

生产还是消费^①

——中国股市生产资本资产定价模型实证检验

朱小能^{1,3}, 陈俊坪¹, 朱杰^{2*}

(1. 上海财经大学金融学院, 上海 200433; 2. 上海大学悉尼工商学院, 上海 201899;

3. 上海市金融信息重点实验室, 上海 200433)

摘要: 生产资本资产定价模型从企业利润最大化角度出发, 推出资产的均衡价格。相较于消费资本资产定价模型, 生产资本资产定价模型能更好地满足信息完全和决策者理性的假设条件。本文从生产资本资产定价模型出发, 利用现值模型将生产的系统性风险因子, 即生产的贝塔因子分解为现金流贝塔和折现率贝塔, 并采用社会总投资和股市数据进行实证检验。本文发现生产-现金流贝塔是中国股市的重要定价因子, 可较好地解释股权溢价的截面差异。相比之下, 消费资本资产定价模型对不同资产之间风险溢价的解释能力较弱。

关键词: 生产资本资产定价模型; 现金流贝塔; 资产组合; 股票收益

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)08-0001-12

0 引言

基于消费的资本资产定价模型(CCAPM)认为均衡条件下的资产价格只与消费风险有关, 代表性投资者的边际效用替代比可对各种风险证券进行定价。然而, 实证中CCAPM既无法解释市场股权溢价之谜, 亦不能解释资产定价中的其它各种异象^[1]。为增强模型解释能力, 学者们做了各种努力, 用递归效用函数代替跨时可加效用函数^[2-3]; 考虑异质投资者问题^[4-7]; 引入消费习惯^[8-9]; 将长期与短期消费风险剥离^[10]以及引入极端消费灾难^[11]等。然而, 对消费资本资产定价模型的改进仍然基于市场信息的完全性和消费者的完全理性这两个基本假设。这显然不符合资本市场的实际情况, 且已被大量来自行为金融学的证据所反驳^[12-14]。

相对个体消费者而言, 企业的规模更大, 所受市场摩擦较少, 决策也更理性。因此, 从生产或投

资^②角度出发对资产定价进行研究能更好地满足市场信息完全性和决策者行为理性的假设。有鉴于此, Cochrane^[15-16]开创性地提出了基于生产的资本资产定价模型(PCAPM), 为理论研究与实务投资提供了资产定价的新工具。Cochrane^[17]还指出当资本市场不满足完全市场的假设条件时, PCAPM或许能更好地对资产定价。在后续的研究中, Belo^[18]在Cochrane^[17]的模型中引入平滑的生产技术函数, 并利用投资的边际替代函数, 将资产价格表达为生产对市场组合的系统性风险因子, 即生产贝塔因子的函数。

此外, Campbell和Vuolteenaho^[19]以及Bansal等^[20]在研究消费资本资产定价模型时指出, 根据简单现值模型, 资产回报对定价因子的风险可以分解为预期现金流风险和贴现因子风险。受其启发, 论文将Belo^[18]的模型从理论上进行了拓展, 把生产的贝塔因子分解为生产-现金流贝塔和生

① 收稿日期: 2015-11-04; 修订日期: 2017-03-07。
基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71473281)。
通讯作者: 朱杰(1975—), 男, 浙江定海人, 博士, 副教授。Email: zhu_jie@t.shu.edu.cn

② 文中“生产”与“投资”均与“消费”相对应, 表达类似的含义, 在后文中这两个词汇将交替使用。

产-贴现率贝塔,并分别检验了两者在资产定价上的不同作用.实证研究表明,现金流贝塔可以解释不同资产组合35%以上的截面收益差异,且现金流贝塔比贴现率贝塔能更好地解释资产组合截面收益的差异.更重要的是,如果把生产的贝塔加入到Fama-French^[21]三因子模型中, R^2 可从62%提高到68%.综上所述,不论是单个因子的表现,还是在多因子模型中的边际贡献,生产的贝塔都是影响资产定价的重要因素.

虽然国外学术领域对生产资本资产定价理论的研究成果颇丰,但国内目前还鲜有相关研究.据笔者所知,本文是第一篇对生产资本资产定价模型进行理论拓展,把生产贝塔分解为现金流贝塔和贴现率贝塔,并用我国宏观经济与股市数据进行实证研究的论文.从生产的角度诠释资产定价,为学术研究和投资实务提供了新的定价工具,对更好的理解资产价格具有重要意义.此外,由于我国低消费率和高投资率并存,虽然在新常态下正在向消费驱动和创新驱动转变,但正如吕冰洋和毛捷^[22]所指出的,投资驱动仍将是未来较长时期内经济增长的主要动力.在此背景下,从生产角度研究资产定价对理解投资驱动与资本市场的关系无疑具有重要意义.

1 文献综述

现代资产定价理论的核心思想认为不同资产的风险溢价应由这些资产的回报对系统性风险的风险敞口所决定.在此基础上,传统的消费资产定价理论认为,由于人们拥有财富的最终目的是用于消费,因此资产的风险溢价取决于该资产的收益对于总消费变动的避险作用^[23-24],故资产收益对总消费变动的风险敞口应该决定各期不同资产的风险溢价的差异,然而在实证中该理论无法有效解释实际资产回报的差异^[25].Campbell和Vuolteenaho^[19]以及Bansal等^[20]指出造成这一结果的原因是没有正确地提取定价因子,因此他们从股息贴现的现值模型出发,将资产回报对总消费的风险分解为预期现金流风险和贴现率风险,并据此分别构造出了消费-现金流贝塔和消费-贴现率贝塔.他们以美国股市数据所做的实证检

验表明,消费-现金流贝塔可以在很大程度上解释不同资产的截面风险溢价差异.宿成建^[26]则通过建立包含现金流信息的多变量股票非预期收益定价模型来研究现金流风险与股票收益定价的关系.

