



No. 1919

Working Paper

宏观经济状态对资产定价因子的影响

徐越 邱志刚 王鹤菲

【摘要】 为刻画资产定价因子随宏观经济状态时变性，本文通过经济增长和通货膨胀两个指标定义经济状态，建立宏观经济状态下的条件资产定价模型。研究发现在中国资本市场上此模型能够显著改进传统 CAPM 模型的解释效力，其定价效力甚至优于多因子模型。进一步研究表明，宏观经济通过两个维度影响资产价格。第一，多数资产在衰退时期对市场风险更敏感，其代表市场因子的贝塔系数大于经济复苏和过热阶段。第二，小市值公司的贝塔系数均值及波动性大于大公司，在经济衰退时承担更高的风险收益。

【关键词】 条件资产定价；风险因子；宏观经济状态

【文章编号】 IMI Working Paper No.1919



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

宏观经济状态对资产定价因子的影响

徐越¹ 邱志刚² 王鹤菲³

【摘要】为刻画资产定价因子随宏观经济状态时变性，本文通过经济增长和通货膨胀两个指标定义经济状态，建立宏观经济状态下的条件资产定价模型。研究发现在中国资本市场上此模型能够显著改进传统 CAPM 模型的解释效力，其定价效力甚至优于多因子模型。进一步研究表明，宏观经济通过两个维度影响资产价格。第一，多数资产在衰退时期对市场风险更敏感，其代表市场因子的贝塔系数大于经济复苏和过热阶段。第二，小市值公司的贝塔系数均值及波动性大于大公司，在经济衰退时承担更高的风险收益。

【关键词】条件资产定价；风险因子；宏观经济状态

一、引言

因子定价模型是资产定价领域的基础，早期资本资产定价模型（CAPM 和 CCAPM）提出资产的回报率只和单个因子有关⁴，也就是单因子模型。然而，随后的研究则指出，股票横截面收益率的差异并不仅仅取决于市场风险，同样也受到公司市值、上期收益率等特征因子的影响。为了弥补(C)CAPM 模型在实证上的缺陷，Fama 和 French（1993）提出了创新的三因子模型（即市场因子 MKT、市值因子 SMB 和账面市值比因子 HML）。他们的实证结果表明，因子模型是非常有效地资产定价模型，除了动量特征因子，其他特征因子的预测能力均能够运用多因子模型（Multifactor Model）进行解释。

总体来看，上述传统的资产定价模型仍旧集中于静态领域的讨论，即假定因子风险载荷和风险溢价是恒定的。在这样的假设下，往往忽略了风险资产对于系统性风险的敞口以及自身风险价格可能存在的时变性。Ferson 和 Harvey（1991）指出，宏观条件是重要的状态变量，能够对资产收益率和因子有效性产生影响。例如，利率能够作为描述投资机会成本的状态变量；预期外的通货膨胀是重要的宏观风险来源，其风险溢价应当反映在资产的定价中。因此，有必要将静态模型延展为动态，更好地刻画资产收益的决定式。

¹ 徐越，万联证券股份有限公司

² 邱志刚，中国人民大学国际货币研究所研究员，中国人民大学汉青研究院

³ 王鹤菲，中国人民大学国际学院

⁴ 市场因子（CAPM）或消费因子（CCAPM）。

从实践的角度看，宏观经济环境确实能够对定价因子的表现产生影响，这直接体现在我国 A 股市场上因子风格的转移。以市值因子为例，在中国的 A 股市场上，一直以来存在着较为明显的市值效应，也就是说小市值的公司往往存在更高的收益率。采用这样一个简单的策略，即从 2000 年的一月起，每月买入 A 股市场市值较小的一半股票，同时卖空（假设可以融券卖空）市值较大的一半股票，那么至 2016 年底累计收益率是 481.1%，是上证综指同期的涨幅 227.1% 的两倍多。上述现象证明市场通常会赋予小市值的股票较高的风险报酬。

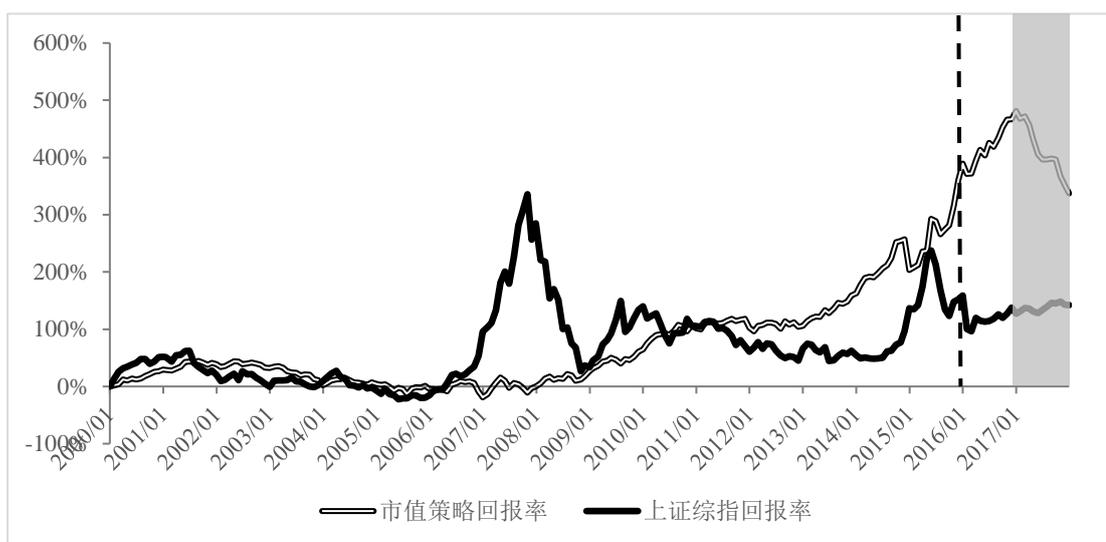


图 1 市值策略与同期上证综指收益率对比

但是，市值效应在 2017 年二季度以来却面临“失效”的窘境，上述策略 2017 年全年收益率-24.8%，远低于上证综指年涨幅 6.6%。而结合当时宏观经济走势，在供给侧改革和全球经济复苏的推动下，我国经济出现预期外的复苏，GDP 同比增速逐步提升至 6.9%，PPI 回升速度加快，制造业景气指数也逐步向好。经济的预期外触底反弹与资本市场的反应是否存在一定巧合？从理论上讲，经济上行阶段，整体来说企业经营的不确定性下降，投资者对于不同市值的公司所面临的风险的预期产生变化，因而导致大小市值的公司之间收益率差距缩小，最终可能就会体现在市值因子的“失效”上。

因此，不管是从学术研究中实证资产定价的角度，还是从实践投资的角度看，均存在一些无法使用静态定价模型解释的现象，宏观经济状态的时变性和宏观经济状态的迭代更替可能会对这些现象实现较好的解释，因此需要深入研究宏观经济对于定价因子的影响。

本文接下来的结构安排如下：第二部分对相关文献进行综述；第三部分是数据的初步处理；第四部分是实证分析与结果；第五部分是结论与未来研究方向。

二、文献综述

本文主要研究的是宏观条件下的条件资产定价模型,因而国内外的相关文献研究主要集中于宏观变量对资产价格影响和对因子风险载荷影响这两个方面。

(一) 宏观经济对资产价格的影响

在理论方面,根据有效市场理论和理性预期资产定价理论,资产价格取决于它们在描述经济的状态变量上的风险载荷,因此描述状态变化的宏观变量能够对资产定价产生系统性的影响。在实证方面,众多研究表明股票收益率与宏观基本面数据相关,这些宏观变量包括消费增速、投资增速、通货膨胀、市场股息率、期限利差、信用利差、工业生产增速等。

