

考虑经济不确定性、消费与经济周期的股票市场资产定价

龙 锐

云南财经大学金融学院, 云南 昆明

收稿日期: 2023年6月18日; 录用日期: 2023年7月20日; 发布日期: 2023年7月28日

摘 要

通过对2005年5月份到2022年4月份中国股票市场数据进行实证分析, 检验了五因素分析方法在中国股票市场各阶段的运用情况。其主要的结果是: 1) 在整个样本下, 规模、账面市值比、盈利能力因子的定价能力是十分明显的, 但存在投资风格因子冗余的情况; 2) Carhart四因子在按宏观经济变量风险敞口分组的单一组合下具有较强的对A股市场的解释能力; 而在多空组合下五因子模型表现更好; 3) 可以根据宏观经济变量下的 β 构建合适的多空投资组合从而获得相对安全的投资回报。

关键词

因子模型, 风险敞口, Fama-MacBeth回归

Asset Pricing in the Stock Market Considering Uncertainty in the Real Economy, Consumption, and Economic Cycle in the Real Economy

Rui Long

School of Finance, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Jun. 18th, 2023; accepted: Jul. 20th, 2023; published: Jul. 28th, 2023

Abstract

This article examines the application of the five-factor model in different periods of China's stock

market, using A-share listed companies from May 2005 to April 2022 as samples. The main conclusions are as follows: 1) Under the entire sample, the pricing power of size, book-to-market ratio, and profitability factor is very obvious, but there is redundancy of investment style factors; 2) Carhart's four factors have strong explanatory power for the A-share market under a single combination grouped by macroeconomic variable risk exposure; the five-factor model performs better under long and short combinations; 3) Based on macroeconomic variables β , we can build an appropriate long short portfolio to achieve a relatively safe return on investment.

Keywords

Factor Model, Risk Exposure, Fama-MacBeth Regression

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

自 2008 年以来的后金融危机时代,全球极端风险事件频发,世界各大金融市场都发生了剧烈的随机波动。随着经济全球化的不断深化融合,作为全球第二大经济体以及对外贸易大国,我国的股票市场的资产收益率对来自实体经济不确定性和经济周期冲击的反应也愈发敏感。实体经济冲击的条件波动时变性与实体经济活动以及资产收益有关,该观点有理论和实证研究的支持。因此,实体经济不确定性和经济周期是影响未来投资决策的状态变量。

同时,消费者的消费也可以通过对公司的商品的购买,从而对公司的运营业绩以及整个社会的发展造成一定的冲击,从而对公司的股价造成一定的冲击。Parker (2003) [1]明确指出了消费在风险资产价格中的重要作用。Merton (1973) [2]、Lucas (1978) [3]和 Breeden (1979) [4]将消费纳入 CAPM 中,构建了一个以消费为基础的资本资产价格模型(CCAPM)。

在本文研究中,由于消费、实体经济不确定性以及经济周期可以从经济基本面和投资者决策行为两个方面影响股票市场价格。因此,本文将消费、经济不确定性和经济周期同时纳入资产定价模型,能够拓展资本资产定价模型的研究,为经济行为主体在投资决策时提供一定的参考依据,对于稳定投资者情绪,缓解金融市场风险波动都具有一定的意义。

本文基于 Fama 和 French (1993, 2015a)分别提出的三因子和五因子模型以及 Carhart (1997)提出的四因子模型,结合我国 A 股市场数据,主要研究四个问题:第一,对我国 A 股市场各因子进行冗余因子检验;第二,在基于不同宏观经济变量分组情况下探究资产定价领域前沿的五因子模型对 A 股市场的解释能力,并与其他模型进行比较;第三,基于 Fama-MacBeth 回归分别检验经济不确定性、消费以及经济周期在个股横截面定价中的作用并进行对比分析。

2. 文献综述

2.1. 资本资产定价在我国 A 股市场上的运用

近年来,在对我国 A 股市场进行的资本资产定价研究中,多数学者仍然采用传统的主流模型,如跨期资本资产定价模型(ICAPM),Fama 和 French 的三因子模型和五因子模型等。研究的时间范围、数据的选取以及指标构建方法等的不同使得不同学者运用相同的模型进行研究的结论的有所差异。我国 A 股市

