



2019年第3期 / 总第176期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Money and Finance Review | 陈雨露/主编

货币金融评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

www.frc.com.cn

前瞻性货币政策转型与资产价格预期管理效果评估

张成思 计兴辰

货币周期与资产定价：基于中国的实证研究

马勇 何顺

前瞻性货币政策转型与资产价格预期管理效果评估

张成思

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

计兴辰

(国家发改委价格司)

内容摘要:“预期管理”逐渐成为全球央行进行货币政策调控的重要选项,中国央行也基于预期管理的理念进行货币政策转向。本文在回顾全球货币政策变化与实践的基础上,基于货币政策传导机制的信息沟通渠道和金融市场渠道理论,尝试构建央行信息、市场预期和资产价格之间的逻辑链条,并选取国债期货价格和沪深 300 指数数据,通过研究市场预期与资产价格的关系来评估央行预期管理效果。本文通过未知断点结构性变化检验和递归回归方法确定转折时点,对比分析表明,在创新型公开市场操作工具背景下,相比传统利率政策工具,市场预期对资产价格显示出更明显的引导作用。这暗示出,传统货币政策向前瞻性货币政策转型可以达到更优的政策调控效果。

关键词: 前瞻性货币政策 全球货币政策 预期管理 政策转型

中图分类号: F832 **文献标识码:** A

引 言

随着经济理论与政策实践的不断完善,货币政策和财政政策已经成为宏观经济调控工具中最重要的两大支柱。相比于可较为直接“落地”并产生政策效力的财政政策,货币政策从宏观层面到微观主体的传导机制较为复杂,并存在一定时滞效应。所谓货币政策传导机制,即指中央银行通过调整货币政策工具,借助一系列中介目标和中间渠道,最终影响经济运行指标的这一过程。对其的早期研究要追溯到 20 世纪中叶,传导机制大致包含以下几种渠道:利率传导渠道(Hicks, 1937)、信贷传导渠道(Roosa, 1951)、财富传导渠道(Ando and Modigliani, 1963)、货币传导渠道(Friedman, 1956)以及央行信息沟通渠道(Svensson, 2003)。近年来,央行信息沟通渠道越来越显示出其在货币政策框架中的重要作用。

一直以来,传统理论界关注的更多是货币政策机制中央行的主导作用,而微观主体仅被视为当受到政策冲击时可做出当期理性行为的个体,对货币政策、央行信息沟通与市场预期之间的动态影响,以及市场预期与政策效用之间的关系考虑不够充分。近年来,随着央行信息沟通渠道的发现,更多学者表现出对相关领域理论研究的重视,具有代表性的如 Blinder et al. (2008) 将信息沟通划分为长期和短期,并认为中央银行的有效沟通在日益增强,以及在此基础上 Filardo & Hofmann (2014) 发现,央行在远期政策上的沟通可降低市场远期利率波动,由此能够有效降低长期资产价格的风险溢价。

在货币政策传导机制中的信息沟通渠道不断被研究并证实之后,更多学者考虑建立一套完整的央行预期管理框架体系,央行通过主动引导市场预期,最大化发挥信息沟通渠道的效用,加强货币政策的前瞻性效果。Ullrich (2008) 在研究欧洲央行信息披露对公众通货膨胀预期的影响后认为,央行信息披露因素能够解释预期的形成; Bernanke (2012) 指出,在名义利率受到零下界约束时,预期管理能够有效推动经济复苏; Campbell et al. (2012) 通过更为严谨的实证分析,检验了金融市场对前瞻性指引政策的反应以及前瞻性指引政策对就业和通货膨胀的影响,进一步肯定了央行预期管理的积极作用。

不过,目前我国在央行预期管理领域的理论研究相对有限,已有研究包括徐亚平 (2006) 关于增加货币政策透明度可较好引导市场预期,从而提升货币政策传导有效性的论证; 李云峰和李仲飞 (2011) 通过构造央行沟通指示器变量,检验发现央行沟通信息与利率变化显著相关,但相关性弱于宏观经济信息; 汪莉和王先爽 (2015) 从银行风险承担角度论证预期管理对于维护金融稳定的作用; 马理等 (2016) 通过构建多维变量自治系统,发现以存准率为代表的货币政策可通过改变市场参与者的适应性预期,促进宏观经济发展。

