

货币政策传导机制研究新前沿*

——全球新型金融危机视角下的理论述评

张成思¹

内容摘要：2007-2008年全球新型金融危机爆发以后，传统的货币政策传导机制理论面临新的巨大挑战，随之涌现出一批新的前沿研究成果。本文将货币政策传导机制研究的最新前沿成果归纳为货币政策传导的两大类新渠道，即流动性直接投放渠道与广义金融市场渠道。文章对新的货币政策传导机制理论进行了针对性地述评，并探讨了这些新兴理论对进一步完善我国货币政策传导机制的重要启示意义。

关键词：货币政策 传导机制 金融危机 金融市场

近年来，美国次贷危机引发全球金融市场剧烈动荡，全球金融危机对实体经济的巨大冲击已经成为世界各国必须共同面对的严峻挑战。而反思此次危机形成的原因，除了信贷产品衍生化、信用评级机制以及金融市场混业经营模式等存在问题以外，西方国家特别是美国的货币政策施行不当是诱发危机的导火索（张成思，2009）。并且，西方发达国家在长期宽松货币政策的刺激下，经济“金融化”与金融“衍生化”的程度过高已经成为全球新型金融危机的主要特征之一（陈雨露和张成思，2008）。因此，新型金融危机的爆发为世界各国央行及经济学界提出了值得深刻思考和深入研究的重要课题：货币政策究竟通过什么样的传导机制才能实现既维持金融稳定又促进实体经济平稳发展？在这样的背景下，一系列非传统性的新型货币政策工具应运而生，从而使新的货币政策传导机制成为学界和决策层关注的焦点，随之也涌现出一批货币政策传导机制理论研究的最新前沿成果。²这些成果不仅是推动货币政策研究向前发展的理论基石，也是世界各国在新形势下制定和实施货币政策以及分析政策效果的重要参考依据。综合来看，这些新的前沿研究可以归纳为两大类，即流动性直接投放渠道与广义金融市场渠道。

一、流动性直接投放渠道

2007年美国次贷危机爆发之后，美国众多银行及其他金融机构在次级房贷抵押市场的巨额敞口，使其面临成百上千亿美元的潜在损失，最终导致金融机构在日常业务经营中出

* 本研究受到教育部“新世纪优秀人才支持计划”资助，全文即将发表于《国际经济评论》2010年第2期。

¹ 中国人民大学财政金融学院，中国财政金融政策研究中心，北京 100872。

² 传统的货币政策传导机制理论包括信贷渠道、利率渠道、汇率渠道、货币渠道和财富渠道理论。有关这些传统理论的详细内容，参见张成思（2009）；关于中国货币政策传导机制的实证分析，参见 Zhang（2010）。

现严重流动性短缺问题。在这种情况下，美联储首先采取了一系列传统货币政策应对措施，从 2008 年 9 月至当年 12 月连续降低联邦基金利率及一级（折现）贷款利率累积达 100 个基点。如果从传统的货币政策传导机制理论（如利率渠道传导机制）来看，央行基准利率的大幅下调应该可以帮助银行以更低的成本获得日常经营需要的流动性，从而促进银行进一步通过传统方式以发行短期债务和提供定期贷款业务来盈利。但是由于危机时期金融机构对信贷风险特别是“对方风险”（Counterparty Risk）的恐惧（Taylor 和 Williams, 2009），以及资产证券化产品价值缩水导致金融机构对自身资产负债表状况的不确定性（Cecchetti, 2009），所以联邦基金利率的调整无法缓解金融机构的流动性危机问题，自然也就无法传导到实体经济层面上。此时，传统的货币政策传导机制面临失灵的严峻挑战。^{3[2]}

在这样的情况下，美联储在 2007 年底推出了流动性直接投放工具，希望通过流动性直接投放渠道增加金融机构的流动性，进而推动投资并带到实体经济发展，从而实现货币政策传导机制的效果。表 1 归纳了 2007 年 8 月至 2009 年 3 月美联储先后推出的三种流动性直接投放工具的实施与进展情况，包括定期贷款标售（TAF: Term Auction Facility）、定期证券贷款（TSLF: Term Securities Lending Facility）和一级交易商信贷（PDCF: Primary Dealer Credit Facility）。这些创新性的流动性直接投放工具与传统的利率等工具的传导机理相比具有明显的独特之处，因此立即引起了学界的关注。

表 1 流动性直接投放工具实施与进展时间表：2007 年 8 月—2009 年 3 月

时间	工具名称	内容
2007.12.12	TAF	宣布设立 TAF 工具
2007.12.17	TAF	首次发行 TAF：额度 200 亿美元，期限 28 天
2008.03.07	TAF	将 TAF 发行限额提高到 1000 亿美元
2008.03.11	TSLF	宣布设立 TSLF 工具
2008.03.16	PDCF	宣布设立 PDCF 工具
2008.05.02	TAF	将 TAF 发行限额提高到 1500 亿美元
2008.07.30	TAF	将 TAF 发行期限放宽到 84 天
2008.09.29	TAF	发行 TAF 远期；TAF 发行限额提高到 3000 亿美元
2008.10.06	TAF	TAF 发行限额提高到 6000 亿美元
2008.12.19	TAF	2009 年 1 季度继续发行 6 期 TAF
2009.02.03	TAF/TSLF/PDCF	宣布流动性直接投放工具由原定的 2009 年 4 月延至 10 月

来源：美联储纽约分行。表中时间格式为年.月.日。

³ 注意，传统的利率传导途径并非直接通过短期利率（如隔夜联邦基金利率）向实体经济传导，实质上是通过长期利率的变化来影响投资和经济发展的，只不过在正常情况下长短期利率之间的利差相对稳定，短期利率调整会通过利率期限结构带动长期利率发生相应变化。但是在危机时期，由于金融机构严重惜贷定期资金，导致定期以及长期利率与短期利率的利差陡然增加，此时传统的货币政策传导机制便不能正常运转。

首先, TAF 针对的是商业银行, 传导的途径是通过向商业银行注入流动性来恢复和促进银行的定期贷款业务, 减小定期利率与隔夜利率的息差 (即流动性风险溢价), 从而增进企业投资并带动经济发展。例如, 对于美国的 700 多家商业银行, 凡是出现流动性困境, 均可参与贷款竞标。TAF 最具吸引力的特点是其可以避免参与竞标的银行给市场留下经营状况不佳而急需资金的印象, 这是因为美联储在通过 TAF 对中标银行注入流动性时并不公布中标银行的名称。Cecchetti (2009) 强调指出, TAF 的这种机制保证了银行不会像在传统“折现窗口”机制中借款那样担心泄露经营状况的信息而影响其业务发展, 这在危机时期显得尤为重要。

虽然 TAF 的设计具有上述特点, 但是学界对其传导效果存在不同的看法。例如, McAndrews 等人 (2008) 认为, TAF 的基本功能是增加银行间的信贷供给, 因此判断 TAF 的传导机制是否有效, 可以考查 TAF 的实施是否对定期资金借贷市场的基准利率产生显著影响, 即对伦敦银行间拆借利率 (LIBOR) 是否具有向下的影响力。为了从这一角度验证 TAF 的传导效果, McAndrews 等人 (2008) 首先从理论角度论证了 TAF 会影响 LIBOR 与隔夜联邦基金利率的指数掉期 (OIS) 之间的息差, 进而依据 2007 年 1 月至 2008 年 8 月的数据验证了 TAF 对 LIBOR 与 OIS 的息差具有显著影响。⁴ Thornton (2009) 则指出, TAF 这种创新货币政策工具的运用, 虽然有助于央行向市场注资, 但也可能带来潜在的通胀风险。

另外, Armantier 等人 (2008) 对于 TAF 传导特征的理论分析以及 Wu (2008) 对 TAF 缓解资金市场融资萎缩的实证研究, 从不同角度支持了 TAF 渠道传导有效性的结论。但是与此相反, Taylor 和 Williams (2009) 运用利率期限结构无套利定价模型的研究结果却显示, TAF 自实施开始至 2008 年中期从未对 LIBOR 与 OIS 的息差产生过影响, 因此货币政策通过 TAF 渠道传导是无效的。Taylor 和 Williams (2009) 认为不同的经验结果是由于计量检验过程中针对 TAF 的虚拟变量设立不同以及 LIBOR 数据一定程度上失真造成的。

