
宏观长期风险与资产价格：国际比较与中国经验

陈国进 黄伟斌 Tribhuvan Puri*

内容提要 基于宏观长期风险的资本资产定价模型成功解释了美国股票市场上的股权溢价之谜、市场波动之谜等典型事实。本文通过模型校准模拟、关键假设与推论检验等方法,对长期风险模型在主要发达国家和中国股票市场的应用进行研究。经验检验发现,长期风险模型可以拟合这些国家股市的典型事实,股票价格-股利比对于未来经济增长和时变宏观经济波动具有一定的预测能力,这与长期风险模型的理论推导和模型模拟相符合;作为宏观长期风险的测度,消费和股利的协整关系对于股利增长率和股市收益有较好的预测作用,这符合协整长期风险模型的基本假设。

关键词 长期风险模型 资产定价 国际市场

一 引言与文献综述

基于消费的资本资产定价模型(CCAPM)在理论上将资本市场与宏观经济相联系,赋予资产价格以宏观经济含义,是资产定价研究的核心领域之一。但是在经验研究方面,CCAPM理论却遇到诸多不能解释的典型事实,例如股权溢价之谜(Mehra和Prescott,1985)、无风险利率之谜(Weil,1989)、市场波动之谜(Shiller,1981)等。为了更好地解开这些谜团,金融经济学家从各个方面去拓展基础模型,其中最具有代表性的

* 陈国进(通讯作者):厦门大学王亚南经济研究院和经济学院金融系 361005 电子信箱:gichenxmu@gmail.com;黄伟斌:厦门大学经济学院金融系 361005 电子信箱:huangevan@163.com;Tribhuvan Puri:美国麻省大学达特茅斯分校查尔顿商学院 MA02747 电子信箱:tpuri@umassd.edu。

本文获得国家自然科学基金面上项目“我国股市投机性泡沫识别和投资者乘骑泡沫行为研究”(71071132)的资助。作者感谢匿名审稿人极具建设性的修改建议,当然,文责自负。

有 Weil(1989)与 Epstein 和 Zin(1989)的 Epstein-Zin-Weil 效用函数、Constantinides 和 Duffie(1996)的异质投资者模型、Campbell 和 Cochrane(1999)的习惯形成模型、Barro(2006)的灾难风险模型和 Bansal 和 Yaron(2004)的长期风险模型,其中长期风险模型受到了特别多的关注。

之所以称为宏观长期风险模型,简称为长期风险模型(Long Run Risks Model),是因为该模型假设主要宏观经济变量——消费增长率——包含了一个持续的、可预测的长期风险成分且波动存在时变性,因此当消费增长率受到外部冲击时,不能在单期内被其消化,而是会持续多期慢慢衰竭。长期风险模型在理论上将资产价格与代表性个体对未来经济增长和宏观波动的预期相联系,但是其与资本市场实际情形是否相符?诸多文献表明长期风险模型在解释美国股票市场、债券市场和外汇市场的典型事实上均有很好的表现。Bansal 和 Yaron(2004)最早提出长期风险模型解释美国股票市场的股权溢价之谜。Bansal 等(2007)进一步提出了基于消费和股利协整的长期风险模型,认为消费的长期风险隐含在消费与股利协整方程的协整残差项中。Ferson 等(2013)通过样本内和样本外检验发现协整的长期风险模型更有助于预测美国股票市场的动量溢价效应。Piazzesi 和 Schneider(2007)在长期风险模型中引入通货膨胀随机过程、Doh(2013)在长期风险模型加入经济波动的区制转换以解释美国国债收益率的利率期限结构和期限溢价变化。Colacito 和 Croce(2011)解释了汇率市场与宏观经济之间的关系,Bansal 和 Shaliastovich(2013)应用两国长期风险模型解释了债券期望理论的失效和外汇市场的远期溢价之谜。

那么,长期风险模型是否是一个没有争议、被所有经济学家公认的模型呢?答案是否定的。首先,从模型本身角度看,长期风险模型和其他解释美国资本市场典型事实的主要模型之间依然存在争论,而主要的争论来自习惯形成模型。一个有趣的现象是,在 2012 年 *Critical Finance Review* 的创刊号上,同时发表了 Beeler 和 Campbell(2012)和 Bansal 等(2012)两篇质疑和支持长期风险模型的文章。Beeler 和 Campbell(2012)发现美国消费和股利增长率的方差比小于 1,价格-股利比对于消费和股利增长率的单变量预测能力较低,而资产价格对于股利增长波动的预测拟合优度很差,这些都与长期风险模型的假定不相符;Bansal 等(2012)采用向量自回归 VAR 模型发现股票价格对消费和股利增长率均有很强的预测作用,股票价格对于宏观经济波动也有一定的预测作用。

其次,尽管 Campbell(2003)的研究表明股权溢价之谜、无风险利率之谜、市场波动之谜等典型金融事实同样普遍存在于主要发达国家,但是迄今基于长期风险模型的

经验研究大多以美国的资本市场为对象,根据文献搜索结果,尚未发现有文献对美国以外的其他国家进行系统的经验比较分析。

本文的工作之一是将长期风险模型拓展到其他发达国家,检验长期风险模型在解释其他发达国家股票市场典型事实方面的表现。我们选取西方7个主要国家(G7成员国,包括加拿大、法国、德国、意大利、日本、英国、美国)作为研究对象,将美国包括在内的一个重要考虑是可以和其他6个国家进行比较。我们首先对各个国家根据长期风险模型进行校准和模拟,研究长期风险模型对于这些国家股市典型事实的解释能力,并对模型的关键假设和推论与实际数据是否相符进行研究。作为一个重要的研究方向,协整的长期风险模型受到了越来越多的关注,本文亦将对这些国家消费与股利之间的协整关系进行检验。

本文对主要发达国家的研究发现,长期风险模型可以在合理的偏好参数值下解释G7国家的股权溢价之谜、市场波动之谜、无风险利率之谜等典型金融异象;通过对方差比、增长率及其波动的预测,发现长期风险模型模拟结果与G7国家的实际估计结果拟合程度较高,符合长期风险模型的关键假设和模型结论;通过对消费和股利协整关系的检验,发现消费与股利的协整关系在各国普遍存在,且协整残差项对于各国的股票收益均有很强的预测作用。

本文的第二个工作是经验检验长期风险模型对中国股票市场的适用性。在基于消费资本资产定价模型大框架下研究中国股票市场现象的文献主要有:肖俊喜和王庆石(2004)考虑了交易成本,林鲁东(2007)从消费习惯形成模型角度,邓学斌(2012)则将消费习惯形成与递归偏好相结合,而李治国和唐国兴(2002)基于跨期CCAPM模型进行了研究。西方主流的长期风险资产定价理论是否适用于作为世界第二大经济体和主要新兴经济体的中国?这样的探索对于研究中国和新兴经济体资本市场特征具有重要意义。本文通过模型模拟和经验检验发现,中国的股票价格反映了消费的长期风险和波动性风险,对中国的股权溢价之谜和无风险利率之谜有很好解释作用,但是不能用来解释中国股市的暴涨暴跌特征。与其他发达国家进行比较研究发现,中国上市公司股利发放政策不连续可能是重要的原因,因此,改善上市公司治理,促进上市公司形成较为连续的股利发放政策,可有效改变中国股市投机性的特征,抑制暴涨暴跌现象。

综上,本文贡献主要有:一是首次将宏观长期风险模型的比较检验拓展到美国以外主要发达国家的资本市场,发现长期风险模型不仅对美国股票市场的典型事实有很好的解释作用,同样对于西方其他主要国家股票市场有很好的解释作用。二是首次将宏观长期风险模型拓展到对中国股票市场典型事实的检验,发现宏观风险的长期性和

宏观经济的不确定性同样对于中国股票市场的股权溢价之谜和无风险利率之谜有很好解释作用,但是不能解释中国股市的市场波动之谜。我们认为中国股市的暴涨暴跌可能源于上市公司股利发放政策不连续,若证监会的现金分红指引政策能得到有效落实,可有效减少股市的投机性。

本文剩余部分安排如下:第二部分简要介绍长期风险模型的基本框架与结论,并对 G7 国家的数据进行校准和模拟;第三部分检验 G7 经济体的数据特征是否符合长期风险模型的关键假设和推论,并检验消费与股利长期关系的存在;第四部分检验长期风险模型在中国的适用性;第五部分为总结。

