

· 金融与投资 ·

我国股票市场不稳定性分解与经济增长

陈守东, 陶冶会

(吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文使用马尔科夫区制转移时变系数模型 (Markov-TVP) 研究我国股票市场与其影响因素的时变响应关系, 并对股票市场不稳定性进行分解。时变系数的估计结果表明, 我国货币政策的股票市场传导路径具有不稳定性, 2003 年以来, 股票市场部分地实现了经济“晴雨表”的功能, 且自 2010 年后股票市场对经济的响应关系进入了完全反应区域。不稳定性分解的结果表明, 股票市场不稳定的主要根源在于外在不稳定性, 存在着股票市场外在不稳定性对经济的非对称影响, 即在经济增长的高波动区制, 股票市场的内在不稳定性和外在不稳定性都对经济没有显著影响, 而在经济增长的低波动区制, 股票市场的外在不稳定性对经济的抑制作用显著, 但抑制程度较弱。

关键词: 股票市场不稳定性; 货币政策传导; 经济增长; Markov-TVP

中图分类号: F233; F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2014)03-0039-10

一、引言

在流动性过剩和经济增长乏力的大背景下, 全球经济显现出了从潜在的不确定性向现实的不稳定性逐渐转化的趋势。而金融危机爆发的频率加快和强度增加, 更成为全球经济发展中无法回避的不稳定因素。因此, 对于金融稳定的研究与探讨得到了包括学术界、业界等社会各界的高度重视。而历次金融危机的爆发都与股票市场密切相关, 所以对于股票市场发展的不稳定性研究也备受关注。总体分析, 影响股票市场发展的因素主要包括两个方面: 一是股票市场自身的影响因素, 包括市值、成交金额、上市公司盈利和分红等。二是来自于宏观经济变量以及相关的宏观经济政策, 包括产出、投资、消费、货币政策和财政政策等。学术界对于股票市场发展与宏观经济的关联研究主要集中于两个领域: 首先, 由于股票市场具有经济“晴雨表”之称, 所以对于其与经济增长之间的关系一直是人们研究的重点。其次, 货币政策逐渐成为熨平经济波动的主要宏观政策, 而作为经济“晴雨表”的股票市场与其之间的直接以及间接关联研究也同样得到了学者们的关注。

关于股票市场与经济增长之间的关系, 学术界的观点不尽一致, 一些研究认为股票市场能够显著地影响经济增长, 如 Atje 和 Jovanovic^[1]、Beck 和 Levine^[2]、Cooray^[3] 等, 另一些研究则倾向于认为股票市场对经济增长的影响不显著, 如 Singh^[4]、Filer 等^[5]。还有一些研究集中于股票市场对于经济

收稿日期: 2013-12-06

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“十二五期间我国金融风险监测预警研究”(10ZD&010); 国家社会科学基金一般项目“系统性金融风险与宏观审慎监管研究”(12BJY158)

作者简介: 陈守东 (1955-), 男, 天津人, 教授, 博士生导师, 主要从事金融计量研究。E-mail: chensd@jlu.edu.cn
陶冶会 (1979-), 男, 吉林九台人, 博士研究生, 主要从事金融计量研究。E-mail: realtaotao@qq.com

变化的响应是否依赖于经济所处的状态。McQueen 和 Roley^[6] 检验了股票市场对于一些宏观经济指标变化反应的状态相依性,他们发现在经济高速增长区制,股票市场能够显著地影响价格水平和实体经济的变化。Boyd 等^[7] 的研究表明股票市场对于失业的反应取决于经济所处的区制。他们还发现股票市场反应的状态相依性与股权溢价和增长预期相关。Andersen 等^[8] 使用日内数据检验了股票、债券和外汇对宏观经济变化反应的状态相依性。他们认为,在经济扩张期利好的宏观经济变化对股票市场会产生负向影响,而在经济收缩期则相反。

由于货币政策的变化会对资产价格产生显著的冲击,所以政策当局的任何决策都受到了市场的高度关注。Fama 和 French^[9] 研究了货币政策变化与股票市场之间的关系,结论认为前者对后者具有显著的影响。Fleming 和 Remolona^[10] 认为宣布设定的利率目标倾向于引发美国国债市场价格的大幅波动。Conover 等^[11] 的研究表明扩张性货币政策与股票收益率之间具有显著的正相关关系。类似的,Ehrmann 和 Fratzscher^[12] 的结论认为紧缩性货币政策与股票市场显著的负相关。Fair^[13] 的研究表明,超过 30% 的股票市场价格变化源于货币政策的变化。Bernanke 等^[14], Bernanke 和 Gertler^[15-16] 的研究认为资产价格的变化会对经济产生冲击,这会促使央行采取相关措施。Bernanke 和 Kuttner^[17] 的研究表明,平均来说,美国联邦基金目标利率的非预期下降会使股票价格升高。