尽管已有研究对 TAF 传导机制的有效性尚未达成一致的意見, 但从实质上看, TAF 的核心传导机制是降低流动性风险溢价, 鼓励银行扩大信贷行为, 保证银行系统稳健发展, 进而促进投资并提振实体经济发展, 使中央银行的货币政策能够得到有效传导。可见, TAF 主要是为了活跃商业银行在定期基金市场上的信贷行为从而带动经济发展, 因此 LIBOR 与 OIS 的息差变化确实可以从一个侧面反映出 TAF 传导机制的效果: 如果 TAF 实施之后这一息差明显降低, 则说明定期基金市场开始活跃, 银行间的定期放贷业务增加, 而贷款供给量的增加使 LIBOR 降低, 从而使 LIBOR-OIS 息差缩小, 这表明 TAF 的传导效果明显。从 Bloomberg 公布的最新数据来看, 这一息差自 2008 年底开始缓和, 并且在 2009 年之后出现持续下降的趋势。由此看来, TAF 的传导效果还是值得肯定的。

⁴ OIS 是固定与浮息利率的掉期, 浮息一端与有效联邦基金利率相捆绑。LIBOR 与 OIS 的利差大小是衡量 TAF 传导是否有效的指标; 见 McAndrews 等人 (2008)、Arman-tier 等人 (2008)、Taylor 和 Williams (2009) 以及 Cecchetti (2009) 等文献。

其次，流动性直接投放措施中的其他两个工具，即 TSLF 和 PDCF，注资的对象都是美联储的一级交易商。由于这些一级交易商由投行和其他非存款性金融机构组成，均是非传统的商业银行，无法通过 TAF 获得短期流动性。⁵因此 TSLF 和 PDCF 是美联储向一级交易商投放流动性的新工具。Cecchetti（2009）的研究说明，TSLF 是通过竞拍的方式向一级交易商注资，主要是为了缓解危机时期一级交易商对于美国国债需求的急剧增加而导致的国债价格与按揭证券价格的过度偏离。国债与按揭证券价差过大直接影响到国债在公开市场操作的回购协议中的利率，使得联邦基金利率与国债利率严重背离，从而导致央行无法通过利率变化调控宏观经济走势。Fleming 和 Hrungr（2009）以及 Fleming 等人（2009）专门研究了 TSLF 的起源、设计与传导效应，并且验证了 TSLF 对修正以上问题的有效性。

另外，由于一级交易商是直接参与公开市场操作业务的主体，他们出现流动性短缺问题极大地影响了美联储通过回购协议的买卖随时调整银行系统可贷资金规模从而影响实体经济发展的能力。Cecchetti（2009）指出，在传统的回购协议中，一级交易商可以用来获得央行贷款的质押品范围非常窄，只有三类，即美国国债、美国机构债（例如房地美发行的证券）以及 3A 级和有保险的按揭证券。因此，PDCF 工具的设立就是为了拓宽一级交易商获取央行贷款的质押品范围，从以上三类扩展到更广泛的证券种类，包括投资级企业证券、市政证券、普通按揭证券以及普通资产支持型证券。这样，一级交易商通过央行融资的能力增强，日常经营状况得到改善，又能够正常地参与回购协议买卖交易，从而使央行通过公开市场操作业务调整经济发展的机制得到有效运行。

从以上分析不难看出，虽然 TSLF 和 PDCF 作用的渠道不完全相同，但二者的目标都是为了修正公开市场操作中的回购协议交易，从而增强货币政策通过信贷市场向实体经济传导的有效性。从这个角度看，PDCF 并不是从根本上改变传统的传导机理，而是在危机时期修正了受阻的传统货币政策传导机制。

总起来看，流动性直接投放渠道的传导效果还有待于进一步考查（Cecchetti，2009），并且央行必须加强对流动性投放的后续监管工作。另外，央行的流动性直接投放渠道在应对流动性冲击方面可能很重要，但是央行同时需要注意信息不对称与不完全市场对该渠道的不利影响（Nikolaou，2009）。同时，Caballero 和 Kurlat（2009）的研究还提出，央行在直接流动性投放渠道中，应该设计并使用新的可交易保险信贷工具，而不是仅仅停留在 TAF 等现有的流动性投放工具上面。尽管如此，流动性直接投放措施为中央银行货币政策传导提供了新的途径，也从一定程度上推动了货币政策传导机制新理论的发展。

三、广义金融市场渠道

近年来，由于美国次贷危机引发全球金融海啸，所以金融市场的发展，尤其是金融衍

⁵ 美国目前的一级交易商全部是投资银行和代理经纪人公司，在美联储 2009 年公布的 19 家一级交易商中，没有传统的商业银行。这与中国的一级交易商构成情况不同：人民银行于 2009 年公布的一级交易商为 50 家，其中包括四大国有商业银行。

生产品市场的发展与货币政策传导机制之间的联系开始引起货币当局和经济学界的极大关注。虽然货币政策与金融市场的联系并不只是在危机期间才存在,但是广义的金融市场渠道在货币政策传导机制中的重要角色在2007-2008全球金融危机爆发之前并没有得到足够的重视。⁶已有研究讨论的金融市场一般并不是从广义金融市场的综合视角进行研究,而是将传统的银行信贷市场、股权市场以及其他金融交易市场分开来讨论。

例如, Dimsdale (1994) 从信息不对称角度研究银行信贷与货币政策传导的关系。另外一部分研究所探讨的金融市场则主要是指股票市场。如 Levine 和 Zervos (1998) 与 Chami 等人 (1999) 集中讨论了股票市场发展对货币政策传导机制的影响, 认为货币政策在制定与施行过程中需要考虑到股票市场的流动性和波动性等问题。最近的一项研究 (Ghossoub 和 Reed, 2009) 从资本积累与通货膨胀角度考查金融市场发展对货币政策传导机制的影响, 但仍然以股票市场作为金融市场的代表进行分析。

然而, 随着全球范围内金融创新进程的日益深化, 货币政策通过金融市场的传导已经远远超越了单一的银行信贷市场或者股票市场渠道, 而经济金融化和金融衍生化与货币政策的动态互动已经成为货币政策经由广义金融市场向实体经济传导的重要特征。直到最近, 以 Antinolfi 和 Kawamura (2008)、Adrian 和 Shin (2009) 以及 Zhang 和 Clovis (2009) 为代表的研究才进一步提出和阐明货币政策广义金融市场渠道的传导机制问题。

Antinolfi 和 Kawamura (2008) 以传统银行、资本市场以及中央银行作为现代金融市场的核心组成要素, 在此基础上构建了广义金融市场中各个部门所进行的金融活动与彼此之间的互动支持模型, 并利用设立的理论模型阐明货币政策传导机制是否顺畅与广义金融市场的结构特征紧密相关。随后, Adrian 和 Shin (2009) 的研究提出, 广义金融市场是指包括银行系统、资本市场和金融衍生品市场在内的更宽泛的金融体系。广义金融市场内的各个组成部分密不可分。例如, 金融衍生品市场提供的杠杆功能, 对整个金融体系的资金借贷状况都有重要的影响, 包括传统的银行系统。Adrian 和 Shin (2009) 认为, 至少从这个角度看, 广义的金融市场应该成为货币政策传导机制的重要组成部分。

前述研究对分析现代广义金融市场与货币政策传导机制之间的联系具有重要的理论价值。但略显遗憾的是, 这些研究尚没有将广义金融市场、货币政策传导以及二者互动可能带来的金融危机有机地联系起来。Zhang 和 Clovis (2009) 在这一方面进行了进一步完善, 特别是阐述了货币政策的广义金融市场传导机制以及在此机制中央行政策与金融危机之间的内在逻辑联系。根据这一研究, 图1概括了广义金融市场渠道的传导机理。首先, 货币政策工具变量(如利率、货币供给等)的动态走势对金融市场的衍生交易具有重要影响。其次, 金融市场衍生化的发展又影响到银行信贷、其他金融机构行为并可能相应带来其他形式的信贷产品的发展。这些发展综合起来, 进而影响企业投资和参与金融衍生交易的机构主体的经济状况, 最后作用于总体经济, 并反馈到中央银行的货币政策调整上。

