

□数量经济理论及应用

股票收益率与通货膨胀率的相关性研究

——基于对我国经济周期波动过程的考察

刘金全, 马亚男

【摘要】 股票收益率与通货膨胀率的相关关系对判断经济政策效应和评价市场功能具有重要作用。我们通过对我国股票实际收益率与通货膨胀率关联性的经验研究, 发现通货膨胀率与股票实际收益率之间的关系依赖股票市场状态, 当股票市场处于显著扩张或者收缩阶段时, 通货膨胀预期成分和周期成分对股票收益率具有方向相反的影响, 这意味着“费雪假说”和“代理假说”在股票市场不同阶段都成立。

【关键词】 股票收益率; 通货膨胀率; 区制转移模型; 向量自回归模型

【基金项目】 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (08JJD790133)

【收稿日期】 2008-06-24

【作者简介】 刘金全, 1964年生, 吉林大学数量经济研究中心教授。(长春 130012)

一、引言

对于股票收益率与通货膨胀率之间的关联性, 已经有相当多国内外学者从不同角度进行了理论解释和实证检验。但是二者的关系究竟如何, 至今仍无确定性和共识性的结论。著名的“费雪效应”假说认为, 资产价格能够充分体现通货膨胀率的变动, 当通货膨胀率发生变化时, 通货膨胀率的增减能够通过资产的名义收益率体现出来, 而实际收益率保持不变。^[1]因此该假说认为股票收益率与通货膨胀率之间存在正相关关系, 股票价格会随着通货膨胀而上升, 股票投资可以作为通货膨胀风险的对冲保值产品。但是, 在经验研究中, Bodie、Nelson、Fama和Schwert等基于美国战后的数据研究发现, 美国的股票收益率和通货膨胀率是负相关的。^[2-4]据此, Fama提出了解释这一现象的“代理假说”^[5], 通过具有理性预期行为的资产价格模型, 发现由于股票实际收益率与实际经济增长率之间正相关, 而实际经济增长率与通货膨胀率之间负相关, 通货膨胀率预期上升预示着实际经济增长率降低, 从而降低了股票收益率, 于是股票实际收益率与通货膨胀率之间的负相关关系只是股票收益率与实际经济增长率之间正相关的一种“代理”表现形式。

自从发现股票收益率和通货膨胀率的负相关关系和“代理假说”提出以后, 人们对两者之间的关系和“代理假说”进行了更为深入的经验分析。Geske和Roll扩展了Fama的研究, 提出

政府债务的货币化也是美国股票收益率与通货膨胀率之间负相关关系的主要成因之一。^[6] 随后 Kevin 和 Perry 提出了产生这种负相关关系的“波动性假说”^[7]，该假说认为较高的通货膨胀率使得资产收益率形成过程中的不确定性增加，如此不确定性导致股票收益率的降低；同时，高通货膨胀产生的不确定性还能导致风险溢价的增加，而风险溢价的增加又会促使贴现率上升，从而导致企业或个人现金流现值的减少，这也促使股票实际收益率降低。

除此以外，一些经验研究认为还存在其他导致股票收益率和通货膨胀率之间负相关的作用渠道。例如，Feldstein 提出的“税收效应假说”认为，通货膨胀对股市估值的负向影响可以由通货膨胀率与税率之间的相关影响来加以解释。^[8] 由于通货膨胀可能引起人为的资本名义收益增加，进而促使资产的名义税率上升，这将增加公司或者个人的税负，因此理性投资者会考虑到通货膨胀率上升带来的税率和税收上升，进行降低对股票实际价值的估算，从而导致股票实际收益率的下降，导致通货膨胀率对股票收益率的“负税收效应”。另外，“通货膨胀幻觉假说”从投资者预期角度对通货膨胀率与股票收益率之间的负相关关系给出了解释，Modigliani 和 Cohn 认为，股票价格可能被通货膨胀幻觉所扭曲，即在股票定价时，投资者可能错误地使用名义利率对实际现金流进行贴现，当通货膨胀率较高时，经过名义利率贴现后的股价下跌；当通货膨胀率较低或者出现通货紧缩时，经过名义利率贴现后的股价上升，因此导致股票收益率与通货膨胀率之间负相关关系的形成。^[9]