总体而言,已有研究对于理解我国央行预期管理前提、分类和有效性大有裨益,但在数据选取、研究角度以及现实意义方面仍有提高创新的空间。本文以我国当前货币政策工具转型为背景,通过对国债期货价格与金融资产价格相关关系的分析,比较我国央行在传统利率政策操作与创新型公开市场操作时期预期管理水平的差异。基于这种研究设计,一方面避免了低频、可信度有限的预期调研数据对研究结果的影响,另一方面建立起从宏观政策预期管理到微观个体理性行为的完整逻辑框架。

一、全球货币政策的变化与实践

近年来,全球货币政策的指导理念都在发生微妙的变化。理论上央行预期管理主要包括语言与行为两种形式 (汪莉和王先爽, 2015), 其中“语言”方式的预期管理体现为央行的各种沟通策略,如定期公布货币政策执行报告和货币政策委员会决议、召开新闻发布会、发表关于未来货币政策取向的相关申明、定期接受媒体采访等; 而“行为”方式的预期管理政策主

要以货币政策工具操作为核心,央行通过对货币政策的渐进变化和较少转变向外界释放政策信号,影响市场预期(熊海芳和王志强,2012)。

可以观察到,近年来各国央行愈发重视信息沟通渠道在货币政策传导机制中的作用,强调预期管理的重要性,并且更多的通过“语言形式”直接管理市场预期。美联储在近 20 年间不断丰富央行预期管理的手段,其于 1999 年开始发布公开市场委员会对于经济前景的展望声明,2000 年开始发表宏观经济风险评估,2003 年开始采用“前瞻指引政策”引导市场预期。伯南克在其主席任期内又加大了预期管理的力度,自 2012 年起公开官方通胀目标,召开新闻发布会以及发布经济预测,及时公布议息会议决定,并公开货币政策委员发表的各种观点。

与美联储类似,英格兰银行同样推进与市场沟通的实践,以其定期向社会公布的关于国民生产总值(GDP)和价格水平(CPI)的扇形图为例,该图反映出其关于上述指标未来走势路径和对应概率的预测,央行通过公开展示政策意图来影响市场与公众对未来的预期。此外,欧央行及日本央行也在不同程度推进预期管理的实践,并取得较好政策效果。Jeanneau(2009)和 Filardo & Guinigundo(2008)针对全球中央银行的调查显示,近 7 成中央银行在政策决定中都披露了经济的短期展望和经济潜在风险估计,并通过预期管理手段提高政策的前瞻性水平。

除通过“语言”方式直接引导市场预期外,部分国家央行在采用创新型货币政策工具为市场提供流动性的同时,也发挥了此类工具“行为”方式预期管理的功能。例如英格兰银行在金融危机后采用借贷便利类货币政策工具,在紧急情况下提供流动性,援助陷入暂时性资金短缺的金融机构,以维持金融系统稳定(Eser & Schwaab, 2016),其采用的工具包括操作性常备便利(Operation Standing Facility, OSF)和特别流动计划(Special Liquidity Scheme, SLS)。

欧洲中央银行方面也有类似创新,创新工具主要包括边际贷款便利(Marginal Lending Facility)和存款便利(Deposit Facility),这实质上是欧洲央行系统向欧元区金融机构提供的资金拆借和储蓄的服务。在正常情况下,欧洲央行为边际贷款便利规定的利率决定着欧元区隔夜拆借市场利率的上限,存款便利的利率通常为隔夜市场利率提供一个利率下限,由此形成欧元区货币市场的“利率走廊”。因此,经常性融资便利成为欧洲央行控制欧元区隔夜拆借市场流动性大小和利率高低的重要手段,不仅反映当下欧洲央行货币政策的松紧程度,还是为市场提供一个货币政策远期走势的信号,间接引导市场预期。其他国家的央行为完成上述金融稳定和预期管理目标,也相继推出类似的创新型货币政策流动性工具,而且各国央行预期管理的效果在理论上也不断得到支持和验证。

