

资本市场创新与风险管理  
主要参考文献  
《金融研究》  
(2008)  
(上)

中南财经政法大学  
新华金融保险学院  
湖北金融研究中心  
中国投资研究中心  
2009·武汉

# 资本市场开放、本币升值与居民资产结构调整 ——分析中国股市上涨的三重视角

何孝星 余 军

(厦门大学经济学院,福建厦门市 361005)

**摘要:**理论界和实务界普遍认为流动性过剩是导致股市、房市价格上涨的重要原因。自2006年下半年以来,央行接连实施紧缩性货币政策,但都未影响到股市和房市的价格上涨势头。论文从资本市场开放、人民币升值与居民资产结构调整三个角度对我国股市近期的上涨进行理论分析,认为我国资本市场对内对外的逐步开放、人民币缓慢升值与居民资产结构调整是我国股市近期上升的主要原因,并指出股市上涨的“流动性过剩”假说存在认识误区,新形势下紧缩性货币政策调控股市存在困难。

**关键词:**资本市场开放;人民币升值;居民资产结构调整;股市上涨

JEL 分类号:E44,E61,F36 文献标识码:A 文章编号:1002-7246(2008)01-0042-11

## 一、问题的提出

股权分置改革启动以后,沪深两地股市的快速上涨引发了市场监管层和某些经济工作者的担忧,股市泡沫论一时卷土重来(参见杨万东(2007))。基于“流动性过剩”的判断,央行自2006年下半年以来接连实施紧缩性货币政策,但都未能遏制住资产价格的迅速上涨。以收缩流动性为目的的紧缩性货币政策对股价和房价的不断上涨并未造成影响,这说明流动性过剩并不是目前我国股市、房市上涨的主导性因素。

在我国资本市场逐步开放、本币缓慢升值的大背景下,投资者普遍预期我国的股票、房地产等资产市场都将经历一个长期牛市。这一判断主要基于日本、韩国和台湾等新兴经济体的资本市场伴随其本币升值、金融市场开放而长期走强的历史经验。然而,这些新兴资本市场的历史经验背后是否隐藏着一条开放的基本规律,我国资本市场在本币升值、资本市场扩大开放情形下是否也必然经历这一过程,这一问题仍没有得到理论界的严

收稿日期:2007-09-12

作者简介:何孝星(1955-),福建福州人,经济学博士,现为厦门大学金融系教授、博导;

余 边(1982-),湖南常德人,厦门大学金融系博士研究生。

\* 作者感谢匿名评审人的建议,当然文责自负。

肃回答。本文旨在对新兴资本市场的这一开放性规律进行初步探讨，并提炼出资本市场开放、本币升值背景下股市发展的基本规律。

股权分置改革是我国资本市场的根本性制度变革。虽然股改对资本市场的正面影响将会在长期内得以表现，但目前股市的整体价格水平显然已难以由公司现在及可预见的未来业绩支撑，我国股市已经透支股改带来的制度性收益。除资本市场一系列制度革新外，我国股市的上涨是否还有其他推动力量呢？本文认为在股改完成后，我国资本市场稳步开放、本币持续升值和居民资产结构调整是中国股市近期持续上涨的重要原因。

## 二、资本市场渐进开放与股市的上涨

狭义的资本市场开放仅指本国资本市场的对外开放，即一国政府允许境外投资者在该国资本市场进行有价证券的买卖。而广义的资本市场开放则指一国资本项目的完全开放，即双向的开放，不仅允许境外投资者投资境内资本市场，还允许境内居民进行境外资本市场投资。本文对“资本市场开放”取广义的概念。由 Errunza 和 Losq(1985, 1989)等人在 CAPM 基础上建立的国际资产定价模型(IAPMs)认为，一国资本市场对外开放的实质是允许风险在国内外投资者之间分担，由此降低国内外投资者对国内股票所要求的风险溢价水平，从而降低该国资本市场股权融资成本。在宏、微观经济环境不变的情况下，伴随一国资本市场的开放，我们可以观察到两个现象，即该国证券市场价格指数的上升和该国实物投资规模的扩大(Henry, 2000)。这是因为资本市场的开放带来融资成本的降低，使一些在市场开放之前为负 NPV 的项目变得具有经济可行性。

研究一国资本市场开放对其证券价格水平影响的国外文献较多，且其研究视角主要是直接考虑该国股票市场对外开放与其股票市场价格指数之间的关系。Henry(2000)曾对12个新兴市场国家和地区的资本市场开放运用事件研究法进行实证，发现样本市场在宣布资本市场对外开放前能获得超常收益率。Patro(2005)从国家基金(Country Fund)的溢价水平角度考察资本市场对外开放与股价的关系，发现一国资本市场对外开放程度的提高能够显著减小投资于该国的国家基金的溢价水平，并指出其溢价水平的降低并不是由于基金价格的降低，而是该国家基金在目标市场开放后其净值大幅提升所致。事实上，世界各国的资本市场既不完全封闭也不完全开放，各国资本市场只有开放程度的不同(Errunza 和 Losq, 1985)。所以，资本市场开放是一个阶段递进的过程，若用单一事件研究法就难以找出能代表一国资本市场实现从完全封闭到完全开放这一跨越的政策事件。

表1 我国证券市场开放度测量

单位：百万美元

年度	SECURITYL	SECURITYA	存量合计	GDP	证券市场开放度
1997年	24,371	4,308	28,679	953,803	0.030
1998年	24,468	8,138	32,606	1,019,508	0.032
1999年	25,166	18,672	43,838	1,083,147	0.040

续表

年度	SECURITYL	SECURITYA	存量合计	GDP	证券市场开放度
2000 年	32,483	29,979	62,462	1,198,524	0.052
2001 年	33,731	50,633	84,364	1,324,880	0.064
2002 年	35,483	62,727	98,210	1,453,771	0.068
2003 年	43,926	59,744	103,670	1,641,028	0.063
2004 年	57,129	53,258	110,387	1,931,710	0.057
2005 年	78,353	79,414	157,767	2,278,357	0.069
2006 年	121,214	189,832	311,046	2,681,714	0.116