多因子模型在理论上始于 Ross (1976) 的套利资产定价模型 (Arbitrage Pricing Theory, APT)。该模型在理论上证明如果资产的价格受一系列宏观因素的影响,那么其定价由多个因子决定。然而,APT 并没有告诉我们这些因子都是什么,因此直接研究宏观变量对于股票资产收益率的影响始于 Chen, Roll 和 Ross (1986),他们检验了一系列宏观经济状态变量,发现工业产值、风险溢价的变化、利率曲线的变化等因素能够解释股票的预期收益率,股票组合能够通过宏观因子风险载荷而被正确定价。

同时,相关研究 (Bodie (1976), Fama (1981), Geske 和 Roll (1983)) 发现股市收益率与通货膨胀率、货币供应量增长率呈现反向关系。Antoniou, Garrett 和 Priestley (1998) 使用 APT 模型检验了伦敦证券交易所的股票,发现代表货币供应量、通货膨胀和市场超额收益的三个因子能够被定价,并且因子在两个样本中具有相同的风险溢价。Flannery 和 Protopapadakis (2002) 运用股票日度收益率数据建立 GARCH 模型,其中收益率和条件波动率受到 17 个宏观变量的影响,其研究表明名义 CPI、PPI 和货币供应量以及实际贸易差额、失业率、房地产开工率能够影响资产收益率。

美国之外的其他国家或地区也存在较多实证经验。Sharma 和 Wongbangpo (2002) 对亚洲五国宏观经济与股票市场之间的联系进行研究,发现从短期和长期来看,合理的国家政策能够提升资产收益率。位志宇和杨忠直 (2007) 年运用 VAR 模型和协整方法等,探究经济增长与股票收益的关系,结果表明两者存在较强正向交互关系。张红伟,杨琨和向玉冰 (2017) 建立了代表性企业跨期生产模型,构建“生产资产比”指标代表宏观经济周期,发现其与股指收益存在显著正相关。钱智俊和李勇 (2017) 年的研究表明,我国股市和债市收益率相关系数的条件分布存在时变性,受到其自相关性、宏观经济增速和基准利率等因素的显著影响。

但是,上述研究仅仅局限于宏观因素与资产收益率之间的关系,并没有从定价因子的角

度，探究宏观经济对因子表现的影响。

（二）引入宏观变量的条件资产定价模型

研究各类变量(包括宏观变量)对于因子风险影响的学术研究主要集中于条件资产定价，即通过刻画风险载荷的动态模型来进行资产定价。在早期的研究中，Gibbons 和 Ferson(1987)放松了风险溢价恒定的假设，建立了一个包含条件期望收益率的模型。Hansen 和 Richard (1987)定义了跨期投资的假设，发现一个动态的 CAPM 模型能够有效的为资产定价。Jagannathan 和 Wang (1996)将人力资本回报引入 CAPM 模型，发现当允许资产的市场因子载荷和市场风险溢价发生变化时，股票的市值效应将变得非常弱。

在具体条件的设定上，部分学者直接使用宏观经济变量对条件资产定价模型进行刻画，假设市场贝塔系数与宏观经济变量相关，以此改进传统定价模型。Shanken (1990)构建了市场因子风险敞口与利率及其波动率之间的线性模型，发现当风险溢价、风险敞口和残差方差存在变化时，资产收益率与投资变量相关。Lattau 和 Ludvigson (2001)构建了消费财富比，将其引入 (C) CAPM 模型。他们的研究表明，以消费财富比为条件的资产定价模型表现远好于非条件模型，同时条件资产定价模型能够解释账面市值比效应产生的原因，以及消除某些市场异象。王宜峰，王燕鸣和张颜江 (2012)通过广义矩的方法对条件 CAPM 模型进行了横截面定价检验，研究发现条件资产定价模型定价效力更高，能够解释中国市场上的规模效应。

此外，一些研究将不同条件变量综合进行检验，提出更合适的定价模型。Ferson 和 Harvey (1999)使用条件定价模型，假设条件贝塔系数为一些基础变量的线性函数，研究了国际股票市场的条件预期收益率。他们检验了三类基础变量：第一类是公司特征变量；第二类是宏观经济变量；第三类是行业结构指标。Avramov 和 Chordia (2006)运用包含宏观经济变量、公司市值和账面市值比的条件资产定价模型，发现在允许存在市场风险载荷产生时变之时，大部分的市场异象均能够得到相应解释，而反转效应则能够通过随宏观变量产生时变的模型定价偏误进行解释。张翔，宋平和李伦一 (2017)运用金融动态横截面回归方法对中国和美国股市的条件资产定价模型进行验证，发现消费财富比、住房消费变量等指标是较好的条件变量，能够更好地解释我国 A 股市场投资组合收益率的时变性，而这种时变性主要来自于风险溢价的变化。

上述研究运用条件资产定价模型，从多方面研究了宏观变量对于资产的因子风险载荷的影响，对于本文具有一定借鉴意义。

三、数据来源与处理

(一) 数据来源

股票数据方面，本文以截至 2017 年底所有 A 股上市非金融企业为研究样本，样本期间为 2000 年 1 月至 2017 年 12 月共 216 个月。每只股票的月度收益率、上市公司的总市值、所有者权益均来自 Wind 金融数据库。Fama 和 French (1993) 三因子模型中的因子的月度收益率数据来自 RESSET 金融数据库，构建方法参考 Fama 和 French (1993)。

宏观数据方面，一方面是作为定价因子的消费数据及无风险利率，另一方面是作为条件因素的 GDP 和 CPI 数据。其中，无风险收益率来自 RESSET 数据库，其他宏观数据均来自于 Wind 金融数据库。

表 1 数据定义与指标说明

数据名称	变量名	数据定义与计算方式
个股收益率	$R_{i,t}$	使用前复权的股价数据计算的个股每月对数收益率
上市公司市值	$MV_{i,t}$	每月月末上市公司市值规模
期末所有者权益	$BV_{i,t}$	每季度末财务报表披露所有者权益规模
无风险利率	$R_{f,t}$	2002 年 8 月之前，使用三个月期定期银行存款利率；2002 年 8 至 2006 年 10 月，使用三个月期中央银行票据的票面利率；2006 年 10 月之后，使用上海银行间 3 个月同业拆放利率。 ⁵
市场溢价因子	MKT_t	所有 A 股上市公司市值权重组合月收益率与月无风险利率之差
市值因子	SMB_t	小公司组合的月收益率与大公司组合的月收益率之差
账面市值比因子	HML_t	高账面市值比因子的投资组合月收益率与低账面市值比因子的投资组合月收益率之差
消费总量	C_t	国家统计局每月公布的社会消费品零售总额
GDP 增速	g_t	使用 GDP 平减指数调整的 GDP 实际同比增长率
CPI	CPI_t	国家统计局每月公布的 CPI 数据
消费增速	ΔC_t	消费总量用 CPI 进行调整，并计算对数增长率

(二) 投资组合的构建

参考 Fama 和 French (1993)，本文通过构建股票投资组合，使用组合收益率对不同资产定价模型进行验证，一方面能够避免单一股票收益率导致的较大偏误问题，另一方面，组合能够反映特征差异对收益率的影响。表 2 列示了这 25 个组合的四类特征数据，从 1 至 5 分别代表组合市值 (MV) 从小到大或账面市值 (BM) 比从大到小。面板 A 至面板 D 的数据分别是月均收益率、全样本 CAPM 回归的市场因子贝塔值 (β_M) (月度数据计算所得)、组合平均市值和平均账面市值比。

⁵ 使用其他无风险利率，如商业银行一年期定期存款利率进行计算，实证结果与下文并未存在较大差异。因此，为与三因子的计算方式相吻合，本文采用 RESSET 数据库定义的无风险利率。