基于生产的资产定价理论则从生产投资的角度解释资产价格的差异.从经济活动的本质来看,生产和消费原本就是构成经济活动的两个重要方面,因此投资从理论上应该与消费一样,对资产定价有同等重要的影响力.生产资本资产定价模型最早由Cochrane^[16]提出,随后Jermann^[27]在其基础上加以改进.按照资产定价理论,资产价格等于该资产预期未来回报与随机贴现因子的乘积.在生产资本资产模型的框架下,他们从理论上证明随机贴现因子可从一个具有代表性的生产者需满足的一阶条件中估算出来,从而可对资产定价.他们考虑了两个经济状态下的资本市场,发现用生产资本资产定价模型可以很好地解释股票和债券的溢价.Belo^[18]在此基础上考虑多个经济状态下的情景,给出了以边际替代率形式出现的随机贴现因子的解析表达式,并用其对股票定价做了实证检验.另一类生产资本资产定价模型的构建方法则直接在Q理论框架下对公司股票收益进行建模.Cochrane^[16]以及Restoy和Rockinger^[28]构建了一个生产类函数,并使用投资和产出的数据证实整体上股票收益与投资收益是等价的.Liu等^[29]在此基础上进行扩展,用生产资本资产定价模型解释了资产组合层面的截面收益差异.

在实证检验方面,Cochrane^[30]、Li等^[31]以及Gomes等^[32]证实总投资回报可作为资产的定价因子.Chen和Zhang^[33]根据不同公司投资回报的特性构建了拟合生产因子回报的资产组合,而Balvers和Huang^[34]在新古典主义经济学框架下建立了投资变量与随机贴现因子的关联.Jermann^[35]则发现生产因子不仅能解释股票市场的定价异象,也可以解释债券市场的一些定价异象.

本文参照Belo^[18]的模型框架,构建生产资本资产定价的一般均衡模型.该方法的优点在于可以在均衡条件下,从生产者的一阶条件中推导出边际替代率,并继而得出随机贴现因子.所得到的边际替代率隐含了一个从宏观角度解释定价的

资产定价因子,可以很方便的对该因子做出经济学上的合理解释.此外,把该因子分解为现金流因子与贴现率因子,从而实现在生产资产定价理论框架下对不同因子的实证检验.

2 模型设计

假设市场是完全的,在无套利条件下,必然存在一个唯一的、严格正定的随机贴现因子 M_t . 假设存在一个永续经营的代表性企业 i ,且在 t 时期生产的产品价格为 P_{it} . 假设每期的总产出在期末确定,该企业可在每期期末选择下一期的投资额 $I_{i,t-1}$ 以及下一期的生产技术水平 $\varepsilon_{i,t-1}$. $\varepsilon_{i,t-1}$ 是一个随机变量,企业知道它的分布,但只有到了下一期才能知道其实现值.企业在每期可获得收益为 D_{it} , D_{it} 为每期的总产出减去当期的投资.

定义包含各状态变量的向量 $x = (K_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1}, P_{i,t-1}, Z_{i,t-1})$, 其中 $K_{i,t-1}$ 为存量资本, $\varepsilon_{i,t-1}$ 为当期技术水平, $P_{i,t-1}$ 为当期产品 i 的价格,而 $Z_{i,t-1}$ 则概括了所有在当期对下一期的随机贴现因子 M_t 的分布的信息.假设 $V(x_{i,t-1})$ 为基于 $x_{i,t-1}$ 条件下的每期期末总产出的现值,则相应的 Bellman 公式为

$$V(x_{i,t-1}) = \max_{\{I_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-1}\}} \{ D_{i,t-1} + E_{t-1} [M_t V(x_{i,t})] \} \quad (1)$$

限制条件为

$$D_{it} = P_{it} Y_{it} - I_{i,t-1} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \varepsilon_{i,t-1} F^i(K_{i,t-1}) \quad (3)$$

$$K_{it} = (1 - \delta_i) K_{i,t-1} + I_{i,t-1} \quad (4)$$

式(1)~式(4)的含义十分明确,式(1)表明企业需要在 $t-1$ 时刻确定其最优生产决策,可供选择的变量为所有在 $t-1$ 时刻已知的信息集 $Z_{i,t-1}$ 及 $\varepsilon_{i,t-1}$; 式(2)表明每期的收益为总产出 $P_{it} Y_{it}$ 减去投资成本 $I_{i,t-1}$; 式(3)表明每期的产出数量 Y_{it} 是由技术水平 $\varepsilon_{i,t-1}$ 以及存量资本的投入函数 $F^i(K_{i,t-1})$ 所决定; 式(4)则说明每期的存量资本为上一期去除折旧后的剩余存量 $(1 - \delta_i) K_{i,t-1}$ 加上当期的投入 $I_{i,t-1}$.

可以证明,式(1)最大化需满足的一阶条件为

$$E_{t-1} [M_t R_{it}^e] = 1 \quad (5)$$

其中

$$R_{it}^e = (1 - \delta_i) + P_{it} \varepsilon_{i,t-1} F_k^i(K_{i,t-1}) \quad (6)$$

为(随机)投资回报,这是投资回报得以正确定价的一个标准条件.该条件可保证给定任意企业可获资源及可选投资的前提下,市场上不存在套利机会.由此 M_t 是一个合适的定价因子,不仅对投资类产品,式(6)对处在经济体中的任意资产也应成立.和消费资本资产定价模型相似,在式(6)成立的前提下,下列等式

$$E_{t-1} [M_t R_t^e] = 0 \quad (7)$$

对任意资产也成立,其中 R_t^e 为减去无风险收益后的超额收益.由此可得

$$E_{t-1} [R_t^e] = - \frac{\text{Cov}_{t-1}(M_t, R_t^e)}{E_{t-1} [M_t]} \quad (8)$$

即资产的超额收益与该资产与 M_t 的协方差的负值成正比.式(8)与消费资本资产定价模型在形式上完全一样,只不过现在的 M_t 是由供给侧的生产函数所推导出来,而非由消费侧的消费需求所推导出.