⁶ 本文所指的广义金融市场, 不仅包括传统的银行信贷市场和股权市场, 而且包括其他各种金融机构通过各种途径进行的全部金融交易活动。

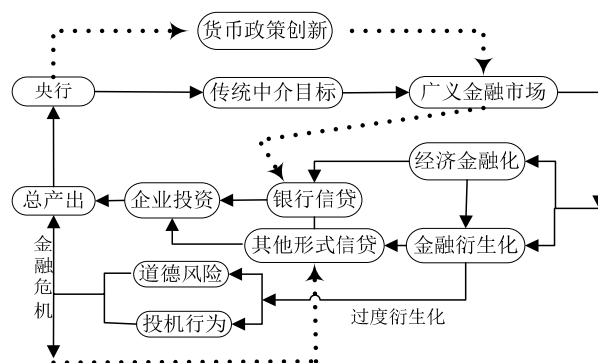


图1 广义金融市场传导渠道

当然，图1中还暗示出，在整个传导渠道中还涉及到金融衍生化与经济金融化过度引发道德风险和投机行为，最终可能导致金融危机爆发。金融危机如果出现，则会通过市场机制反作用于银行信贷以及其他形式的信贷业务，进而形成对实体经济的负面冲击等一系列相关问题。此时，央行仅仅调整传统的中介目标不足以应对金融危机对实体经济的冲击，则会相应出设计和运用非传统性的货币政策创新工具（如前文介绍的TAF等），以期增强货币政策传导机制的有效性。

不难看出，在这样的一个涉及多方主体的广义金融市场传导机制中，当央行货币政策长期处于过度宽松的情况下（美国次贷危机爆发的政策背景就是典型的代表），金融市场衍生化可能会出现爆炸式的发展，导致参与交易的主体出现道德风险并鼓励了金融投机行为。当道德风险和投机行为的负面效应积累到一定程度，引发金融系统出现信贷危机之后，一方面可能直接冲击到实体经济，造成总产出受损；另一方面引发银行信贷紧缩，企业难以融资，从而势必对经济产出造成影响。此时，中央银行在面对信贷危机日渐恶化、实体经济不断下滑的境况下，除了调整利率等传统工具外，又会动用货币政策创新，例如美联储在危机时期采用定期贷款竞标销售方式（TAF）等对金融机构（包括投资银行和其他非存款性机构）直接注资，借以刺激银行信贷、鼓励企业投资。

另外，当中央银行长期施行低利率政策时，实质上是刺激了金融市场衍生产品的发展。由于此时传统的存贷差难以满足银行等金融机构的利润目标，因此金融机构会大力发展金融衍生产品和衍生交易。而在金融衍生交易链条中（如资产证券化产品交易流程中），每一个参与者在打包转售衍生产品过程中，都认为可以将风险向下无限转移，却无视交易对象的信用等级，致使不合格的交易者也能参与到交易链条中来。但是低利率政策在受到通胀等因素的制约下，不可能永远维持下去。当货币政策出现结构性转变、金融资产价格出现大幅盘整时，金融衍生交易链条底端的信用等级低下的参与者就会出现破产，多米诺效应最终会摧毁金融市场上的这种过度衍生交易链条，而这些交易的坍塌又不可避免地会对金

融机构以及实体经济都造成巨大冲击。

美国次贷危机爆发的货币政策背景正是上述过程的最佳例证。众所周知，本世纪早期，网络股泡沫带来的股市繁荣在 2000 年前后破灭，随后又发生撼动了整个世界的“9·11”事件，使美国经济从 2001 年开始步入了一个低靡的下滑阶段，从图 2 描绘的美国真实 GDP 增长率与有效联邦基金利率可以看到，2001 年中后期美国真实 GDP 增长率几乎将为 0。为了提振市场信心，刺激总需求增长，美联储在 2001 年初的几个月时间内将联邦基金利率从 6.5% 调低至 3.5%，而在 9.11 事件之后又继续大幅下调，到 2003 年 7 月降到 1% 的低点，而且低利率水平一直维持了长达 4 年之久。

在此期间，低利率环境极大推动了金融市场上与房贷相关的资产证券化产品交易的空前繁荣。而引发危机的导火索，却往往是在蕴含着风险的繁荣阶段积累下来的。在 2004 年中后期，美联储的联邦公开市场委员会（FOMC）发现，针对当时的通货膨胀水平，美国的利率水平过于低下。而由于近年来美国在货币政策制定过程中特别强调前瞻性的特点，因此为了应对潜在的通胀风险，美联储自 2004 年下半年就开始了一轮上调利率、紧缩银根的货币政策。而美国的住房抵押贷款利率也相应开始上升，这就为次贷危机的爆发埋下了伏笔。

基于以上分析不难理解，货币政策对金融市场的发展存在着不可忽视的重要影响。虽然这里的分析强调了过于宽松的货币政策环境所导致的金融市场过度衍生化对实体经济的负面影响，但是如果货币政策实施得当，也可以利于金融市场的发展。回顾图 1 描述的传导机制可以看到，当金融市场在货币政策的推动下健康发展，适度的经济金融化与金融衍生化可以从一定程度上增强广义信贷渠道的传导效应，利于企业在投资过程中拓展融资渠道，进而促进整体经济的发展。

因此，中央银行与广义金融市场的互动对经济发展的影响方向取决于货币当局在政策制定和施行过程中能否充分认识和准确把握广义金融市场渠道的传导机理，能否有效制衡金融市场适度发展与过度衍生化问题。从这个角度看，2007-2008 年爆发的新型金融危机为货币政策传导机制的理论发展提供了生动的素材，也为世界各国中央银行的货币政策选择提出了现实问题：合理引导金融市场发展、重视货币政策的广义金融市场传导渠道的议题亟需纳入到货币政策传导机制的综合分析框架中。

四、简评

货币政策传导机制是货币政策分析中的最重要议题之一。尽管经过了半个多世纪的不断探索和实践，但是货币政策传导机制的理论发展与现实选择仍然是一个需要进一步深入研究的议题。特别是自 2008 年以来，由美国次贷危机引发的全球金融海啸为货币政策传导机制的理论研究提出了新的问题，传统的传导渠道理论无法完全解释危机爆发的政策传

导路径。因此，本文基于全球新型金融危机视角对货币政策传导机制的前沿研究进行了梳理，以流动性直接投放渠道和广义金融市场渠道为主线综合评述了这些新的研究成果。

这些前沿研究对于我们国家的货币政策制定和施行具有重要的启发意义。一是货币当局对货币政策工具的创新方面需要未雨绸缪，以备在金融市场出现过度波动时期能够及时有效地进行实施。二是提高货币当局对金融市场逐步适度发展的调控，特别是货币政策的制定需要考虑广义金融市场的发展现状与动态走势，逐步将广义金融市场的发展纳入货币政策传导机制的分析框架中来，从而有利于进一步积极开展逆周期货币政策操作，进而熨平经济周期波动性。在拓展传统货币政策传导机制的框架过程中，可以考虑从我国金融机构的营运机制出发，设计能够真正反映广义金融市场发展程度的指标，并据此对我国货币政策反应方程进行测算。

尽管目前我国货币政策传导机制在这些方面还有待于进一步完善，但从积极的层面看，自1998年公开市场操作业务恢复以来，我国的货币政策传导机制在不断完善，系统性的货币政策调整对我国经济周期近十年来所出现的平稳增长特征做出了不可忽视的贡献（张成思，2010）。在这十年期间，我国从改革开放之前的完全“信贷现金”指令性计划，逐渐向利率市场化过渡，逐步加大了对商业银行贷款规模管理的灵活性，在“指导”（如窗口指导、指令性信贷计划）与“市场化”（如利率市场化）的双重机制下对宏观经济进行调控。需要特别指出的是，在当前中国经济与金融发展尚处在转轨过程中的时期，这种政府指导与市场机制并重的“双轨制”货币政策调控模式可能要比完全放开的市场调节机制对中国经济平稳发展更加有利。虽然利率市场化是有效的货币政策传导机制不断发展与完善的重要标志，但是运用国家的金融控制力对国家建设急需的战略资源产业以及国民经济发展所需的基础性产业、创新型和高技术产业进行扶持（如差别利率贷款、贴息贷款等）也同样非常重要。

