

资产系统性风险跨期时变的 内生性：由理论证明到实证检验*

丁志国 苏治 赵晶

摘要：由 Sharpe 给出的资本资产定价模型（CAPM）刻画了资产收益与系统性风险之间的关系，并采用 Beta 系数对资产系统性风险进行测度。但是，CAPM 本身是一个单期模型，没有讨论系统性风险的跨期性质。经过对资产系统性风险跨期时变存在性的理论证明，并基于中国、美国、英国、日本证券市场数据对理论研究的结果进行实证检验，可以发现：市场中投资者的主体选择偏好构成了资产系统性风险跨期时变的内生性原因，而宏观经济因素变化只是资产系统性风险跨期时变的间接影响因素。通过对资产系统性风险跨期时变内生性原因的经济解释，证明了 CAPM 在实际应用过程中存在理论缺欠。

关键词：系统性风险 跨期时变 主体选择 理论证明 实证检验

作者丁志国，经济学博士，吉林大学数量经济研究中心教授（长春 130012）；苏治，经济学博士，中央财经大学统计学院副教授（北京 100081）；赵晶，金融学博士，东北师范大学商学院（长春 130117）。

一、引言

经济学作为一种理论，通常由一系列的假设（或假说），以及基于这些假设推导出的结论共同组成，理论本身是逻辑推理，即如果假设正确，那么结论就是正确的。^①

* 本文是 2010 年国家自然科学基金项目（71073067）“跨期条件下 Beta 系数时变对资产定价的影响机理研究”和 2011 年国家自然科学基金青年基金项目（71101157）“跨期条件下资产定价主流偏差时变机理”阶段性成果，感谢 2011 年教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（11JJD790010）、教育部青年基金项目（10YJC790220）和吉林大学杰出青年基金项目（2011JQ002）的资助。作者感谢匿名评审专家提出的建设性意见。

① 约瑟夫·E. 斯蒂格利茨等：《经济学》上册，黄险峰、张帆译，北京：中国人民大学出版社，2005 年，第 20 页。

显然,当人们徜徉于经济学理论所展示的严谨推理过程与完美结论,并把这些结论付诸于实际应用的时候,是否还应该多保留一份清醒,跳出推理过程和结论本身,重新思考一下在完美结论与实际应用之间,是否还存在一些假设条件正确与否的问题,值得我们仔细推敲和反思。

资产定价理论是现代金融学最重要的基石,奠定了投资者决策分析的理论基础,并且已经深入人心。如:“不要将鸡蛋放在一个篮子里”和“高收益必然伴随高风险”等思想,几乎已经成为人们投资选择的共识。资本资产定价模型(Capital Asset Pricing Model, CAPM)最早由 Sharpe、Lintner、Mossin 分别提出,用一个简单线性模型刻画了资产收益与风险之间的关系,代表了现代金融学领域重要的进展和突破,是资产定价理论最具有标志性的成果。^① CAPM 的核心思想是:在一个竞争均衡的资本市场中,通过分散投资可以消除非系统性风险(Nonsystematic Risk),即公司特有的风险,只有无法分散的系统性风险(Systematic Risk)能够影响期望收益率,并采用 Beta 系数对资产系统性风险进行测度,且期望收益率与 Beta 系数线性相关。Sharpe-Lintner 的 CAPM 是单期的,本身并没有就系统性风险的跨期性质做出具体要求。^② 然而,传统的资产定价理论研究和应用,如 BJS 检验和 FM 检验,主要是基于历史数据对 Beta 系数进行估计,用于测度资产系统性风险。^③ 然而,历史的 Beta 系数要能够反映现在或者未来的资产系统风险,则必须要求 Beta 系数在跨期条件下具有稳定性。近年大量实证研究结果表明 Beta 系数在跨期条件下具有时变性(Time Variation)特征。这直接撼动了 CAPM 实际应用中赖以存在的理论前提假设,并影响了传统资产定价理论对现实市场现象的解释能力和适用性。^④

① J. Lintner, "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, no. 1 (1965), pp. 13-37; Jan Mossin, "Equilibrium in a Capital Assets Market," *Econometrica*, vol. 34, no. 4 (1966), pp. 768-783; William F. Sharpe, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *The Journal of Finance*, vol. 19, no. 3 (1964), pp. 425-442; Stephen A. Ross, "The Interrelations of Finance and Economics: Theoretical Perspectives," *The American Economics Review*, vol. 77, no. 2 (1987), pp. 29-34.

② M. E. Blume, "Betas and the Regression Tendencies," *The Journal of Finance*, vol. 30, no. 3 (1975), pp. 785-795.

③ Fischer Black, Michael C. Jensen and Myron Scholes, "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in Michael C. Jensen, ed., *Studies in the Theory of Capital Market*, New York: Praeger, 1972, pp. 79-121; Eugene F. Fama and James D. MacBeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *The Journal of Political Economy*, vol. 81, no. 3 (1973), pp. 607-636.

④ R. F. Engle and D. F. Hendry, "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models," *Journal of Econometrics*, vol. 56, no. 1-2 (1993), pp. 119-139.

Blume 最早通过实证检验指出系统性风险在跨期条件下具有时变性，CAPM 在实际应用过程中存在理论缺陷。^① 国内外大量实证研究结果表明，资产系统性风险在跨期条件下并不稳定，但所涉及的研究内容，主要是利用市场数据对资产系统性风险跨期时变性特征进行实证检验和 Beta 系数估计方法的改进，并且大多数的研究均将系统性风险跨期时变的原因归结为宏观经济变量和公司微观因素等外生因素变化的冲击。其中，Blume、Brenner 和 Smidt 曾经讨论过系统性风险的跨期时变结构问题，但给出的只是一个经验模型，并没有涉及系统性风险跨期时变的理论证明；^② 而 Merton 建立的跨期资本资产定价模型（ICAPM）和 Breeden 建立的消费资本资产定价模型（CCAPM），虽然考虑了跨期问题，但并未涉及系统性风险的跨期时变性特征，后续的研究更是集中在 Beta 系数的时变估计方法的层面。^③

显然，已有研究主要是基于实证检验结果发现了资产系统性风险跨期时变，却没有从理论上回答资产系统性风险为什么跨期时变，也没有能够就影响资产系统性风险跨期时变的原因给出具有说服力的经济学解释。这些缺憾在很大程度上影响了传统资本资产定价理论在解释现实金融市场现象方面的适用性，使 CAPM 模型在现代资产定价理论方面的主导地位处于尴尬境地。

本文拟基于经典资本资产定价模型的理论框架和前提假设，运用金融学无套利分析方法和投资者共同预期假设，推导 CAPM 跨期悖论，给出资产系统性风险跨期时变存在性的理论证明，回答为什么资产系统性风险在跨期条件下会出现时变性特征，并就系统性风险跨期时变内生性的原因做出经济学解释，是对现代资产定价理论的进一步演绎和尝试性补充。为了保证理论证明结论的严谨性，本文还利用中国、美国、英国、日本证券市场数据进行实证检验。

二、资产系统性风险跨期时变存在性的理论证明

CAPM 最重要的贡献之一就是采用 Beta 系数来刻画资产系统性风险，Sharpe-

-
- ① M. E. Blume, "On the Assessment of Risk," *The Journal of Finance*, vol. 26, no. 4 (1971), pp.275-288.
- ② Menachem Brenner and Seymour Smidt, "A Simple Model of Non-Stationary of Systematic Risk," *The Journal of Finance*, vol. 32, no. 4 (1977), pp.1081-1092.
- ③ R. Merton, "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, vol. 41, no. 5 (1973), pp. 867-887; D. Breeden, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunity," *Journal of Financial Economics*, vol. 7, no. 3 (1979), pp. 265-296; R. Jagannathan and Z. Wang, "Empirical Evaluation of Asset-Pricing Models: A Comparison of the SDF and Beta Models," *The Journal of Finance*, vol. 57, no. 5 (2002), pp.2337-2367.