Campbell 和 Shiller^[36] 在他们的研究中指出,任意资产的对数收益

$$r_{i,t} = \ln(1 + R_{i,t}) = \ln(P_{i,t} + D_{i,t}) - \ln P_{i,t-1} \quad (9)$$

可用一阶泰勒展开式近似线性表示为

$$r_{i,t} \approx \kappa_{i,0} + g_{i,t} + \kappa_{i,1} p d_{i,t} - p d_{i,t-1} \quad (10)$$

其中 $p d_{i,t} = \ln(P_{i,t}/D_{i,t})$ 是对数股价股息比, $g_{i,t}$ 为对数股息增长率, $r_{i,t}$ 为对数收益.将式(10)适当改写,并假设市场不存在泡沫,则有

$$p d_{i,t} = \frac{\kappa_{i,0}}{(1 - \kappa_{i,1})} + E \left[\sum_{j=0}^{\infty} \kappa_{i,1}^j g_{i,t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \kappa_{i,1}^j r_{i,t+1+j} \right] \quad (11)$$

对式(10)和式(11)求期望值并整理,得到

$$\begin{aligned} r_{i,t} - E_{t-1} [r_{i,t}] &= \{ E_t - E_{t-1} \} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \kappa_{i,1}^j g_{i,t+j} \right] - \\ &\quad \{ E_t - E_{t-1} \} \left[\sum_{j=0}^{\infty} \kappa_{i,1}^j r_{i,t+j} \right] \\ &= \eta_{g_{i,t}} - \eta_{e_{i,t}} \end{aligned} \quad (12)$$

其中 $\eta_{g_{i,t}}$ 代表了在 t 与 $t-1$ 时刻对贴现的未来股息增长率之和的期望值之差,也即在不同时刻对该期望值做出的修正,称之为现金流消息.与此类似, $\eta_{e_{i,t}}$ 代表了对未来预期回报之和的修正,称之为贴现率消息.

基于上述对收益率的分解表达式,可把式(8)即生产的贝塔因子表述为

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_{i,t} - E_{t-1}[r_{i,t}], \eta_{i,t})}{\text{Var}(\eta_{i,t})} = \frac{\text{Cov}(\eta_{g_{i,t}} - \eta_{e_{i,t}}, \eta_{i,t})}{\text{Var}(\eta_{i,t})} = \beta_{i_g} - \beta_{i_e} \quad (13)$$

其中 $\eta_{i,t}$ 是 t 时刻对投资增长的冲击. 由上式可以看出,生产贝塔因子可分解为两个变量 β_{i_g} 和 β_{i_e} . 这两个变量分别反映了预期现金流变化和预期贴现率变化对投资冲击的风险敞口,因此可分别称为现金流贝塔因子与贴现率贝塔因子.

实证检验主要关注于 β_{i_g} , 因为 β_{i_g} 反映了现金流消息对总投资增长的风险敞口. β_{i_g} 较高的资产,应该提供较高的风险补偿, β_{i_g} 较低的资产,风险溢价也应该较低. 由此可见,从理论上来说, β_{i_g} 应该可以解释不同资产为什么有不同的风险溢价. 在实证上,可用下列因子模型检验上述假说

$$r_t - E_{t-1}(r_t) = B_I \eta_{i,t} - B_e \eta_{e,t} + \varepsilon_t \quad (14)$$

上式的左边是 N 维向量 $r_t - E_{t-1}(r_t)$, 反映的是在 t 时刻的 N 个资产的实际收益与 $t - 1$ 时刻预期收益的差,即未预期到的资产收益. 等式右边则表明未预期到的资产收益可由对现金流消息和贴现率消息的风险敞口所解释. 系统性风险因子 $\eta_{i,t}$ 和 $\eta_{e,t}$ 分别反映了投资增长与贴现率的新信息. β_{i_g} 和 β_{i_e} 分别是 B_I 和 B_e 这两个向量中最典型的元素,而 ε_t 则反映了影响资产定价的信息中的非系统性噪声.

实证研究主要试图解答两个主要的问题,1) 现金流风险敞口更高的资产是否有较高的风险溢价? 2) 现金流和总投资这两个变量是否可以反映资产的预期收益? 在下文中将解释如何构造生产贝塔因子及相应的现金流贝塔与贴现率贝塔,并对式(14)进行实证检验,以期验证这些因子是否可对截面资产收益的差异进行解释. 在以下模型构建部分中,若无特殊说明,所有变量都做了去均值处理.

如之前所讨论的那样,式(13)的含义为资产的风险溢价可由资产当期与未来预期现金流的差异与投资变动的协方差所决定. 为了准确定义这

个协方差,将资产的现金流增长描述为一个总投资增长的函数. 具体来说,因为股票的预期现金流变化反映在未来的股息变化上,因此假设股息增长率和投资增长率之间的关系为

$$g_{i,t} = \beta_{i_g} \left(\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K g_{v,t-k} \right) + u_{i,t} \quad (15)$$

$$u_{i,t} = \sum_{j=1}^L \rho_{j,i} u_{i,t-j} + \zeta_{i,t} \quad (16)$$

其中 $\frac{1}{K} \sum_{k=1}^K g_{v,t-k}$ 表示过去 K 期投资增长率的移动平均, γ_i 描述现金流增长率与历史投资增长率之间的协方差. 其中,去均值后的投资增长率 $g_{v,t}$, 遵循一阶自回归过程

$$g_{v,t} = \rho_i g_{v,t-1} + \eta_{v,t} \quad (17)$$

对式(15)做最小二乘法回归,相应得到的系数 β_{i_g} 为组合 i 的现金流贝塔因子.

在给出现金流贝塔的条件下,进一步探讨各个不同资产组合的截面收益差异有多少可以由该因子所解释. 为达此目的,考虑资产定价中经典的两阶段回归法,即首先用式(16)估算出 β_{i_g} , 然后对所有的资产组合构造以下的截面回归

$$E[R_{i,t}] = \lambda_0 + \beta_{i_g} \lambda_I \quad (18)$$

式中得到 λ_I , 就是现金流贝塔所对应的风险溢价. 在以下的实证检验中,式(18)用以检验不同资产组合的期望收益可否用现金流贝塔因子所解释.

3 数据

3.1 投资与消费数据

本文分别将社会固定资产投资完成额和社会消费品零售总额经过季节性调整、通胀调整、人口调整,最终得到经季节与通胀调整后的人均实际投资和人均实际消费,并以此来构造生产-现金流贝塔和消费-现金流贝塔^[37]. 投资、消费、CPI及人口数据均来源于中经网统计数据库,样本区间为1999年第1季度~2013年第4季度,数据频率为季度,其中季度人口数据系年末人口数据插值所得. 表1给出了各宏观数据的统计性描述. 从表1中可见,在全样本期内,经季节与通胀调整后的实际投资和实际消费保持相对快速增长,但投资比消费增长更快,人均实际投资年均增速比

人均实际消费年均增速高出约 5 个百分点,体现了我国在这段时间内经济增长依赖于投资驱动的特征。

3.2 资产组合

使用沪深股市交易的所有 A 股(剔除“ST”和“PT”股票)来构造市场组合,共包含 2 718 只股票。样本区间为 1999 年第 1 季度~2013 年第 4 季度,数据源于 CSMAR 数据库。市场组合收益率按照流通市值对个股收益率进行加权得到。无风险

利率则参考国内文献选取银行三个月的定存利率。表 2 列出了市场组合收益率和无风险利率的统计性描述。从表 2 中可见,股票市场组合收益率的波动比无风险利率要大得多,季度波动率达 16.23%,折合年化波动率为 32.46%。相比之下,无风险利率的季度波动率只有 2.14%,折合年化波动率为 4.28%。这反映了我国作为新兴市场,以股市为代表的资本市场与发达国家与地区的市场相比,仍然有较大的不稳定性。

表 1 宏观数据的统计性描述

Table 1 Summary statistics for macro data

	最小值	最大值	均值	年均增长率(%)	标准差
名义投资(亿元)	5 464.71	112 914.10	36 150.46	19.37	32 386.14
名义消费(亿元)	7 459.86	61 681.03	24 725.61	14.08	16 387.46
实际投资(亿元)	5 540.12	83 702.59	30 054.64	17.42	23 940.54
实际消费(亿元)	7 408.69	45 723.80	21 070.70	12.13	11 630.44
人均名义投资(元)	435.33	8 298.12	2 708.51	18.81	2 379.39
人均名义消费(元)	596.71	4 532.97	1 861.26	13.52	1 195.17
人均实际投资(元)	441.34	6 151.35	2 255.78	16.86	1 755.95
人均实际消费(元)	592.61	3 360.27	1 589.65	11.57	843.49
人口(亿人)	12.50	13.61	13.10	0.56	0.32
居民消费价格指数(CPI)	98.20	108.00	102.03	1.95	2.38

注:名义投资和名义消费等数据已经过季节调整,实际投资和实际消费等数据则在名义投资和名义消费数据的基础上经价格调整而得。

表 2 市场组合收益与无风险利率的统计性描述

Table 2 Summary statistics for market portfolio returns and riskfree rate

%	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度
市场组合收益率	1.021	16.230	42.310	-41.550	0.276	0.570
无风险利率	0.648	2.140	0.788	0.428	0.767	-1.170

包含多个股票的资产组合参考 Fama 和 French^[21] 以及 Carhart^[38] 的方法进行构建,1) 首先将各上市公司按规模进行排序,规模以流动市值代表。在每年 6 月底,对所有公司按流动市值大小进行排序,构造 10 个包含股票数量相同的规模资产组合,并按照升序依次命名为 S1, …, S10; 2) 在每年 6 月底,对所有公司按账面市值比高低进行排序,构造 10 个包含股票数量相同的账面市值比资产组合,并按照升序依次命名为 B1, …, B10。其中第 t 年 6 月的市值和第 $t-1$ 年末的账面价值被用于计算第 t 年 6 月底的账面市值比; 3) 对所有公司按过去 12 个月即 $t-12$ 至 $t-1$ 的累积股票收益构造 10 个包含股票数

量相同的以市值加权的动量投资组合,并按照升序依次命名 M1, …, M10。各个资产组合的收益以组合内个股收益市值加权平均计算而得。表 3 给出了 30 个投资组合收益的统计特征。与现有文献一致,组合的平均收益率与公司规模成反向关系,即小规模公司具有较高的平均收益,大规模公司具有较低的平均收益;与过去收益表现成正向关系,即过去收益表现较好的公司具有较高的平均收益,过去收益表现较差的公司具有较低的平均收益。但表 3 还表现出中国股票市场的特殊性,组合的平均收益与账面市值比并没有表现出明显的正向关系。

表3 资产组合收益的统计性描述
Table 3 Summary statistics for portfolio returns

	均值	标准差		均值	标准差		均值	标准差
S1	0.063	0.191	B1	0.081	0.240	M1	-0.033	0.161
S2	0.051	0.190	B2	0.042	0.194	M2	-0.009	0.145
S3	0.050	0.187	B3	0.059	0.192	M3	0.001	0.146
S4	0.058	0.211	B4	0.046	0.178	M4	0.025	0.172
S5	0.048	0.191	B5	0.053	0.183	M5	0.036	0.190
S6	0.054	0.191	B6	0.045	0.184	M6	0.042	0.181
S7	0.053	0.186	B7	0.054	0.207	M7	0.059	0.197
S8	0.054	0.190	B8	0.024	0.160	M8	0.060	0.191
S9	0.057	0.191	B9	0.043	0.180	M9	0.093	0.214
S10	0.032	0.167	B10	0.047	0.193	M10	0.161	0.320

注: 这30个资产组合分别按照公司规模、账面市值比、动量升序排列并进行市值加权平均得到,其中S1、B1与M1分别代表规模最小、账面市值比最小与动量最小的资产组合,而S10、B10与M10则分别代表规模最大、账面市值比最高与动量最大的资产组合。下同。

3.3 现金流数据

现有文献多以公司股利来度量现金流变量,由于我国上市公司股利支付率低,故采用每股息税前利润作为每股股利的替代变量,并将投资组合内所有股票的每股息税前利润按照公司市值进行加权平均从而得到该投资组合的现

金流数据。所用数据来自CSMAR数据库,样本区间为1999年第1季度~2013年第4季度,数据频度为季度,且以过去四季度的平均值作为本季度的现金流以剔除季度因素的影响^[39-41]。表4报告了30个投资组合现金流增长率的统计性描述。

表4 现金流增长率统计性描述

Table 4 Summary statistics for portfolio cash flow growth

	均值	标准差		均值	标准差		均值	标准差
S1	-0.043	0.246	B1	0.022	0.308	M1	0.006	1.075
S2	0.041	0.426	B2	0.012	0.098	M2	0.048	0.313
S3	0.007	0.147	B3	0.008	0.061	M3	0.009	0.170
S4	0.003	0.083	B4	0.014	0.140	M4	0.068	0.365
S5	0.004	0.069	B5	0.014	0.091	M5	0.021	0.244
S6	0.023	0.166	B6	0.013	0.092	M6	0.070	0.351
S7	0.010	0.056	B7	0.028	0.210	M7	0.042	0.444
S8	0.015	0.057	B8	0.041	0.233	M8	0.051	0.376
S9	0.009	0.054	B9	0.102	0.619	M9	0.056	0.243
S10	-0.009	0.104	B10	0.045	0.281	M10	0.015	0.169

4 实证结果与分析

4.1 生产贝塔模型与消费贝塔模型的对比

4.1.1 贝塔因子的度量

为了对消费因子和生产因子的定价能力进行比较,按照相同方法构造出各资产组合的现金流贝塔。在估计过程中,设定 $k=1$, $L=2$ 。在理论上,由于现金流贝塔是对预期现金流风险的

度量方式,故而能够反映出不同资产组合平均收益的差异,具有较高(较低)风险敞口的资产组合也应具有较高(较低)的平均收益。表5为分别按照公司规模、账面市值比、动量构造的投资组合对应的生产-现金流贝塔与消费-现金流贝塔的估计结果。从表中可以看出生产-现金流贝塔能够准确地反映出投资组合平均收益的差异,最小公司组合的现金流贝塔(0.254)高于最大公司组合的现金流贝塔(0.011),与小公司组

合具有更高的平均收益相一致; 过去表现好的公司组合现金流贝塔(0.217) 高于过去表现差的公司组合现金流贝塔(-0.817), 这与过去表现好的公司组合具有更高的平均收益相一致. 此外, 账面市值比投资组合的现金流贝塔呈现出来的趋势与该投资组合的平均收益趋势也十

分一致(见表 3). 消费-现金流贝塔与平均收益之间没有表现出风险与收益对应的正向关系, 且其标准差更大, 估计值不精确. 因此, 相比消费-现金流贝塔而言, 生产-现金流贝塔能够更好地捕捉现金流风险, 从而能够更好地解释截面收益差.

表 5 各资产组合贝塔因子的估计结果
Table 5 Estimates for betas on different portfolios

	β_i	标准差		β_i	标准差		β_i	标准差
生产-现金流贝塔								
S1	0.254	0.083	B1	0.183	0.078	M1	-0.817	0.425
S2	-0.189	0.285	B2	-0.018	0.043	M2	-0.216	0.091
S3	0.070	0.037	B3	0.082	0.058	M3	0.046	0.055
S4	0.017	0.111	B4	0.011	0.084	M4	-0.096	0.162
S5	0.091	0.028	B5	-0.015	0.101	M5	0.295	0.086
S6	-0.036	0.100	B6	-0.028	0.082	M6	-0.070	0.114
S7	0.083	0.039	B7	0.059	0.093	M7	0.320	0.212
S8	0.037	0.024	B8	-0.035	0.100	M8	0.127	0.131
S9	0.118	0.058	B9	0.125	0.180	M9	-0.074	0.091
S10	0.011	0.073	B10	0.037	0.079	M10	0.217	0.127
消费-现金流贝塔								
S1	1.170	1.208	B1	2.008	0.894	M1	-4.501	4.011
S2	-1.522	3.569	B2	0.505	0.684	M2	0.959	2.107
S3	2.022	0.830	B3	-0.181	0.369	M3	0.688	1.520
S4	1.149	0.666	B4	0.314	1.266	M4	3.935	2.500
S5	0.946	0.423	B5	0.727	0.596	M5	4.089	1.664
S6	-0.774	1.344	B6	0.924	0.605	M6	1.910	1.572
S7	1.185	0.483	B7	3.065	1.433	M7	-3.318	6.253
S8	0.545	0.531	B8	-1.789	2.219	M8	1.349	1.314
S9	0.835	0.396	B9	2.373	2.703	M9	-0.174	1.106
S10	1.521	0.905	B10	1.533	1.664	M10	1.794	0.869

表 6 截面回归结果
Table 6 Cross-sectional regression results

	λ_0	λ_c	R^2
生产-现金流贝塔模型			
系数	0.039	0.090	0.358
标准差	(0.004)	(0.022)	
消费-现金流贝塔模型			
系数	0.037	0.004	0.023
标准差	(0.006)	(0.003)	

注: λ_0 代表常数项, λ_c 代表风险溢价, R^2 已经经过自由度调整.

4.1.2 截面回归结果

本小节采用标准的截面回归方法^[42-43] 比较生产定价模型与消费定价模型对资产组合截面收益差异的解释能力, 理论模型为 $E[R_i] = \lambda_0 + \lambda_c \beta_i$.

其中 $E[R_i]$ 为资产 i 的收益期望值, β_i 为资产 i 对应的现金流贝塔, λ_c 为相应的风险溢价.

表 6 给出了截面回归结果, 通过比较可以看到, 生产-现金流贝塔模型得到的风险溢价为

0.090(标准差=0.022),不仅为正而且十分显著.此外,该模型调整后的 R^2 达到了35.8%;消费-现金流贝塔模型得到的风险价格仅为0.004,且不显著,其调整后的 R^2 只有2.3%.该结果表明,生产定价因子能够解释相当一部分资产收益的截面变化,这意味着通过总投资数据所构造的生产因子有较好的定价能力,而以消费数据为基础所构造的消费因子并无明显定价作用.

为了对生产-现金流贝塔模型有更加直观的了解,图1描绘了根据生产-现金流贝塔得到的预期收益和实际平均收益散点图.从图中可见,大部分散点集中在斜线附近,说明预期收益和实际平均收益的拟合程度较高.此外,生产-现金流贝塔与动量组合收益的相关系数高达63.26%,与账面市值比组合收益的相关性为60.58%,与规模组合收益相关性虽然只有34.32%,但也能反映出规模差异:小规模公司的贝塔因子要高于大公司的贝塔因子.这些都进一步为生产定价因子对股权溢价的解释能力提供佐证.

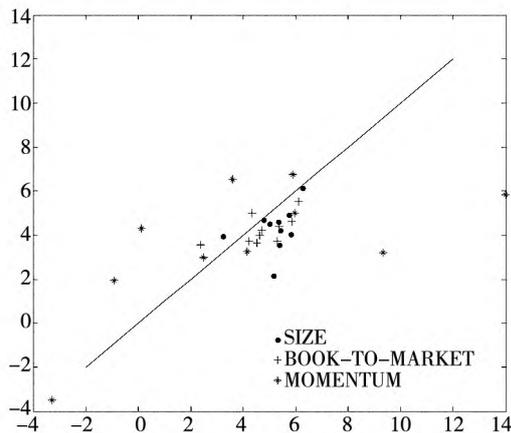


图1 横截面拟合图

Fig. 1 Cross-sectional goodness fit

4.2 生产贝塔模型与其他模型的对比

本小节运用两阶段回归法来比较生产-现金流贝塔模型和经典的CAPM、C-CAPM、Fama-French三因子模型以及Carhart四因子模型对截面差异的解释能力.具体如下,C-CAPM为标准的消费资产定价模型,对应的风险溢价约束为,

$E[R_i] = \lambda_0 + \beta_{i,c} \lambda_g$.其中 $\beta_{i,c}$ 为组合*i*对总消费的风险因子,由投资组合收益对消费增长率直接进行时间序列回归所得;CAPM模型对应的风险溢价约束为, $E[R_i] = \lambda_0 + \beta_{i,m} \lambda_m$,其中 $\beta_{i,m}$ 为组合*i*对市场组合的风险因子,由投资组合收益对市场超额收益进行时间序列回归得到;Fama-French三因素模型对应的风险溢价约束为, $E[R_{i,t+1}] = \lambda_0 + \beta_{i,m} \lambda_m + \beta_{i,SMB} \lambda_{SMB} + \beta_{i,HML} \lambda_{HML}$,其中 $\beta_{i,m}$ 、 $\beta_{i,SMB}$ 、 $\beta_{i,HML}$ 分别为组合*i*对市场组合、规模组合、价值组合的风险因子.此外,为检验生产-现金流贝塔的边际贡献,在Fama-French三因子模型的基础上加上生产-现金流贝塔构成了相应的四因子模型并作相关检验.最后,考虑到之前的研究表明,Carhart四因子模型比Fama-French三因子模型有更好的解释能力,在实证检验中也报告了Carhart四因子模型与Carhart四因子加上生产-现金流贝塔因子的五因子模型的结果.表7汇总了不同模型的截面回归检验结果,并报告了相应的风险溢价和经调整后的 R^2 .

从表7中可以看出,首先,与国外文献一致^[25],标准消费资产定价模型对资产组合收益的截面差异并没有表现出有力的解释能力,其调整后的 R^2 甚至为负.其次,CAPM模型的调整后的 R^2 可达31.9%,市场因子的风险溢价显著为正,这也与以往文献一致,说明市场风险是决定资产价格的重要因素.最后,将C-CAPM、CAPM及表6中的生产-现金流贝塔模型进行比较可以发现,虽然都是单因子模型,但生产-现金流贝塔模型的拟合能力最好,对资产组合截面收益变化的解释能力高达35.8%,比CAPM模型的31.9%提高了近4%.此外,该值更高于CCAPM的-3.2%,与美国的情况有很大不同.这体现了在中国这个市场中,由于消费在经济活动中所占比重显著低于美国,因此以消费作为资产定价的驱动因子来解释不同资产的收益差异时,所得结果表现很差,进一步肯定了生产资本资产定价模型在中国资本市场上良好的对资产定价的解释能力作用.

表 7 各模型的截面回归结果

Table 7 Cross-sectional regression results for different models

C-CAPM											
			λ_0				λ_C				R^2
系数			0.035				0.008				-0.032
标准差			(0.017)				(0.024)				
CAPM											
			λ_0				λ_M				R^2
系数			-0.026				0.194				0.319
标准差			(0.018)				(0.051)				
FF3 因子模型											
			λ_0		λ_{MKT}		λ_{SMB}		λ_{HML}		R^2
系数			0.020		0.177		0.049		0.050		0.619
标准差			(0.022)		(0.044)		(0.017)		(0.018)		
FF3 因子模型+生产-现金流因子											
		λ_0		λ_{MKT}		λ_{SMB}		λ_{HML}	λ_β		R^2
系数		0.026		0.139		0.043		0.043	0.042		0.677
标准差		(0.020)		(0.043)		(0.016)		(0.017)	(0.018)		
Carhart 四因子模型											
		λ_0		λ_{MKT}		λ_{SMB}		λ_{HML}		λ_{MOM}	R^2
系数		0.009		0.133		0.027		0.031		-0.162	0.624
标准差		(0.038)		(0.057)		(0.025)		(0.024)		(0.136)	
Carhart 四因子模型+生产-现金流因子											
	λ_0		λ_{MKT}		λ_{SMB}		λ_{HML}		λ_{MOM}	λ_β	R^2
系数	0.013		0.083		0.015		0.018		-0.200	0.046	0.700
标准差	(0.021)		(0.055)		(0.023)		(0.022)		(0.123)	(0.017)	

注: λ_0 代表常数项, 各个 λ 代表不同因子的风险溢价, R^2 已经经过自由度调整。

为了进一步理解生产-现金流贝塔的信息来源, 论文对 Fama-French 三因素模型加入现金流贝塔构成了四因素模型。与以往文献所得结果一致, Fama-French 三因素模型比单因子模型的解释能力提高了不少, 能够解释 61.9% 的截面收益变化, 但在三因素模型基础上加入生产-现金流贝塔后, 调整后的 R^2 上升至 67.7%, 边际贡献接近 6%, 并且现金流贝塔的风险溢价依旧为正且显著不等于 0, 说明该变量存在显著的边际解释能力。此外, 生产-现金流贝塔不仅能够单独解释 35.8% 的横截面收益变化, 在剔除了市场风险, SMB 风险和 HML 风险来源之后, 依然能够得到与 SMB 及 HML 相当的风险溢价水平, 说明该因子有着区别于三因子之外的风险来源, 且其对股票收益率影响的重要性不容忽视。最后, 表 7 的结果表明, Carhart 四因素模型的 R^2 为 62.4%, 虽然比 Fama-French 三因素模型的 61.9% 略高, 但

相差不大。然而在 Carhart 四因素模型基础上加入现金流贝塔后, 回归结果的 R^2 提高到了 70.0%, R^2 提高了 7.6%, 提高的程度比 Fama-French 三因素模型中加入现金流贝塔的情况下还要高。由此可见, 在因子数量相似的情况下, 加入现金流贝塔后还是有显著的边际解释能力, 且该解释能力无法用 Carhart 四因子模型所解释。

5 结束语

论文在 Belo^[18] 的生产驱动类资产定价模型的基础上, 参照 Bansal 等^[20] 的方法, 构建了生产-现金流贝塔, 并用该值对中国资本市场样本组合的收益进行截面回归分析。实证结果表明, 生产定价因子能够显著解释资产组合的收益差异, 其单因子解释能力达到 35% 以上, 与其他单因子模型

的比较表明,生产定价因子显著好于消费定价因子,后者对资产组合收益的差异几乎没有解释能力。另外,生产定价因子的解释力也高于CAPM的市场组合因子。最后,生产定价因子放入Fama-French三因子模型和Carhart四因子模型中,可以显著提高多因子模型的解释力。由此证实,对中国市场而言,生产定价因子确实是重要的定价因子。

以上研究有一定的政策启示。首先,由于消费在美国经济中占主导地位,以美国为主要研究

对象的国际文献主要侧重于消费类资产定价模型的研究。本文表明,以中国为典型代表的新兴市场的经济发展驱动力与美国有很大不同,投资对于经济发展的贡献要大于消费,因此在考虑资产定价时应考虑投资的影响。其次,当前我国经济发展正到了一个关键时刻,经济发展的驱动力正由投资向扩大内需转变,在这个过程中,生产和消费对于资产定价的影响也会发生相应变化。作为投资者,应该合理运用各类信息,以实现资源配置的最优化。

参考文献:

- [1] Campbell J, Cochrane J. Explaining the poor performance of consumption-based asset pricing models [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(6): 2863-2878.
- [2] Constantinides G. Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(3): 519-543.
- [3] 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, (10): 91-100.
Xiong Heping. Habit formation, heterogeneous preferences and the dynamics of asset prices: Pure exchange economy case [J]. *Economic Research Journal*, 2005, (10): 91-100. (in Chinese)
- [4] Dumas B. Two-person dynamic equilibrium in the capital market [J]. *Review of Financial Studies*, 1989, 2(2): 157-188.
- [5] 张维, 张永杰. 异质信念、卖空限制与风险资产价格 [J]. *管理科学学报*, 2006, 9(4): 58-64.
Zhang Wei, Zhang Yongjie. Heterogeneous beliefs, short-selling constraints and the asset prices [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2006, 9(4): 58-64. (in Chinese)
- [6] 杨华蔚, 韩立岩. 外部风险、异质信念与特质波动率风险溢价 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(11): 71-80.
Yang Huawei, Han Liyan. Extraneous risk, heterogeneous beliefs and idiosyncratic risk [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(11): 71-80. (in Chinese)
- [7] 郑敏. 异质信念、生存条件及市场影响力 [J]. *管理科学学报*, 2015, 18(8): 73-82.
Zheng Min. Heterogeneous beliefs, survival and market impact [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2015, 18(8): 73-82. (in Chinese)
- [8] Campbell J, Cochrane J. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior [J]. *Journal of Political Economy*, 1999, 107(2): 205-251.
- [9] 熊和平, 李淑懿, 余均. 消费习惯、异质偏好与资产定价 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(9): 64-73.
Xiong Heping, Li Shuyi, Yu Jun. Habits formation, heterogeneous preferences and asset pricing [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(9): 64-73. (in Chinese)
- [10] Bansal R, Yaron A. Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1481-1509.
- [11] Gabaix X. Variable rare disasters: An exactly solved framework for ten puzzles in macro-finance [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(2): 645-700.
- [12] Hirshleifer D, Shumway T. Good day sunshine: Stock returns and the weather [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(3): 1009-1032.
- [13] 翟林瑜. 信息、投资者行为与资本市场效率 [J]. *经济研究*, 2004, (3): 47-54.
Zhai Linyu. Information, investor behavior and capital market's efficiency [J]. *Economic Research Journal*, 2004, (3): 47-54. (in Chinese)
- [14] 林树, 俞乔. 有限理性、动物精神及市场崩溃: 对情绪波动与交易行为的实验研究 [J]. *经济研究*, 2010, (8):

115-127.

Lin Shu , Yu Qiao. Limited rationality , animal spirit and market crash: Experiments on emotional volatility and trading behavior[J]. Economic Research Journal , 2010 , (8) : 115-127. (in Chinese)

[15]Cochrane J. Production-based asset pricing [EB/OL]. Working paper , National Bureau of Economic Research , 1988 , 2776.

[16]Cochrane J. Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations [J]. Journal of Finance , 1991 , 46(1) : 209-237.

[17]Cochrane J. Asset Pricing [M]. Princeton: Princeton University Press , 2002.

[18]Belo F. Production-based measures of risk for asset pricing [J]. Journal of Monetary Economics , 2010 , 57(2) : 146-163.

[19]Campbell J , Vuolteenaho T. Bad beta , good beta [J]. American Economic Review , 2004 , 94(5) : 1249-1275.

[20]Bansal R , Dittmar R F , Lundblad C. Consumption , dividends , and the cross section of equity returns [J]. Journal of Finance , 2005 , 60(4) : 1639-1672.

[21]Fama E , French K. Common risk factors in the returns on stocks and bonds [J]. Journal of Financial Economics , 1993 , 33(93) : 3-56.

[22]吕冰洋 , 毛 捷. 高投资、低消费的财政基础 [J]. 经济研究 , 2014 , (5) : 4-18.

Lv Bingyang , Mao Jie. Fiscal foundation of high investment and low consumption in China [J]. Economic Research Journal , 2014 , (5) : 4-18. (in Chinese)

[23]Lucas R E. Asset prices in an exchange economy [J]. Econometrica , 1978 , 46(6) : 1429-1446.

[24]Breedon D T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities [J]. Journal of Financial Economics , 1979 , 7(79) : 265-296.

[25]Hansen L , Singleton K. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectation models [J]. Econometrica , 1982 , 50(5) : 1269-1286.

[26]宿成建. 现金流风险与股票收益定价研究 [J]. 管理科学学报 , 2016 , 19(5) : 102-126.

Su Chengjian. Cashflow news , cashflow risk and pricing of stock returns [J]. Journal of Management Sciences in China , 2016 , 19(5) : 102-126. (in Chinese)

[27]Jermann U. The equity premium implied by production [J]. Journal of Financial Economics , 2010 , 98(2) : 279-296.

[28]Restoy F , Rockinger G M. On stock market returns and returns on investment [J]. Journal of Finance , 1994 , 49(2) : 543-556.

[29]Liu L X L , Whited T , Zhang L. Investment-based expected stock returns [J]. Journal of Political Economy , 2009 , 117(6) : 1105-1139.

[30]Cochrane J. A cross sectional test of an investment based asset pricing model [J]. Journal of Political Economy , 1996 , 104(3) : 572-621.

[31]Li Q , Vassalou M , Xing Y. Sector investment growth rates and the cross-section of equity returns [J]. Journal of Business , 2006 , 79(3) : 637-1665.

[32]Gomes J F , Kogan L , Yogo M. Durability of output and expected stock returns [J]. Journal of Political Economy , 2009 , 117(5) : 941-986.

[33]Chen L , Zhang L. A better three-factor model that explains more anomalies [J]. Journal of Finance , 2010 , (65) : 563-594.

[34]Balvers R , Huang D. Productivity-based asset pricing: Theory and evidence [J]. Journal of Financial Economics , 2007 , 86(2) : 405-445.

[35]Jermann U. A production-based model for the term structure [J]. Journal of Financial Economics , 2013 , 109(2) : 293-306.

[36]Campbell J , Shiller R. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors [J]. Review of Financial Studies , 1988 , 1(3) : 195-228.

[37]Hansen L , Singleton K. Stochastic consumption , risk aversion , and the temporal behavior of asset returns [J]. Journal of Political Economy , 1983 , 91(2) : 249-265.

- [38]Carhart M. On persistence in mutual fund performance[J]. *Journal of Finance* , 1997 , 52(1) : 57-82.
- [39]Hodrick R J. Dividend yields and expected stock returns: Alternative procedures for inference and measurement[J]. *Review of Financial Studies* , 1992 , 5(3) : 357-386.
- [40]Heaton J. The interaction between time-nonseparable preferences and time aggregation[J]. *Econometrica* , 1993 , 61(2) : 353-385.
- [41]Bollerslev T , Hodrick R J. Financial market efficiency tests[EB/OL]. Working Paper , National Bureau of Economic Research , 1992 , 4108.
- [42]Jagannathan R , Wang Z. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns[J]. *Journal of Finance* , 1996 , 51(1) : 3-53.
- [43]Lettau M , Ludvigson S. Resurrecting the (C) CAPM: A cross-sectional test when risk premia are time-varying[J]. *Journal of Political Economy* , 2001 , 109(6) : 1238-1287.

Production or consumption: An empirical test of production-based asset pricing model in the Chinese stock market

ZHU Xiao-neng^{1,3} , CHEN Jun-ping¹ , ZHU Jie^{2*}

1.School of Finance , Shanghai University of Finance and Economics , Shanghai 200433 , China;

2. SHU-UTS SILC Business School , Shanghai University , Shanghai 201899 , China;

3. Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology , Shanghai 200433 , China

Abstract: The production-based capital asset pricing model (PCAPM) derives asset prices in a general equilibrium conditional on profit maximization for corporate investors. Compared to the consumption-based capital asset pricing model , PCAPM can better satisfy the assumptions such as perfect information and rational investors. This paper considers asset pricing in a PCAPM framework , and decomposes the production beta into a cash flow beta and a discount rate beta based on the present-value model. The empirical analysis is performed using data on aggregate investment and stock prices. The findings confirm that the cash flow beta from PCAPM is a significant pricing factor and can explain the cross-section variations in risk premium for different stocks in the Chinese stock market , while CCAPM fails to explain such variations.

Key words: production-based capital asset pricing model; cash flow beta; asset portfolios; stock returns