表 2 25 个投资组合的特征统计

		面板 A: 组合月均收益率 (%)					面板 B: 全样本回归 β_M				
		MV					MV				
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
BM	1	2.33	1.63	1.14	0.95	0.50	1.89	1.60	1.33	1.17	0.88
	2	2.35	1.81	1.46	1.18	0.69	2.03	2.13	1.23	1.16	1.02
	3	2.36	1.81	1.50	1.22	1.00	2.04	1.78	1.38	1.41	1.02
	4	2.27	1.91	1.55	1.46	1.15	2.24	1.94	1.86	1.88	1.32
	5	2.40	1.90	1.65	1.51	1.16	2.35	1.78	1.55	1.95	1.32
		面板 C: 组合平均市值 (亿元)					面板 D: 组合平均账面市值比				
		MV					MV				
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
BM	1	15.4	24.9	36.3	58.2	710.4	-0.11	0.12	0.15	0.16	0.15
	2	16.6	25.1	36.1	58.0	1500.3	0.21	0.28	0.29	0.27	0.25
	3	16.8	25.1	36.2	57.8	1609.8	0.31	0.37	0.38	0.36	0.35
	4	17.0	25.1	36.2	58.0	2364.0	0.40	0.47	0.49	0.48	0.49
	5	17.2	25.3	36.3	57.7	1465.3	0.59	0.68	0.71	0.74	0.83

分析表 2, 可以看到从月均收益率 (面板 A) 的角度看, 在中国的 A 股市场上, 确实存在较明显的市值效应和一定程度的价值股效应。随着股票市值的增大, 组合收益率明显呈现下降趋势, 并且在不同账面市值比中均能够得到体现; 而在控制了市值后, 账面市值比与收益率之间也存在同向变化的特征, 但是这一效应在小市值股票中更为显著。从面板 B 的结果中看, 不同组合的收益率差异与其对市场超额收益的贝塔值密切相关, 小市值的股票和账面市值比较高的股票由于具有更高的 β_M , 能够获得更高的风险溢价。从面板 C 和面板 D 可以看到, A 股上市公司之间的市值存在较大分化, 100 亿元以下的小市值股票占多数, 同时账面市值比和市值之间并不存在较明显的相关性。通过账面市值比和市值这两个特征对股票进行分组, 既能够做到较好地分散股票, 又能够体现中国 A 股市场中存在的固有特征。

(三) 经济状态的划分

根据经典的美林时钟投资理论, 本文通过经济增长和通货膨胀两个指标将宏观经济划分为四个阶段, 分别指衰退、复苏、过热和滞胀⁶。第一为衰退阶段, 经济与通胀双双下行, 政府无须担心过度通胀, 为了刺激经济, 会采取宽松的货币政策。第二为复苏阶段, 经济底部反弹, 而物价依旧下行。此时央行的宽松政策仍会继续实施, 企业效益大幅改善, 前景普遍看好。第三为繁荣阶段, 经济加快发展, 物价上升, 意味着此时央行可能会收紧货币政策。

⁶ 本文用衰退、复苏、过热和滞胀等名词来代表经济增长和通货膨胀两个指标的走势, 并不代表整个宏观经济体的走势。

策。第四为滞胀阶段，经济衰退，物价上升，此时企业出现普遍亏损。

从宏观变量的角度看，通货膨胀指标可使用 CPI 同比数据，而经济增长指标，可以使用 GDP 增长缺口进行衡量。其中，GDP 增长缺口的计算步骤如下：

①通过单季度 GDP 数据，用 GDP 平减指数调整，计算单季度 GDP 实际同比增长率。

②使用 HP 滤波法估计 GDP 增长率趋势，即 GDP 潜在增长率。其原理为：

参考 Krueger (2007)，GDP 同比增速的时间序列为 $\{g_t\}$ ，而我们所要估计的 GDP 增长趋势为 $\{g_t^{trend}\}$ 。那么，我们所需要的就是在最小化 GDP 增长缺口，即 $\Delta g_t = g_t - g_t^{trend}$ ，和平滑 GDP 潜在增长率的变化之间进行权衡。我们的目标是选择最优的 $\{g_t^{trend}\}$ 序列，以最小化目标函数：

$$\min \sum_{t=1}^T (g_t - g_t^{trend})^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(g_{t+1}^{trend} - g_t^{trend}) - (g_t^{trend} - g_{t-1}^{trend})]^2$$

上式中，第一项代表的是 GDP 缺口的大小，第二项代表的是 GDP 潜在增长率变化的平滑程度，如果 GDP 潜在增长率的变化稳定于固定的值，那么第二项就会是 0，即最平滑的情况。 $\lambda (> 0)$ 则是对二者进行权衡的参数。 λ 越大，表明越注重潜在增长率的平滑性，当使用季度数据的时候， λ 一般为 1600。

③用 GDP 实际增长率减去潜在增长率，得到 GDP 增长缺口 $\{GDPG_t\}$ 。

根据上述 GDP 增长缺口的计算方法，我们能够得到宏观经济状态的波动变化，如图 2 所示。图 2 显示了四个经济阶段的切换，纵轴的数字 1-4 分别代表衰退、复苏、过热、滞胀。

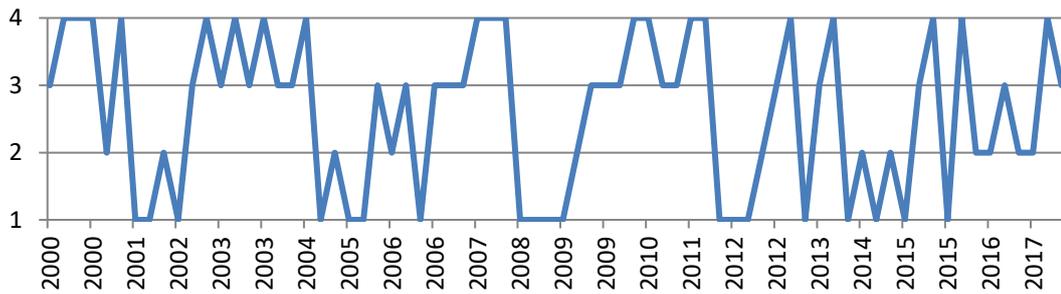


图 2 经济状态划分

四、实证模型与结果

（一）引入经济状态的条件资产定价模型

根据上节内容中对经济状态的划分标准，本节通过虚拟变量构建条件资产定价模型，探

究宏观经济状态对资产定价的影响。我们采用 Fama-MacBeth 方法⁷，在基本的 CAPM 模型的基础上，⁸引入表征经济状态的虚拟变量，由此得到的条件 CAPM 模型为：

$$r_{i,t+1} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}D_{1,t} + \alpha_{2i}D_{2,t} + \alpha_{3i}D_{3,t} + \beta_{0i}MKT_{t+1} + \beta_{1i}MKT_{t+1}D_{1,t} + \beta_{2i}MKT_{t+1}D_{2,t} + \beta_{3i}MKT_{t+1}D_{3,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

其中， $r_{i,t+1}$ 和 MKT_{t+1} 指投资组合收益率和市场组合收益率（即市场溢价因子）； D_t 为表征宏观经济的状态变量，具体定义为：

$$[D_{1,t}, D_{2,t}, D_{3,t}] = \begin{cases} [1,0,0], & \text{经济状态为 1, 即衰退阶段} \\ [0,1,0], & \text{经济状态为 2, 即复苏阶段} \\ [0,0,1], & \text{经济状态为 3, 即过热阶段} \\ [0,0,0], & \text{经济状态为 4, 即滞胀阶段} \end{cases}$$