当前（2010年初）在前期信贷增速过快的背景下，我国货币政策出现适度调整，中国人民银行运用存款准备金率、公开市场操作等工具进行信贷微缩。但是，在以提高存款准备金率等工具来进行信贷增速调整的过程中，需要考虑对不同产业进行区别对待。在宏观货币政策的传导机制中如何实现这种微观层次的差别性处理，则可以考虑将外汇储备从以往的“资产收益型”策略调整为“产业扶持型”工具。特别是在我们对国际金融产品创新市场并不熟悉、在进行外汇储备国际投资没有优势的情况下，可以通过国家金融控制力运用外汇储备来扶持国民经济长期可持续发展所需的重要产业。总之，在国内外金融局势不断变化的大背景下，如何将这些新的内容与我国货币政策相协调从而确保货币政策实现有效传导，是未来一段时期值得经济学者全面深入研究的重要课题。

参考文献

1. 陈雨露、张成思：全球新型金融危机与中国外汇储备管理的战略调整，国际金融研究，2008年第11期。
2. 张成思：通货膨胀动态机制与货币政策现实选择，中国人民大学出版社，2009年5月。
3. 张成思：随机波动与经济周期平稳化研究，财贸经济，2010年第1期。
4. Adrian, T. and H. Shin (2009) "Money, Liquidity, and Monetary Policy", Federal Reserve Bank of New York Staff Reports No. 360.
5. Antinolfi, G. and E. Kawamura (2008) "Banks and Markets in a Monetary Economy", *Journal of Monetary Economics*, 55(2): 321-334.
6. Armentier, O., S. Krieger and J. McAndrews (2008) "The Federal Reserve's Term Auction Facility", *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, 14(5): 1-11.
7. Caballero, R. and P. Kurlat (2009) "The 'Surprising' Origin and Nature of Financial Crises: A Macroeconomic Policy Proposal", *Conference Paper in Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium*.
8. Cecchetti, S. G. (2008) "Crisis and Responses: the Federal Reserve in the Early Stages of the Financial Crisis", *Journal of Economic Perspectives*, 23(1): 51-75.
9. Chami, R., T. F. Cosimano and C. Fullenkamp (1999) "The Stock Market Channel of Monetary Policy," *IMF Working Paper* No. WP/99/22.
10. Dimsdale, N. (1994) "Banks, Capital Markets, and the Monetary Transmission Mechanism" *Oxford Review of Economic Policy*, 10(4): 34-48.
11. Fleming, M. J. and W. B. Hrungr (2009) "The Term Securities Lending Facility: Origin, Design, and Effects", *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, 15(2): 1-11.
12. Fleming, M., W. Hrungr, F. Keane and J. McAndrew (2009) "Repo Market Effects of the TSLF", *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, 15(2): 1-11.
13. Ghossoub, E. and R. Reed (2009) "The Stock Market, Monetary Policy, and Economic Development", The University of Texas at San Antonio Working Paper Series No. 0071ECO-566-2009.
14. McAndrews, J., A. Sarkar and Z. Wang (2008) "The Effect of the Term Auction Facility on the London Inter-Bank Offered Rate", Staff Reports No. 335, Federal Reserve Bank of New York.
15. Nikolaou, K. (2009) "Liquidity (Risk) Concepts: Definitions and Interactions," European Central Bank Working Paper Series No. 1008.

16. Taylor, J. and J. Williams (2009) “A Black Swan in the Money Market”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 58-83.
17. Thornton, D. (2009) “Negating the Inflation Potential of the Fed’s Lending Programs”, Conference Paper in Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Synopses.
18. Wu, T. (2008) “On the Effectiveness of the Federal Reserve's New Liquidity Facilities”, Federal Reserve Bank of Dallas, Working Paper Series No. 0808.
19. Zhang, C. (2010) “Inflation Uncertainty and Monetary Policy in China”, *China and World Economy*, forthcoming.
20. Zhang, C. and J. Clovis (2009) “Financial Market Turmoil: Implications for Monetary Policy Transmission in China”, *China and World Economy*, 17(3): 1-20.

风险厌恶的时变特征与股票市场的非对称波动——来自中国市场的经验证据

毛前友*

摘要：在跨期资产定价模型中，风险与股票指数收益尚无定论，近来研究的争论集中于风险厌恶的周期性（顺周期或逆周期）。本文着重研究经济周期对风险厌恶和非对称波动的时变特征的影响，通过引入 GARCH-M 模型、马尔可夫转制模型和一般均衡资产定价模型，试图建立一个风险厌恶、股票价格非对称波动、经济周期的分析框架。研究结果表明，风险厌恶是状态独立和顺周期的，同时发现股票市场的非对称波动在经济繁荣时期较弱。风险厌恶的顺周期特征不仅有助于我们理解特定风险水平下在经济繁荣时期投资者要求更高的风险溢价，也有助于我们理解经济繁荣时期股票市场非对称波动的弱化。

关键词：风险厌恶 超额收益率 非对称波动 经济周期

Abstract: Most asset pricing models, starting with Intertemporal Capital Asset Pricing Model of Merton (1973), suggest a positive relation between risk and return for the aggregate stock market. Unfortunately, the empirical results have been inconclusive. Recently, it has been debated whether risk aversion is state dependent and whether it is procyclical or countercyclical. We study how three interrelated phenomena—excess stock returns and risk relation, risk aversion, and asymmetric volatility movement—change over business cycles. Using an asymmetric generalized autoregressive conditional heteroskedasticity in mean model and a Markov switching model, we find that excess stock return increases and asymmetric volatility movement is weakened during boom periods. This suggests that investors become more risk-averse during boom periods (i.e., procyclical risk aversion), which we confirm using a calibration of a simple equilibrium model. Our finding of procyclical risk aversion helps us understand not only the observed larger risk premium for a given risk in the boom periods but also the observed weakened asymmetric volatility during the boom periods.

Keywords: risk aversion, excess stock return, asymmetric volatility, business cycle

* 中国人民大学财政金融学院，博士研究生。

一、引言

现有的资产定价模型，大多基于 Merton（1973）的跨期资产定价模型，假定风险与收益正相关。在实证研究文献中，风险与股票指数收益率的权衡关系尚无定论。在一些文献中，收益与风险的关系并不显著，甚至为负相关。近来研究的争论集中于风险厌恶的周期性（顺周期或逆周期）。

Fama(1990)认为，在影响股票价格的力量中，实体经济活动（经济周期）可能是其中的一个重要原因，因为它与企业财务状况、市场波动、投资者心理和投资者的风险厌恶水平高度相关。对中国股票市场的初步数据统计发现（表 1），超额收益率在经济周期中具有时变性，在经济繁荣阶段明显高于经济衰退阶段。样本期间（1992—2008）经济繁荣时期超额收益率为 0.0135，经济衰退时期超额收益率为-0.0065。在经济繁荣时期，超额收益率因股利增加使得股票收益率提高而保持较高水平。另一个有趣的发现是，股票市场超额收益率的波动在经济周期中同样是时变的，在经济繁荣时期明显较低。股票超额收益率的标准偏差在经济繁荣和经济衰退时期分别为 0.1346 和 0.1637。条件均值方程中的方差系数往往被解释为风险厌恶系数（作为一个直观的表述，用标准偏差类似地代替方差），所以这个发现意味着风险厌恶具有时变性。从这些描述性的结果可以大致看出，超额收益率——风险关系在经济周期中具有时变性。

表 1 超额收益率描述性统计（1992—2008，月度）

	总体	经济增长较快时期	经济增长较慢时期
观测值	192	141	51
均值	0.0103	0.0164	-0.0065
标准离差	0.1428	0.1346	0.1637
偏度	4.4530	4.7524	4.8690
峰度	42.9846	44.8765	31.6508

数据来源：WIND

注：超额收益率 = 股票指数收益率 - 无风险收益率，本文第三部分有详细描述

通常意义上，如果证券有较大的风险，投资者就会要求较高的风险补偿（预期收益率），然而这并不能说明风险与收益之间具有时变关系。也就是说，如果证券的风险在投资期间增加，投资者是否会要求更高的风险溢价尚无定论。通常，理性和风险厌恶型投资者会为增加的证券风险要求风险补偿。但是，投资者也可能不会要求更高的风险溢价，因为相对风险较高的时期通常也是投资者能够承担这种特定风险的时期（类似于适应性预期）。再者，投资者可能为未来更大的风险做储备，也不会要求更高的风险溢价。因此，