说明:本表根据国家外汇管理局编制的年度中国国际收支平衡表核算,数据存量以 1985 年为基础历年累加。

我国资本市场的开放是一个渐进的过程。早在资本市场建立之初,我国就以国家基金形式引入了境外资金。在 1991 年以后,考虑到国外资本市场上市制度的灵活、大规模融资的需要,国内企业纷纷寻求海外上市,在香港、纽约等地分别形成了 H 股和 N 股市场。同时,我国也在国内建立了允许境外资金参与的 B 股市场。2002 年 11 月,监管当局发布《合格境外机构投资者境内证券投资管理暂行办法》,标志着 QFII 制度的正式推出。2006 年 4 月,中央人民银行(2006)第 5 号公告对商业银行、保险和基金管理公司等机构募集资金进行境外投资作出原则性规定,被视为 QDII 的制度性开闸。QFII 和 QDII 制度的相继出台标志着我国资本市场的开放已进入一个更深入的阶段。本文以 1985 年为基期计算出我国证券投资的年度资产与负债存量,并用证券投资的资产和负债存量总额与 GDP 的比值构造一个证券市场实际开放度指标。从表 1 可以观察到,2001 年以前我国对外证券投资的负债始终大于资产,此后中国对外证券投资迅速增长,并持续超过对外证券投资负债余额。另外,我国证券市场开放度在 2002 年之前保持了稳定的增长趋势,但在 2002 年 QFII 制度实施以后的 2 年间,由于国内股市持续低迷和 QFII 额度有限,我国证券市场实际开放度却呈现一定程度的下降,直到 2005 年底我国证券市场实际开放度才达到并超越 2002 年的水平,并在 2006 年大幅增长,达到 0.116 的历史新高。考虑到我国对外证券投资一直以来只是作为外汇储备的保值途径之一而主要投资于海外债券资产,若仅以股本证券投资存量估算,我国资本市场实际开放程度比本文度量的证券市场开放度显然更低。

我国资本市场的开放性政策是否能显著提升我国股票的价格水平呢?为了方便该问题的研究,我们考察香港联合交易所主板的两个市场指数:恒生指数(HSI)和中国企业指数(HSCEI)。前者代表香港证券市场整体价格水平,后者代表在香港上市的内地企业股票价格水平。选用香港证券交易所指数分析我国资本市场扩大开放对证券价格的影响是出于三个方面的考虑:首先,香港证券交易所有一个庞大的中国企板块,其中的许多公司都在香港和内地双重上市,和内地证券市场联系比较紧密;其次,香港证券市场的交易制度和监管比较完善,能有效隔离中国资本市场股权割裂等制度性和政策性系统风险的影响;此外,香港作为境外投资者投资内地和内地投资者投资海外的桥头堡,相对于

其他海外市场而言,其对内地资本市场开放政策的反应更为敏锐。

本文采用市场模型对2001年12月至2007年4月的HSI和HSCEI周收益率数据进行结构性变化检验。市场模型假设市场中某证券或证券组合的收益率受一些共同因素影响,而这些共同因素可看作是市场指数。在香港证券市场中,HSI和HSCEI周收益率之间同样存在这样的关系,其形式为:

$$r_{\text{cni},t} = a + \beta r_{\text{hui},t} + \varepsilon \quad (1)$$

其中,  $r_{\text{cni},t}$  为 HSCEI 周收益率,  $r_{\text{hui},t}$  为 HIS 周收益率,  $\varepsilon$  是假设期望为 0、方差为常数的干扰项。为检验模型系数在开放性政策出台前后是否发生结构性变化,我们拟选取三个政策事件作为样本的结构断点。这三个政策事件分别是:2002 年 11 月 QFII 的推出,2005 年 4 月股权分置改革试点的推出,以及 2006 年 4 月央行关于 QDII 有关规定的出台。为排除开放性政策出台前市场由于预期而提前反映,或可能存在政策出台后市场短期内过度反应的不利影响,本文从样本数据中剔除了政策宣布当月的收益数据。我们以上述三个政策事件作为样本断点,大致对称地截取政策事件宣布前后共 80 至 90 周的收益数据进行结构性变化检验,以此分析我国资本市场的开放性政策对相关证券价格的影响。<sup>①</sup>

表 2 为模型参数的估计结果及模型结构性变化的 Chow 检验情况。可以观察到,2002 年 11 月 QFII 制度的出台显著改变了 HSCEI 与 HIS 周收益率之间的结构关系,其  $\beta$  值由 QFII 推出前的 0.552 上升至之后的 1.181,而对其结构变化进行的 Chow 检验在 5% 显著性水平拒绝无结构差异的零假设,说明 QFII 制度的推出确实提高了我国资本市场对外开放水平,并促进了内地在港上市公司证券价格的显著上升。对股权分置改革政策推出前后的结构性变化检验在 5% 显著性水平下并不能拒绝两时期结构无差异的零假设,说明内地资本市场的股权分置改革并不能对 HSCEI 的收益产生显著性影响,此结果也说明选择 HSCEI 作为衡量中国资本市场开放对股价影响的替代变量是合理的。在对 QDII 政策事件的检验中,尽管政策宣布后的  $\beta$  值显著大于政策宣布前的  $\beta$  值,且 HSCEI 收益率在政策事件宣布后也略有提高,但 Chow 检验结果并不能拒绝无结构差异的零假设。QDII 是开放境内投资者以境内合格机构投资者形式投资境外资本市场,此举可进一步地促使境内投资者与境外投资者分担内地在港上市公司证券的风险,从而提升该类证券的市场交易价格。但 QDII 政策推出前后 HSCEI 的市场收益关系并没有发生结构性变化,究其原因,一方面是因为 QDII 在 QFII 推出之后势在必行,市场存在的先前预期可能已提前反映该政策出台后的影响;另一方面,QDII 政策本身的影响有限。我国率先推出的是银行和保险系的 QDII,投资对象仅为境外的固定收益类证券,投资收益有限。2005 年 7 月我国进行汇率体制改革后,人民币对外持续小步升值,抵减了境内投资者境外投资本来就已微薄的收益。而此时又逢国内股市节节攀升,境内投资者投资境外证券市场的意愿不强。

在 QFII 推出之后,国内股票市场并没有与香港 H 股市场一样走强,反而一路下跌,这是由于国内证券市场在 2001 年后存在国有股减持等政策性不确定因素的影响。股改

<sup>①</sup> 将股权改革作为样本断点是为了验内地股改对在港上市的中国企业股票价格是否存在结构性影响。

之后国内股市持续上升,一定程度上是股票价格对QFII等资本市场开放政策实施的滞后反应。QFII和QDII政策的实施使境内外投资者能更好地分担我国资本市场的系统性风险,降低国内股本证券的融资成本,对国内股票市场近期的持续上升存在一定的推动作用。但随着国内资本市场对外开放程度的不断提高,国内外股市存在的联动效应不断加强,投资者通过投资境内外证券以分散风险的目的将难以达到,境内外投资者对证券风险的分担就不能进一步降低对国内证券的风险溢价要求。因此,我国资本市场逐渐开放对国内证券价格的推动作用长期而言将逐渐微弱。

