

家庭住房消费与股票资产定价^{*}

——基于消费的资产定价模型的理论和实证分析

吴 贾, 徐卓君

摘 要:本文在考虑了住房消费和投资双重属性后,构建了住房—消费资产定价模型,从理论和实证角度解释了股票价格与房地产市场相关风险的关系。模型表明,租金收入比增长率通过影响资产收益率与边际效用增长率的协方差影响股票的风险和价格。实证结果表明,模型可以对包含股票和住房的混合资产组合成功定价,且可以避免无风险利率之谜。本文进一步推导出线性因子模型,并发现因子模型能很好地解释包含住房和股票混合资产组合收益率横截面上的差异。

关键词:住房消费;住房—消费资产定价模型;因子模型

DOI: 10. 11714/jssu. sse. 202604019

一、引 言

中国的房地产市场和股票市场是两个最为发达的资本市场,纵观2011年至2021年我国房地产市场和股票市场的月收益率走势,可以发现两个市场存在此消彼长的关系,这表明投资者的资金在两个市场进行分配以追逐收益率更高的市场。已有研究表明两个市场存在明显的联动(宫晓莉和熊熊,2020)。中国房地产市场一直被认为是国民经济发展的“支柱产业”。相比其他国家,我国家庭居民更加偏好投资房地产。2011年《中国家庭金融调查报告》显示,城市居民自有住房拥有率为89.68%,远远高于世界平均水平63%;住房资产在家庭总资产中的占比高达70.1%,金融资产占比仅为15%。也就是说,房价的波动会影响着我国家庭的消费和投资决策。结合以上事实,不难想象,我国的股票价格可能会受到房地产市场波动(即风险)的影响。遗憾的是尚没有研究将住房风险纳入股票资产定价的理论进行研究。对这一问题的研究不仅是对资产定价理论的进一步完善,也为理解住房资产与我国金融市场的关系提供了新的思路 and 方向。

传统的基于消费的资产定价模型(CCAPM)主要聚焦于一般性商品与服务消费对资产价格的影响,却普遍忽略了在家庭消费结构中占据重要比重的住房消费。尤其在中国,住房不仅能够满足居住需求,更兼具显著的消费属性与投资属性。然而,现有资产定价理论在构建随机折现因子时,往往未将住房消费纳入分析框架,导致模型在解释中国资本市场现象时可能存在重大遗漏。考虑到我国家庭资产中住房占比高达70.1%,远高于世界平均水平,忽略住房因素将难以全面捕捉资产价格的形成机制。因此,本文在CCAPM中引入住房消费与投资属性,不仅有助于弥补理论空白,也为深入理解中国股票与房地

^{*} 收稿日期:2024—11—27

作者简介:吴 贾,中山大学岭南学院(广州 510275);

徐卓君,山东大学商学院(威海 264209)。

产市场的内在关联提供了重要的拓展空间。

本文的分析由理论和实证两部分构成。在理论分析部分,本文将住房纳入CCAPM中,在考虑了住房的消费和投资双重属性后,构建了住房—消费资产定价模型,并进一步推导出HCAPM对应的线性因子模型。理论模型表明,当租金收入比的增长率呈现逆周期波动,消费者足够厌恶风险且拥有较高的平滑消费意愿时,住房因素的引入改变了边际效用增长率和资产收益率的协方差,提高(降低)了一项“好”(“差”)资产平衡消费的能力,进而影响了资产的风险和价格。在实证分析部分,本文首先验证了租金收入比逆周期波动的特点。其次,本文选用了三组测试资产测试HCAPM模型,结果显示,HCAPM模型可以成功对只包含股票、或同时包含股票和住房的混合资产组合进行定价。此外,本文还推导出对应的因子模型,发现因子模型能够很好地对包含股票和房价的混合资产组合收益率横截面的差异进行解释。

本文的主要贡献体现在以下三个方面。在理论层面,本文构建了“住房—消费资产定价模型”(HCAPM),系统地将在传统CCAPM中被忽略的住房因素纳入分析框架,揭示了资产价格如何受到住房风险影响,从而在一定程度上完善了资产定价理论。在方法层面,本文基于HCAPM对应的线性因子模型,明确了股票超额收益率中应包含住房风险的溢价。在结论层面,本文的研究结果不仅帮助中国投资者认识到,在构建最优投资组合时应适当考虑房地产市场的风险,还为政策制定者提供了启示,即在调控房价时应适当考虑对股票市场产生的潜在影响。

二、理论模型

(一)住房—消费资产定价模型(HCAPM)

本文这一部分将构建HCAPM模型,并在模型中考虑住房的消费属性和投资属性。住房的消费属性体现在消费者支付的租金上,住房的投资属性体现在消费者可通过购买住房进行投资以实现跨期消费。本文模型设定参考了Yogo(2006)和Huang et al. (2014)的研究,与他们不同的是,本文将住房消费纳入分析框架,代表性家庭可以从住房消费中获得效用,并且可以在住房市场和股票市场投资。考虑一个具有无限期生命的代表性家庭,通过消费普通商品和住房以获得效用^①。在每一时期 t ,消费者购买 c_t^n 单位的普通消费品和 c_t^h 单位的住房类消费品。我们假设住房具有投资属性,与股票共同构成投资品。具体来讲,在这个经济中共有 N 种可投资性资产,其中有 $M(1, 2, \dots, m)$ 种股票资产和 $N - M(m + 1, \dots, N)$ 种房地产投资品。在不考虑限购政策的条件下,每一种房地产投资品可以理解为某个城市的商品房^②。股票资产在 t 期的收益率为 $R_t^s = (R_{1t}^s, R_{2t}^s, \dots, R_{mt}^s)'$,为一个 $M \times 1$ 的随机向量;房地产投资在 t 期的收益率为 $R_t^h = (R_{m+1,t}^h, R_{m+2,t}^h, \dots, R_{Nt}^h)'$,为一个 $(N - M) \times 1$ 的随机向量。代表性家庭在第 t 期的总收入为 W_t ,其总资产在股票和房地产之间进行投资分配,投资在股票资产的比重为 $\xi = (\omega_{1t}, \omega_{2t}, \dots, \omega_{mt})$,投资在房地产的比重为 $1 - \xi = (\omega_{m+1,t}, \omega_{m+2,t}, \dots, \omega_{Nt})$,且向量 ω_{it} 满足条件:

$$\sum_{i=1}^N \omega_{it} = 1 \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