跨期风险——收益权衡不一致的判断还需要理论和实证检验的验证。

根据 Merton (1980), 条件均值方程中方差与标准差的系数(波动反馈)被解释为风险厌恶系数。波动反馈已经被多为金融学家研究, 代表性的有 Pindyck (1984), French et.al (1987), Campbell 和 Hentschel (1992) 以及 Bakert (2000), 但他们并没有解释经济周期在波动反馈效应(风险厌恶系数)中的作用。

在本文中, 将经济周期加入到风险厌恶和股票市场收益的关系中, 以考察风险厌恶的时变特征和股票市场非对称波动的时变特征。本文通过引入非对称 GARCH 均值模型、马尔可夫区制转移模型和一般均衡模型, 来检验经济周期对超额收益率、收益率波动和风险厌恶的影响。在估计超额收益率与其波动之间关系时, 本文采用非对称 GARCH 模型, 同时, 为避免经济周期数据的事后性, 本文引入了一个马尔可夫区制转移模型。为了考察和确认可能的状态独立变量——风险厌恶, 本文导出了一个简单的加入风险厌恶的一般均衡框架下的资产定价模型。

样本期间内, 在没有加入经济周期效应的情况下, 本文结果表明风险与超额收益率之间并不存在显著相关。但是, 当把经济周期纳入分析框架时, 在经济繁荣时期, 风险厌恶系数显著为正, 在经济衰退时期为负, 但不显著。由于超额收益率模型中的波动系数通常被用来度量时变的风险厌恶水平, 因此, 结果表明风险厌恶水平是顺周期的。

通过将风险厌恶加入到一般均衡框架下的资产定价模型, 本文确认了风险厌恶是状态独立和顺周期的。实证分析也发现中国股票市场的非对称波动也具有时变性, 在经济繁荣时期较弱。风险厌恶的顺周期特征不仅有助于我们理解特定风险水平下在经济繁荣时期投资者要求更高的风险溢价, 也有助于我们理解经济繁荣时期股票市场非对称波动的弱化。

本文框架结构如下, 第一部分: 引言, 第二部分: 文献回顾与评述, 第三部分: 数据与经济周期划分, 第四部分: 模型与实证检验, 第五部分: 结论性评述。

二、文献回顾与评述

风险与收益的跨期关系已被广泛研究, 但结论并不统一。French et.al (1987), Campbell 和 Hentschel (1992) 研究表明条件期望收益率与条件方差存在正相关关系。而 Fama (1977), Campbell (1987), Breen et.al (1989), Turner et.al (1989), Pagan 和 Hong (1991), Nelson (1991), Glosten et.al (1993), Whitelaw (2000), Antonnio (2007) 的研究结果为负相关。结果的差异主要来自于研究方法的不同, 前者主要来自资产定价模型的研究, 而后者是基于 GARCH 族模型的模拟结果和随机波动模型的估计。Harvey (1989) 认为风险与收益存在一定程度的时变关系。

考虑实体经济活动(经济周期)与市场波动, Schwert (1990) 和 Fama (1990) 认为未来产量增长能大部分地解释 1889—1988 年间股票收益的方差。MaQueen 和 Roley (1990)

发现把经济周期划分为不同阶段后，股票价格和经济消息之间的关系更为明显。他们发现，在经济繁荣时期，股票市场会对关于实体经济活动更加繁荣的消息产生负向影响，但并未进一步解释投资者风险厌恶水平与经济周期的关系。运用两变量的马尔可夫链模型，Hamilton 和 Lin（1996）发现经济衰退是导致股票收益剧烈波动的起始性原因。

股票市场波动的一个明显特征表现为非对称性，即股票收益与下一期的条件方差呈负相关。开创性的研究来自 Black（1976）和 Christie（1982），他们在对美国股票市场指数收益率和个股收益率波动的研究中发现这一现象。目前对股市波动的非对称性的产生机制的解释主要杠杆效应和波动反馈效应。Schwert(1989)对股票市场的杠杆效应进行了实证研究，认为一个公司价值的波动取决于杠杆比率、股票和债务的波动率。在此基础上，Duffee(1995)对波动的杠杆效应进行了详细的研究，发现高杠杆比率公司的收益率和波动率之间负相关性比低杠杆比率公司更强。类似的研究还有 Tauchen et al. (1996)和 Andersen et al. (2001)。Campell 和 Hentschel（1992）就反馈效应进行了开创性研究，他们的模型能有效地解释波动反馈机制。模型的主要特点是收益率与股利冲击正相关，而与股利冲击的平方差负相关。该模型能捕捉非对称波动，并能解释数据分布的偏度和峰度特征。Bekaert 和 Wu (2000)对杠杆效应和反馈效应的解释力进行了比较，发现结果不支持 Christie(1982)提出的纯粹的杠杆效应，发现了支持波动反馈说的证据。此外，P.Ahlgren(2007)引入管制市场模型（Frustration Governed Market Model）对股票市场波动的非对称性和杠杆效应进行研究。Ann Marie Hibbert et al.从行为金融的角度对股票市场的非对称波动进行了系统研究。Michael Kirchler（2009）引入事件研究方法对交易者在牛市和熊市中的交易行为进行度量，研究发现股票价格的波动是由于基本面价值的变化而引起的高估和牛市中的低估。这些研究，为股票市场的非对称波动提供了新的解释，但并没有将经济周期引入分析框架，对非对称波动的时变特征还有待进一步的研究。本文试图从风险厌恶的时变特征上为中国股票市场的非对称波动提供新的解释。

来自实验心理学和行为经济学的文献支持风险厌恶状态独立的假说。Isen 和 Geva（1987），Isen 和 Patrick（1983），Nygren et.al（1996）的研究表明，当消费水平上升时，人们去赌博的概率越小。Isen（2000）对于这种现象的解释是，赌博所带来的损失可能会破坏人们的好心情。Bosch 和 Sitvestre（1999）的实验研究表明高收入人群具有更高的风险厌恶水平。这些实验结果与高风险厌恶水平和高消费增长、高消费水平相关联的假说一致。更一般来讲，风险厌恶水平为顺周期，经济繁荣时期上升，经济衰退时期下降。Gordon 和 St.Amour（2002）的时变风险厌恶模型得出了相反的研究结果，他们估计了风险厌恶水平与人均消费和资产回报率的关系，结果表明，风险厌恶水平为逆周期的，相似的研究还有 Antonio（2007）。来自实验心理学的研究主要是基于案例和社会调查，缺乏严谨的金融思想；而后者（Gordon,2002;Antonio,2007）的研究主要来自数值模拟和相关性分析，在理论设计和内在逻辑上并不完备。

本文通过对这些研究的扩展,将经济周期因素加入到 GARCH—M 模型和马尔可夫区制转移模型中,发现风险厌恶系数在经济繁荣时期显著为正,在经济衰退时期为负,但不显著。加入风险厌恶的一般均衡资产定价模型进一步支撑了上述结论,即风险厌恶水平为顺周期和状态独立(时变)的。此外,本文还发现,股票市场的非对称波动也是时变的。

三、数据与经济周期划分

1. 超额收益率

本文中,超额收益率(月度)为上证A股指数收益率(月度)减去无风险收益率。中国上海股票市场开始于1990年12月18日,股票价格由认为定价产生,直到1992年5月21日,股票价格由市场自由竞价产生。为消除系统性因素的影响,保持样本数据的连续性,本文选择从1993年1月2008年12月上证综合指数为样本,样本量为192。从主体参与程度、稳定性、关联性、信用风险等方面考虑,银行间债券回购市场较银行间拆借市场和交易所回购市场,选择银行间债券回购市场相应期限金融产品作为无风险资产具有一定优越性。进一步地,就目前我国银行间债券回购市场各种品种的交易量和活跃程度来看,选择回购期限为3-7天的债券回购(R07D)作为我国金融市场无风险资产以及利用R07D(加权)平均利率来估计金融定价中的无风险利率更加具有科学性。超额收益率的统计性描述见表(1)。