第二步横截面回归的资产定价约束假设为：

$$E(R_{t+1}) = \gamma_0 1_N + \gamma_{D1}\alpha_1 + \gamma_{D2}\alpha_2 + \gamma_{D3}\alpha_3 + \gamma_M\beta_0 + \gamma_{MD1}\beta_1 + \gamma_{MD2}\beta_2 + \gamma_{MD3}\beta_3 \quad (2)$$

本文首先使用季度数据对 CAPM 和 CCAPM 两个基准模型进行验证，进而引入以虚拟变量表示的经济状态下的条件资产定价模型，探究宏观对于定价因子表现的影响。其次，检验了直接以 GDP 增长缺口或 CPI 为条件的资产定价模型，对比各个模型对组合超额收益的解释能力。最后，检验了 Fama-French 三因子模型，以用于进行比较。

实证检验的结果呈现在表 3 中⁹。表中共统计了 8 个模型的 Fama-MacBeth 回归结果，其中前四个为两个基准模型（CAPM 与 CCAPM）以及宏观经济下的条件资产定价模型，为便于呈现与对比， γ_M 代表市场因子或消费增长因子的风险溢价。在第二步的检验中，除了使用未经调整的标准差计算 t 检验值，本文还使用 Shanken（1992）的方法，对标准差进行调整¹⁰。未经调整的标准差所得的 t 统计量呈现在圆括号中，Shanken 调整后的 t 统计量呈现在方括号中，最后一列 R^2 中上下两个数字分别代表拟合优度 R^2 和调整后的 R^2 。

后 4 个模型为对比模型，分别是 GDP 增速条件（条件 CAPM2）和 CPI 条件下的定价模型（季度，条件 CAPM3），FF 三因子模型以及 CH-FF 三因子模型。对于条件 CAPM2 和条件 CAPM3，第一步时间序列回归的回归方程为：

⁷ 由于季度数据样本量有限，因此在第一步时间序列回归中采用全样本回归。

⁸ 对于其他模型，例如 CCAPM，我们采用类似的方法。

⁹ 表 3 为全样本回归结果。由于在中国，创业板在发行条件，对投资者的要求上和主板存在制度性差异，作为稳健性检验，我们把样本以创业板创建前后分为两个时间段：2000 年 1 季度至 2009 年 3 季度，2009 年 4 季度至 2017 年 4 季度，分别进行表 3 中的模型检验，发现创业板的开立对于条件模型的影响不大，主要结论和表 3 一致，但是 Fama-French 三因子回归中的 SMB 因子解释力在创业板开立之后有所提升。

¹⁰ 调整方法详见附录。

$$r_{i,t+1} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}Z_{1,t} + \beta_{0i}MKT_{t+1} + \beta_{1i}MKT_{t+1}Z_{1,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (3)$$

其中， $Z_{1,t}$ 代表宏观变量，即 CPI 季度同比增速或 GDP 增长缺口。第二步的资产定价约束假设为：

$$E(R_{t+1}) = \gamma_0 1_N + \gamma_Z \alpha_{1,t} + \gamma_{MKT} \beta_{0,t} + \gamma_{MKT,Z} \beta_{1,t} \quad (4)$$

CH-FF 三因子模型参考 Liu、Stambaugh 和 Yuan (2018)，考虑到小市值公司的“壳效应”，剔除市值最小的 30% 股票，并以市盈率倒数 EP 代替账面市值比 BM，构建了适合中国股市的新三因子。

表 3 不同资产定价模型的 Fama-MacBeth 回归结果对比

	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_{D1}$	$\hat{\gamma}_{D2}$	$\hat{\gamma}_{D3}$	$\hat{\gamma}_M$	$\hat{\gamma}_{MD1}$	$\hat{\gamma}_{MD2}$	$\hat{\gamma}_{MD3}$	R^2
	-0.40				0.67				0.26
CAPM	(-2.12)				(2.87)				0.23
	[-1.85]				[2.56]				
条件	-0.47	-0.17	0.34	0.17	0.70	0.22	0.16	0.13	0.63
CAPM1	(-2.48)	(-0.68)	(2.60)	(0.50)	(3.47)	(2.14)	(2.61)	(1.57)	0.47
	[-2.00]	[-0.56]	[2.15]	[0.41]	[2.94]	[1.85]	[2.23]	[1.41]	
	0.19				-0.49				0.28
CCAPM	(1.79)				(-2.1)				0.25
	[1.76]				[-2.07]				
条件	0.38	-0.82	0.29	0.29	-0.08	-0.23	0.10	-0.03	0.60
CCAPM	(2.64)	(-3.17)	(2.70)	(1.96)	(-0.48)	(-2.30)	(2.10)	(-0.27)	0.44
	[2.37]	[-2.87]	[2.47]	[1.78]	[-0.43]	[-2.08]	[1.90]	[-0.24]	
	$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_{GDP}$	$\hat{\gamma}_{CPI}$	$\hat{\gamma}_{MKT}$	$\hat{\gamma}_{MGDP}$	$\hat{\gamma}_{MCPI}$	$\hat{\gamma}_{SMB}$	$\hat{\gamma}_{HML}$	R^2
条件	-0.37	0.41		0.61	0.02				0.45
CAPM2	(-2.18)	(0.87)		(3.08)	(0.07)				0.38
	[-1.82]	[0.73]		[2.67]	[0.06]				
条件	-0.57		-2.11	0.83		0.36			0.44
CAPM3	(-2.49)		(-2.14)	(3.02)		(1.38)			0.36
	[-0.95]		[-1.82]	[2.22]		[1.15]			
	-0.21			0.45			0.11	0.02	0.54
FF 三因子	(-1.37)			(2.62)			(1.96)	(0.44)	0.48
	[-1.27]			[2.49]			[1.93]	[0.43]	
	-0.23			0.49			0.12	-0.01	0.52
CH-FF 三因子	(-1.63)			(2.99)			(1.89)	(-0.21)	0.45
	[-1.50]			[2.83]			[1.84]	[-0.20]	

1. 基准模型

首先分析两个基准模型，即 CAPM 和 CCAPM 模型。CAPM 模型的市场因子的风险溢价显著大于 0，模型的拟合优度达到 23%。而基于消费的资本资产定价模型（CCAPM）的拟合优度为 25%，同时截距项也不显著。因此在中国的 A 股市场上，CCAPM 模型的解释能

力略好于 CAPM 模型。

CCAPM 模型的资产收益率与消费增速之间确实存在一定负相关，这存在两方面的原因。首先，当总消费规模增长的时候，由于替代效应，在国内生产总值不变化的情况下，投资规模相应会减少，意味着企业再投资和再生产的资金来源缩减，企业盈利能力的降低从而导致资产收益率的下降。其次，从消费者的跨期预期和效用的角度看，当期的消费增长较快意味着投资者对于经济的长期预期较为乐观，相应地会降低对资产的风险溢价要求。

2.宏观经济状态下的条件资产定价模型

从条件 CAPM1 模型看， D_1 和 D_3 变量自身的风险溢价并不显著，而 D_2 状态的 $\hat{\gamma}$ 估计值较为显著。重点关注条件因子，从第 8 列至第 10 列的结果中可以看到，衰退和复苏这两种经济状态均能够对市场风险因子的表现产生影响。在这两个阶段，条件因子的风险溢价 $\hat{\gamma}_{MD1}$ 和 $\hat{\gamma}_{MD2}$ 均显著为正，并且经济衰退阶段的风险溢价更高，达到 0.22。这意味着不同的经济状态能够影响市场因子的风险载荷，即 β_M 会随着经济状态的更迭而产生变化。