消费者当期收入用于住房和非住房消费,剩余的部分投资于股票市场和房地产市场,所获得的回报将成为下一期的收入。标准化普通消费品的价格为1,令 P_t 为住房消费的价格(即,租金),因此可定义代表性家庭的预算约束为:

① 本文假设代表性家庭可在住房与金融资产之间进行无摩擦转换,且住房同时具备完全消费和投资属性。

② 投资者可能会基于工作或家庭的原因偏好居住在本地投资,允许投资者可以无约束地跨地区投资是本文作出的一个假设。考虑到我国部分城市限制非本地户籍投资者购房,在实证部分,我们剔除了这些城市和省重新估计了模型,所得估计结果一致。

$$W_{t+1} = (W_t - c_t^n - P_t c_t^h) \times [\xi R_{t+1}^s + (1 - \xi) R_{t+1}^h] \\ \sum_{i=1}^N \omega_i = 1 \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (2)$$

代表性家庭在某一时期 t 的效用函数符合常数替代弹性的方程形式:

$$u(c_t^n, c_t^h) = [(1 - \alpha)(c_t^n)^\rho + \alpha(c_t^h)^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \quad (3)$$

其中, $\alpha \in (0, 1)$ 代表了主观偏好, 即家庭对住房和普通消费品的相对偏好程度。 $\rho \in (-\infty, 1)$, 决定了期内替代弹性 (Elasticity of Substitution, 简称 ES) 的大小: $ES = 1/(1 - \rho)$, $ES \in [0, \infty)$ 。当 $\rho < 0$ 时, $0 < ES < 1$, 意味着住房消费对普通消费品的替代弹性较小, 即两种商品难以替代; 当 $0 < \rho < 1$ 时, $ES > 1$, 意味着住房对普通消费品的替代弹性较大; 当 $\rho \rightarrow 0$ 时, 两种商品完全替代, 效用函数转变为 Cobb-Douglas 的形式。

代表性家庭的跨期效用函数采用 Epstein & Zin (1989) 的递归效用函数形式:

$$U(c_t^n, c_t^h) = \{ (1 - \beta) [(1 - \alpha)(c_t^n)^\rho + \alpha(c_t^h)^\rho]^{\frac{\sigma}{\rho}} + \beta E_t(J_{t+1}(W_{t+1})^\gamma)^{\frac{\sigma}{\gamma}} \}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (4)$$

其中, 第一项为从当期消费中获得的效用, 即期内效用函数式 (3); 第二项表示从未来期消费中获得的效用, $J_{t+1}(W_{t+1})$ 表示在 t 期之后消费者的效用取最大值的贝尔曼 (Bellman) 方程的值函数; $E_t[\cdot]$ 表示数学期望。 $\beta \in (0, 1)$ 表示主观折现因子 (subjective discount factor), 反映了消费者的主观时间偏好程度, β 越小, 表示消费者越喜欢当前消费; $\gamma \in (-\infty, 1)$ 为风险规避参数, 随着 γ 的下降, 消费者的风险厌恶程度越高 ($1 - \gamma$ 为风险规避度); $\sigma \in (-\infty, 1)$ 决定了跨期替代弹性的大小 (Elasticity of Intertemporal Substitution, 简称 EIS), $EIS = 1/(1 - \sigma)$ 。 EIS 反映了代表性家庭当期获得效用和未来获得效用间的替代弹性。

结合效用函数式 (4) 与预算约束式 (2), 消费者效用的最优化问题可以表示为:

$$J_t(W_t) = \text{Max} \{ (1 - \beta) [(1 - \alpha)(c_t^n)^\rho + \alpha(c_t^h)^\rho]^{\frac{\sigma}{\rho}} + \beta E_t(J_{t+1}(W_{t+1})^\gamma)^{\frac{\sigma}{\gamma}} \}^{\frac{1}{\sigma}} \\ \text{s.t. } W_{t+1} = (W_t - c_t^n - P_t c_t^h) \times [\xi R_{t+1}^s + (1 - \xi) R_{t+1}^h] \\ \sum_{i=1}^N \omega_i = 1 \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (5)$$

(二) 一阶条件及随机折现因子

由最优化问题式 (5), 定义 $M_{t+1} \equiv \xi R_{t+1}^s + (1 - \xi) R_{t+1}^h$ 为股票和房地产的市场总收益率。设 $J_{t+1}(W_{t+1}) = \Phi_{t+1} M_{t+1}$, 对 c_t^h 和 c_t^n 分别求偏导, 并将两式相除可得:

$$c_t^h = \left[\frac{1 - \alpha}{\alpha} P_t \right]^{\frac{1}{\rho-1}} c_t^n \quad (6)$$

将式 (6) 代入代表性家庭在 t 期的总消费支出 $c_t^n + P_t c_t^h$, 经过简单的变化可以得到:

$$\frac{1}{A_t} = \frac{c_t^n}{P_t c_t^h + c_t^n} \quad (7)$$

其中, $A_t = 1 + P_t^{\frac{\rho}{\rho-1}} \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\rho-1}}$ 。式 (7) 右端表示租金支出占总支出的比重。若 $\rho < 0$, 则 $ES < 1$, 此时 A_t 随 P_t 的升高而减小, 也就是说在租金上升时, 普通消费品的支出份额将减少。这说明, 在消费者收入既定的条件下, 即使住房消费与普通消费品的替代弹性很小, 租金的上涨必然会挤出普通消费品的支出。