Lintner 的 CAPM 具体表述为：

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f] \quad (1)$$

其中， $E(R_i)$ 与 $E(R_M)$ 分别表示证券（组合） i 和市场组合（Market Portfolio）的期望收益率； R_f 为无风险利率； $\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$ ，即为证券 i 的 Beta 系数。

在 CAPM 的实际应用过程中，通常采用如下的市场模型来估计 Beta 系数：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{M,t} + \epsilon_{i,t}, \quad \epsilon_{i,t} \sim \text{IIDN}(0, \sigma^2) \quad (2)$$

利用公式（2）进行普通最小二乘估计，就可以得出 Beta 系数的估计值。^①

公式（2）表明，即使市场中不存在无风险利率，也可以直接给出 Beta 系数的参数估计，并且不会影响 Beta 系数检验效果。^② 需要说明的是，采用市场模型对 Beta 系数进行正确估计，需要两个非常重要的前提假设：

1. Beta 系数相对于 $R_{M,t}$ 具有强“外生性”；^③
2. Beta 系数并不会随着时间发生变化。

下面将在接受单期 CAPM 理论前提假设条件的基础上，引入跨期条件，并假设 Beta 系数在跨期条件下保持不变，推导 CAPM 跨期悖论，从理论上证明跨期 Beta 系数时变的存在性。

CAPM 成立的重要前提之一就是市场有效。在弱式有效市场条件下，假设资产的价格变化满足独立同分布增量过程，符合随机游动 I 假设，简称 RWI，^④ 即：

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (3)$$

其中， μ 是价格变化的期望漂移项， $\epsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ 表示 ϵ_t 服从独立同分布的随机过程，具有零均值和方差 σ^2 。本文基于有效市场的基本前提假设，讨论资产在跨期条件下具有无限细分的连续复合收益，且能够满足有限负债约束，假设市场组合价格的自然对数序列 $p_{M,t} \equiv \ln(P_{M,t})$ ，能够满足具有正态分布增量过程的随机游走，^⑤ 则：

$$p_{M,t} = \mu_M + p_{M,t-1} + \epsilon_{M,t}, \quad \epsilon_{M,t} \sim \text{IIDN}(0, \sigma_M^2) \quad (4)$$

① Berndt 指出，可以根据组合投资理论和 Beta 系数的定义推导出市场收益率和证券（组合） i 之间的线性关系，建立二者之间的线性回归方程给出 Beta 系数的 OLS 估计。参见 E. R. Berndt, *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, MA: Addison-Wesley Press, 1991.

② 吕长江、赵岩：《中国证券市场中 Beta 系数的存在性及其相关特性研究》，《南开管理评论》2003 年第 1 期。

③ R. F. Engle and D. F. Hendry, “Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models,” *Journal of Econometrics*, vol. 56, no. 1-2 (1993), pp. 119-139.

④ RWI 是检验市场弱式有效的必要条件之一，参见 J. Campbell, Andrew W. Lo and A. Craig MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press, 1997.

⑤ 将市场组合价格取对数差分计算取得的连续复合收益率符合本文讨论的“跨期”含义。

用 $R_{M,t}$ 表示市场组合的连续复合收益率，则：

$$R_{M,t} = \ln(P_{M,t}) - \ln(P_{M,t-1}) = p_{M,t} - p_{M,t-1} = \mu_M + \epsilon_{M,t} \quad (5)$$

公式 (5) 表明市场组合的连续复合收益服从独立同分布的正态变量，其均值为 μ_M ，方差为 σ_M^2 。因此，有对数正态模型为：

$$R_{M,t} = \mu_M + \epsilon_{M,t}, \epsilon_{M,t} \sim \text{IIDN}(0, \sigma_M^2) \quad (6)$$

由上式可知，跨期市场组合 M 的均值和方差分别为常数：

$$E(R_{M,t}) = \mu_M \quad (7)$$

$$\text{var}(R_{M,t}) = \sigma_M^2 \quad (8)$$

为保证理论证明过程能够不失一般性，下面考察两种风险资产 A 和 B 的情况。

首先要证明，在符合上述假设条件的基础上，两种证券收益率之间的相关系数 ρ_{AB} 为常数。

命题 1: 假设市场中存在 A 和 B 两种风险资产，在满足 CAPM 理论前提的条件下，再假设在跨期条件下 Beta 系数保持不变，则在跨期条件下两种风险资产收益率之间的相关系数 ρ_{AB} 为常数，即 $\rho_{AB} = C, -1 \leq C \leq 1$ 。

证明：Sharpe-Lintner 提出的经典资本资产定价模型 (CAPM) 为：

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f] \quad (9)$$

其中， $i=1, 2, \dots, n$ 表示 n 种证券； $E(R_i)$ 与 $E(R_M)$ 分别表示风险资产 i 和市场资产组合 M 的期望收益率； $\beta_i = \frac{\text{cov}(R_i, R_M)}{\text{var}(R_M)}$ 为证券 i 的 Beta 系数。Gibbons 将 CAPM 理论模型转换为实证形式，假设资产收益率是一个公平博弈 (Fair Game)，即已经实现的平均收益率等于预期收益率，并满足风险中性假设，^① 则有：

$$R_i = E(R_i) + \beta_i \delta_M + \epsilon_i \quad (10)$$

其中， $\delta_M = R_M - E(R_M)$ ， ϵ_i 为随机误差项，且 $\epsilon_i \sim \text{IIDN}(0, \sigma_i^2)$ ， $\text{cov}(\epsilon_M, \epsilon_i) = 0$ 。将 (10) 式代入 (9) 式，得到 CAPM 实证形式：

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_M - R_f) + \epsilon_i, \epsilon_i \sim \text{IIDN}(0, \sigma_i^2) \quad (11)$$

则对于两种风险资产 A 和 B ，满足 CAPM 的实证形式如下：

$$R_A = R_f + \beta_A (R_M - R_f) + \epsilon_A, \epsilon_A \sim \text{IIDN}(0, \sigma_{\epsilon_A}^2) \quad (12)$$

$$R_B = R_f + \beta_B (R_M - R_f) + \epsilon_B, \epsilon_B \sim \text{IIDN}(0, \sigma_{\epsilon_B}^2) \quad (13)$$

其中， $R_M, \epsilon_A, \epsilon_B$ 相互独立，则 A 和 B 之间的协方差为：

$$\text{cov}(R_A, R_B) = \text{cov}(R_f, R_B) + \text{cov}[\beta_A (R_M - R_f), R_B] + \text{cov}(\epsilon_A, R_B) \quad (14)$$

假设跨期条件下市场的无风险利率 R_f 保持不变，则有 $\text{cov}(R_f, R_B) = 0$ ，那么：

$$\text{cov}[\beta_A (R_M - R_f), R_B] = \text{cov}\{\beta_A (R_M - R_f), [R_f + \beta_B (R_M - R_f) + \epsilon_B]\}$$

① M. Gibbons, "Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach," *Journal of Financial Economics*, vol. 10, no. 1 (1982), pp.3-28.

$$\begin{aligned} &= \beta_A \beta_B \text{COV}(R_M - R_f, R_M - R_f) \\ &= \beta_A \beta_B \sigma_M^2 \end{aligned} \tag{15}$$

$$\begin{aligned} \text{COV}(\epsilon_A, R_B) &= \text{COV}\{\epsilon_A, [R_f + \beta_B(R_M - R_f) + \epsilon_B]\} \\ &= \text{COV}[\epsilon_A, \beta_B(R_M - R_f)] + \text{COV}(\epsilon_A, R_f) + \text{COV}(\epsilon_A, \epsilon_B) \\ &= 0 \end{aligned} \tag{16}$$

将 (15) 式和 (16) 式代入 (14) 式中, 则可以得到两种风险资产 A 和 B 间的协方差:

$$\text{COV}(R_A, R_B) = \beta_A \beta_B \sigma_M^2 \tag{17}$$

A 和 B 各自的方差分别为:

$$\text{var}(R_A) = \text{var}[R_f + \beta_A(R_M - R_f) + \epsilon_A] = \text{var}[\beta_A(R_M - R_f) + \epsilon_A] \tag{18}$$

$$\text{var}(R_B) = \text{var}[R_f + \beta_B(R_M - R_f) + \epsilon_B] = \text{var}[\beta_B(R_M - R_f) + \epsilon_B] \tag{19}$$

在 $R_M, \epsilon_A, \epsilon_B$ 相互独立的条件下:

$$\text{var}(R_A) = \text{var}[\beta_A(R_M - R_f)] + \text{var}(\epsilon_A) = \beta_A^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon_A}^2 \tag{20}$$

$$\text{var}(R_B) = \text{var}[\beta_B(R_M - R_f)] + \text{var}(\epsilon_B) = \beta_B^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon_B}^2 \tag{21}$$

根据相关系数的定义, 两种风险资产 A 和 B 之间的相关系数为:

$$\rho_{AB} = \frac{\text{COV}(R_A, R_B)}{\sqrt{\text{var}(R_A)}\sqrt{\text{var}(R_B)}} \tag{22}$$

将 (17)、(20) 和 (21) 代入 (22) 中, 可得:

$$\rho_{AB} = \frac{\beta_A \beta_B \sigma_M^2}{\sqrt{\beta_A^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon_A}^2} \sqrt{\beta_B^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon_B}^2}} \tag{23}$$