显然，股票收益率与通货膨胀率之间的相关关系不仅是一个重要的经验问题，也是一个判断市场运行状态和制定经济政策时必须关注的问题。在我国近二十年来的经济发展过程中，无论是通货膨胀率还是股票收益率，都出现了显著的周期波动和结构转变。^[10] 那么我国股票收益率与通货膨胀率之间的相关关系具有什么特征？“费雪效应假说”是否适用于我国的经济现实？两者之间相关性成立的中间渠道如何，都是我们需要在理论和经验上给予思考的重要问题。^[11] 为此，我们在下面的分析中采用具有状态划分和状态转移的向量自回归模型来判断经济周期不同阶段下，股票收益率与通货膨胀率之间的相关关系，并寻求两者之间关系的“典型化事实”，并探讨相应的经济政策启示。

二、通货膨胀率与股票实际收益率关系模型及其检验

由于通货膨胀率对股票收益率可能具有双重作用，即持久性的通货膨胀率冲击会引起股票实际收益率与通货膨胀率之间的负相关关系，而暂时性通货膨胀冲击会引起股票实际收益率与通货膨胀率之间的正相关关系^[12]，因此我们需要将通货膨胀率分解为趋势成分和波动成分。同时，由于股票实际收益率过程具有明显的非对称性，体现出高收益率和低收益率状态的更迭和跳跃，为此对该序列建立不同区制之间的转移模型，并用该模型来识别股票收益率在不同区制之间的持续和转移过程。

（一）数据描述和通货膨胀率的成分分解

为了分别考虑通货膨胀对股票收益的双重作用，本文将通货膨胀分解为趋势成分和波动成分两部分，试图将股票收益与通货膨胀之间的关系解释为供给冲击（通货膨胀的趋势成分）和需求冲击（通货膨胀的波动成分）的混合冲击。

假设通货膨胀率序列 $\{\pi_t\}$ 包含趋势成分和波动成分， $\{\pi_t^{T1}\}$ 是其中含有的趋势成分， $\{\pi_t^{C1}\}$ 是其中含有的波动成分，那么：

$$\pi_t = \pi_t^{T1} + \pi_t^{C1}, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

通货膨胀率 $\{\pi_t\}$ 的 HP 滤波分解问题就是使下面损失函数最小，即：

$$\min \left\{ \sum_{i=1}^T (\pi_i - \pi_i^{T_1})^2 + \lambda \sum_{i=1}^T [(\pi_{i+1}^{T_1} - \pi_i^{T_1}) - (\pi_i^{T_1} - \pi_{i-1}^{T_1})]^2 \right\} \quad (2)$$

我们所选取的是月度数据，所以 λ 取值为 14400。我们得到了通货膨胀率趋势成分和波动成分。结果如图 1 和图 2 所示。从图中我们发现，经过滤波获得的通货膨胀率趋势成分具有显著的上升趋势，这意味着从 2005 年开始通货膨胀率出现了加速上升的趋势。同时，从波动成分中可以看出，通货膨胀率波动比较剧烈，但波动幅度出现了一定程度的降低。

