

风险厌恶的时变特征与股票市场的非对称波动

——来自中国市场的经验证据

中国人民大学财政金融学院 博士研究生 毛前友

摘要：在跨期资产定价模型中，风险与股票指数收益尚无定论，近来研究的争论集中于风险厌恶的周期性（顺周期或逆周期）。本文着重研究经济周期对风险厌恶和非对称波动的时变特征的影响，通过引入 GARCH-M 模型、马尔可夫转制模型和一般均衡资产定价模型，试图建立一个风险厌恶、股票价格非对称波动、经济周期的分析框架。研究表明，风险厌恶是状态独立和顺周期的，同时发现股票市场的非对称波动在经济繁荣时期较弱。风险厌恶的顺周期特征不仅有助于我们理解特定风险水平下在经济繁荣时期投资者要求更高的风险溢价，也有助于我们理解经济繁荣时期股票市场非对称波动的弱化。

一、引言

现有的资产定价模型，大多基于 Merton (1973) 的跨期资产定价模型，假定风险与收益正相关。在实证研究文献中，风险与股票指数收益率的权衡关系尚无定论。在一些文献中，收益与风险的关系并不显著，甚至为负相关。近来研究的争论集中于风险厌恶的周期性（顺周期或逆周期）。

Fama(1990)认为，在影响股票价格的力量中，实体经济活动（经济周期）可能是其中的一个重要原因，因为它与企业财务状况、市场波动、投资者心理和投资者的风险厌恶水平高度相关。对中国股票市场的初步数据统计发现（表 1），超额收益率在经济周期中具有时变性，在经济繁荣阶段明显高于经济衰退阶段。样本期间（1992—2008）经济繁荣时期超额收益率为 0.0135，经济衰退时期超额收益率为 -0.0065。在经济繁荣时期，超额收益率因股利增加使得股票收益率提高而保持较高水平。另一个有趣的发现是，股票市场超额收益率的波动在经济周期中同样是时变的，在经济繁荣时期明显较低。股票超额收益率的标准偏差在经济繁荣和经济衰退时期分别为 0.1346 和 0.1637。条件均值方程中的方差系数往往被解释为风险厌恶系数（作为一个直观的表述，用标准偏差类似地代替方差），所以这个发现意味着风险厌恶具有时变性。从这些描述性的结果可以大致看出，超额收益率——风险关系在经济周期中具有时变性。

表 1 超额收益率描述性统计（1992—2008，月度）

	总体	经济增长较快时期	经济增长较慢时期
观测值	192	141	51
均值	0.0103	0.0164	-0.0065
标准离差	0.1428	0.1346	0.1637
偏度	4.4530	4.7524	4.8690
峰度	42.9846	44.8765	31.6508

数据来源：WIND

注：超额收益率=股票指数收益率-无风险收益率，本文第三部分有详细描述

通常意义上，如果证券有较大的风险，投资者就会要求较高的风险补偿（预期收益率），然而这并不能说明风险与收益之间具有时变关系。也就是说，如果证券的风险在投资期间增加，投资者是否会要求更高的风险溢价尚无定论。通常，理性和风险厌恶型投资者会为增加的证券风险要求风险补偿。但是，投资者也可能不会要求更高的风险溢价，因为相对风险较高的时期通常也是投资者能够承担这种特定风险的时期（类似于适应性预期）。再者，投资者可能为未来更大的风险做储备，也不会要求更高的风险溢价。因此，跨期风险——收益权衡不一致的判断还需要理论和实证检验的验证。

根据 Merton (1980)，条件均值方程中方差与标准差的系数(波动反馈)被解释为风险厌恶系数。波动反馈已经被多为金融学家研究，代表性的有 Pindyck (1984)，French et.al (1987)，Campbell 和 Hentschel (1992) 以及 Bakert (2000)，但他们并没有解释经济周期在波动反馈效应（风险厌恶系数）中的作用。

在本文中，将经济周期加入到风险厌恶和股票市场收益的关系中，以考察风险厌恶的时变特征和股票市场非对称波动的时变特征。本文通过引入非对称 GARCH 均值模型、马尔可夫区制转移模型和一般均衡模型，来检验经济周期对超额收益率、收益率波动和风险厌恶的影响。在估计超额收益率与其波动之间关系时，本文采用非对称 GARCH 模型，同时，为避免经济周期数据的事后性，本文引入了一个马尔可夫区制转移模型。为了考察和确认可能的状态独立变量——风险厌恶，本文导出了一个简单的加入风险厌恶的一般均衡框架下的资产定价模型。