近年来,国内学者对此领域同样进行了较深入的研究。程立超^[18] 通过建立四个方程的新凯恩斯 SVAR 模型,检验并分析了股票价格、货币政策和宏观经济波动之间的关系,结果表明股票价格与宏观经济波动相关性较强,货币政策调整能够熨平经济波动;在检验不同货币政策的调控效果后,认为包含股票价格波动的货币政策可以改善调控效果。周晖^[19] 运用 GARCH 模型和 BEKK 模型研究了我国股票市场与货币政策的关系,认为我国股票市场已经逐渐成为经济发展的晴雨表,由于股票市场与经济增长之间的关系渐趋稳定,央行可以直接通过货币政策调控经济增长,同时可以间接调控股票市场。王培辉^[20] 运用平滑转移向量误差修正模型和脉冲响应函数方法研究了货币政策冲击对股票价格波动的非对称影响,并指出这种非对称影响依赖于经济所处的状态。郑鸣等^[21] 运用 MSVAR 模型和脉冲响应方法检验了股票价格对货币政策的响应关系,结果发现在股市低迷期,货币增长对股票价格具有即时正向影响关系,银行信贷增长无法提高股价;在股市膨胀期,则存在着货币增长对股票价格的滞后正向影响关系,银行信贷增长可以提高股价;在两个区制中,利率提高对股价都具有滞后负向影响关系。邹文理和王曦^[22] 将货币政策分解成预期和未预期两个成分,并运用 ARIMA 预测方法研究了货币政策对沪深股市的影响,结论表明股市收益率与未预期货币政策显著正相关,而与预期货币政策不相关,不同行业收益率与未预期的货币政策相关程度不同,但这种不同得不到 CAPM 的理论支持。罗文波等^[23] 使用扩展的柯布-道格拉斯生产函数分析了金融资本积累过程中不同融资渠道的异质性资本之间的动态关系,研究表明不同融资渠道的资金对经济增长既存在“补充效应”又具有“挤出效应”。进而使用面板方法进行实证检验,结果发现银行信贷对股票市场筹资具有内生性“溢出效应”,FDI 对股票市场筹资具有内生性“挤出效应”,由于三种不同融资渠道的共同影响,银行信贷对经济增长的抑制作用被削弱,FDI 对经济增长的积极影响也不再显著,而股票市场对经济增长的促进作用依然显著。张小宇等^[24] 通过平滑迁移结构向量自回归模型刻画并分析了股票收益率、货币与产出之间的非线性关系,结果表明货币政策对股票市场具有显著的非对称性影响,而产出与股票收益率之间存在一定程度的两分性。

我们看到,国内外学者对于股票市场、货币政策和经济增长之间的实证研究方法大致分为两类,即线性方法与非线性方法。前者包括 VAR、协整和 VECM 等方法,后者则包括区制转移、ST-SVAR 等方法。这些方法可以研究经济变量之间的静态关系、动态关系,但却无法给出他们之间的时变关系。Kim^[25] 提出了马尔科夫区制转移状态空间模型来描述经济变量之间的时变响应关系。此后,该模型被应用到了大量的经济研究中^{[26]-[29]}。鉴于此,本文从股票市场与其自身因素以及货币增长、经济增长之间的响应关系出发建立马尔科夫区制转移时变系数模型,试图寻找时变意义上的股市收益率与自身因素、货币增长、经济增长之间的典型化事实,并进一步探究股票市场不稳定性的根源及其对经济增长的影响,这不仅可以促进我国股票市场的平稳发展而且有利于宏观经济政策的准确制定和执行。

二、理论与模型

1. 货币政策的股票市场传导渠道

经济理论告诉我们，货币政策通过不同渠道影响着股票市场，进而作用于实体经济。股票市场也会在很大程度上反映经济发展，因此，政策当局在制定和执行货币政策时应考虑股票市场的影响因素。就此而言，货币政策的股票市场传导渠道可以在一定程度上做出股票市场、货币政策和经济增长之间关系的理论阐释。货币政策的股票市场传导渠道大致包括^[30]：

(1) 信贷渠道。信贷渠道理论认为，如果企业未来净现金流的现值会影响企业的市场价值，那么政策当局可以通过改变利率和货币供应量来影响投资水平从而影响企业市场价值，而企业的投资会正向影响未来现金流现值，这将正向影响股票价格和企业市场价值。

(2) 汇率渠道。汇率渠道也可以解释利率影响股价的机制。利率提高会引起本币升值，进而提高进口并降低出口，出口降低会使产出下降，最终导致包括股票在内的资产价格下跌。反之亦然。

(3) 财富效应。财富效应给出了货币政策股票市场传导的另一种渠道，即货币供应量增加会提高股票价格，增加人们的金融资产价值，并刺激人们的消费需求，进而提高总需求。

(4) 托宾 q 理论。托宾 q 理论告诉我们，货币供应量增加使得人们的现金持有量超过意愿持有量，因此，多出的部分将会被支出，一部分支出会投入股票市场，这会推高股价，从而放大 q 值，q 值的放大一方面刺激企业购买新厂房和设备，另一方面企业可以增发少量股票购买相对更多的资本品，这会提高经济中的计划投资总量。

(5) 利率传导渠道。货币政策影响经济的一个主要传导渠道为利率传导渠道。利率的变化会冲击企业的资本成本，最终会影响企业未来净现金流现值，这将导致股票价格发生相应的变化，从而对经济产生影响。这种传导渠道属于传统的凯恩斯观点。

(6) 资产负债表渠道。扩张性的货币政策会提高股价，从而增加企业的权益价值，提高公司净资产，同时减少逆向选择和道德风险，进而刺激企业的计划投资，并提高总需求。

综上所述，货币政策通过不同渠道影响着股票市场，对股票市场的这些不同影响又通过各种方式作用于实体经济，反过来，实体经济的变化又可以影响股票市场的发展，从而勾勒出了货币政策、股票市场和实体经济之间的关联路径。

2. 我国股票市场不稳定性 Markov-TVP

为了研究股票收益率对于货币增长与经济增长的时变响应关系，即货币政策的股票市场传导路径和股票市场的“晴雨表”效应，同时检验股票市场不稳定性根源，我们参照 Kim^[25]提出的马尔科夫区制转移状态空间模型建立股票市场不稳定性马尔科夫区制转移时变系数模型 (Markov-TVP)，首先建立时变系数模型 (TVP)：

$$r_t = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \text{sum}_t + \beta_{2,t} \text{mvm}_t + \beta_{3,t} \text{pe}_t + \beta_{4,t} \text{gy}_t + \beta_{5,t} \text{m}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \nu_{i,t} \quad (2)$$

其中， r_t 为股票市场收益率， sum_t 为股票市场成交金额增长率， mvm_t 为股票市场流通市值增长率， pe_t 为股票市场市盈率增长率， gy_t 为经济增长率， m_{t-1} 为滞后一期的货币增长率， $\beta_{i,t}$ 为时变系数， $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ ， $\nu_{i,t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{\nu_i}^2)$ ， $i=0, 1, 2, 3, 4, 5$ 。

