

法德两国股市的股价过度波动性和市场有效性

Keith Cuthbertson^a, Stuart Hyde^b 著, 郭鹏辉、钱争鸣 译

原载: Economic Modelling (2002)399_418

一、导言

过去 20 多年里, 已有大量的金融学文献关注了金融市场中“过度波动”这一概念。本文旨在评估实际股价是否比潜在的理论股价波动更厉害, 进而评估股市是否有效。这里需要一个通常由现值关系导出的资产定价模型(或理性估价公式, RVF), 以及一个均衡期望收益模型。

第一代检验是 Shiller (1981)、LeRoy & Porter(1981)作的, 使用的是美国股价数据。第一代检验利用方差界限不等式去构造那些源于 RVF 的检验, 并发现了实际股价与理论股价之间的显著偏离。然而, 这些检验却已成为诸多批判关于测定偏差、多余参数问题以及稳定性问题(Flvain, 1983; Kleidon, 1986; Marsh & Merton, 1986)的对象。随后的调整(West, 1988; Mankiw et al, 1991)建立了一类对第一代检验的统计问题来说是稳固的不等式。De Long & Becht(1992)使用这些更稳固的方差界限不等式, 利用德国股价的年度数据来研究过度波动的问题。他们发现一些证据表明二战后股市存在着股价过度波动性。

Campell & Shiller(1987, 1988a, b)利用 VAR 方法研究了包括本文所考虑的模型在内的若干均衡收益模型, 他们发现当各个超额收益模型、股价过度波动模型和消费模型均被采用时人们拒绝 RVF。而且, 他们发现, 在消费模型中, 相对风险厌恶系数的估计是愚蠢的。Cuthbertson 等人(1997)利用英国年度数据同样拒绝了固定收益模型, 但却发现了更多对资产定价模型波动模型(CAPM)的支持。Lund & Engsted(1996)使用 Campbell-Shiller 的对数线性 RVF, 利用 De Long & Becht 的数据估计消费资本资产定价模型(C-CAPM)。然而, 他们同样发现相对风险厌恶系数估计值的正负符号有误。

我们在本文中同样采用 VAR 方法, 并应用于法国和德国的月度股票收益数据。VAR 方法较其它检验方法有许多优势。例如, 在单一框架中, 我们可以检验单期收益(如 Keim & Stambaugh, 1986; Macdonald & Power, 1991; Clare et al, 1994)和多期收益(Fama & French, 1988a, b)的可预测性。我们也可以检测不同区间的过度波动问题。我们几乎找不到对那类假定超额收益守恒的模型的支持, 但对法国的 CAPM 股价波动模型而言, 其统计数据却令人满意。相对于应用于德国, 此模型应用于法国显示似乎更具有经验优越性, 这是由于就已往的情况而言, 法国股价波动更多样, 因而能更细腻地解释股市收益的变动过程。

本文余下部份安排如下: 第 2 部份讨论均衡期望收益模型, 第 3 部份推导 Campbell-Shiller 对数线性资产定价模型, 第 4 部份介绍研究结果, 第 5 部份是总结。

二、期望收益和贴现率

有效市场假设(EMH)的检验决定于均衡收益模型。如果假定期望实际收益等于一常量 r , 这将导致 RVF 中有一不变的贴现因子。而且, 如果假定股息以一固定的实际比率 g 增

长，我们则获得 Gordon 增长模型(1962)， $P_t = D_{t+1}/(r-g)$ ，这里 P_t 是实际股价， D_t 是实际股息。Poterba & Summers(1986)和 Chou(1988)检测了基于期望股息增长固定、但允许贴现率时变的假定之下的 RVF。¹在允许期望股息和未来贴现率均随时间变动的宽条件下，VAR 方法可视为 Gordon 模型的一般化。

本文中，我们研究了两个不同的均衡期望收益决定因素模型。²我们考虑的第一个公式是一期对数实际股票收益 h_{t+1} 的期望等于一时变无风险贴现率，这里采用 90 天国债利率，加上一固定的风险贴水 rp 。

超额收益模型：

$$E_t h_{t+1} = E_t r_{t+1} + rp \quad (1)$$

第二个模型是考虑了一附加的时变风险贴水的 CAPM 公式。特别地，Merton(1973, 1980)的跨期 CAPM 有一个由即时市场收益方差 V_t 乘以相对风险厌恶系数 α 的附加条件，所以

CAPM 模型为：

$$E_t h_{t+1} = E_t r_{t+1} + \alpha E_t V_{t+1} \quad (2)$$

三、股息-股价比率模型

我们可以从一均期望收益模型转移到如下可检验的有效市场假设 (EMH) 的假设上。事后 (ex post) 一期单股股票对数实际股票收益为：

$$h_{t+1} \equiv \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log P_t \quad (3)$$

这里 P_t 是 t 期末的实际股价， D_{t+1} 是 $t+1$ 期的实付股息。³对方程(4)作一阶泰勒展开式

(参阅 Cuthbertson et al, 1997)此式给出近似的一期对数实际收益 ξ_{t+1} ：

$$h_{t+1} \approx \xi_{t+1} \equiv \delta_t - \rho \delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} + k \quad (4)$$

这里 k 是一常量， ρ 是一线性化参数 ($\rho < 1$)， δ_t 是对数股息-股价格比率 $d_t - p_t$ ， Δd_{t+1} 是实际股息增长。通过比较方程(3)和下面重新整理的方程(4)，我们可以看出方程(4)的近似

¹ 虽然 Poterba & Summers 拒绝有效性，但 Chou 利用一 GARCH 方法模拟时变风险贴水后却发现 RVF 与数据大体一致。

² 同时也考虑了一个基于 C-CAPM 的公式： $E_t h_{t+1} = E_t r_{t+1} + \alpha E_t \Delta c_{t+1}$ 。然而，如同之前的研究，Campbell & Shiller(1988b)和 Lund & Engsted(1996)，我们发现相对风险厌恶估计系数是愚蠢的。假定相对风险厌恶系数为负可获得最佳的模型结果，但即使如此，此模型仍然拒绝 RVF 模型假设的有效性，且模型表现不如文中明确考虑的两个模型。因此这里我们不介绍这一模型的任何结果，不过，这些结果可向作者承索。