### 三、人民币升值预期与股市的上涨

经常账户开放后,一国的资本账户也难以保持完全的封闭状态。伴随人民币的对外升值,国际资本可通过各种渠道不断涌人国内资本市场和房地产市场,驱使我国股票和房地产价格不断走强。理论界和实务界普遍认为资本市场、房地产市场的走强与人民币升值之间有紧密的联系。杜敏杰和刘霞辉(2007)运用土地理论对房地产价格和人民币升值之间的关系进行了理论探讨,认为房地产久期的存在可使本币升值对房地产价格产生更大的杠杆作用。房地产作为金融资产之一有这样的关系存在,那么其他金融资产,特别是股票价格,是否与本币升值之间也有紧密联系呢?

考虑到大量境外资本已经通过合规(QFII)或不合规的渠道进入我国资本市场,本文将从境外投资者的角度出发,运用股票定价模型对人民币升值和股票价格关系进行理论分析。为方便考查股票价格与本币升值之间的联系,本文假设境内外投资者的必要回报率相等且假设股息的未来增长为零,即选用零增长的股息贴现模型。在人民币汇率未调整之前,国内外投资者对国内市场存在合意的价格水平:

$$P^0 = D_0 \cdot \sum_{t=1}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^t} = \frac{D_0}{r_k} \quad (D_0 \text{ 为每期不变股利, 且 } r_k = r_f) \quad (2)$$

$r_k$ 、 $r_f$  分别为国内和国外投资者投资股市的必要回报率。此情形下,若人民币汇率是一次性调整,且调整的幅度足够大以致市场不再存在对人民币的升值预期,则人民币的一次性升值对股票价格不会产生影响。但我国并没有选择本币的迅速升值,“宁愿采用调整出口退税率、放松资本流出管制、调整利率和存款准备金率等方法来应对内部和外部经济失衡的局面,也不愿意让人民币升值”(施建淮,2007)。如果货币当局允许人民币缓慢升值,并且对货币市场无货币政策干预,汇率与股票价格、利率水平的变化路径可能存在以下两种情形。

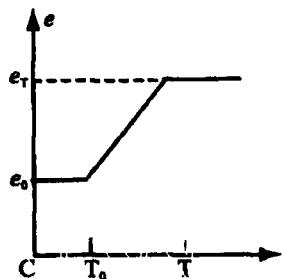
情形一:假设货币当局对境外资本的流动存在比较严密的监控,境外短期资本只能少量地通过合规渠道流入我国资本市场。如果我国政府允许人民币在一段时期 T 内持续小步升值,对境外投资者而言,人民币对外升值可视为其在投资我国资本市场的补贴收益。令人民币年均升值幅度为  $\Delta e$ ,此时境内外投资者投资我国股市的必要回报率由最初相等变为:

$$r_f = r_k \rightarrow r_f' + \Delta e = r_k \quad (r_f' < r_f = r_k) \quad (3)$$

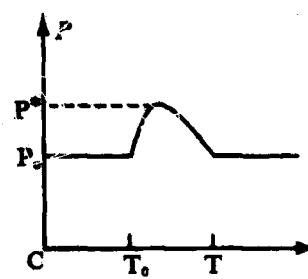
但在时期  $T$  之后，人民币不再升值，境内外投资者的必要回报率重新相等。因此，理性的境外投资者对我国股票市场的价格将采用两阶段估价模型，估价方程为：

$$P^* = \sum_{t=1}^T \frac{D_0}{(1+r_f)^t} + \frac{1}{(1+r_h)} \sum_{t=T+1}^{\infty} \frac{D_0}{(1+r_h)^t} = D_0 \cdot \sum_{t=1}^T \left( \frac{1}{1+r_f} \right)^t + \frac{D_0}{r_h(1+r_h)} > P^0 \quad (4)$$

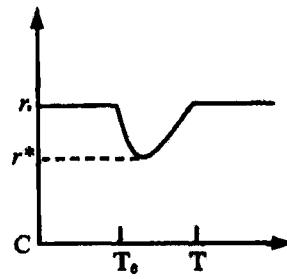
根据式(4)，此时境内外投资者对我国资本市场的估价水平就会产生分歧，国外投资者的合意价格水平高于国内投资者的合意价格水平。图1表示的是汇率、股票价格和利率三者之间的动态调整路径。由于存在对人民币缓慢升值的理性预期，境外投资者投资我国股票市场时将能获得每期  $\Delta e$  的超额收益。若货币当局对短期资本的流动存在比较严密的监控，国际短期资本只能缓慢流入境内资本市场，造成我国资本项目顺差温和增长，并在央行不存在对冲措施情形下我国基础货币供给缓慢增加，货币市场利率小幅度下降，资产价格在人民币升值早期缓慢上升。随着汇率逐渐调整到均衡水平，国际资本的流入会减少，并有可能缓慢流出，资本市场价格水平逐渐向本币升值前的价格水平回归，货币市场利率也有小幅度回升。在时期  $T$  之后超额收益消失，境内外投资者的必要回报率重新相等，资产价格回落至升值前水平。



(图 1-a)



(图 1-b)

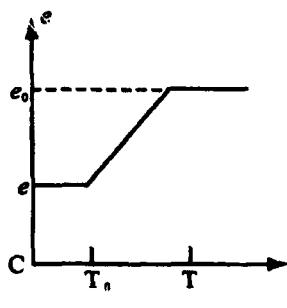


(图 1-c)

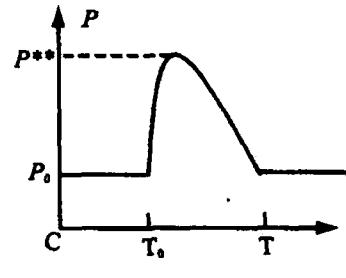
**情形二：**假使货币当局对资本项目的监管失控，且在我国经济持续强劲增长和国际收支状况良好条件下境外投资者对人民币存在长期升值预期，国际资本将假借各种名义源源不断地流入我国资本市场，豪赌人民币升值。此时不同于(4)式的估值模型，境外投资者会乐观地认为人民币存在以  $\Delta e$  为年升值率的长期升值趋势，此时境外投资者对我国资本市场价格水平的估计模型为：

$$P^{**} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_0}{(1+r_f)^t} = \frac{D_0}{r_h - \Delta e} > P^* > P^0 \quad (5)$$