二、理论逻辑与我国预期管理货币政策实施背景

与发达国家央行相比,虽然我国央行正式提出“预期管理”概念时间较晚,但 Zhang &

Clovis (2010) 的研究表明, 中国人民银行在信息沟通有效性方面已经取得显著政策效应。甚至在较为前沿的货币政策的前瞻指引方面, 政策也起到了平抑市场预期波动的作用(张成思和计兴辰, 2017)。当然, 我国央行在信息沟通频率与信息清晰程度方面确实与发达国家央行的政策实践存在一定差距, 仅通过“语言”方式管理市场预期存在难度。因此, 在实践中市场预期更主要受央行预期管理的“行为”方式所影响, 市场通过分析央行货币政策操作所隐含的信号预测未来货币政策变动路径。

宽松的货币政策信号会使市场主体产生未来一段时期内流动性充裕的预期, 而紧缩的货币政策信号则会让市场主体预期到即将会面临资金面短缺的问题。对货币供应量、信贷量和利率水平的市场预期是影响资产价格的重要因素, 这一逻辑链条可通过微观和宏观两个角度进行解释。在微观层面, 由于资产的价格是其预期收益的风险调整贴现值, 以股利定价的“戈登方程”(Gordon Equation) 为例, 股票价格与市场无风险利率成反向关系, 而与盈利增长呈正相关关系, 在实际投资决策中是基于未来盈利和利率水平, 因此市场对利率水平的预期对资产价格产生重要影响。

宏观层面可通过货币政策资产价格传导机制进行解释。Mishkin (1995) 将其概括为四种渠道, 每种渠道均反映了货币政策对资产价格的作用机制。其一为 Tobin (1969) 在其“q 理论”中阐释的货币政策通过影响资产价格, 改变企业市值与重置成本比值进而作用于实体经济投资额的传导渠道; 其二为 Modigliani (1976) 提出的货币政策通过影响资产价格, 改变个人财富价值进而作用于实体经济消费额的传导渠道; 其三为 Mishkin (1978) 阐释的扩张型货币政策通过影响资产价格, 改变公众持有的资产价值进而作用于实体经济耐用消费品支出的传导渠道; 其四为 Bernanke & Gertler (1995) 年提出的“金融加速器”效应, 基于债权人和债务人之间信息的不对称, 紧缩性货币政策降低资产价格, 减少企业净资产, 增加企业逆向选择和道德风险, 社会总需求随之下降。不难看出, 任何一个渠道成立的前提都需要货币政策对资产价格的有效引导, 因此可知两者的相关关系已被主流学界认可。

近年来, 有关市场预期与资产价格关系的研究不断涌现, Neuhierl & Weber (2016) 发现市场关于短期利率的远期路径预期是股票收益率的重要影响因素, Gilbert (2011) 研究发现标普 500 指数对于公告意外的反应与理性预期交易模型的预测一致。对其他国家金融市场现实情况的研究表明, 理论上资产价格对市场预期的相关性变动是实际存在的, 更为重要的是, 通过对前者关于后者反应程度的度量, 可检验央行预期管理的有效性以及信息沟通渠道的畅通程度。

根据货币政策传导机制的信息沟通渠道和金融市场渠道理论, 上述货币政策工具操作的完整传导渠道如下: 在理性人假设成立的前提下, 市场主体根据央行释放的信息形成预期, 根据这一预期, 理性人在实体经济中进行消费, 或在金融市场中完成投资行为, 进而间接促成货币政策最终目标的实现。在这一传导渠道内, 金融产品资产价格可作为检验市场预期有效性的指标。以上所描述的央行预期管理、市场预期与资产价格传导逻辑可用图 1 刻画。