样本期间内，在没有加入经济周期效应的情况下，本文结果表明风险与超额收益率之间并不存在显著相关。但是，当把经济周期纳入分析框架时，在经济繁荣时期，风险厌恶系数显著为正，在经济衰退时期为负，但不显著。由于超额收益率模型中的波动系数通常被用来度量时变的风险厌恶水平，因此，结果表明风险厌恶水平是顺周期的。

通过将风险厌恶加入到一般均衡框架下的资产定价模型，本文确认了风险厌恶是状态独立和顺周期的。实证分析也发现中国股票市场的非对称波动也具有时变性，在经济繁荣时期较弱。风险厌恶的顺周期特征不仅有助于我们理解特定风险水平下在经济繁荣时期投资者要求更高的风险溢价，也有助于我们理解经济繁荣时期股票市场非对称波动的弱化。

本文框架结构如下，第一部分：引言，第二部分：文献回顾与评述，第三部分：数据与

经济周期划分, 第四部分: 模型与实证检验, 第五部分: 结论性评述。

二、文献回顾与评述

风险与收益的跨期关系已被广泛研究, 但结论并不统一。French et.al (1987), Campbell 和 Hentschel (1992) 研究表明条件期望收益率与条件方差存在正相关关系。而 Fama(1977), Campbell (1987), Breen et.al (1989), Turner et.al (1989), Pagan 和 Hong (1991), Nelson (1991), Glosten et.al (1993), Whitelaw (2000), Antonio (2007) 的研究结果为负相关。结果的差异主要来自于研究方法的不同, 前者主要来自资产定价模型的研究, 而后者是基于 GARCH 族模型的模拟结果和随机波动模型的估计。Harvey (1989) 认为风险与收益存在一定程度的时变关系。

考虑实体经济活动(经济周期)与市场波动, Schwert (1990) 和 Fama (1990) 认为未来产量增长能大部分地解释 1889—1988 年间股票收益的方差。MaQueen 和 Roley (1990) 发现把经济周期划分为不同阶段后, 股票价格和经济消息之间的关系更为明显。他们发现, 在经济繁荣时期, 股票市场会对关于实体经济活动更加繁荣的消息产生负向影响, 但并未进一步解释投资者风险厌恶水平与经济周期的关系。运用两变量的马尔可夫链模型, Hamilton 和 Lin (1996) 发现经济衰退是导致股票收益剧烈波动的起始性原因。

股票市场波动的一个明显特征表现为非对称性, 即股票收益与下一期的条件方差呈负相关。开创性的研究来自 Black (1976) 和 Christie (1982), 他们在对美国股票市场指数收益率和个股收益率波动的研究中发现这一现象。目前对股市波动的非对称性的产生机制的解释主要杠杆效应和波动反馈效应。Schwert(1989)对股票市场的杠杆效应进行了实证研究, 认为一个公司价值的波动取决于杠杆比率、股票和债务的波动率。在此基础上, Duffee(1995)对波动的杠杆效应进行了详细的研究, 发现高杠杆比率公司的收益率和波动率之间负相关性比低杠杆比率公司更强。类似的研究还有 Tauchen et al. (1996)和 Andersen et al. (2001)。Campbell 和 Hentschel (1992) 就反馈效应进行了开创性研究, 他们的模型能有效地解释波动反馈机制。模型的主要特点是收益率与股利冲击正相关, 而与股利冲击的平方差负相关。该模型能捕捉非对称波动, 并能解释数据分布的偏度和峰度特征。Bekaert 和 Wu (2000)对杠杆效应和反馈效应的解释力进行了比较, 发现结果不支持 Christie(1982)提出的纯粹的杠杆效应, 发现了支持波动反馈说的证据。此外, P.Ahlgren(2007)引入管制市场模型(Frustration Governed Market Model)对股票市场波动的非对称性和杠杆效应进行研究。Ann Marie Hibbert et al.从行为金融的角度对股票市场的非对称波动进行了系统研究。Michael Kirchler (2009)引入事件研究方法对交易者在牛市和熊市中的交易行为进行度量, 研究发现股票价格的波动是由于基本面价值的变化而引起的高估和牛市中的低估。这些研究, 为股票市场的非对称波动提供了新的解释, 但并没有将经济周期引入分析框架, 对非对称波动的时变特征还有待进一步的研究。本文试图从风险厌恶的时变特征上为中国股票市场的非对称波动提供新的解释。