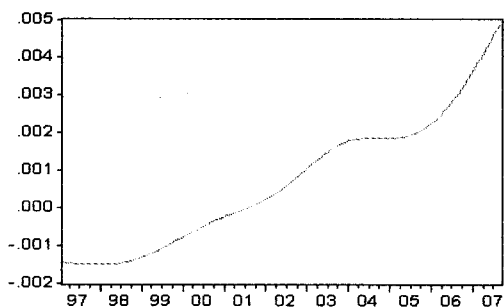


图 1 HP 滤波分解得到的通货膨胀率趋势成分 $\pi_i^{T_1}$

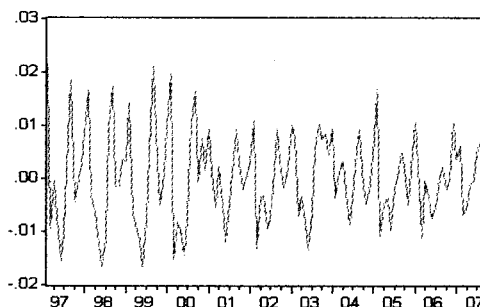


图 2 HP 滤波分解得到的通货膨胀率波动成分 $\pi_i^{C_1}$

(二) 股票收益率的区制分解

在研究通货膨胀率和股票实际收益率的动态关系过程中，我们主要分析两种时间序列：上证综合指数股票的实际收益率序列和通货膨胀率序列，其中股票实际收益率为：

$$RS_i = (P_i - P_{i-1})/P_{i-1} - \pi_i \quad (3)$$

我们选取 1997 年 1 月至 2007 年 5 月。在对通货膨胀率和股票实际收益率这两个变量进行单位根检验时，我们所使用的工具是 ADF 检验方法。首先，在对通货膨胀率的原序列进行单位根检验，我们加入常数项和时间趋势，其检验结果表明，该序列具有单位根；然后我们进一步对通货膨胀的一阶差分序列仅加入常数项进行单位根检验，检验结果接受该序列是平稳序列的结论。据此，我们判定是一阶单整过程；然后，我们继续检验股票实际收益率序列的平稳性。在对其原序列进行单位根检验时，我们只加入常数项，其检验结果接受该序列是平稳序列的结论。据此，我们判定是平稳过程，这也说明股票名义收益率过程是一个单位根过程。

图 3 是上证 1997 年 2 月至 2007 年 5 月的股票实际收益率，通过观察我们发现该序列显出了很明显的非对称特征，对其进行正态性检验，我们发现该序列在显著性水平为 1% 的情况下拒绝了样本来自于正态分布的原假设。这意味着股票实际收益率过程可能存在多个不同状态的条件均值区域，为此我们利用马尔可夫区制转移模型来描述股票收益率序列的动态特征。根据上述股票实际收益率序列的条件异方差情况，我们将股票市场分为“紧缩”，“轻度紧缩”和“扩张”等三个不同区制，然后对月度股票收益率建立具有三个状态马尔可夫转移区制的二阶自回归模型，用该模型来近似模拟上证的月度股票收益率的潜在数据生成过程。该模型如下：

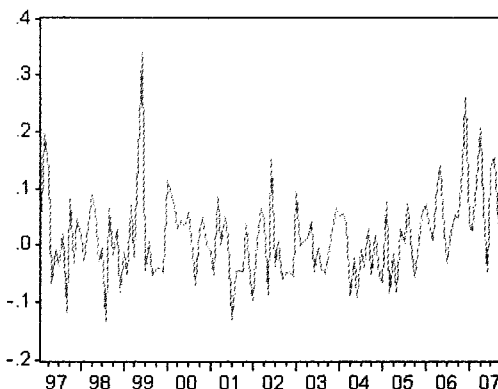


图 3 股票实际收益率 RS_i

该模型如下：

$$(RS_i - \mu_{S_i}) = \phi_1 (RS_{i-1} - \mu_{S_{i-1}}) + \phi_2 (RS_{i-2} - \mu_{S_{i-2}}) + e_i, e_i \sim N(0, \sigma_{S_i}^2) \quad (4)$$

$$\mu_{S_t} = \mu_1 S_{1t} + \mu_2 S_{2t} + \mu_3 S_{3t}, \sigma_t^2 = \sigma_1^2 S_{1t} + \sigma_2^2 S_{2t} + \sigma_3^2 S_{3t}, S_{k_t} = \begin{cases} 1, & S_t = k \\ 0, & S_t \neq k \end{cases} \quad (5)$$

$$\Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] = p_{ij}, i, j = 1, 2, 3, \sum_{j=1}^3 p_{ij} = 1, \sigma_1^2 < \sigma_2^2 < \sigma_3^2 \quad (6)$$