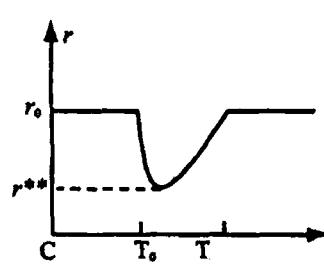
据式(5),境外投资者此时的估价水平既高于境内投资者估价水平,也高于情形一的境外投资者估价水平。且由于人民币缓慢升值造成汇率的慢调,导致货币市场和资本市场出现超调情形,即在汇率调整的早期可能出现境外资本大量流入、资本价格水平大幅上涨以及利率水平过低等超调情形。但随着人民币的逐渐升值,金融资产价格和货币市场利率将逐渐调整到汇率升值前水平。图2所示为汇率、资产价格和利率的调整路径。此情形下,由于境外投资者对人民币升值幅度的预期较高,导致国外资本短期内大量涌入,同时造成国内金融资产价格的大幅且过度上涨和利率水平的过度下降。在人民币升值过程中,先前流入境内的境外资本可能会随人民币升值而加速流出,金融资产价格快速回落,利率水平逐渐升高,两者最终都调整到本币升值前的合意水平。此种情形下也可能存在一个更极端的结果:在升值预期下国外资金推动金融资产价格大幅上涨,形成巨大的金融资产价格泡沫。而当境外投资者对人民币升值预期过高而无法实现时,境外资本开始抛售我国资本市场证券,由于羊群行为和恐慌情绪而导致的境外投资者群体撤离将使我国外汇、货币和资本市场在短时间内进行剧烈调整,金融资产价格和利率水平将不能调整到汇率升值前水平,而可能再次出现金融资产价格和利率水平的反向超调情形,如图3所示。刘震辉(2004)认为新兴市场国家因为经济增长的波动性而需要给本币汇率一定的风险折价,故新兴市场国家宁可保持本币一定程度的低估也不会将汇率调整到境内外投资者预期的实际均衡水平。因此,对人民币升值的市场预期与货币当局决策不一致时极有可能造成国内股市的急剧调整。若我国没有较强的资金实力和良好的国内经济状况的支撑,人民币对外汇率、资产价格和利率的急剧调整将对我国实体经济运行造成严重伤害。



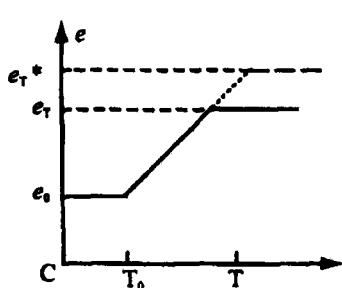
(图 2-a)



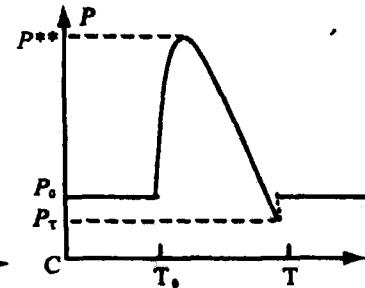
(图 2-b)



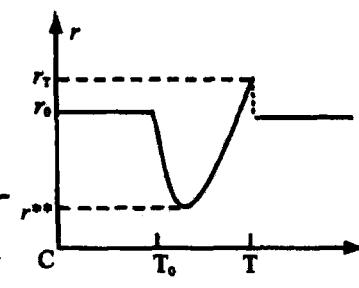
(图 2-c)



(图 3-a)



(图 3-b)



(图 3-c)

在资本市场开放、本币缓慢升值背景下,如果一国宏观经济基础没有根本性改变,其资产价格在本币升值的早期可能出现大幅上涨,而后随本币对外汇率日益接近均衡水平其资产价格又将逐渐回落至本币升值前水平。这一分析揭示了大多新兴经济体的资本市场在本币升值前后经历大幅上涨而后回落的开放性规律。

#### 四、流动性过剩、居民资产结构调整与股市的上涨

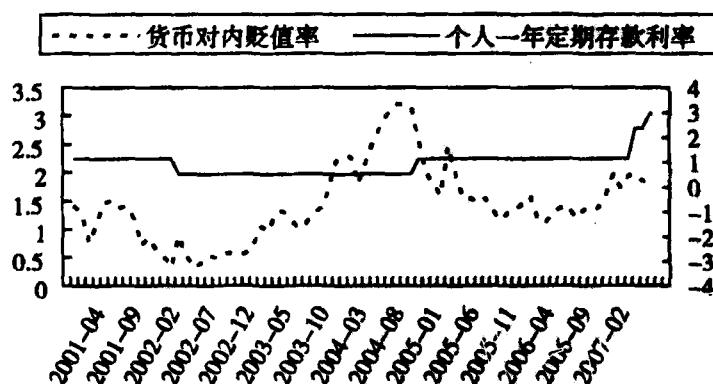


图4 2001年以来存款利率与货币对内贬值率

数据来源:Wind 资讯

注:左边纵轴为利率,右边纵轴为货币对内贬值率,由 CPI 同比指数减一年期存款利率取得,没有考虑利息税的影响。

居民的资产组合即居民财富的持有形式,是居民根据个人的风险偏好和自身财务状况选择各种资产以进行流动性、收益性和风险程度的搭配。按资产流动性的高低排序,居民资产组合一般包含现金、存款、债券、股票和房产等。现金一般情况下具有最高的流动性,但如果一国货币有对外贬值或者对内贬值(通货膨胀)的困扰时,其流动性就大打折扣。更极端的情况是超级通货膨胀时期,货币因难以与其他资产相交换而完全丧失流动性。经济学家常用真实利率即存款利率与通货膨胀率之差表示货币对内贬值程度。图4所示为2001年来人民币对内的贬值程度估计,2003年11月份至2004年末和2007年年初以来的这两个时期,人民币对内有贬值迹象。本币贬值促使国内居民将流动性高而收益率低的货币类资产(如定期与活期存款等)转化为收益较好的其他形式资产以寻求财富的保值、增值。