二 长期风险模型的基本框架与校准模拟

(一)模型的基本框架

1. 宏观长期风险设定。长期风险模型假定代表性个体的对数消费增长率 g_{t+1} 和股利增长率 $g_{d,t+1}$ 均包含了一部分小的、持续性的和可预测的长期风险成分 x_t , 并且假设宏观经济波动 σ_t 是时变的。

$$\begin{aligned} g_{t+1} &= \mu + x_t + \sigma_t \eta_{t+1} \\ g_{d,t+1} &= \mu_d + \phi x_t + \varphi_d \sigma_t u_{t+1} + \pi_d \sigma_t \eta_{t+1} \\ x_{t+1} &= \rho x_t + \varphi_e \sigma_t e_{t+1} \\ \sigma_{t+1}^2 &= \sigma^2 + v_1 (\sigma_t^2 - \sigma^2) + \sigma_\omega \omega_{t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

其中 $e_{t+1}, \eta_{t+1}, \omega_{t+1}, u_{t+1} \sim N(0, 1) i. i. d$, e_{t+1}, η_{t+1} 和 ω_{t+1} 分别为代表性个体所受到的长期消费冲击、短期消费冲击和宏观波动冲击, u_{t+1} 为股利所受到的短期冲击。 μ, μ_d, σ 为消费增长率、股利增长率和宏观经济波动的均值, ρ 和 v_1 分别为消费长期风险和经济波动的持续性系数,反映宏观经济风险冲击的长期性。 φ_e 为经济波动对长期风险因子的影响系数, σ_ω 则代表宏观经济波动,用以衡量宏观经济波动的时变性。 ϕ, π_d 和 φ_d 分别为股利对于消费的长期风险、短期风险和股利自身的短期风险反应系数,股票市场对于长期风险的反应一般较消费市场大,因此 ϕ 大于 1。

2. 偏好设定。长期风险模型假设代表性个体服从 Epstein 和 Zin (1989) 的递归偏好,其代表性个体的随机贴现因子(SDF) M_{t+1} 的对数形式 m_{t+1} 可以表示为:

$$m_{t+1} = \theta \ln \delta - \frac{\theta}{\psi} g_{t+1} + (\theta - 1) r_{a,t+1} \quad (2)$$

其中, δ 为代表性个体的时间偏好, $\theta = (1 - \gamma)/(1 - 1/\psi)$, ψ 为跨期替代弹性

EIS, γ 为相对风险厌恶系数 RRA, $r_{a,t+1}$ 为提供总消费的总财富资产收益率 $R_{a,t+1}$ 的对数形式,应用 Campbell 和 Shiller(1988)的泰勒一阶展开方法可得:

$$r_{a,t+1} = \ln(R_{a,t+1}) = \ln[(P_{a,t+1} + C_{t+1})/P_{a,t}] = \kappa_0 + \kappa_1 z_{t+1} - z_t + g_{t+1} \quad (3)$$

其中 $z_t = \ln(P_{a,t}/C_t)$ 为对数财富-消费比, $P_{a,t}$ 为总财富资产价格, C_t 为消费水平, κ_0 和 κ_1 为常数,^①这一表达式同样适用于股票市场。

3. 模型结论。消费的长期风险成分 x_t 和经济不确定性 σ_t 为模型中的状态变量,因此不妨假设内生变量财富-消费比为这二者的函数,即 $z_t = A_0 + A_1 x_t + A_2 \sigma_t^2$,其中 A_0, A_1, A_2 为常数。同时令 r_{t+1}^i 为 $r_{a,t+1}$, 并代入欧拉方程 $E_t[\exp(m_{t+1} + r_{t+1}^i)] = 1$,^②可得到:

$$\begin{pmatrix} A_1 \\ A_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (1 - 1/\psi)/(1 - \kappa_1 \rho) \\ \frac{0.5\theta[(1 - 1/\psi)^2 + (A_1 \kappa_1 \varphi_e)^2]}{1 - \kappa_1 v_1} \end{pmatrix} \quad (4)$$

实际利率的正向变动会产生两种效应:一是跨期替代效应,代表性个体会减少当期消费,提高投资,以交换未来更高的消费;二是财富效应,利率的提高会使代表性个体的真实财富增加,从而增加现期消费。EIS 大于 1 时,跨期替代效应超过财富效应,当预期未来经济增长率上升时,代表性个体会去追求更多的风险资产,从而使财富-消费比 z_t 上升,体现在长期风险模型中,即 $A_1 > 0$,对于持续性成分 x_t 的正向冲击将使 z_t 上升,降低风险溢价。而 RRA 一般大于 1,则 $A_2 < 0$,即经济不确定性的增加将降低价格比率,增加风险溢价。同理,针对股票市场假设对数价格-股利比 $z_{m,t} = A_{m,0} + A_{m,1} x_t + A_{m,2} \sigma_t^2$,令 $A_{m,0}, A_{m,1}, A_{m,2}$ 为常数。令 r_{t+1}^i 为股票市场收益 $r_{m,t+1}$,代入欧拉方程可解得:

$$\begin{pmatrix} A_{m,1} \\ A_{m,2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (\phi - 1/\psi)/(1 - \kappa_{m,1} \rho) \\ \frac{1}{1 - \kappa_{m,1} v_1} [(\theta - 1)(\kappa_1 v_1 - 1)A_2 + 0.5(\varphi_d^2 + (\pi_d - \lambda_\eta)^2 + (\kappa_{m,1} A_{m,1} - \lambda_e)^2)] \end{pmatrix} \quad (5)$$

其中 $\kappa_{m,1}$ 为方程(3)应用在股票市场时的常数, $\lambda_\eta = -r, \lambda_e = (1 - \theta)\kappa_1 A_1 \varphi_e$ 。 ϕ 大于 1,因此 $A_{m,1} > A_1$,这表明股票将比总财富资产对于长期风险产生更大的反应,这将产生更高的股权溢价和更大的市场波动,形成风险的放大效应。因此,股票收益相对无风险资产收益 $r_{f,t+1}$ 的股权溢价为:

① $\kappa_1 = \exp(\bar{z})/(\exp(\bar{z}) + 1)$, $\kappa_0 = \ln(1 + \exp(\bar{z})) - \kappa_1 \bar{z}$,其中 \bar{z} 为 z_t 的平均值。

② r_{t+1}^i 为任意资产的对数收益率,本文公式中小写字母均为其相应大写字母的对数形式。

$$E_t(r_{m,t+1} - r_{f,t+1} + 0.5\sigma_{i,r_m}^2) = \lambda_\eta \sigma_i^2 \beta_{m,\eta} + \lambda_e \sigma_i^2 \beta_{m,e} + \lambda_\omega \sigma_\omega^2 \beta_{m,\omega} \quad (6)$$

其中 $\lambda_\omega = (1 - \theta)K_1 A_2$, $\beta_{m,\eta} = \pi_d$, $\beta_{m,e} = \kappa_{m,1} A_{m,1} \varphi_e$, $\beta_{m,\omega} = \kappa_{m,1} A_{m,2}$, σ_{i,r_m}^2 为股票收益的方差。在方程(6)这个基于长期风险和时变经济波动的新三因子模型中,股权溢价来源于对消费的短期风险 η_{t+1} 、消费的长期风险 e_{t+1} 和时变的宏观经济波动风险 ω_{t+1} 的补偿, $\beta_{m,\eta}$ 、 $\beta_{m,e}$ 、 $\beta_{m,\omega}$ 分别为三者的风险数量, $\lambda_\eta \sigma_i^2$ 、 $\lambda_e \sigma_i^2$ 、 $\lambda_\omega \sigma_\omega^2$ 分别为三者的风险溢价。

(二) 基于 G7 国家的校准与模拟

首先考察发达国家样本,本文选取西方七个主要工业化国家,即加拿大、法国、德国、意大利、日本、英国和美国(G7),同先前文献一致,本文采用年度数据进行研究。

本文采用 Beeler 和 Campbell(2012)提供的美国数据,其他国家的股票收益率、股利和价格-股利比^①数据来源于 DataStream 数据库;而包括无风险利率、CPI 指数、GDP 平减指数、各国人口等宏观经济数据下载自中国经济数据库 CEIC 的全球数据库(Global Database),其来源为 IMF 的 IFS 数据库。^②

由于各国经济的实际情况与美国不同,本文首先根据各国的数据对长期风险模型分别进行校准。在校准的过程中,先对消费增长率、股利增长率和价格-股利比进行校准,确定相关参数数值,再对资产收益率进行校准,确定时间偏好、RRA 和 EIS 等参数。^③