按照 Epstein & Zin (1991) 的方法, 对 c_t 求一阶导数, 对任何一种资产 j 而言最优消费水平 c_t 满足:

$$E_t \left\{ \beta \left(\frac{B_t}{B_{t+1}} \right)^\sigma \left(\frac{c_{t+1}^n}{c_t^n} \right)^{\gamma(1-\frac{1}{\sigma})} [\xi R_{t+1}^s + (1 - \xi) R_{t+1}^h]^{\frac{\gamma}{\sigma-1}} R_{j,t+1} \right\} = 1, \quad j=1, 2, \dots, N \quad (8)$$

其中, $B_t = [(1 - \beta)(1 - \alpha)^{\frac{\sigma}{\rho}} A_t^{\frac{\sigma}{\rho} - 1}]^{\frac{1}{\sigma}}$, $R_{j,t+1}$ 为资产 j 在 $t+1$ 期的收益率。其次, 对 ω_t 求一阶导数, 可知对任何一种资产 j 而言, 最优投资组合 ω_t 满足:

$$E_t \left\{ \beta^{\frac{\gamma}{\sigma}} \left(\frac{B_{t+1}}{B_t} \right)^{\gamma} \left(\frac{c_{t+1}^n}{c_t^n} \right)^{\gamma \left(1 - \frac{1}{\sigma} \right)} [\xi R_{t+1}^s + (1 - \xi) R_{t+1}^h]^{\frac{\gamma}{\sigma} - 1} R_{jt} \right\} = 1, \quad j=1, 2, \dots, N \quad (9)$$

等式(9)说明可以对市场上所有 N 种资产(包括股票和房地产)进行定价, 因此可定义随机折现因子(Stochastic Discount Factor, 简称 SDF)为:

$$SDF_{t+1} = \left[\beta \left(\frac{B_{t+1}}{B_t} \right)^{\sigma} \left(\frac{c_{t+1}^n}{c_t^n} \right)^{\sigma - 1} \right]^{\frac{\gamma}{\sigma}} [\xi R_{t+1}^s + (1 - \xi) R_{t+1}^h]^{\frac{\gamma}{\sigma} - 1} \quad (10)$$

式(10)表明, HCAPM 模型的 SDF 由两部分构成。第一部分为 $\left[\beta \left(\frac{B_{t+1}}{B_t} \right)^{\sigma} \left(\frac{c_{t+1}^n}{c_t^n} \right)^{\sigma - 1} \right]^{\frac{\gamma}{\sigma}}$, 代表消费属性。

由于 $\sigma \in (-\infty, 1)$, 当 $\gamma < 0, \sigma < 0$ 时, $\frac{(\sigma - 1)\gamma}{\sigma} < 0$, 这表明 $(c_{t+1}^n)^{\frac{(\sigma - 1)\gamma}{\sigma}}$ 是 c_{t+1}^n 的减函数, 可以理解为边际效用。

因此 $\left(\frac{c_{t+1}^n}{c_t^n} \right)^{\frac{(\sigma - 1)\gamma}{\sigma}}$ 为边际效用的增长率, 其取决于非住房消费。 $\left(\frac{c_{t+1}^n}{c_t^n} \right)^{\frac{(\sigma - 1)\gamma}{\sigma}}$ 与传统的 CCAPM 模型类似。

我们发现边际效用增长率乘以了一项 $\left(\frac{B_{t+1}}{B_t} \right)^{\gamma}$ 。容易证明, 当参数满足 $\gamma < 0, \sigma < 0, \sigma < \rho$ 时^①, B_t 是

A_t 的增函数。由于 A_t 衡量租金支出占总收入的比重(简称租金收入比)。因此, 租金收入比是通过作用于边际效用影响资产价格的。在基于消费的资产定价理论中, 资产的风险取决于资产收益率与边际效用增长率的负相关程度。由于消费具有同周期的特点, 即在经济繁荣时消费较高, 在经济萧条时消费较低, 因此, 对于一项在经济繁荣时收益率较高、在萧条时收益率较低的资产来讲, 它让消费者在繁荣时情况更好, 在萧条时情况更差, 因此被认为是一项“较差”的资产(该资产增加了消费的波动性), 将被给予较低的价格。反之, 对于一项在经济繁荣时收益率较低、在萧条时收益率较高的资产来讲, 它平滑了消费者在不同经济状态下的消费, 因此被认为是一项“较好”的资产, 也将被给予较高的价格。不难发现, 住房租金的引入, 改变了代表性家庭的边际效用增长率与资产收益率的相关性, 进一步影响了资产的风险和价格。因此, 我们有以下引理:

引理: 在租金收入比的增长率具有逆周期(anti-cyclic)特征的情况下, 租金支出改变了消费的边际效用增长率与资产收益率的相关程度, 进而影响了资产的风险和价格。

SDF 的第二部分为 $[\xi R_{t+1}^s + (1 - \xi) R_{t+1}^h]^{\frac{\gamma}{\sigma} - 1}$, 我们将其称为住房和股票的总市场收益率。HCAPM 模型将所有城市的住房作为投资品纳入市场收益率中, 投资者可以分配一部分资产投资在房地产中, 因此, 市场组合被扩充为住房和股票两种资产类型。市场收益率分别由股票和房地产市场的收益率和其投资权重的加权平均决定。这一项反映了住房的投资属性的影响。

表 1 总结了住房的消费属性和投资属性对资产价格的影响。首先, 住房的消费属性体现在家庭为住房支付的租金, 当租金收入比的增长率具有逆周期性、家庭高度厌恶风险且重视消费平滑时, 租金收入的引入会改变边际效用增长率与资产收益率之间的关系, 进而影响资产的风险和定价。其次, 住房的投资属性使得家庭能够通过房地产市场参与资产配置。家庭在决策时, 不仅需要考