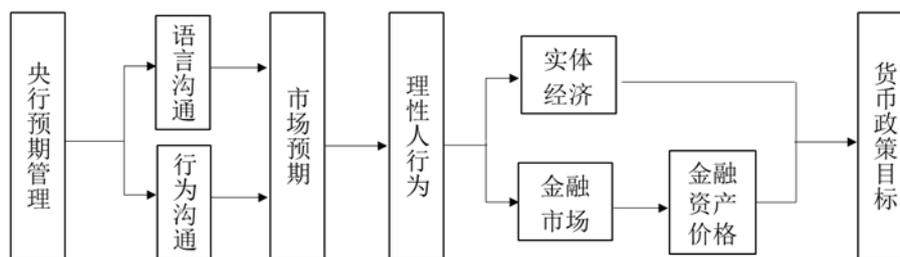


图 1 央行预期管理、市场预期与资产价格传导关系图

一直以来，我国传统货币政策工具主要以对利率工具和存款准备金工具的调整为主，配合采用公开市场操作。基于我国以商业银行为主导的金融体系，中国人民银行所设定的基准利率成为金融市场中最重要锚定货币价格，历次基准利率调整不仅改变当下货币市场供求状况，而且主要影响信贷市场对未来一段时间政策方向的预期。不过，中国人民银行在近年来对传统货币政策工具进行改革，在其 2015 年 10 月 23 日将金融机构一年期贷款基准利率下调 0.25 个百分点至 4.35%、一年期存款基准利率下调 0.25 个百分点至 1.5% 之后，已经持续 18 个月没有对基准利率进行调整，转而采用更加密集化、常态化的新型公开市场操作工具对市场中的货币量和利率水平进行调控。

事实上，自 2003 年《中国人民银行法》正式修订完成之后，我国央行便开始规范化使用公开市场操作工具，其中央行票据、正回购和逆回购是其经常用的三种工具。据统计，截止 2011 年第四季度，央行共发行票据 698 次，进行正回购 356 次，逆回购操作 7 次，显然前两者是中国人民银行在这十年间最倚重的两种公开市场操作工具。尽管在此期间操作次数较多，但是由于规模较小且操作方式的规律性很强，所以公开市场操作工具难以发挥更多功能，只能充当传统利率和存款准备金率政策的补充工具职能。

2011 年之后，随着我国金融市场职能的不断增强，直接融资占比不断扩大，面对国内较重债务负担导致的潜在系统性风险威胁，央行开始逐渐重视金融稳定和风险防范任务。在此背景下，中国人民银行加大对传统货币政策工具的转型力度，逐步开始通过公开市场操作工具对货币量和利率水平进行灵活性、连续性微调。尤其在 2015 年 11 月至 2017 年 5 月这一期间内，央行将基准利率和存款准备金率水平维持在原有水平的同时，把公开市场逆回购、常备借贷便利（SLF）、短期流动性调节工具（SLO）、中期借贷便利（MLF）、抵押补充贷款（PSL）等创新型工具作为其主要调控手段，中国人民银行公开市场操作情况如图 2 所示。