表 1 显示,G7 国家的平均消费增长率在 1.51% 到 2.22% 左右,各国消费增长率的标准差均较小,大部分在 2% 以下。相对来说,各国平均股利增长率相差较大,最高的法国为 3.51%,最低的日本只有 0.61%;股利增长率的标准差相对消费大许多,均在 10% 左右,意大利更是高达 18.37%。消费和股利增长率的一阶自相关系数都大于 0,且消费与股利的相关系数均为正,这与长期风险模型消费与股利增长率共享相同持续性成分的假设相一致。本文依照以上数据特征对消费和股利的相关参数进行了校准,校准参数见表 2 的第二和第三部分。

① 价格-股利比指股票市值与股利之比的对数。另外,如无特别提及,本文讨论的均为去通胀后的实际值。

② 数据来源与处理方法详见 Campbell(2003)。基于数据可得性,加拿大、德国、法国、意大利、日本的数据区间为 1974 至 2011 年,英国是 1966 至 2011 年,美国数据是 1930 至 2008 年,来自于 Beeler 和 Campbell(2012)。为了保证数据的长度不致影响本文的基本结果,本文在进行经验分析时同样考虑了季度数据,其结果与年度数据的结果并没有大的区别。

③ 长期风险模型为月度模型,因此本文先模拟月度数据,然后加总为年度数据。为避免初值的影响,模拟区间为实际数据区间加上 10 年,最后再取 10 年以后的数据作为正式的模拟数据。另外,美国直接采用 Bansal 等(2012)的校准结果。

表 1 各国消费和股利增长率

国家	g_c	$\sigma(g_c)$	$AC(g_c)$	g_d	$\sigma(g_d)$	$AC(g_d)$	pd	$\sigma(pd)$	$AC(pd)$	$corr(c, d)$
加拿大	1.62	1.64	0.36	1.70	10.77	0.25	3.58	0.36	0.85	0.07
	1.56	1.62	0.38	1.83	10.21	0.28	3.34	0.17	0.61	0.08
	<u>0.54</u>	<u>0.52</u>	<u>0.43</u>	<u>0.48</u>	<u>0.59</u>	<u>0.42</u>	<u>1.00</u>	<u>1.00</u>	<u>0.98</u>	<u>0.47</u>
法国	1.51	1.41	0.29	3.51	9.63	0.17	3.34	0.35	0.71	0.27
	1.53	2.05	0.36	3.60	11.17	0.27	3.44	0.20	0.64	0.25
	<u>0.49</u>	<u>0.13</u>	<u>0.33</u>	<u>0.49</u>	<u>0.33</u>	<u>0.27</u>	<u>0.29</u>	<u>0.94</u>	<u>0.69</u>	<u>0.54</u>
德国	1.55	1.48	0.19	2.40	10.59	0.42	3.71	0.36	0.72	0.20
	1.57	1.74	0.28	2.44	9.67	0.59	3.46	0.26	0.61	0.22
	<u>0.48</u>	<u>0.32</u>	<u>0.29</u>	<u>0.50</u>	<u>0.59</u>	<u>0.14</u>	<u>1.00</u>	<u>0.83</u>	<u>0.79</u>	<u>0.46</u>
意大利	1.67	2.07	0.14	1.80	18.37	0.50	3.60	0.41	0.70	0.04
	1.67	1.91	0.27	1.64	17.75	0.40	4.98	0.47	0.67	0.06
	<u>0.50</u>	<u>0.69</u>	<u>0.21</u>	<u>0.51</u>	<u>0.58</u>	<u>0.76</u>	<u>0.00</u>	<u>0.26</u>	<u>0.60</u>	<u>0.46</u>
日本	2.22	2.30	0.10	0.61	8.90	0.56	4.47	0.51	0.82	0.14
	2.16	2.16	0.23	0.86	8.70	0.66	4.38	0.28	0.65	0.07
	<u>0.55</u>	<u>0.59</u>	<u>0.21</u>	<u>0.47</u>	<u>0.53</u>	<u>0.24</u>	<u>0.77</u>	<u>0.99</u>	<u>0.96</u>	<u>0.64</u>
英国	1.66	2.31	0.39	0.98	6.98	0.49	3.21	0.28	0.60	0.17
	1.69	2.48	0.44	1.01	7.44	0.52	2.96	0.30	0.79	0.20
	<u>0.49</u>	<u>0.40</u>	<u>0.37</u>	<u>0.50</u>	<u>0.42</u>	<u>0.42</u>	<u>0.89</u>	<u>0.42</u>	<u>0.07</u>	<u>0.45</u>
美国	1.93	2.16	0.45	1.15	11.05	0.21	3.36	0.45	0.87	0.55
	1.80	2.50	0.40	1.81	14.04	0.26	3.13	0.18	0.66	0.46
	<u>0.60</u>	<u>0.32</u>	<u>0.68</u>	<u>0.39</u>	<u>0.21</u>	<u>0.32</u>	<u>0.99</u>	<u>0.99</u>	<u>0.99</u>	<u>0.79</u>

说明:表 1 报告了消费增长率、股利增长率和对数价格-股利比的均值(%)、标准差(%)和一期自相关系数,以及消费增长率和股利增长率的相关系数。第一行报告了实际数据的值,第二行则是对长期风险模型进行校准后进行 10000 次 Monte Carlo 模拟之后相应统计量的中位数,第三行加下划线的数据则报告实际数据相应估计参数在进行 Monte Carlo 模拟结果中的分位数,当该值小于 2.5% 或者大于 97.5% 代表模型与实际经济相符的原假设在 5% 的置信水平上被拒绝。此外,以下行文为表述明晰,将股票市场对数价格股利比表示为 pd 。

由表 2 的校准结果可以看到,在长期风险模型框架下,长期风险冲击的持续性系数 ρ 和经济波动冲击的持续性系数 v_1 均接近于 1,可见消费长期成分冲击和波动冲击的影响均较为持久。而可预测的持续性成分的波动系数 φ_c 均比较低,G7 国家中最高为美国的 3.8%,在经验中对于这一成分的估计很难,Colacito 和 Croce(2011)指出只有在足够多样本的情况下才能正确估计出长期风险模型的有效参数。

表 2 校准参数值

参数		加拿大	法国	德国	意大利	日本	英国	美国
偏好参数	γ	12	9	11.25	12	12	5	10
	ψ	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5	1.5
	δ	0.9982	0.9983	0.9984	0.9982	0.9992	0.9988	0.9989
消费参数	μ	1.3	1.3	1.3	1.4	1.8	1.4	1.5
	ρ	0.982	0.98	0.965	0.98	0.9735	0.99	0.975
	φ_c	3.6	3.5	3.2	2	1.48	3.2	3.8
	σ	4.5	4	4	6.5	7.6	7	7.2
	v_1	0.9928	0.998	0.999	0.99	0.997	0.998	0.999
	σ_ω	2.44	4	3	2	3.06	3	2.8
	μ_d	1.5	3.1	2	1.4	0.7	0.8	1.5
股利参数	ϕ	4	3.5	12	16	16.2	3.5	2.5
	φ_d	7	6	3	8	1.75	2.5	5.96
	π_d	-1	0.5	-0.8	-1.5	-0.6	-1	2.6

说明:表 2 报告了各国对长期风险模型的校准参数值。其中, μ 和 μ_d 的数值乘了 10^3 , φ_c 乘了 10^2 , σ 乘了 10^3 , σ_ω 则乘了 10^5 。

另外, G7 其他国家股利增长率的杠杆参数 ϕ 的值都比美国的大, 因此相对来说在其他国家, 持续性成分对于股利增长率的影响更大, 对于股权溢价的影响也更大。而各国所面临的经济不确定性 σ 相差较大, 最低的德国和法国为 4×10^{-3} , 最高的日本为 7.6×10^{-3} , 而波动的波动参数 σ_ω 也有较大差别, 在 2×10^{-6} 到 4×10^{-6} 之间。

表 3 显示, 20 世纪 70 年代至今, 除了日本和意大利, 其他 G7 国家股票收益率都很高, 均在 5% 以上。日本自上世纪 90 年代以来经历了长期的经济停滞甚至是衰退, 而意大利的资本市场化程度较低。各国股票收益率的标准差都很高, 最低的加拿大为 16.49%, 最高的意大利为 28.81%, 且其一阶自相关系数大多接近于 0。相对来说, 各国无风险利率明显较低, 均在 2.5% 以下, 其波动也较小, 一阶自相关系数为正且较高。通过对消费和股票数据的观察, 可以发现大多数发达国家均存在明显的股权溢价之谜和市场波动之谜。