场存在显著的规模效应已被多数学者证实(吴世农和许年行, 2004) [5], 但是否存在账面市值比效应却一直有所争议。田利辉和王冠英(2014) [6]研究认为我国 A 股市场并不存在显著账面市值比效应。对于动量效应和反转效应, 舒建平和肖契志(2021) [7]证实了二者之间存在一个不固定时长的交替显现规律。高秋明和胡聪慧(2014) [8]运用月度数据进行研究否定了动量效应存在于我国 A 股市场。有些学者也对传统模型中的定价因子在我国 A 股市场中定价能力进行了检验, 主要对于投资风格和盈利能力因子在定价模型中是否冗余存在较大的争议。有学者认为代表公司价值和成长潜力的投资风格和盈利能力因子能完全被账面市值比因子所代替, 在解释资产组合超额收益率时并没有较大的贡献(赵胜明和闫红蕾, 2016) [9]。但高春亭和周孝华等(2016) [10]却证实了五因子模型在资产组合定价中比三因子模型更为有效。

与发达国家的资本市场不同, 我国股市发展尚不成熟, 存在投资者结构不完善、个体散户投资者较多等问题。常见的“羊群效应”、“追涨杀跌”等现象都是通过影响消费者预期进而引发我国 A 股市场的剧烈波动。因此, 有学者认为传统的资本资产定价模型并不能很好地解释我国 A 股市场资产组合定价中的所有异象(姜富伟等, 2022) [11]。基于此, 随着大数据时代下科学计算方法的发展, 姜富伟等(2022) [11]运用机器学习法在很好地处理共线性等问题的情况下对我国 A 股市场的 94 个异象因子进行了研究, 推动了高维定价因子研究的发展。

2.2. 经济不确定性、消费与经济周期与个股横截面定价关系的研究

Merton (1973) [2]开创性的指出, 在一个多时期的经济中, 投资者有动力对冲未来消费和投资机会的随机变化。这意味着与消费和投资机会变化相关的状态变量在资本市场中被定价, 因此资产与这些状态变量的协方差与预期收益有关。

现有关于经济不确定性带来的风险溢价的研究大多集中于经济政策不确定性与资产价格之间的关系, 关于实体经济的研究较少。林建浩和李幸(2014) [12]研究表明, 中国的经济政策不确定性指数(EPU)微弱的降低了当期的股票的回报率, 提高了股票的预期回报率, 从而发现, EPU 具有大于零的风险溢价。汪弘和宋登辉(2018) [13]研究发现经济政策不确定性(EPU)对未来 3 个月的股票市场收益具有显著为正的溢价作用, 是我国 A 股市场一个重要的定价因素。

在我国股市中, 经济行为主体以风险规避者居多。根据预防性储蓄效应理论, 经济不确定性会改变投资者的财富分配管理思路。为预防不确定风险, 投资者将更多的财富用于预防性储蓄或投资更加安全的资产从而减少了消费和股票市场的投资, 此时消费者坚信未来的消费效用要远高于当下的消费效用, 因而资产收益率下降。基于该思想, 众多学者从消费的角度出发分别从理论和实证方面对资本资产定价进行了相关研究。Black 等(2015) [14]关于消费增长率在股价预测中的优秀表现的研究发现进一步证明了在资本资产定价模型中加入消费的合理性, 消费是重要的定价因子。对于消费进行进一步的细化研究后发现, 外部消费习惯(Campbell 和 Cochrane, 1999) [15]、消费风险(Malloy 等, 2009) [16]等基于消费的衍生指标对不同期限的股权资产组溢价均具有更好的解释能力。在国内股票市场的相关研究中, 熊和平等(2005) [17]引入了外在消费习惯和内在消费习惯进行对比分析并得出了内在消费习惯与资产溢价水平呈现出正相关, 而外在消费习惯的定价能力与其和资产组合之间的相关性有关的结论。

在资本资产定价的相关研究中, 宏观经济变量已经被广泛作为系统性风险因子。多数宏观经济变量都具有周期性的特征并与经济周期之间存在一种反馈循环机制(张喜艳, 2019) [18], 进而影响金融市场资产收益率的波动规律。林建浩等(2021) [19]通过随机波动率模型提取广义货币供给中波动成分作为货币政策不确定性指标并验证了其具有正向的定价能力和负的风险溢价。经济不确定性的冲击能够在不同程度上加快或减缓经济周期演变进程。而经济周期是反映整体经济形势好坏的风向标, 能够引导并解释金融市场中众多参与者的经济行为与决策(祝梓翔和邓翔, 2020) [20]。那么经济周期本身是重要定价因子吗?