上述 TVP 模型的状态空间表示形式如下：

$$r_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \nu_t \quad (4)$$

其中，第一个方程为量测方程，第二个方程为状态方程， $\beta_t = (\beta_{0,t}, \beta_{1,t}, \beta_{2,t}, \beta_{3,t}, \beta_{4,t}, \beta_{5,t})'$ 为包括截距项的时变系数向量， X_t 为解释变量向量， $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ ， $\nu_t \sim i.i.d. N(0, Q)$ 。

两区制股票市场不稳定性 Markov-TVP 的状态空间形式如下：

$$r_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \nu_t \quad (6)$$

其中， $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2)$ ， $\sigma_{\varepsilon_t}^2$ 为带有区制转移的扰动项方差， S_t 为区制变量， $t=1, 2$ ，且服

从两状态一阶马尔科夫过程, $p_{ij} = p(S_t = j | S_{t-1} = i)$ 表示转移概率, 转移概率满足 $\sum_{i=1}^2 p_{ij} = 1$, $v_t \sim i. i. d. N(0, Q)$ 。

3. 股票市场不稳定性的分解

对于包含马尔科夫异方差扰动的时变系数模型, 当 $S_{t-1} = i$, $S_t = j$ 时, 股票收益率的预测误差总方差的分解如下:

$$f_t = f_{1t} + f_{2t} \tag{7}$$

$$f_{1t} = X_{t-1} \tilde{P}_{t|t-1} X_{t-1}' \tag{8}$$

$$f_{2t} = \sum_{j=0}^1 \Pr[S_t = j | \varphi_{t-1}] \sigma_j^2 = \sigma_0^2 + (\sigma_1^2 - \sigma_0^2) \Pr[S_t = 1 | \varphi_{t-1}] \tag{9}$$

$$P_{t|t-1} = \sum_{i=0}^1 \Pr[S_{t-1} = i | \varphi_{t-1}] \{P_{t|t-1}^i + (\tilde{\beta}_{t|t-1} - \beta_{t|t-1}^i) (\beta_{t|t-1} - \beta_{t|t-1}^i)'\} \tag{10}$$

$$\tilde{\beta}_{t|t-1} = \sum_{i=0}^1 \Pr[S_{t-1} = i | \varphi_{t-1}] \tilde{\beta}_{t|t-1}^i \tag{11}$$

其中, f_t 为总方差, f_{1t} 为时变系数的条件方差, 主要依赖于 $t-1$ 期状态变量 S_{t-1} , f_{2t} 为扰动项马尔科夫异方差, 主要依赖于 t 期状态变量 S_t , φ_{t-1} 为直到 $t-1$ 时刻的信息, $\beta_{t|t-1}^i = E[\beta_t | \varphi_{t-1}]$ 为 β_t 的预测, σ_j^2 为扰动项方差, $P_{t|t-1}^i$ 为 $\beta_{t|t-1}^i$ 的均方差矩阵。我们将 f_t 表示为股票市场的总体不稳定性, 并将总体不稳定性分解为两部分: 第一部分为股票市场自身发展、经济增长以及货币增长所带来的模型系统内在不稳定性, 用时变系数的条件方差 f_{1t} 来表示。第二部分为包括宏观经济的外部冲击、股市自身的随机冲击等其他冲击所构成的模型系统外在不稳定性, 用扰动项马尔科夫异方差 f_{2t} 来表示。

4. 经济增长与股票市场不稳定性的马尔科夫区制转移模型

我们提取股票市场不稳定性的两个分解成分, 即时变系数条件方差代表的内在不稳定性和扰动项马尔科夫异方差代表的外在不稳定性, 并在经济增长的两个区制下分别度量他们对经济增长的影响, 具体模型如下:

$$gy_t = \gamma_{0,S_t} + \gamma_{1,S_t} gy_{t-1} + \gamma_{2,S_t} f_{1t} + \gamma_{3,S_t} f_{2t} + \varepsilon_t \tag{12}$$

其中, gy_t 为经济增长率, f_{1t} 为股票市场内在不稳定性, f_{2t} 为股票市场外在不稳定性, 为了体现经济增长的“惯性”, 我们在模型中加入了滞后一期的经济增长率 gy_{t-1} , S_t 为区制变量, $t=1, 2$ 。

三、我国股票市场不稳定性的实证分析

1. 数据描述

本文的数据样本区间为 1991 年 2 月至 2013 年 2 月, 数据频率为月度, 由于 M2 月度数据公布时间较晚, 导致样本区间较短, 所以本文采用 M1 对数增长率代表货币增长率, 并进行了季节调整, 考虑到货币增长对经济体系的滞后影响, 本文的 M1 对数增长率都为滞后一阶数据。由于我国 GDP 数据是按季度发布的, 而宋玉华和李泽祥^[31]指出 GDP 增长率与工业增加值增长率的波动具有同步性, 高铁梅等^[32]、陈守东等^[33]也使用工业增加值代替 GDP 进行研究, 因此, 本文使用季节调整后的月度工业增加值对数增长率代替 GDP 增长率。我们用上证指数对数收益率来代表我国股票市场收益率, 成交金额对数增长率、流通市值对数增长率和市盈率增长率也都来自上证指数。数据来源于中经网统计数据库 (<http://db.cei.gov.cn>) 和锐思金融数据库 (www.resset.cn)。本文的估计结果通过 RATS8.0 和 OX3.4 的 MSVAR 程序包实现。