① $\gamma < 0$ 表明消费者足够厌恶风险, $\sigma < 0$ 表示较小的跨期替代弹性, 即消费者看重平滑消费。 $\sigma < \rho$ 表明跨期替代弹性小于期内替代弹性, 即消费者对于跨期的消费替代意愿比同一期内两种消费品的替代意愿更低。

效用,还可以考虑其预期回报。

表1 住房的消费和投资属性与资产风险和价格

住房属性	作用机制							
	经济状态	消费 增长率	$\frac{MU_{t+1}}{MU_t}$	$\frac{B_{t+1}}{B_t}$	资产性质 (好/坏)	$cov\left(\frac{B_{t+1}}{B_t} \cdot \frac{MU_{t+1}}{MU_t}, R\right)$	资产 风险	资产 价格
住房的消费属性	经济萧条	低	高	高	R 较低	更加负相关	提高	下降
					R 较高	正相关程度下降	下降	提高
	经济繁荣	高	低	低	R 较低	更加负相关	提高	下降
					R 较高	正相关程度下降	下降	提高
住房的投资属性	投资者可以将资产在股票市场和房地产市场进行分配投资,扩充了市场组合							

式(10)所得SDF表明可以对市场上所有资产定价。因此对于市场上的无风险资产以及N种股票资产和房地产,可以构建如下矩估计式:

$$E[SDF_{t+1}(R_{ft+1} - 1)] = 0, \quad (11)$$

$$E[SDF_{t+1}(R_{jt+1} - R_{ft+1})] = 0, j=1, 2, \dots, m, \quad (12)$$

$$E[SDF_{t+1}(R_{kt+1} - R_{ft+1})] = 0, k=m+1, m+2, \dots, N. \quad (13)$$

其中, R_f 、 R_j 和 R_k 分别表示无风险资产、股票和房地产的收益率。本文采用Hansen(1982)的广义矩估计法(Generalized Method of Moments,简称GMM)对式(11)一(13)进行估计。

(三)线性因子模型

本文这一部分首先推导HCAPM对应的线性因子模型。其次,对各因子风险和风险价格进行解释。

1. 线性因子模型

由 B_t 表达式可知 $(B_t)^\sigma = (1 - \beta)(1 - \alpha)^{\frac{\sigma}{\rho}}(H_t)^{\frac{\sigma}{\rho}-1}$,其中 $H_t \equiv 1 + P_t \frac{c_t^h}{c_t^n}$ 。则式(10)可以表示为^②:

$$SDF_t = \beta^{\frac{\gamma}{\sigma}} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{\gamma(\frac{1}{\rho} - \frac{1}{\sigma})} \left(\frac{c_t^n}{c_{t-1}^n} \right)^{\frac{\gamma}{\sigma}(\sigma-1)} M_t^{\frac{\gamma}{\sigma}-1} \quad (14)$$

对上式两端取对数并在 $\rho \rightarrow 0$ 时取极限:

$$\lim_{\rho \rightarrow 0} \log(SDF_t) = \frac{\gamma}{\sigma} \log \beta - \frac{\gamma}{\sigma} \Delta \log(H_t) + \frac{\gamma}{\sigma} (\sigma - 1) \Delta \log(c_t^n) + \left(\frac{\gamma}{\sigma} - 1 \right) \log(M_t) \quad (15)$$

其中, $\Delta \log(H_t) = \log\left(\frac{H_t}{H_{t-1}}\right)$, $\Delta \log(c_t^n) = \log\left(\frac{c_t^n}{c_{t-1}^n}\right)$ 。

参照吴贾等(2014),SDF可以写为近似式:

$$\frac{SDF_t}{E[SDF_t]} \approx 1 + \log(SDF_t) - E[\log(SDF_t)] \quad (16)$$

将式(15)代入至式(16)可得:

$$-\frac{SDF_t}{E[SDF_t]} \approx k + b_1 \Delta \log(H_t) + b_2 \Delta \log(c_t^n) + b_3 \log(M_t) \quad (17)$$

其中, $k = -1 + \frac{\gamma}{\sigma} E[\Delta \log(H_t)] + \frac{\gamma}{\sigma} (\sigma - 1) E[\Delta \log(c_t^n)] + \left(\frac{\gamma}{\sigma} - 1 \right) E[\log(M_t)]$, $b_1 = -\frac{\gamma}{\sigma}$,

① $H_t=A_t$,因此仍然表示租金支出占总收入的比重。

② 这里将SDF以t期表达,是为了将最终推导出的线性因子模型表达成含有角标t的公式。

$b_2 = \frac{\gamma}{\sigma}(1 - \sigma), b_3 = 1 - \frac{\gamma}{\sigma}$ 。定义因子 $f'_t \equiv (\Delta \log(H_t), \Delta \log(C_t^n), \log(M_t))$ 。

因为随机折现因子可以对任何资产定价,即 $E[SDF_t(R_{jt} - R_{ft})] = 0$,将该式展开:

$$E[SDF_t]E[R_{jt} - R_{ft}] = -cov(SDF_t, R_{jt} - R_{ft}) \quad (18)$$

整理式(18)并将式(17)代入该式,即可得到线性因子模型:

$$E[R_{jt} - R_{ft}] = b_1 cov(\Delta \log(H_t), R_{jt} - R_{ft}) + b_2 cov(\Delta \log(C_t^n), R_{jt} - R_{ft}) + b_3 cov(\log(M_t), R_{jt} - R_{ft}) \quad (19)$$