根据各国股票收益率和无风险利率的特征, 本文对于各国代表性个体的时间偏好、RRA、EIS 等参数进行了校准, 结果如表 2 第一部分所示。时间偏好在 0.9982 到 0.9992 之间, 与主流文献所采用的值相近。RRA 大部分则在 5 到 12 之间, EIS 大部分在 1.5, 这些值在宏观经济上更为合理可信。长期风险模型至今为止争议最大的问题在于 EIS 的取值, 本文校准的结果均大于 1, 与 Bansal 等 (2007) 的结果相似, 而传统的 EIS 估计方法存在严重的测量误差和向下的偏误。

表3 G7 各国股市收益率和无风险利率

国家	R_e	$\sigma(R_e)$	$AC(R_e)$	r_f	$\sigma(r_f)$	$AC(r_f)$
加拿大	5.53	16.49	-0.10	2.24	2.57	0.67
	5.41	15.78	-0.02	2.65	0.64	0.78
	<u>0.52</u>	<u>0.58</u>	<u>0.31</u>	<u>0.16</u>	<u>1.00</u>	<u>0.16</u>
法国	6.40	26.45	-0.09	2.02	2.62	0.83
	6.58	18.08	-0.03	2.14	0.77	0.77
	<u>0.47</u>	<u>0.92</u>	<u>0.35</u>	<u>0.40</u>	<u>1.00</u>	<u>0.73</u>
德国	5.41	22.65	-0.07	2.16	1.74	0.62
	5.34	21.09	-0.02	2.28	0.52	0.71
	<u>0.51</u>	<u>0.59</u>	<u>0.37</u>	<u>0.37</u>	<u>1.00</u>	<u>0.24</u>
意大利	2.53	28.81	0.14	2.11	3.33	0.78
	2.31	37.81	-0.02	2.71	0.45	0.77
	<u>0.51</u>	<u>0.05</u>	<u>0.84</u>	<u>0.02</u>	<u>1.00</u>	<u>0.52</u>
日本	1.86	22.78	0.05	1.14	2.52	0.59
	2.12	22.37	-0.02	1.59	0.41	0.77
	<u>0.47</u>	<u>0.53</u>	<u>0.66</u>	<u>0.13</u>	<u>1.00</u>	<u>0.07</u>
英国	6.27	23.82	-0.12	1.50	3.89	0.73
	6.03	18.30	0.00	1.73	1.00	0.85
	<u>0.53</u>	<u>0.87</u>	<u>0.23</u>	<u>0.38</u>	<u>1.00</u>	<u>0.11</u>
美国	5.47	20.17	0.02	0.56	2.89	0.65
	6.07	18.68	0.00	1.23	0.97	0.80
	<u>0.40</u>	<u>0.60</u>	<u>0.57</u>	<u>0.13</u>	<u>1.00</u>	<u>0.03</u>

说明:表3分别报告了股市收益率 R^* 和无风险利率 r_f 的均值(%)、标准差(%)和一阶自相关系数,其中各国第一行、第二行、第三行所报告数据性质与表1相同。

表3中各个国家的第二行数据为校准后长期风险模型模拟的数据中相应统计量的中位数。通过对比,可以看出长期风险模型在经济上较为合理的偏好参数值下,可以很好的拟合各国股票收益率、无风险利率和市场波动等特征。尽管长期风险模型模拟无风险利率的波动偏低,但是Campbell(2003)指出实际无风险利率的波动大部分源于短期通胀风险,Piazzesi和Schneider(2007)与Doh(2013)在长期风险模型的框架中加入通货膨胀过程的设定,较好地解决了这个问题。

以上的校准模拟结果表明长期风险模型在校准模拟上可以解释存在于众多国家的金融异象,但是一个令人信服的资产定价理论更要求其假设与推论符合现实经济中相关变量之间的关系。本文第三部分对G7国家实际数据与模拟数据的方差比、消费

和股利增长率、收益率的预测、经济波动的预测、消费与股利的协整关系等多方面的拟合进行检验。

三 关键假设与推论的经验检验

长期风险模型对股票市场的解释能力依赖于两个重要的基本假设:一是消费和股利增长率均存在一个持续性成分,二是宏观经济波动存在时变性,而股票价格反映着代表性个体对于未来经济增长与宏观经济波动的预期,与未来经济增长关系为正,与未来宏观经济波动关系为负,在这部分本文将对这些关键假设和推论进行检验。

(一) 经济增长率持续性检验

Weil(1989)与 Kandel 和 Stambaugh(1991)虽然同样采用 Epstein-Zin 递归偏好设定,但是都不能成功解释股票市场现象,Weil(1989)将消费增长率设定为独立同分布过程,而 Kandel 和 Stambaugh(1991)的研究中消费增长率的持续性系数过小。可见消费随机过程的假设对于资产定价模型十分重要,而长期风险模型假设消费和股利增长率存在可预测的持续性成分,因此对这一假设进行检验是十分重要的。变量存在持续性成分即其在时间序列上存在自相关,检验变量是否存在自相关较为有效的统计量是方差比。Beeler 和 Campbell(2012)发现美国的消费和股利增长率在一些期限上方差比小于1,本文同样计算了 G7 其他国家的实际数据与模型模拟数据消费和股利增长率的方差比,如表 4 所示。

除了美国和法国的 6 年期数据,G7 国家中消费增长率的方差比均明显大于 1,与长期风险模型模拟数据的方差比较为一致。表 4 中各国第三行报告了实际数据估计结果在模拟数据中的分位数,在 5% 的显著性水平下均不能拒绝模型与实际经济拟合的假设。股利增长率方差比除了法国的 6 年期、美国的 4 和 6 年期,其他国家的均大于 1,且股利增长率存在持续性的假设在 5% 的置信水平下都不能被拒绝。

本文的方差比检验结果表明,除美国外绝大部分 G7 国家的消费和股利增长率确实存在持续性的可预测成分,符合长期风险模型消费存在持续性成分的关键假设。

(二) 经济增长率可预测性检验

长期风险模型认为投资者对于未来经济增长的预测将隐含在现期的资产价格中,那么现期资产价格信息应该能够预测未来的消费和股利增长率。当现期资产价格-股利比较高时,表明投资者对未来经济增长持乐观态度,因为其 EIS 大于 1,故倾向于持有更多的风险资产,从而推高股票价格,因此现期价格-股利比与未来经济增长率

的关系应该是正的。Mauro(2003)研究发现在发达经济体和新兴国家中股票价格与未来经济增长的关系为正,本文首先采用 Bansal 等(2012)基于经济增长率、无风险利率、价格-股利构成 VAR(1)系统,检验价格-股利比对于消费和股利增长率的预测作用。

表 4 G7 各国消费和股利增长率的方差比

国家	消费增长率			股利增长率		
	2 年	4 年	6 年	2 年	4 年	6 年
加拿大	1.36	1.59	1.47	1.23	1.45	1.38
	1.40	1.73	1.82	1.28	1.42	1.40
	0.43	0.40	0.32	0.38	0.53	0.48
法国	1.30	1.25	0.95	1.19	1.10	0.79
	1.37	1.66	1.72	1.28	1.39	1.35
	0.34	0.20	0.12	0.32	0.25	0.14
德国	1.20	1.36	1.08	1.45	1.54	1.22
	1.29	1.42	1.38	1.60	2.20	2.36
	0.29	0.44	0.30	0.17	0.11	0.07
意大利	1.16	1.37	1.35	1.53	1.90	1.77
	1.28	1.39	1.36	1.40	1.76	1.86
	0.25	0.47	0.49	0.77	0.60	0.46
日本	1.10	1.25	1.26	1.56	2.01	1.95
	1.23	1.28	1.21	1.67	2.45	2.76
	0.21	0.48	0.54	0.23	0.22	0.19
英国	1.41	1.61	1.45	1.53	1.83	1.94
	1.45	1.93	2.19	1.53	2.19	2.57
	0.41	0.27	0.17	0.48	0.27	0.25
美国	1.40	1.38	0.84	1.23	0.98	0.59
	1.40	1.78	1.97	1.26	1.39	1.40
	0.50	0.13	0.01	0.39	0.07	0.01