2. 我国股票市场的区制与时变响应分析

本文首先估计了我国股票市场不稳定性的马尔科夫区制转移时变系数模型, 模型的估计结果如表 1 所示。从表 1 可以看到, 所有参数的估计结果都很显著。我国股票市场低波动区制的标准差 $\sigma_{e,1}$ 为 0.0102, 高波动区制的标准差 $\sigma_{e,2}$ 为 0.1156, 二者相差较大, 说明市场一旦进入高波动区制则其波动幅度都较为剧烈。低波动区制的持续概率 p_{11} 为 0.9734, 高波动区制的持续概率 p_{22} 为 0.8953, 表明我国股票市场在低波动区制持续的可能性要高于其在高波动区制持续的可能性, 这也符合我国股票市场的实际运行规律, 即出现持续上涨、持续下跌的状况较少, 而更多出现的是震荡走势。两个区制的持续期也可以印证这一点, 低波动的持续期 d_1 为 37 个月左右, 高波动的持续期 d_2 为 9 个月左右, 说明市场低波动性的持续时间更长, 为高波动性持续时间的 4 倍。

表1 股市不稳定性 Markov-TVP 估计结果

参数	估计值	t 值
$\sigma_{e,1}$	0.0102	11.6692
$\sigma_{e,2}$	0.1156	8.8336
$\sigma_{v,1}$	0.0010	1.7422
$\sigma_{v,2}$	0.0013	2.2496
$\sigma_{v,3}$	0.0446	3.0104
$\sigma_{v,4}$	0.0341	4.1295
$\sigma_{v,5}$	0.0988	2.0774
$\sigma_{v,6}$	0.1111	2.1758
p_{11}	0.9734	7.7393
p_{22}	0.8953	-6.0026
d_1	37.6506	
d_2	9.5511	

图1和图2给出了股票市场收益率的平滑概率图，从高波动持续概率的时间路径来看，模型成功地捕捉到了几乎所有的市场高波动性，譬如1992年5月，由于施行自由竞价导致的股市暴涨以及随后的持续下跌，1995年5月证监会暂停国债期货交易试点引起股市井喷和随后的缓慢下跌，1996年4月和8月央行两次降息推动了股市的缓慢持续上涨，2006—2007年我国股市史上最大的牛市以及2008年最大的熊市，2009年和2010年出现的两次大幅反弹。

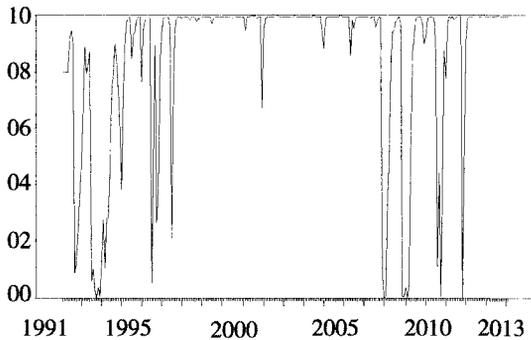


图1 低波动区制平滑概率

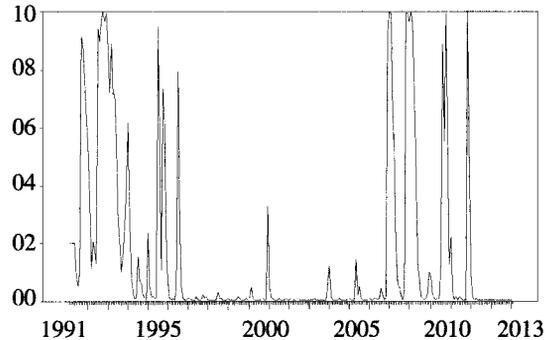


图2 高波动区制平滑概率

图3—图8给出了股票收益率的时变响应系数，其中，成交响应系数在1992—1994年一直呈现单边下降趋势，且反复较大，说明收益率与成交金额变化之间的响应关系稳定性较差。1995—2002年该系数在零轴附近保持着一种小幅波动的横向运行趋势，这反映出收益率的变化与成交金额的变化关联较小。自2003—2009年末，该系数保持着一种单边上涨的趋势，表明收益率与成交金额之间存在着一种单调递增的关系，但相关程度依然不大，从系数值就可看出，在此期间系数最大值仅为0.0300。2010—2012年又一次呈现出单边下降趋势，但期间的反复较小。

市值响应系数从1992—1996年始终保持着一种爬升的态势，但期间也出现了一些反复，总体来说，收益率与市值变化在此期间呈现出了单调递增的响应关系。1997—2000年中期，该系数保持了一种水平走势，证明期间的收益率与市值变化的响应关系比较稳定。2000—2001年中期，他们之间的响应关系为单调递减。而2002—2006年，收益率与市值变化的响应关系在一个相对较高的水平上保持着横向发展态势。2007—2012年，他们之间的响应关系维持在一个相对前期较低的稳定区间，只是在2009年中期出现了一个V型波动。

1991—1994年，市盈率变化响应系数呈现出单调递增的趋势，在此期间，尽管由于股市波动相当剧烈而导致市盈率也出现了巨幅波动，但收益率与市盈率之间还是存在着递增的响应关系，尤其是在1992年5月，由于实行自由竞价交易等原因，市场的市盈率已经达到惊人的120倍，股指收益率也达到了177%，市盈率的分母几乎被投资者完全忽略，由此可见，当时市场充斥着浓厚的非理性与投机氛围。自1995—1996年，该系数开始出现了急剧下降的走势，在此期间，由于股市施行T+1交易制度，尽管市盈率经过探底后出现了缓慢回升的走势，但收益率并没有持续走高。而从1997—2000年，该系数出现了四年左右的缓慢下降走势，表明由于股市实施了涨跌幅限制等原因，收益率与市盈率变化之间的响应关系也逐渐趋于缓和。随后该系数一直维持在0.0000—0.2000之间，这说明随着经济和股市的不断发展、宏观调控水平的持续提升和投资者投资水平的不断进步，股市收益率与市盈率变化之间的响应关系已经趋于稳定。