由于 $\beta_A, \beta_B, \sigma_M^2, \sigma_{\epsilon_A}^2$ 和 $\sigma_{\epsilon_B}^2$ 均为常数, 所以:

$$\rho_{AB} = C \tag{24}$$

其中, C 是常数, 且满足 $-1 \leq C \leq 1$ 。

命题 1 得证, 即在满足上述条件时, 两种风险资产收益的相关系数为常数。

由 CAPM 推导过程可知, 资产组合有效边界的形状仅与资产收益之间的相关系数有关。而根据命题 1 可知, 在跨期条件下资产的 Beta 系数保持不变, 那么资产收益之间的相关系数也保持不变, 进而决定资产组合的有效边界在跨期条件下将会是一条固定不变的曲线。^① 换言之, 假设跨期条件下 Beta 系数不变, 等同于假设资产组合的有效边界在跨期条件下固定不变。另外, 根据基金分离定理, 在市场均衡条件下, 任意风险资产在市场组合中均会拥有一个非零的比例, 且各资产的构成比例等于其在市场组合中的权重, 即权重为市场组合中的相对市值。^② 在假设 Beta 系

① 这里的固定具有两层含义: 第一, 有效边界的形状保持不变; 第二, 有效边界在期望收益—风险坐标系中所处的状态保持不变。

② 按照基金分离定理: 投资者的风险偏好与该投资者风险资产组合选择的最优构成无关。

数跨期不变的基础上，有效边界保持固定不变和市场组合资产的构成比例，将是推导 CAPM 跨期悖论，进而从理论上证明资产系统性风险跨期时变存在性的重要基础。

命题 2 (CAPM 跨期悖论)：在满足 CAPM 理论前提的条件下，在跨期条件下如果市场中所有资产的 Beta 系数及其流通股份数量保持不变，则 CAPM 成立必须要求所有风险资产的 Beta 系数相等且为 1，即任意资产的 Beta 系数总是与市场组合的 Beta 系数相等。显然，这样的结论与 CAPM 理论前提相悖。由此，可以得出结论：资产的 Beta 系数在跨期条件下必然具有时变性特征。

证明：假定 t 时刻两种资产的价格分别是 $p_{A,t}$ 和 $p_{B,t}$ ，其发行在外的股份数量分别是 v_A 和 v_B 且为常数，根据基金分离定理和市场组合资产比例构成原则，在时刻 t 最优投资组合 M_t 构成中，两种风险资产 A 和 B 的权重分别为：

$$w_{A,t} = \frac{(v_A p_{A,t})}{(v_A p_{A,t} + v_B p_{B,t})} \quad (25)$$

$$w_{B,t} = \frac{(v_B p_{B,t})}{(v_A p_{A,t} + v_B p_{B,t})} \quad (26)$$

假设两种风险资产的 Beta 系数分别为常数 β_A 和 β_B ，则在 CAPM 成立且 Beta 系数为常数的基础上，两种风险资产的期望收益为：

$$E(R_{A,t+1}) = R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] \quad (27)$$

$$E(R_{B,t+1}) = R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] \quad (28)$$

则 $t+1$ 时刻两种证券的期望价格分别为：

$$p_{A,t} [1 + E(R_{A,t+1})] = p_{A,t} R_f + p_{A,t} \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] + p_{A,t} \quad (29)$$

$$p_{B,t} [1 + E(R_{B,t+1})] = p_{B,t} R_f + p_{B,t} \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] + p_{B,t} \quad (30)$$

那么，时刻 $t+1$ 两种证券在市场组合中的权重分别为：

$$w_{A,t+1} = \frac{v_A p_{A,t+1}}{v_A p_{A,t+1} + v_B p_{B,t+1}} = \frac{p_{A,t} v_A \{R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}}{p_{A,t} v_A \{R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\} + p_{B,t} v_B \{R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}} \quad (31)$$

$$w_{B,t+1} = \frac{v_B p_{B,t+1}}{v_A p_{A,t+1} + v_B p_{B,t+1}} = \frac{p_{B,t} v_B \{R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}}{p_{A,t} v_A \{R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\} + p_{B,t} v_B \{R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}} \quad (32)$$

为了使证明过程简单，不妨假设有 $\beta_A > \beta_B$ ，则 $w_{A,t+1} > w_{A,t}$ 和 $w_{B,t+1} < w_{B,t}$ ，可知市场组合 M_t 的位置将向证券 A 方向移动到 M_{t+1} ，如图 1 所示。由于新组合 M_{t+1} 并不在 CML 线上，即不满足 CAPM 有效集的要求，那么所有投资者会基于理性的共同预期进行套利，即卖出证券 A 同时买入证券 B，改变投资组合中两种证券的权重，进而保证最优化的投资组合，其结果则是证券 A 的价格下跌和证券 B 的价格上升，直到

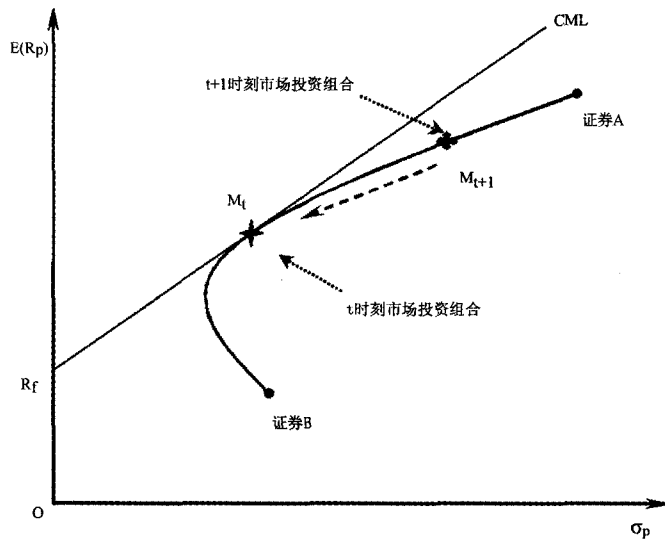


图1 CAPM跨期悖论

投资组合重新回到均衡点 M_t ，必然导致 $t+1$ 时刻两种风险资产 A 和 B 的权重保持与 t 时刻相等，即：

$$w_{A,t} = w_{A,t+1} \tag{33}$$

$$w_{B,t} = w_{B,t+1} \tag{34}$$

即满足：

$$\begin{aligned} & \frac{v_A p_{A,t}}{v_A p_{A,t} + v_B p_{B,t}} \\ &= \frac{p_{A,t} v_A \{R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}}{p_{A,t} v_A \{R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\} + p_{B,t} v_B \{R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}} \\ & \frac{v_B p_{B,t}}{v_A p_{A,t} + v_B p_{B,t}} \\ &= \frac{p_{B,t} v_B \{R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}}{p_{A,t} v_A \{R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\} + p_{B,t} v_B \{R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f] + 1\}} \end{aligned}$$

求解上述方程，则有：

$$\beta_A = \beta_B \tag{35}$$

显然，假设 $\beta_A < \beta_B$ 时，也能够得出相同的结论。另外，由 CAPM 的推导逻辑可知，这样的结论将在多种资产组合的情况下仍然有效。而由市场组合 Beta 系数的基本特征可知：

$$\sum_{i=1}^N w_i \beta_i = 1 \tag{36}$$

要满足方程 (35) 和 (36) 同时成立，则要求市场中所有风险资产的 Beta 系数必须满足：

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta_M = 1 \tag{37}$$

也就是说，如果要保证风险资产的 Beta 系数在跨期条件下保持不变，则必须满

足所有风险资产的 Beta 系数相等，且与市场组合的 Beta 系数 1 相等，这显然是一个与 CAPM 理论前提相悖的结论。由此可以知：在跨期条件下 Beta 系数保持不变的前提假设并不成立，即在跨期条件下，资产的 Beta 系数必然具有时变性特征。

命题 2 得证，CAPM 跨期悖论成立，风险资产的 Beta 系数（资产系统性风险的测度）在跨期条件下必然存在时变性特征。

三、资产系统性风险跨期时变内生性的经济学解析

已有研究将资产系统性风险跨期时变的原因，归结为宏观经济变量和公司微观变量等外生因素变化的冲击。宏观方面的观点认为，经济周期更替导致的宏观经济信息的变动以及重大经济事件的影响是资产系统性风险发生明显变异的直接原因。来自微观方面的解释则认为，资产系统性风险的跨期时变源于公司兼并、股票拆细、股利公告、公司投资项目风险变动、企业收入的周期性、经营杠杆、财务杠杆等等企业微观因素的变动。