³ 由于我们有期末观察资料，而 Campbell & Shiller(1988a, b)使用的是开盘价，因此我们的时间下标与原文略有不同。

值究竟是什么：

$$h_{t+1} = (1 - \rho)d_{t+1} + \rho p_{t+1} + k - p_t \quad (5)$$

方程(3)和方程(5)不同，因为方程(3)中实际价格和股息之和的对数在方程(5)中已经被一常数 k 加上对数实际价格和对数实际股息的加权平均值代替。Campbell&Shiller(1988b)证明，当参数 ρ 被定义为实际股价对实际股价加实际股息的比率均值(如， $\rho = p/(p + D) < 1$)时，这一近似值成立。⁴

现在定义 h_{it} 为 i 期已经贴现处理过的对数实际收益：

$$h_{it} \equiv \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j h_{t+j} \quad (6)$$

h_{it} 是 t 到 $t+i-1$ 期间一期对数实际收益的已经贴现处理过的总和，因为这种无风险的利率是将现值作折扣处理求得的。⁵注意， ρ 不是与无风险利率相同的贴现因子。这里， ρ 仅仅是一个应用于未来一期收益的加权因子。联合方程(4)和方程(6)我们可以把贴现的 i 期收益写为 δ_t, δ_{t+i} 和 Δd_{t+1+j} 的线性函数：

$$h_{it} = \delta_t - \rho^i \delta_{t+i} + \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \Delta d_{t+1+j} + \frac{k(1 - \rho^i)}{(1 - \rho)} \quad (7)$$

这一方程提供了我们考虑均衡收益特殊模型的股息-股价比率行为命题的可能。⁶重新调整方程(7)，用一期收益的贴现总和替代 h_{it} ，在 i 期末取期望值，我们得此 RVF 的对数-线性表达式：

$$\delta_t = \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t(h_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}) + \rho^i E_t \delta_{t+i} - \frac{k(1 - \rho^i)}{(1 - \rho)} \quad (8)$$

方程(8)表明股息-股价比率依赖于期望一期收益超过实际股息增长部份的贴现现值和末期的股息-股价比率。

期望收益是不可观测的，但我们可以用第二部份所列均衡收益模型中的可观测变量替代

⁴ 因此 ρ 是一线性化参数，它允许使用方程(4)，且使我们后续的线性构架理论处理变得容易(看 Shiller, 1989, p159)。后面我们将实证检验这一近似处理是否有效。

⁵ 此总和是经过适当处理的，所以当 i 趋向无穷时，极限存在(假定 σ_t 和 Δd_t 是平稳的)，从而无限区间的概念是有意义的。

⁶ 如 Campbell & Shiller(1988a)证明，当 i 趋向无穷时取方程(7)的极限是饶有兴趣的：

$$h_{it} = \delta_t - \rho^i \delta_{t+i} + \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \Delta d_{t+1+j} + \frac{k(1 - \rho^i)}{(1 - \rho)}$$

。此方程的右侧首项是实际股息的贴现现值，就

更普通的含义而言它是 Shiller(1981)所精确预见的股价(带有固定的贴现率) p_t^* 的对数线性化。因此，我们可设想 $p_t^* - p_t$ 为一种无限区间收益。如果无限区间收益是可预测的，Shiller 的误差界限将被破坏，反之亦然。因此“过度波动性与多期收益的可预测性不是两个现象，而是一个现象(Campbell & Shiller, 1988a, 此结论又出现在 Shiller 再版, 1989, p155)。

$E_t h_{t+1}$ 。例如，在跨期 CAPM(方程(2))的情况中，方程(8)变为：

$$\delta_t = \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j E_t (\alpha V_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}) + \rho^i E_t \delta_{t+i} - \frac{k(1-\rho^i)}{(1-\rho)} \quad (9)$$

或者，以极限(假定极限 $\lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i \delta_{t+i} = 0$)

$$\delta_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t (\alpha V_{t+1+j} - \Delta d_{t+1+j}) - \frac{k}{(1-\rho)} \quad (10)$$

如果我们以理性预测值替代方程(9)和方程(10)中的期望值，我们可以建立一个新序列--理论上的股息-股价比率 δ_t' 。如果像在特殊的均衡收益模型所表达那样，有效市场假设属真，则股息-股格比率 δ_t' 即可获得。

方程(9)和方程(10)中的右侧变量的预测值是从 VAR 中获得的。如果我们有一变量向量 z_t ，使 $z_t = Az_{t-1} + \varepsilon_t$ (11)

则未来 z_t 值的预测容易求得，

$$E_t(z_{t+j} | H_t) = A^j z_t \quad (12)$$

这里 H_t 代表计量经济学家所使用的信息集。⁷平稳性是第一代方差界限检验的关键问题之一，且为了使用 VAR 进行预测，估计的矩阵 A 必须有在单位圆内的特征值。

对于 CAPM 模型，令 $z_t = [\delta_t, \Delta d_t, V_t]$ 为从方程(11)的 VAR 获得的变量预测值。为计算的进一步简化，我们定义以下的选择向量 $e1', e2', e3'$ ，如， $e1' z_t = \delta_t, e2' z_t = \Delta d_t$ 和 $e3' z_t = V_t$ 。现在有可能更为正式地讨论 VAR 估计现值关系的含义了。如果 RVF 保持，则根据方程(10)， δ_t 肯定是未来股息增长和波动的格兰杰因。而且，如果 RVF 保持，则实际股息-价比率 δ_t 应等于未来股息和波动的预测值(方程(9))。这一预测值称为理论上的股息价格比且表示为 δ_t' 。对假设 $\delta_t = \delta_t'$ 的检验为非线性约束的 Wald 检验：

$$e1'(I - \rho^i A^i) - (\alpha e3' - e2')A(I - \rho A)^{-1}(I - \rho^i A^i) = 0 \quad (13A)$$

$$e1' - (\alpha e3' - e2')A(I - \rho A)^{-1} = 0 \quad (13B)$$

⁷ H_t 可视为计量经济学家的信息集，包括历史的价格和股息。如果使用这个有限的信息集，设置在 VAR 上的约束条件被拒绝；则使用更大的信息集，约束条件仍会被拒绝。