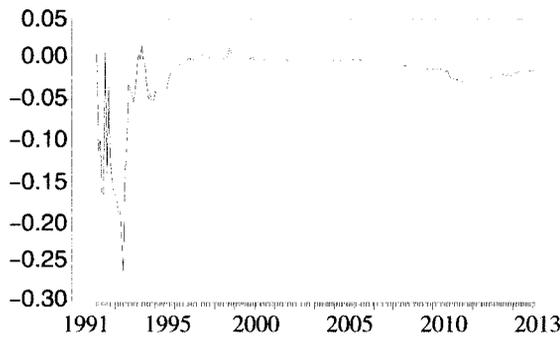


图3 截距项响应系数

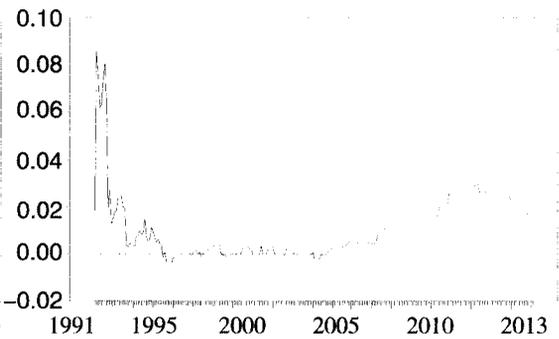


图4 成交响应系数

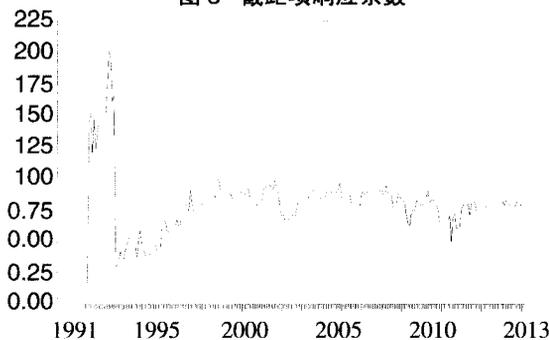


图5 市值响应系数



图6 市盈率响应系数

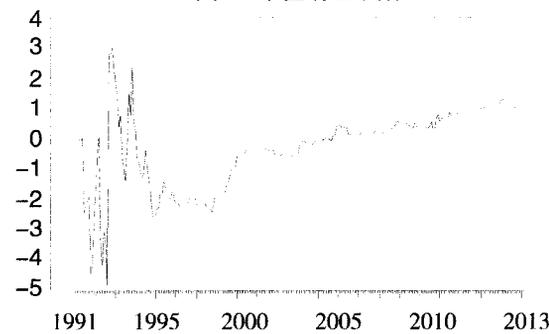


图7 经济增长响应系数

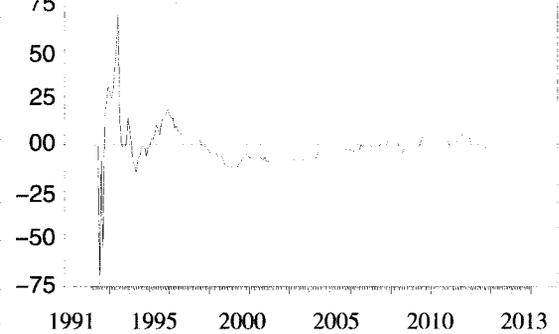


图8 货币增长响应系数

经济增长响应系数在1996年以前的时间段内在零轴上下出现了几次剧烈反复，这与股票市场规模过小以及市场投机盛行导致指数失真程度较高从而无法真实反映经济发展状况有关。从上市公司数量来看，1993年以前上市公司数量不足百家，直到1996年才仅仅达到了530家，同时，我们看到上市公司的行业结构也比较单一，很多上市公司都属于改制的国有企业，这也反应出了当时股票市场“为国企解困”的定位。在此期间，流通市值占GDP的比重最高仅为0.0400。而从市场换手率来看，以上交所为例，当时的流通市值加权换手率最高达998%，指数最大振幅也高达1385%。以上分析说明，股票市场设立之初，由于市场化程度较低、投机氛围较浓和相关政策等原因，使得股票市场无法全面、及时、准确地反应实体经济。从1997—2003年，经济增长响应系数单调递增至零轴附近，可能的原因在于，我国股市自1996年底开始实施涨跌幅限制，加之股市规模不断扩大，从而减少了股票市场自身的波动，这也使得该系数波幅逐渐变小，但股市收益率与经济增长率仍然负相关。我们将大于零小于1的经济增长响应系数称为股市对经济的不完全反应，将大于1的响应系数称为股市对经济的过度反应，将等于1的响应系数称为股市对经济的完全反应。2003年以来，产出响应系数一直运行在零轴以上，且运行较为平稳，从系数值来看，2003—2009年产出响应系数的波动范围为0.0000—0.8000，说明存在不完全反应，而经过了2008—2009年的较大反复后，产出响应系数开始逐步稳定在0.8000—1.2000之间，尽管存在轻度不完全反应和轻度过度反应，但是这种现象主要说明股市对实体经济的反应进入了完全反应区域，也就是说，这段时期内出现了近似完全反应。可能的

原因在于：首先，股票市场规模占 GDP 的比重不断上升，其中 2003 年的比重为 0.1000，相对 1997 年上升了一倍有余，而从 2007 年开始，该比重逐步稳定在 0.3000—0.4000。其次，上市公司行业结构逐渐得到优化，大部分集中于产业链中上游的状况已经得到改善，产业链下游企业的 IPO 不断丰富了股市的行业结构，这使得上市公司行业结构趋于多元化，基本涵盖了实体经济的各个行业。最后，2003 年党的十六届三中全会提出完善国家宏观调控体系、提高宏观调控水平、健全金融调控机制、完善金融监管体制、积极推进资本市场的改革开放和稳定发展、建立多层次资本市场体系、完善资本市场结构，这使得我国政府在宏观经济政策的制定和执行方面，在面对突发经济状况的应急反应与处理方面都取得了巨大进步，从而加快了实体经济和股票市场向自身运行规律的回归，部分地实现了股票市场“晴雨表”的功能。^①