说明:表 4 左边部分列出了消费增长率在 2、4 和 6 年期的方差比,右边部分相应列出了股利增长率不同期限的方差比。同样的,其中各国第一行、第二行、第三行所报告数据性质与表 1 相同。

表 5 中大部分 G7 国家中消费增长率预测的拟合优度较高,实际数据与模型模拟的数值趋势相近,仅有日本数据的模拟效果较差,分位数分别为 0.05、0.06 和 0.07。G7 国家股利增长率的预测性更加明显,模型与数据的表现十分接近,仅有日本的数据在 5% 的置信水平下不显著。为了检验股票价格与未来经济增长正相关这一长期风险模型的关键结论,表 6 报告了价格-股利比对消费和经济增长进行单变量预测检验的斜率系数。

表 5 VAR 系统对消费和股利增长率预测的拟合优度

国家	消费增长率			股利增长率		
	1 年	3 年	5 年	1 年	3 年	5 年
加拿大	0.18	0.14	0.12	0.26	0.44	0.48
	0.32	0.33	0.28	0.39	0.23	0.17
	<u>0.19</u>	<u>0.16</u>	<u>0.19</u>	<u>0.17</u>	<u>0.88</u>	<u>0.93</u>
法国	0.20	0.19	0.15	0.26	0.31	0.27
	0.30	0.31	0.27	0.29	0.23	0.18
	<u>0.27</u>	<u>0.27</u>	<u>0.27</u>	<u>0.43</u>	<u>0.67</u>	<u>0.69</u>
德国	0.19	0.24	0.24	0.43	0.41	0.33
	0.22	0.18	0.13	0.71	0.51	0.34
	<u>0.43</u>	<u>0.65</u>	<u>0.75</u>	<u>0.03</u>	<u>0.28</u>	<u>0.48</u>
意大利	0.08	0.10	0.08	0.52	0.55	0.48
	0.19	0.18	0.15	0.48	0.42	0.31
	<u>0.15</u>	<u>0.26</u>	<u>0.29</u>	<u>0.60</u>	<u>0.78</u>	<u>0.81</u>
日本	0.03	0.02	0.02	0.33	0.23	0.18
	0.14	0.14	0.11	0.82	0.62	0.44
	<u>0.05</u>	<u>0.06</u>	<u>0.07</u>	<u>0.00</u>	<u>0.00</u>	<u>0.02</u>
英国	0.24	0.22	0.19	0.27	0.21	0.17
	0.38	0.44	0.41	0.52	0.55	0.49
	<u>0.22</u>	<u>0.15</u>	<u>0.16</u>	<u>0.09</u>	<u>0.06</u>	<u>0.06</u>
美国	0.23	0.19	0.16	0.19	0.26	0.26
	0.30	0.33	0.30	0.26	0.20	0.16
	<u>0.28</u>	<u>0.16</u>	<u>0.16</u>	<u>0.26</u>	<u>0.70</u>	<u>0.81</u>

说明：表 5 报告了 1、3 和 5 年期经济增长率在进行 VAR 预测时的拟合优度。左边为消费增长率，右边为股利增长率。其中各国第一行、第二行、第三行所报告数据性质与表 1 相同。

在表 6 中，消费增长率的斜率系数符号大部分均为正，美国之外加拿大和德国的分位数较低，但全部数据均在 5% 的显著水平上均不能拒绝模型与实际数据拟合的假设，符合长期风险模型 $EIS > 1$ 的假设。除了日本和英国，其他国家股利增长率的斜率系数的拟合程度均较高。本文基于 VAR 和单变量预测的结果研究显示，在 5% 的置信水平下并不能拒绝消费和股利增长率可以被股票价格所预测，且与股票价格-股利比关系为正这一长期风险模型的关键假设。

表6 价格-股利比对消费和股利增长率预测的斜率系数

国家	消费增长率			股利增长率		
	1年	3年	5年	1年	3年	5年
加拿大	0.00	0.00	-0.01	0.15	0.37	0.54
	0.04	0.10	0.12	0.32	0.52	0.59
	<u>0.04</u>	<u>0.04</u>	<u>0.06</u>	<u>0.07</u>	<u>0.31</u>	<u>0.46</u>
法国	0.01	0.01	-0.02	0.14	0.23	0.22
	0.04	0.08	0.09	0.24	0.37	0.40
	<u>0.13</u>	<u>0.13</u>	<u>0.14</u>	<u>0.19</u>	<u>0.33</u>	<u>0.35</u>
德国	0.00	-0.02	-0.03	0.18	0.34	0.34
	0.02	0.05	0.05	0.30	0.59	0.63
	<u>0.05</u>	<u>0.04</u>	<u>0.07</u>	<u>0.04</u>	<u>0.11</u>	<u>0.20</u>
意大利	0.01	0.02	0.02	0.27	0.76	1.05
	0.01	0.03	0.03	0.24	0.50	0.59
	<u>0.59</u>	<u>0.43</u>	<u>0.29</u>	<u>0.71</u>	<u>0.94</u>	<u>0.95</u>
日本	0.00	-0.01	-0.05	0.05	0.11	0.08
	0.02	0.04	0.04	0.27	0.59	0.67
	<u>0.17</u>	<u>0.12</u>	<u>0.08</u>	<u>0.00</u>	<u>0.00</u>	<u>0.01</u>
英国	0.03	0.03	0.01	0.03	-0.01	-0.20
	0.04	0.10	0.14	0.16	0.38	0.51
	<u>0.33</u>	<u>0.08</u>	<u>0.06</u>	<u>0.01</u>	<u>0.01</u>	<u>0.00</u>
美国	0.01	0.01	0.00	0.07	0.11	0.09
	0.05	0.10	0.12	0.33	0.43	0.47
	<u>0.04</u>	<u>0.09</u>	<u>0.12</u>	<u>0.02</u>	<u>0.13</u>	<u>0.20</u>

说明:表6报告了1,3和5年经济增长率在进行单变量预测时的斜率系数。左边为消费增长率,右边为股利增长率。其中各国第一行、第二行、第三行所报告数据性质与表1相同。

(三)宏观经济波动可预测性检验

在长期风险模型中,当未来经济波动受到正向冲击时,由于存在持续性,投资者将偏好进行储蓄而不是投资,因此风险资产需求和价格将下降。宏观经济波动对于资产定价的影响在近些年来逐渐成为研究的热点,Bansal等(2005)发现投资者厌恶宏观经济不确定性,Lettau等(2008)则通过区制转换模型证明总体经济波动与股市收益之间有很强的负相关关系。为对这一关键假设进行检验,本文对经济增长率进行AR(1)估计,取其残差项的绝对值 $|\mu_{t+1}|$,将K期和取对数作为已实现波动率的测度,并用现期价格-股利比进行预测:

$$\ln\left(\sum_{j=1}^K |\mu_{t+j}|\right) = \alpha + \beta(p_t - d_t) + \zeta_t \quad (7)$$