进一步,可以将式(19)写成 β 表达式:

$$E[R_{jt} - R_{ft}] = \beta'_j \cdot \lambda \quad (20)$$

其中, $\beta'_j = (\beta_{j1}, \beta_{j2}, \beta_{j3})$ 是资产 j 对住房租金因子、消费因子及市场因子的风险暴露。定义第 $g(g=1, 2, 3)$ 个因子的风险暴露为该因子与资产 j 超额收益率的协方差与因子方差的比值,即 $\beta_{jg} = \frac{cov(f_{gt}, R_{jt} - R_{ft})}{var(f_{gt})}$ 。从而,我们可以定义风险价格为 $\lambda_g = b_g \cdot var(f_g)$ 。这表明投资者承受因子 f_g 所带来的风险要求得到 $\beta_{jg} \lambda_g$ 的风险补偿。

2. 因子风险

(1) 住房租金因子。在参数满足 $\gamma < 0, \sigma < 0$ 时, $b_1 = -\frac{\gamma}{\sigma} < 0$ 。由于风险价格应大于 0, 表明资产的风险越大其带来的收益也更高。因此, 对于 $\lambda_g < 0$ 的情况, 将 β_{jg} 和 λ_g 同乘以 -1 , 就可以得到正确的风险价格和风险的表达式。例如, 住房租金因子的风险可表示为 $\beta_1 = \frac{cov(-\Delta \log(H_t), R_{jt} - R_{ft})}{var(\Delta \log(H_t))}$, 对应的风险

价格 $\lambda_1 = \frac{\gamma}{\sigma} \cdot var(\Delta \log(H_t))$ 。由 β_1 的表达式可知, 当租金收入比的增长率下降而资产 j 的超额收益率上升时, 则风险 β_1 就越高, 投资者需要较高的风险溢价来补偿住房租金风险。逆周期变动的租金收入比增长率, 其较低水平意味着经济繁荣, 此时消费更高。若有一项资产 j , 在此时有较高超额收益率, 增加了消费的波动性, 会被给予较低的定价。另一方面, 若租金收入比的增长率较高, 说明经济萧条, 此时消费较低。若有一项资产 j , 在此时有较低超额收益率, 同样也增加了消费的波动性, 会被给予较低的定价。这与上文分析一致。

(2) 消费因子。在参数满足 $\gamma < 0, \sigma < 0$ 时, $b_2 = \frac{\gamma}{\sigma}(1 - \sigma) > 0$ 。消费因子风险 $\beta_2 = \frac{cov(\Delta \log(C_t^n), R_{jt} - R_{ft})}{var(\Delta \log(C_t^n))}$, 可知, 当资产 j 的增长率与消费增长率同方向变化时, 则风险 β_2 越高, 投资者需要较高的风险溢价来补偿消费风险。原因是这种资产增加了消费的顺周期性波动。

(3) 市场因子。当参数满足 $\sigma < \gamma < 0$ 时, $b_3 = \left(1 - \frac{\gamma}{\sigma}\right) > 0$ 。市场因子风险 $\beta_3 = \frac{cov(\log(M_t), R_{jt} - R_{ft})}{var(\log(M_t))}$, 由 β_3 的表达式可知, 与市场收益率变动同方向的资产 j 具有更高的市场风险暴露, 因而投资者会对这种资产要求更高的价格。

然而, 上述理论机制的有效性主要取决于家庭的核心偏好参数^①。接下来, 本文在实证部分会对模型参数进行估计, 我们将证明参数满足关系 $\gamma < 0, \sigma < 0, \sigma < \rho$ 。

① 具体而言, 风险规避参数(γ)决定了家庭对风险的厌恶程度; 跨期替代弹性(σ)反映了家庭当期获得效用和未来获得效用间的替代弹性; 期内替代弹性(ρ)则衡量了住房消费与非住房消费之间的替代弹性。只有当家庭足够厌恶风险($\gamma < 0$)、高度看重跨期消费平滑($\sigma < 0$), 且住房消费难以被替代($\sigma < \rho$)时, 租金收入比的逆周期波动才能显著地影响资产的风险与价格。

三、参数估计与实证应用

(一)数据来源与描述性统计

本文采用2003年至2022年的季度数据对模型参数进行估计^①。本文所采用的数据有三个来源。第一,宏观消费数据来源于中经网统计数据库。第二,房地产市场的价格数据主要来源于中国指数研究院。第三,股票市场数据取自RESSET金融数据库和CSMAR数据库。表2对本文数据进行了统计性描述。Panel A结果显示,城镇居民非住房消费均值及增速均高于住房消费,租金价格指数略高于消费价格指数。Panel B显示,股票季度收益率均值高于住房投资,Fama-French五因子季度平均收益率中,规模因子为2.41%,价值因子为1.17%,说明我国存在一定程度的价值溢价,但其小于规模溢价。盈利因子为-0.53%,说明净资产收益率高的股票有较低的收益率。投资因子为0.41%,说明投资比率较高的股票收益率也较高。

表2 变量的描述性统计

	均值	中位数	标准差
	(1)	(2)	(3)
Panel A. 宏观消费变量			
城镇居民人均非住房消费	6373.487	6159.393	2993.827
城镇居民人均非住房消费增长率(%)	4.629	1.782	25.766
城镇居民人均住房(租金支出)消费	1078.276	776.426	945.247
城镇居民人均住房消费(租金支出)增长率(%)	1.319	1.566	2.922
消费者价格指数(2003年1季度=100)	123.691	121.759	15.102
租金价格指数(2003年1季度=100)	128.276	126.362	19.191
Panel B. 金融市场和房地产变量			
股票市场收益率(%)	4.119	0.460	18.816
无风险利率(%)	0.832	0.777	0.316
规模因子SMB(%)	2.408	1.410	9.468
价值因子HML(%)	1.171	1.015	6.208
盈利因子RMW(%)	-0.533	0.140	6.980
投资因子CMA(%)	0.407	0.451	4.514
房地产市场收益率(%)	2.029	1.861	2.015
中国百城房地产市场收益率(%)	2.354	1.982	4.369
28个省、直辖市房地产收益率(%)	2.718	1.214	8.410