1996 年以前，货币增长响应系数在零轴附近出现了几次巨幅反复，而从 1997—2005 年一直徘徊在零轴下方，从 2006—2009 年再次在零轴附近反复，在 2007—2009 年期间该响应系数基本在零轴上方运行，且波动更加剧烈，众所周知，我国股市在 2007 年出现了波澜壮阔的牛市，这说明在此次牛市阶段，货币增长对股市上涨具有助推作用，另外，由于 2008 年金融危机等原因，我国政府为了应对危机对实体经济可能造成的冲击，适时调整宏观政策，特别是货币政策，由稳健型转换为积极型，这也直接和间接导致了这段时期股票市场的大起大落。我们看到，在股票市场的一些高波动区制出现了股市对货币增长的正向响应关系，如 1991 年 8 月、2009 年 8—10 月等，但在另一些高波动区制却出现了负向响应关系，如 2010 年 11 月等。而在低波动区制也同样存在着正向和负向两种响应关系。货币政策的股票市场传导机制告诉我们，货币供应量的增加可以通过股票价格的提高增加总需求水平，反之，也可以通过影响股票价格下跌而降低总需求水平，也就是说货币供应量与股票价格以及经济增长之间具有递进正相关关系。通过上述分析，我们发现，我国并不存在股市收益率对货币增长率响应的典型化事实，这也说明我国货币政策的股票市场传导路径并不稳定，从而在一定程度上影响了宏观政策对实体经济的调控效果。

3. 我国股票市场不稳定性分解

图 9 和图 10 给出了我国股票市场不稳定性及其分解结果，由于初值问题导致 1991 年 2—5 月出现极端值，所以将其舍去。鉴于 1996 年以前的不确定性总体较高，最高值相当于 1996 年后最高值的 10 倍，为了清楚的显示两个时间段的不稳定性，将其一分为二，分别绘于两张图中，其中 TOTALVAR 为股票市场总体不稳定性，F1HAT 为内在不稳定性，F2HAT 为外在不稳定性。

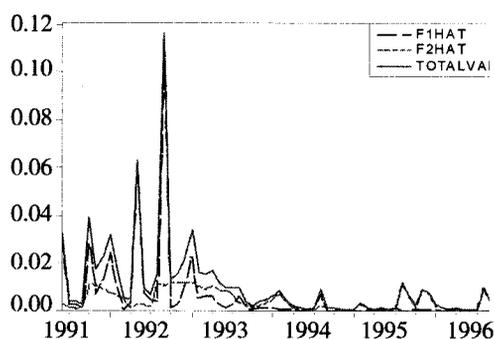


图 9 1991—1996 年不稳定性分解

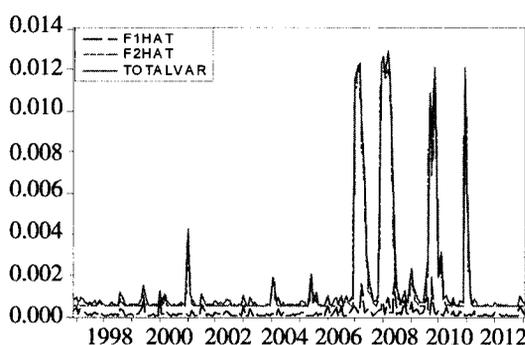


图 10 1996—2013 年不稳定性分解

从图 9 和图 10 可以看到，我国股票市场不稳定性最剧烈时期发生在 1991—1992 年末，在此期间，总体不稳定的主要构成部分为由时变系数方差构成的内在不稳定性，只是在较短的时间由外在不稳定性主导，其中，内在不稳定性占据主导的时期主要包括：1991 年 10 月至 1992 年 2 月，当时上市公司不足百家，施行自由竞价交易期间，出台三大救市政策期间等。我们知道，当时的我国股市正

^① 曹龙骢和陈红泉^[34]指出股市“晴雨表”具有三种时间表现形式：1. 股市与经济同步；2. 股市领先；3. 经济领先。本文的“晴雨表”指的是第一种，即股市与经济同步。

经历初创的稚嫩期，由于投资者不具备成熟的投资理念，缺乏专业知识以及投资经验，而管理者同样缺乏全面的政策制定和执行能力以及监管经验，加之宏观经济政策的制定和调控水平不高，所以导致了由内在不稳定性主导的总体不稳定性。从1993年开始，我国股市的不稳定性温和了许多，而且外在不稳定性取代了内在不稳定性成为总体不稳定性的主体，这种总体不稳定性结构特点一直持续至今，由于1996年12月我国股市实施了涨跌幅限制，股市的不稳定性进一步降低，从2007年开始，我国股市不稳定性突然提高，成为仅次于初创时期的次剧烈时期，我们知道，由于包括我国在内的全球流动性过剩以及羊群行为等原因，2007—2008年我国股市走出了史上最大的倒V字型，期间还出现了罕见的全球金融危机，使得我国的宏观经济与宏观政策都表现出了较强的外部性，这些冲击都是股市不稳定性突然提高的重要原因。上述分析表明，我国股票市场总体不稳定的主要根源是由马尔科夫异方差构成的外在不稳定性，仅在初创时期由时变系数方差构成的内在不稳定性主导。

4. 我国经济增长与股票市场不稳定性区制分析

为了检验经济增长与股票市场内在不稳定性和外在不稳定性关系，我们估计了经济增长与股票市场不稳定性两区制马尔科夫区制转移模型，结果如表2所示。

表2 经济增长与股市不稳定性估计结果

参数	估计值	t 值
$\gamma_{0,1}$	0.0012	3.6217
$\gamma_{0,2}$	0.0017	1.4874
$\gamma_{1,1}$	0.8994	29.3947
$\gamma_{1,2}$	0.8221	7.6908
$\gamma_{2,1}$	0.0024	0.0560
$\gamma_{2,2}$	0.0200	0.5180
$\gamma_{3,1}$	-0.1030	-3.0008
$\gamma_{3,2}$	0.0668	0.3372
σ_1	0.0014	
σ_2	0.0042	
ρ_{11}	0.9819	
ρ_{22}	0.9119	