来自实验心理学和行为经济学的文献支持风险厌恶状态独立的假说。Isen 和 Geva (1987), Isen 和 Patrick (1983), Nygren et.al (1996) 的研究表明, 当消费水平上升时, 人们去赌博的概率越小。Isen (2000) 对于这种现象的解释是, 赌博所带来的损失可能会破坏人们的好心情。Bosch 和 Sitvestre (1999) 的实验研究表明高收入人群具有更高的风险厌恶水平。这些实验结果与高风险厌恶水平和高消费增长、高消费水平相关联的假说一致。更一般来讲, 风险厌恶水平为顺周期, 经济繁荣时期上升, 经济衰退时期下降。Gordon 和 St.Amour (2002) 的时变风险厌恶模型得出了相反的研究结果, 他们估计了风险厌恶水平与人均消费和资产回报率的关系, 结果表明, 风险厌恶水平为逆周期的, 相似的研究还有 Antonio (2007)。来自实验心理学的研究主要是基于案例和社会调查, 缺乏严谨的金融思想; 而后者 (Gordon,2002;Antonio,2007) 的研究主要来自数值模拟和相关性分析, 在理论设计和内在逻辑上并不完备。

本文通过对这些研究的扩展, 将经济周期因素加入到 GARCH-M 模型和马尔可夫区制转移模型中, 发现风险厌恶系数在经济繁荣时期显著为正, 在经济衰退时期为负, 但不显著。加入风险厌恶的一般均衡资产定价模型进一步支撑了上述结论, 即风险厌恶水平为顺周期和状态独立 (时变) 的。此外, 本文还发现, 股票市场的非对称波动也是时变的。

三、数据与经济周期划分

1. 超额收益率

本文中, 超额收益率 (月度) 为上证A股指数收益率 (月度) 减去无风险收益率。中国上海股票市场开始于1990年12月18日, 股票价格由认为定价产生, 直到1992年5月21日, 股票价格由市场自由竞价产生。为消除系统性因素的影响, 保持样本数据的连续性, 本文选择从1993年1月至2008年12月上证综合指数为样本, 样本量为192。从主体参与程度、稳定性、关联性、信用风险等方面考虑, 银行间债券回购市场较银行间拆借市场和交易所回购市场, 选择银行间债券回购市场相应期限金融产品作为无风险资产具有一定优越性。进一步地, 就目前我国银行间债券回购市场各种品种的交易量和活跃程度来看, 选择回购期限为3 - 7天的债券回购 (R07D) 作为我国金融市场无风险资产以及利用R07D (加权) 平均利率来估计金融定价中的无风险利率更加具有科学性。超额收益率的统计性描述见表 (1)。

如表(1)所示, 在经济增长较快时期和经济增长较慢时期超额收益率反映出不同的统计特征。在经济增长较快时期的超额收益率水平要明显高于经济增长较慢时期, 而经济增长较慢时期的市场波动性则更为剧烈。在马尔可夫区制转移模型中, 采用产出水平来区分两种不同的经济区域 (经济增长较快时期和增长较慢时期)。