注:股票市场收益率以上证和深证总市值加权收益率计算得到,房地产市场收益率以中国百城价格指数计算得到。Panel B中的收益率均为季度平均收益。

(二)租金收入比与经济波动

为证明租金收入比增长率具有逆周期的特点,本文选取2003—2017年全国季度数据进行分析。以城镇居民人均用于居住支出与可支配收入的比值作为租金收入比的测度。然后计算该变量的增长率,并对GDP增速进行回归。表3的第1列表明,GDP增速提高1个百分点,将使租金收入比增长率显著下降0.5个百分点。第2—4列分别采用企业家信心指数、企业景气指数和消费者信心指数的增长率作为经济状态的测度,结果显示,企业家信心指数和企业景气指数提高时,租金收入比增速均显著下降。采用消费者信心指数作为经济状态的测度时,估计结果为负,但不显著。总的来讲,我们发现租金收入比

① 由于我国农村家庭对证券市场和房地产市场投资参与度较低,我们主要采用城镇居民的数据。

在经济向好时增长较慢,在经济走弱时增长较快,具有逆周期特点。

表3 租金收入比增长率与经济波动

	(1)	(2)	(3)	(4)
GDP增速(%)	-0.005** (0.002)			
企业家信心指数增长率(%)		-0.095** (0.046)		
企业景气指数增长率(%)			-0.112** (0.040)	
消费者信心指数增长率(%)				-0.015 (0.101)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
季度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测数	59	59	59	59

注:被解释变量为租金收入比增长率。第1列以GDP增长率作为经济状态测度,第2—4列分别以企业家信心指数、企业景气指数和消费者信心指数的增长率作为经济状态测度。控制变量包括CPI、失业率、M2增速、财政收入/GDP、财政支出/GDP、固定资产投资/GDP和货运量对数,第2—4列控制了GDP的对数。括号内为稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

(三)随机折现因子SDF的估计

本文采用的测试资产有三组:(1)Fama-French 25投资组合;(2)100个城市的房价组合;(3)证监会一级行业分类标准中17个行业组合和我国28个省直辖市房价的混合组合^①。表4展示了模型参数估计的结果。第1列采用的测试资产为Fama-French 25组合。结果显示,代表性家庭主观偏好程度 α 的估计值为0.87,非住房消费与住房消费给家庭带来效用之比约为6.6:1,这说明代表性家庭更偏好非住房消费。反映主观时间偏好度的折现因子 β 的估计值为0.90,标准误为0.31,说明模型避免了无风险利率之谜^②。

参数 ρ 的估计值为-0.17,因此,替代弹性 $ES=0.85$, $0 < ES < 1$ 表示非住房与住房消费的替代弹性较小,说明两种消费品较难替代; σ 的估计值为-1.24,因此,跨期替代弹性 $EIS=0.45$ 。 γ 的估计值为-196.35,因此风险规避度为197.35,较高的风险规避度说明模型无法避免股权溢价之谜^③。我们发现,模型估计所得参数符合 $\gamma < 0, \sigma < 0, \sigma < \rho$ 。正如上文所述,在这种情况下,一项收益率与租金收入比增长率负相关的资产会被低定价,因为该资产增加了消费的波动。参数 ξ 的估计值为0.11,表明我国房地产市场的投资规模较股票市场更高,也反映了我国家庭偏好将更多的资产配置在房地产市场中。采用过度识别检验所得较高的 p 值说明没有拒绝我们的模型,也就是说HCAPM模型可以成功对Fama-French 25投资组合定价。

第2列以我国100个城市房价组合作为测试资产对模型参数进行估计的结果。结果显示, α 的估计值为0.76,标准误为0.59,不在常规的水平上显著。这说明以住房组合作为测试资产时不能够精确地

① 以上三组组合选用的依据为:第一组测试资产代表金融市场资产组合,第二组测试资产代表房地产组合,第三组测试资产代表金融市场和房地产混合组合。模型待估计参数有6个,矩条件数为测试资产数加1(包括无风险资产),因此,可以用剩余的矩条件进行过度识别检验。

② 在采用期望效用研究资产定价的文献中,往往需要一个大于1的 β 才能解释较低的无风险利率,这被称为无风险利率之谜。

③ Shiller(1982)发现只有一个较高的风险厌恶系数或较高的逆周期的消费波动才能解释股票资产的高溢价现象,这被称为股权溢价之谜。

表4 模型参数估计结果

参数	25 Fama-French 组合	100个城市房价组合	17个行业组合 +28个省直辖市房地产组合
	(1)	(2)	(3)
α	0.869** (0.320)	0.761 (0.586)	0.858* (0.460)
β	0.895** (0.311)	1.213*** (0.156)	0.925*** (0.268)
γ	-196.345** (2.958)	-200.325*** (4.658)	-167.234*** (3.754)
ρ	-0.174** (0.084)	-0.817*** (0.269)	-0.945*** (0.316)
σ	-1.235*** (0.379)	-2.031 (2.638)	-1.536** (0.646)
ξ	0.111* (0.066)	0.127** (0.063)	0.093** (0.043)
$J\ test\ (p\text{-value})$	0.351	0.083	0.277

注:括号内为标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

估计出代表性家庭的主观偏好度。主观时间偏好度的折现因子 β 的估计值为1.21, γ 的估计值为-200.33,说明模型无法避免无风险利率之谜和股权溢价之谜。但我们可以得到参数关系 $\gamma < 0$, $\sigma < 0$, $\sigma < \rho$,验证了住房风险对资产价格的影响机制。最后,过度识别检验所得较小的 p 值说明HCAPM模型无法对纯房地产组合定价。