将货币与交易价格之间建立直接联系的第一个理论是货币数量说。流动性过剩,按照货币数量说的观点,是指货币的供应量超过长期物价稳定的要求,或者是货币的供应量超过了交易、预防和投机的需求(Gouteron 和 Szpiro,2005)。但货币投放过多是否就一定导致物价或资产价格的上涨呢?笔者认为并不一定。根据交易方程式: $m + v = p + y$ ,假使货币流通速度  $v$  是稳定的,且社会总的交易量  $y$  不变,货币投放  $m$  越多会导致资产价格和一般物品价格的上涨。但货币流通速度若不稳定,货币供给与商品交易价格的关系也不稳定。即使有货币的过量供给,如果货币的流通速度下降,物价或金融资产类价

格也并不一定上升，某些时候甚至还可呈下降趋势。因此，认为基础货币供给过多理所当然地造成物价或资产价格上涨的思路存在一定的缺陷。

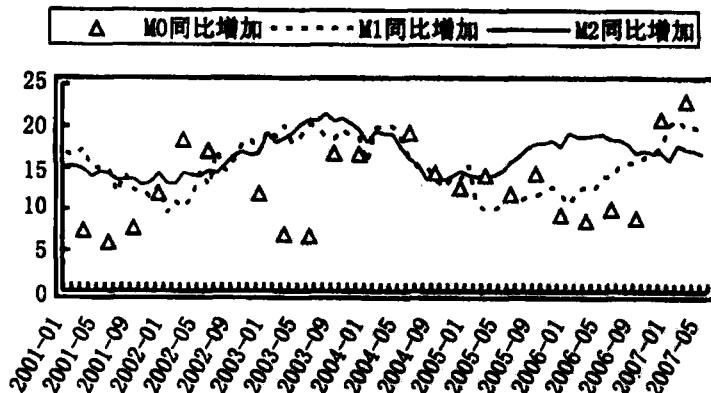


图5 我国2001年以来的货币供应增长率

数据来源：wind资讯

图5给出的是2001年以来我国各层次货币供应量的同比增长率。2007年1季度，国内基础货币供应的增长超过了自2001年来的所有同期货币供给增长率，并且狭义货币M1的供给增长率此时也大幅度且持续地超过广义货币M2的供应增长率，而广义货币供给并没有大幅增长，反而有下降趋势。2006年以来的股市火热情促使居民开始调整其储蓄资产与金融证券类资产的比例，此现象被形象地称为储蓄向股市的“大搬家”。这种“大搬家”即储蓄资产和证券资产之间的转化使大量的准货币转化为活期存款。所谓的“流动性过剩”，就我国经济实际而言，是居民或机构资产结构调整过程中的一种货币表现，沉淀在居民手中而不参与交易的货币即使数量再多也不是流动性过剩。并且，由于我国资本市场的制度性障碍，以及金融产品的缺乏导致居民的“强制选择”（臧旭恒等（2001）），居民除拥有银行储蓄存款这一资产配置途径之外别无他途。相对于发达国家居民资产结构中金融资产，特别是证券和保险资产的比重，国内居民的证券类资产占其财富的比重还比较低。根据国家统计局于2002年5-7月在8个省（直辖市）所进行的城市居民家庭资产调查，在2002年我国城市居民的本币金融资产中，储蓄存款占比近七成，股票资产也只有10%左右，远远低于资本市场发达国家居民资产中股票的配置水平。随着国内经济金融条件的成熟，我国居民资产有由银行存款向证券类金融资产转化的长期趋势。由于股改后股市的转暖，居民资产结构调整对流动性的需求大增，即需要大量用于证券资产交易的交易性货币。因此，近期股市的大涨并非主要由流动性过剩或新增货币流量太多造成，其实质是居民资产存量的结构调整使然。

## 五、总结及政策含义

本文从资本市场开放、人民币渐进升值与居民资产结构调整三个角度分析了我国股市在股改后大幅上涨的理论原因，从中得出了以下政策启示：

首先，境内外投资者对国内资本市场风险分担和风险分散，能显著提升我国资本市

场的投资价值。我国政府应继续推进和扩大资本市场的对外开放，通过QFII制度适度地引入合规的境外资本投资我国股市，并在政策上促进境内居民进行境外资本市场投资。

其次，尽管为维护国内经济的稳定，货币当局应使人民币汇率在未来一段时期内缓慢升值，但货币当局也必须允许和适度加大人民币汇率的波动幅度，打乱境外投资者对人民币升值的单向预期。在人民币升值期间，我国还须加强对资本项目的监控，推迟主要资本项目的对外开放时间，防止境外资本通过资本项目单向流入或流出，加剧我国内部经济的失衡。考虑到国际收支不平衡对国内经济失衡的引致效应，央行货币政策的着眼点应为确保国际收支的平衡，并在国际收支不平衡情况下采取对冲性货币政策以抵消国外资本流入对国内货币和金融市场的冲击。

再次，监管当局应提升监管水平，加强对资本市场的监控，防止境内外投资者凭借资金实力和舆论影响力对国内资本市场进行操纵。目前境外市场已存在对我国资本市场做空的金融工具，监管当局需要防范境外资本对我国股市的两手出击。根据前面人民币升值与股票价格关系的理论分析，作者认为在人民币升值期间，国内股市应保持适度的“价格泡沫”，使我国资本市场的投资收益率略低于国外成熟市场和新兴市场，以阻止国外资金流入我国资本市场进行短期套利交易。

最后，银行储蓄存款向证券资产的转移，这既是我国资本市场发展面临的一大机遇，也是我国居民财富结构的历史性调整时机。监管当局应把握住市场发展机遇，鼓励包括已在海外上市的国有蓝筹企业等一切优质企业实现在国内资本市场的上市，按照居民资产结构调整的要求对资本市场进行相应扩容，促进我国资本市场的发展和壮大。

本文分析了我国股市近期上涨的三个原因，但应该注意的是，上述三个原因都不能持久地推动股市上涨。随着资本市场开放的不断加深，人民币升值幅度的逐渐提高和居民资产结构的调整到位，此三个因素对股市上涨的推动能力将逐渐枯竭，并最终可能导致股市的回调。此结论不仅揭示了日本、韩国以及我国台湾省等新兴资本市场在市场开放、本币持续升值背景下长期上升的理论原因，还指出了这些新兴市场在资本市场开放、本币升值的后期其资本市场又遭遇困境的根源。在我国资本市场开放形势下，如何避免重蹈新兴市场国家资本市场开放的覆辙，需要理论界给予更多的关注和思考。