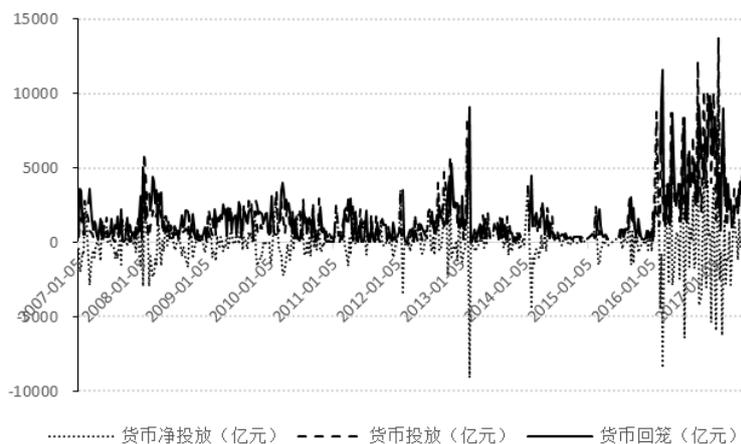


图2 中国人民银行公开市场操作情况

数据来源: Wind 资讯数据库

鉴于我国央行与公众之间尚不具备成熟的信息长效沟通机制,难以仅通过“语言”方式直接控制市场预期,因此央行的“行为”方式预期管理,即货币政策操作是影响市场预期的重要手段。随着近年来央行货币政策的转型,市场预期的信息集和形成机制也随之发生改变。在基准利率和存款准备金率水平保持不变的条件下,市场难以根据传统政策变动方向形成预期,创新型公开市场操作工具的“行为”方式因此成为影响市场预期的重要变量。

公开市场操作工具调整的是货币的净投放数量和不同期限的利率水平,前者仅能反映当期市场中货币量的宽松或紧缩程度,但后者在一定程度上还能预示未来一段时期内货币政策的趋势方向,因此与前者相比对市场预期的形成起着更为重要的影响作用。以中国人民银行经常操作的常备借贷便利(SLF)和中期借贷便利(MLF)两种工具为例,自2015年3月至2017年5月(考虑到十年期国债的发行日期),央行对包括隔夜、七天和一个月期常备借贷便利以及三个月、六个月和一年期中期借贷便利在内的利率一共进行了14次不同方向的调整,以国债期货价格为代表的反映市场对货币政策预期的指标均出现与利率调整方向相异变动的情况(期货价格与预期利率变化方向相反)。这一数据统计结果表明,样本期间内,反映市场预期的国债期货价格当日变化有93%的概率与央行“行为”方式信号发布方向一致,相关性极强。因此可以判断中国人民银行近年来创新采用的公开市场操作工具(尤其是其利率水平的调整)是引导市场预期变动的重要影响因素。

综上,货币政策传导机制的信息沟通渠道和金融市场渠道中“央行信息—市场预期—资产价格”逻辑链条中的第一链条检验成立。在此基础上,本文下文将会对资产价格关于市场预期的反应程度进行度量,由此检验新型货币政策工具的前瞻性和预期管理水平。通过以上理论和实践经验分析可以看到,若在某一期间内资产价格关于市场预期波动持续存在同向显著变动,则反映出这一期间央行向市场所释放出的信息具有较高可信度和有效性,并且市场个体对央行所释放信号有较高掌握程度,据此判断央行具备较强的预期管理能力。

三、数据与实证模型

(一) 数据选择依据及处理方法

1. 股票收益率

为研究资产价格对市场预期的反应程度,本文首先要选取我国最具有代表性的金融资产价格变量。根据广义口径定义,我国的金融资产包括企业库存现金、银行存款、应收账款、应收票据、贷款、其他应收款、股权投资、债权投资和衍生金融工具形成的资产等,由于股权投资和债权投资之外的其他金融资产缺少统一的价格指数,难以进行度量,所以不予考虑。

在筛选最具代表性的价格指数时,本文对股票市场和债券市场进行了比较从交易方式、投资者数量以及流动性水平三个方面考虑,债券市场的代表性与股票市场相比仍然存在较大差距,因此选取股票市场价格指数作为本文研究的资产价格指标更为合适。为全面反映股票市场情况,所以本文选取覆盖沪深两市六成左右市值且具代表性的沪深 300 指数作为金融资产价格变量来计算股票收益率。

2. 国债期货价格变化率

其次,本文要选取我国具有代表性的反映市场对利率水平及货币政策预期的变量,用于研究资产价格对市场预期的反应程度。市场预期数据可以通过两个主体获得,一是通过中国人民银行获得储户调查数据,主要包括储户对未来物价、收入、就业的预期,但其并不涉及对利率水平的预期,难以反映市场对央行货币政策趋势的感知能力;另一个是通过媒体渠道可获得《证券市场周刊》组织的“远见杯”中国宏观经济预测的季度预测数据(张成思和芦哲,2014)以及北京大学中国经济研究中心的“朗润预测”数据。但这两个机构仅提供季度数据,由于中国人民银行实施创新型公开市场操作时间较短,较少的季度数据难以度量市场预期的结构性变化,而本文的研究需要更高频的可反映市场预期的变量,因此以上两方面的市场预期数据难以满足研究要求。