这里方程(13A)是有限区间约束，方程(13B)是对无限区间情况的约束，直观说来，应该注意到，由于 $z_t = [\delta_t, \Delta d_t, V_t]$ ，我们可以把方程(13A)或方程(13B)改写为：

$$\delta_t' = f_1(A)\delta_t - f_2(A)\Delta d_t + \alpha f_3(A)V_t \quad (14)$$

这里 $f_i(A)$ ($i = (1, 2, 3)$) 是 A 集元素的非线性函数。联合假设 $f_1(A) = 1$ 和 $f_i(A) = 0$ ($i = (2, 3)$) 构成了非线性 Wald 检验的原假设。设定方程(13A)中 $i = 1$ ，进一步得出以下的线性约束集：

$$e1'(I - \rho A) - (\alpha e3' - e2')A = 0 \quad (15)$$

这些线性约束意味着一期收益是不可预测的。⁸对有限区间情况 $[i = 2, 3, \dots, n]$ (方程(13A))的非线性 Wald 检验检验到多期收益是不可预测的，而在方程(13B) ($i = \infty$)的非线性约束也检验了无限区间上(包括横断条件)的 RVF。对于 $i = 1$ ，Wald 检验对参数而言是线性的。⁹因此 Wald 检验(对 $i = 1, 2, \dots, \infty$)结果为不同区间上收益的可预测性提供了论据。

3.1 实际和理论对数实际收益

从方程(4)我们可以发现，实际的和理论的对数一期收益分别为下式(忽略常数)：

$$h_{1t} = \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} \quad (16)$$

$$h_{1t}' = \delta_t' - \rho\delta_{t+1}' + \Delta d_{t+1}' \quad (17)$$

如果分别从方程(1)、(2)中选出的期望收益模型有效， h_{1t}' 应是股票的收益。因此，在两个不同的均衡收益模型之下比较这两个序列的行为是饶有兴趣的。由于序列均值是不受约束的，我们给出了它们的标准差比率 $\sigma(h_{1t}')/\sigma(h_{1t})$ ，以及两者的相关系数。

概括而言，我们为各个期望均衡收益模型提出了如下的矩阵：

- 1、RVF 的非线性 Wald 检验，即不同收益区间 i 上 $\delta_t' = \delta_t$ (当 $i = 1$ 时，这是一期收益不可预测性的一个线性 Wald 检验)；
- 2、 δ_t' 和 δ_t 标准差比率；
- 3、 δ_t' 和 δ_t 的相关系数；
- 4、 h_{1t}' 和 h_{1t} 标准差比率；

⁸ 方程(15)乘以 z_t ，注意到 $Az_t = E_t z_{t+1}$ ，且利用方程(4)中 h_{1t-1} 的定义，使得这一含义显得清晰。这是因为，如果一期收益是可预测的，则多期收益也是。

⁹ 然而，注意到 Wald 检验对于非线性变换不是固定不变的，因此方程(13B)和方程(15)能够得出不同的推论 (Gregory & Veall, 1985)。

5、 h_{it}' 和 h_{it} 的相关系数。

统计量(2-5)在原假设下是一致的。在运用 VAR 方法时，应该注意到，在原假设下，我们希望 $\delta_{it}' = \delta_{it}$ 和 $h_{it}' = h_{it}$ ，尽管对于计量经济学家而言市场拥有更高级的信息。理由是方程(9)意味着：股息—股价比率 δ_{it} 是对所有未来期望股息和消费、波动或贴现率的充分统计量。

因此，包括实际 δ_{it} 的 VAR 本身就包含了所有有关未来基础变动的相关信息。实践的结果改进了信息集(包括更多 VAR 变量)但不会改进检验结果：如果在有限信息集下，市场有效的原假设被拒绝，那么在更大的信息集下它也将被拒绝。

四、数据和经验结果

我们使用 1973 年 1 月到 1996 年 6 月法国和德国的月度数据。所有数据来自 Datastream International，且均为期末观察值。

4.1 经验结果

首先，需要估计线性化常量 ρ 。我们利用表达式 $\rho = 1/(1+e^\delta)$ ，这里 δ 是 δ_{it} 序列的样本均值，结论性估计是：法国为 0.9454，对应 2.85% 的平均股息-股价比；德国为 0.9740，对应 3.62% 的平均股息-股价比。

表①给出对数一期实际收益(方程(4))近似值精度的概括性统计量。实际的和近似的对数收益的相关系数是法国为 0.9090，德国为 0.9193。这些高相关系数表明近似值极可能是经验性可靠的。单一序列的稳定性检验(如 D-F 检验和 P-P 检验)表明，法国和德国的月度股息-股价比序列和实际利率序列均属临界不平稳。然而，VAR 的残差属显著平稳的。而且，估计矩阵 A 的特征值都在单位圆内，表明 VAR 提供了非发散的预测值。¹⁰

关于 VAR 回归恰当滞后长度 p 已有大量的检验，具体检验(如 Akaike, Hannan-Quinn, Schwartz)的结果可向作者索取。确定准则表明 VAR 应在滞后长度 4 进行估计。序列相关检验支持这样的论点：更长滞后长度和低阶 VARs 将导致序列性相关误差增多。因此，所有结果表明：4 阶滞后 VARs 消除了残差序列相关。所有的 VARs 用 GMM 进行估计，协方差矩阵的异方差性得到纠正。

表 3 和表 5a、b 给出这五个矩阵：非线性 Wald 检验，标准差比率 $\sigma(\delta_{it}')/\sigma(\delta_{it})$ 和 $\sigma(h_{it}')/\sigma(h_{it})$ ，以及它们各自的相关系数 $Corr(\delta_{it}', \delta_{it})$ 和 $Corr(h_{it}', h_{it})$ ，收益域 $i = 1, 3, 12, 36, 48, \text{和 } \infty$ 。¹¹

4.2 固定期望额外收益

法国固定超额收益模型的 VAR 估计值在表 2A 中给出。RVF 背后的理论表明，股息—股价比率 δ_{it} 应是实际利率 r_t 和股息增长 Δd_t 的格兰杰因。这种表述是此模型最弱含义。参数