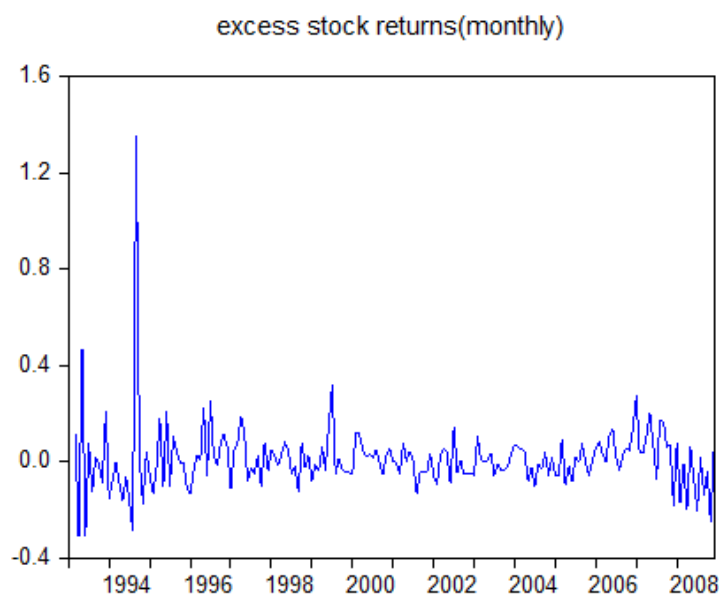


图1 超额收益率序列图(月度,1993-2008)

如表(1)所示,在经济增长较快时期和经济增长较慢时期超额收益率反映出不同的统计特征。在经济增长较快时期的超额收益率水平要明显高于经济增长较慢时期,而经济增长较慢时期的市场波动性则更为剧烈。在马尔可夫区制转移模型中,采用产出水平来区分两种不同的经济区域(经济增长较快时期和增长较慢时期)。

2. 经济周期

在样本期间,中国经济总体上呈现增长态势,并未出现经济衰退(产出连续负增长)的情况,因此,本文将经济周期划分为经济增长较快阶段和经济增长较慢阶段。本文简化刘金全等(2008)年关于中国经济周期的分析,将 1993.1—1997.1, 2000.1—2000.12, 2003.1—2008.9 定义为经济增长较快时期(这些时期中国经济增长速度大于 8%),观测值 141 个;将 1998.1—1999.12, 2001.1—2002.12, 2008.10—2008.12 定义为经济增长较慢时期(这些时期中国经济增长速度小 8%),观测值 51 个。

四、模型与实证检验

1. GARCH-M 模型

在本文中,选用接受面较广的 GARCH-M 模型来检验经济周期中超额收益率和波动的关系。特别地,本文在 GARCH-M 模型中加入了经济周期因素,并在条件方差方程中加入了非对称波动条件。在众多的非对称 GARCH-M 模型中,选用 GJR-GARCH 模型(Engel 和 Ng,1993)。

具体来讲,AR(1)-GJR-GARCH-M 模型如下:

$$r_t = c + \phi r_{t-1} + \delta \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} V_t, V_t \sim t \quad (1)$$

$$h_t = \omega + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2)$$

其中, r_t 为超额收益率, h_t 为条件方差, D_t 为哑变量,满足: $\varepsilon_t < 0$ 时, $D_t = 1$, 否则 $D_t = 0$ 。在这个 GJR-GARCH 模型中,模型(1)中的参数 δ 为正即意味着市场对风险(波动)的正的补偿。模型(2)中引入了参数 γ ,这在简单的 GARCH 模型中并不存在。在条件方差方程中, γ 为正意味着波动的非对称性,即对市场的负向冲击会引起更大的波动($\varepsilon_t < 0$)。对于条件方差的分布来讲,设定条件均值的误差项服从 t 分布,因为 t 分布较正态分布更能解释股票市场收益率的厚尾现象(fat tail)。

现在,将经济周期引入 AR(1)-GJR-GARCH-M 模型中,用哑变量表示不同的经济状态,并将哑变量同时置入条件均值方程和波动方程。在条件均值方程中,将哑变量引入截距项和风险项($\sqrt{h_t}$)。类似地,在条件波动方程中,将哑变量引入截距项和非对称波动项($D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2$)。

附加哑变量的 GJR-GARCH-M 模型如下:

$$r_t = c_1 + c_2 d + \phi r_{t-1} + \delta_1 \sqrt{h_t} + \delta_2 d \sqrt{h_t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} V_t, V_t \sim t \quad (3)$$

$$h_t = \omega_1 + \omega_2 d + \beta h_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 d D_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 \quad (4)$$

其中,当 $\varepsilon_t < 0$ 时, $D_t = 1$, 否则 $D_t = 0$; d 为哑变量,当经济处于低速增长时期时, $d=0$,

否则 $d=1$ 。

在条件均值方程 (3) 中, 常数项和波动项包含了虚拟变量 (c_2d , $\delta_2d\sqrt{h_t}$), 前者检测常数项的变化, 后者检测经济周期中收益—风险关系的变化。条件波动方程 (4) 中, 常数项和非对称项包含了虚拟变量 (ω_2d , $\gamma_2dD_{t-1}^-\varepsilon_{t-1}^2$)。非对称波动系数 (γ_2) 度量了不同经济阶段非对称波动的敏感性。

表 2 GJR-GARCH-M 模型估计结果

	无虚拟变量模型		包含经济周期虚拟变量模型	
系数	估计值	T 统计量	估计值	T 统计量
c_1	0.1265	0.8754	1.2039	1.8732
c_2	NA	NA	-3.2187	-2.2564
ϕ	0.0824	2.0679	0.0657	1.9836
δ_1	0.1542	1.0198	-0.1143	-1.0329
δ_2	NA	NA	0.6894	3.2176
ω_1	2.0569	4.0384	2.7853	2.0186
ω_2	NA	NA	0.0088	0.7029
β	0.6987	9.2541	0.8543	10.2641
α	0.0419	1.2373	0.0358	1.0286
γ_1	0.1802	4.0392	0.2283	3.5378
γ_2	NA	NA	-0.1798	-2.5637

注: T 统计量为 95% 显著水平

表 (2 是) AR(1)-GJR-GARCH-M 模型的估计结果。可以发现, 在未包含经济周期虚拟变量的 GJR-GARCH 模型中, 本文没有检测到明确和显著的风险 ($\sqrt{h_t}$) 与超额收益率 (r_t) 关系。风险溢价系数为正, $\delta = 0.1542$, 但统计上不显著。在条件波动方程中, 股票波动的非对称系数为正, $\gamma = 0.1802$, 且统计上显著。

如果在模型中引入经济周期虚拟变量, 回归系数为统计显著。在经济增长较快时期, 条件均值方程中系数 $c_2 = -3.2178$, 统计上显著。风险溢价系数 $\delta_2 = 0.6894$, 统计上显著。因此, 跨期的超额收益率—风险关系为正且统计上显著。经济增长较慢时期该系数为负, 但统计上不显著。统计结果表明, 在经济增长较快时期, 市场会有较高的风险补偿。在没有区分经济周期不同阶段的情况下, 前期的研究表明跨期超额收益率与风险之间存在弱的不确定关系。在条件波动方程 (4) 中, 非对称波动关系在经济增长较快时期和经济增长较慢时期明显不同。经济增长较快时期非对称系数 $\gamma_2 = -0.1798$, 且统计上显著, 但较经济增长较慢时期非对称波动程度小 ($\gamma_1 = 0.2283$)。引入经济周期变量的模型估计结果在近

年的中国股票市场也有比较明显的直观体现。以 2007 年和 2008 年的上证 A 股指数为例，2007 年间上证指数从 2700 点上涨至 5300 点，波动幅度为 96.3%；而 2008 年上证指数从 5300 点跌至 1800 点，波动幅度为 194.4%。由此可见，中国股市下跌周期的波动幅度远大于上涨周期的波动幅度，而这一时期也出现了中国经济增长速度的反转。

总之，结果表明经济周期在风险溢价和非对称波动敏感性上均具有显著效应。在经济增长较快时期，风险溢价显著增加和弱的非对称波动。因此，经济增长较快时期，风险与超额收益率关系显著为正，经济增长较慢时期表现为负但不显著。在没有加入经济周期情况下，该关系为正但不显著。上文的实证结果有助于我们从风险厌恶的周期特征角度来理解收益率非对称波动的时变特征。在经济增长较快时期，风险厌恶水平较高，投资者倾向于要求更高的预期收益率。在理论上，预期导致的波动增加将使当期收益率下降；同时，经济增长较快时期，企业经营状况和财务状况的改善以及宏观经济和行业的积极变化，将构成股价上升的实质性因素，与风险厌恶水平提高导致的收益率下降形成对冲。因此，这一时期的波动性较小。