显然，关于资产系统性风险跨期时变的微观解释根本无法得到经济学逻辑的支持。因为，组合投资理论关于资产组合风险的划分已经十分清楚，资产的总风险由两部分共同构成，其中一部分是能够通过分散投资消除掉的非系统性风险，即公司的微观风险；还有一部分则是无法通过分散投资消除的资产系统性风险，也只有资产系统性风险才会对资产的预期收益产生影响。因此，资产系统性风险变化与公司的微观因素根本不可能存在任何联系，而只与市场整体的宏观因素变化相联系。

本文认为，由于投资主体选择这个“过程因子”决定着信息向价格传导的方式和结果，所以宏观经济信息的变化只是资产系统性风险发生跨期时变的诱因之一，而不是直接和主要原因。只有从市场内在的均衡机制和投资者基于新信息的主体选择这两个角度，才能真正解释资产系统性风险发生跨期时变的原因，并认为市场内在均衡的实现是资产系统性风险跨期时变的内在动力，投资者基于新信息的主体选择决定着信息向资产系统性风险传导的方式和结果。

以下将基于市场内在均衡和投资者主体选择两个方面，讨论资产系统性风险跨期时变原因的内生性，以及导致资产系统性风险跨期时变的原因。

（一）资产系统性风险跨期时变的内生性机制

根据第二部分 CAPM 跨期悖论的证明过程可知，跨期条件下 CAPM 成立必然要求资产系统性风险是跨期时变的，也就是说，市场达到价格均衡和主体选择均衡的内在机制要求资产系统性风险跨期时变。那么，如果完全不存在外部冲击，并且资产系统性风险跨期不变，假设市场仍然能达到均衡的情况下，在一段时间以后将会出现什么样的结果呢？

结论就是市场中只能剩下资产系统性风险测度（Beta 系数）最大的那只证

券,其他证券将会从市场中全部消失。下面将举例说明这一问题,不妨设市场中只有两只证券——A和B,且满足 $\beta_A > \beta_B$, β_A 、 β_B 为常数。CAPM成立且市场达到均衡时,t和t+i时刻A证券在市场组合中的权重满足如下关系:

$$w_{A,t+i} = \left\{ 1 + \left[\frac{1}{w_{A,t}} - 1 \right] \left\{ \frac{1 + R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f]}{1 + R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f]} \right\}^i \right\}^{-1} \quad (38)$$

因为 $\beta_A > \beta_B$,所以 $\frac{1 + R_f + \beta_B [E(R_{M,t}) - R_f]}{1 + R_f + \beta_A [E(R_{M,t}) - R_f]} < 1$,当i很大时,市场组合中证券A的权重趋近于1,即:

$$w_{A,t+i} \xrightarrow{i \rightarrow +\infty} 1 \quad (39)$$

公式(39)表明,在不存在外部冲击条件下,如果资产系统性风险跨期不变,那么Beta系数最大的证券在市场组合中所占的比例将会不断增大,且最终无限趋近于1。这也就意味着,市场长期均衡的结果将会使市场中只有A证券能够存在,同时会因为市值不断变小B证券将最终消失。这样的分析结论显然也会同样适用于市场中存在多种证券的情形,因此能够证明资产系统性风险时变必然存在内生性均衡机制,并必然导致资产系统性风险的跨期时变。即资产系统性风险跨期时变的原因具有内生性特征。

(二) 影响资产系统性风险跨期时变的内生性因素解析

那么,什么才是资产系统性风险发生跨期时变的直接原因呢?或者说,什么将会决定资产系统性风险的跨期时变呢?

本文认为,不同市场环境决定了市场中投资者整体选择的理性程度变化,理性程度的变化则会使投资者针对相同风险的选择偏好出现差异,并且这种差异存在内生变化机制,进而导致资产的系统性风险跨期时变,即投资者的跨期选择偏好变化才是资产系统性风险跨期时变的直接原因,而宏观因素冲击则是导致投资者选择偏好变化的外部冲击。因此,可以将资产系统性风险视为市场整体选择的函数,而市场选择函数又是信息 I_t 及市场环境变量的函数。这里选择市场波动状态 $\sigma_{M,t}$ 和信息收集成本 $C(I_t)$ 代表市场环境变量,则资产系统性风险可以表示成为信息、市场波动状态和信息收集成本的函数,即:

$$\beta_t = f\{U_M [I_t, \sigma_{M,t}, C(I_t)]\} \quad (40)$$

对于某一特定市场,市场中信息的相对完全性(例如关于信息披露的政策法规、信息的收集、处理成本以及投资者对于信息的处理能力)短期内不会有明显变化,如果暂不讨论信息完全性对投资者决策以及资产系统性风险产生影响,则市场波动状态对投资者情绪和选择偏好的影响,就成为影响资产系统性风险跨期时变的唯一因素,即公式(40)可以简化为:

$$\beta_t = \psi(\sigma_{M,t}) \quad (41)$$

公式(41)说明资产系统性风险是市场波动的单变量函数,这也符合市场通常

状态下的实际情况。因此，本文认为市场波动状态决定投资者主体选择的偏好，进而决定市场信息与价格之间的传导机制，基于不同均衡价格的反馈机制使投资者重新评估证券的系统风险，进而使得资产系统性风险的跨期时变具有内生性特征。

上面的理论分析已经表明：（1）资产系统性风险具有跨期时变性特征；（2）资产系统性风险跨期时变的原因具有内生性特征。因此，采用 CAPM 市场模型估计历史 Beta 系数来刻画资产未来系统性风险的方法，存在明显的理论缺陷。

四、资产系统性风险跨期时变存在性及内生性的实证检验^①

自从 Blume 指出 Beta 系数跨期不稳定后，资产系统性风险稳定性检验一直是现代金融学中非常热络的命题之一，并取得了大量有意义的实证研究成果。^② 但是不难发现，已有的实证研究方法仍然存在一些问题，例如通常采用随机抽取的若干上市公司作为实证检验样本，导致实证研究结果受到目标企业微观因素的明显影响，结果具有显著的数据依赖特征；或者采用单一模型方法对数据样本进行实证检验，导致结论的方法依赖；又或者选取单一国家作为目标市场进行实证检验，使 Beta 系数跨期时变特征的实证结果缺乏普遍性。

本文采用中国、美国、英国、日本四个国家的行业分类指数作为研究样本，选用行业组合的目的在于剔除单个企业微观信息冲击对资产系统性风险变化的干扰，并采用多种计量经济学模型方法相互印证的实证研究思路。

本文中国市场样本采用 Wind 证监会 23 种行业分类指数；美国市场样本选取 S&P GICS 24 种行业分类指数；英国市场数据采用 FT350 39 种行业分类指数；日本选择 TOPIX 33 种行业分类指数；并且市场组合选用上证 A 股指数、S&P 500 指数、FT350 和 Nikkei 225 指数来代表；中国市场的样本周期为 2001 年 4 月 2 日至 2008 年 12 月 31 日，海外市场样本周期为 2001 年 10 月 9 日至 2008 年 12 月 31 日。^③ 数据样本周期均为日收盘数据，中国市场数据来自 Wind 数据库；海外数据来自 Bloomberg 数据库。

（一）Beta 系数跨期时变存在性的实证检验

现阶段，采用市场模型（2）检验参数稳定性，进而检验 Beta 系数稳定性的实

① 本文实证检验的处理结果数量巨大，限于篇幅，只能给出部分实证结果，其他结果如有需要作者可以提供。

② 由于 Beta 系数本身测度的就是资产系统性风险，因此本节开始的实证检验主要是针对 Beta 系数的跨期特征进行实证分析。

③ 数据选取周期的差异主要是源自各国行业分类指数公布的时间上存在差异。

证研究方法，大致可以分为直接检验^①和间接检验^②两大类。为了保证实证结果的稳健性，本文拟全部选取上述7种方法对Beta系数的跨期稳定性进行实证检验。实证方法的具体检验原理参见表1。

表1 跨期条件下Beta系数稳定检验原理

检验名称		检验方法和功效说明
直接检验	CUSUMSQ 检验	通过检验递归残差 u_t^{RELS} 对于置信区间的显著偏离检验 β 系数稳定性
	Ploberger 检验	通过检验递归系数 $\hat{\beta}^{(t)}$ 的波动性直接检验 β 系数稳定性
	Dufour 检验	通过检验递归残差 u_t^{RELS} 与 $R_{M,t}$ 之间的线性关系检验 β 系数稳定性
	Farley 检验	通过检验序列是否具有时间趋势检验 β 系数稳定性
间接检验	White 检验	检验 $R_{M,t}$ 、 $R_{M,t}^2$ 对 OLS 估计残差 e_t^2 是否具有显著的解释能力
	ARCH-LM 检验	检验 e_t^2 与 $e_{t-1}^2, \dots, e_{t-i}^2$ 之间是否具有显著的线性依赖关系
	Ljung-Box 检验	对递归残差 u_t^{RELS} 是否具有序列相关性进行检验