## 参 考 文 献

- [1] 杜敏杰,刘震辉,2007:人民币升值预期与房地产价格变动,《世界经济》第1期,第81—88页。
- [2] 刘震辉,2004:人民币已进入了长期升值预期的阶段了吗?《经济研究》第2期,第28—38页。
- [3] 施建准,2007:人民币升值是紧缩性的吗?《经济研究》第1期,第41—55页。
- [4] 杨万东,2007:中国股市泡沫问题讨论综述,《经济理论与经济管理》第4期,第76—80页。
- [5] 咸烟恒等,2001:居民资产与消费选择行为分析,上海:上海三联书店,上海人民出版社。
- [6] Errunza, Vihang, and Etienne Loeq, 1985, "International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test", *Journal of Finance* 40, 105—124.
- [7] Errunza, Vihang, and Etienne Loeq, 1989, "Capital Flow Controls, International Asset Pricing, and Investors Welfare: A Multi-country Framework", *Journal of Finance* 44, 1025—1037.
- [8] Gouteron,Sylvain, and Daniel Seapiro,2005,"Excess Monetary Liquidity and Asset Prices",working paper,SSRN-id807457.
- [9] Henry, P. 2000, "Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices", *Journal of*

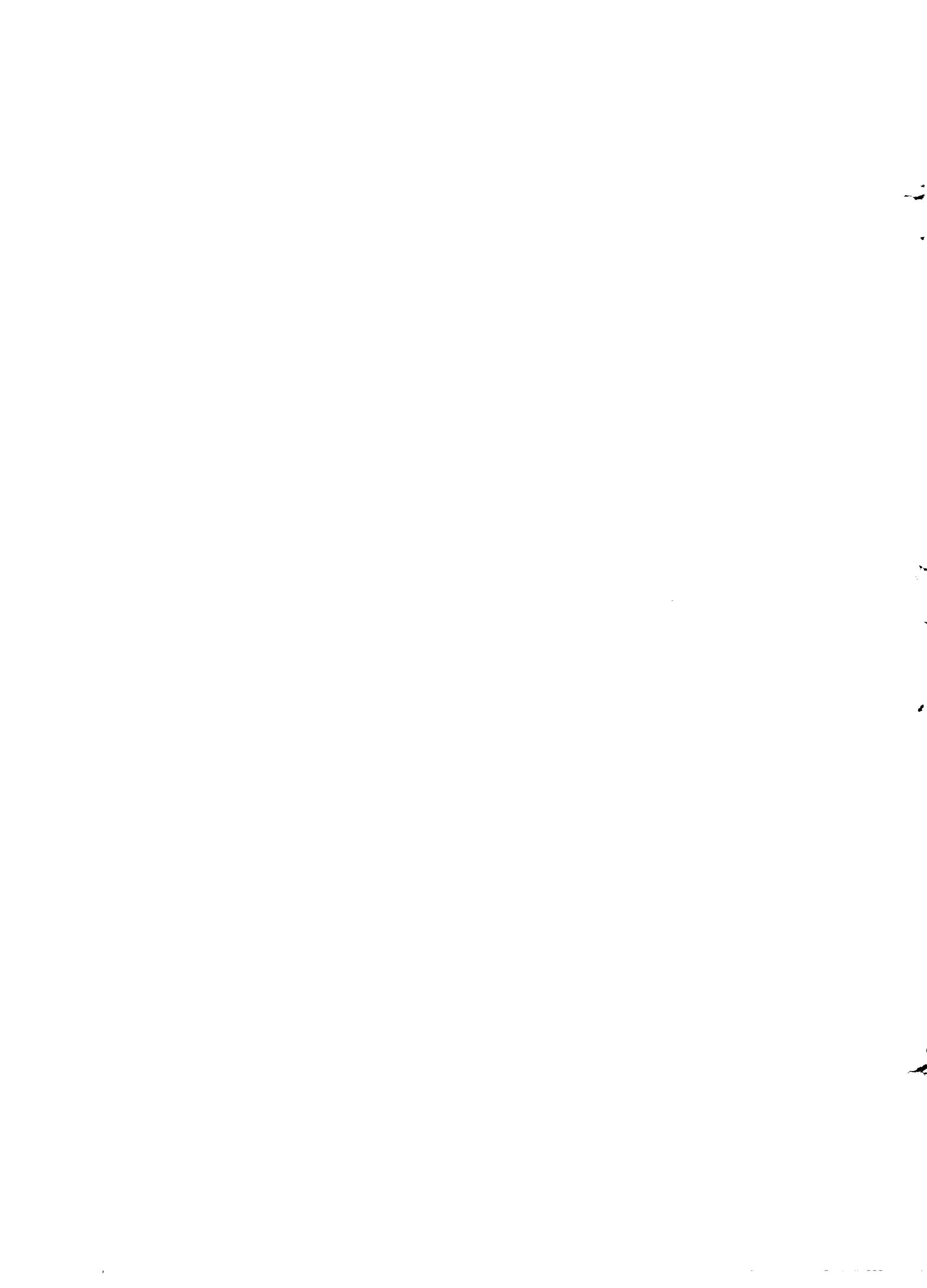
Finance 55 (April) :529 - 564.

- [10] Patro, Dilip K, 2005, "Stock Market Liberalization and Emerging Market Country Fund Premiums", *Journal of Business*, vol. 78, no. 1, 135 - 168.

**Abstract:** It is widely believed that excess liquidity is the fundamental reason resulting in the price rising both in stock market and real estate market. The paper theoretically analyzes the stock price rising in view of capital market openness, RMB appreciation, and portfolio readjustment by the residents, and concludes that these 3 facts are the main reason for the current situation of stock market. Finally, the authors point out that there is misunderstanding about excess liquidity hypothesis and it is difficult to implement tight monetary policy to regulate stock market under new situation.