从表2中可以看到，我国的经济增长分为两个区制：区制1的标准差 σ_1 为0.0014，我们称之为经济增长的低波动区制；区制2的标准差 σ_2 为0.0042，我们称之为经济增长的高波动区制。图11表明，模型成功地捕捉到了我国经济增长的几次较大波动，如2008年金融危机期间经济增长的突然收缩，其中regime1为低波动区制，regime2为高波动区制。从系数的估计结果来看，两个区制的经济增长滞后影响都很显著，且系数都大于0.8000，说明经济增长具有“惯性”。无论是高波动区制还是低波动区制， f_{1t} 的系数都不显著，说明股市内在不稳定性对经济增长并不存在明显的影响。 f_{2t} 的系数在低波动区制显著地异

于零，且符号为负，表明经济增长处于低波动状态时对于股市外在不稳定性的响应关系比较明显，从响应系数大小来看， f_{2t} 在低波动区制的系数 $\gamma_{3,1}$ 为-0.1030，说明股市的外在不稳定性抑制了经济增长，但抑制程度较弱，而在高波动区制 f_{2t} 的系数并不显著，表明当经济处于高波动状态时，股市的外在不稳定性对经济增长没有明显影响。综上所述，股市外在不稳定性对经济增长具有非对称影响，但其对经济增长的影响程度较弱，这种情况基本符合我国经济的实际运行状况。

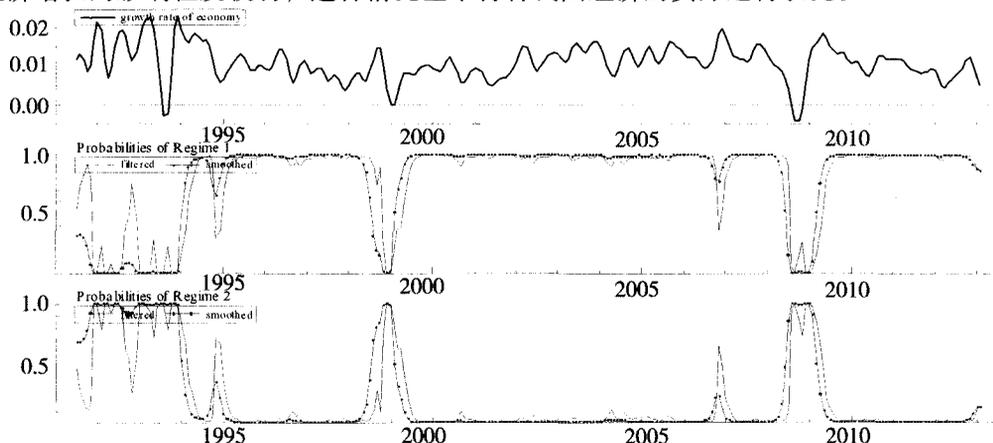


图11 经济增长平滑概率图

四、结论与建议

作为实体经济的“晴雨表”、金融市场的核心，股票市场对于金融系统的稳定运行和宏观经济的平稳增长具有特殊而重要的意义。股票市场在不同国家以及不同的发展阶段都具有不同的发展规律，寻找其发展规律中的典型化事实并探究其背后的原因，对于股票市场自身的健康发展及其对经济增长的积极影响具有重要的学术价值和现实意义。为了研究我国股票市场发展的不稳定性及其对经济增长的影响，我们运用马尔科夫区制转移时变系数模型来刻画股票市场与其自身因素以及经济增长、货币增长的时变响应关系。主要结论如下：

第一，我国股票收益率与货币增长的时变响应关系并没有像经济理论所预期的那样具有正相关关系，而是正负响应关系交替出现，也就是说，不存在股票市场与货币增长之间的典型化响应关系，这说明货币政策的股票市场传导路径具有不稳定性，从而弱化了货币政策对于实体经济的调控作用。因此，未来的政策制定应适当考虑股票市场在货币政策对经济调控中的传导作用，从而可以逐步稳定货币政策的股票市场传导路径，并最终促进我国货币政策传导渠道结构的均衡化发展。

第二，由于投资者和管理者的经验不足、专业知识缺乏、上市公司行业结构不合理和投机氛围浓郁等原因，经济增长对股票收益率的时变影响关系在我国股市建立初期波动剧烈，使得股市无法全面、准确、及时地反应经济发展。而自2003年以来，由于股市规模的不断扩大、上市公司行业结构逐渐多元化及宏观政策的制定和执行水平进步明显等原因，加快了实体经济和股票市场向自身运行规律的回归，使得股票市场对经济增长的反映逐渐趋于稳定，尤其是2010年以后，这种响应关系步入了完全反应区域，这说明股票市场在一定程度上实现了经济“晴雨表”的功能。

第三，通过对股票市场不稳定性分解，我们发现，除了股市建立初期的短暂期间，股市的内在不稳定性超越了外在不稳定性成为股市总体不稳定的主要构成外，其他时间段，股市的总体不稳定性都由股市外在不稳定性主导，另外，我国股市不稳定性最剧烈的时期发生在1991—1992年末，而2008年金融危机期间则成为我国股市不稳定性次剧烈时期。综上所述，由于股市外在不稳定的主导地位，未来对股市监管应着重市场非理性化程度的度量以及国际金融经济危机传染的预防与阻断。

第四，通过对经济增长与股票市场内在不稳定性和外在不稳定性建立马尔科夫区制转移模型，我们发现，无论是在经济增长的高波动区制还是低波动区制，都不存在股市内在不稳定性对经济增长的显著影响，而在经济增长的低波动区制，股市外在不稳定性对经济增长的抑制作用显著，说明我国股票市场外在不稳定性对经济增长具有非对称影响，但影响程度较弱。尽管过去的情况表明政策当局在制定和执行宏观政策时不需太多考虑股票市场，但根据发达经济体的经验，并且随着经济运行的市场化趋势越来越明显，股票市场在经济增长中的影响权重会越来越来大，政策当局应密切关注股票市场，尤其是股票市场的不稳定性对经济增长的影响，以便在未来更好地应对股票市场可能给实体经济带来的重大影响。