定价能力如何？

综合上述文献研究发现，多数学者是将某类单独的变量引入到 CAPM 模型中来检验其定价能力以及与资产组合收益率之间的关系。根据上述文献分析中提到的经济不确定性、消费与经济周期在资本市场中的相互作用机制，经济不确定性能直接影响股市资产收益率，也能通过影响消费和经济周期来进而对资本市场收益率产生影响。那么，对于一个相同的定价模型，分别基于三个变量的不同分组情况下模型的表现是否存在较大差异？三者与资产组合横截面收益率的关系是怎样的？目前还缺少将多个宏观经济变量同时纳入股票市场资产定价的同一分析框架，考察其与资产收益率关系的相关研究。

因此，本文首先检验 Fama 五因子在我国 A 股市场中是否存在冗余。然后，分别基于经济不确定指数、消费指数以及宏观经济景气指数计算每只股票的风险暴露，然后按照风险暴露分组求每一组合下按流通市值加权的平均组合收益率，进而对比检验多种传统的主流资本资产定价模型在我国 A 股市场的表现。然后，运用 GARCH 模型，以市场收益率波动测度经济不确定性，对单个股票进行 Fama-MacBeth 回归看横截面上是否显著，从而计算控制个股特征后股票在不同宏观经济变量下的风险暴露与其未来收益率之间的关系。

3. 样本选取与研究设计

3.1. 样本选取与数据处理

Table 1. Summary table of main variables

表 1. 主要变量总结表

主要变量	符号	名称	构造方法	事件范围	数据来源
市场风险因子	MKT	市场溢价因子	——	2005.5~2022.4	CSMAR
	SMB	市值规模因子	——	2005.5~2022.4	
	HML	账面市值比因子	——	2005.5~2022.4	
	MOM	动量因子	——	2005.5~2022.4	
	RMW	盈利能力因子	——	2005.5~2022.4	
	CMA	投资风格因子	——	2005.5~2022.4	
宏观经济变量	GARCH	经济不确定性指数	每月日 GARCH 指数均值乘以交易日开根号	2005.5~2022.4	CSMAR
	JQI	宏观经济景气先行指数	——	2005.5~2022.4	
	Retailsale	社会消费品零售总额(月度)	——	2005.5~2022.4	
收益率数据	r_f	无风险利率	——	2005.5~2022.4	CSMAR
	r_i	个股收益率	——	2005.5~2022.4	
	r_m	市场收益率	——	2005.5~2022.4	

注：表格中“——”，表示未经算数处理的数据，直接从数据库中获得。

本文选取 2005 年 5 月到 2022 年 4 月为样本区间。考虑到我国境内机构、组织、个人一般主要参与 A 股交易，本文的股票样本只选取 A 股股票。然后，从国泰安股票市场交易数据库收集样本区间内的无风险利率 r_f 、综合月市场回报率作为市场收益率 r_m 、流通市值、月度个股收益率 r_i 、市盈率 PE、市销率 PS、市现 PC、账面市值比 BV、托宾 Q 值等数据；从因子研究系列数据库中获取动量因子以及五因子；

从宏观经济研究系列数据库中取得样本区间内的宏观经济景气先行指数作为经济周期的代理指标、社会消费品零售总额月度数据作为消费变量的代理指标。

文章对数据进行了如下处理：直接以流通股本来计算股票的市值加权重；此外，参考 Brogaard 和 Detzel (2015) [21] 等文献，运用上证综指数收益率数据拟合非对称的 GARCH 模型并以此计算出来的条件波动率进行进一步的算数处理后作为经济不确定性指标。主要经济变量指标如表 1 所示。

3.2. 研究设计

Fama 和 French (2015a) 提出的五因子模型如下：

$$r_{it} - r_{ft} = a_i + b_i(r_{mt} - r_{ft}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + r_i \text{RMW}_t + c_i \text{CMA}_t + e_{it} \quad (1)$$

本文分别以经济不确定性、消费以及经济周期的风险敞口进行单变量分组。具体来说，以 12 个月为滚动窗口，计算每个样本公司的超额收益率，然后通过时间序列滚动回归分别计算每个股票在 GARCH 指数、JQI 指数和 Retailsale 指数上的回归系数 (β^{GARCH} 、 β^{JQI} 、 $\beta^{\text{Retailsale}}$)，把 A 股市场上所有符合要求的公司股票，按照不同的 β 系数分别从小到大分成 10 组。在流通市值加权方式下，对每组的组合下的平均月度实际超额收益收益进行统计分析，得到首尾组合的收益率之差。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

