tau_t r_t$ 对于经股利调整的期货现货比 L_t 有显著的正影响，剩余期限股市方差 $\tau_t V_t$ 和剩余期限股市标准差的平方 τ_V^2 对 L_t 也有影响，前者不显著而后者显著。由于 τ_t 的回归系数在状态 0 下为 0.134 小于在状态 1 下的 0.212，这显示了在状态 1 下，剩余期限 τ_t 对于 L_t 的影响更大，也可以理解为在股市波动较大的状态下，剩余期限对 L_t 的影响更大。（见图 4）

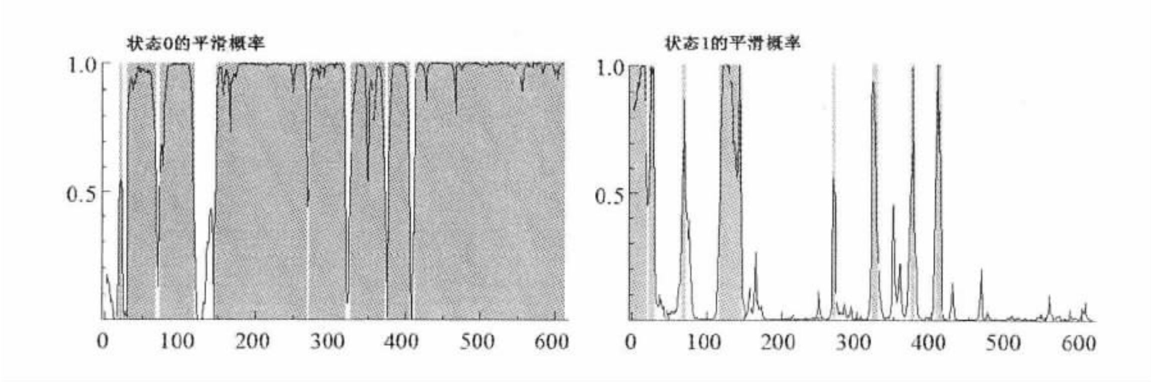

图 4 状态 0 和 1 的平滑概率

注:横轴 1 – 613 分别代表日期 2010 – 4 – 19 日到 2012 – 10 – 24。

(四) 一般均衡模型和持有成本模型比较

根据 L_t 的设定,$L_t = \ln(Fe^{\rho\tau}/W)$,可以推导出基于一般均衡股指期货定价模型的股指期货理论价格,即 $\hat{F}_t = W_t e^{\hat{L}_t - \rho\tau}$,则股指期货的定价误差可以定义为:$Bias = F_t - \hat{F}_t$

大多数时期下,一般均衡模型都比持有成本模型定价误差要小。持有成本定价绝对误差平均数为 11 点,而基于一般均衡 MS – ARMA 的绝对误差的平均数为 7 点,相比较,一般均衡 MS – ARMA 模型的定价误差更小。(见图 5)