从条件 CAPM1 模型中条件因子的表现中可以看到：在衰退阶段，由于此时经济走势趋弱，经济体系与金融市场的系统性风险增大，因此投资者往往对市场风险因子赋予更多的风险溢价。而随着经济从衰退到复苏状态逐渐过渡，企业经营的不确定性消失，向好的宏观经济形势和微观企业绩导致市场因子的风险溢价逐渐下降。而当经济状态逐步转向过热，企业业绩逐步攀上高峰，此时经济状态对于市场风险溢价的影响逐步趋弱，风险溢价回归至平均水平。因此，在引入宏观经济状态条件之后，资产定价模型的解释力大幅提升，拟合优度上升至 47%，仅次于表现最好的 Fama-French 三因子模型。

从条件 CCAPM 模型看，宏观状态变量既能够通过自身的风险溢价影响资产收益率，同时也通过影响消费增长因子的风险载荷，增加了模型的解释力，模型的拟合优度达到 44%。不同经济状态对于资产定价因子的影响则在条件 CCAPM 模型中体现得更加明显。 $\hat{\gamma}_{MD1}$ 显著为负，这意味着在衰退阶段，消费因子的风险溢价更大，投资者要求的风险报酬越高，不同资产之间的预期收益率的差异也就越大。而在复苏阶段，条件宏观因子的风险溢价转正，这抵消了消费增长因子本身就具有的负风险溢价，意味着此时消费增长模型的解释效力可能出现下降。

3.对比模型

在本节的实证检验中，还检验了三个对比模型。其中，前两个分别为直接使用 GDP 增长缺口或 CPI 同比增速作为条件变量，进行条件 CAPM 模型的验证。从实证检验的结果看，两者的拟合优度分别为 38%和 36%，均没有宏观经济下的条件资产定价模型高，同时条件

因子的风险溢价也并不显著，这证明用宏观条件无法准确反映宏观经济状态的作用机制。

而第三个对比模型为 Fama-French 三因子模型，这也是这 8 个模型中解释能力最好的一个定价模型，拟合优度达到 48%。尽管账面市值比因子并不显著，但市场风险因子和市值因子在 A 股市场上均有非常好的解释效力，同时截距项缩小至 0.21%，并不再显著，证明 Fama-French 模型在 A 股市场上适用性较强。而宏观经济状态下的条件资产定价模型，其解释能力基本与 Fama-French 三因子模型相当，并且相较于三因子模型，其优势还在于具有一定宏观理论的支撑。Liu、Stambaugh 和 Yuan（2018）的改进版的三因子模型与传统三因子模型接近，但不如条件模型。

综上所述，引入宏观经济状态的因子后，条件模型均能够显著提升传统 CAPM 或 CCAPM 模型的解释效力，且宏观经济下的条件 CAPM 模型的拟合优度与 Fama-French 三因子模型相当。具体的，宏观经济对于市场风险因子的影响主要体现在，衰退时期经济下行风险加剧，资产对系统性风险的敏感度更高，导致投资者对股票市场风险溢价的要求提升。因此，相对来说在衰退时期市场因子的定价效力更强。而随着宏观经济从衰退向复苏过渡，经济不确定性下降，市场风险溢价减小，并逐步回归至平均水平。因此，引入宏观经济状态条件后，能够刻画时变的市場风险载荷和市場风险溢价，大幅提升传统定价模型的精确度。

（二）资产定价模型误差对比

从上述各资产定价模型的回归结果中可以看到，条件 CAPM（或 CCAPM）模型能够显著提升传统单因子模型的解释效力，那么本节将从各个模型的定价误差的角度出发，对比各个模型对不同投资组合进行定价时的准确度差异。

本小节计算了 25 个投资组合在不同定价模型下的平均定价误差，以进行上述 7 个模型之间的对比。首先使用组合的年化超额收益，在全样本对市场收益率进行时间序列回归，获得的回归残差项即为定价误差，求其平均值即能够得到该投资组合在该定价模型下的平均定价误差。其次，由于样本量较小（仅 25 个投资组合），计算所有投资组合平均定价误差的均方根误差（RMSE），作为该模型的整体定价误差的衡量标准。

各个模型的定价误差结果呈现在表 4 中。表 4 的第一列显示的是投资组合的组别标识，S 代表市值，B 代表账面市值比，从 1 至 5 分别代表市值（或账面市值比）依次增大，如“S1B1”代表市值最小组中账面市值比最小的投资组合。因此，表 4 分别呈现了这 25 个投资组合的平均定价误差，最后一行展示的是模型的综合定价误差，即上述 25 个误差值的 RMSE。由于 CH-FF3 的结果与 FF3 模型相近，因此未呈现在表 4 中。

表 4 不同模型的平均定价误差（单位：%）

	CAPM	条件 CAPM1	CCAPM	条件 CCAPM	条件 CAPM2	条件 CAPM3	FF3
S1B1	-6.69	-2.22	15.62	2.66	-2.44	-0.15	-3.20
S1B2	4.58	3.05	21.17	11.82	4.26	3.78	4.83
S1B3	4.68	2.55	26.02	11.04	4.32	-0.26	5.20
S1B4	4.18	-0.54	11.36	5.92	2.93	4.49	2.61
S1B5	0.64	1.46	14.44	2.11	1.23	3.45	0.88
S2B1	-8.04	-2.25	-1.57	-6.33	-11.97	-6.74	-9.91
S2B2	1.89	-3.21	6.32	-3.31	0.38	1.17	0.69
S2B3	4.93	2.47	-3.45	3.45	1.55	2.66	3.09
S2B4	-0.86	2.78	1.00	17.75	-1.05	0.05	-0.77
S2B5	4.26	1.65	7.00	-1.66	6.32	-1.79	2.12
S3B1	-1.49	-2.88	-12.11	-1.60	-2.21	-0.25	-3.91
S3B2	3.78	0.73	-3.28	1.62	1.90	2.32	2.49
S3B3	-1.96	-1.19	-10.37	-0.30	-2.76	-2.42	-3.35
S3B4	2.45	0.88	-8.64	-3.72	0.46	1.09	-1.07
S3B5	3.48	2.72	-1.62	-5.63	3.54	0.85	0.97
S4B1	5.91	1.99	-13.69	-14.00	2.83	4.24	0.87
S4B2	4.09	-1.20	-11.91	1.05	2.60	-1.38	1.20
S4B3	-5.13	-3.57	-16.94	-5.07	-4.51	-5.72	-3.43
S4B4	3.61	4.03	-4.49	-6.15	2.53	2.32	0.43
S4B5	-2.37	-6.23	-2.11	-4.30	-0.77	-2.65	-0.92
S5B1	-2.78	-2.19	-12.48	-5.38	-3.86	0.28	-0.80
S5B2	0.41	2.55	-13.57	-9.01	1.06	4.66	1.50
S5B3	-8.21	-2.37	-9.81	-15.69	-4.87	-1.21	-2.03
S5B4	-6.00	0.91	2.65	5.93	-0.44	-4.15	-0.10
S5B5	-5.36	0.08	20.46	18.81	-1.01	-4.65	2.63
RMSE	4.44	2.57	12.09	8.40	3.75	3.12	3.13

从表 4 中我们可以看到，宏观经济状态下的条件资产定价模型（即条件 CAPM1）的定价误差最小，RMSE 只有 2.57%，且 25 个投资组合中大多数定价误差在 3% 以内，表明模型的解释效力非常好。与传统 CAPM 相比，条件 CAPM1 的定价优势非常突出，有 18 个投资组合的定价误差均小于传统 CAPM。同时，相较于 Fama-French 三因子模型，条件 CAPM1 模型的平均定价误差更小，且定价的优势主要体现在小市值投资组合中。在市值最小的 10 个投资组合中（即 S1 和 S2），有 7 个投资组合的条件 CAPM1 模型定价误差小于 Fama-French 三因子模型，证明模型能够更好地捕捉小市值股票的风险。