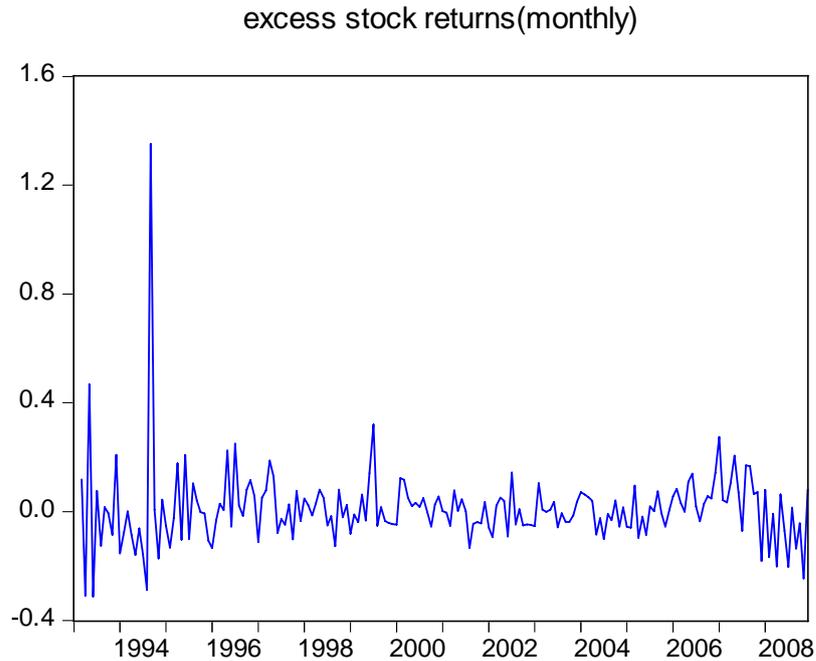


图1 超额收益率序列图（月度, 1993-2008）

2. 经济周期

在样本期间, 中国经济总体上呈现增长态势, 并未出现经济衰退(产出连续负增长)的情况, 因此, 本文将经济周期划分为经济增长较快阶段和经济增长较慢阶段。本文简化刘金全等(2008)年关于中国经济周期的分析, 将 1993.1—1997.1, 2000.1—2000.12, 2003.1—2008.9 定义为经济增长较快时期(这些时期中国经济增长速度大于 8%), 观测值 141 个; 将 1998.1—1999.12, 2001.1—2002.12, 2008.10—2008.12 定义为经济增长较慢时期(这些时期中国经济增长速度小 8%), 观测值 51 个。

四、模型与实证检验

1. GARCH-M 模型

在本文中, 选用接受面较广的 GARCH-M 模型来检验经济周期中超额收益率和波动的关系。特别地, 本文在 GARCH-M 模型中加入了经济周期因素, 并在条件方差方程中加入了非对称波动条件。在众多的非对称 GARCH-M 模型中, 选用 GJR-GARCH 模型(Engel 和 Ng, 1993)。

具体来讲, AR(1)-GJR-GARCH-M 模型如下:

$$r_t = c + \phi r_{t-1} + \delta \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} V_t, V_t \sim t \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

其中, r_t 为超额收益率, h_t 为条件方差, D_t 为哑变量, 满足: $\varepsilon_t < 0$ 时, $D_t = 1$, 否则 $D_t = 0$ 。在这个 GJR-GARCH 模型中, 模型 (1) 中的参数 δ 为正即意味着市场对风险 (波动) 的正的补偿。模型 (2) 中引入了参数 γ , 这在简单的 GARCH 模型中并不存在。在条件方差方程中, γ 为正意味着波动的非对称性, 即对市场的负向冲击会引起更大的波动 ($\varepsilon_t < 0$)。对于条件方差的分布来讲, 设定条件均值的误差项服从 t 分布, 因为 t 分布较正态分布更能解释股票市场收益率的厚尾现象 (fat tail)。

现在, 将经济周期引入 AR(1)-GJR-GARCH-M 模型中, 用哑变量表示不同的经济状态, 并将哑变量同时置入条件均值方程和波动方程。在条件均值方程中, 将哑变量引入截距项和风险项 ($\sqrt{h_t}$)。类似地, 在条件波动方程中, 将哑变量引入截距项和非对称波动项 ($D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$)。

附加哑变量的 GJR-GARCH-M 模型如下:

$$r_t = c_1 + c_2 d + \phi r_{t-1} + \delta_1 \sqrt{h_t} + \delta_2 d \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} V_t, V_t \sim t \quad (3)$$

$$h_t = \omega_1 + \omega_2 d + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 d D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4)$$

其中, 当 $\varepsilon_t < 0$ 时, $D_t = 1$, 否则 $D_t = 0$; d 为哑变量, 当经济处于低速增长时期时, $d=0$, 否则 $d=1$ 。

在条件均值方程 (3) 中, 常数项和波动项包含了虚拟变量 ($c_2 d$, $\delta_2 d \sqrt{h_t}$), 前者检测常数项的变化, 后者检测经济周期中收益-风险关系的变化。条件波动方程 (4) 中, 常数项和非对称项包含了虚拟变量 ($\omega_2 d$, $\gamma_2 d D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$)。非对称波动系数 (γ_2) 度量了不同经济阶段非对称波动的敏感性。

表 2 GJR-GARCH-M 模型估计结果

系数	无虚拟变量模型		包含经济周期虚拟变量模型	
	估计值	T 统计量	估计值	T 统计量
c_1	0.1265	0.8754	1.2039	1.8732
c_2	NA	NA	-3.2187	-2.2564
ϕ	0.0824	2.0679	0.0657	1.9836
δ_1	0.1542	1.0198	-0.1143	-1.0329
δ_2	NA	NA	0.6894	3.2176
ω_1	2.0569	4.0384	2.7853	2.0186
ω_2	NA	NA	0.0088	0.7029
β	0.6987	9.2541	0.8543	10.2641
α	0.0419	1.2373	0.0358	1.0286
γ_1	0.1802	4.0392	0.2283	3.5378
γ_2	NA	NA	-0.1798	-2.5637

注: T 统计量为 95% 显著水平

表(2是)AR(1)-GJR-GARCH-M模型的估计结果。可以发现,在未包含经济周期虚拟变量的GJR-GARCH模型中,本文没有检测到明确和显著的风险($\sqrt{h_t}$)与超额收益率(r_t)关系。风险溢价系数为正, $\delta=0.1542$,但统计上不显著。在条件波动方程中,股票波动的非对称系数为正, $\gamma=0.1802$,且统计上显著。