**Key words:** capital market openness, RMB appreciation, portfolio readjustment, stock market rising

(特约编辑:刘向耘)(校对:LN)



# 债券市场与股票市场的动态相关性研究

袁超 张兵 汪慧建

(南京大学工程管理学院,南京 210093)

**摘要:**本文使用非对称动态条件相关系数(ADCC)模型,研究债券市场与股票市场的相关系数随时间变化的情况。发现由于经济运行情况和宏观政策等外部的不确定因素的影响,两个市场的相关关系存在结构性变化,同时两个市场对冲击的反应程度也不尽相同。本文还揭示出对股市-债市联动来说,其相关系数受到联合负冲击的影响要大于联合正冲击的影响;而对股市-股市联动来说,联合正冲击的影响要大于联合负冲击的影响。本研究对投资组合的构建、金融市场监管和风险控制有重要价值。

**关键词:**ADCC模型;股票市场;债券市场;动态相关

**JEL分类号:**G18;G10;C22 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2008)-01-0063-13

## 一、引言

组合投资收益的实现主要依靠两种策略:投资几乎不相关的不同类资产;或投资不同国家市场的同类资产。后者由于中国对资金投资境外市场的诸多限制而难于实现,同时由于对境外市场缺乏了解,目前的QDII多通过与境外机构合作进行投资,造成成本高昂和管理困难。这使得投资境内的不同市场成为国内投资者进行组合投资的主要途径。

在股票和债券作为资产组合的两个主要组成部分的情况下,研究股票市场和债券市场相关性的意义体现在:首先,资产管理者在投资和风险管理中,当预期市场波动性增加时,会将资金在市场间进行转移以规避风险。而股票和债券的收益率动态联系是规避行为发生的理论基础,如果跨市场资产收益高度相关,债券就无法提供投资者所需要的风险规避作用。而如果跨市场资产收益呈现负相关,那么长期的资产组合就存在可能。探讨我国股市与债市相关性的动态变化,可以为投资基金、保险资金等机构投资者进

---

收稿日期:2007-07-08

作者简介:袁超(1983-),男,南京大学工程管理学院硕士研究生;

张兵(1969-),男,经济学博士,南京大学工程管理学院副教授,硕士生导师;

汪慧建(1983-),男,南京大学工程管理学院硕士研究生。

\*作者感谢匿名评审人的建设性建议,当然文责自负,同时感谢李晓明教授的帮助。本研究受国家社科基金07CJL014和国家自然科学基金70671053资助。

行动态资产配置的实践提供理论支持。

其次,随着风险管理技术的日趋成熟,衍生工具交易商在进行风险评估时,必然要纳入不同资产的相关关系。在跨市场操作时,净风险暴露头寸的计算也必须依靠对跨市场波动性联系的分析。

再次,股票和债券市场的相关关系可以为金融监管提供有价值的信息。该相关系数的动态变化反映着市场不同参与者对于经济运行情况,如通货膨胀率、利率的前期及即期变化的反应。据此,监管者可以评判政策的效果。例如,是否出现针对一个市场的政策会对另一个市场产生反作用,即“按下葫芦起了瓢”。

目前关于股票与债券市场的相关性研究主要从上世纪末开始。Bosschaerts(1988)的研究表明两项资产的协变性近似但不彻底。如果经济朝一种独立的平衡状态运动,又不能保证在任何时候都保持这种平衡状态,那么两种资产呈现出一种价格保持固定差距变动的状态。Barsky(1989)研究债券和股票的协变性发现,当投资者感到恐惧时,会寻求安全的投资,他们会增加组合中的安全资产,同时减少有风险的资产,这种改变被称为“flight to quality”。Chan, Norrbin 和 Lai(1997)研究表明至少存在一种非静态的因素推动股票和债券价格的变动,而这种非静态因素并不能对两种资产的价格同时产生影响,也就是说,随着时间变化,两种资产价格运动最终将会背离,这否定了股价和债券价格的共线性。Shiller 和 Beltratti(1992)通过使用一个简单的理性预期现值模型,实证检验了股价变动和长期利率变动之间的关系。估算出股票和债券的收益之间仅在理论上存在极小的正相关关系,股票和债券的贴现率基本上不会作同向变动,但实际股票和债券收益观测值的相关系数要稍高些。Shiller 将这种现象解释为两个市场对彼此的“过度反应”。Campbell 和 Ammer(1993)使用 VAR 方法检验了 term spread 对股票短期收益的预测能力,研究对象集中在影响两种资产的超额收益的“信息”上。研究表明股票和债券收益之间总是呈正相关关系,但相关系数很小,真实利率几乎不影响股票收益。Ilmanen(2003)在研究美国债券和股票的相关关系时发现,二者的相关系数在二十世纪的大部分时间为正,但在 30 年代早期和 50 年代晚期及现在为负。负相关暗示投资者从债券市场的上升中获利,并补偿了他们在股票市场的部分损失。这些研究提供了股市和债市协动性的信息,但是,缺乏对于两个市场相关性不对称的研究。Cappiello, Engle 和 Sheppard(2003)使用不对称的 DCC 模型研究欧洲几个国家的股票和债券的相关性发现,当欧盟成立时,股债相关性存在明显的结构变化;而当欧洲实行固定汇率时,EMU 国家的债券市场呈现高度的相关性。Xiao - ming Li 和 Li - Ping Zou(2007)探讨了截至 2005 年的中国股票和债券市场的动态相关关系,发现股债相关性存在结构性变化。但是,可能的问题在于,作者仅使用了交易所债券指数,无法反映中国债券市场的全貌;同时,2006 年中国股票市场经历了股权分置改革,这可能引起两个市场相关结构的变化。

国内对股票与债券市场的相关关系的研究,大多属于对债券市场现状和发展的定性的描述,但是实证研究不多。刘建春(2005)研究了股票与债券市场关联性。王国刚(2006)运用协整理论对 2003 年以前的股票与债券市场做出研究,但是,可能的问题是,只有当变量间存在“真实的”长期均衡关系时,至少结构断点很少时,其协整检验结果才

是可靠的。

在以上研究的基础上,本文将运用新颖的 ADCC 模型研究国内股票和债券市场的相关关系。行文如下:第二部分为研究方法的介绍;第三部分为数据和初步分析;第四部分为实证结果的分析;第五部分是全文的结论。

## 二、研究方法

### (一)常数条件相关模型(CCC model)

为了考察不同资产间的关系,Bollerslev(1990)提出了常数条件相关(Constant Conditional Correlation,CCC)模型:

$$H_t = D_t R D_t, \quad D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{i,i}}\}$$

$$R = E_{t-1}(\varepsilon_t \varepsilon_t') = E_{t-1}(D_t^{-1} r_t r_t' D_t^{-1}) = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} \quad \varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$$

其中,R 是相关系数矩阵,D<sub>t</sub> 的对角元素 h<sub>i,i</sub> 由一元 GARCH 模型获得。但是,该模型的常数相关假设可能太过严格,并不被实际数据所支持。Longin 和 Solink(1995)以美国等七国的 1960 年至 1990 年的股票指数、股息、及长短期市场利率为研究样本,研究美国与其它六国股市超额报酬的相关性。研究结果并不支持各国报酬的相关系数固定不变的说法;美国与其它六国的协方差及相关系数随时间变动,研究的三十年期间,国际间资产市场相关性是增加的;美国股票市场报酬波动性高的时期,各国与美国股市超额报酬相关性同时增加。