参考文献：

- [1] Atje, R., Jovanovic, B. Stock Markets and Development[J]. *European Economic Review*, 1993, 37(2): 632-640.
- [2] Beck, T., Levine, R. Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 28(3): 423-442.
- [3] Cooray, A. Do Stock Markets Lead to Economic Growth? [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2010, 32(4): 448-460.
- [4] Singh, A. Financial Liberalisation, Stock Markets and Economic Development[J]. *The Economic Journal*, 1997, 107(442): 771-782.
- [5] Filer, R., Hanousek, J., Campos, N. F. Do Stock Markets Promote Economic Growth? [R]. *CERGE-EI Working Paper Series*, 2000.
- [6] McQueen, G., Roley, V. V. Stock Prices, News, and Business Conditions[J]. *Review of Financial Studies*, 1993, 6(3): 683-707.
- [7] Boyd, J. H., Hu, J., Jagannathan, R. The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News Is usually Good for Stocks[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(2): 649-672.

- [8] Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., Vega, C. Real-Time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73(2): 251-277.
- [9] Fama, E. F., French, K. R. Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds[J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, 25(1): 23-49.
- [10] Fleming, M., Remolona, E. What Moves the Bond Market? [J]. *Economic Policy Review*, 1997, 3(4).
- [11] Conover, C. M., Jensen, G. R., Johnson, R. R. Monetary Environments and International Stock Returns [J]. *Journal of Banking & Finance*, 1999, 23(9): 1357-1381.
- [12] Ehrmann, M., Fratzscher, M. Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2004, 36(4): 719-737.
- [13] Fair, R. C. Events that Shook the Market [J]. *Journal of Business*, 2002, 75(4): 713-732.
- [14] Bernanke, B. S., Gertler, M., Gilchrist, S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework [J]. *Handbook of Macroeconomics*, 1999, (1): 1341-1393.
- [15] Bernanke, B. S., Gertler, M. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations [J]. *The American Economic Review*, 1989, 79(1): 14-31.
- [16] Bernanke, B. S., Gertler, M. Monetary Policy and Asset Price Volatility [R]. *National Bureau of Economic Research*, 2000.
- [17] Bernanke, B. S., Kuttner, K. N. What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(3): 1221-1257.
- [18] 程立超. 股票价格、货币政策和宏观经济波动[J]. *中央财经大学学报*, 2010, (4): 24-29.
- [19] 周晖. 货币政策、股票资产价格与经济增长[J]. *金融研究*, 2010, (2): 91-101.
- [20] 王培辉. 货币冲击与资产价格波动: 基于中国股市的实证分析[J]. *金融研究*, 2010, (7): 59-70.
- [21] 郑鸣, 倪玉娟, 刘林. 我国货币政策对股票价格的影响——基于 Markov 区制转换 VAR 模型的实证分析[J]. *经济管理*, 2010, (11): 7-15.
- [22] 邹文理, 王曦. 预期与未预期的货币政策对股票市场的影响[J]. *国际金融研究*, 2011, (11): 87-96.
- [23] 罗文波, 吴洁, 王璐. 股票市场发展、不同渠道融资与经济增长: 溢出或挤出? [J]. *经济管理*, 2011, (4): 136-143.
- [24] 张小宇, 刘金全, 刘慧悦. 货币政策与股票收益率的非线性影响机制研究[J]. *金融研究*, 2013, (1): 38-52.
- [25] Kim, C. J. Sources of Monetary Growth Uncertainty and Economic Activity: The Time-Varying-Parameter Model with Heteroskedastic Disturbances [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1993, 75(3): 483-492.
- [26] Kim, C. J., Nelson, C. R. Estimation of a Forward-Looking Monetary Policy Rule: A Time-Varying Parameter Model Using Expost Data [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53(8): 1949-1966.
- [27] 陈守东, 杨东亮. 我国财政支出不确定性对居民消费影响的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, (9): 119-133.
- [28] 刘金全, 隋建利. 中国货币增长不确定性与经济增长关系检验(1980—2008) [J]. *中国社会科学*, 2010, (4): 74-86.
- [29] 陈守东, 谷家奎. 人民币汇率变化不确定性与外汇储备增长研究 [J]. *上海经济研究*, 2013, (7): 3-12.
- [30] Mishkin, F. *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets* [M]. Pearson Education, 2007.
- [31] 宋玉华, 李泽祥. 麦克勒姆规则有效性在中国的实证研究 [J]. *金融研究*, 2007, (5): 49-61.
- [32] 高铁梅, 李颖, 梁云芳. 2009 年中国经济增长率周期波动呈 U 型走势——利用景气指数和 Probit 模型的分析 and 预测 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, (6): 3-14.
- [33] 陈守东, 王妍, 唐亚晖. 我国金融不稳定性及其对宏观经济非对称影响分析 [J]. *国际金融研究*, 2013, (6): 56-66.
- [34] 曹龙骥, 陈红泉. 中国股市晴雨表功能辨析 [J]. *广东金融学院学报*, 2006, (3): 55-58.
- [35] 巴曙松, 左伟, 朱元倩. 金融网络及传染对金融稳定的影响 [J]. *财经问题研究*, 2013, (2): 3-11.
- [36] 薛文中, 张溪. 货币政策环境与股票收益——基于多个国家的经验研究 [J]. *东北财经大学学报*, 2012, (2): 12-16.
- [37] 孙扬, 赵国文. 我国股票市场对经济增长的影响分析 [J]. *中国集体经济*, 2011, (22).

(责任编辑: 刘 艳)