¹⁰ 结果可向作者索取。

¹¹ 我们介绍 36 个月和 48 个月是因为 Fama & French(1988a)发现收益在 4 年区间上是可预测的。

估计值的 F 检验表明，股息-股价比率的确是股息增长的格兰杰因(F=5.363, P<0.00)，但不是实际利率的格兰杰因(F=0.530, P=0.714)。事实上，在此模型中，实际利率拥有预测能力，因为发现它是股息-股价比率(F=3.34, P=0.011)和股息增长的格兰杰因(F=3.574, P<0.00)。

法国的检验统计量在表 3A 中给出。结果表明在所有域中均明显地拒绝 Wald 统计量。这表明对数股息-价格比率不是预测未来股息增长和实际利率的充分统计量。换言之，在 t 时刻，除 δ_t 外的信均有助于预测未来股息增长和实际利率。而且，标准差比率和相关系数统计量也表明存在着过度波动，因为无限区间上的实际的和理论的对数股息-股价比率之间的标准差比率是 0.5591(标准差 0.1430)，远小于理论值 1。图 1A 显示，当模型在 1-月区间上运行时，实际对数股息-股价比率非常接近于预测对数股息比率(两图开几乎是同一的)，而在无限区间上，与实际对数股息-股价比率相比，预测对数股息比率似乎表现出过度波动的迹象。

对于无限区间情况，VAR 估计意味着方程(10)的右侧变量(r_{t+j} 和 Δd_{t+j})产生了“理论股息比率 δ_t' ”， δ_t' 是 VAR 在 t 时刻或更早时刻变量(如， δ_{t-j} ， r_{t-j} 和 Δd_{t-j})的函数，因此：

$$\begin{aligned} \delta_t' = & \underset{(0.1866)}{0.48184} \delta_t - \underset{(0.0924)}{0.0723} \delta_{t-1} - \underset{(0.1092)}{0.0284} \delta_{t-2} - \underset{(0.0945)}{0.0983} \delta_{t-3} \\ & + \underset{(0.2386)}{0.2238} \Delta d_t + \underset{(0.1899)}{0.3503} \Delta d_{t-1} - \underset{(0.1891)}{0.1240} \Delta d_{t-2} + \underset{(0.1636)}{0.0789} \Delta d_{t-3} \quad (18) \\ & + \underset{(3.7266)}{14.581} r_t - \underset{(1.2351)}{2.3185} r_{t-1} + \underset{(1.0990)}{0.1648} r_{t-2} - \underset{(1.7491)}{2.1265} r_{t-3} \end{aligned}$$

在原假设下，方程(14)表明 δ_t 的系数(表示为 $f_1(A)$)应该为一，方程(18)其它系数应该为 0。显然 $f_1(A) \neq 1$ ，因而 r_t 为预测未来实际利率提供了附加的信息。因此，显然拒绝 Wald 检验的原假设。

对于德国数据，对数股息-股价比率再次是股息增长的格兰杰因(F=4.773, P<0.00)，但不是实际利率的格兰杰因(F=1.883, P=0.114)。在所有区间上 Wald 统计量均被明显拒绝(表 3B)。然而，在所有区间内标准差比率保持在单位标准差以内，而相关系数比率在较长区间内大幅下降。表 1B 清楚地显示了这一点，1-月理论对数股息-股价比率运行的轨迹与实际对数股息-股价比率非常接近，但当与实际序列变化相同数量时，无限区间比率与实际对数股息-股价比率却没有相同之处。

由于 Wald 检验被明显拒绝，无限区间内的 VAR 估计值就不支持方程(14)所构造的结构。在一篇大体相似的文献中，Cochrane & Hansen(1992)强调：“...拟合度的统计度量，如 χ^2 检验统计量可能无法为减少定价或确定误差的调整提供最有用的指导。...同样地，利用最小 χ^2 方法进行估计和推论的应用有时由于过分关注模型是否精确设定因而对于评估模型的表现则没有给予足够的关注。”

这意味着，当 Wald 检验可能被拒绝时，并不排除模型可以用来描述数据的重要方面。然而，即使我们忽略 Wald 检验结果，其它结果也清楚地表明出了对两个国家 12 个月或更多区间内市场有效假设的拒绝。

4.3 股市股价波动模型[资本资产定价模型(CAPM)]

从法国股市-股价波动模型(CAPM)中得到的结果比德国模型更鼓舞人心。VAR 估计在表 4A 中给出。法国模型和德国模型都以一相对风险厌恶系数值 4 进行估计。¹²对数股息-股价比率对实际股息增长和股价波动(格兰杰因果检验 F 统计量分别为 5.498(P<0.00)和 12.716(P<0.00))均拥有预测能力。Wald 统计量再次在各个区间被拒绝。然而,标准差比率和相关统计量在所有区间内均保持非常接近于 1。即使在无限区间内标准差比率保持在单位标准差以内, 0.9048(标准差等于 0.1069)。图 2A 显示 1-月区间对数股息-股价比率很好地预测了实际对数股息-股价比率。在无限区间内,理论的对数股息-股价比率仍然能相当好地预测实际对数股息-股价比率。因此,除 Wald 检验外,法国数据的 CAPM 模型并没有给出法国资本市场无效非有效的强信号。

德国股价波动模型(CAPM)再次展示了固定期望超额收益模型(但它不如法国相应模型表现得更好)。对数股息-股价比率是实际股息增长和股价波动的格兰杰因,两国各自的 F 统计量为 6.056(P<0.00)和 5.298(P<0.00)。表 5 中给出的标准差比率随着区间增长超过 12 个月迅速地背离^①。12 个月比率仍为 0.7663(标准差为 0.0990),但在无限区间内仅为 0.3867(标准差为 0.1861)。这表明理论对数股息-股价比率仅仅捕获了实际序列约 2/5 的波动率。然而,理论的与实际的的对数股息-股价比率的相关系数在所有区间均保持接近于 1。这在表 2B 中明显可以看出,无限区间对数股息-股价比率与实际对数股息-股价比率高度相关,但却鲜有波动。因此,对德国而言,CAPM 模型比超额收益模型表现得更好,但在长区间中显示出基本市场失效的迹象。

为什么我们会从德国得到不同的结果?图 3 描绘出观察期内法国和德国市场收益的平方。可以明显看出法国市场的股价波动比德国市场高出许多。这个较大股价的波动为由股价波动模型(CAPM)预测得到的一期收益提供了解释力。但德国市场较低的股价波动可能不足以影响一期收益。这与一期收益的(G)ARCH-in-Mean 模型一致(如 French et al, 1987; Chou, 1988; Attanasio & Wadhvani, 1990),这里只有波动的大变动才导致(G)ARCH--M 统计上显著的效应。