本文的主要目的在于解释经济周期在风险收益关系中的作用。因此，比较含有经济周期虚拟变量和不含经济周期虚拟变量模型的预测能力也是一个有意思的话题。

首先，对两种模型进行估计（样本区间为 1992.1—2004.12）以产生预测的超额收益率序列。重复这个递归过程至最后一个估计期（2008.12），得到 2005 年 1 月至 2008 年 12 月的预测值序列。这一时期正好是中国经济增长较快时期，因此它为包含经济周期虚拟变量的 AR(1)-GJR-GARCH-M 模型提高了一个合适的估计区间。

现在，分别计算两种模型的均方根误差，再用包含有虚拟变量模型的均方根误差除以不包含虚拟变量模型的均方根误差。如果比值小于 1，则表明含有经济周期虚拟变量的检验模型有较好的预测结果。基于 GJR-GARCH 模型的均方根误差率为 0.9013（基于 AGARCH 模型的均方根误差率为 0.8976），表明含有经济周期虚拟变量模型的预测结果要优于不包含经济周期虚拟变量的模型。

2. 马尔可夫区制转移模型

一般意义上，GARCH 模型用来检测当期信息可得情况下，下一期 (t+1) 的条件波动。在模型中，考虑了经济周期信息的因素，但在得到不同经济阶段的判断信息时经济活动已经发生。一个更好的方法是只用 t 时期经济状态的可得信息，来估计经济是处于增长较快时期或增长较慢时期。基于此，本文引入马尔可夫区制转移模型。

具体地，用 GARCH (1, 1) 模型来估计标准的 AR (1) 马尔可夫区制转移模型：

$$r_t = c_1 + \phi r_{t-1} + [\delta_1 S_t + \delta_0 (1 - S_t)] \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， r_t 为超额收益率， S_t 为不可观测变量，经济较快增长时期 $S_t = 1$ ，经济增长较慢时期 $S_t = 0$ ，服从一阶马尔可夫链过程。

定义两状态下时变的概率矩阵 S_t ：

$$P_{ij,t} = P[S_t = j | S_{t-1} = i] \tag{6}$$

$$\text{或 } P_{ij,t} = P[S_t = i | S_{t-1} = j] = CDFN(a_i + b_i X_{t-1}) \tag{7}$$

其中, $i, j = 0, 1$, X_t 为产出增长率, $CDFN$ 为正态分布的累积密度函数。条件波动方程为:

$$h_{t, S_{t-1}} = \omega + \beta h_{t-1, S_{t-2}} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2, \quad \varepsilon_t = \sqrt{h_t} V_t, V_t \sim t \tag{8}$$

模型包含了一个时变的转移概率, 它由产出增长率 (X_t) 所衡量的经济条件决定。这就意味着风险厌恶系数 δ 是一个内生变量而非外生变量。

由上述模型, 最大化对数似然方程 $\ln L(\theta)$:

$$\ln L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln f(r_t | r_{t-1}, r_{t-2}, \dots) \tag{9}$$

包含参数集 $\theta = \{c, \delta_0, \delta_1, a_0, a_1, b_0, b_1, \omega, \alpha, \beta, \phi\}$ 。

表 3 马尔可夫区制转移模型估计结果

	估计值	T 统计量
c	0.7543	4.8324
δ_0	-0.1039	-0.8325
δ_1	0.4216	3.1107
a_0	2.1297	1.8326
a_1	0.9872	2.2348
b_0	3.8563	1.7526
b_1	1.5026	2.5391
ω	0.0498	4.0301
α	0.1340	4.8092
β	0.7765	18.9037
ϕ	0.0327	1.4783

注: T 统计量为 95% 显著水平

表 (3) 是马尔可夫区制转移模型的估计结果。本文的主要兴趣是经济周期 (X_t) 与风险厌恶系数的关系。状态 1 (经济增长较快时期) 的风险厌恶系数 δ_1 显著为正, 度量从状态 1 至相同的状态 1 的转移概率系数 b_1 亦显著为正。具体来说, 在经济增长较快时期, 条件标准离差 ($\sqrt{h_t}$) 对超额收益率 (r_t) 具有显著的正效应。同时, 状态 1 更可能转移至相同的状态 1 (即经济较快增长期间具有连续性)。另一方面, 在经济增长较慢时期, 风险厌恶系数 (δ_0) 与状态转移系数 (b_0) 均不显著。可见, 基于马尔可夫区制转移模型的估计结果与经济周期虚拟变量的估计结果一致, 也为风险厌恶状态独立和顺周期特征提供了证据。

3. 扩展：一般均衡的分析框架

在实证研究中，本文发现经济周期对风险厌恶水平和非对称波动有明显的影响。为更好地理解和确认上文对时变风险厌恶的解释，本文引入一个简单的资产定价模型来检验超额收益率和风险厌恶的关系，并解释不同经济状态下的收益—风险关系。这是一个两时期，两种资产（股票，无风险债券）的一般均衡资产定价模型。

根据标准的跨期预算约束，期望效应函数为：

$$U(C_1) + \beta E[U(\tilde{C}_2)] \quad (10)$$

其中， C_1 是第一时期的消费， $\tilde{C}_2$ 是随机的第二时期消费。一阶条件为：

$$U'(C_1) = \beta E[U'(\tilde{C}_2) \tilde{R}] \quad (11)$$

$$U'(C_1) = R_f \beta E[U'(\tilde{C}_2)] \quad (12)$$

其中， $\tilde{R}$ 为 1 加上随机的股票收益率， R_f 为 1 加上实际无风险收益率。在产出全部被消费的交流经济中，市场出清条件下，有：

$$C_1 = Y_1, \tilde{C}_2 = \tilde{Y}_2 \quad (13)$$

其中， Y_1 是第一时期产出， $\tilde{Y}_2$ 是随机的第二时期产出。由一阶条件和市场出清条件，得到无风险债券收益和股票收益：

$$R_f = \frac{1}{P^b} \frac{U'(Y_1)}{\beta E[U'(\tilde{Y}_2)]} \quad (14)$$

$$E(\tilde{R}) = \frac{E(\tilde{Y}_2)}{P^{eq}} \frac{U'(Y_1) E(\tilde{Y}_2)}{\beta E[U'(\tilde{Y}_2) \tilde{Y}_2]} \quad (15)$$

其中， P^b 为无风险债券价格， P^{eq} 为股票价格。

仿照 Campbell (1986)，假定效应函数的风险厌恶系数不变，即

$U(C) = C^{1-\gamma(t)} / (1-\gamma(t))$ ，对数正态随机变量 $\tilde{Y}_2$ 有：

$\log E(\tilde{Y}_2) = E \log(\tilde{Y}_2) + \frac{1}{2} \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)]$ ，据此可得到无风险收益率和股票收益率的显示解。在风险厌恶效用函数状态独立的一般均衡条件下，用不同的经济阶段和风险厌恶参数（ γ_1 、 γ_2 ）来解释风险溢价：

$$\log(R_f) = -\log(\beta) + E[\gamma_2 \log(\tilde{Y}_2) - \gamma_1 \log(Y_1)] - \frac{1}{2} \gamma_2^2 \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)] \quad (16)$$

$$\log E(\tilde{R}) = -\log(\beta) + E[\gamma_2 \log(\tilde{Y}_2) - \gamma_1 \log(Y_1)] + (\gamma_2 - \frac{1}{2} \gamma_2^2) \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)] \quad (17)$$

由无风险收益率方程（15）和股票收益率方程（16），可得到股票溢价表达式：

$$Z = \log E(\tilde{R}) - \log(R_f) = \gamma_2 \text{Var}[\log(\tilde{Y}_2)] \quad (18)$$