中国、美国、英国和日本市场模型参数的稳定性检验结果清楚地表明，在所有119个序列分别进行7种实证方法的833个实证检验结果中，只有114个（中国市场26个、美国市场19个、英国市场41个、日本市场28个）实证结果在5%显著性水平下残差没有明显打破临界值区间带，无法拒绝其市场模型参数是稳定的原假设，即有约占13.6%的检验结果表示Beta系数跨期稳定。而剩余的86.4%的残差均超出了临界值边界，说明资产系统性风险具有跨期不稳定特征。其中，中国证券市场行业指数的参数检验结果列于表2。

(二) 跨期条件下Beta系数的时变路径估计

本文采用递归最小二乘法 (RELS)、滚动最小二乘法 (ROLS)、平滑迁移回归模型 (STR)、随机游走状态空间模型 (RW-SSM) 和均值回归状态空间模型 (MR-SSM) 5种方法估计Beta系数的跨期时变路径。其中，采用MR-SSM模型所得到的估计区间最宽，STR模型的估计区间最窄；采用递归最小二乘法 (RELS) 得到的Beta系数序列随着样本期的增长变异性逐渐减弱，滚动最小二乘法 (ROLS) 则对局部信息利用充分，随机游走状态空间模型 (RW-SSM) 则能够捕捉到意外信息冲击所导致的Beta系数的突变性，而均值回归状态空间模型 (MR-SSM) 则能够在更大范围内追踪Beta系数的时变路径，平滑迁移模型 (STR) 能够较好地拟合Beta系数的时变趋势。由此可见，估计方法选择对Beta系数时变路径估计结果的影响显著。在均方误差 (RMSE) 和平均绝

- ① 这里没有使用普遍采用的Chow检验参数结构转变检验方法，主要原因在于Chow检验需要事先给定模型结构变化的断裂点，而有些情况下这是不可能的，因为结构的变化可能是渐进的、非突发性的，这时Chow检验方法难以有效，需要采用递归OLS法。
- ② 间接检验的基本思想在于：如果模型(2)的真实参数是时变的，而采用的估计方法（例如OLS方法）将其视为常数进行估计，这可能会导致残差序列具有条件异方差或者序列自相关性。因此，可以将残差序列不具有条件异方差性和序列自相关性作为参数稳定的必要条件进行检验，这也是将条件异方差检验作为参数稳定性检验的主要原因。

对误差 (MAE) 这两种收益率拟合效果评价标准下, 5 种估计方法中 RW-SSM 模型对 Beta 系数的整体拟合效果最好, RELS 方法拟合效果最差。从收益率预测的角度讲, 采用 RW-SSM 模型对跨期条件下时变 Beta 系数的波动路径进行拟合更为合理。

还有一个十分值得关注的现象就是, STR 模型方法估计得到的同一市场不同行业 Beta 系数取值长期时变方式和时变趋势及时变点明显不同, 表现为突发性跳跃型和平滑迁移型时变方式共存, 递增型和递减型时变趋势共存。由于导致行业 Beta 系数发生结构性转变的原因不可能是单个公司的事件信息, 而不同行业的 Beta 系数时变方式、时变趋势以及时变点并不相同, 说明市场整体的宏观信息不能对行业 Beta 系数发生的时变原因给出一致的解释。图 2—图 5 举例绘制出了采用 5 种估计方法, 对四个市场中行业组合的 Beta 系数时变路径。