4.4 近似的和理论的一期收益的比较

表 3 和表 5A、B 表明,理论序列(h_{it}^1)一般比实际一期收益序列(h_{it})更易变动,因为 $\sigma(h_{it}^1)/\sigma(h_{it})$ 通常大于 1(12 个月以上的德国(CAPM)收益模型是例外($\sigma(h_{it}^1)/\sigma(h_{it})<1$)。但对法国和德国的固定期望超额收益模型而言,在各个区间内(表 3a、b)它们的标准差比率都在它们的期望值 (=1) 的 2 单位标准差内。然而,两序列的相关系数在 1-月和 3-月区间内高位,随后则迅速下降。

对于股价波动模型(CAPM)(表 5a、b),两个国家的相关结果在所在区间内都保持相当高,尤其是法国,因此模型显示出资本市场有效。同样地其标准差比率在各个区间保持相当高,且接近于 1。

¹² 我们发现相对风险厌恶系数值为 4 使 Wald 统计量最小化。Campbell & Shiller(1988b)采用值为 2,而 Cuthbertson et al(1997)使用值为 2.5。对于法国和德国模型,我们还发现 Wald 统计量和其它结果在这一系数值在 1 到 10 之间均无数量上的差异。

对固定超额收益和 CAPM 模型而言, h_{it} 和 h'_{it} 各自在图 4 和图 5a,b 绘出来。¹³两模型、两国家的理论收益序列都显示出比实际序列更大的变动性, 但相关系数是高的。

4.5 敏感性结果

诸多业已产生的问题超过了本研究的范围。首先, VARs 计的滞后长度似乎对结果和结论没有什么定性的影响。在较短的滞后长度时, 模型得出具有相似结果, 但各 VAR 方程无难于出现序列相关。例如, 在无限区间上, 法国滞后长度 $P=2$ 时的固定期望超额收益模型, 理论与实际对数股息-价格比率之间的标准差比率是 0.6196(标准差为 0.1508), 对于德国模型而言它等于 1.0328(标准差为 0.3108)。对于具有相同滞后长度的股价波动模型(CAPM), 结果分别是 0.9747(标准差为 0.1113)和 0.3797(标准差为 0.1855)。这些结果与表 3 和表 5a、b 中所给出的非常相似(且可能略好)。然而, 较短滞后长度的模型估计比那些所选择的模型估计较为不可靠, 因为它们存在着序列相关的问题。另一问题是关于相对风险厌恶系数所采用的值。在各种关于相对风险厌恶系数 α 研究(如 Campbell & Shiller, 1988b; Cuthbertson et al, 1997)得到的似是而非的区间内, 股价波动模型(CAPM)结果对法国和德国它的变动均是稳健的。

对数据图形的观察可能使人们相信两个数据集容易因政体而改变。我们研究法国两个独立政体的存在性。第一个跨度从我们样本的开端到 1982 年 6 月, 而第二个期间是从 1986 年 1 月到样本结束。对于德国模型, 我们研究 1987 年 6 月以后模型是否有一个突变。我们的发现表明, 对两个不同政体的法国数据建模型无助于讨论中模型的表现。事实上固定期望超额收益模型的表现使大多结果恶化。至于德国数据, 我们发现固定期望超额收益模型在两个政体的表现与整体样本的表明相同, 但股价波动模型(CAPM)的表现恶化。因此没有迹象表明研究模型的表现在使用子样本后得到改进。

五、结 论

在本文中我们把 Campbell-Shiller 的 VAR 方法应用于法国和德国的月度股市数据, 以评估在两个关于均衡期望收益的可选择假设之下股价过度波动的存在或市场有效性。我们的结论与此领域前期的研究大体一致。当我们采用假定超额收益是固定的模型时, 发现法国和德国股市有过度波动的现象。

然而, 当我们采用考虑了一决定于股价波动的时变风险贴水的模型时, 我们发现了支持市场有效性的证据。因此我们的结果表明风险贴水是时变的。而且, 我们发现我们的结果似乎对相对风险厌恶系数似是而非的值(对于股价波动模型(CAPM))、分离的样本期和 VAR 滞后长度的变化是稳健的。

股价波动(CAPM)结果大体上支持了法国资本市场的有效的假设, 但对德国市场就而言这种支持为弱些。这可归因于两市场的差异。以市场收益平方衡量的波动序列, 德国远比法国序列低得多。因此, 在德国市场中, 包含有股价波动的均衡收益模型对合并的固定超额外收益规模几乎不提供任何附加的信息。

附表:

¹³ 为清楚起见, 仅描绘出无限区间上的理论序列(参阅方程(6))。其它序列如有需要可来函索取。

Table 1
Comparison of actual and approximate log real returns

Return	France		Germany	
	S.D.	Correlation with h_{1t}	S.D.	Correlation with h_{1t}
Actual	0.0787	1.0000	0.0499	1.0000
Approximate	0.0768	0.9090	0.0510	0.9193

Table 3
Constant excess returns model for France and Germany $z_t = [\delta_t, \Delta d_t, r_t]$