其中, Z 为股票溢价 (风险溢价), 取决于风险厌恶参数 γ_2 和 $Var[\log(\tilde{Y}_2)]$ 。

用表 (4) 的数据可以估计出经济增长较快时期和增长较慢时期的 γ 值。在样本期间 (1993—2008), 经济增长较快时期股票市场超额收益率为 0.016, 经济增长较慢时期股票市场超额收益率为 -0.0065。因此, 要解释方程 (18) 中经济增长较快时期存在较高风险溢价, 即需风险厌恶系数 γ 在经济增长较快时期大于经济增长较慢时期, 即顺周期的风险厌恶系数。

方程 (18) 可以写成风险厌恶参数的函数:

$$\gamma = Z / Var[\log(\tilde{Y})] \quad (19)$$

即风险厌恶参数等于超额收益率与与收入对数方差之比。根据表 (4) 中的数据, 可得经济增长较快时期和经济增长较慢时期风险厌恶参数分布为: 0.0976 和 -0.0448。该结果进一步证明, 风险厌恶为顺周期。

表 4 风险厌恶参数估计结果

实际产出（GDP）				产出对数值		
	总体	经济增长 较快时期	经济增长 较慢时期	总体	经济增长 较快时期	经济增长 较慢时期
观测值	192	141	51	192	141	51
均值	9831	10674	7498	3.9926	4.0283	3.8749
方差	2,324,578	2,379,201	2,219,654	0.162	0.168	0.1451
风险溢价						
	总体		经济增长较快时期		经济增长较慢时期	
观测值	192		141		51	
均值	0.0103		0.0164		-0.0065	
方差	0.2138		0.1894		0.3072	
γ						
	总体		经济增长较快时期		经济增长较慢时期	
	0.0635		0.0976		-0.0448	

数据来源:《中国统计年鉴》历年数据, WIND

五、结论性评述

在特定时期, 关于证券的风险和收益之间的权衡关系有较为一致的看法, 但跨期的风险—收益关系还存在争议。有广泛的研究致力于建立股票市场跨期的风险—收益关系, 但并未有一致的结论。近年来, 争论集中于风险厌恶是否为状态独立和顺周期。

本文从实证研究模型和一般均衡框架来研究这个问题，引入一个附件经济周期效应的 GARCH-M 模型来检验股票市场风险—收益的时变跨期关系。为避免经济周期信息的事后性，采用马尔可夫区制转移对 GARCH-M 模型进行了估计。同时，本文还从一般均衡框架的资产定价模型出发，进一步验证了中国股票市场风险厌恶水平的周期性。同时，本文还验证了中国股票市场非对称波动的时变特征，并从风险厌恶时变特征的角度为非对称波动的时变特征提供了新的解释。

本文的研究结果主要是以下四方面：

1. 在未包含经济周期效应的简单 GARCH 模型中，风险溢价系数并没有显示出风险和超额收益率之间显著和明确的关系。但一旦在模型中加入经济周期虚拟变量，在经济增长较快时期，风险溢价系数显著为正，经济增长较慢时期显著为负。

2. 在 AR(1)-GARCH-M 框架中加入马尔可夫区制转移模型，实证结果发现风险溢价参数在经济增长较快时期显著为正。风险厌恶的顺周期性在这个扩展模型中被进一步确认。结果表明，前期研究并未发现显著的风险收益跨期关系部分原因可能是并未在分析框架中加入经济周期因素。

3. 为进一步确认风险厌恶的时变性（状态独立），本文导出了一个一般均衡框架下的资产定价模型，结果表明，风险厌恶为状态独立且表现为顺周期。经济增长较快时期较高的风险厌恶水平可以解释该时期较高的超额收益率和风险补偿水平。

4. 本文还发现，波动的非对称运动也是状态独立的，并且其强度随经济周期不同阶段而改变，经济增长较快时期非对称波动较弱。

风险厌恶的状态独立和顺周期结论有助于我们理解经济增长较快时期较高的风险溢价水平和较弱的非对称波动。Black (1976) 认为非对称波动是由于企业市场价值下降导致财务杠增加而引起的。本文的研究结果发现，在中国经济增长较快时期，投资者具有较高的风险厌恶水平，因此，投资者对杠杆效应应该更敏感，杠杆效应假说意味着在经济增长较快时期股票市场的非对称波动会更强，而这与本文关于中国股票市场的研究结果并不吻合。

后续的研究发现，杠杆效应并不能完全解释非对称波动现象（Christie, 1983; Schwert, 1989）。Campbell 和 Hentschel (1992) 将其部分解释为消息的“反馈效应”。他们认为，如果存在公司未来红利分配的好消息，就会预期到未来更多的公司红利的好消息（即波动是持续的）。因此，好消息增加了未来预期波动，也就增加了未来收益，进而降低了当期股价，抑制了红利消息对股票价格的正面影响。当然，这是在经济繁荣时期（经济增长较快时期）发生的情况。

本文的研究结果表明，投资者在经济增长较快时期具有更高的风险厌恶水平。相对与经济增长较慢时期而言，在经济增长较快时期投资者会要求更高的超额收益率，因此导致在经济增长较快时期股票市场非对称波动较弱。本文基于经济周期效应和状态独立资产定

价模型的非对称波动研究与消息效应假说较为一致,关于风险厌恶水平不同侧面的证据也可以支撑对中国股票市场非对称波动现象的解释。因此,从风险厌恶水平和经济周期效应入手,本文的研究结果为股票市场非对称波动的两种解释提供了一个新的视角。

参考文献:

1. Ahlgren, P et al. (2007). Frustration driven stock market dynamics: Leverage effect and asymmetry. *Physica A* (accepted manuscript)
2. Antonio Mele. Asymmetric stock market volatility and the cyclical behavior of expected returns. *Journal of Financial Economics* 86 (2007) 446–478
3. Black, F. “Studies of Stock Market Volatility Changes.” *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 71, 1976, 177–81.
4. Bollerslev, T. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics*, 31, 1986, 307–27.
5. Bosch-Domenech, A., and J. Silvestre. “Does Risk Aversion or Attraction Depend on Income? An Experiment.” *Economics Letters*, 65, 1999, 265–73
6. DeGoeij, P., and W. Marquering. “Do Macroeconomic Announcement Cause Asymmetric Volatility?” Working Paper, Erasmus University, 2002.
7. Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. P. Robins. “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model.” *Econometrica*, 55, 1987, 391–407.
8. Engle, R. F., and V. K. Ng. “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility.” *Journal of Finance*, 48, 1993, 1749–77.
9. Fama, E. F. “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity.” *Journal of Finance*, 45, 1990, 1089–108.
10. French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh. “Expected Stock Returns and Volatility.” *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, 3–29.
11. Glosten, L., R. Jagannathan, and D. E. Runkle. “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.” *Journal of Finance*, 48, 1993, 1779–801.
12. Gordon, S., and P. St-Amour. “Asset Returns and State-Dependent Risk Preferences.” Mimeo, Université Laval, 2002.
13. Hamilton, J. D., and G. Lin. “Stock Market Volatility and the Business Cycle.” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1996, 573–93.
14. Isen, A. M. “Positive Effect and Decision Making,” in *Handbook of Emotion*, edited by M.

- Lewis and J. M. Haviland. New York: The Guilford Press, 2000, 417–35.
15. Isen, A. M., and R. Patrick. “The Effect of Positive Feelings on Risk Taking: When the Chips Are Down.” *Organizational Behavior and Human Performance*, 31, 1983, 194–202.
 16. Ionu Florescu. A study about the existence of the leverage effect in stochastic volatility models. *Physica A*, 2008(10):1-14
 17. Michael Kirchler. Underreaction to fundamental information and asymmetry in mispricing between bullish and bearish markets. An experimental study. *Journal of Economic Dynamics & Control* 33 (2009) 491–506
 18. Markus Haas. Asymmetric multivariate normal mixture GARCH. *Computational Statistics & Data Analysis*. 2007(10):1-26
 19. Schwert, G.W. “Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 31, 1989a, 83–126.
 20. Turner, C. M., R. Startz, and C. R. Nelson. “A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market.” *Journal of Financial Economics*, 25, 1989, 3–22.
 21. Whitelaw, R. F. “Stock Market Risk and Return: An Equilibrium Approach.” *Review of Financial Studies*, 13, 2000, 521–47.
 22. 刘金全, 郑挺国: 我国经济增长阶段性划分与经济增长走势分析[J]. *中国工业经济*, 2008 (01) , 32-39.