如下表 2 报告了我国 A 股市场中 Fama 五因子的描述性统计结果，市场超额收益率的均值为 0.90%，在 10% 水平下显著；规模因子 SMB 的均值为 1.00%，在 1% 水平下显著，可初步说明规模效应的存在；账面市值比因子与投资风格因子的均值接近于零；盈利能力因子 RMW 不能拒绝均值为 0 的原假设。

事实上，并不能简单地以五因子收益率均值的描述性统计来判断账面市值比、盈利能力和投资风格效应在中国股市是否显著，因为统计结果很容易受到因子之间的相关性、样本区间等因素的影响。因此，下文中将在控制其它因子情况再检验各因子效应的显著性。

Table 2. Descriptive statistics of Fama five factors in China A market

表 2. 中国 A 市场 Fama 五因子的描述性统计

A 股市场各因子收益率的描述性统计					
	$r_m - r_f$	SMB	HML	RMW	CMA
Mean	0.90*	1.00***	0.00	0.10	0.00
t-Statistic	1.92	2.70	1.16	-0.21	-0.09

注：均值的单位为百分号；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

4.2. 冗余检验

“五因子模型冗余检验”是用某一个因子的收益率对其余四个因子的收益率进行回归，若回归截距项不显著，则说明该因子能完全被其它因子所解释，不具有定价能力。如下表 3 所示的回归结果表明，经过其他几个风险因子调整之后，A 股市场仍然存在显著的市场风险、规模效应、账面市值比效应以及盈利能力效应。但不存在投资风格效应，说明 CMA 因子在 Fama 五因子模型中是冗余的，与 Guo 等(2017) [22] 结果一致。本文猜测这一结果可能的原因是与国外成熟资本市场不同，我国股市具有很明显的“政策市”的特征，CAPM 具有很强的解释能力，这就导致了 CMA 因子在样本内的“冗余”。

Table 3. A-share market redundancy test
表 3. A 股市场冗余检验

	$r_m - r_f$	SMB	HML	RMW	CMA
alpha	1.40**	0.86***	0.37***	0.25***	0.06
	(2.57)	(4.63)	(2.65)	(2.89)	(-0.66)

注：括号中是 t 统计量值，截距项 alpha 的单位为百分号；*、**、***分别代表在 10%、5%、1%显著性水平下显著。

4.3. 单变量分组结果

首先，对于在上交所、深交所以及创业板上市交易的 A 股公司样本，用个股的超额收益对上面构造的经济不确定性指数 GARCH、消费 Retailsale 和宏观经济景气 JQI 分别做回归，分别估计出它们的风险敞口 beta，记为 β^{GARCH} ， $\beta^{Retailsale}$ ， β^{JQI} 。此处以宏观经济景气指数为例，公式如下：

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}^{JQI} \cdot JQI_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， R_{it} 表示个股的超额收益率。通过公司股票月平均后的风险敞口 beta 进行分组，其中第一组包含的是前一期该股票对经济周期的暴露程度(β^{JQI})处于最小的 1/10 的公司股票；最后一组包含的是经济不确定性的弹性(β^{JQI})处于最大的 1/10 分位的公司股票。如下表 4 展示的是以宏观经济景气指数为例的单变量分组组合的结果。

Table 4. Portfolio yield
表 4. 组合收益率

分组	β^{JQI}	流通市值加权组合 超额收益率
Low	-4.49	0.39 (1.08)
2	-0.92	0.61* (1.69)
3	-0.58	0.58* (1.79)
4	-0.40	0.60* (1.65)
5	-0.26	0.54** (2.098)
6	-0.13	0.61* (2.04)
7	-0.00	0.67* (1.79)
8	0.13	0.72* (1.86)
9	0.32	0.72* (1.88)
High	1.25	0.84* (1.87)
High-Low	5.73	0.46* (1.68)

注：括号中是 T 统计量值，超额收益率单位为百分号；*、**、***分别代表在 10%、5%、1%显著性水平下显著。

从表 4 可以看出，第二列展示的是按照上述公式(2)计算的股票组合在每个横截面上的 β^{JQI} ，然后在时间序列上计算的月平均值，组合 1 到组合 10 的 β^{JQI} 值变化区间在-4.49~1.25，表明组合(1~10)对宏观经