	Return horizon (months)					
	1	3	12	36	48	∞
<i>(a) France</i>						
Wald statistic	159.487	121.156	99.604	77.456	75.625	75.654
(<i>p</i> -value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)$	0.9673	0.9089	0.7434	0.6026	0.5807	0.5591
(S.E.)	(0.0057)	(0.0169)	(0.0622)	(0.1262)	(0.1359)	(0.1430)
Corr(δ'_t, δ_t)	0.9945	0.9879	0.9230	0.7738	0.7439	0.7151
(S.E.)	(0.0004)	(0.0021)	(0.0248)	(0.0989)	(0.1179)	(0.1374)
$\sigma(h'_{1t})/\sigma(h_{1t})$	0.9823	1.1186	1.1736	1.2339	1.2306	1.2214
(S.E.)	(0.0447)	(0.0737)	(0.1178)	(0.2090)	(0.2217)	(0.2288)
Corr(h'_{1t}, h_{1t})	0.8562	0.8768	0.6697	0.4966	0.4764	0.4597
(S.E.)	(0.0398)	(0.0324)	(0.0732)	(0.1023)	(0.1053)	(0.1068)
<i>(b) Germany</i>						
Wald statistic	98.574	87.169	75.905	47.873	42.435	35.814
(<i>p</i> -value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)$	0.9766	0.9325	0.8458	0.9268	0.9624	1.0098
(S.E.)	(0.0099)	(0.0309)	(0.1069)	(0.2196)	(0.2554)	(0.3221)
Corr(δ'_t, δ_t)	0.9936	0.9790	0.8058	0.3189	0.1963	-0.0103
(S.E.)	(0.0006)	(0.0046)	(0.0617)	(0.2509)	(0.3034)	(0.4021)
$\sigma(h'_{1t})/\sigma(h_{1t})$	1.0402	1.1212	1.1552	1.3637	1.4078	1.4421
(S.E.)	(0.0654)	(0.0983)	(0.1250)	(0.2603)	(0.3032)	(0.3711)
Corr(h'_{1t}, h_{1t})	0.9284	0.9203	0.7655	0.4505	0.3788	0.2582
(S.E.)	(0.0243)	(0.0292)	(0.0597)	(0.1346)	(0.1600)	(0.2214)

Table 4
VAR estimates for market volatility (CAPM) model (S.E. in parentheses)

(a) <i>France</i> Dependent variable	Explanatory variable					
	δ_{t-1}	δ_{t-2}	δ_{t-3}	δ_{t-4}	Δd_{t-1}	Δd_{t-2}
δ_t	1.154 (0.063)	-0.418 (0.133)	0.359 (0.142)	-0.090 (0.084)	-0.012 (0.120)	0.201 (0.108)
Δd_t	0.022 (0.035)	-0.160 (0.067)	0.110 (0.073)	0.020 (0.042)	0.086 (0.076)	-0.563 (0.082)
V_t	0.025 (0.015)	0.043 (0.034)	-0.058 (0.032)	-0.003 (0.014)	0.017 (0.023)	-0.034 (0.020)
	Δd_{t-3}	Δd_{t-4}	V_{t-1}	V_{t-2}	V_{t-3}	V_{t-4}
δ_t	0.091 (0.099)	0.171 (0.113)	0.428 (0.277)	-0.665 (0.455)	-0.148 (0.377)	-0.168 (0.283)
Δd_t	0.151 (0.079)	-0.286 (0.079)	0.036 (0.134)	-0.095 (0.199)	-0.085 (0.154)	0.112 (0.085)
V_t	0.006 (0.018)	-0.042 (0.022)	0.041 (0.071)	0.245 (0.121)	0.121 (0.117)	0.001 (0.076)
(b) <i>Germany</i> Dependent variable	Explanatory variable					
	δ_{t-1}	δ_{t-2}	δ_{t-3}	δ_{t-4}	Δd_{t-1}	Δd_{t-2}
δ_t	1.136 (0.063)	-0.239 (0.082)	0.147 (0.093)	-0.056 (0.076)	-0.031 (0.117)	0.146 (0.128)
Δd_t	-0.020 (0.015)	-0.081 (0.026)	0.092 (0.034)	-0.000 (0.021)	0.078 (0.048)	-0.486 (0.084)
V_t	0.013 (0.006)	-0.015 (0.010)	0.000 (0.013)	0.003 (0.011)	-0.018 (0.012)	0.015 (0.015)
	Δd_{t-3}	Δd_{t-4}	V_{t-1}	V_{t-2}	V_{t-3}	V_{t-4}
δ_t	-0.037 (0.139)	0.270 (0.172)	1.788 (0.513)	-0.213 (0.419)	0.108 (0.651)	-1.068 (0.637)
Δd_t	0.082 (0.048)	-0.329 (0.067)	-0.120 (0.118)	-0.082 (0.143)	0.479 (0.152)	-0.168 (0.165)
V_t	-0.007 (0.014)	-0.023 (0.013)	0.065 (0.063)	-0.047 (0.057)	0.177 (0.091)	0.130 (0.094)

Table 5
Market volatility (CAPM) model for France and Germany $z_t = [\delta_t, \Delta d_t, V_t]$

	Return horizon (months)					
	1	3	12	36	48	∞
(a) <i>France</i>						
Wald statistic	108.698	83.047	98.980	101.928	103.000	104.055
(<i>p</i> -value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)$	0.9977	0.9905	0.9545	0.9166	0.9105	0.9048
(S.E.)	(0.0048)	(0.0151)	(0.0541)	(0.0947)	(0.1011)	(0.1069)
Corr(δ'_t, δ_t)	0.9957	0.9942	0.9943	0.9941	0.9941	0.9941
(S.E.)	(0.0002)	(0.0006)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0010)	(0.0010)
$\sigma(h'_{1t})/\sigma(h_{1t})$	1.0239	1.2586	1.2238	1.1916	1.1871	1.1828
(S.E.)	(0.0309)	(0.0615)	(0.0797)	(0.0984)	(0.1019)	(0.1052)
Corr(h'_{1t}, h_{1t})	0.9323	0.9276	0.9293	0.9264	0.9260	0.9256
(S.E.)	(0.0170)	(0.0151)	(0.0165)	(0.0178)	(0.0181)	(0.0183)
	Return horizon (months)					
	1	3	12	36	48	∞
(b) <i>Germany</i>						
Wald statistic	89.155	89.723	135.559	166.729	172.714	180.512
(<i>p</i> -value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$\sigma(\delta'_t)/\sigma(\delta_t)$	0.9813	0.9364	0.7663	0.5307	0.4754	0.3867
(S.E.)	(0.0093)	(0.0315)	(0.0990)	(0.1689)	(0.1791)	(0.1861)
Corr(δ'_t, δ_t)	0.9948	0.9930	0.9923	0.9885	0.9868	0.9822
(S.E.)	(0.0004)	(0.0015)	(0.0020)	(0.0056)	(0.0078)	(0.0145)
$\sigma(h'_{1t})/\sigma(h_{1t})$	1.0463	1.1142	0.9400	0.7499	0.7088	0.6468
(S.E.)	(0.0475)	(0.0701)	(0.1002)	(0.1327)	(0.1331)	(0.1234)
Corr(h'_{1t}, h_{1t})	0.8998	0.9037	0.8906	0.8418	0.8225	0.7812
(S.E.)	(0.0251)	(0.0289)	(0.0360)	(0.0678)	(0.0835)	(0.1143)