如果在模型中引入经济周期虚拟变量,回归系数为统计显著。在经济增长较快时期,条件均值方程中系数 $c_2=-3.2178$,统计上显著。风险溢价系数 $\delta_2=0.6894$,统计上显著。因此,跨期的超额收益率-风险关系为正且统计上显著。经济增长较慢时期该系数为负,但统计上不显著。统计结果表明,在经济增长较快时期,市场会有较高的风险补偿。在没有区分经济周期不同阶段的情况下,前期的研究表明跨期超额收益率与风险之间存在弱的不确定关系。在条件波动方程(4)中,非对称波动关系在经济增长较快时期和经济增长较慢时期明显不同。经济增长较快时期非对称系数 $\gamma_2=-0.1798$,且统计上显著,但较经济增长较慢时期非对称波动程度小($\gamma_1=0.2283$)。引入经济周期变量的模型估计结果在近年的中国股票市场也有比较明显的直观体现。以2007年和2008年的上证A股指数为例,2007年间上证指数从2700点上涨至5300点,波动幅度为96.3%;而2008年上证指数从5300点跌至1800点,波动幅度为194.4%。由此可见,中国股市下跌周期的波动幅度远大于上涨周期的波动幅度,而这一时期也出现了中国经济增长速度的反转。

总之,结果表明经济周期在风险溢价和非对称波动敏感性上均具有显著效应。在经济增长较快时期,风险溢价显著增加和弱的非对称波动。因此,经济增长较快时期,风险与超额收益率关系显著为正,经济增长较慢时期表现为负但不显著。在没有加入经济周期情况下,该关系为正但不显著。上文的实证结果有助于我们从风险厌恶的周期特征角度来理解收益率非对称波动的时变特征。在经济增长较快时期,风险厌恶水平较高,投资者倾向于要求更高的预期收益率。在理论上,预期导致的波动增加将使当期收益率下降;同时,经济增长较快时期,企业经营状况和财务状况的改善以及宏观经济和行业的积极变化,将构成股价上升的实质性因素,与风险厌恶水平提高导致的收益率下降形成对冲。因此,这一时期的波动性较小。

本文的主要目的在于解释经济周期在风险收益关系中的作用。因此,比较含有经济周期虚拟变量和不含经济周期虚拟变量模型的预测能力也是一个有意思的话题。

首先,对两种模型进行估计(样本区间为1992.1-2004.12)以产生预测的超额收益率序列。重复这个递归过程至最后一个估计期(2008.12),得到2005年1月至2008年12月的预测值序列。这一时期正好是中国经济增长较快时期,因此它为包含经济周期虚拟变量的AR(1)-GJR-GARCH-M模型提高了一个合适的估计区间。

现在,分别计算两种模型的均方根误差,再用包含有虚拟变量模型的均方根误差除以不包含虚拟变量模型的均方根误差。如果比值小于1,则表明含有经济周期虚拟变量的检验模型有较好的预测结果。基于GJR-GARCH模型的均方根误差率为0.9013(基于AGARCH模型的均方根误差率为0.8976),表明含有经济周期虚拟变量模型的预测结果要优于不包含

经济周期虚拟变量的模型。

2. 马尔可夫区制转移模型

一般意义上，GARCH 模型用来检测当期信息可得情况下，下一期 (t+1) 的条件波动。在模型中，考虑了经济周期信息的因素，但在得到不同经济阶段的判断信息时经济活动已经发生。一个更好的方法是只用 t 时期经济状态的可得信息，来估计经济是处于增长较快时期或增长较慢时期。基于此，本文引入马尔可夫区制转移模型。

具体地，用 GARCH (1, 1) 模型来估计标准的 AR (1) 马尔可夫区制转移模型：

$$r_t = c_1 + \phi r_{t-1} + [\delta_1 S_t + \delta_0 (1 - S_t)] \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， r_t 为超额收益率， S_t 为不可观测变量，经济较快增长时期 $S_t = 1$ ，经济增长较慢时期 $S_t = 0$ ，服从一阶马尔可夫链过程。

定义两状态下时变的概率矩阵 S_t ：

$$P_{ij,t} = P[S_t = j | S_{t-1} = i] \quad (6)$$

$$\text{或 } P_{ij,t} = P[S_t = i | S_{t-1} = j] = CDFN(a_i + b_i X_{t-1}) \quad (7)$$