济景气指数的弹性系数逐渐增大。第三列计算的是分组的按流通市值加权的资产组合平均超额收益，组合的收益从组合 1 的 0.39% 大致线性的增长到组合 10 的 0.84%，最大 β^{IQI} 与最小 β^{IQI} 组的收益率之差为 0.46% 每个月，其统计值为 1.68，在 10% 统计意义上显著。该表的数据结果显示，拥有最高 β^{IQI} 分位的股票的组合比拥有低 β^{IQI} 组合平均收益率要高出 0.46%，表明宏观经济景气指数对股票的价格有一定影响。此外，基于实体经济不确定性和消费分组的结果与之相似，因此，整个宏观经济体系对股票价格的影响是显著可观的。

美国市场的投资者在预见到未来宏观经济的不确定性有可能上升后，会买入当期高 β 的股票以抵御或对冲风险，从而造成这部分股票的预期收益下降，即未来收益率的下降。那么，A 股市场与美国的这一现象正好相反，在中国股票市场，当期拥有高 β 的股票(风险较小)，投资者在经济不确定性上升时，更愿意继续持有该类股票，导致该类股票的预期收益率继续提高；另一方面，由于当期具有负经济不确定性 β 的股票(当期风险较大)，投资者在未来也不愿意继续持有该类股票，导致该类股票在未来的收益率继续下降。可能的解释是中国投资者对个股所面临的宏观经济不确定性将会持续一段时间；同时预期该股票的 β 在短期内是正相关的，即当期该股票具有正的 β ，投资者预期在未来一段时间，该类股票依然具有正的 β 。

4.4. 基于不同风险敞口分组下五因子模型与其它模型表现的比较

本文与 Fama and French (2015a; 2015b) [23] 所选用的判断标准一致，主要采用表示资产定价中异象的常数项 alpha 值来判断模型表现的好坏。如果在某一定价模型下的投资组合中截距项不联合显著，那么该模型就具有完全解释该组合超额收益率的能力。其中，在相同资产组合下，不同资产定价模型中 alpha 值越小的模型，定价能力越强。

Table 5. The comparison between the five-factor model and the three-factor, Carhart four-factor and six-factor models
表 5. 五因子模型与三因子、Carhart 四因子以及六因子模型的比较

alpha	投资组合 Low	投资组合 High	投资组合 High-Low
基于 β^{GARCH} 分组			
MKT、SMB、HML	0.77 (1.00)	0.33 (0.49)	-0.45 (-1.46)
MKT、SMB、HML、MOM	0.74 (0.96)	0.29 (0.43)	-0.46 (-1.49)
MKT、SMB、HML、RMW、CMA	1.22 (1.52)	0.76 (1.10)	-0.46 (-1.46)
MKT、SMB、HML、RMW、CMA、MOM	1.19 (1.49)	0.72 (1.06)	-0.47 (-1.50)
基于 $\beta^{RetailSale}$ 分组			
MKT、SMB、HML	0.68 (0.83)	-0.08 (-0.11)	-0.76*** (-3.09)
MKT、SMB、HML、MOM	0.63 (0.78)	-0.13 (-0.17)	-0.76*** (-3.07)
MKT、SMB、HML、RMW、CMA	1.01 (1.23)	0.21 (0.27)	-0.81*** (-3.19)
MKT、SMB、HML、RMW、CMA、MOM	0.97 (1.18)	0.17 (0.21)	-0.80*** (-3.17)

Continued

基于 β^{JQI} 分组			
MKT、SMB、HML	0.36 (0.47)	0.77 (1.13)	0.41 (1.02)
MKT、SMB、HML、MOM	0.32 (0.42)	0.75 (1.10)	0.42 (1.07)
MKT、SMB、HML、RMW、CMA	0.87 (1.10)	1.11 (1.59)	0.24 (0.59)
MKT、SMB、HML、RMW、CMA、MOM	0.83 (1.06)	1.09 (1.56)	0.26 (0.63)

注：括号中是 T 统计量值，截距项单位为百分号；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

如上表 5 所示，在不同分组下对五因子与其它因子模型的表现进行比较，按照上述回归截距项表现的指标，除在基于 $\beta^{RetailSale}$ 分组情况下的投资组合 High-Low 在所有的因子模型下载距项在 1% 的显著性水平下显著异于零外，其余各组合因子模型截距项均不拒绝截距为零的原假设，说明基于上述几种宏观经济变量风险敞口分组下我国 A 股市场的资产组超额收益能够很好地被这四种模型解释。此外，在上述三种分组情况下的投资组合 Low 和投资组合 High 中 Carhart 四因子模型的截距项要明显小于其它模型，说明 Carhart 四因子模型在 A 股市场的解释能力优于其它因子模型，三因子模型次之。在上述几种分组情况下的投资组合 High-Low 中，四种因子模型对我国 A 股市场的解释能力几乎相同，五因子模型和六因子模型的表现略好于三因子模型和 Carhart 四因子模型，但在基于 $\beta^{RetailSale}$ 的分组中，这六种风险因子均不具有完全解释 A 股市场资产定价的能力。