表 7 消费和股利增长率波动的预测拟合优度和斜率系数

Panel A: 拟合优度	消费增长率			股利增长率		
	1 年	3 年	5 年	1 年	3 年	5 年
加拿大	0.03	0.08	0.28	0.04	0.06	0.01
	0.02	0.05	0.06	0.02	0.05	0.06
	<u>0.57</u>	<u>0.64</u>	<u>0.89</u>	<u>0.70</u>	<u>0.55</u>	<u>0.23</u>
法国	0.02	0.02	0.05	0.00	0.01	0.05
	0.04	0.09	0.11	0.04	0.10	0.11
	<u>0.36</u>	<u>0.20</u>	<u>0.35</u>	<u>0.18</u>	<u>0.11</u>	<u>0.34</u>
德国	0.12	0.17	0.14	0.01	0.09	0.02
	0.02	0.05	0.06	0.02	0.05	0.07
	<u>0.92</u>	<u>0.81</u>	<u>0.71</u>	<u>0.32</u>	<u>0.63</u>	<u>0.30</u>
意大利	0.01	0.11	0.12	0.00	0.03	0.04
	0.01	0.03	0.05	0.01	0.03	0.05
	<u>0.38</u>	<u>0.78</u>	<u>0.74</u>	<u>0.19</u>	<u>0.51</u>	<u>0.44</u>
日本	0.05	0.19	0.30	0.00	0.01	0.08
	0.01	0.04	0.05	0.01	0.03	0.05
	<u>0.82</u>	<u>0.90</u>	<u>0.93</u>	<u>0.17</u>	<u>0.23</u>	<u>0.62</u>
英国	0.02	0.05	0.07	0.00	0.00	0.04
	0.02	0.05	0.07	0.02	0.05	0.07
	<u>0.59</u>	<u>0.51</u>	<u>0.50</u>	<u>0.16</u>	<u>0.06</u>	<u>0.37</u>
美国	0.06	0.16	0.22	0.04	0.03	0.01
	0.03	0.10	0.13	0.03	0.10	0.13
	<u>0.71</u>	<u>0.66</u>	<u>0.69</u>	<u>0.54</u>	<u>0.21</u>	<u>0.13</u>
Panel B: 斜率系数						
加拿大	-0.45	-0.42	-0.48	-0.82	-0.47	-0.18
	-0.58	-0.48	-0.37	-0.63	-0.49	-0.36
	<u>0.55</u>	<u>0.53</u>	<u>0.44</u>	<u>0.43</u>	<u>0.51</u>	<u>0.60</u>
法国	-0.51	-0.28	-0.33	0.24	0.12	0.25
	-0.91	-0.76	-0.59	-0.97	-0.80	-0.61
	<u>0.66</u>	<u>0.74</u>	<u>0.66</u>	<u>0.90</u>	<u>0.90</u>	<u>0.91</u>
德国	-1.04	-0.66	-0.44	-0.23	-0.38	-0.17
	-0.44	-0.36	-0.28	-0.44	-0.38	-0.29
	<u>0.24</u>	<u>0.32</u>	<u>0.38</u>	<u>0.61</u>	<u>0.50</u>	<u>0.60</u>
意大利	-0.23	-0.34	-0.28	-0.12	-0.31	-0.27
	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	<u>0.27</u>	<u>0.10</u>	<u>0.11</u>	<u>0.37</u>	<u>0.12</u>	<u>0.12</u>

(续表7)

	-0.76	-0.59	-0.60	0.07	0.10	0.28
日本	0.02	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01
	<u>0.14</u>	<u>0.12</u>	<u>0.10</u>	<u>0.55</u>	<u>0.58</u>	<u>0.75</u>
	-0.72	-0.67	-0.58	0.18	-0.06	0.26
英国	-0.31	-0.27	-0.22	-0.30	-0.27	-0.23
	<u>0.27</u>	<u>0.23</u>	<u>0.24</u>	<u>0.80</u>	<u>0.69</u>	<u>0.87</u>
	-0.72	-0.62	-0.60	-0.55	-0.31	-0.20
美国	-1.04	-0.97	-0.86	-1.12	-0.98	-0.86
	<u>0.63</u>	<u>0.67</u>	<u>0.64</u>	<u>0.73</u>	<u>0.83</u>	<u>0.86</u>

说明:表7的第一部分报告了价格-股利比对1、3和5年消费和股利增长率的已实现波动进行预测时的拟合优度,第二部分则报告了估计的斜率系数。其中各国第一行、第二行、第三行所报告数据性质与表1相同。

本文对消费和股利增长率采用AR(1)方法进行波动率测定,并利用方程(7)进行预测,表7报告了预测的拟合优度和斜率系数。在拟合优度方面,G7国家实际数据与长期风险模型模拟数据拟合的原假设在5%的显著水平不能被拒绝,股利波动性的预测在模型和实际数据中得到了同样的结果。而在斜率系数的估计结果中,除了法国和日本以外,其他国家的实际数据均为负的,模拟数据中日本和意大利接近于0,而所有数据在5%置信水平下不能拒绝模型与实际数据相拟合的原假设,总体上看G7各国高的价格-股利比预示着未来较低的经济波动,这与长期风险模型的设定相符。

(四)协整的长期风险模型

Bansal等(2007)认为消费和股利水平存在协整关系是一种测度资产价格长期风险的方法,其假定消费和股利水平存在如下的协整关系:

$$d_t = \tau_0 + \tau_1 c_t + \varepsilon_{d,t} \quad (8)$$

其中, d_t 和 c_t 分别为取对数后的股利和消费水平, τ_0 为常数项, τ_1 为二者的协整参数, $\varepsilon_{d,t}$ 为相应的协整参数。在这方面的研究中,Nasseh和Strauss(2000)研究发现欧洲发达国家的股票价格水平与本国的工业产出、利率存在长期协整关系,孙洪庆和邓瑛(2009)对中国市场的研究表明股票价格与消费支出和货币供应均有一定的协整关系。若股利与消费存在协整关系,则可以从理论上解释以上研究结论:股票价格通过股利与宏观经济相联系,股利与代表性个体消费的长期均衡代表了股票对于宏观经济的长期风险暴露。为检验这一关系是否存在,本文首先对方程(8)进行估计,并采用Engle-Granger协整检验方法进行检验,结果如表8所示:

表 8 股利和消费的协整关系检验

国家	τ_0	τ_1	ADF 单位根检验	最优滞后阶数
加拿大 ^①	16.18(7.35)	-2.58(1.60)	-1.42	3
法国	-9.13(0.74)	2.93(0.15)	-2.13**	0
德国	-5.17(1.21)	2.01(0.24)	-2.64***	1
意大利	-7.59(1.33)	2.54(0.27)	-2.89***	1
日本	2.47(0.71)	0.40(0.14)	-2.09**	1
英国	-1.17(0.46)	1.18(0.09)	-2.47**	1
美国	1.34(0.19)	0.63(0.04)	-2.66***	2

说明：表 8 报告了方程(8)的估计结果。其中第一、二列为参数估计结果，括号中为其标准误，第三列为对协整残差 $\varepsilon_{d,t}$ 进行平稳性检验的 ADF 统计量，原假设为协整残差项存在单位根。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著，下表同。

①在进行 ADF 检验时，本文根据 AIC 和 BIC 准则选择，加拿大采用加入时间趋势的 AR 模型，时间趋势系数估计结果为 0.07，标准差为 0.03，同样较为显著，其他 G7 国家均采用 AR 模型。为保证结果稳健，本文同样采用 Johansen 协整检验方法，其结论与 Engle-Granger 检验并无差异。

表 8 显示除了加拿大之外，对于协整残差项的 ADF 单位根检验在 5% 置信水平下拒绝单位根存在的原假设，但其在 Phillips-Perron 检验中滞后 3 阶在 10% 的置信水平上通过了单位根检验。本文依照 Engle 和 Granger(1987)表述定理，根据 Bansal 等(2009)采用基于误差修正的向量自回归模型(EC-VAR)对股利增长率和股票收益率进行预测：

$$X_t = AX_{t-1} + Gu_t \tag{9}$$

$X_t = (g_t, \varepsilon_{d,t}, z_t, g_{d,t}, \Delta z_t, r_{m,t})'$ ，A 和 G 为参数矩阵， u_t 为残差项矩阵。其中前三个变量提供主要的预测信息，后三个则作为被预测变量，预测结果如表 9 所示：

表 9 EC-VAR 模型预测股利增长率时的拟合优度

国家	股利增长率			股票收益率		
	1 年	3 年	5 年	1 年	3 年	5 年
加拿大	0.36	0.44	0.47	0.17	0.29	0.38
法国	0.28	0.44	0.51	0.24	0.50	0.60
德国	0.45	0.49	0.52	0.22	0.48	0.59
意大利	0.53	0.64	0.69	0.42	0.54	0.57
日本	0.46	0.40	0.43	0.16	0.39	0.48
英国	0.44	0.39	0.36	0.22	0.33	0.37
美国	0.18	0.34	0.43	0.10	0.15	0.19

说明：表 9 报告了 EC-VAR 模型对于 1、3 和 5 年期股利增长率和股票收益率变动的解释能力。其中左边报告了股利增长率变动被解释的部分，右边报告了股票收益率被解释的部分。

表9中显示,EC-VAR模型在1年期对于发达国家股利增长率变动的平均解释能力高达38%,在3年期更是达到了45%,在5年期则是49%。EC-VAR平均可以解释22%的G7市场的1年期收益率变动,当在3年期时,对收益率变动的解释能力达到了38%,而在5年期则达到了45%。

四 基于中国市场的经验研究

对G7国家的研究表明长期风险模型可以解释其股票市场的基本特征,其关键假设和推论可以在实际市场数据中得到验证。而作为新兴经济体代表的中国经济迅速崛起,金融市场也得到了快速发展,长期风险模型在中国市场的表现又如何呢?