其中， $i, j = 0, 1$ ， X_t 为产出增长率， $CDFN$ 为正态分布的累积密度函数。条件波动方程为：

$$h_{t, S_{t-1}} = \omega + \beta h_{t-1, S_{t-2}} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2, \quad \varepsilon_t = \sqrt{h_t} V_t, V_t \sim t \quad (8)$$

模型包含了一个时变的转移概率，它由产出增长率 (X_t) 所衡量的经济条件决定。这就意味着风险厌恶系数 δ 是一个内生变量而非外生变量。

由上述模型，最大化对数似然方程 $\ln L(\theta)$ ：

$$\ln L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln f(r_t | r_{t-1}, r_{t-2}, \dots) \quad (9)$$

包含参数集 $\theta = \{c, \delta_0, \delta_1, a_0, a_1, b_0, b_1, \omega, \alpha, \beta, \phi\}$ 。

表 3 马尔可夫区制转移模型估计结果

	估计值	T 统计量
c	0.7543	4.8324
δ_0	-0.1039	-0.8325
δ_1	0.4216	3.1107
a_0	2.1297	1.8326
a_1	0.9872	2.2348
b_0	3.8563	1.7526
b_1	1.5026	2.5391
ω	0.0498	4.0301
α	0.1340	4.8092
β	0.7765	18.9037
ϕ	0.0327	1.4783

注：T 统计量为 95% 显著水平

表(3)是马尔可夫区制转移模型的估计结果。本文的主要兴趣是经济周期(X_t)与风险厌恶系数的关系。状态1(经济增长较快时期)的风险厌恶系数 δ_1 显著为正,度量从状态1至相同的状态1的转移概率系数 b_1 亦显著为正。具体来说,在经济增长较快时期,条件标准离差($\sqrt{h_t}$)对超额收益率(r_t)具有显著的正效应。同时,状态1更可能转移至相同的状态1(即经济较快增长期间具有连续性)。另一方面,在经济增长较慢时期,风险厌恶系数(δ_0)与状态转移系数(b_0)均不显著。可见,基于马尔可夫区制转移模型的估计结果与经济周期虚拟变量的估计结果一致,也为风险厌恶状态独立和顺周期特征提供了证据。

3. 扩展:一般均衡的分析框架

在实证研究中,本文发现经济周期对风险厌恶水平和非对称波动有明显的影响。为更好地理解 and 确认上文对时变风险厌恶的解释,本文引入一个简单的资产定价模型来检验超额收益率和风险厌恶的关系,并解释不同经济状态下的收益-风险关系。这是一个两时期,两种资产(股票,无风险债券)的一般均衡资产定价模型。

根据标准的跨期预算约束,期望效应函数为:

$$U(C_1) + \beta E[U(\tilde{C}_2)] \quad (10)$$

其中, C_1 是第一时期的消费, \tilde{C}_2 是随机的第二时期消费。一阶条件为:

$$U'(C_1) = \beta E[U'(\tilde{C}_2)\tilde{R}] \quad (11)$$

$$U'(C_1) = R_f \beta E[U'(\tilde{C}_2)] \quad (12)$$

其中, \tilde{R} 为1加上随机的股票收益率, R_f 为1加上实际无风险收益率。在产出全部被消费的交流经济中,市场出清条件下,有:

$$C_1 = Y_1, \tilde{C}_2 = \tilde{Y}_2 \quad (13)$$

其中, Y_1 是第一时期产出, \tilde{Y}_2 是随机的第二时期产出。由一阶条件和市场出清条件,得到无风险债券收益和股票收益:

$$R_f = \frac{1}{P^b} \frac{U'(Y_1)}{\beta E[U'(\tilde{Y}_2)]} \quad (14)$$

$$E(\tilde{R}) = \frac{E(\tilde{Y}_2)}{P^{eq}} \frac{U'(Y_1)E(\tilde{Y}_2)}{\beta E[U'(\tilde{Y}_2)\tilde{Y}_2]} \quad (15)$$

其中, P^b 为无风险债券价格, P^{eq} 为股票价格。

仿照Campbell(1986),假定效应函数的风险厌恶系数不变,即 $U(C) = C^{1-\gamma(t)} / (1-\gamma(t))$,

对数正态随机变量 \tilde{Y}_2 有： $\log E(\tilde{Y}_2) = E \log(\tilde{Y}_2) + \frac{1}{2} \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)]$ ，据此可得到无风险收益率和股票收益率的显示解。在风险厌恶效用函数状态独立的一般均衡条件下，用不同的经济阶段和风险厌恶参数（ γ_1 、 γ_2 ）来解释风险溢价：

$$\log(R_f) = -\log(\beta) + E[\gamma_2 \log(\tilde{Y}_2) - \gamma_1 \log(Y_1)] - \frac{1}{2} \gamma_2^2 \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)] \quad (16)$$

$$\log E(\tilde{R}) = -\log(\beta) + E[\gamma_2 \log(\tilde{Y}_2) - \gamma_1 \log(Y_1)] + (\gamma_2 - \frac{1}{2} \gamma_2^2) \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)] \quad (17)$$