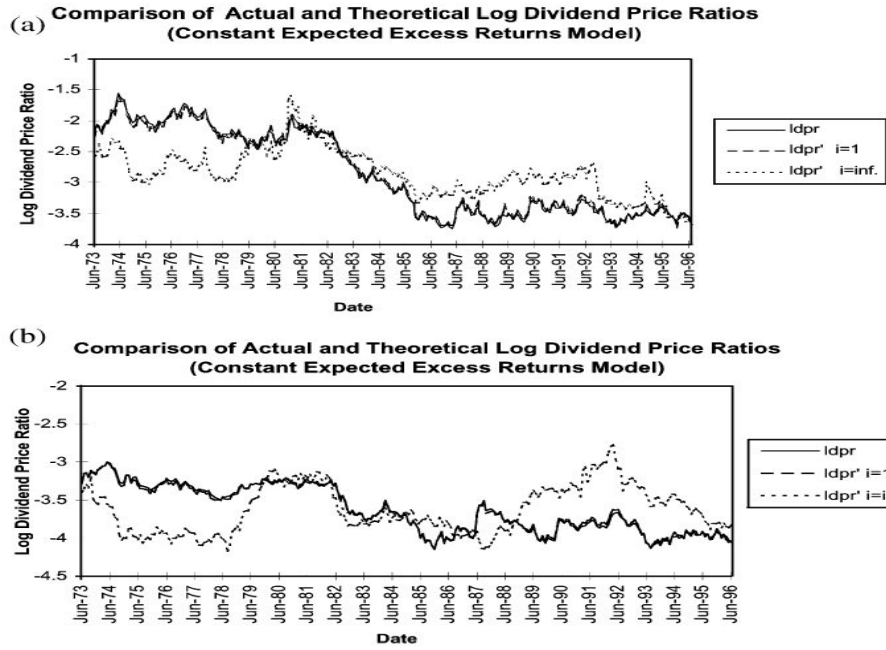


Fig. 1. Comparison of actual and theoretical log dividend-price ratios (constant expected excess returns model): (a) France and (b) Germany.

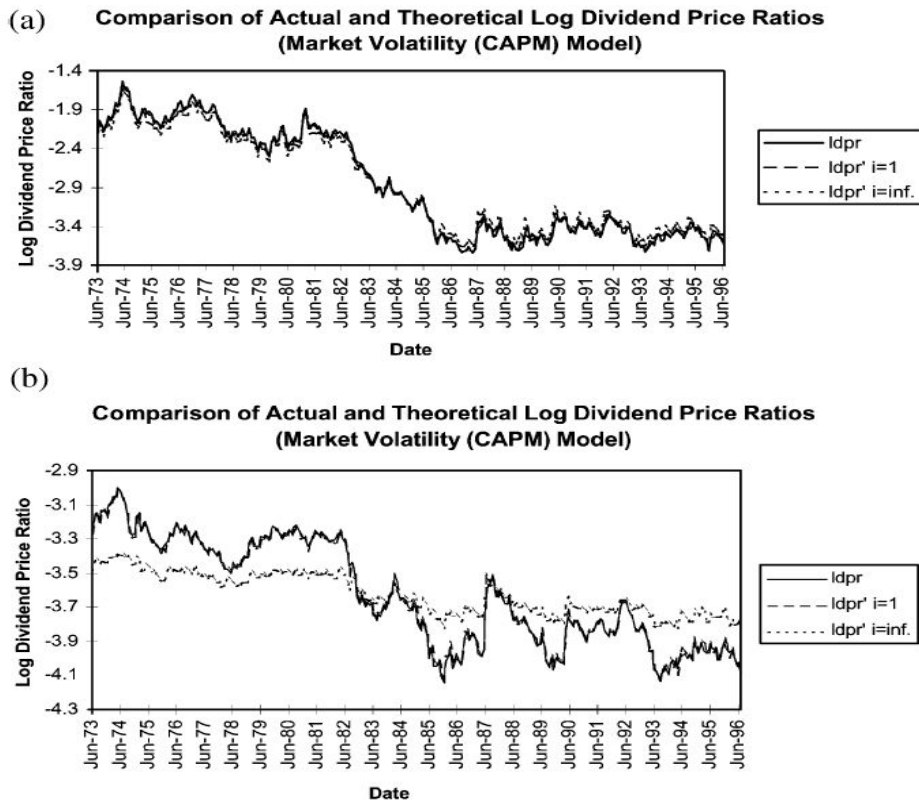


Fig. 2. Comparison of actual and theoretical log dividend-price ratios [market volatility (CAPM) model]: (a) France and (b) Germany.

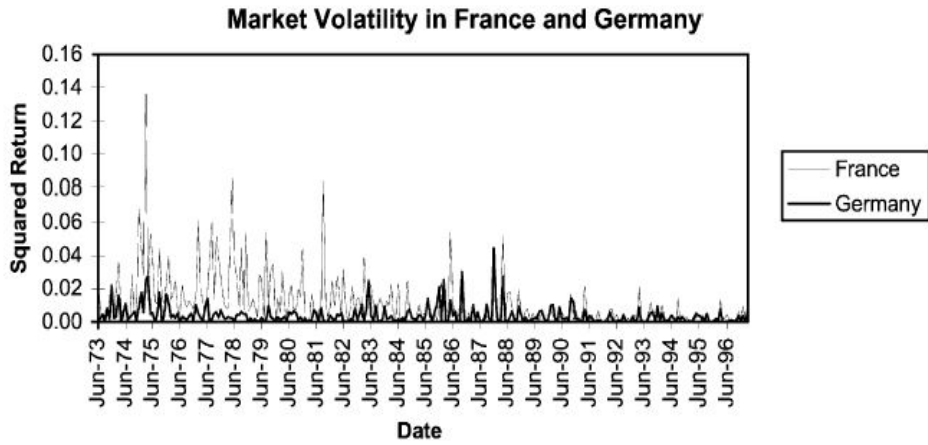


Fig. 3. Market volatility in France and Germany.