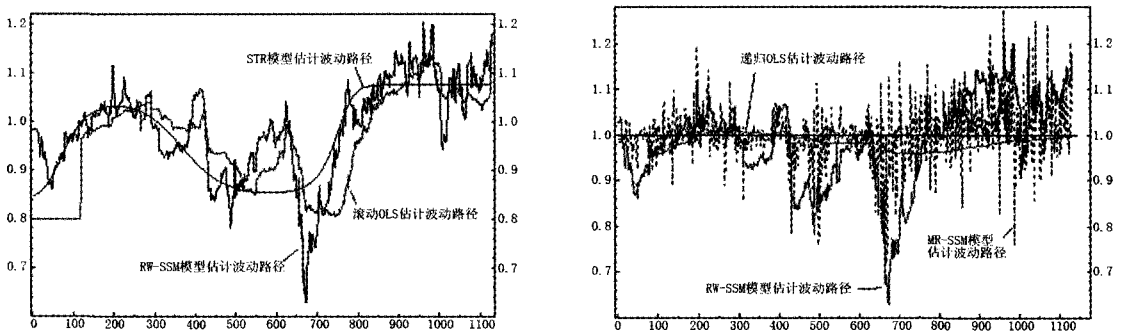


图 2 不同方法对中国机械设备行业 Beta 系数时变路径估计结果

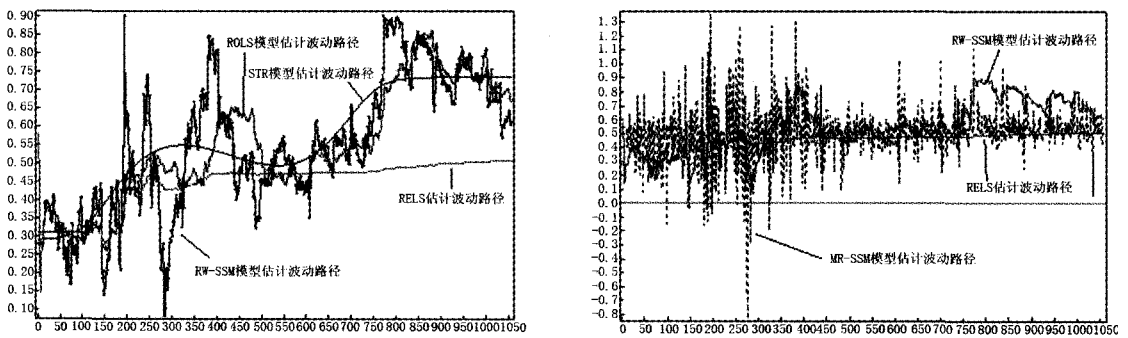


图 3 不同方法对美国 S5FDBT 行业 Beta 系数时变路径估计结果

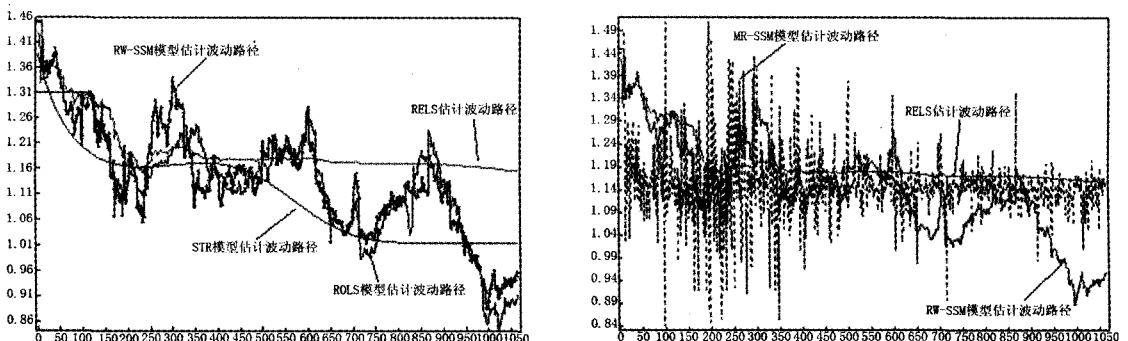


图 4 不同方法对英国 F3BANK 行业 Beta 系数时变路径估计结果

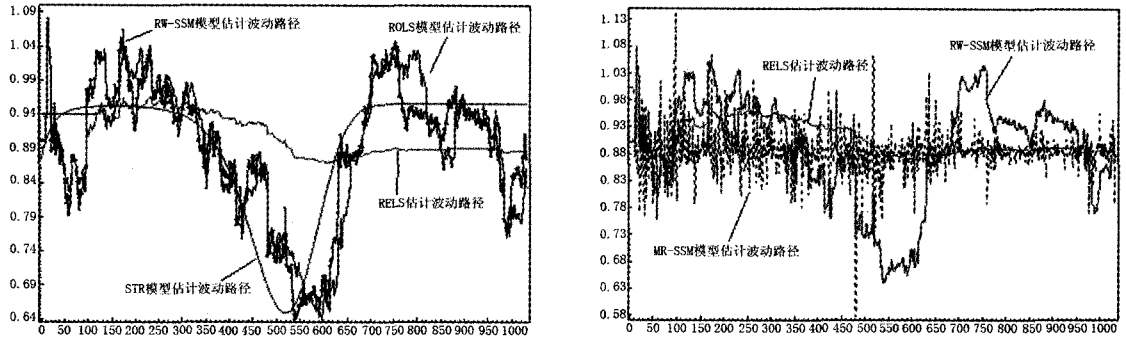


图 5 不同方法对日本 TPGLAS 行业 Beta 系数时变路径估计结果

表 2 中国证监会 23 个行业市场模型 Beta 系数稳定性检验

行业类别	直接检验结果					间接检验结果		
	S_i^C	S_p^P	DUF- ϕ_1	F (1)	F (3)	W	LM (20)	Q (36)
采掘行业	*	*	**	*	—	—	**	**
电子行业	*	*	*	*	+	**	**	**
房地产	*	*	**	+	+	—	**	**
纺织服装	*	*	**	*	—	*	**	**
公用事业	*	*	**	*	—	—	**	**
机械设备	*	*	*	*	*	*	**	**
建筑行业	*	**	**	*	*	+	**	**
交运仓储	*	*	**	*	*	—	**	**
金融服务	—	—	—	—	—	—	—	—
金属/非金属	*	**	**	+	**	**	**	—
木材家具	*	*	**	*	—	—	**	—
农林牧渔	*	*	**	*	—	+	**	**
商业贸易	*	*	*	*	+	*	**	**
社会服务	*	*	**	*	—	—	**	**
石油化工	*	*	**	*	+	**	**	**
食品饮料	*	*	**	+	*	**	**	**
文化传播	*	*	**	+	—	—	**	+
信息技术	*	**	*	*	+	**	**	*
医药生物	*	*	**	*	*	*	**	**
造纸印刷	*	*	*	*	+	—	**	**
制造行业	*	*	**	—	+	**	**	**
其他制造业	*	*	**	*	—	—	**	*
综合行业	*	**	**	+	*	**	**	**

注：表 2 中“+”、“*”、“**”分别表示在 10%、5%、1%的置信度水平下拒绝市场模型参数稳定的原假设；“—”表示无法拒绝原假设。 S_i^C 表示 CUSUMSQ 检验； S_p^P 表示 Ploberger 递归系数稳定性检验；DUF- ϕ_1 表示没有引入哑变量集的 Dufour 检验；F (1) 和 F (3) 分别表示 $q=1, 3$ 的 Farley 时间趋势的检验；W 表示 White 异方差检验；LM 表示 Engle 的 ARCH-LM 检验，滞后阶数按通常规则选取 20；Q 表示 Ljung-Box 递归残差序列相关性检验，滞后阶数选为 36。

(三) 跨期条件下 Beta 系数的时变原因的实证分析

已有研究通常将企业微观因素作为跨期条件下 Beta 系数时变的一般性原因，即企业微观因素变化能够对资产 Beta 系数的时变性特征给出合理的解释。但前面 2 个实证检验结果表明，各国市场中行业分类指数也具有跨期时变性特征，而行业分类指数的 Beta 系数时变原因则不可能从企业微观因素层面上给出合理的解释。因为，

首先，行业指数的成分股中包含处于产业生命周期不同阶段的不同企业，在任意时刻不同企业投资项目的风险存在差异，行业组合整体投资项目的平均风险在跨期条件下并不会明显变化，即行业整体风险在一段时间内应该具有相对稳定性，这使得将企业投资项目风险的不断变化作为行业 Beta 系数的时变原因的说法缺乏理论说服力，行业项目风险的相对稳定性同样不能解释 Beta 系数的均值回归现象；另外，行业内个别企业的兼并、股票拆细、股利公告、收入的周期性、经营杠杆、财务杠杆等微观企业因素的发生具有一定的随机性和偶然性，行业内不同企业的这些信息的作用会相互抵消，在通常情况下这些因素对行业整体 Beta 系数的影响不应该很大，因此行业 Beta 系数的时变性特征也不能从这些企业微观因素变化的角度给出一般性解释，这同样使企业微观因素的变化会导致 Beta 系数的时变性说法缺乏理论说服力。

总的来说，虽然个别企业微观因素的显著变化可能会导致单一股票 Beta 系数的变异，但是将企业微观因素作为导致 Beta 系数，尤其是股票组合的 Beta 系数在跨期条件下时变的一般性原因，缺乏理论分析的广泛适用性和说服力。

本文实证检验之所以选择行业分类指数，就是要通过构造行业资产组合来消除企业微观因素对 Beta 系数时变的可能影响，进而把研究重点放在 Beta 系数时变与宏观因素变化之间的因果关系检验上。

上述时变 Beta 系数的估计结果，基于平均标准拟合误差（AMSE）和绝对拟合误差（AMAE）标准，带有随机游走的状态空间模型（RW-SSM）所估计的行业 Beta 系数序列在整体上对收益率拟合的平均效果最好；而平滑迁移模型（STR）较好地拟合了 Beta 系数时变趋势，估计结果有一定的代表性。因此本部分采用 RW-SSM 和 STR 模型方法对中国、美国、英国和日本行业时变 Beta 系数进行估计，并将得到的月度 $\{\hat{\beta}_t^{RW-SSM}\}$ 和 $\{\hat{\beta}_t^{STR}\}$ 序列作为数据研究样本。^① 宏观经济变量选取中国、美国、英国和日本的 GDP 序列、广义货币供给（ M_2 ）序列、价格指数序列和利率序列为样本。

首先，采用 KPSS 检验、DF-GLS 检验两种方法对时变 Beta 系数的估计序列和宏观经济变量序列进行单位根检验，并确定它们的单整阶数。^② 检验结果表明，中国、美国、英国和日本市场行业 Beta 系数 RW-SSM 模型估计序列的 KPSS、DF-GLS 单位根检验结果，在 5% 的显著性水平下绝大部分行业（除英国市场的 F3OILG）的时变 Beta 系数序列具有单位根，而其一阶差分序列是平稳的，说明绝大部分行业 RW-SSM 模型估计得到的行业 Beta 系数序列是一阶“单整”的；^③ 四

① 与前面不同的是，本部分在估计过程中采用由行业指数换算的月度收益率对 Beta 系数进行时变估计。

② 由于篇幅原因，本部分没有采用其他检验，只选用了两种典型方法，且实际计算中根据序列具体情况设定被检验序列所具有的截距和时间趋势项。

③ 如果时间序列 y_t 经过 d 次差分变换后成为一个平稳序列，得到的平稳性序列称为单整

个市场大部分行业 STR 模型估计的时变 Beta 系数趋势序列 KPSS、DF-GLS 检验结果与 RW-SSM 模型检验结果具有一致性,在 5% 的显著性水平下,大部分行业时变 Beta 系数趋势序列具有一个单位根,行业 Beta 系数趋势服从一阶单整。^①

各国宏观经济变量水平值(差分)序列检验结果表明:各国 GDP 和广义货币供给(M_2)水平值序列和一阶差分序列都是非平稳的,而其二阶差分序列是平稳的,表明各国 GDP 序列和 M_2 序列是二阶单整的,即 $GDP \sim I(2)$, $M_2 \sim I(2)$,这与已有检验结果一致;^②价格指数 CPI 序列水平值在 5% 的显著性水平下,都存在一个单位根,说明它们是一阶单整的,即 $CPI \sim I(1)$;而不同市场利率的检验结果却存在一定差异,在 5% 的显著性水平下,中国市场的实际利率和日本市场 3 个月国债利率都是一阶单整序列,即 $Rate_{CH,JP} \sim I(1)$,美国 and 英国市场的 3 个月国债利率却是平稳序列,即 $Rate_{US,UK} \sim I(0)$ 。各基本宏观经济变量 HP 滤波趋势序列单位根检验结果却表明,四个国家的 GDP 序列、 M_2 序列和 CPI 序列的 HP 滤波趋势是一阶单整的,英国和美国 3 个月国债利率的 HP 滤波趋势是平稳的,中国和日本利率的 HP 滤波趋势是一阶单整的。

由于协整检验和 Granger 因果关系检验都要求被检验序列具有相同的单整阶数,在下面的 Johansen 协整和 Granger 因果检验中对于采用由随机游走的状态空间模型(RW-SSM)估计方法得到的一阶单整的时变 Beta 系数序列,选取 GDP 增长率序列 $\{r_t^{GDP}\}$ 、 M_2 增长率序列 $\{r_t^{M_2}\}$ 、CPI 序列 $\{CPI_t\}$ 以及中国市场实际利率和日本市场 3 个月国债利率序列 $\{Rate_t\}$ 作为宏观经济变量的代表,并检验它们与时变 Beta 系数 RW-SSM 估计序列的关联性;^③而对于二阶单整的时变 Beta 系数 RW-SSM 估计序列,则检验它们与中国、美国、英国和日本的 GDP 序列、广义货币供给(M_2)序列的长期均衡关系和短期因果关系,验证宏观经济因素变化作为跨期条件下 Beta 系数时

(Integration) 序列;如果序列 y_t 经过 d 次差分变换后成为一个平稳序列,而这个序列差分 $d-1$ 次时却不平稳,那么称序列 y_t 为 d 阶单整序列,记为 $y_t \sim I(d)$ 。特别的,如果序列本身是平稳的,则为零阶单整序列,记为 $y_t \sim I(0)$ 。单整阶数是序列中单位根个数,或者是使序列平稳差分的阶数。

- ① 对于 KPSS 和 DF-GLS 这两种检验方法检验结论不一致的情况,按照“只要有一个检验结果表明存在一个单位根,则认为被检验序列为一阶单整序列”的原则判定。
- ② Hamilton, T. Y. Chang 的检验结果中认为 GDP 和 M_2 为 2 阶单整序列。参见 J. D. Hamilton, “Specification Testing in Markov-Switching Time-Series Models,” *Journal of Econometrics*, vol. 70, no. 1 (1996), pp. 127-157; T. Y. Chang, “Financial Development and Economic Growth in Mainland China: A Note on Testing Demand-Following or Supply-leading Hypothesis,” *Applied Economic Letters*, vol. 9, no. 13 (2002), pp. 869-873.
- ③ 本文对 GDP 增长率和 M_2 增长率同样进行了单位根检验,结果证明它们都是一阶单整序列,限于篇幅原因,这里没有给出详细的检验结果。

变原因的合理性。

另一方面，由于平滑迁移模型（STR）较好地拟合了 Beta 系数时变趋势，HP 滤波方法提取了宏观经济变量的非线性趋势成分，因此考察它们之间是否存在显著的关联性，可以从变化趋势的角度验证时变 Beta 系数估计序列与宏观经济变量之间的关联性。这两组序列的单位根检验结果也表明，除了美国和英国的利率序列 HP 趋势成分是 0 阶单整序列以外，Beta 系数的 STR 模型估计序列和基本宏观经济变量 HP 滤波趋势序列具有相同的单整阶数（一阶单整序列），可以用 Johansen 协整和 Granger 因果检验研究二者之间的长期均衡关系和短期因果关系，这也从另外一个角度增加了检验结论的稳健性。

表 3 美国宏观经济变量与时变 Beta 系数 (RW-SSM 估计)

Johansen 协整特征根迹检验 (Trace 检验) 结果

行业类别	R (GDP) 与 β_{rw} 系数		R (M_2) 与 β_{rw} 系数		CPI 与 β_{rw} 系数		Rate 与 β_{rw} 系数	
	迹统计量 1	迹统计量 2	迹统计量 1	迹统计量 2	迹统计量 1	迹统计量 2	迹统计量 1	迹统计量 2
S5AUCO	12.92	2.66	9.74	2.06	10.55	1.51	—	—
S5BANKX	10.96	1.52	9.08	2.66	7.51	2.37	—	—
S5CPGS	13.64	2.70	10.94	2.12	5.62	3.44	—	—
S5COMS	14.34	1.20	18.09**	2.22	7.40	1.90	—	—
S5CODU	8.83	3.75	7.02	2.91	10.65	1.64	—	—
S5DIVF	9.64	2.59	6.05	1.97	6.45	2.04	—	—
S5ENRSX	5.48	2.29	5.96	1.81	6.59	3.32	—	—
S5FDBT	13.13	1.64	8.75	2.25	10.87	0.79	—	—
S5HCES	20.72	1.70	7.09	1.59	11.49	3.62	—	—
S5HOTR	16.36*	2.27	8.65	2.01	13.09	0.08	—	—
S5HOUS	9.52	2.30	7.04	3.81	6.18	2.82	—	—
S5INSU	14.12	2.28	13.97	1.39	7.22	3.15	—	—
S5MATRX	14.62	1.80	10.72	2.62	12.85	2.84	—	—
S5MEDA	11.84	1.62	6.82	2.70	7.22	1.04	—	—
S5PHRM	14.78	2.66	10.39	2.26	7.82	3.48	—	—
S5REAL	8.50	3.33	6.99	2.83	10.03	2.91	—	—
S5RETL	8.73	1.65	8.23	1.13	12.87	2.87	—	—
S5SFTW	7.21	1.32	8.00	2.30	10.78	2.78	—	—
S5TECH	11.10	1.58	7.98	3.44	9.06	1.94	—	—
S5TELSX	14.92	2.95	8.37	1.07	10.58	2.98	—	—
S5TRAN	11.03	2.29	6.79	1.45	24.21**	6.20**	—	—
S5UTILX	12.83	1.19	7.45	2.00	8.86	1.85	—	—
S5SSEQX	11.45	2.50	9.23	2.32	12.90	2.88	—	—
S5FDSR	14.60	1.53	9.48	2.13	7.25	2.23	—	—

注：1. 迹统计量 1 的原假设 H_{01} 为被检验的两个序列间不存在协整向量；迹统计量 2 的原假设 H_{02} 为被检验的两个序列间至少存在 1 个协整向量；2. 表中 “*”、“**” 分别表示在 5%、1% 显著性水平下拒绝原假设；用 “—” 表示空值。

表 3 给出了美国宏观经济变量与时变 Beta 系数 (RW-SSM 估计序列) 之间的 Johansen 协整关系检验结果。Johansen 协整检验结果，表明在 5% 的显著性水平下，四个国家的基本宏观经济变量水平值 (HP 滤波趋势) 和大部分行业时变 Beta 系数估计值 (趋势值) 之间不存在协整关系，意味着宏观经济变量和时变 Beta 系数之间

不存在长期均衡关系，长期来讲，宏观经济变量的变化与跨期条件下 Beta 系数并不存在显著的关联性。以往研究中认为公司现金流会随着经济周期更替出现明显变化，Beta 系数在财务杠杆的作用下会发生明显变化，长期来看基本宏观经济变量变化对 Beta 系数有明显影响的观点缺乏实证支持。

表 4 英国宏观经济变量 HP 滤波趋势与时变 Beta 系数 (STR 估计)

Granger 因果关系检验

行业类别	HP (GDP) 与 STR-β		HP (M ₂) 与 STR-β		HP (CPI) 与 STR-β		HP (Rate) 与 STR-β	
	F-统计量 1	F-统计量 2	F-统计量 1	F-统计量 2	F-统计量 1	F-统计量 2	F-统计量 1	F-统计量 2
F3AERO	2.04	2.02	2.35	1.82	1.61	0.56	—	—
F3AUTO	2.17	0.82	2.91	0.71	1.75	5.35**	—	—
F3BANK	0.26	1.27	0.67	0.95	0.09	1.89	—	—
F3BEVG	0.50	1.57	0.55	1.52	0.32	1.10	—	—
F3CHEM	0.65	1.36	0.73	1.37	1.55	0.62	—	—
F3CONS	0.90	2.14	1.56	1.19	1.13	1.10	—	—
F3ELEC	0.13	1.35	0.16	1.43	0.01	1.38	—	—
F3ELTR	-3.51	2.20	-2.40	2.21	-7.20	0.77	—	—
F3ENGN	0.21	1.38	0.35	1.25	1.62	1.72	—	—
F3FDRT	0.24	2.27	0.32	2.34	0.10	0.74	—	—
F3FOOD	0.24	2.27	0.32	2.34	0.10	0.74	—	—
F3PAPR	0.84	2.14	1.89	0.72	1.93	2.57	—	—
F3RETG	2.14	0.33	2.78	0.31	0.42	1.84	—	—
F3HLTH	2.12	2.19	2.44	2.23	0.77	0.81	—	—
F3HOUS	0.61	1.89	2.25	0.25	1.78	4.90**	—	—
F3INFT	0.41	0.34	0.45	0.37	0.20	1.48	—	—
F3INSU	0.88	1.04	0.83	0.93	2.62	1.31	—	—
F3INVC	1.67	1.64	0.51	0.44	2.00	1.10	—	—
F3LEIS	2.51	1.15	3.70**	1.47	1.59	0.63	—	—
F3LIFE	1.99	4.22**	1.66	0.11	2.80	0.61	—	—
F3MEDA	2.30	0.78	1.32	0.07	1.01	0.48	—	—
F3MNG	0.10	1.16	0.15	0.93	0.75	2.37	—	—
F3OILG	—	—	—	—	—	—	—	—
F3PERC	0.27	1.32	0.43	1.33	1.79	2.29	—	—
F3PHRM	2.35	1.80	2.01	1.76	2.60	0.70	—	—
F3REAL	1.86	0.13	1.45	1.25	4.00**	1.07	—	—
F3SOFT	0.86	2.58	0.29	1.11	0.79	1.17	—	—
F3OTHR	2.39	1.88	1.67	3.02*	2.93	2.50	—	—
F3SUPP	1.97	1.60	1.13	0.91	0.95	1.97	—	—
F3TELE	2.52	0.97	2.99	0.98	0.57	0.88	—	—
F3TOBC	2.48	0.57	2.93	0.60	0.56	1.93	—	—
F3TRAN	—	—	—	—	—	—	—	—

注：1. F-统计量 1 的原假设分别为：GDP 增长率、M₂ 增长率、CPI 序列和利率序列非 Granger 影响时变 Beta 系数的 RW-SSM 估计序列；2. F-统计量 2 的原假设分别为：时变 Beta 系数 RW-SSM 序列非 Granger 影响 GDP 增长率、M₂ 增长率、CPI 序列和利率序列；3. Granger 因果检验按照 AIC 准则选取最优滞后阶数；4. “*”、“**” 分别表示在 5%、1% 显著性水平下拒绝原假设；5. 行业 F3OILG 和 F3TRAN 的 Beta 系数 STR 估计是二阶单整的与宏观经济变量 HP 滤波趋势单整阶数不同，所以没有进行 Granger 因果关系检验。

表 4 给出了英国宏观经济变量 HP 滤波趋势与时变 Beta 系数 (STR 估计序列) 之间 Granger 因果关系检验的结果。Granger 因果关系检验结果表明：在 5% 的显著

性水平下，宏观经济变量水平值及其趋势对绝大部分行业时变 Beta 系数的 RW-SSM 和 STR 估计序列都不具有显著的 Granger 影响，这说明短期内宏观经济变量并不具有推断和解释 Beta 系数变化的能力；同时，时变 Beta 系数也不是宏观经济变量的反向 Granger 原因，表明宏观经济变量没有受到行业 Beta 系数变化的反馈影响，宏观经济变量相对独立于行业 Beta 系数变化。少数行业与部分宏观经济变量之间，例如中国的机械设备与实际利率水平值之间以及纺织行业时变 Beta 系数趋势与实际利率 HP 滤波趋势之间，美国的 S5ENRSX 和 S5RETL 与综合消费价格指数水平值之间以及 S5TECH 时变 Beta 系数趋势与广义货币供给 HP 滤波趋势之间、英国的 GDP 增长率与 F3PERC 时变 Beta 系数之间、日本的 M_2 增长率与 TPNMET 时变 Beta 系数之间以及利率 HP 滤波趋势与 TPNBNK 的时变 Beta 系数趋势之间的 F 统计量拒绝了不存在短期的 Granger 因果关系的原假设，但是与大多数行业不存在 Granger 因果关系的检验结论相比其数量较少，检验结果缺乏一般性。大多数行业的时变 Beta 系数序列与主要宏观经济变量之间并不存在显著的 Granger 因果关系，说明宏观经济变量变化并不是导致 Beta 系数时变的 Granger 原因，因此实证检验不支持短期内宏观经济变量的变化对 Beta 系数时变具有解释能力的观点。^①

五、基本结论与思考

Sharpe-Lintner 的 CAPM，作为现代金融学最重要的标志性成果，本身是一个单期模型，采用 Beta 系数测度资产系统性风险，但并没有讨论 Beta 系数的跨期性质。传统资产定价理论的检验和应用，也主要是基于 CAPM 实证模型，借助历史数据估计 Beta 系数，来刻画资产系统性风险。然而这些做法的正确性，必须依赖两个非常重要的前提假设，即 Beta 系数跨期不变，且 Beta 系数为外生变量。但近来大量实证研究表明 Beta 系数具有跨期时变特征。国内外已有研究主要是针对 Beta 系数跨期时变的实证检验，并将 Beta 系数时变的原因归结为外生因素冲击的结果。

本文从理论上给出资产系统性风险跨期时变的存在性证明，对资产系统性风险跨期时变的内生性原因给出经济学解释，并基于中国、美国、英国、日本市场数据对理

① 由于不存在“线性”意义下的 Granger 因果关系并不能排除不存在“非线性”Granger 因果关系，所以本文还采用非线性 Granger 因果关系检验对时变 Beta 系数与宏观经济变量之间的短期影响关系进行了检验，绝大部分检验结果发现二者之间也不存在非线性意义下 Granger 因果关系。由于篇幅原因，检验结果在文中没有给出。非线性 Granger 因果关系检验的具体方法详见 C. Hiemstra and J. D. Jones, “Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation,” *The Journal of Finance*, vol. 54, no. 5 (1994), pp.1639-1664.

论研究的结论进行实证检验。得出的基本结论如下：(1) 在接受 Sharpe-Lintner CAPM 理论前提的基础上，通过假设市场中所有证券 Beta 系数及其发行在外的股份在跨期条件下保持不变，运用金融学无套利分析方法和投资者共同期望假设，推导了 CAPM 跨期悖论。CAPM 跨期悖论表明：如果证券 Beta 系数跨期不变且 CAPM 成立，则必须要求所有证券的 Beta 系数相等且为 1，即等于市场组合的 Beta 系数，这显然与 CAPM 理论前提相悖。因此，从理论上证明了刻画资产系统性风险的 Beta 系数跨期时变的存在性。(2) 已有研究将资产系统性风险跨期时变的原因，归结为宏观经济变量和公司微观因素等外生冲击。本文认为市场波动状态决定投资者主体选择偏好，进而决定市场信息与价格之间的传导机制，基于不同均衡价格的反馈机制使投资者重新评估资产的系统风险，并构成了资产系统性风险跨期时变的内生性原因，而宏观经济因素变化只是资产系统性风险跨期时变的间接影响因素。(3) 本文选取了中国、美国、英国、日本市场数据进行实证检验，结果表明：资产系统性风险具有跨期时变性特征；且宏观经济变量和公司微观因素并不是资产系统性风险跨期时变的原因。总之，本文的理论分析和实证检验结论均证明了资产系统性风险具有跨期时变性特征，且跨期时变的原因具有内生性，CAPM 在实际应用过程中存在理论缺欠。

本文研究的科学价值，具体表现为：(1) 国内外已有研究主要是利用市场数据对资产系统性风险跨期时变性特征进行实证检验和 Beta 系数估计方法的改进，关注的是实证检验结果和数理方法，缺少跨期条件下资产系统性风险时变存在性的理论证明。本文理论研究的首要目标就是给出跨期条件下资产系统性风险时变存在性的理论证明，从理论上回答为什么资产系统性风险在跨期条件下会出现时变性特征，对传统资产定价理论关于现实市场现象的解释能力和适用性给出界定。(2) 已有的研究主要是将资产系统性风险时变的原因归结为宏观经济变量和公司微观因素的变化，而大量的实证研究结果表明资产系统性风险的时变特征与宏观经济变量和公司微观因素变化并不存在显著关联性，因此对资产系统性风险跨期时变原因的解释缺乏说服力。本文将投资主体选择过程作为资产系统性风险时变的中介变量，对资产系统性风险时变的内生性原因进行判别，给出资产系统性风险跨期时变更加合理的经济学解释。(3) 已有的实证研究结论发现了资产系统性风险跨期时变，却没有回答资产系统性风险如何跨期时变的问题。本文一个重要的科学贡献就在于，为研究资产系统性风险的跨期时变机理，求解资产系统性风险跨期时变的结构方程，识别跨期条件下资产系统性风险的时变路径，讨论基于时变系统性风险和主体选择的均衡价格关系，尝试对 Sharpe-Lintner 的单期资本资产定价模型的拓展提供理论依据，进而增强组合投资理论对现实金融市场现象解释的准确性和在财务分析预测中的适用性，是对传统资产定价理论的进一步演绎和尝试性理论拓展。

〔责任编辑：梁 华 责任编辑：许建康〕