由无风险收益率方程（15）和股票收益率方程（16），可得到股票溢价表达式：

$$Z = \log E(\tilde{R}) - \log(R_f) = \gamma_2 \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)] \quad (18)$$

其中， Z 为股票溢价（风险溢价），取决于风险厌恶参数 γ_2 和 $\text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)]$ 。

用表（4）的数据可以估计出经济增长较快时期和增长较慢时期的 γ 值。在样本期间（1993—2008），经济增长较快时期股票市场超额收益率为 0.016，经济增长较慢时期股票市场超额收益率为 -0.0065。因此，要解释方程（18）中经济增长较快时期存在较高风险溢价，即需风险厌恶系数 γ 在经济增长较快时期大于经济增长较慢时期，即顺周期的风险厌恶系数。

方程（18）可以写成风险厌恶参数的函数：

$$\gamma = Z / \text{Var}[\log(\tilde{Y})] \quad (19)$$

即风险厌恶参数等于超额收益率与与收入对数方差之比。根据表（4）中的数据，可得经济增长较快时期和经济增长较慢时期风险厌恶参数分布为：0.0976 和 -0.0448。该结果进一步证明，风险厌恶为顺周期。

表 4 风险厌恶参数估计结果

实际产出（GDP）				产出对数值		
	总体	经济增长较快时期	经济增长较慢时期	总体	经济增长较快时期	经济增长较慢时期
观测值	192	141	51	192	141	51
均值	9831	10674	7498	3.9926	4.0283	3.8749
方差	2, 324, 578	2, 379, 201	2, 219, 654	0.162	0.168	0.1451
风险溢价						
	总体	经济增长较快时期		经济增长较慢时期		
观测值	192	141		51		
均值	0.0103	0.0164		-0.0065		
方差	0.2138	0.1894		0.3072		
γ						
总体	经济增长较快时期		经济增长较慢时期			
0.0635	0.0976		-0.0448			

数据来源：《中国统计年鉴》历年数据，WIND

五、结论性评述

在特定时期,关于证券的风险和收益之间的权衡关系有较为一致的看法,但跨期的风险—收益关系还存在争议。有广泛的研究致力于建立股票市场跨期的风险—收益关系,但并未有一致的结论。近年来,争论集中于风险厌恶是否为状态独立和顺周期。

本文从实证研究模型和一般均衡框架来研究这个问题,引入一个附件经济周期效应的 GARCH-M 模型来检验股票市场风险—收益的时变跨期关系。为避免经济周期信息的事后性,采用马尔可夫区制转移对 GARCH-M 模型进行了估计。同时,本文还从一般均衡框架的资产定价模型出发,进一步验证了中国股票市场风险厌恶水平的周期性。同时,本文还验证了中国股票市场非对称波动的时变特征,并从风险厌恶时变特征的角度为非对称波动的时变特征提供了新的解释。

本文的研究结果主要是以下四方面:

1.在未包含经济周期效应的简单 GARCH 模型中,风险溢价系数并没有显示出风险和超额收益率之间显著和明确的关系。但一旦在模型中加入经济周期虚拟变量,在经济增长较快时期,风险溢价系数显著为正,经济增长较慢时期显著为负。

2.在 AR(1)-GARCH-M 框架中加入马尔可夫区制转移模型,实证结果发现风险溢价参数在经济增长较快时期显著为正。风险厌恶的顺周期性在这个扩展模型中被进一步确认。结果表明,前期研究并未发现显著的风险收益跨期关系部分原因可能是并未在分析框架中加入经济周期因素。

3.为进一步确认风险厌恶的时变性(状态独立),本文导出了一个一般均衡框架下的资产定价模型,结果表明,风险厌恶为状态独立且表现为顺周期。经济增长较快时期较高的风险厌恶水平可以解释该时期较高的超额收益率和风险补偿水平。

4.本文还发现,波动的非对称运动也是状态独立的,并且其强度随经济周期不同阶段而改变,经济增长较快时期非对称波动较弱。

风险厌恶的状态独立和顺周期结论有助于我们理解经济增长较快时期较高的风险溢价水平和较弱的非对称波动。Black(1976)认为非对称波动是由于企业市场价值下降导致财务杠增加而引起的。本文的研究结果发现,在中国经济增长较快时期,投资者具有较高的风险厌恶水平,因此,投资者对杠杆效应应该更敏感,杠杆效应假说意味着在经济增长较快时期股票市场的非对称波动会更强,而这与本文关于中国股票市场的研究结果并不吻合。