此处 RS_t 是月度实际股票收益率, S_t 是由一阶马尔科夫转移概率决定的不可观测的状态变量。 μ_1, μ_2, μ_3 分别表示股票市场处于紧缩, 轻度紧缩和扩张的区制下, 股票实际收益率的均值, 而 $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2$ 则表示对应区制的方差。若在 t 时刻, 股票实际收益率序列处于状态 $j, j = 1, 2, 3$, 则有 $\mu_{S_t} = \mu_j$ 并且 $\sigma_{S_t}^2 = \sigma_j^2$ 成立。 P_{ij} 为一阶转移概率, 也就是由区制 i 转移到区制 j 的概率。利用极大似然函数, 我们可以获得相关参数的估计值, 其估计结果如表 1 所示。

根据上述参数估计结果, 我们便能够得出上证股票实际收益率的区制转移模型中的转移概率矩阵 P , 并通过迭代最终求得股票市场在三个区制下的平滑概率, 其结果如图 4、图 5 和图 6 所示。从图中可以看出, 在 2001 至 2002 年的大部分时间内, 我国股票市场处于“紧缩状态”, 而在 2000 年、2003 年和 2005 年的部分时间内处于“轻度紧缩状态”, 而只有 1999 年和 2006 年股票市场才处于“扩张状态”, 如此区制状态估计与我国股票市场运行的实际状况基本相符。

表 1 股票收益率区制转移模型的极大似然估计

待估参数	估计值	标准差
P_{11}	0.9736	(0.0177)
P_{12}	0.0264	(0.0186)
P_{21}	0.1072	(0.0195)
P_{22}	0.8860	(0.0142)
P_{31}	0.0049	(0.0193)
P_{32}	0.0735	(0.0376)
ϕ_1	0.0871	(0.0940)
ϕ_2	0.0240	(0.0853)
σ_1^2	0.0040	(0.0029)
σ_2^2	0.0012	(0.0015)
σ_3^2	0.0310	(0.0127)
μ_1	-0.0600	(0.0117)
μ_2	0.0105	(0.0582)
μ_3	0.0980	(0.0160)

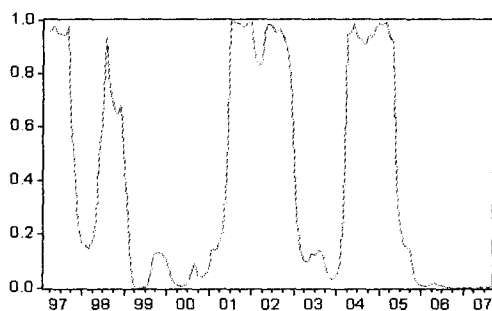


图 4 股票市场“紧缩区制”的平滑概率

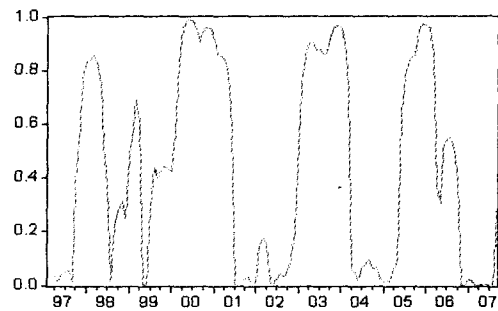


图 5 股票市场“轻度紧缩区制”的平滑概率

据此, 我们将股票收益率的所有样本观测值, 按照市场所处的区制划分为三个子样本, 并且这三个子样本均通过了正态性分布检验。为了进一步研究通货膨胀率与股票收益率的动态关系, 我们分别将 HP 滤波分解得到的通货膨胀率的趋势成分与波动成分按照对应时间股票收益率所处的区制状态也划分成三个子样本, 这样我们就可以按照股票收益率的具体状态来判断股票实际收益率与通货膨胀率之间的相互关系。