从基于消费的资产定价模型来看，传统 CCAPM 模型的定价误差是最大的，多个投资组合的定价偏误都超过了 10%，RMSE 达到了 12.09%，为 7 个定价模型中最高的。而引入宏观经济状态后，模型的解释效力得到提升，但是仍旧存在个别组合偏离较大的情况，RMSE

仍旧达到 8.4%。整体来说，CCAPM 的解释效力不如 CAPM，定价偏误大。两个用于对比的条件 CAPM 模型表现较好，平均定价误差只有 3.75% 和 3.12%，有效提升定价模型准确性。

综上所述，宏观经济下的条件 CAPM 模型能够显著地缩小传统 CAPM 模型的定价误差，解释绝大部分资产超额收益率，其定价效力甚至优于 Fama-French 三因子模型，尤其是在小市值投资组合中。

（三）探究时变风险的来源

在解释这 25 个投资组合的收益率时，为什么宏观经济下的条件 CAPM 模型更优于传统的 CAPM 模型呢？从理论上来看，某一资产的风险并不简单地由它与市场收益率 R_{MKT} （或消费增速 ΔC_t ）的静态相关系数所决定，因为这一相关系数会被某些能够反映因子风险溢价的时变性的状态变量所影响。风险溢价的时变性可能来自于投资者的风险偏好的变化（如 Campbell 和 Cochrane（1999）提出的习惯持续模型），也有可能来自于风险来源本身（如 Constantinides 和 Duffie（1996）提出的包含时变劳动收入的模型）。无论何种原因，这种时变性都没有办法用静态的模型进行刻画，如单变量 CAPM，而需要引入条件资产定价模型。

因此，为了探究条件 CAPM 模型完善资产定价过程的原因，我们可以从经济状态对于 β_M 所产生的时变性影响入手。25 个投资组合在衰退、复苏、过热、滞胀这四个阶段 β_M 的变化，可以通过（5）式所示的全样本的时间序列回归得到，回归所得的 β_{1i} 至 β_{4i} 估计值即代表不同经济状态下投资组合风险载荷的变化。

$$r_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_{1i}MKT_{t+1}D_{1,t} + \beta_{2i}MKT_{t+1}D_{2,t} + \beta_{3i}MKT_{t+1}D_{3,t} + \beta_{4i}MKT_{t+1}D_{4,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (5)$$

其中，

$$[D_{1,t}, D_{2,t}, D_{3,t}, D_{4,t}] = \begin{cases} [1,0,0,0], & \text{经济状态为 1, 即衰退阶段} \\ [0,1,0,0], & \text{经济状态为 2, 即复苏阶段} \\ [0,0,1,0], & \text{经济状态为 3, 即过热阶段} \\ [0,0,0,1], & \text{经济状态为 4, 即滞胀阶段} \end{cases}$$

（5）式与（1）式的区别在于，首先将重点放在 β_M 的时变性上，而忽略了截距项随宏观经济的变化，其次为了分别观察四个经济状态，将虚拟变量扩展为 4 个，分别代表四个经济阶段。时间序列的回归结果呈现在表 5 中，分别为 25 个组合全样本季度收益率回归的 β_M ，以及不同经济状态下的 β_M 。

表 5 不同经济阶段下各投资组合的市场因子风险载荷 (β_M)

	全样本	衰退	复苏	过热	滞胀
S1B1	1.77	2.88	0.38	1.38	1.87
S1B2	1.63	2.64	0.26	1.46	1.47

S1B3	1.71	2.78	0.24	1.69	1.33
S1B4	1.67	2.62	0.37	1.71	1.25
S1B5	1.67	2.25	0.44	1.68	1.54
S2B1	1.61	2.25	0.55	1.93	0.93
S2B2	1.46	2.53	0.22	1.34	1.17
S2B3	1.34	2.11	0.24	1.39	0.98
S2B4	1.52	2.61	0.23	1.50	1.08
S2B5	1.37	1.95	0.52	1.26	1.30
S3B1	1.19	2.49	0.11	0.96	0.86
S3B2	1.22	2.10	0.16	1.15	0.94
S3B3	1.36	1.84	0.23	1.51	1.09
S3B4	1.26	2.00	0.58	1.29	0.86
S3B5	1.20	1.67	0.76	1.12	1.10
S4B1	0.96	1.69	0.17	0.95	0.65
S4B2	1.10	1.98	0.27	1.04	0.75
S4B3	1.27	1.72	0.23	1.22	1.29
S4B4	1.12	1.72	0.37	1.14	0.84
S4B5	1.31	1.46	0.87	1.32	1.29
S5B1	0.98	1.25	0.49	1.04	0.81
S5B2	0.99	1.42	0.45	0.81	1.07
S5B3	1.10	1.04	0.61	0.81	1.68
S5B4	1.17	1.10	0.92	0.97	1.56
S5B5	1.19	0.66	1.40	1.28	1.39
样本期数	72	19	12	20	21

从表 5 的结果中可以看到，资产的 β_M 确实存在时变性，条件资产定价模型的有效性来自于它能够运用条件状态变量捕捉 β_M 的变化。由于复苏阶段样本数量较少，除了市值最大的“S5”5个投资组合，其他组合的 β_M 并不显著，因此本部分重点分析衰退、过热和滞胀。

从投资组合的维度看，小市值公司的 β_M 波动性更大，在不同经济阶段分化得更加严重，经济衰退时期组合的 β_M 最大，市值最小的10个投资组合平均 β_M 达到2以上，较大的风险敞口意味着公司面临着更大的风险。而随着经济逐渐向好，公司的风险敞口缩小，这在复苏和过热时期的 β_M 中体现得更明显，稳健的经济环境下，小公司的风险与市场风险的相关性更低。而针对大公司，其 β_M 相对较为平稳，市值最大的5个投资组合各阶段的 β_M 集中于1至1.5之间，大市值公司与市场风险之间的相关性的波动并不剧烈，甚至从第25组中能够看到，随着宏观经济的逐步改善，大市值公司的 β_M 出现上升。

从宏观周期的维度看，不同经济阶段下，投资组合间 β_M 差异也是解释资产收益率的重要原因之一。在投资者的风险厌恶程度更大、市场风险溢价更高的时候，也就是经济衰退阶

段，相较于大市值公司，小公司的 β_M 更高。并且，两者的差异在此时往往是最大的，小市值的“S1B1”在衰退阶段 β_M 达到 2.88，而大市值的“S5B5”组仅有 0.66，因此小市值公司能够获得更高的风险报酬。而在经济复苏或过热阶段，不同市值公司之间的因子风险载荷的差异可能缩短。以过热阶段为例，这一阶段市场风险载荷最大的为“S2B1”组，为 1.93，最小的是“S5B2”组，为 0.81，相较于衰退阶段，各组之间 β_M 的差距显著缩小。这一 β_M 的时变性能通过前述的条件 CAPM 模型表示，也是影响资产收益的重要原因。

这一实证结果与 Perez-Quiros 和 Timmermann（2000）的研究结果相近，并且与理论分析相吻合。由于小公司在经营财务各方面的稳健性更差，且受到的政府扶持力度更低，对经济波动的敏感性更高，在经济状态转移时显示出更强烈的不对称性。在经济衰退时期，小市值公司的风险往往与恶化的经济走势更相关，从而增加了它的风险暴露，提升了投资者的风险回报要求。但是大公司由于具有的规模与政策优势，经营更加平稳，投资者对其具有更强的信心。而经济上行时，不同类型的公司的经营状况与宏观经济的走势相关程度相似，均呈现向好的趋势，因而其风险载荷均出现不同程度的下降，公司面临的经营风险差距有所缩小。