### (二)非对称动态条件相关模型(ADCC model)

为了克服 CCC 模型的局限性,放松对相关系数矩阵不变的限制,Engle 和 Sheppard(2001)提出了动态条件相关系数(Dynamic Conditional Correlation, DCC)MV-GARCH 模型。DCC 模型由灵活的 GARCH 模型和具有简洁参数的相关系数模型构成,大大简化了以往估计方差协方差矩阵的复杂技术,可以用来研究变量间非线性的时变相关关系。这里,我们藉此考察股债市场的相关结构是否具有时变特性,及变化特征。

DCC 模型假设 K×1 维的资产收益率序列服从均值为 0,协方差矩阵为 H<sub>t</sub> 的多元正态分布:

$$r_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad H_t = D_t R D_t$$

其中,F<sub>t-1</sub> 是到 t-1 期止的信息集;D<sub>t</sub> 是 k×k 维的时变标准差矩阵,其对角元素是一元 GARCH 模型估计出的  $\sqrt{h_{i,i}}$ ;R 是时变相关系数矩阵。原始的 DCC 估计量中,相关系数的动态演进是一个标量过程,由一个新息系数和一个平滑系数控制。

然而,对于高维模型和某些特定资产而言,DCC 模型被证明是不充分的。对此,Engle(2002)提出了改进的标准 DCC 模型:

$$Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' - b Q_{t-1}$$

$$R_t = Q_t^{-1} Q_t Q_t^{-1}$$

其中, $\varepsilon_{i,t} = r_{i,t} / \sqrt{h_{i,i}}$ ,是一元波动模型估计出的标准化残差, $\bar{Q} = E[\varepsilon_t \varepsilon_t']$ ,a,b 是标

量。与  $H_t$  不同, 这里的  $Q_t$  是资产收益率的标准化残差的条件协方差矩阵。但是, 这个模型仍然不允许新息系数针对不同资产的向量化和非对称反应。

作为改进, Sheppard (2002) 提出了非对称动态条件相关系数 (Asymmetric Dynamic Conditional Correlation, ADCC) 模型。该模型允许不同资产具有各自的新息系数, 即可以考察不同资产收益率对冲击的相异反应, 同时该模型还加入了收益率对冲击的非对称反应。估计式如下:

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - G' \bar{N} G) + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' Q_{t-1} B + G' n_{t-1} n_{t-1}' G$$

$$A = \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & L & 0 \\ 0 & \alpha_2 & 0 & M \\ M & 0 & 0 & 0 \\ 0 & L & 0 & \alpha_n \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} \beta_1 & 0 & L & 0 \\ 0 & \beta_2 & 0 & M \\ M & 0 & 0 & 0 \\ 0 & L & 0 & \beta_n \end{bmatrix}, G = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & L & 0 \\ 0 & \gamma_2 & 0 & M \\ M & 0 & 0 & 0 \\ 0 & L & 0 & \gamma_n \end{bmatrix}$$

其中,  $n_t = I[\varepsilon_t < 0] N \varepsilon_t$  ( $N$  是 Hadamard 乘积),  $\bar{Q}$  和  $\bar{N}$  分别表示为  $T^{-1} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i \varepsilon_i'$  和  $T^{-1} \sum_{i=1}^T n_i n_i'$ 。 $Q_t^* = [q_{i,j}^*] = [\sqrt{q_{i,i}}]$  为对角矩阵, 其对角元素是  $Q_t$  对角元素的平方根; 当  $Q_t$  为正定矩阵时,  $Q_t^*$  保证相关系数矩阵  $R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}$  的对角元素为 1, 且非对角元素的绝对值小于 1。设  $Q_t$  的元素形如  $q_{i,j}$ , 则  $R_t$  的元素可以表示为  $r_{i,j} = q_{i,j} / \sqrt{q_{i,i} q_{j,j}}$ , 由 Cauchy-Schwartz 不等式知,  $R_t$  为相关系数矩阵<sup>①</sup>。

$\alpha, \beta$  和  $r$  分别是 ADCC 模型的参数。 $\alpha$  刻画了  $t$  期标准化残差的条件协方差受  $t-1$  期标准化残差平方的影响程度, 由于  $t-1$  期标准化残差可以解释为对  $t$  期的新息冲击,  $\alpha$  考察协方差受新息冲击的影响程度, 即  $t$  期股债相关系数受  $t-1$  期两个市场收益波动的影响, 定义  $\alpha$  为新息系数 (news impact parameter)。 $\beta$  刻画了标准化残差的条件协方差受自身滞后一期的影响程度, 即股债相关系数受自身滞后一期的影响, 定义  $\beta$  为衰减系数 (decay parameter)。由  $n_t$  的定义知,  $\gamma$  刻画了标准化残差的条件协方差对负冲击的反应程度。若  $r > 0$ , 则股债市场相关系数对两个市场同时下跌的反应要强于同时上涨。

另外, 模型可以扩展为均值或方差中存在结构变化的形式, 以均值存在结构变化为例:

$$Q_t = (\bar{Q}_1 - A' \bar{Q}_1 A - B' \bar{Q}_1 B - G' \bar{N}_1 G) + (\bar{Q}_2 - A' \bar{Q}_2 A - B' \bar{Q}_2 B - G' \bar{N}_2 G) + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' Q_{t-1} B + G' n_{t-1} n_{t-1}' G$$

其中,  $\tau$  为结构断点,  $\bar{Q}_1 = T^{-1} \sum_{i=1}^{\tau-1} \varepsilon_i \varepsilon_i'$ ,  $\bar{Q}_2 = T^{-1} \sum_{i=\tau}^T \varepsilon_i \varepsilon_i'$ ,  $\bar{N}_1 = T^{-1} \sum_{i=1}^{\tau-1} n_i n_i'$ ,  $\bar{N}_2 = T^{-1} \sum_{i=\tau}^T n_i n_i'$ 。藉此, 我们可以考察股债市场的相关系数是否存在结构性变化。

采用拟似然函数的方法估计 ADCC 的模型参数, 模型的似然函数形如:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T (k \log(2\pi) + \log |D_i R_i D_i| + r_i' H_i^{-1} r_i) \\ &= L_1(\emptyset | r_i) + L_2(\psi | \hat{\theta}, r_i) \end{aligned}$$

① 证明参见 Engle and Sheppard (2001)