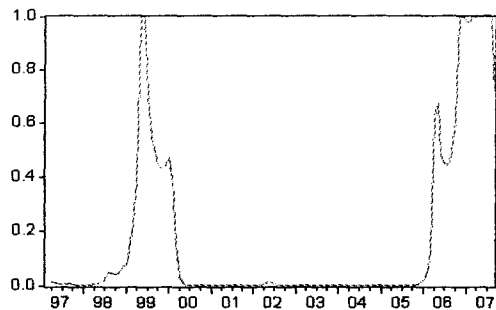


图 6 股票市场“扩张区制”的平滑概率

(三) 通货膨胀率与股票收益率的 VAR 模型

对通货膨胀率和股票收益率进行以上处理之后，我们在三个股票收益率的区制状态下，分别对 HP 滤波得到的通货膨胀率的趋势成分与波动成分，以及股票实际收益率等三个变量建立向量自回归模型，经过模型显著性检验我们选取变量的滞后阶数均为一阶。此时对应着股票实际收益率的简化式方程形式为：

$$RS_t = c + \alpha\pi_{t-1}^T + \beta\pi_{t-1}^C + \gamma RS_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中参数 α 表示通货膨胀率趋势成分的影响系数，也体现了通货膨胀率预期成分的影响； β 参数表示通货膨胀率周期成分的影响系数，也体现了通货膨胀率预期误差的影响程度。表 2 给出了方程 (10) 的参数估计结果（中括号内为 t -统计量，* 号表示在 5% 的水平下显著）。

表 2 通货膨胀率与股票收益率的 VAR 模型回归结果

参数	市场区制状态		
	市场紧缩区制	市场轻度紧缩区制	市场扩张区制
α	-2.0171 [-2.184] *	-0.8478 [-0.2117]	10.123 [1.9917] *
β	0.4997 [2.4287] *	0.0779 [0.1166]	-4.2095 [-2.3802] *
γ	-0.2805 [-1.9633] *	0.09139 [0.6722]	-0.0271 [-2.1098] *
c	-0.0334 [-3.3976] *	0.01661 [2.5783] *	0.06652 [1.8965] *

从表 2 的估计结果中我们可以看出，在市场处于显著波动的区制状态时，通货膨胀率预期和通货膨胀率周期成分对股票实际收益率都产生了显著影响，而市场处于轻度紧缩状态时，股票收益率对通货膨胀率波动没有产生明显反应，这说明股票实际收益率与通货膨胀率之间的关系依赖具体的通货膨胀率区制以及通货膨胀成分。

三、股票实际收益率与通货膨胀率相关关系的实证结论

我们首先利用 HP 滤波对通货膨胀率进行了趋势成分和周期成分的分解，然后利用马尔可夫区制转移模型对股票实际收益率进行了区制状态划分，最后在三个区制对应的样本内估计了实际收益率、通货膨胀率趋势成分和周期成分组成的 VAR 模型，我们主要获得了如下经验结论。

第一，我们发现当股票市场处于显著波动阶段时，无论是通货膨胀的趋势成分还是周期成分，它们都对股票实际收益率产生了显著影响，这是因为表 2 中“市场紧缩区制”和“市场扩张区制”中的回归系数 α 和 β 都是显著的。这种经验估计结论表明，在我国经济运行过程中，通货膨胀率与股票收益率之间的关系依赖股票收益率所处的区制状态，当股票市场波动比较平稳时，即股票市场处于“轻微紧缩阶段”时，通货膨胀率变动对股票收益没有产生显著影响，此时无论是“费雪效应”还是“代理假说”都没有充分地显示出来，这是我国股票市场处于完善过程中的重要特征。

第二，我们发现在“市场紧缩区制”和“市场扩张区制”中，通货膨胀率与股票收益率之间的影响关系具有不同的方向（体现在这两个区制中参数 α 和 β 估计具有不同的符号），同时通货膨胀趋势成分与周期成分对股票实际收益率也具有不同方向的影响（体现在相同区制中参数 α 和 β 估计具有不同的符号）。这意味着在股票市场出现严重衰退的情形下，通货膨胀率趋势或者预期成分与股票实际收益率呈现负相关关系，此时“代理假说”或者波动性假说成立，在对股票市场运行进行政策干预或者调控时，降低通货膨胀率预期将刺激股票实际收益率提高，进而促使股票市场从“紧缩区制”向其他状态转移；当股票市场出现快速扩张时，实证检验表明通货