此外，从表 5 的结果中，我们能够从动态 β_M 的角度解释 SMB 因子在 A 股市场上为何更加有效。小市值公司的股票预期收益率更高，源于多数经济状态下（衰退、过热和滞胀），其 β_M 均高于大公司的 β_M ，因此存在更高的风险收益。不同市值的公司其 β_M 的动态变化也能最终反映在 SMB 因子的变化上。条件 CAPM 模型能够通过动态 β_M 间接引入 SMB 因子对资产定价的影响，这也是条件 CAPM1 模型的解释效力与 Fama-French 三因子模型相当的原因。

综上所述，宏观经济状态下的条件 CAPM 模型的解释效力更好的原因在于：经济状态变量能够刻画不同资产市场风险载荷 β_M 的时变性。随着经济状态的变迁，由于不同公司对宏观经济的敏感性存在差异，小公司 β_M 的波动性更大，存在更明显的不对称性，而大公司 β_M 则相对较为稳定，从而导致了不同时期不同资产其收益率产生分化。同时，从微观角度分析，时变 β_M 能够解释中国市场上 SMB 因子产生效力的原因。

（四）宏观经济状态对定价因子风险溢价的影响

从上节的分析中，我们可以看到，由于宏观状态对不同市值的公司 β_M 影响的差异，大小市值公司之间风险与收益的差异存在时变性，在衰退阶段两者的差异可能增加，而在复苏和过热阶段则有可能减小。这意味着不同的经济阶段下，市值因子的风险溢价可能产生变化，而这种变化来自于 β_M 的时变性。因此，本节分析宏观经济状态对于定价因子风险溢价影响。

本节重点研究了四个因子，包括传统的市场风险因子 MKT 和消费增速 ΔC_t ，还包含三因子中的市值因子 SMB 和账面市值比 HML。首先，对单因子进行全样本的 Fama-MacBeth

检验，得到每个时期的风险溢价 $\hat{\gamma}_F$ ；其次，根据经济状态的划分，将不同时期的 $\hat{\gamma}_F$ 进行归类，分别计算均值和 t 统计量，得到该经济状态下的因子风险溢价，实证结果呈现在表 6 中。

表 6 不同经济阶段下定价因子的风险溢价 ($\hat{\gamma}_F$)

	全样本	衰退	复苏	过热	滞胀
MKT	0.67 (2.87)	0.90 (3.92)	0.06 (0.94)	1.17 (3.25)	0.29 (3.25)
SMB	0.14 (2.49)	0.23 (4.16)	-0.02 (-1.13)	0.26 (2.87)	0.04 (2.37)
HML	-0.08 (-1.49)	-0.27 (-3.93)	0.12 (3.04)	-0.11 (-1.85)	0.01 (0.30)
CH-SMB	0.15 (2.44)	0.24 (4.19)	-0.03 (-1.23)	0.27 (2.84)	0.04 (2.15)
CH-HML	-0.15 (-2.32)	-0.29 (-4.20)	0.05 (1.81)	-0.27 (-2.71)	-0.03 (-1.50)
ΔC_t	-0.49 (-2.10)	-0.90 (-4.24)	0.20 (1.98)	-0.94 (-2.56)	-0.06 (-0.73)

从表 6 中我们能够看到，不同经济状态下，因子的风险溢价确实存在差异。衰退阶段下，这四个因子的风险溢价均高于全样本的平均水平，这证明衰退阶段下，公司之间的风险分化更加明显，由此带来风险溢酬的提升。

以我们最关注的市值因子 SMB 为例，衰退阶段风险溢酬为 0.23，高于全样本的 0.14，而随着经济状态转向复苏，这一因子的风险溢酬变得不再显著。结合上节的论述，市值效应的产生，或市值因子风险溢酬的变化，不仅仅是简单地因为小市值股票收益率与市场超额收益的相关性更高，即 β_M 更大，而是因为小市值公司存在较大的不对称性，在经济下行阶段对市场的敏感度更高，相应的抬升了投资者对小市值公司要求的收益率补偿，进而提升了衰退阶段市值因子风险溢酬。因此，从这一角度看，经济状态能够通过时变 β_M 显著影响市值因子的表现。这也能够解释为何 2017 年 2 季度以来，即复苏阶段，市值因子在 A 股市场上失效。

同时，宏观经济状态对风险溢价的影响在不同的因子上都能够得到体现，且各个因子风险溢价的变动呈现一定的同步性。经济衰退与过热阶段因子的风险溢价相对高于平均水平，而复苏与滞胀阶段则相对较低，因子效应并不显著，甚至出现的与理论方向相背离的风险溢酬，如复苏阶段的 HML 因子和消费增速因子。从因子风险溢酬变化的共性可以看到，经济状态的切换能够反映系统性风险的变化，而定价因子均能与经济呈现明显的相关性。

对于某些在全样本并不具有定价效力的因子，如 HML 因子，在某些特定经济阶段（如衰退阶段）也能够呈现出较强的风险溢价。这为探寻有效定价因子又提供了一种从时间维度

上考量的方法，即分阶段衡量因子定价效力。使用改进的 CH-FF 因子检验后，可以看到 CH-SMB 与原 SMB 因子表现相近，而 CH-HML 因子的周期性效应则更加显著，在衰退与过热时期均有更好地表现。

从上述实证结果来看，因子风险溢价的变化能够显示出系统性风险的变迁，这为我们研究金融市场或金融体系的系统性风险提供了另一种思路。2008 年金融危机的历史教训则让我们意识到，金融体系的系统性风险能够传导至实体经济，对全球经济造成严重影响。因此，从资产定价的角度看，当因子的风险溢价提升之时，意味着此时系统性风险正在酝酿，亦或是投资者情绪转转向高涨，需要警惕风险爆发的可能，控制风险敞口，避免对实体经济造成系统性的冲击。

综上所述，宏观经济状态能够显著影响定价因子的风险溢价，并且这种影响具有一致性，意味着宏观经济能够反映系统性风险的变化。本文检验的四个因子均在经济衰退及过热阶段呈现出更强的风险溢价，而复苏阶段其定价效力则并不显著。同时，因子风险溢价的时变性也证明对因子定价进行动态刻画的必要性。

五、结论

本文应用条件资产定价模型，探究了宏观经济变量对于资产定价因子的影响。在传统定价模型，如 CAPM 或 CCAPM 模型失效的情况下，对资产定价的探索转向动态模型的研究，即条件资产定价模型。本文构建了 25 个以市值和账面市值比进行划分的投资组合，使用 Fama-MacBeth 方法检验因子有效性。根据“美林投资时钟”理论，以 GDP 增长缺口和 CPI 同比增速两个指标将宏观经济划分为衰退、复苏、过热和滞胀四个阶段，通过虚拟变量的方式引入条件资产定价模型，探究了经济状态对市值因子的影响，以及相应动态模型的解释效力。在此基础上，从微观的投资组合角度解释时变风险的来源。最后，探究宏观经济对多个因子风险载荷和风险溢价的影响，进一步印证宏观经济能够反映系统性风险的变化。

考虑经济状态后，条件模型均能够显著改进传统 CAPM 或 CCAPM 模型的解释效力，缩小定价误差，解释绝大部分资产超额收益率。其定价效力甚至优于 Fama-French 三因子模型，尤其是在小市值投资组合中。这是因为不同于静态模型中 β_M 一成不变的假设，条件模型下资产 β_M 的时变性能够被经济状态变量刻画。具体体现在，衰退时期经济下行风险加剧，系统性风险提升，同时资产对风险的敏感度也更高，其市场风险载荷 β_M 升高。投资者对于市场风险溢酬的要求提升，因此相对来说这一阶段市场因子的定价效力更强。