(一)数据、模型校准与模拟

本文选取中国1996年到2011年的数据作为样本,这是因为1995年后股票市场较为稳定。宏观经济数据来自CEIC,^①股票市场数据来源于DataStream数据库,所得中国市场数据的基本特征如表10所示:

表10 中国市场数据特征

统计量	消费增长率	股利增长率	价格-股利比	股票收益	无风险利率
	8.13	5.41	4.38	7.40	1.10
均值	7.80	5.38	4.31	6.33	1.74
	<u>0.68</u>	<u>0.51</u>	<u>0.89</u>	<u>0.68</u>	<u>0.19</u>
	1.76	13.14	0.35	47.86	2.49
标准差	3.59	15.12	0.15	19.60	2.02
	<u>0.00</u>	<u>0.28</u>	<u>1.00</u>	<u>1.00</u>	<u>0.82</u>
	0.52	-0.05	0.01	-0.30	0.56
一阶自相关	0.54	0.30	0.39	0.02	0.63
	<u>0.41</u>	<u>0.00</u>	<u>0.00</u>	<u>0.00</u>	<u>0.23</u>

说明:表10报告了中国的消费增长率、股利增长率、价格-股利比、市场回报率 and 无风险利率的均值(%),标准差(%)和一阶自相关系数,其中第一行、第二行、第三行所报告数据性质与表1相同。

^① 根据实际情况,中国无风险利率指标采用分段选取的方式,在1996年至1998年选取一年期定存利率、1999年到2006年9月份选取银行间同业拆借7天加权平均利率、2006年10月至2011年则选取7天SHIBOR加权平均利率作为无风险利率的衡量指标。

1996年至2011年中国经济发展非常快,居民平均消费增长率为8.13%,平均股利增长率亦达到5.41%,二者的标准差与G7国家相差不大。与G7国家最大不同点在于中国A股价格-股利比为4.38,这意味着股市投资需要近80年才能收回本金,而G7多在3.5左右,即投资者通过股利大概33年后可以收回,且A股股利自相关系数为-0.05,股利发放的持续性较差。中国年度股票平均收益率为7.40%,与消费增长率的相关系数为0.26,^①标准差为47.86%;同时期无风险利率仅为1.10%,则超额收益率的均值为6.30%,基于消费增长率的标准差为1.76%,则在幂效用下的传统CCAPM框架下RRA需达到81,与G7国家类似,因此中国股票市场同样存在股权溢价之谜和无风险利率之谜。

与发达国家相比,中国股市收益的波动性很高,标准差达到47.86%,是G7国家的2倍以上,其一阶自相关达为-0.3。陈国进和张贻军(2009)、陈国进等(2009)主要从异质信念角度研究中国股市的暴涨暴跌行为。中国股市表现出了低的股利发放持续性和高的股票收益波动,二者是否有关系?在对中国股利政策与股票收益关系的研究中,何涛和陈晓(2002)发现股利发放并不能提高公司的市值,易导致公司股利政策的随意性,从而使股票价格暴涨暴跌。陈信元等(2003)认为中国股票市场上个人投资者和国有投资者存在的多重代理问题导致了公司股利政策的不一致。

根据中国市场数据的特征,同样对长期风险模型进行校准与模拟,结果如表11所示。校准结果显示,中国长期风险冲击和波动冲击的持续性系数较小,这是因为在经济高速发展阶段外生经济冲击的影响较短。时间偏好 δ 、相对风险厌恶系数 γ 和跨期替代弹性 ψ 的校准结果分别是0.9994、11和1.6,与G7国家相近,在经济意义上合理可信。基于表11的校准参数进行模型模拟,表10^②的模拟结果显示长期风险模型可以解释中国股票市场上的股权溢价之谜和无风险利率之谜,不足之处则在于股利增长率和价格-股利比的相关统计量拟合不佳。

表 11 长期风险模型在中国市场的参数校准值

偏好参数			消费参数						股利参数			
γ	ψ	δ	μ	ρ	φ_c	σ	v_1	σ_ω	μ_d	ϕ	φ_d	π_d
11	1.6	0.9994	0.0065	0.943	0.14	0.007	0.998	2.4×10^{-5}	0.0045	2	6.5	-2.5

说明:表11报告中国数据对长期风险模型的校准参数值。

① 这一数据基于作者的计算,但是在表格中没有反映。

② 为了便于比较实际数据与模型模拟数据的拟合,本文将之共同放置在表10中,先利用实际数据校准出表11的参数,再进行Monte-Carlo模拟,得到模拟中位数和实际数据在模拟数据中的分位数。

值得注意的是,模型模拟的股票市场波动与美国接近,仅为 19.60%,而实际数据高达 47.86%,因此在这一框架下,若 A 股市场上市公司完善公司治理,规范股利发放,将能够减少股票价格的暴涨暴跌。翁洪波和吴世农(2007)认为机构投资者的参与可以有效地改善上市公司股利发放政策;周县华等(2012)认为引入外资可以促进上市公司的股利发放;徐寿福(2013)发现上市公司信息披露质量的提升有助于增强股利支付意愿,提高股利支付水平,这些研究都为长期风险模型应用在中国市场中可以考虑的因素。

(二) 方差比、增长率及其波动的预测

与第三部分一致,下面对长期风险模型中经济增长率的方差比、资产价格对于增长率和经济波动的预测能力等假设和推论进行检验,结果如表 12 所示:

表 12 中国市场的长期风险模型经验检验

检验	消费增长率			股利增长率		
	2 年	3 年	4 年	2 年	3 年	4 年
方差比检验	1.57	2.06	2.33	1.01	0.55	0.28
	1.43	1.54	1.49	1.21	1.18	1.07
	<u>0.73</u>	<u>0.85</u>	<u>0.87</u>	<u>0.23</u>	<u>0.06</u>	<u>0.02</u>
经济增长率、无风险利率 和价格-股利比构成的 VAR 预测拟合优度	1 年	2 年	3 年	1 年	2 年	3 年
	0.54	0.55	0.48	0.03	0.02	0.02
	0.46	0.43	0.56	0.53	0.33	0.23
价格股利比单变量预测	0.40	0.32	0.66	0.00	0.00	0.01
经济波动预测拟合优度	0.16	0.07	0.07	0.01	0.22	0.20
	0.20	0.18	0.13	0.43	0.21	0.13
	<u>0.44</u>	<u>0.29</u>	<u>0.36</u>	<u>0.01</u>	<u>0.52</u>	<u>0.64</u>
经济波动预测斜率系数	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	0.26	0.22
	0.11	0.16	0.17	0.71	0.75	0.68
	<u>0.05</u>	<u>0.08</u>	<u>0.13</u>	<u>0.00</u>	<u>0.16</u>	<u>0.23</u>
经济波动预测斜率系数	0.06	0.04	0.11	0.00	0.02	0.00
	0.04	0.05	0.06	0.03	0.04	0.06
	<u>0.61</u>	<u>0.45</u>	<u>0.63</u>	<u>0.16</u>	<u>0.34</u>	<u>0.09</u>
经济波动预测斜率系数	-0.74	-0.34	-0.42	-0.19	0.31	-0.05
	-0.34	-0.27	-0.21	-0.40	-0.29	-0.21
	<u>0.42</u>	<u>0.48</u>	<u>0.43</u>	<u>0.55</u>	<u>0.68</u>	<u>0.55</u>

说明:表 12 报告了方差比、经济增长率的 VAR 预测的和单变量预测、宏观经济波动预测等检验结果。同表 4 一致,左边部分列出了消费增长率不同期限的方差比,右边部分相应列出了股利增长率不同期限的方差比。同样的,其中第一行、第二行、第三行所报告数据性质与表 1 相同。

在方差比检验中,消费增长率的方差比显著大于1,其在长期风险模型模拟数据的分位数在80%左右,表现出了比模型校准结果更高的持续性。由于上市公司股利的发放缺乏连续性,3、4年期股利增长率的方差比均小于1,但是仅有4年期股利方差比在5%的显著性水平下不显著。中国股票市场的股利发放仍然有待改革与完善,这是长期风险模型要应用在中国市场上需要解决的问题。

在对中国股市与宏观经济关系的研究中,程立超(2010)发现正的股票价格冲击与产出和价格水平的上升正相关,本文对此进行检验。表12第二部分中VAR预测模型对消费增长率在1、2和3年期的拟合优度分别是54%、55%和48%,这与模型模拟数据的结果十分相近。相比较而言,实际与模拟的股利增长率在VAR模型下二者拟合的原假设在1%的置信水平下被拒绝了。在价格-股利比作为单变量对增长率进行预测时,从拟合优度的角度看,除了1年期的股利增长率,其他估计结果的分位数结果都较好;从斜率系数的角度看,二者的结果相差较大。但是随着期限的增加,二者的分位数结果逐渐变好,这证明长期风险模型在长期内仍然具有一定的解释能力。