4.5. Fama-MacBeth 回归

前文已经分析过，作为影响横截面股票组合的未来收益率的 β^{GARCH} , $\beta^{RetailSale}$, β^{JQI} 是显著的。这一部分在单个股票层面上而非股票组合层面上，利用 Fama-MacBeth 回归计算股票的 β^{GARCH} , $\beta^{RetailSale}$, β^{JQI} 与其未来收益率之间的关系。以宏观经济景气指数下的 Fama-MacBeth 回归为例，单个股票在时间 t 的横截面回归方程如下：

$$R_{it+1} = \lambda_{0t} + \lambda_{1t} \cdot \beta_{it}^{JQI} + \lambda_{2t} \cdot X_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad (3)$$

其中 R_{it+1} 是股 i 在 $t+1$ 月实现的收益率， β_{it}^{JQI} 是股票 i 在 t 月的宏观经济景气指数(经济周期)的风险暴露 β_{it}^{JQI} ， X_{it} 是其它的控制变量。回归结果如下表 6 所示：

Table 6. Relationship between individual stock return and its characteristics
表 6. 单个股票收益与其特征的关系

	(1)			(2)			(3)			(4)		
	JQI	RS	GAR	JQI	RS	GAR	JQI	RS	GAR	JQI	RS	GAR
β	0.0015 (1.03)	0.0005 (0.65)	-0.0015 (-1.22)	0.0013 (0.91)	0.0004 (0.57)	-0.0014 (-1.23)	0.0059*** (3.61)	0.0027*** (3.15)	-0.0004** (-2.25)	0.0056*** (3.02)	0.0026*** (2.73)	-0.0002** (2.08)
PE				1.64e-06 (0.99)	1.10e-06 (0.60)	1.64e-06 (0.99)	1.13e-06 (0.72)	6.02e-07 (0.35)	1.13e-06 (0.72)	1.08e-06 (0.68)	0.0000 (0.33)	0.0000 (0.68)
PS				0.0003*** (3.50)	0.0003*** (3.21)	0.0003*** (3.50)	0.0000 (0.48)	0.0000 (0.30)	0.0000 (0.48)	0.0000 (-0.02)	0.0000 (0.00)	0.0000 (-0.02)

Continued

PC	-2.24e-07 (-0.31)	-4.34e-07 (-0.55)	-2.24e-07 (-0.31)	0.0000 (-1.47)	0.0000* (-1.66)	-1.02e-06 (-1.47)	0.0000 (-1.18)	0.0000 (-1.36)	0.0000 (-1.1)
EV	0.0000 (-0.81)	0.0000 (-0.82)	0.0000 (-0.81)	0.0000 (-1.38)	0.0000 (-1.38)	-0.0000 (-1.38)	0.0000 (-1.63)	0.0000 (-1.64)	0.0000 (-1.63)
Size				1.60e-14 (1.13)	1.91e-14 (1.21)	1.60e-14 (1.13)	1.50e-14 (1.08)	1.82e-14 (1.18)	0.0000 (1.08)
BM				-0.0303*** (-5.15)	-0.0296*** (-4.65)	-0.0303*** (-5.15)	-0.0283*** (-4.49)	-0.0283*** (-4.16)	-0.0283*** (-4.19)
Q							0.0003 (0.47)	0.0001 (0.14)	0.0003 (0.47)
截距项	0.0085 (1.33)		0.0076 (1.20)			0.0279*** (3.74)			0.0261*** (3.11)

注：括号中是 T 统计量值，系数和截距项单位为百分号；*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著；JQI 表示宏观经济景气指数，RS (Retailsale) 表示消费，GAR (GARCH) 表示经济不确定性。

如上表 6 所示，在上述的三种分组情况中，(1)和(2)组的 β 与股票未来收益回归的系数并不显著；(2)组中个股的收益与市销率 PS 因素展现出正向相关关系，市销率越大的股票其预期未来收益率越高，且在统计意义上非常显著；(3)和(4)组中个股的未来一期收益与账面市值比展现出很强的正向关系，当期个股 BM 值越大，其未来收益收益率越高。