宏观经济除了能够对资产风险产生趋势性影响，从更加微观的投资组合层面看，宏观经济对不同资产的影响存在差异，而这一差异也能够用于解释某些以资产特征构建的因子的变化。以不同市值的公司为例，小公司 β_M 的波动性更大，存在更明显的不对称性，而大公司 β_M 则相对较为稳定。经济下行时期，小公司抗风险能力更差，其市场风险载荷远高于大公司，因此两者之间的收益率差异较大，市值效应较为显著。

除了市场因子，宏观经济对其他因子也存在一致性影响。四个因子均在经济衰退及过热阶段呈现出更强的风险溢价，而复苏阶段其定价效力则并不显著。这种一致性的变化意味着宏观经济能够反映系统性风险的变化，进而对不同因子的风险溢价产生共同影响。

附录

在 Fama-MacBeth 回归中，第二步是通过每一期的横截面收益率对估计的 β 进行回归，一共是 T 次回归，并对这 T 个估计值计算方差，即：

$$\sigma^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{T} \text{var}(\hat{\gamma}_t) = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_t - \bar{\gamma})^2$$

对资产定价模型进行横截面检验的第一步是通过时间序列回归得到估计的 β 风险，第二步是根据得到的 β ，进行一次横截面检验。在这一次估计中，风险溢价 $\hat{\gamma}$ 的方差为：

$$\sigma^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{T} [(X'X)^{-1}X'\Sigma X(X'X)^{-1} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \Sigma^f \end{bmatrix}]$$

其中， Σ 是第一步回归中所得到的回归残差的协方差矩阵， Σ^f 是定价因子间的协方差矩阵。在此过程中，得到的方差和 Fama-MacBeth 第二阶段得到的方差是一样的。

但是，以上两个不同的算法但能够得到结果一致的方差，其隐含假设是对 β 风险的估计是准确的。然而在第一步时间序列回归中，对 β 的估计已经产生偏差，考虑到这一点，经 Shanken 调整后的风险溢价方差为：

$$\sigma^2(\hat{\gamma}) = \frac{1}{T} [(X'X)^{-1}X'\Sigma X(X'X)^{-1}(1 + \gamma'\Sigma_f^{-1}) + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \Sigma^f \end{bmatrix}]$$

在得到调整后的风险溢价方差后，可以通过一般的步骤构建 t 统计量对风险溢价的显著性进行检验。

参考文献

- [1] 钱智俊和李勇, 2017,《宏观因子、投资者行为与中国股债收益相关性——基于动态条件相关系数的实证研究》,《国际金融研究》第11期 86-96页。
- [2] 王宜峰、王燕鸣和张颜江, 2012,《条件CAPM与横截面定价检验:基于中国股市的经验分析》,《管理工程学报》第4期 137-145页。
- [3] 位志宇和杨忠直, 2007,《经济增长与股价波动的相关性研究——基于中国香港的证据》,《金融研究》第3期 112-124页。
- [4] 张红伟、杨琨和向玉冰, 2017,《宏观经济周期、企业生产与股票资产定价——基于沪市上市公司的经验研究》,《国际金融研究》第5期 76-85页。
- [5] 张翔、宋平和李伦一, 2017,《一种新的金融动态横截面估计方法——基于中国股票市场条件定价模型评估的应用与扩展》,《管理科学学报》第1期 87-107页。
- [6] Antoniou A., I. Garrett and R. Priestley, 1996, “.Macroeconomic Variables as Common Pervasive Risk Factors and The Empirical Content of the Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of Empirical Finance*, 5(3), pp.221-240.
- [7] Avramov D. and T. Chordia, 2006, “.Asset Pricing Models and Financial Market Anomalies,” *Review of Financial Studies*, 19(3), pp.1001-1040.
- [8] Bodie Z., 1976, “.Common Stocks as A Hedge Against Inflation,” *Journal of Finance*, 31(2), pp.1-19.
- [9] Campbell J. Y. and J. H. Cochrane, 1999, “.By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior,” *Journal of Political Economy*, 107(2), pp.205-251.
- [10] Chen N. F., R. Roll and S. A. Ross, 1986, “.Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, 59(3), pp.383-403.
- [11] Cochrane J. H., 1996, “.A Cross-Sectional Test of An Investment-Based Asset Pricing Model,” *Journal of Political Economy*, 104(3), pp.572-621.
- [12] Fama E. F., 1981, “.Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money,” *The American Economic Review*, 71(4), pp.545-565.
- [13] Fama E. F. and K. R. French, 1993, “.Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp.3-56.
- [14] Fama E. F. and J. D. MacBeth, 1973, “.Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests,” *Journal of Political Economy*, 81(3), pp.607-636.
- [15] Ferson W. E. and C. R. Harvey, 1991, “.The Variation of Economic Risk Premiums,” *Journal of Political Economy*, 99(2), pp.385-415.
- [16] Ferson W. E. and C. R. Harvey, 1999, “.Conditioning Variables and the Cross-Section of Stock Returns,” *Journal of Finance*, 54(4), pp.1325-1360.
- [17] Flannery M. J. and A. A. Protopapadakis, 2002, “.Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns,” *Review of Financial Studies*, 15(3), pp.751-782.
- [18] Gibbons M. R. and W. Ferson, 1985, “.Testing Asset Pricing Models with Changing Expectations and An Unobservable Market Portfolio,” *Journal of Financial Economics*, 14(2), pp.217-236.
- [19] Hansen L. P. and S. F. Richard, 1987, “.The Role of Conditioning Information in Deducing Testable Restrictions Implied by Dynamic Asset Pricing Models,” *Econometrica*, 55(3), pp.587-613.
- [20] Jagannathan R. and Z. Wang, 1996, “.The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns,” *Journal of Finance*, 51(1), pp.3-53.
- [21] Krueger D., 2007, “.Quantitative Macroeconomics: An Introduction,” The Pennsylvania State University CiteSeerX Archives.
- [22] Liu J., R. Stambaugh and Y. Yuan, 2018, Size and Value in China,” NBER Working Paper, 24458.

- [23] Perez-Quiros G. and A. Timmermann, 2000, "Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns," *Journal of Finance*, 55(3), pp.1229-1262.
- [24] Ross, Stephen A.. "The arbitrage theory of capital asset pricing." *Journal of Economic Theory* 13.3 (1976): 341-360.
- [25] Shanken J., 1990, "Intertemporal Asset Pricing: An Empirical Investigation," *Journal of Econometrics*, 45(1), pp.99-120.
- [26] Shanken J., 1992, "On the Estimation of Beta-Pricing Models," *Review of Financial Studies*, 5(1), pp.1-33.
- [27] Sharma S. C. and P. Wongbangpo, 2002, "Long-Term Trends and Cycles in Asean Stock Markets," *Review of Financial Economics*, 11(4), pp.299-315.

The Effects of Macroeconomic Conditions on Asset Pricing Factors

Yue XU Zhigang QIU Hefei WANG

Abstract : To characterize the time-varying nature of asset pricing factors under different macroeconomic conditions, this paper investigates how economic growth and inflation affect asset pricing models in Chinese market. We find that the asset pricing model conditional on macroeconomic conditions can significantly improve the explanatory power of the traditional CAPM model, and its pricing power is even better than that of the multi-factor model. Further studies show that macroeconomic factors affect asset prices through two dimensions. First, most assets are more sensitive to market risks during the recession period, and their market betas are greater than those during recovery and overheating periods. Second, the mean and volatility of the market betas of small market capitalization companies are greater than that of large companies, so small companies are more risky in the recession.

Key Words: Conditional Asset Pricing Model; Risk Factors; Macroeconomic Conditions



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn