## 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

## 张 翔<sup>1</sup>,宋 平<sup>2\*</sup>,李伦一<sup>1</sup>

(1. 西南财经大学金融学院,成都 611130; 2. 西南财经大学工商管理学院,成都 611130)

摘要: 大多数资产定价模型常常用静态横截面回归(the static cross-sectional regression)进行定价表现评估 从而投资组合回报率的时间变化性并不能被时变的风险承载或者(和)时变的风险溢价所解释. 本文从经济学的角度 运用一种新的金融动态横截面回归(the dynamic cross-sectional regression),首次考察了基于中国股票市场和美国股票市场的条件资产定价模型的定价表现: 股票市场投资组合回报率的时变性是否能被时变的风险溢价所解释. 本文发现,短期收益反转和流通市值加权市场换手率为条件变量的条件资本资产定价模型和基于消费的条件资本资产定价模型 能更好的解释中国股票投资组合的回报时变性 其时变性主要来自于时变的风险溢价. 另外,本文发现一些拥有持续(persistence)和缓慢变化(slow-moving)特性的条件变量更能够解释横截面投资组合的时变回报.

关键词: 动态横截面回归模型; 条件资产定价模型; 横截面投资组合

中图分类号: F830.9; F224.0 文献标识码: A 文章编号: 1007 - 9807(2017)01 - 0087 - 21

## 0 引言

动态系统模型和评价方法近年来被运用在大量的经济金融类问题中. 比如,李纯青和徐寅峰<sup>[1]</sup>提出和验证了异质偏好函数法来确定动态消费者选择模型的贴现因子,从来测量消费者的购买行为,获知消费者如何在不同产品/服务属性水平和价格条件下进行选择. 李晓燕和毛基业<sup>[2]</sup>提出了动态能力构想对离岸软件外包企业进行评价分析. 郭亚军<sup>[3]</sup>提出了一种新的确定权重系数的动态综合评价方法用来解释时序立体数据. 而在金融资产定价上,经常遇到大量的在不确定环境下的定价动态评价问题; 当金融资产价格变动,未来的经济状态或者代理人的信息集不确定的情况下,如何动态的评价资产定价模型的定价表现变得尤为重要.

早期的金融资产定价模型评价方法常常用 Fama 和 MacBeth 的静态横截面回归(the static cross-sectional regression) 进行定价表现评估,即 投资组合回报率被静态的风险承载( $\beta$ )和风险 溢价(λ)所解释. 但是,投资组合回报率本身的 时间变化特点并不能被静态的 $\beta$ 和 $\lambda$ 所解 释[4,5]. 虽然,一些最近的文章试图运用具有经济 意义的条件定价模型来解释投资组合横截面异象 (比如 Lettau 和 Ludvigson [6]) 因为这些条件变量 一般反应了整体的经济状态和信息集. 而条件资 产定价模型的随机折现因子(stochastic discount factors, SDF) 可以被近似的表示为线性的多因子 模型,比如把条件变量和核心的定价因子相 乘<sup>[7 8]</sup> 变成延展模型. 王宜峰等<sup>[9]</sup> 发现在 CAPM、 消费 CAPM、投资增长、三因素模型中,多状态变 量条件 CAPM 具有更高的解释能力,且能够对定

① 收稿日期: 2015-08-16; 修订日期: 2016-10-13.

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金资助青年项目(JBK150124)

通讯作者: 宋 平(1981—),男,四川乐山人,硕士,博士生. Email: 1253353@qq.com

价异常现象进行动态分析. 但是 ,Fama 和 Mac-Beth 的静态横截面回归仍然是主要的定价模型评价方法.

基于这样的背景,本文运用一种新的金融动态横截面回归(the dynamic cross-sectional regression),首次考察了基于中国股票市场和美国股票市场的条件资产定价模型的定价表现. 理论上,本文证明了投资组合的时变回报主要来自于时变的风险溢价和长期的创新冲击. 实证上,本文检验了包括中国和美国在内的几个重要的条件变量及其条件资产定价模型从 1995 年 7 月到 2016 年 6 月在解释共同的几个投资组合的定价表现.

本文在以往的定价模型的评估文献上做出了 以下三个贡献. 第一、理论上,本文推导出投资组 合的时变回报主要来自于时变的风险溢价和长期 的创新冲击. 这与此前文献 Bansal 和 Yaron [10] 的 实证结果相一致,他们的文章发现长期的消费创 新冲击能够更好地解释时间和横截面上的股票回 报率. 第二、实证上,本文是第一篇中文文章运用 动态的经济学角度,来评估大部分主要的条件资 本资产定价模型(CAPM)和基于消费的资本资产 定价模型(C-CAPM),对于几个共同的投资组合 的定价表现的. 具体的来说,本文运用了 Adrian, Crump 和 Moench [11] 最新发展的动态 Fama 和 MacBeth 截面回归(the dynamic Fama-MacBeth cross-sectional regression). Adrian, Crump 和 Moench 动态的估计了风险承载( $\beta_{i,i}$ )和风险价 格( $\lambda$ ,)并对其参数进行检验. 虽然,他们的文章 从统计意义上证明了动态横截面估计比静态横截 面估计方法的优越性 但是 并没有从经济学的角 度来探讨不同的条件资产定价模型的定价表现.

本文更重要的一个贡献在于,运用动态横截面回归方法探究了基于中国金融市场的条件定价模型的定价可行性与有效性. 中国股票市场相对于西方成熟市场,表现出诸多不同特征,其中高换手率是我国股票市场典型特征之一,而换手率作为市场流动性衡量指标之一也被近期文章所研究. 郑方镳等[12] 采用时间趋势调整的换手率作为交易量指标,发现了高换手率股票的收益率的负自相关程度更高. 除高换手率外,如成交额、交易

量、过去表现等影响定价的因子逐渐被发现. 赵学军等<sup>[13]</sup>发现沪深股票市场存在明显的收益反转现象. 范从来等<sup>[14]</sup>的文章得出,高交易量股票的历史股价表现对预期收益的影响更加显著. 王燕辉等<sup>[15]</sup>发现我国股票市场的历史交易量包含了市场信息,能够起到预测股价未来走势的作用. 所以本文基于条件资本资产定价模型(CAPM)和基于消费的资本资产定价模型(C-CAPM),根据以往文献选择了条件变量(引用以往的定价因子研究)如动量因子、反转效应和换手率,运用动态横截面方法来研究基于中国资本市场的条件定价模型的定价表现.

本文得到了以下的结果. 第一 本文发现基于 中国股票市场的条件变量——短期收益反转和流 通市值加权市场月度换手率——能够更好的解释 股票市场投资组合回报的时间变化性. 基于这两 个条件变量的资本资产定价模型(CAPM)和基于 消费的资本资产定价模型(C-CAPM) 发现 25 个 以规模大小和账面值对市值比率排序的投资组合 时变回报主要来自于其条件变量的时变风险溢 价. 第二 本文发现一些拥有持续(persistence) 和 缓慢变化(slow-moving)特性的条件变量更能够 解释横截面投资组合的时变回报. 这对于未来条 件变量的选取具有经济学意义和统计学参考 特 别是符合中国资本市场定价的条件变量. 第三 基 于美国股票市场的条件定价模型 ,比如 ,Lettau 和 Ludvigson<sup>[17]</sup>基于消费 - 财富比率的条件消费资 本资产定价模型比 Piazzesi 等[18] 的房屋消费条件 消费资本资产定价模型 Santos 等[18]的劳动力收 入的条件消费资本资产定价模型 ,和 Lustig 等[19] 提出的房屋抵押比率的条件消费资本资产定价模 型在解释横截面动量和账面市值比的投资组合的 回报率时变性上表现更好. 消费 - 财富比例( Lettau 和 Ludvigson) 是一个缓慢变化并在一段时间 内持续的变量. 相反,抵押房屋比例(Lustig 和 Van Nieuwerburgh) 和劳动收入比例(Santos and Veronesi) 随着时间的变化有着明显的向上或者 向下的趋势.

很多文章都研究怎么动态的来评估条件定价模型的定价表现. Lewellen 等<sup>[20]</sup>提供了一个简单

的检验方法: 短窗口回归( short-window regression) . 具体的来说,他们运用滚动窗口来估计每一个季度的定价误差(  $\alpha$ ) 和风险(  $\beta$ ) . Ghysels 和 Goldberger [21] 应用工具( 高频收益率数据和低频消费数据的混合估计方法) 来代表信息集的时间变化性从而评估条件定价模型. 最近的文章主要集中在运用最优的 GMM 方法( optimal GMM estimator) 来评估( 比如 Nagel 等[22]) . 而另外一方面,由 Adrian 等[11] 提出的动态横截面回归,则更多的注重于估计和检验时间变化的风险溢价;他们扩展了静态的横截面资产定价模型估计,在其模型中风险的价格是随着以观测的状态变量的变化而变化.

## 1 模型

基本的条件资产定价模型一般描述了从具体模型的一阶欧拉方程所得到的条件矩(conditional moments).估计和检验条件定价模型设计了不同时间的文章.本文从基本的条件定价模型开始.传统的定价条件矩可以被表示为以下的式子

$$P_{i,t} = E_t(m_{t+1} x_{i,t+1})$$
 (1)  
式中  $P_{i,t}$  表示第  $i$  个投资组合在时间  $t$  的价格, $x_{i,t+1}$  为第  $i$  个投资组合在时间  $t+1$  的回报( payoff) , $m_{t+1}$  则是随机贴现因子的自然对数表示(SDF)最后  $E_t$  表示在时间  $t$  所知道的条件预期.

假设在完全竞争的金融市场存在一系列的经济体,并且不存在套利机会.那么,广义的定价核或者 SDF 可以表示为下面的形式

$$m_{t+1} = \log_{83}(M_{t+1})$$

$$= -r_t^f + \frac{1}{2}\Lambda_t \Lambda_t - \Lambda_t \varepsilon_{t+1}$$
(2)

其中  $r_t$  为在时间 t 一期的无风险利率  $A_t$  表示在时间 t 一个 K 向量的定价核方程  $A_t$  最后  $A_t$  为一个标准正态化的共同因子冲击向量( the vector of normalized common factor innovations) ,均值为零方差为单位一. 可以把  $A_t$  看作为风险溢价方程 ,方程其中的要素为在时间 t 市场信息集合的非线性方程. 因此 ,可以把定价核重新表示为

$$m_{t+1} = -r_t^f + \frac{1}{2} \Lambda_t^2 - \Lambda_t \omega^{-1} v_{t+1}$$
 (3)

其中  $v_{t+1} = \delta \varepsilon_t$  表示在时间 t 的冲击  $\delta$ 是常数的向量  $\omega_t = (\delta \Sigma \delta)^{1/2}$  在这里  $\Sigma$  为单位矩阵.

等式(2)和式(3)说明随机折现因子(SDF)依赖于三个因子:无风险利率,风险溢价和经济冲击.首先,从广义的随机折现因子模型可以看出,无风险利率对于随机折现因为是负相关关系.

$$E_{t}[M_{t+1} R_{i,t+1}] = 1 (4)$$

$$E_{\iota}[M_{\iota+1}] = \frac{1}{R_{\iota+1}^{f}}$$
 (5)

其中  $M_{t+1}$  代表幂数的随机折现因子  $R_{t+1}$  为第 i 个资产在时间点 t+1 的毛利 ,而  $R_{t+1}^f$  为在时间点 t+1 时的无风险利率.

第二 ,风险溢价的平方可以被定义为最大夏普比率的过程(the maximum Sharpe Ratio (SR) process) 表示为 *S*,

$$S_{t} = \frac{\sigma_{t}(m_{t+1})}{E_{t}(m_{t+1})} = \sqrt{\Lambda_{t}^{2}}$$
 (6)

第三部分是加权的经济冲击. 比如说,一个条件的资本资产定价模型 CAPM(基于消费的资本资产定价模型 C-CAPM)把状态空间定义为市场投资组合的回报(消费增长),无风险利率和条件变量. 于是,可以假设一个单独的风险溢价或者一个单独的组合冲击,那么这样就可以把标准的线性条件近似模型进行推广. 虽然市场投资组合的回报(消费增长)在定价核中起到了一定作用,但是他们并不是定价模型中最重要的部分. 比如Bansal 等[10]指出长期的冲击在定价核中的重要作用.

本文中,本文也假设了资产的回报和定价核服从一个联合的对数分布,基于现有的市场和因素条件下.现在本文把随机折现因子(SDF)应用于式(1)

$$E_{t}(r_{i,t+1}) + E_{t}(m_{t+1}) + \frac{1}{2} \left[ \operatorname{var}_{t}(r_{i,t+1}) + \operatorname{var}_{t}(m_{t+1}) + 2 \operatorname{cov}_{t}(r_{i,t+1}, m_{t+1}) \right] = 0 ,$$

$$\forall i = 1 , \dots N , \qquad (7)$$

式中  $r_{i,i+1}$  为资产 i 在时间点 t+1 的自然对数毛利. 那么调整后的资产 i 的回报溢价

$$E_{t}(r_{i,t+1}) - r_{t}^{f} + \frac{1}{2} var_{t}(r_{i,t+1}) =$$

$$\Lambda_{i} 2\operatorname{cov}_{i}(r_{i j+1} \boldsymbol{\omega}^{-1} \boldsymbol{v}_{t+1}) ,$$

$$\forall i = 1, \dots, N$$
(8)

也可以用传统的  $\beta$  表示法(风险承量)来表示

$$E_{t}(r_{i j+1}) - r_{t}^{f} + \frac{1}{2} \operatorname{var}_{t}(r_{i j+1}) = \lambda_{t} \beta_{i j}$$
 (9)

其中

$$\beta_{i,t} = \frac{2 \operatorname{cov}_{t}(r_{i,t+1}, \nu_{t+1})}{\omega^{2}}$$
 (10)

以上式子给出了在给定  $\omega$  的情况下,状态空间冲击和未来的资产回报之间的条件协方差矩阵决定了资产 i 在时间点 t 的风险. 如果未来的宏观冲击与资产 i 的未来回报率高度相关的话,那么这个资产拥有较高的  $\beta$ .

## 2 动态横截面回归方法

用动态横截面回归方法来估计和检验风险的价格,这里风险的价格会随着能够被观测到的状态变量的变化而变化.

假设动态过程由 KX1 个向量  $X_i$  ,服从以下的自相关关系

$$X_{t+1} = \zeta + \phi X_t + v_{t+1} t = 1 , \cdots , T$$
, (11) 假设初始状态为  $X_0$  ,并假设

$$B[v_{t+1} \mid F_t] = 0 \mathcal{N}[v_{t+1} \mid F_t]$$
$$= \Sigma_{t}, \qquad (12)$$

式中 $F_t$  为在时间点 t 的信息集.

根据式子(3),自然对数的随机折现因子可以被定义为

$$m_{t+1} = -r_t^f + \frac{1}{2} \lambda_t \lambda_t - \lambda_t \sum_{v,t}^{4/2} v_{t+1}$$
 (13)

其中  $r_t$  为时间点 t 的无风险利率  $\lambda_t$  为  $K \times 1$  的向量 即为状态变量  $X_t$  的仿射函数

$$\boldsymbol{\lambda}_{t} = \sum_{t=1}^{\frac{1}{2}} (\lambda_{0} + \Lambda_{1} X_{t}) \tag{14}$$

需要提出的是 ,如果  $\Lambda_1 = 1$  ,那么风险的价格就是固定的. 根据方程(14) ,风险溢价是时变的 ,并且取决于经济体在时间点 t 的状态变量  $X_t$  向量  $\{4,5\}$  ) . 此外 ,风险因素遵循一个一阶的向量自回归(VAR) .

现在开始定义持有期资产i从时间点t到时

间点 t+1 的回报率超过无风险利率的  $r_t^f$  超额回报率  $r_{t,t+1}^e$  . 根据公式(9) 预期超额回报率可以用  $\beta$  表示法重新写成

$$\mathbf{E}_{t}\left[r_{i,t+1}^{e}\right] = \boldsymbol{\beta}_{i,t}\left(\lambda_{0} + \Lambda_{1}X_{t}\right)$$
 (15)

其中 $\beta_i$ , 是一个时变的风险暴露向量. 然后超额 回报可以被分解为预期和非预期的两部分

$$r_{i|t+1}^{e} = \beta_{i|t}^{e} (\lambda_{0} + \Lambda_{1} X_{t}) + (r_{i|t+1}^{e} - E_{t} [r_{i|t+1}^{e}])$$
 (16)

非预期的超额收益率  $r_{i,t+1}^e - E_t[r_{i,t+1}^e]$  能够被进一步分成状态的未来冲击和与这些状态冲击正交的条件定价偏误( pricing errors).

$$r_{i|t+1}^{e} - E_{t} [r_{i|t+1}^{e}] = \gamma_{i|t}^{e} (X_{t+1} - E_{t} [X_{t}]) + e_{i|t+1}$$
(17)

其中  $\gamma_{i,i} = \beta_{i,i}$ . 因此第 i 个资产在时间 t+1 的预期超额收益可以被改写成

$$r_{i,t+1}^{e} = \beta_{i,t}(\lambda_{0} + \Lambda_{1} X_{t}) + \beta_{i,t+1} v_{t+1} + e_{i,t+1} t = 1 , \cdots , T$$
(18)

公式说明了在第i个资产的超额收益取决于 预期收益率 $\beta_{i,j}(\lambda_0 + \Lambda_1 X_i)$ ,与状态创新冲击条 件相关的部分 $\beta_{i,j+1} v_{i+1}$ 和定价错误 $e_{i,j+1}$ .

公式(18) 显示了第i个资产的预期超额回报率可以被时变的风险暴露矢量和时变的风险溢价( $\beta_{i,i}'(\lambda_0 + \Lambda_1 X_i)$ ) 和经济体的冲击状态( $\beta_{i,i+1}'(\nu_{i+1})$ ) 共同决定. 这种表示形式与传统的 $\beta$ 表示法所不同.

为了估计参数 ,可以把以上的式子使用矩阵 形式表示

$$r_e = B \Lambda Z_+ + B V + E \tag{19}$$

$$X = \Psi Z_{-} + V \tag{20}$$

其中  $\Psi = [\zeta \psi] \Lambda = [\lambda_0 \Lambda_1] X = [X_1, ..., X_t],$   $X_- = [X_0, ..., X_{t-1}] Z_- = [vt X_-] , E 和 V 为 E_t,$  与v, 的矩阵.

为了从经济学含义上检验这些模型的表现 假设风险的价格为滞后的状态变量的仿射函数. 其估计可以具体描述为 在第一阶段 状态变量对于经济的冲击可以从一个向量自回归(VAR)模型中获得.

$$\widehat{\Psi} = X Z_{-}(Z_{-} Z_{-})^{-1} \tag{21}$$

然后 把资产回报同滞后状态变量和他们同时代的经济冲击进行回归 生成每一个检验资产

的预测斜率和风险 $\beta$ .

$$\widehat{B} = (\widehat{V}\widehat{V})^{-1}\widehat{V}r_{e} \tag{22}$$

这里 $\widehat{V}$ 是来自向量自回归得到的估计的经济创新冲击.

在第三阶段 ,风险的价格可以通过通过横截 面资产数据同预测的斜率和获得的风险承载 β 上回归得到.

$$\widehat{\Lambda} = (\widehat{B}\widehat{B}^{'})^{-1}\widehat{B}r_{a}Z_{-}(Z_{-}Z_{-})^{-1}$$
 (23)

这个横断面回归是基于最小二乘的回归 (OLS),但本文也同时运用广义最小二乘(GLS) 的方法进行回归,因为这样在检验中可能会更加的有效(efficient). 此外,为了避免变量误差(error-in-variable)的问题(因为的估计V和B用在了整个方法的第二和第三阶段),在公式(19)中重新使用 $\widehat{A}\widehat{Z}_-+\widehat{V}$ 而不是 $\widehat{V}$ 来估计B. Adrian,Crump和 Moench [23] 发现重新估计的步骤提高了对风险溢价  $\widehat{B}$   $\widehat{A}$   $\widehat{Z}_-$  和条件定价错误 $\widehat{B}$   $\widehat{V}$  + E 的估计和推断.

考虑到渐近分布的估计 ,本文使用 Wald 检验方法来对最初的假设  $\Lambda$  等于 0 进行检验

$$W_{A'} = \widehat{A}^{i'} \widehat{\Sigma}_{A'}^{-1} \widehat{A}^{i} \xrightarrow{a} \chi^{2}(k)$$
 (24)

这里  $\Lambda$  表示在开方分布下  $\Lambda$  的第 i 行 ,自由度为 k.

重要的是,真正的状态空间是不可见的,并且对于不同的模型来说也是不同的. 因此,首先假设状态空间的形式(方程(19))是可逆的. 接着,状态变量可以表示成在可见的现在和实现的变量的加权和,经济冲击可以表示为可观测的自变量回归的冲击的一个线性组合. 这些冲击的可以被识别的部分和由此产生的资产定价的运用关键取决于各状态变量的多元结构的可预测性. 一组信息变量需要有超出其他变量在自回归系统的预测能力. 也就是说在向量自归(VAR)体系中,具有信息的变量集需要有一定的被预测能力.

## 3 数据和条件变量

本文主要使用从 1995 年 7 月到 2016 年 6 月

的月度样本来研究基于中国资本市场的条件定价模型 和主要使用了从 1952 到 2014 的季度样本来研究美国市场的条件定价模型的定价表现. 其中的主要条件变量选择了一些已经在顶级期刊中发表的变量,并进行了数据更新.

本文使用四个被检验资产组合 .例如 .25 个以规模大小和账面值对市值比率排序的投资组合 .30 个以行业排序的投资组合 .和不同期限的美国政府债券的投资组合作为定价公式的左边部分. 其中 .25 个基于中国金融市场以规模大小和账面值对市值比率排序的投资组合从锐思数据库和 csmar数据库获得. 本文使用上海银行间 3 个月同业拆放利率( Shibor) 表示无风险利率. 而所有美国市场的股票回报率数据可以从 French 教授的网站上下载 美国政府不同期限的债券收益率数据来自美国财政部 "CRSP 数据库". 本文运用三个月国库券利率作为无风险利率 ,这些数据是从联邦储备银行官网上获得( FRED) .

本文以中国市场的资本资产定价模型( CAPM) 和基于消费的资本资产定价模型( C-CAPM) 为基准,从锐思数据库和 csmar 数据库中获得市场组合的超额回报率因子( Rm-Rf) 和惯性因子 其中惯性因子用前 11 个月累积收益最高的 30% 的股票组合等权收益率减去前 11 个月累积收益最低的 30% 的股票组合等权收益率构建的. 月度短期收益反转和流通市值加权市场月换手率取自锐思数据库和 csmar 数据库. 而在宏观数据方面,本文从锐思数据库选取了具有代表性的居民消费价格指数和货币供应量数据,从中国金融信息网获得中国社会消费品零售总额,并于东方财富网上得到可以量化消费者对当前经济形势评价的消费者信心指数.

本文同时也对几个已经在顶级杂志中发表的条件变量数据进行更新 时间为从 1952 年第一季度到 2014 年第三季度.

Lettau 和 Ludvigson (LL) 的文章主要介绍了 cay(消费 - 财富比率条件变量). 消费 - 财富比率是总体消费,资产持有和劳动收入的残差的一个共同长期趋势. 他们文章中发现自然对数的消

费-财富比率可以对资产的回报进行预测,因为它是一个未来预期市场投资组合回报率的函数.

Lustig 和 Van Nieuwerburgh (LVN)选择了mymo(住房抵押比率)作为条件变量.他们发现在一个拥有借贷抵押条件的模型中,住房财富占总财富的比例改变了家庭的条件消费增长分布.直觉上来看,当房产抵押比率较低时 家庭要求较大的风险补偿,因为住房抵押比率可以预测总体的股票回报,两者并具有负相关关系.

Piazzesi , Schneider 和 Tuzel (PST) 发现了条件变量  $\alpha$  (非住房消费支出比率) 因为他们发现资产价格变化的总体风险跟非住房消费支出比率有关系. 在经济衰退期间 投资者预期更高的未来消费 所以他们因此他们试图在现在卖出股票以此来增加现在的消费. 因此 股票价格经济衰退期间会下跌. 而非住房消费支出比率与经济周期高度相关.

Santos 和 Veronesi(SV)提出 s 劳动收入与消费比例作为条件变量. 他们扩展了标准的基于消费的资产定价模型,在该模型中消费是由劳动收入产生. 他们的模型发现,由劳动收入带来消费的部分的波动将导致股票在时间序列和横截面上回报的可预见性.

## 4 实证结果

#### 4.1 主要结果

#### 4.1.1 基于中国股票市场条件定价模型表现

因为本文通过应用动态横截面回归的估计方法,所以可以考虑时变的风险价格,因此我检验  $\Lambda_1$  在统计学是否显著和定价错误在有经济意义时会减少. 假设条件二阶矩的时间变化,例如,  $\beta_t = \beta$  和, $V [R_{t+1}^M \mid F_t] = \Sigma_M \nu_t$  或  $V [\Delta c_{t+1} \mid F_t] = \Sigma_M \nu_t$  或  $V [\Delta c_{t+1} \mid F_t]$  =  $\Sigma_M \nu_t$  或  $V [\Delta c_{t+1} \mid F_t]$ 

基于中国股票市场的条件定价模型主要选取基于中国股票市场的资本资产定价模型(CAPM)和基于消费的资本资产定价模型(C-CAPM)为基础模型,条件变量选择月度短期收益反转(reveral,),流通市值加权市场月度换手率(turnover,)和惯性因子(momentum,).

$$X_{t} = (R_{t}^{M} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot reveral_{t}) ,$$

$$X_{t} = (R_{t}^{M} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot turnover_{t}) ,$$

$$X_{t} = (R_{t}^{M} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot momentum_{t}) .$$
(25)

本文的状态空间取决于市场组合的回报率、无风险利率以及由无风险利率和基于中国股票市场的条件变量的交叉项. 因此 本文的实证设置模型更为广义 不仅包含中国股票市场的条件变量的影响(月度短期收益反转(reveral,),流通市值加权市场月度换手率(turnover,)和惯性因子(momentum,),同时包括所有状态空间中的元素的影响. 表 1 展示了通过动态横截面模型估计(OLS和GLS)来评估不同条件定价模型解释投资组合风险溢价的表现. 其中 检验的投资组合包括 基于中国股票市场的 25 个以规模大小和账面市值比率的大小归类的投资组合.

表 1 的 Panel A, Panel B和 Panel C分别代表条件 CAPM 的条件变量月度短期收益反转  $(reveral_i)$ ,流通市值加权市场月度换手率  $(turnover_i)$  和惯性因子 $(momentum_i)$  解释基于中国股票市场以规模和面值市场比为分组的投资组合的时变回报.在表 1 的最后一列的 $\chi^2$  检验主要是用来检验 $\Lambda_i$  在统计意义上是否显著,即回报时变性能否被时变的风险溢价所解释.可以看到月度短期收益反转 $(reveral_i)$  和流通市值加权市场月度换手率 $(turnover_i)$  更容易产生联合的时变风险溢价来解释 25 个以规模大小和账面市值比率的大小归类的投资组合.

另外 本文发现 ,月度短期收益反转  $(reveral_i)$  和流通市值加权市场月度换手率  $(turnover_i)$  与基准模型 (CAPM) 的交叉项也能解释其相应的风险溢价  $(\Lambda_{Rf-rev}$  和  $\Lambda_{Rf-turn})$  . 相较月度短期收益反转  $(reveral_i)$  的条件 CAPM ,在条件 CAPM 模型中,市场组合回报率也能解释时变的流通市值加权市场月度换手率  $(turnover_i)$  和无风险利率交叉项中的风险溢价.

总体来说,第一时变的风险溢价可以解释以规模和账面市值比归类的投资组合回报的时变性. 主要的原因在于在条件定价模型中的条件变量与基准模型的风险价格是时变的. 而这个市场风险溢价可以被时变的市场组合回报( $R^{M}$ ),无风

险利率和条件变量(月度短期收益反转(reveral<sub>i</sub>)和流通市值加权市场月度换手率(turnover<sub>i</sub>)所解释.本文得到的结论也是有理论依据的:条件资本资产定价模型能够更好的解释股本溢价.表1

还比较了两种不同的估计方法的区别,四步最小二乘估计(OLS)和广义最小二乘估计(GLS).本文发现这两种估计方法对风险价格的点估计几乎是相同的.

表1 基于资本资产条件定价模型 - 风险溢价估计

Table 1 T Risk premiums analysis based on the conditional CAPM

	Panel	A Reversal 作为条件	-变量的资产定价条件	- -模型	
	$\lambda_0$	$\Lambda_{RM}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{R} f_{rev}$	$\chi^2$ test
		4sGLS F	Regression		
$R^M$	0. 015 5	0. 111 4	-1.9857	-113. 807 7	13 710 ***
$R^f$	0.000 1	-0.0006	-0.0304	-0.028 3	34. 506 7 ***
$R^f \bullet rev$	0. 000 07 **	0.0001	-0.0048	0. 546 0 **	39. 921 4 ***
		4sGLS F	Regression		
$R^{M}$	0. 015	0. 110 7	-1.785 5	-111. 897 9 **	14 849 ***
$R^f$	-0.0001	-0.000 5	-0.065 8	0.044 5	44. 515 ***
$R^f \bullet rev$	0	-0.00003	-0.0049	0. 530 3 **	84. 001 ***
	Panel	B Turnover 作为条件	变量的资产定价条件		
	$\lambda_0$	$\Lambda_{RM}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{R}f_{turn}$	$\chi^2$ test
		4sGLS F	Regression		
$R^M$	0.010 3	0. 087 7	-4.5642	13. 498 4*	9 915. 06 ***
$R^f$	0.0001	-0.0009	-0.067	0.082 6	38. 107*
$R^f \bullet turn$	-0.0003*	-0.0008	-0.015 2	0. 304 3 **	52. 602 5 ***
		4sGLS F	Regression		
$R^M$	0.007 6	0.0820	-4.5914	14. 427 9*	11 674 ***
$R^f$	0.000 2*	-0.0006	-0.0813	0. 037 2	42. 893 3 **
$R^f \bullet turn$	-0.000 2*	-0.0003	0.025 9	0. 228 7 ***	118. 886 ***
	Panel (	Momentum 作为条件	牛变量的资产定价条	件模型	
	$\lambda_0$	$\Lambda_{\mathit{RM}}$	$arLambda_R$ f	$\Lambda_{R}f_{mom}$	$\chi^2$ test
		4sGLS F	Regression		
$R^M$	0.013 1	0. 126 8	-0.9588	22. 659 6	12 808 ***
$R^f$	-0.0004	-0.0005	0.0064	-0.3650	33. 595 6
$R^f \bullet mom$	-0.0001	-0.00004	0.006 8	0. 119 6	52. 506 5 **
		4sGLS F	Regression		
$R^{M}$	0.0107	0. 122 7	0.667 0	25. 639 4	13 893 ***
$R^f$	0.000 1	-0.0004	-0.047 9	-0.3404	43. 503*
$R^f \bullet mom$	-0.00001	0.000 3	0.008 7	0. 023 0	103. 876 ***

注: 表中 \*\*\*、\*\*  $\pi^*$  分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著 ,下同.

接下来本文将对条件的基于消费的资本资产 定价模型进行动态横截面定价分析. 基于中国股 票市场的条件基于消费的资本资产定价模型 如下:

$$X_{t} = (\Delta c_{t} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot reveral_{t})^{T},$$

$$X_{t} = (\Delta c_{t} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot turnover_{t})^{T},$$

$$X_{t} = (\Delta c_{t} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot momentum_{t})^{T}.$$
(26)

本文的状态空间取决于消费增长率、无风险利率以及由无风险利率和基于中国股票市场的条件变量的交叉项. 表 2 展示了通过动态横截面模型估计(OLS和GLS)来评估不同条件基于消费的定价模型解释投资组合风险溢价的表现. 其中 检验的投资组合包括 基于中国股票市场的25个以规模大小和账面市值比率的大小归类的投资组合.

表 2 基于消费的资产条件定价模型 - 风险溢价估计

Table 2 Risk premiums analysis based on the consumption-based CAPM

	Panel	A Reversal 作为条件	<b>非变量的资产定价条件</b>	———————— 模型	
	$\lambda_0$	$\Lambda_{\Delta c_t}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{R}$ f_{rev}	$\chi^2$ test
		4sOLS I	Regression		
$\Delta c_i$	-0.0668	0. 473 5	1. 691 3	142. 868 5	16. 619 2
$R^f$	-0.000 3	0. 002 8	0. 044 1	1. 143 8	18. 121 3
$R^f \bullet rev$	-0.0001	0.0007	0.004 2	0. 829 ***	47. 764 ***
		4sGLS I	Regression		
$\Delta c_{i}$	-0.009 3	0. 028 6	-3.408 9	-50.9004	42. 138 6 ***
$R^f$	0. 000 09	0.000 2	-0.044 5	0. 261 8	47. 255 ***
$R^f \bullet rev$	-0.00001	0.00005	-0.0029	0. 587 6 ***	84. 903 4 ***
	Panel	B Turnover 作为条件	丰变量的资产定价条件	模型	
	$\lambda_0$	$arLambda_{\Delta c_t}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{Rf_{urn}}$	$\chi^2$ test
		4sOLS I	Regression		
$\Delta c_{t}$	-0.0616	0. 161 5	-3.506 1	13. 914 3	13. 936 4
$R^f$	-0.000 1	0.0006	0. 015	0.0514	33. 318 4
$R^f ullet turn$	0.00002	- 0. 002	-0.0662	0. 232 5 ***	176. 228 7 ***
		4sGLS I	Regression		
$\Delta c_t$	-0.012	-0.0248	1. 050 9	-6.6928	45. 971 3 ***
$R^f$	0.00009	-0.00001	-0.033 3	0. 0239	43. 980 5 ***
$R^f \bullet turn$	- 0. 000 07	-0.0013	-0.0156	0. 193 3 ***	215. 961 9 ***
	Panel (	Momentum 作为条	件变量的资产定价条件	模型	
	$\lambda_0$	$arLambda_{\Delta c_t}$	$\Lambda_{Rf}$	$\Lambda_{Rf_{mom}}$	$\chi^2$ test
		4sOLS I	Regression		
$\Delta c_t$	0. 0131	0. 126 8	-0.9588	22. 659 6	12 808 ***
$R^f$	-0.0004	-0.000 5	0.0064	-0.3650	33. 595 6
$R^f \bullet mom$	-0.000 1	-0.00004	0.0068	0.1196	52. 506 5 **
		4sGLS I	Regression		
$\Delta c_t$	0. 010 7	0. 122 7	0.667 0	25. 639 4	13 893 ***
$R^f$	0.000 1	-0.0004	-0.0479	-0.3404	43. 503*
$R^f \bullet mom$	-0.00001	0.000 3	0.008 7	0. 023 0	103. 876 ***

从表 2 中,可以看到月度短期收益反转 (reveral<sub>i</sub>) 和流通市值加权市场月度换手率 (turnover<sub>i</sub>) 更容易产生联合的时变风险溢价来解释 25 个以规模大小和账面市值比率的大小归类的投资组合. 运用广义最小二乘估计(GLS) ,表 2 中的月度短期收益反转(reveral<sub>i</sub>) 和流通市值加权市场月度换手率(turnover<sub>i</sub>) 基于消费条件定价模型的最后一列在 1% 的置信度下是显著的.

另外,同条件资本资产定价模型一样,本文发现月度短期收益反转( $reveral_i$ )和流通市值加权市场月度换手率( $turnover_i$ )与消费增长( $\Delta c_i$ )的交叉项也能解释其相应的风险溢价( $\Lambda_{Rf-rev}$ 和 $\Lambda_{Rf-turn}$ ).同表 1 的不同在于,四步最小二乘估计(OLS)和广义最小二乘估计(GLS)这两种估计方法对风险价格的点估计是不同的.

基于消费的资本资产定价模型表明,风险溢价是有可能随着经济条件的变化而变化的.投资者决定在任何时候有多少储蓄和多少消费,并且希望得到一个稳定的消费现金流.因此,投资者把资产看作是套期保值的产品,因为它们可能帮助投资者平滑他们的消费,然后理性的要求在同经济环境同向变化的资产上要求更高的风险补偿.

对于条件的基于消费的资本资产定价模型,本文把消费增长作为最基本的因子(fundamental factor).那么时变的消费风险价一些可见的经济信息,比如无风险利率和月度短期收益反转(reveral,)(或者流通市值加权市场月度换手率(turnover,).

#### 4.1.2 经典条件定价模型表现

在 LL 模型中 状态变量的向量可以表示为

 $X_{t} = (R_{t}^{M} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot cay_{t})^{\text{T}}$  (27) 其中  $cay_{t}$  代表在时间点 t 的消费 – 财富比率.

这里的状态空间取决于市场组合的回报率、无风险利率以及由无风险利率和消费 – 财富比的交叉项. 表 3 展示了通过动态横截面模型估计(OLS 和 GLS)

得出在解释四类投资组合的风险溢价 四个检验的投资组合包括 Fama-French 中25 个以规模大小和账面市值比率的大小归类的投资组合 30 个以行业分类的投资组合 25 个以规模大小和动量分类的 最后以不同到期日的美国政府债券的回报率的投资组合.

表 3 Lettau 和 Ludvigson 条件定价模型 - 风险溢价估计

Table 3 Risk premiums analysis based on the Lettau and Ludvigson conditional model

	•	•		0	
	$\lambda_0$	$\Lambda_{RM}$	$\Lambda_{R}$ f	$\Lambda_{R}f_{ullet}cay$	$\chi^2 test$
	Pan	el A Fama-French 25	5 规模和账面市值比抗	设资组合	
		4sOL	S Regression		
$R^{M}$	0.290 8	-0.534 2**	-49.376 5	48.840 9	63.687 7 ***
$R^f$	-0.0628**	-0.0099	3.556	-3.307 6	52.643 ***
$R^f \cdot cay$	-0.067 3 **	-0.011	3.861 2	-3.595 3	51.260 2 ***
		4sGL	S Regression		
$R^{M}$	0.104 5	-0.465 1**	-45.781 6**	45.502 4 **	108.742 ***
$R^f$	-0.015 6**	-0.024 4**	-1.665 3	1.682 6	141. 26 ***
$R^f \cdot cay$	-0.017 6**	-0.026 0 **	-1.595 8	1.621 1	142.5 ***
	,	Panel B 3	0 产业投资组合	•	•
		4sOL	S Regression		
$R^{M}$	0.325 1	-0.338 3	-47.799 8	46.392 1	70.874 3 ***
$R^f$	-0.028 5	-0.003 7	5.889 9	-5.830 3 **	28.527 8
$R^f \bullet cay$	-0.032 4	-0.0049	6. 243 5 **	-6.170 9 **	28.815 9
		4sGL	S Regression		
$R^{M}$	0. 255 4**	-0.2678	-57.105 2**	54.966 3 **	99.874***
$R^f$	-0.020 6**	-0.008 2	2.397 9	-2.407 5	99. 26 ***
$R^f \cdot cay$	-0.023 **	-0.009 3	2.584 4	-2.586 3	101.94***
		Panel C Fama-French	h 25 规模和动量投资		
		4sOL	S Regression		
$R^{M}$	0.290 8	-0.534 2**	-49.376 5	48.840 9	63.687 7***
$R^f$	-0.062 8 **	-0.0099	3.556	-3.307 6	52.643 ***
$R^f \cdot cay$	-0.067 3**	-0.011	3.861 2	-3.595 3	51.260 2 ***
		4sGL	S Regression		
$R^{M}$	0.104 5	-0.465 1**	-45.781 6**	45.502 4 **	108.741 8***
$R^f$	-0.015 6**	-0.024 4**	-1.665 3	1.682 6	141.261 4***
$R^f \cdot cay$	-0.017 6**	-0.026**	-1.595 8	1.621 1	142.518 ***
·		Panel D 政	府债券投资组合	· — —	
		4sOL	S Regression		
$R^{M}$	0.075 4	-0.581 6	- 19. 528 6	16.025 3	18.940 8 ***
$R^f$	0.000 8	-0.007 2	1.975 8	-1.956 1 **	9.355 5
$R^f \cdot cay$	0.000 6	-0.005	2. 272 1**	-2.239 6 **	8.312 4
		4sGL	S Regression		
$R^{M}$	0.073 5**	-0.562 1	1.780 3	-3.578 1	29.768 1 ***
$R^f$	0.000 9	-0.0047	1.361	-1.388 4	12.654 2

在对 25 个以规模大小和账面市值比率的大小归类的投资组合和 25 个以规模大小和动量分类的定价的时候 本文得到了相同的结果. 在表 3 的最后一列中可以看到 cay 产生了时变的风险溢价,主要在规模,账面市值比,行业和动量归类的

投资组合除了政府证券组合. 当解释行业效应和政府债券收益的时候, $R^f \cdot cay_t$  对市场风险价格的影响是很微弱也不显著. 对时变的无风险利率来说 其对市场风险的价格的影响与消费财富比对市场风险价格的影响是一样的.

表 4 Lustig 和 Van Nieuwerburgh 条件定价模型 — 风险溢价估计

 $Table\ 4\ Risk\ premiums\ analysis\ based\ on\ the\ Lustig\ and\ Van\ Nieuwerburgh\ conditional\ model$ 

	$\lambda_0$	$arLambda_{\Delta c}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{R}f_{ullet mymo}$	$\chi^2 test$
	Panel A	Fama-French 25 规	模和账面市值比投	资组合	
		4sOLS Re	egression		
$\Delta c$	0.122 2 **	0.338 5	-0.129 1	0.159 9	34.435 8
$R^f$	-0.043 5 **	0.162 1	0.1941	-0.162	17.526
$R^f \bullet mymo$	-0.033**	0.167 4	0.130 3	-0.0844	14.894 1
		4sGLS Re	egression		
$\Delta c$	0.082**	0.152 1	0.204	-0.177 6	107. 989 ***
$R^f$	-0.028**	0.081 2	0.115 4	-0.113 8	47. 333 ***
$R^f \bullet mymo$	-0.017 8**	0.067 8	0.115 3	-0.117 8	51.371 ***
		Panel B 30 产	业投资组合		
		4sOLS Re	egression		
$\Delta c$	0.0434	-0.417 3	-0.4029	0.285 5	30.399 9
$R^f$	-0.056 3 **	0.155 7	-0.253	0.168	19.539 5
$R^f \bullet mymo$	-0.0517**	0.068	-0.1594	0.132	20. 987 7
		4sGLS Re	egression		
$\Delta c$	0.028 2 **	-0.139 6	-0.386 1	0.417 9	65.663 ***
$R^f$	-0.025 6**	0.022 4	-0.087 5	0.015 4	58.362 ***
$R^f \bullet mymo$	-0.022**	0.005 3	-0.063 8	0.022 6	88.494 ***
	Pane	l C Fama-French 25	规模和动量投资组	组合	'
		4sOLS Re	egression		
$\Delta c$	0.122 2**	0.338 5	-0.129 1	0.159 9	34.435 8
$R^f$	-0.043 5**	0.162 1	0.1941	-0.162	17.526
$R^f \bullet mymo$	-0.033**	0.167 4	0.130 3	-0.0844	14.894 1
	·	4sGLS Re	egression		
$\Delta c$	0.082**	0.152 1	0.204	-0.177 6	107. 989 ***
$R^f$	-0.028**	0.081 2	0.115 4	-0.113 8	47.333 ***
$R^f \bullet mymo$	-0.017 8**	0.067 8	0.115 3	-0.117 8	51.371 ***
	·	Panel D 国家债	责券投资组合		'
		4sOLS Re	egression		
$\Delta c$	-0.0004	-0.305 2	0.05	-0.019 4	4.796
$R^f$	-0.000 3	0.055 5	-0.113 9	0.123 7	38.656 3 **
$R^f \bullet mymo$	0.000 3	0.009 1	-0.078	0.030 1	20.029 9**
		4sGLS Re	egression		
$\Delta c$	-0.007 4	-0.13	-0.0219	1.273 1	10.498 3
$R^f$	-0.000 1	0.061 5	-0.099 3	0.056 6	96.514 ***
$R^f \bullet mymo$	0.000 3	0.032 7	-0.093 2	0.037	17.901 4**
	*			•	•

从表 3 可以看出 ,权益溢价在以规模、账面市值比和动量归类的投资组合中是时变的 ,主要是因为在市场投资组合中市场价格风险(市场风险溢价) 是时变的. 而这个市场风险溢价可以被时变的市场组合回报( $R^M$ ),无风险利率和消费 – 财富比率( $R^{f}$ • cay)所解释. 这与LL文章表明消费 – 财富比率的对数具有对股本溢价预测的能力相一致. 其次 ,时变预期收益也可以被时变无风险利率或货币政策冲击来解释(Cochrane 和 Piazzesi(2005)). 表 3 也比较了两种不同的估计方法的区别 ,四步最小二乘估计(OLS) 和广义最小二乘估计(GLS). 本文发现这两种估计方法对风险价格的点估计是不同的.

对于条件的基于消费的资本资产定价模型, 比如无风险利率和消费 - 财富比率(或者住房抵押比率) LVN 表明家庭需要更大的补偿尽管住 房抵押比率很低,因为住房抵押比率预测总股票 回报. 考虑到风险暴露,预期的风险溢价是时变的,因为借贷的限制是时变的. 在本例中,本文定 义状态空间变量的向量为

$$X_t = (\Delta c_t R_t^f R_t^f \cdot mymo_t)^{\mathrm{T}}$$
 (28) 其中  $mymo_t$  是指在  $t$  时刻的房地产抵押比率. 表 2 的最后一列表明 ,当通过广义最小二乘(GLS) 对所有的投资组合定价时 ,风险的价格是时变的. 当看单个的  $\lambda_0$  和 $\Lambda_1$  和 ,所有的参数都不显著. 结果表明使用条件或者无条件模型来解释预期回报率是没有区别的. 但当把这三个变量结合在一起(放在一个状态空间向量中) ,时变的风险的价格是能够解释在投资组合中的收益率溢价的.

与风险溢价来自于住房抵押贷款约束不同,PST表明,股票的风险溢价是时变的,因为非住房与住房消费支出比率的变化.首先,住房消费支出比率可以预测股票的超额回报.第二,如果投资者可以在非住房和住房消费中进

行替代,那么它将增加股票价格在严重经济衰退时期的下行压力,这时住房消费比例的也会变低.根据 PST 的经济模型,状态空间变量的向量为

$$X_{t} = (\Delta c_{t} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot \alpha_{t})^{T}$$
 (29)  
其中  $\alpha_{t}$  是在  $t$  时刻的非住房消费比率.

表 5 表明 在向量  $\Lambda_1$  中的元素在统计上共同显著不等于零 ,可以将其理解为风险价格在时间的变化主要是因为时变的无风险利率和时间变化下非住房支出比例和无风险利率的交叉项. 接着查看单个元素时,风险价格的时间变化主要是来自于时变的无风险利率和非住房支出比率 特别是在解释股票以行业归类的投资组合回报率上. 需要提及的是 ,在 PST 模型中 ,非住房和住房消费的互相替代性使得没有偿付能力约束下,它们之间的比率是变化的. 更具体地说 随机折现因子(SDF) 在 LVN 模型中是

$$m_{t+1} = m_{t+1}^{\alpha} g_{t+1}^{\gamma} \tag{30}$$

其中  $m_{t+1}^{\alpha}$  表示一个代表性代理人在消费非耐用品消费和房屋服务的 ,这是使用非持久消费和住房服务的跨期边际替代率( IMRS) .  $g_{t+1}^{\gamma}$  表示由于偿付能力约束造成的流动性因素.

再者  $\Lambda_i$ , 在 LVN 模型中与在 PST 模型中是不同的  $\Lambda_i$  存型是用  $\alpha_i$  与  $g_i^{\gamma}$  的交叉项来表示状态空间的向量因素. 比较 LVN 和 PST 模型中  $\Lambda_i$  的单个元素之后  $\Lambda_i$  次发现偿付能力约束并没有有助于解释以行业归类的投资组合中的时变的风险价格.

最后 本文考察了劳动收入的条件基于消费的资本资产定价模型(C-CAPM). SV 表明,由于消费是从部分劳动收入中获得,那么消费的部分中由劳动收入提供的部分的波动会导致股票回报在时间序列和横截面上是可被预见的. SV 模型的状态空间变量的向量可以写成

$$X_{t} = (\Delta c_{t} R_{t}^{f} R_{t}^{f} \cdot s_{t})^{T}$$
 (31)  
其中  $s_{t}$  表示在  $t$  时刻的劳动收入与消费比率.

表 5 Piazzesi-Schneider-Tuzel 条件定价模型 - 风险溢价估计

Table 5 Risk premiums analysis based on the Piazzesi-Schneider-Tuzel conditional model

	$\lambda_0$	$arLambda_{\Delta c}$	$\Lambda_{R}$ f	$\Lambda_{R}$ f $_{ullet}$ $_{lpha}$	$\chi^2 test$
	Panel A	Fama-French 25	规模和账面市值比	投资组合	
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	0.077 1	0.032 7	-4.706 5	5.891 2	35.501 8
$R^f$	-0.080 5**	0.305 8	-4.6698	6. 135 3	13.021 1
$R^f \bullet \alpha$	-0.0617**	0.238	-3.532 1	4.643 9	13.134 9
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	0.068 5 **	0.055 4	4.879	-6.205 5	126.706***
$R^f$	-0.023 5 **	0.096 3	2.077 7	-2.6017	29.711 2
$R^f \cdot \alpha$	-0.018 4 **	0.075 1	1.575 2	-1.971 3	30. 165 7
		Panel B 30	产业投资组合		
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	0.140 9 **	-0.127 9	4.428	-6.100 1	20.647 7
$R^f$	-0.0715**	0.150 8	-4.322	5.425 4	46. 202 7*
$R^f \cdot \alpha$	-0.055 6**	0.117 7	-3.377 2	4. 238 5	46.792 1*
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	0.035 2 **	-0.0514	1.194 2	-1.703 1	91.511 2***
$R^f$	-0.029 9 **	0.034 1	-5.618**	7.109 7**	54.094 7 ***
$R^f \bullet \alpha$	-0.023 3 **	0.026 2	-4.358**	5.514 6**	54.951 7***
	Pan	el C Fama-French	25 规模和动量投资	5组合	
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	0.077 1	0.032 7	-4.706 5	5.891 2	35.501 8
$R^f$	-0.080 5 **	0.305 8	-4.6698	6. 135 3	13.021 1
$R^f \bullet \alpha$	-0.0617**	0.238	-3.532 1	4.643 9	13.134 9
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	0.068 5 **	0.055 4	4.879	-6.205 5	126.706***
$R^f$	-0.023 5 **	0.0963	2.077 7	-2.6017	29.711 2
$R^f \bullet \alpha$	-0.018 4**	0.075 1	1.575 2	-1.971 3	30. 165 7
		Panel D 国家	<b>尽债券投资组合</b>		
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	0.002 1	-0.593 4	23.409 2	-30.141	2.933 2
$R^f$	-0.0007	0.095 7	-4.5025	5.787 1	19.080 9**
$R^f \cdot \alpha$	-0.000 6	0.073 6	-3.288 1	4.224	22.166 2**
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	-0.007 3	-0.129 2	1.268 3	-0.678	10.443 5
$R^f$	0.000 2	0.059 2	-3.021 3	3.763 8	14.207 1*
$R^f \cdot \alpha$	0.000 2	0.047	-2.231 2	2.778 7	17. 328 8 **

表 6 的最后一列表明,在给以行业归类的投资组合和以国家债券不同期限的债券投资组合的定价中,风险价格的时变性主要是因为劳动力收入和无风险的交叉项。这个结论也可以在检验  $\Lambda_1$  中的元素共同显著区别与零得到。对于检验  $\Lambda_2$  的单个元素来说,劳动收入的时间变化性能够更好的解释债券组合而不是证券组合中的风险价格时变性。在查看单个元素时,政府债券中的时变风险

溢价可以由时变的劳动收入解释.

综上所述,对以30个行业归类的股票投资组合进行定价中,本文发现没有偿付能力作为约束的条件住房消费模型(Piazzesi, Schneider 和Tuzel)比其他条件基于消费的资本资产定价模型能够更好的解释投资组合中时变的风险价格.此外,条件劳动力收入模型(Santos 和 Veronesi)比其他条件基于消费的资本资产定价模型能够更好

的解释在债券组合中的时变的风险价格.

#### 4.2 稳健性检验

#### 4.2.1 其他条件变量

在这部分中,本文用相同的状态变量来研究条件的资本资产定价模型和条件的基于消费的资

本资产定价模型对于投资组合中时变风险价格的 解释优劣.

本文首先选取中国市场的消费信心指数,其 主要是量化消费者对当前经济形势评价的消费者 信心指数.

表 6 Santos-Veronesi 条件定价模型 - 风险溢价估计

Table 6 Risk premiun	ns analysis based on	the Santos and	Veronesi conditional model
----------------------	----------------------	----------------	----------------------------

	$\lambda_0$	$\Lambda_{\Delta c}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{Rfullet labor}$	$\chi^2$ test
	Panel A l	Fama-French 25 规材	莫和账面市值比的	投资组合	
		4sOLS R	egression		
$\Delta c$	0.114	-0.307 6	4.244 7	-4.5577	26.395 1
$R^f$	-0.074 7**	-0.037 3	5.255 9	-5.356	8.760 5
$R^f \bullet labor$	-0.073 **	-0.033 8	5.286	-5.385 4	8.809 5
		4sGLS R	egression		
$\Delta c$	0.077 **	-0.0494	32.599 2	-33.202 1	110. 578 ***
$R^f$	-0.025 5**	0.034	11.019 3	-11.205 1	31.728 2
$R^f \bullet labor$	-0.025 **	0.033 8	10.794 3	- 10. 976 3	31.798 2
		Panel B 30 斉	*业投资组合		
		4sOLS R	egression		
$\Delta c$	0.139 8 **	-0.092 5	-19.374 6	19.354 6	22.725 6
$R^f$	-0.076**	0.137 8	-17.234 4	17.466 8	17.767 8
$R^f \bullet labor$	-0.074**	0.136 3	-17.016 8	17. 245 9	17.786 8
		4sGLS R	egression		
$\Delta c$	0.036 4**	-0.0179	-20.087 3	20.303 8	89. 102 7 ***
$R^f$	-0.029 8 **	0.022 5	-7.429 8	7.497 5	44.574 3 **
$R^f \bullet labor$	-0.029 1 **	0.022 4	-7.314	7.380 2	44. 307 **
	Panel	C Fama-French 25	规模和动量的投资	· 资组合	•
		4sOLS R	egression		
$\Delta c$	0.114	-0.307 6	4.244 7	-4.5577	26.395 1
$R^f$	-0.074 7**	-0.037 3	5.255 9	-5.356	8.760 5
$R^f \bullet labor$	-0.073 **	-0.033 8	5.286	-5.385 4	8.809 5
		4sGLS R	egression		
$\Delta c$	0.077 1**	-0.0494	32.599 2	-33.202 1	110. 578 ***
$R^f$	-0.025 5**	0.034	11.019 3	-11.205 1	31.728 2
$R^f \bullet labor$	-0.025 1 **	0.033 8	10.794 3	- 10. 976 3	31.798 2
	•	Panel D 国家债	<b>责券的投资组合</b>		
		4sOLS R	egression		
$\Delta c$	0.0021	-0.467 5	36. 295 3	-37.110 2	2.201 9
$R^f$	-0.000 8	0.070 3	3.697	-3.770 8	12.743 7
$R^f \bullet labor$	-0.000 8	0.068 5	3.314 4	-3.382 1	13.685 6**
		4sGLS R	egression		1
$\Delta c$	-0.013 2	-0.144 1	90. 593 1	-91.278 7	9.935 9
$R^f$	0.000 07	0.075 6**	-3.439	3.438 5	9.970 9
$R^f \cdot labor$	0.000 02	0.073 1 **	-3.4188	3.419 7	10. 235 7

表 7 基于消费信心指数的条件定价模型 - 风险溢价估计

Table 7 Risk premiums analysis based on the consumer confidence index conditional CAPM

	PanelA 消费	信心指数作为条件	变量的 CAPM 条件模	型	
	$\lambda_0$	$\Lambda_{RM}$	$\Lambda_{Rf}$	$\Lambda_{Rf_{ullet\ conf}}$	$\chi^2$ test
		4sOLS Regre	ession		
$R^{M}$	0.013	0. 129 3 **	- 38. 401	0. 349	14 510 ***
$R^f$	0.000 04	-0.000 5	-0.9266	0.008 4	14. 194
$R^f \bullet conf$	-0.0049	-0.074 5	- 121. 359*	1.1188*	13. 707 7
		4sGLS Regre	ession		
$R^{M}$	0. 011 1	0. 128 7 **	-47. 695 3	0. 435	15 228 ***
$R^f$	0.000 1	-0.000 2	-0.158 5	0.001	29. 548 5
$R^f \bullet conf$	0.009 8	-0.053 9	-22.062	0. 172 5	33. 413 8
	Panel B 消费	信心指数作为条件	变量的 CCAPM 条件	模型	
	$\lambda_0$	$\Lambda_{\Delta c_t}$	$\Lambda_{Rf}$	$\Lambda_{Rf_{ullet\ conf}}$	$\chi^2$ test
		4sOLS Regre	ession		
$\Delta c_t$	-0.063 4	0. 342 4	- 88. 009	0. 828	13. 973 8
$R^f$	-0.000 2	0.002 5	0. 306 3	-0.0026	5. 712 4
$R^f \bullet conf$	-0.0196	0. 151 9	- 14. 669 5	0. 167 3	9. 349 1
		4sGLS Regre	ession		
$\Delta c_t$	-0.0179	0. 021 5	37. 755 6	-0.3462	42. 701 4
$R^f$	0.000 1	0.000 2	0. 081 0	-0.0011	31. 183 3
$R^f \bullet conf$	0.007 6	-0.006 2	0.000 2	-0.0267	33. 497 7

表 7 显示 ,消费者信心指数并没有帮助条件定价模型去解释中国股票市场以规模和面值市场比为分类的投资组合的回报时变性. 表 7 的 Panel A 和 Panel B 分别表示信心指数做条件变量的 CAPM 和 CCAPM 的定价表现. 从表格的最后一列可以看出 , $\chi^2$  检验的结果显示  $\Lambda_i$  在统计上并不显著 ,即时变的回报并不能由时变的风险溢价所解释. 就单个的风险因子的风险溢价分析 ,风险利率与条件变量消费者信心指数的交叉项在统计意义上也是不显著的.

其次考虑 Fama 和 French 在 1993 文章中提到的违约风险. 本文把  $def_i$  定义为违约率 主要是 BAA 和 AAA 级债券之间的利差. 把违约风险作为本文状态空间向量的一个元素的理由为违约风险可能有助于预测真实商业周期( Jagannathan 和 Wang ).

在表 8 和表 9 中,展示了运用违约风险作为条件变量的资本资产定价模型和基于消费的资本资产定价模型的定价表现。两个表中的最后一列都显示,加入违约风险条件变量的资本资产定价模型和基于消费的资本资产定价模型,有助于解释各个投资组合中的时变的风险价格。

然而  $\dot{M}$  中的单个元素来看 风险价格的 时变性主要来源于市场投资组合和无风险利率 的时间变化性上而不是来源与违约风险的时变 性上,这种现象主要存在对以大小规模、账面和 市场价值比率和动量分类的股票投资组合进行 定价的时候. 但是 ,违约风险的条件资本资产定 价模型能够更好的解释在以行业和以国家债券 的投资组合中的时变的风险价格. 对于以违约 风险作为条件变量的基于消费的资本资产定价 模型来说,各个投资组合中的时变的风险价格 来源与时变的无风险利率和违约风险,这种现 象主要存在对以大小规模、账面和市场价值比 率和动量分类的股票投资组合进行定价的时 候. 这点是以违约风险作为条件变量的条件资 本资产定价模型和条件基于消费的资本资产定 价模型最大的不同. 违约风险帮助消费增长的 宏观模型能够更好的解释投资组合中的时变的 风险价格. 同时, 违约风险的条件基于消费的资 本资产定价模型也能解释以不同期限的国家债 券为组合中的风险价格.

此外,本文还选择美元股息收益率 diy,,即

股息和股票价格之间的比率作为条件变量放入状态空间中. 选择美元股息收益率的原因主要是很

多学术文章都提及到了股息收益率和风险溢价之间的统计上的关系.

表 8 违约风险为条件变量的资本资产定价模型 – 风险溢价估计

Table 8 Risk premiums analysis based on the default risk conditional CAPM

	$\lambda_0$	$\Lambda_{RM}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{\mathit{Rf}ullet_{\mathit{def}}}$	$\chi^2$ test			
		Panel A Fama-Fre	nch 25 Size and B/I	M				
	_	4sOLS	Regression					
$R^{M}$	0.761 9**	-0.518 7**	0.365 5	0.631 3	52.814 7 ***			
$R^f$	-0.079**	-0.046 5**	0.020 1	-4.345 2	16.009 4			
$R^f \cdot def$	0.008	0.001 1	-0.015 3	0.5042	16.352 5			
		4sGLS	Regression					
$R^{M}$	0.168 2 **	-0.450 7 **	1.126	-5.8654	129.475 4***			
$R^f$	-0.016 1 **	-0.027 2**	0.056 7	-1.645 6	119.244 4 ***			
$R^f \cdot def$	0.001 8 **	0.000 2	-0.004 3	0.1902	123.367 8 ***			
		Panel B 30	产业投资组合					
		4sOLS	Regression					
$R^{M}$	1. 257 1 **	0.054 9	-1.681 3	56.219 7	53.144 2**			
$R^f$	-0.039 5	-0.007 8	-0.1519	0.585 8	33.980 9			
$R^f \cdot def$	0.011 3 **	0.005	-0.025 4	0.863 6	19.645 8			
	4sGLS Regression							
$R^{M}$	0.397 5 **	-0.135 6	-0.8557	32.053 5	127.901 8 ***			
$R^f$	-0.018**	-0.009 2	-0.097	0.232 3	114.907 2 ***			
$R^f \cdot def$	0.002 3 **	0.0014	-0.011 1**	0.302 5	94.694 7 ***			
	Par	nel C Fama-French 2	5 规模和动量的投	资组合				
		4sOLS	Regression					
$R^{M}$	0.761 9**	-0.5187**	0.365 5	0.631 3	52.814 7 ***			
$R^f$	-0.079**	-0.046 5 **	0.020 1	-4.345 2	16.009 4			
$R^f \bullet def$	0.008	0.001 1	-0.015 3	0.504 2	16.352 5			
		4sGLS	Regression					
$R^{M}$	0.168 2 **	-0.450 7 **	1.126	-5.8654	129. 475 4 ***			
$R^f$	-0.016 1 **	-0.027 2**	0.056 7	-1.645 6	119. 244 4 ***			
$R^f \cdot def$	0.001 8 **	0.000 2	-0.004 3	0.190 2	123.367 8 ***			
		Panel D 国家	尽债券投资组合	'				
	4sOLS Regression							
$R^{M}$	0.054 7	-0.483 2	-0.967 3	19.050 2	33. 275 4 ***			
$R^f$	0.001 1	-0.0118	-0.052 2	-0.360 6	888.827 5 ***			
$R^f \cdot def$	-0.000 2	0.0019	0.007 3	0.033 3	52.059 9 ***			
		4sGLS	Regression					
$R^{M}$	0.059 6	-0.451	-1.5519	52.659 6	31.912 3 ***			
$R^f$	0.000 7	-0.003 6	-0.080 5**	0.405 4	1169.369 1 ***			
$R^f \cdot def$	0.000 04	-0.000 2	0.004 8	-0.2049	69.557 1 ***			
	1	1	l.	L	1			

表 10 和表 11 的结果表明用股息收益率作为条件变量的资本资产定价模型和基于消费的资本资产定价模型中, $\Lambda_1$  中的所有元素是共同的显著区别于零. 在对以大小规模,账面对市值

比率排序的股票组合和以不同期限的政府债券 排序的投资组合进行定价时,用股息收益率作 为条件变量的资本资产定价模型能更好的解释 投资组合中的风险价格的时变性. 但是,用股息 收益率作为条件变量的基于消费的资本资产定价模型并不能更好的解释. 此外,在解释以行业归类的股票投资组合上,增加股息收益率进入条件的模型更好的解释风险价格的时间变化性. 此外,比较条件的用股息收益率作为条件变

量的资本资产定价模型和基于消费的资本资产 定价模型上,股息收益率能够更好的帮助资本 资产定价模型,而违约风险能够更好的帮助基 于消费的资本资产定价模型在解释各个投资组 合的风险价格的时变性.

表 9 违约风险作为条件变量基于消费的资本资产定价模型 - 风险溢价估计 Table 9 Risk premiums analysis based on the default risk conditional consumption-based CAPM

	$\lambda_0$	$\Lambda_{\Delta c}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{\mathit{Rf}ullet_{\mathit{def}}}$	$\chi^2$ test
	Panel	A Fama-French 25	规模和账面市值比:	投资组合	
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	0.148**	0.052 6	-0.044 4	10.708 7	22.584
$R^f$	-0.076 1**	0.061 8	-0.013 6	-1.294	21.475 5
$R^f \cdot def$	-0.0019	-0.028 7**	-0.015 1	0.152 2	27.065 6
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	0.081 7**	0.080 3	0.108 5	7.589 2**	100. 24 ***
$R^f$	-0.027 1 **	0.059 6	0.006 5	-1.694 3	78.370 5 ***
$R^f \cdot def$	-0.000 1	-0.01	-0.010 3 **	0.091	62.377 1 ***
	•	Panel B 30	产业投资组合		•
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	0.197 2**	-0.1611	-0.295	11.420 2	17.612 9
$R^f$	-0.065 4**	0.154 8	-0.128 4	-0.527 9	30.506 9
$R^f \cdot def$	-0.002 3	-0.001 1	-0.008 4	0.139 2	58. 181 9**
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	0.032 4**	-0.105 2	-0.073 4	6.857 7	77.325 6***
$R^f$	-0.028 4	0.02	-0.083 3	-0.477 1	168.080 9 ***
$R^f \cdot def$	0.000 8	-0.0018	-0.005 8	0.063 5	74. 925 5 ***
	Par	nel C Fama-French 2	5 规模和动量的投	资组合	
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	0.148 **	0.052 6	-0.044 4	10.708 7	22.584
$R^f$	-0.076 1**	0.061 8	-0.013 6	-1.294	21.475 5
$R^f \cdot def$	-0.0019	-0.028 7**	-0.015 1	0.152 2	27.065 6
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	0.081 7**	0.080 3	0.108 5	7.589 2**	100. 24 ***
$R^f$	-0.0271 **	0.059 6	0.006 5	-1.694 3	78.370 5 ***
$R^f \cdot def$	-0.000 1	-0.01	-0.010 3 **	0.091	62.377 1 ***
		Panel D 国家	债券的投资组合		
		4sOLS	Regression		
$\Delta c$	-0.0017	-0.290 5	0.1912	- 10. 471	12.368 5 ***
$R^f$	-0.000 2	0.058 2	-0.049 8	-0.347	967. 298 8 ***
$R^f \cdot def$	-0.000 1	0.004	0.009 2	-0.099 8	66.426 2***
		4sGLS	Regression		
$\Delta c$	-0.008 7	-0.140 6	0.8969	- 19. 117 1	11.195 4***
$R^f$	-0.000 1	0.064 6**	-0.061 3 **	-0.344 9	1 058.061 3 ***
$R^f \cdot def$	-0.000 1	0.006 7	0.005 6	-0.288 5	68.446 7 ***

表 10 股息收益率作为条件变量的资本资产定价模型 - 风险溢价估计

Table 10 Risk premiums analysis based on the dividend yields conditional CAPM

	$\lambda_0$	$\Lambda_{\mathit{RM}}$	$\Lambda_{R^f}$	$\Lambda_{R}$ f $ullet_{diy}$	$\chi^2 test$			
	Panel	A Fama-French 25	规模和账面市值比	比的投资组合				
4sOLS Regression								
$R^M$	0.354 3	-0.435	2.598 1	-2.904 7	63.473 5 **			
$R^f$	-0.1824	-0.050 8	0.419 3	-0.5394	4.393 5			
$R^f \bullet diy$	-0.045 4	-0.006 1	0.217 6	-0.386 1	7.487 4			
		4sGL	S Regression					
$R^{M}$	0.151 4**	-0.367 5**	1.931	-1.197 6	148.86 ***			
$R^f$	-0.012 4**	-0.022 7	0.135 2	-0.081	137.906 2***			
$R^f \bullet diy$	-0.002 1	-0.003 6	0.094 3	-0.1596	85.688 8 ***			
		Panel B 30	产业的投资组合					
		4sOL	S Regression					
$R^{M}$	-0.137 1	-0.503 9	4.578 1	-10.567 7	55.817 4***			
$R^f$	-0.190 9 **	-0.065 9	0.342 9	-0.572 1	72.113 6 ***			
$R^f \bullet diy$	-0.071 4**	-0.024 6	0.1179	-0.180 8	64.552 8 ***			
		4sGL	S Regression					
$R^{M}$	0.296 8**	-0.266 1	0.5164	-2.198 3	133.992 9 ***			
$R^f$	-0.025 1**	-0.023 6**	0.052 2	-0.268 7	107.962 7***			
$R^f \bullet diy$	-0.0076**	-0.009 3**	0	-0.059 5 ***	77.770 9			
	Pa	anel C Fama-French	25 规模和动量的	投资组合				
		4sOL	S Regression					
$R^{M}$	0.354 3	-0.435	2.598 1	-2.904 7	63.473 5 ***			
$R^f$	-0.1824	-0.050 8	0.419 3	-0.5394	4.393 5			
$R^f \bullet diy$	-0.045 4	-0.006 1	0.217 6	-0.386 1	7.487 4			
		4sGL	S Regression					
$R^{M}$	0.151 4**	-0.367 5**	1.931	-1.197 6	148.86***			
$R^f$	-0.012 4**	-0.022 7	0.135 2	-0.081	137.906 2***			
$R^f \bullet diy$	-0.002 1	-0.003 6	0.094 3	-0.1596	85.688 8 ***			
Panel D 国家债券的投资组合								
4sOLS Regression								
$R^{M}$	0.142 9 **	-1.291 5**	1.035 1	- 10. 859 8	25.164 9 ***			
$R^f$	0.001 8	-0.0166	0.060 6	-0.362 1	148. 522 ***			
$R^f \cdot diy$	0.000 6	-0.0067	0.004 4	-0.0267	11.194 8 ***			
		4sGL	S Regression					
$R^{M}$	0.087 **	-0.597 9	0.358 3	-7.862 5	29.758 3 ***			
$R^f$	0.001 2	-0.005 8	0.023 1	-0.324 3 **	237.035 4 ***			
$R^f \cdot diy$	0.000 9	-0.007 7	0.018 3	-0.1103	13.440 6 ***			

#### 4.2.2 条件变量和真实商业周期

在这一部分中,主要展示那些"成功"的条件变量是具有缓慢变动和显示有一定的真实商业周期特质的变量. 尤其是,他们的行为更加的符合来自跨期资产定价模型的经济直觉: 在经济衰退时期会触发更高的溢价风险. 在这里,经济衰退期间

#### 的定义和数据主要来自于 NBER.

从主要结论来看,本文发现消费 - 财富比率 cay 和非住房和住房支出比 α 这两个条件变量帮助了资本资产定价模型和基于消费的资本定价模型来去更好的解释了股票投资组合和政府投资组合中的风险价格的时变性(图1的左上第1个为

消费 – 财富比率 cay 和图 1 的右上第 1 个为非住房和住房支出比  $\alpha$  ). 图 1 展示了这两个变量的变化趋势: 持续的随便时间的变化而缓慢的变化 除了从 1952 年到 1958 年中非住房和住房支出比例上有上升的趋势.

但是 抵押房屋比和劳动收入的比率分别有明显向下和向上的增长趋势. 至于违约率和股息收益率 ,它们在美国次贷金融危机期间变得非常地不稳定. 和股息收益率 ,它们在美国次贷金融危机期间变得非常地不稳定.

表 11 股息收益率作为条件变量基于消费的资本资产定价模型 – 风险溢价估计

Table11 Risk premiums analysis based on the dividend yields conditional consumption-based CAPM

	$\lambda_0$	$\Lambda_{\Delta c}$	$\Lambda_{Rf}$	$\Lambda_{Rf ullet_{div}}$	$\chi^2 test$			
	-				X test			
Panel A Fama-French 25 规模和账面市值比的投资组合 4sOLS Regression								
$\Delta c$	0.144 **	-0.139 2	-0.267 3	0.3144	29.961 4			
$R^f$	-0.053**	0.238 4	0.23	-0.3998	30.644 4			
$R^f \bullet diy$	-0.023 3	0.145 7	0.177 4	-0.3744	14.842 9			
		4sGLS	S Regression					
$\Delta c$	0.076 7**	0.021 4	-0.255 5	0.802 2	113.686 7 ***			
$R^f$	-0.026 3 **	0.093 3	0.095 9	-0.168 6	51.512 1 **			
$R^f \bullet diy$	-0.009 4**	0.050 5	0.087 6	-0.204 5	34.218 5			
		Panel B 30	产业的投资组合	•				
		4sOLS	S Regression					
$\Delta c$	0.145 5 **	-0.132 1	-0.425 7	0.082 5	20.777 4			
$R^f$	-0.074 2**	0.0869	-0.039 9	-0.248	49. 229 2 **			
$R^f \bullet diy$	-0.028 8**	0.001 8	-0.038 5	-0.011	45.6**			
		4sGLS	S Regression					
$\Delta c$	0.038 9**	-0.061 5	-0.122 2	-0.0704	93.848 3 ***			
$R^f$	-0.029 2**	0.005 6	0.009 5	-0.255 7	101.413 2 ***			
$R^f \bullet diy$	-0.008 9**	-0.018 5	-0.020 5	-0.037 1 ***	74.635 2 ***			
	Panel	C Fama-French	25 规模和动量的	投资组合				
		4sOLS	Regression					
$\Delta c$	0.144 **	-0.139 2	-0.267 3	0.314 4	29.961 4			
$R^f$	-0.053 **	0.238 4	0.23	-0.3998	30.644 4			
$R^f \bullet diy$	-0.023 3	0.145 7	0.177 4	-0.3744	14.842 9			
		4sGLS	Regression					
$\Delta c$	0.076 7 **	0.021 4	-0.255 5	0.802 2	113.686 7 ***			
$R^f$	-0.026 3 **	0.093 3	0.095 9	-0.168 6	51.512 1 ***			
$R^f$ ?diy	-0.009 4**	0.050 5	0.087 6	-0.204 5	34.218 5			
	Panel D 国家债券的投资组合							
	T	4sOLS	Regression					
$\Delta c$	0.006 5	-0.477	0.714 3	-3.027 9	3.011 4			
$R^f$	-0.0004	0.067 1	0.042	-0.205 1	204.715 9 ***			
$R^f \cdot diy$	-0.000 5	0.042 4	-0.002	0.061 7	16.779 1 **			
	I		Regression		I			
$\Delta c$	-0.0109	-0.2744	0.641 8	1.064 6	10.671 3			
$R^f$	0.000 1	0.073 3**	0.034 8	-0.291 5**	219. 729 ***			
$R^f \cdot diy$	0.000 1	0.043 2	0.004 1	-0.100 7	12.608 8			

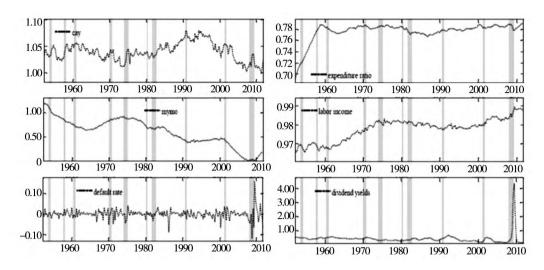


图1 条件变量

Fig. 1 Condition variables

## 5 结束语

条件资产定价模型是现代金融理论的核心. 在本文中,通过具有对风险溢价考虑时变性的动态横截面回归模型,对几个重要的条件资产定价模型的定价表现进行了评估.这个由 Adrian, Crump 和 Moench 发展的动态横截面回归是对传统的 Fama 和 MacBeth 的静态横截面回归的改进和扩展,该模型在解释投资组合回报率的时变性上动态的考虑了风险承载与风险溢价.

本文发现在解释几个投资组合从 1952 年第 一季度到 2014 年第三季度的回报率的时变性上, Lettau 和 Ludvigson<sup>[16]</sup>关于消费 – 财富比率的条 件模型比其他条件模型能够更好的解释以动量归类的投资组合的回报的时变性.本文还发现 Pi-azzesi,Schneider 和 Tuzel<sup>[17]</sup>关于住房消费的条件模型比其他模型在解释以工业分类的投资组合的时变回报上比其他条件模型表现的更好.最后.本文应用 Santos and Veronesi<sup>[18]</sup>关于劳动力收入的条件模型比其他条件模型在解释美国不同期限的债券组合的时变回报上表现的更好.

此外 本文认为有宏观经济背景的条件变量 比直接来自于金融市场像股息收益率的条件变量 之类的更好. 第二 如果条件变量具有缓慢和持续 跨越时间变化的特性的话,则基于此条件变量的 条件资产定价模型能够更好地解释投资组合回报 率的时变特性.

#### 参考文献:

- [1]李纯青,徐寅峰. 动态消费者选择模型及贴现因子的确定 [J]. 管理科学学报,2005,8(3):50-55.

  Li Chunqing, Xu Yinfeng. Determining of consumer choice models and discount factor [J]. Journal of Management Sciences in China,2005,8(3):50-55.(in Chinese)
- [2]李晓燕,毛基业. 动态能力构建一基于离岸软件外包供应商的多案例研究[J]. 管理科学学报,2010,13(11):55-64.
  - Li Xiaoyan , Mao Yijie. Development of dynamic capabilities by vendors in offshore software out sourcing: A multiple case study [J]. Journal of Management Sciences in China , 2010 , 13(11): 55 64. (in Chinese)
- [3]郭亚军. 一种新的动态综合评价方法[J]. 管理科学学报 ,2002 ,5(2): 49-55.

  Guo Yajun. New theory and method of dynamic comprehensive evaluation [J]. Journal of Management Sciences in China , 2002 ,5(2): 49-55. (in Chinese)

- [4] Ferson W, Harvey C. The variation of economic risk premiums [J]. Journal of Political Economy, 1991: 385-415.
- [5] Ferson W, Harvey C. Conditioning variables and the cross section of stock returns [J]. The Journal of Finance, 1999, 54
  (4): 1325-1360.
- [6] 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.
- [7] Cochrane J. Asset Pricing [M]. Princeton: Princeton University Press , 2001.
- [8] Ludvigson S. Advances in consumption-based asset pricing: Empirical tests [R]. Technical Report, New York: National Bureau of Economic Research, 2011.
- [9]王宜峰,王燕鸣,张颜江. 条件 CAPM 与横截面定价检验:基于中国股市的经验分析 [J]. 管理工程学报,2012,4: 137-145.
  - Wang Yifeng, Wang Yanming, Zhang Yanjiang. Conditional CAPM and cross-sectional pricing tests: An empirical study on Chinese Stock Market [J]. Journal of Industrial Engineering Engineering Management: 2012, 4: 137-145. (in Chinese)
- [10] Bansal R, Yaron A. Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles [J]. The Journal of Finance, 2005, 59(4): 1481-1509.
- [11] Adrian T, Crump R, Moench E. Efficient, regression-based estimation of dynamic asset pricing models [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 118(2): 211-244.
- [12]郑方镳,吴超鹏,吴世农.股票成交量与收益率序列相关性研究——来自中国股市的实证证据[J].金融研究, 2007,3: 140-150.
  - Zheng Fanglu, Wu Chaopeng, Wu Shinong. The relationship between trading volume and serial correlation of stock returns [J]. Journal of Financial Research, 2007, 3: 140 150. (in Chinese)
- [13]赵学军,王永宏. 中国股市"处置效应"的实证分析[J]. 金融研究,2001,7: 92-97.

  Zhao Xuejun, Wang Yonghong. An Empirical Study on the disposition effect of Chinese stock market [J]. Journal of Financial Research, 2001, 7: 92-97. (in Chinese)
- [14] 范从来,徐科军. 中国股票市场收益率与交易量相关性的实证分析[J]. 管理世界,2002,7: 31-36. Fan Conglai, Xu Kejun. An Empirical Study on the relationship between returns and volume of the Chinese stock market [J]. Management World, 2002,7: 31-36. (in Chinese)
- [15]王燕辉,王凯涛. 股票交易量对收益率波动性的影响: 对深市个股的实证分析[J]. 金融研究,2004,12: 81-88. Wang Yanhui, Wang Kaitao. The impact of the volume on the volatility in the returns: An Empirical Study on the stock market of Shenzheng[J]. Journal of Financial Research, 2004, 12: 81-88. (in Chinese)
- [16] 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.
- [17] Piazzesi M, Schneider M, Tuzel S. Housing, consumption and asset pricing [J]. Journal of Financial Economics, 2007, 83 (3): 531-569.
- [18] Santos T, Veronesi P. Labor income and predictable stock returns [J]. Review of Financial Studies, 2006, 19(1): 1-44.
- [19] Lustig H, Van Nieuwerburgh S. Housing collateral, consumption insurance, and risk premia: An empirical perspective [J]. The Journal of Finance, 2005, 60(3): 1167-1219.
- [20] Lewellen J, Nagel S. The conditional capm does not explain asset pricing anomalies [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 82(2): 289-314.
- [21] Ghysels E, Goldberger S. Conditional asset pricing models with instruments closer to agenta, R´S Information Sets [R]. University of North Carolina, 2012.
- [22] Nagel S, Singleto K. Estimation and evaluation of conditional asset pricing models [R]. Technical Report, National Bureau of Economic Research, 2010.

- [23] Adrian T, Crump R, Moench E. Efficient, regression-based estimation of dynamic asset pricing models [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 49(3): 67-122.
- [24] Jagannathan R, Wang Z. The conditional capm and the cross-section of expected returns [J]. Journal of Finance, 1996, 3 53.
- [25] Barsky R, Sims E. News shocks and business cycles [J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58(3): 273-289.
- - Su Dongwei, Mai Yuanxun. Liquidity and asset pricing: An empirical exploration of turnover and expected returns on Chinese Stock Markets [J]. Economic Research Journal, 2004, 2: 95 105. (in Chinese)
- [27]张 峥,刘 力. 换手率与股票收益: 流动性溢价还是投机性泡沫? [J]. 经济学(季刊), 2006, 2: 871-892. Zhang Zheng, Liu Li. Turnovers and stock returns: Liquidity premium or speculative bubbles? [J]. China Economic Quarterly, 2006, 2: 871-892. (in Chinese)

# A new dynamic cross-sectional evaluation of asset pricing models: Application and extension of the evaluation on Chinese Stock Market conditional models

## ZHANG Xiang<sup>1</sup>, SONG Ping<sup>2\*</sup>, LI Lun-yi<sup>1</sup>

- 1. School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;
- School of Business Administration , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China

Abstract: Most recent conditional asset pricing models are evaluated by the static Fama-MacBeth cross-sectional regressions, therefore the time-varying risk cannot be evaluated by constant risk loading and risk premiums. This paper, from the economic perspectives, applies a brand-new method—The dynamic cross-sectional regression—To investigate the performances of conditional asset pricing models: whether the time-varying returns can be explained by the time-varying risk premiums. Theoretically, this paper evidences that returns on assets depend on the linear risk premium function and innovations of the economy. Empirically, the paper tests the conditional asset pricing models' pricing performances based on Chinese and US stock markets. The paper finds that the short-term reversal rate and the turnover rate as the conditional variables can help CAPM and CCAPM to explain several test assets' time-varying returns. Moreover, this paper also tests the classic conditional asset pricing models in explaining different assets' time-varying returns. The paper finds that the persistent and slow-moving conditional variables can be better candidates for our conditional asset pricing models.

**Key words**: dynamic cross-sectional regression; conditional asset pricing model; cross-sectional portfolios