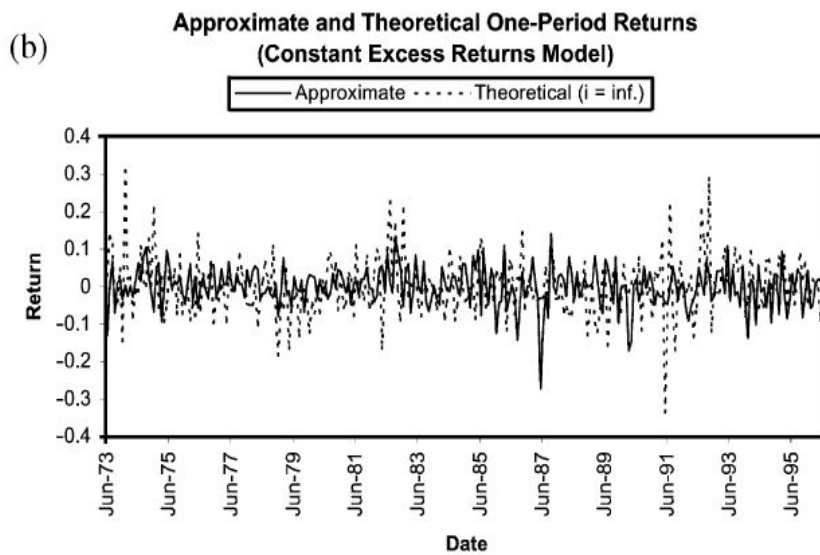
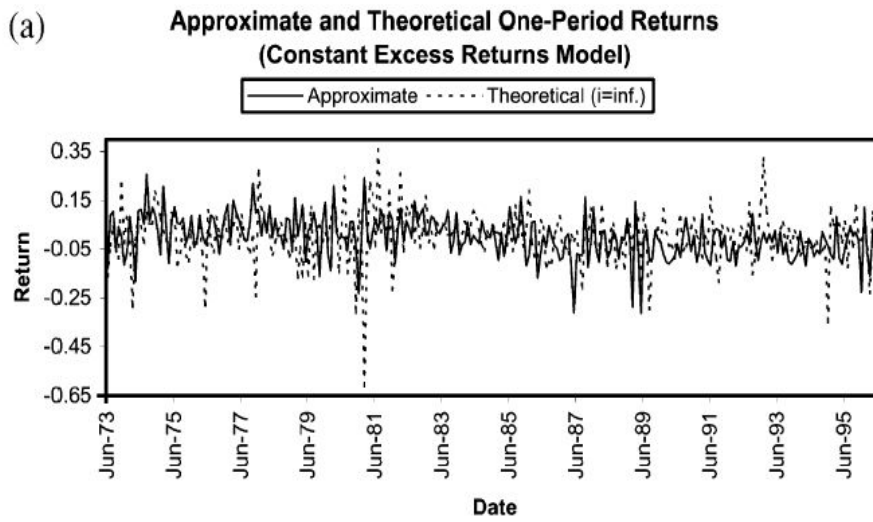


Fig. 4. Approximate and theoretical one-period returns (constant excess returns model): (a) France; and (b) Germany.

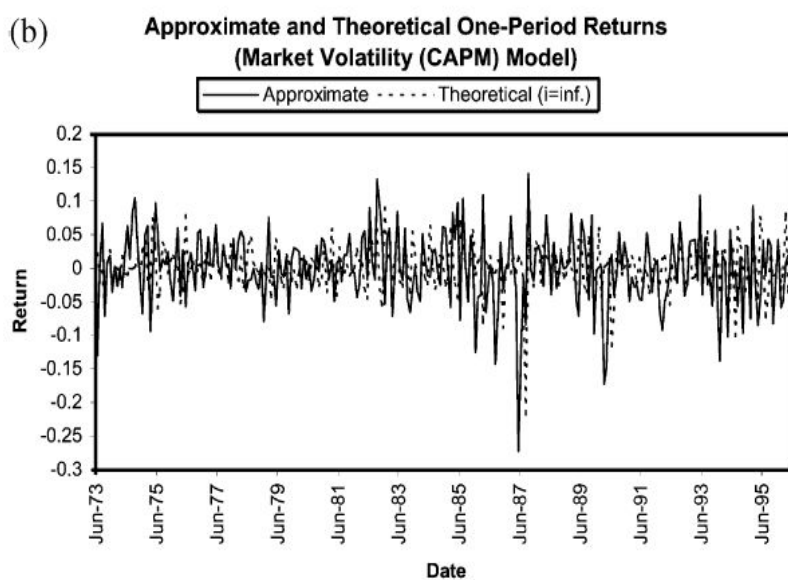
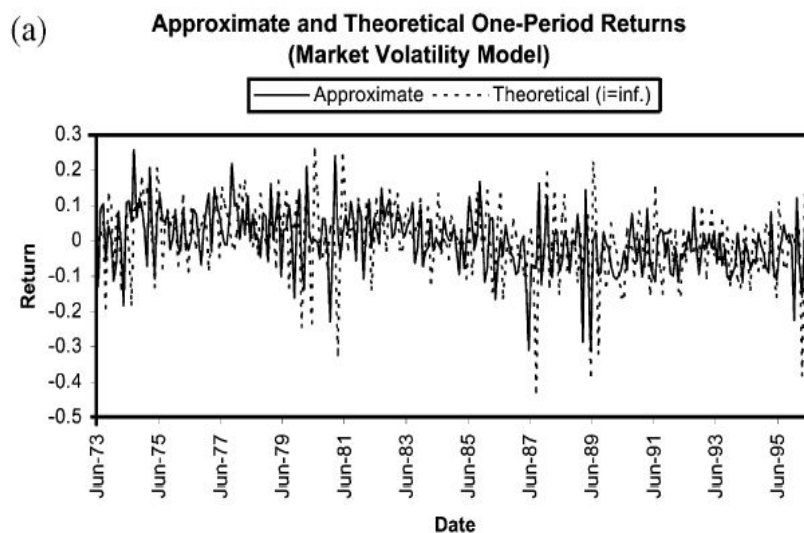


Fig. 5. Approximate and theoretical one-period returns (market volatility model): (a) France; and (b) Germany.

译者单位：厦门大学经济学院计统系

邮政编码：361005