在引入 β_i^{JQI} 的回归中，加入公司规模 Size、账面市值比 BM 以及托宾 Q 值变量后，从(3)和(4)组的结果可以看出， β^{JQI} 与股票未来收益率的回归系数是正的，且在 1% 的显著性水平下显著，说明在个股横截面上其未来收益率与 β^{JQI} 呈现正向相关关系，与实证第三部分单变量分组展现的结论一致，高 β^{JQI} 的股票其未来收益率也较高；且第(4)组中 β 的系数比第(3)组要小。

在引入 β_i^{GARCH} ，(3)和(4)组的截距项在 1% 的显著性水平下显著大于零，说明上述的相关特征指标并不能完全解释股票未来收益率的变动情况；随着特征指标产业投资回报率(托宾 Q 值)的加入，(4)组的截距项比(3)组的更小，说明产业投资回报率对未来股票收益具有一定的解释能力。

5. 研究结论与展望

5.1. 结论

宏观经济不确定性对金融市场的资产收益波动产生影响已被广泛证实。由此出发，本文重点探究宏观经济的相关变量在我国 A 股市场的定价中的作用。本文选取中国 A 股上市公司 2005 年 5 月至 2022 年 4 月的月度数据，按照 Fama 和 French (2015a; 2015b; 2016) 方法，对五因子模型在中国股市的适用性进行检验。本文研究表明：第一，在本文所研究的样本范围内仅显示投资风格因子冗余，市值规模、账面市值比以及盈利能力因子的均对我国资产组合收益率具有较强的定价能力。第二，在投资组合 High 和投资组合 Low 中，Carhart 四因子模型具有非常强的解释能力，比三因子模型、五因子模型、六因子模型表现更好；在投资组合 High-Low 中五因子模型的解释能力要比其它模型好；第三，本文还对宏观经济变量在股票横截面收益中的作用展开了研究，估计了股票对不同宏观经济变量(经济不确定性、宏观经济景气指数以及消费)的风险敞口，并发现由此产生的风险敞口 β 解释了未来股票收益部分变动。从前文的单变量投资组合水平的分析显示，做多不确定性贝塔系数最高的 10% 股票组合、做空不确定性贝塔系数最低的 10% 股票组合，经风险调整后的年化回报率为 3.2%。这种不确定性溢价是由正不确定性 β 的股票表现好

和负不确定性 β 的股票表现差驱动的。这些结果表明，不确定性厌恶的投资者不愿意继续持有负不确定性贝塔的股票，他们愿意为正不确定性贝塔的股票支付高价，从而推升该类股票的未来收益。此外，账面市值比也是未来股票收益率的一个重要的负向影响因素，即账面市值比越低，未来收益率越高。这也与实际理论相一致，账面市值比较低说明公司的股票价值被低估，未来上涨的空间很大。

值得注意的是，不管是三因子模型、Carhart 四因子模型、五因子模型还是加入动量因子的六因子模型，在以消费分组的股票组合 High-Low 下截距项仍显著异于零，说明这六个因子仍然不能完全解释中国股市股票组合平均收益率的变动，与 Fama 和 French (2016) 对美国市场的研究结论一致。探索其他适合中国股市的定价因子和风险因子，以构造更精确、更适用于中国市场的资产定价模型仍是这一领域未来的研究方向，这对于理解中国市场，提供监管依据，以及辅助投资实践都有重要的意义。

进一步发现，可以根据宏观经济变量分组情况下来提前对下个月的资产配置进行一些指导，比如在当期经济不确定性处于高位的时候，当期可以配置一些抗风险的股票 (β 大于零)，可以获得相对的差额收益；同时由于股票当期具有抗风险的特征，下一期可具有抗风险的特性，那么下一期同样可以配置这些股票，可以获得相对安全的收益。由此可以构想出一种投资策略，在经济不确定性高的时期，买具有高 β 特性的股票，卖空具有低 β 的股票，当期的风险溢价水平会大幅提高，也就是这一策略的收益，下一期可以只买多抗风险的股票，因为下一期，风险溢价的水平会大幅回落，但绝对收益会提高，通过这种动态的策略，能够获得相对安全的市场回报。