后续的研究发现,杠杆效应并不能完全解释非对称波动现象(Christie,1983; Schwert,1989)。Campbell 和 Hentschel(1992)将其部分解释为消息的“反馈效应”。他们认为,如果存在公司未来红利分配的好消息,就会预期到未来更多的公司红利的好消息(即波动是持续的)。因此,好消息增加了未来预期波动,也就增加了未来收益,进而降低了当期股价,抑制了红利消息对股票价格的正面影响。当然,这是在经济繁荣时期(经济增长较快时期)发生的情况。

本文的研究结果表明,投资者在经济增长较快时期具有更高的风险厌恶水平。相对与经济增长较慢时期而言,在经济增长较快时期投资者会要求更高的超额收益率,因此导致在经济增长较快时期股票市场非对称波动较弱。本文基于经济周期效应和状态独立资产定价模型的非对称波动研究与消息效应假说较为一致,关于风险厌恶水平不同侧面的证据也可以支撑对中国股票市场非对称波动现象的解释。因此,从风险厌恶水平和经济周期效应入手,本文的研究结果为股票市场非对称波动的两种解释提供了一个新的视角。

参考文献

- 1.Ahlgren,P et al.(2007). Frustration driven stock market dynamics: Leverage effect and asymmetry. *Physica A* (accepted manuscript).
- 2.Antonio Mele. Asymmetric stock market volatility and the cyclical behavior of expected returns. *Journal of Financial Economics* 86 (2007) 446–478.
- 3.Black, F. “Studies of Stock Market Volatility Changes.” *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 71, 1976,177–81.
- 4.Bollerslev, T. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics*, 31, 1986, 307–27.
- 5.Bosch-Domenech, A., and J. Silvestre. “Does Risk Aversion or Attraction Depend on Income? An Experiment.” *Economics Letters*, 65, 1999, 265–73.
- 6.DeGoeij, P., and W. Marquering. “Do Macroeconomic Announcement Cause Asymmetric Volatility?” Working Paper, Erasmus University, 2002.
- 7.Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. P. Robins. “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure:The ARCH-M Model.” *Econometrica*, 55, 1987, 391–407.
- 8.Engle, R. F., and V. K. Ng. “Measuring and Testing theImpact of News on Volatility.” *Journal of Finance*,48, 1993, 1749–77.
- 9.Fama, E. F. “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity.” *Journal of Finance*, 45, 1990, 1089–108.
- 10.French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh. “Expected Stock

- Returns and Volatility.” *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, 3–29.
11. Glosten, L., R. Jagannathan, and D. E. Runkle. “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.” *Journal of Finance*, 48, 1993, 1779–801.
 12. Gordon, S., and P. St-Amour. “Asset Returns and State- Dependent Risk Preferences.” Mimeo, Universite´ Laval, 2002.
 13. Hamilton, J. D., and G. Lin. “Stock Market Volatility and the Business Cycle.” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1996, 573–93.
 14. Isen, A. M. “Positive Effect and Decision Making,” in *Handbook of Emotion*, edited by M. Lewis and J. M. Haviland. New York: The Guilford Press, 2000, 417–35.
 15. Isen, A. M., and R. Patrick. “The Effect of Positive Feelings on Risk Taking: When the Chips Are Down.” *Organizational Behavior and Human Performance*, 31, 1983, 194–202.
 16. Ionu Florescu. A study about the existence of the leverage effect in stochastic volatility models. *Physica A*, 2008(10):1-14
 17. Michael Kirchler. Underreaction to fundamental information and asymmetry in mispricing between bullish and bearish markets. An experimental study. *Journal of Economic Dynamics & Control* 33 (2009) 491–506
 18. Markus Haasa. Asymmetric multivariate normal mixture GARCH. *Computational Statistics & Data Analysis*. 2007(10):1-26
 19. Schwert, G. W. “Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 31, 1989a, 83–126.
 20. Turner, C. M., R. Startz, and C. R. Nelson. “A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market.” *Journal of Financial Economics*, 25, 1989, 3–22.
 21. Whitelaw, R. F. “Stock Market Risk and Return: An Equilibrium Approach.” *Review of Financial Studies*, 13, 2000, 521–47.
 22. 刘金全, 郑挺国:《我国经济增长阶段性划分与经济增长走势分析》,《中国工业经济》, 2008年第1期第32-39。