此外,我们在第3列以17个行业的股票资产和28个省直辖市的房地产的混合资产组合作为测试资产,进一步验证了模型是否可以对同时包含房地产和股票资产的混合组合进行定价。第3列所得参数的估计结果与第1列非常类似。较高的 α 说明家庭更偏好非住房消费,小于1的 β 和较小的 γ 说明模型避免了无风险利率之谜,但无法避免股权溢价之谜,较小的 ξ 说明我国房地产市场的规模较股票市场更高。模型参数符合关系 $\gamma < 0$, $\sigma < 0$, $\sigma < \rho$,确定了HCAPM模型的定价机制。最后,过度识别检验所得 p 值为0.28,说明HCAPM模型可以成功对17个行业组合和28个省直辖市房价组合定价。

(四)线性因子模型的估计和应用

1. 住房因子风险

我们首先分析了住房租金因子风险(β_1)是否有助于解释规模溢价和价值溢价。表5的Panel A报告了Fama-French 25投资组合的平均超额收益率。结果表明,投资组合的平均超额收益率随市值的提高而逐渐下降,投资组合的超额收益率随着账面市值比的提高而上升,说明我国股市存在着明显的规模溢价和价值溢价现象,但价值溢价小于规模溢价。Panel B报告了基于线性因子模型式(20)得到的Fama-French 25投资组合的住房因子风险(β_1),不难发现住房租金风险随着投资组合市值的提高而递减,并且住房租金风险没有随着账面市值比的提高而提高。这说明小公司股票也面临着更高的住房租金风险,但住房租金风险不能解释价值溢价。

2. 横截面上的分析

接下来我们估计HCAPM模型的因子风险价格,并比较HCAPM模型与其他定价模型对横截面上股票收益率差异的解释力。在表6中我们分别采用OLS和Fama-MacBeth(1973)两步法估计各因子的风险价格。表6第1列结果显示,住房租金因子估计值为0.12,大于消费因子和市场因子的风险价格,说

表5 Fama-French 25投资组合收益率和住房因子风险

	Small	2	3	4	Big	Small-Big
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. 平均超额收益率(%)						
Low	5.230	3.214	2.212	2.249	0.871	4.359
2	5.903	4.762	3.483	2.461	1.948	3.955
3	6.470	4.291	3.554	2.635	1.059	5.411
4	6.249	4.586	3.650	2.940	2.537	3.712
High	6.160	4.603	3.736	3.701	2.725	3.435
High-Low	0.930	1.390	1.524	1.452	1.855	
Panel B. 住房租金因子风险: β_1						
Low	0.875	0.789	0.654	0.669	0.491	0.385
2	1.247	0.916	0.800	0.799	0.636	0.610
3	0.925	0.863	0.790	0.630	0.588	0.337
4	1.136	1.017	1.072	0.912	0.874	0.261
High	1.185	0.926	0.850	0.826	0.702	0.483
High-Low	0.309	0.136	0.196	0.156	0.211	

注:Small和Big分别表示按照市值划分的市值最小组合和最高组合,Low和High分别表示按照账面市值比划分的价值最低组合和最高组合。

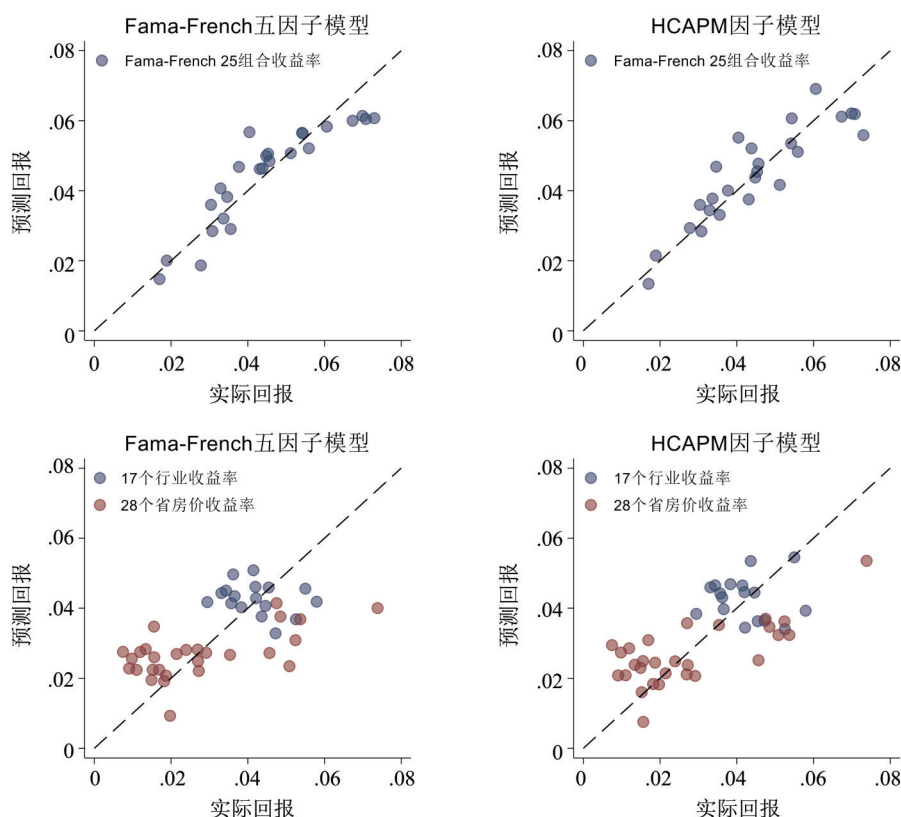
明投资者会对住房风险暴露高的股票要求更高的收益率。 R^2 为0.79,说明模型对Fama-French 25组合横截面上收益率的差异有着较好的解释力。我们还计算了CAPM、CCAPM和Fama-French五因子模型所得 R^2 ,其值分别为0.61、0.64和0.80。因此,HCAPM因子模型的解释力与Fama-French五因子模型对这25个资产收益率差异的解释力几乎相同。表6第2列中采用Fama-MacBeth两步法对风险价格进行估计的结果与第1列相近。