5.2. 展望

本文在选取宏观经济变量时不够全面，所选取的计算非预期的经济波动统计方法虽然有其优点，但还有不合理之处。希望在未来的研究中，能添加更多的表征宏观经济的变量，然后选取一定的权重去更全面地构造实体经济不确定性指标，以更全面地反映经济不确定性的变动情况。在如何进行资产配置，如何能够做到在承受有限的风险而可以获得长期稳定的超额收益方面，是一个非常具有价值和意义的研究方向。

参考文献

- [1] Parker, J.A. (2003) Consumption Risk and Expected Stock Returns. *The American Economic Review*, **93**, 376-382. <https://doi.org/10.1257/000282803321947380>
- [2] Merton, R.C. (1973) An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica*, **41**, 867-887. <https://doi.org/10.2307/1913811>
- [3] Lucas, R.E. (1978) Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, **46**, 1429-1445. <https://doi.org/10.2307/1913837>
- [4] Breeden, D.T. (1979) An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics*, **7**, 265-296. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(79\)90016-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(79)90016-3)
- [5] 吴世农, 许年行. 资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究[J]. *经济研究*, 2004, 39(6): 105-116.
- [6] 田利辉, 王冠英, 张伟. 三因素模型定价: 中国与美国有何不同[J]. *国际金融研究*, 2014(7): 37-45.
- [7] 舒建平, 肖契志, 王苏生. 动量效应与反转效应的演化: 基于深圳 a 股市场的实证[J]. *管理评论*, 2012, 24(1): 52-57.
- [8] 高秋明, 胡聪慧, 燕翔. 中国 a 股市场动量效应的特征和形成机理研究[J]. *财经研究*, 2014, 40(2): 97-107.
- [9] 赵胜民, 闫红蕾, 张凯. Fama-french 五因子模型比三因子模型更胜一筹吗——来自中国 a 股市场的经验证据[J]. *南开经济研究*, 2016(2): 41-59.
- [10] 高春亭, 周孝华. 公司盈利, 投资与资产定价: 基于中国股市的实证[J]. *管理工程学报*, 2016, 30(4): 25-33.
- [11] 姜富伟, 薛浩, 周明. 大数据提升力多因子模型定价能力吗?——基于机器学习方法对我 A 股市场的探究[J]. *系统工程理论与实践*, 2022, 42(8): 2037-2048.

-
- [12] 林建浩, 李幸, 李欢. 中国经济政策不确定性与资产定价关系实证研究[J]. 中国管理科学, 2014(11): 222-226.
- [13] 汪弘, 宋登辉, 陈立慧. 经济政策不确定性与股票收益[J]. 金融学季刊, 2018, 12(4): 1-20.
- [14] Black, A.J., McMillan, D.G. and McMillan, F.J. (2015) Cointegration between Stock Prices, Dividends, Output and Consumption: Evidence and Forecasting Ability for 29 Markets. *Review of Accounting and Finance*, **14**, 81-103. <https://doi.org/10.1108/RAF-09-2013-0103>
- [15] Campbell, J.Y. and Cochrane, J.H. (1999) By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior. *Journal of Political Economy*, **107**, 205-251. <https://doi.org/10.1086/250059>
- [16] Malloy, C.J., Moskowitz, T.J. and Vissing-Jrgensen, A. (2009) Long-Run Stockholder Consumption Risk and Asset Return. *The Journal of Finance*, **64**, 2427-2479. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01507.x>
- [17] 熊和平. 消费习惯、异质偏好与动态资产定价: 纯交换经济情形[J]. 经济研究, 2005, 40(10): 91 -100.
- [18] 张喜艳. 经济政策不确定性对经济周期波动的影响研究[D]: [博士学位论文]. 长沙: 湖南大学, 2019: 1-137.
- [19] 林建浩, 陈良源, 田磊. 货币政策不确定性是中国股票市场的定价因子吗[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(4): 1275-1300.
- [20] 祝梓翔, 邓翔. 信心、预期和中国经济周期波动[J]. 财贸经济, 2020, 41(2): 5-23.
- [21] Brogaard, J. and Detzel, A. (2015) The Asset-Pricing Implications of Government Economic Uncertainty. *Management Science*, **61**, 3-18. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2044>
- [22] Guo, B., Zhang, W., Zhang, Y.J. and Zhang, H. (2017) The Five-Factor Asset Pricing Model Tests for the Chinese Stock Market. *Pacific-Basin Finance Journal*, **43**, 84-106. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2017.02.001>
- [23] Fama, E.F. and French, K.R. (2015) A Five-Factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, **116**, 1-22. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>