表12最后两个部分检验当期价格-股利比对未来经济波动的预测能力,实际数据和模拟数据中价格-股利比对于中国消费和股利增长率未来波动的预测结果拟合程度较高,除了股利2年期波动预测的斜率估计结果外,相应的分位数结果都比较好。这一结果表明尽管中国A股市场投机性较强,但是仍然反映了未来宏观经济增长和波动,长期风险模型关于时变经济波动的假设与中国实际情况是相符的。

综合以上检验结果,中国市场上股票资产价格可以预测未来的消费增长率和时变波动,然而股利发放制度的缺失,使长期风险模型的应用受到了一定的限制,在今后的研究中需要对模型进行适当的修改。同时通过与第三部分G7国家的结果进行对比,凸显了当前中国股票市场实施规范的股利发放制度、形成良好的股利信号机制的重要性。

五 总结

本文对长期风险理论在主要发达国家(G7)和中国股票市场典型事实的解释能力进行模型模拟和经验检验。研究结果表明,长期风险模型可以较好的模拟主要发达国家股票市场收益、无风险利率及其波动等特征,而市场数据之间的关系也符合长期风险模型的推论:消费和股利增长率存在持续性,当期股票价格反映了代表性个体对于未来经济增长和经济波动的预期;各个国家的消费与股利之间存在协整关系,其协整残差项对于股票收益率的变动有较强的解释能力。因此,本文认为长期风险模型在主

要发达国家具备广泛的适用性,在 Bansal 等(2012)与 Beeler 和 Campbell(2012)关于长期风险模型适用性的论争中,我们基于主要发达国家的比较研究支持了 Bansal 等(2012)的结论。对中国股票市场的检验发现,长期风险模型可以较好解释中国股市的股权溢价之谜和无风险利率之谜,但是不能解释中国股市的高波动性,股利发放政策不连续是可能原因。

参考文献:

- 陈国进、张贻军(2009):《异质信念、卖空限制与中国股市的暴跌现象研究》,《金融研究》第6期。
- 陈国进、张贻军、王景(2009):《再售期权、通胀幻觉与中国股市泡沫的影响因素分析》,《经济研究》第5期。
- 陈信元、陈东华、时旭(2003):《公司治理和现金股利:基于佛山照明的案例研究》,《管理世界》第8期。
- 程立超(2010):《股票价格、货币政策和宏观经济波动》,《中央财经大学学报》第4期。
- 邓学斌(2012):《基于习惯形成的 Epstein-Zin 效用函数模型与股权溢价之谜》,《暨南学报(哲学社会科学版)》第12期。
- 何涛、陈晓(2002):《现金股利能够提高企业的市场价值——1997~1999年上市公司会计年度报告期间的实证分析》,《金融研究》第8期。
- 李治国、唐国兴(2002):《消费、资产定价和股票溢酬之谜》,《经济科学》第6期。
- 林鲁东(2007):《中国的股权溢价之谜:基于 Hansen-Jagannathan 方差界的实证研究》,《南方经济》第12期。
- 孙洪庆、邓瑛(2009):《股票价格、宏观经济变量与货币政策》,《经济评论》第4期。
- 翁洪波、吴世农(2007):《机构投资者、公司治理与上市公司股利政策》,《中国会计评论》第10期。
- 肖俊喜、王庆石(2004):《交易成本、基于消费的资产定价与股权溢价之谜:来自中国股市的经验分析》,《管理世界》第12期。
- 徐寿福(2013):《信息披露、公司治理与现金股利政策》,《证券市场导报》第1期。
- 周县华、范庆泉、吕长江、张新(2012):《外资股东与股利分配:来自中国上市公司的经验证据》,《世界经济》第11期。
- Bansal, R.; Dittmar, R. F. and Kiku, D. "Cointegration and Consumption Risks in Asset Returns." *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(3), pp. 1343 - 1375.
- Bansal, R.; Gallant, A. R. and Tauchen, G. "Rational Pessimism, Rational Exuberance, and Asset Pricing Models." *Review of Economic Studies*, 2007, 74(4), pp. 1005-1033.
- Bansal, R.; Khatchatrian, V. and Yaron, A. "Interpretable Asset Markets." *European Economic Review*, 2005, 49(3), pp. 531-560.
- Bansal, R.; Kiku, D. and Yaron, A. "Risks for the Long Run: Estimation and Inference." *Duke University, Working Paper*, 2007.
- Bansal, R.; Kiku, D. and Yaron, A. "An Empirical Evaluation of the Long-Run Risks Model for Asset Prices." *Critical Finance Review*, 2012, 1(1), pp. 183-221.
- Bansal, R. and Shaliastovich, I. "A Long-Run Risks Explanation of Predictability Puzzles in Bond and Currency Markets." *The Review of Financial Studies*, 2013, 26(1), pp. 1-33.
- Bansal, R. and Yaron, A. "Risks for the Long Run: A Potential Resolution of Asset Pricing Puzzles." *Journal of Finance*, 2004, 59(4), pp. 1481-1509.
- Barro, R. J. "Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century." *Quarterly Journal of Economics*

2006, 121(3), pp. 823-867.

Beeler, J. and Campbell, J. Y. "The Long-Run Risks Model and Aggregate Asset Prices: An Empirical Assessment." *Critical Finance Review*, 2012, 1(1), pp. 141-182.

Campbell, J. Y. "Consumption-Based Asset Pricing." *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier Press, 2003, pp. 803-887.

Campbell, J. Y. and Cochrane, J. H. "By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior." *Journal of Political Economy*, 1999, 107(2), pp. 205-251.

Campbell, J. Y. and Shiller, R. J. "The Dividend - Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors." *The Review of Financial Studies*, 1988, 1(3), pp. 195-227.

Colacito, R. and Croce, M. M. "Risks for the Long Run and the Real Exchange Rate." *Journal of Political Economy*, 2011, 119(1), pp. 153-181.

Constantinides, G. M. and Duffie, D. "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers." *Journal of Political Economy*, 1996, 104(2), pp. 219-240.

Constantinides, G. M. and Ghosh, A. "Asset Pricing Tests with Long Run Risks in Consumption Growth." *The Review of Asset Pricing Studies*, 2011, 1(1), pp. 96-136.

Doh, T. "Long-Run Risks in the Term Structure of Interest Rate." *Journal of Applied Econometrics*, 2013, 28(3), pp. 478-497.

Engle, R. F. and Granger, C. W. "Cointegration and Error-Correction; Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 1987, 55(2), pp. 251-76.

Epstein, L. G. and Zin, S. E. "Substitution, Risk Aversion, and the Intertemporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework." *Econometrica*, 1989, 57(4), pp. 937-969.

Ferson, W. E.; Nallareddy, S. and Xie, B. "The 'Out-of-Sample' Performance of Long-Run Risk Models." *Journal of Finance*, 2013, 107(3), pp. 537-556.

Kandel, S. and Stambaugh, R. F. "Asset Returns and Intertemporal Preferences." *Journal of Monetary Economics*, 1991, 27(1), pp. 39-71.

Lettau, M.; Ludvigson, S. C. and Wachter, J. A. "The Declining Equity Premium: What Role Does Macroeconomic Risk Play?" *The Review of Financial Studies*, 2008, 21(4), pp. 1653 - 1687.

Mauro, P. "Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies." *Journal of Development Economics*, 2003, 71(1), pp. 129-153.

Mehra, R. and Prescott, E. C. "The Equity Premium: A Puzzle." *Journal of Monetary Economics*, 1985, 15(2), pp. 145-161.

Nasseh, A. and Strauss, J. "Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity: A Cointegration Approach." *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2000, 40(2), pp. 229-245.

Piazzesi, M. and Schneider, M. "Equilibrium Yield Curves." *NBER Macroeconomics Annual 2006*, MIT Press, 2007, pp. 389-442.

Shiller, R. J. "Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, 1981, 71(3), pp. 421-436.

Weil, P. "The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate puzzle." *Journal of Monetary Economics*, 1989, 24(3), pp. 401-421.

(截稿:2014年2月 责任编辑:贾中正)