表6的第3—4列报告了以17个行业组合和28个省直辖市住房的混合组合作为测试资产的估计结果。结果表明,住房租金因子的风险价格仍然大于非住房消费因子和市场因子的风险价格,并且我们发现该模型所得的 R^2 均大于CAPM、CCAPM和Fama-French五因子模型所得的 R^2 。这说明相比于这些模型,HCAPM模型对股票和住房混合资产收益率在横截面上的差异具有更好的解释力。

表6 HCAPM模型风险价格的估计

	Fama-French 25组合		17个行业组合 +28个省直辖市房地产混合组合	
	OLS	Fama-MacBeth	OLS	Fama-MacBeth
	(1)	(2)	(3)	(4)
住房租金因子(λ_1)	0.121** (0.056)	0.117*** (0.059)	0.051* (0.031)	0.063** (0.032)
消费因子(λ_2)	0.037*** (0.009)	0.047*** (0.010)	0.045 (0.038)	0.044* (0.023)
市场因子(λ_3)	0.017*** (0.006)	0.023*** (0.008)	0.016* (0.009)	0.018** (0.009)
$R^2/averaged R^2$	0.79	0.80	0.48	0.51

注:估计方程由式(20)定义。 $averaged R^2$ 表示采用Fama-MacBeth估计时,所得T次估计的 R^2 平均值。括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。



注:横轴和纵轴分别表示资产收益率的实际值和真实值;第一行两幅图中的点为Fama-French 25资产组合收益率。第二行两幅图中的点为17个行业和28个省直辖市房价的混合组合。图中虚线为45度线。

图1 Fama-French五因子模型与HCAPM模型的拟合效果

图1比较了Fama-French五因子模型和HCAPM因子模型的解释力。图中纵轴表示预测收益率,横轴表示实际收益率,虚线表示45度线。图1上方的两幅图比较了两个模型对Fama-French 25组合的解释力。结果显示,对于Fama-French五因子模型来讲,25个投资组合收益率非常贴近45度线,说明五因子模型非常好地解释了25个投资组合收益率;对于HCAPM模型来讲,尽管相比五因子模型25个投资组合没有非常贴近45度线,但也较为均匀地分布在45度线两侧,说明HCAPM模型也较好地解释了25个投资组合收益率。

图1下方的两幅图则比较了两个模型对于17个行业组合和28个省直辖市房价混合组合的解释力。我们发现左下图中红色的点(28个省直辖市的房价组合)分布离45度线较远,说明Fama-French五因子模型不能很好地解释住房组合收益率的差异。相比较,右下图中组合收益率的分布更接近45度线,这说明HCAPM模型对于房价组合收益率的差异具有更好的解释力,因而提高了对股票和住房混合资产组合收益率的解释。总的来讲,图1表明HCAPM模型对于包含股票和房价的混合组合资产的解释力比Fama-French五因子模型更好。

四、结 论

本文将住房纳入基于消费的资产定价模型,构建了HCAPM并推导随机折现因子。理论分析表明,住房因素通过改变边际效用增长率与资产收益率的协方差影响资产风险与价格。实证结果显示,HCAPM能成功对混合资产组合定价且可避免无风险利率之谜,对应的因子模型能较好解释横截面收益差异。在理论层面,本文通过严谨的数理推导,得到了包含住房因素的随机折现因子,从理论上揭示了

资产价格如何受到住房风险影响,从而在一定程度上完善了资产定价理论。在实践层面,本文研究具有双重实践意义。对投资者而言,构建投资组合时应纳入住房风险考量;对政策制定者而言,房地产调控需兼顾对股票市场的传导效应。

然而,本文仍存在以下不足。第一,本文在理论模型部分假设代表性家庭可在住房与金融资产之间进行无摩擦转换,然而,现实中住房市场存在流动性约束、交易成本以及政策限制,这些因素可能影响家庭的资产配置决策,而当前模型尚未纳入这些现实约束。第二,本文没有区分拥有自有住房和租房的家庭。第三,由于数据的限制,在对住房消费衡量时,本文没有考虑拥有住房人的虚拟租金支出。在未来的研究中可以对上述问题进行考虑以完善相关研究。

[参 考 文 献]

- 宫晓莉,熊熊. 波动溢出网络视角的金融风险传染研究. 金融研究, 2020(5): 39—58.
- 吴贾,黄霖,张睿. 汇率波动是否增加了投资者的风险:理论与实证. 金融研究, 2014(8): 64—79.
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework. *Econometrica*, 1989, 57(4): 937—969.
- Epstein, L. G., & Zin, S. E. Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(2): 263—286.
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 607—636.
- Hansen, L. P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 1982, 50(4): 1029—1054.
- Huang, L., Wu, J., & Zhang, R. Exchange Risk and Asset Returns: A Theoretical and Empirical Study of An Open Economy Asset Pricing Model. *Emerging Markets Review*, 2014, 21: 96—116.
- Shiller, R. J. Consumption, Asset Markets and Macroeconomic Fluctuations. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1982, 17(1): 203—238.
- Yogo, M. A. Consumption-Based Explanation of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 2006, 61(2): 539—580.

Housing Consumption and Asset Pricing of Stocks: Theoretical and Empirical Analysis Based on the CAPM

Wu Jia, Xu Zhuojun

Abstract: This study analyzes the role of property risk in asset pricing by constructing the house-consumption based asset pricing model (HCAPM), in which properties are considered as consumption as well as assets. The theoretical analysis shows that the growth rate of the rent-to-income ratio affects stock risks and prices by influencing the covariance between the asset return and the growth rate of marginal utility. Empirical evidence shows that the HCAPM model can successfully price the mixed assets of stocks and properties and can avoid the risk-free rate puzzle. We also derive the linear factor model, which better explains cross-sectional variation in returns of the aforementioned mixed assets.

Keywords: housing consumption; house-consumption based capital asset pricing model; linear factor model

【责任编辑:周吉梅;责任校对:周吉梅,赵洪艳】