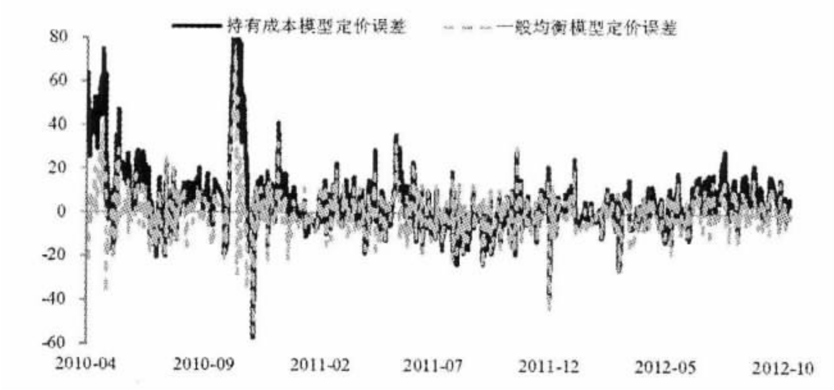

图 5 持有成本模型和一般均衡模型的定价误差

四、结论

文章基于 Helmer 与 Longstaff(1991) 提出的股指期货一般均衡定价模型对我国沪深 300 股指期货当月合约进行研究,样本区间是 2010 年 4 月 19 日到 2012 年 10 月 24 日之间的所有交易日。得到如下的结论。(1) 股指期货一般均衡定价模型不仅考虑了现货价格、股利收益率、剩余期限和无风险利率,还发现了股市波动率也是定价因素之一。而广泛被使用的持有成本定价模型却没有考虑现货波动率因素。持有成本定价模型是一般均衡定价模型的一个特例,本文用 Wald 约束条件检验,拒绝了持有成本模型。(2) 股利收益率是决定股指期货价格的一个重要因素,且股利的发放有很强的季节性,我国上市公司大多在每年 5—7 月发放现金股利。前人研究大多没有考虑股利发放的季节性,而本文对不同月份设定不同股利收益率。(3) 基于 MS – ARMA 一般均衡定价模型的实证显

示，剩余期限 τ_t 和剩余期内利息 $\tau_t r_t$ 对于经股利调整的期货现货比 Lt 有显著的正影响，剩余期限股指方差 $\tau_t V_t$ 和剩余期限股指标准差的平方 $\tau_t^2 V$ 对 Lt 也有影响，前者不显著而后者显著。因此股指波动性也是股指期货定价的一个因素。(4) 对持有成本模型和一般均衡定价模型的定价误差进行计算，前者定价绝对误差平均数为 11 点，后者定价绝对误差平均数为 7 点，显示了对于我国沪深 300 股指期货当月合约 MS - ARMA 一般均衡定价模型更有效。

参考文献:

洪永淼，2007:《计量经济学的地位、作用和局限》，《经济研究》第 5 期。

许自坚、史本山，2011:《沪深 300 股指期货定价误差及影响因素分析》，《证券市场导报》第 7 期。

张锦、马晔华，2008:《沪深 300 股指期货定价实证研究》，《财贸研究》第 6 期。

Brailsford, T. J., and A. J. Cusack, 1997, "A Comparison of Futures Pricing Models In a New Market: The Case of Individual Share Futures", *Journal of Futures Markets*, 17.

Cornell, B. and K. R. French, 1983, "Taxes and the Pricing of Stock Index Futures", *Journal of Finance*, 38(3).

Cox, J. C, J. E. Ingersoll, Jr., and S. A, Ross. 1985, "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices", *Econometrica*, 53.

Gay, G. D., and D. Y. Jung, 1999, "A Further Look at Transaction Costs, Short Sale Restrictions and Future Market Efficiency: The Case of Korean Stock Index Futures", *Journal of Futures Markets*, 19.

Hemler, M. L. and F. A. Longstaff, 1991, "General Equilibrium Stock Index Futures Prices Theory and Empirical Evidence", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(3).

Krolzig. H. M, 1998, "Predicting Markov - switching vector antoregressive processes", *Mimeo*, *Institue of Economic and Statistics*, University of Oxford.

Merton, R. C., 1971, "Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous Time Model", *Journal of Economic Theory*, 12.

Wang Janchuang, 2007, "Testing the General Equilibrium Model of Stock Index Futures", *International Research Journal of Finance and Economics*, 10.

[责任编辑: 叶颖玫]

On the Pricing of Hushen 300 Index Futures in China

ZHENG Ming[1], ZHU De-zhen[1], NI Yu-juan[2]

(1. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian;

2. Insitute of Haitong Securities Co., Ltd, Shanghai 200001, China)

Abstract: Stock index futures play an important role in risk management and market efficiency improvement, and reasonable pricing is the prerequisite for this role. This paper studies the pricing of Hushen 300 index futures using Helmer & Longstaff's general equilibrium model of pricing of stock index futures in fluctuation of interests and market and the Markov-Switching Model. Our findings are: (1) The timing of dividend payout of Hushen 300 listed companies has obvious seasonality. Therefore, the time-variant dividend yield is crucial in the pricing of Hushen 300 index futures. (2) The volatility of stock index has significant explanatory power on the pricing of index futures, which suggests that the volatility of stock index should be considered in the pricing of index futures. (3) The general equilibrium model performs better than the Cost and Carry Model on the pricing of Hushen 300 index futures.

Key words: pricing of stock index futures, general equilibrium model, Cost and Carry Model, Markov-Switching Model