膨胀率趋势或者预期成分与股票实际收益率呈现正相关关系,此时“费雪效应”在一定程度上体现出来,此时通货膨胀率预期上升将导致股票收益率也出现一定程度的提高。2007年我国股票市场处于快速上升阶段时,正是由于通货膨胀率预期与股票收益率之间的正相关关系,导致通货膨胀率预期的上升并没有对股票收益率产生显著的抑制作用。另外,由于通货膨胀的周期成分大都是无法预期成分或暂时成分,因此估计结果表明,可以预期到的通货膨胀和不可预期通货膨胀对股票收益率具有相反影响,但是这种影响方向依赖股票市场运行阶段,这是我们新的经验发现,需要进一步地分析其成因和影响。

第三,由于我们在VAR模型中引入了股票实际收益率的一阶自回归过程,因此参数估计的显著性体现了股票收益率自身影响的持续过程。表2的估计结果表明,无论股票市场处于何种区制状态,参数的估计都是显著的,这意味着股票收益率序列本身存在一定的持续性和稳定性。当股票市场处于收缩或者扩张阶段以后,由于参数 γ 的估计值是负的,因此前期股票市场的紧缩($RS_t = c + \alpha\pi_{t-1}^T + \beta\pi_{t-1}^C + \gamma RS_{t-1} + \varepsilon_t$)会对当前收益率产生恢复作用,前期股票市场的扩张会对当前收益率产生紧缩作用,市场运行存在一定的均值回归性或者区制维持性。只有当市场处于“轻微紧缩区制”时,股票市场保持原有状态的惯性,前期股票市场对当前运行保持了原有方向的影响。

显然,我们的检验发现,我国股票实际收益率与通货膨胀率之间的相关关系并不稳定,预期和非预期通货膨胀成分对股票收益率具有不同的影响机制和传导渠道,随着我国股票市场的进一步发展,我们将获得两者关系更为稳健的经验结论。

[参考文献]

- [1] FISHER I. The theory of interest [M]. New York: Mcmillan, 1930.
- [2] BODIE Z. Common stocks as a hedge against inflation [J]. Journal of Finance, 1976, 31: 459-470.
- [3] NELSON C R. Inflation and rates of return on common stock [J]. Journal of Finance, 1976, 31 (2): 471-483.
- [4] FAMA E F, SCHWERT G W. Asset returns and inflation [J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5: 14-46.
- [5] FAMA E F. Stock returns, real activity, inflation and money [J]. American Economic Review, 1981, 71: 545-565.
- [6] GESKE R, ROLL R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation [J]. Journal of Finance, 1983, 38: 1-33.
- [7] KEVIN B G, PERRY M J. On inflation and inflation uncertainty in G7 countries [J]. Journal of International Money and Finance, 1998, 17: 671-689.
- [8] FELDSTEIN M. Inflation and the stock market [J]. American Economic Review, 1980, 70: 839-847.
- [9] MODIGILLIAN F, COHN R A. Inflation rate affect the asymmetries in stock returns: evidence from a new approach [J]. Journal of Economic Dynamics and control, 1979, 12: 297-332.
- [10] 刘金全, 郑挺国, 隋建利. 我国通货膨胀率均值过程和波动过程中的双长记忆性度量与统计检验 [J]. 管理世界, 2007 (7).
- [11] 许冰, 倪乐央. 中国股票收益率与通货膨胀率的波动关系研究 [J]. 工业技术经济研究, 2006 (5).
- [12] GALLAGHER L A, TAYLOR M P. The stock return-inflation puzzle revisited [J]. Economic Letters, 2002, 75: 147-165.

[责任编辑: 赵东奎]