虽然我国缺少直接反映市场预期的高频指标,但受到 Neuhierl & Weber (2016) 将美国联邦基金期货价格作为反映预期变量的启示,本文同样考虑我国金融市场衍生工具的价格是否也可以承担此职能。分析显示,国债期货价格可全面准确地反映市场对利率水平和货币政策的预期,因此本文选取现有五年期和十年期国债期货作为研究数据。

值得注意的是,根据产品发行规则安排,在任一交易日,市场上至少存在两个国债期货价格(产品发行的前两个季度),多数时间存在三个价格,中国金融期货交易所为投资者提供分别在未来三个季度到期的国债期货的报价供投资人选择。若交易日在季度 s 内,市场中存在分别在 $s+1$ 、 $s+2$ 与 $s+3$ 季度到期的国债期货价格,为避免数据混乱,则需获得研究所需的统一指标,因此在本文中取 $s+1$ 、 $s+2$ 与 $s+3$ 三个季度价格算术平均数作为可反映当日

国债期货价格水平的指标。与资产价格收益率处理方法相同，国债期货日变化率处理成当日国债期货价格与前一日的差值，再与前一日指数值做比。

3.其他数据及样本区间选取

为更准确度量资产价格关于市场预期的反应程度，本文选取 M2 增长率以及银行间质押式 7 天回购加权利率（R007）变化率作为控制变量引入模型。考虑到 10 年期国债期货批准交易的时间为 2015 年 3 月 20 日，所以本文样本区间选定为 2015 年 3 月 20 日—2017 年 5 月 5 日，数据频率为日度数据，并且可以注意到这一样本区间涵盖了中国人民银行由传统货币政策向创新型公开市场操作转型的时间节点，因此样本区间适用于本文的研究需要。

四、实证分析

（一）模型设定

本文主要研究我国不同时期货币政策背景下，市场预期对资产价格的影响作用。用国债期货价格水平反映市场预期，作为解释变量；沪深 300 指数反映资产价格，作为被解释变量。考虑到金融市场中市场预期与资产价格之间的传导渠道中时滞效应不明显，且高频数据更利于研究其相互关系，所以本文将以上变量处理成日度变化率，由此本文设立回归模型：

$$SI_t = \alpha + \beta TF_t + \gamma X_t + \varepsilon_t$$

其中 SI_t 为 t 日沪深 300 指数变化率， TF_t 为 t 日国债期货价格变化率， X 为包括广义货币供给量（M2）变化率和银行间质押式 7 天回购加权利率（R007）变化率在内的控制变量，对模型采用 LS 回归分析。同时本文也考虑了解释变量是否与扰动项相关，即内生性问题，于是采用 Hausman 检验方法，将滞后 1、2 期的解释变量设为工具变量，检验结果显示 p 值均大于 0.1，不存在内生性问题，所以使用 LS 回归方式，标准误用 White 异方差修正。

（二）全样本估计结果及分析

对模型用 2015 年 3 月 20 日—2017 年 5 月 5 日时间序列数据进行估计，回归结果报告在表 1 和表 2 中。从结果中本文注意到以下几点：首先，研究最主要考察的是市场预期对资产价格的影响，本文模型中反映市场预期的 5 年期和 10 年期国债期货价格的回归系数均为正值。由于国债期货价格与市场对利率水平的预期成反比，所以表明当市场预期利率水平降低时，资产价格上涨。这一实证结果符合经济学理论逻辑，并且和 Neuhierl & Weber（2016）关于美国金融市场的研究结果契合。其次，虽然解释变量回归系数显示正值，但结果不显著，这一现象在模型分别和同时加入“ $t-1$ 日沪深 300 指数变化率”、“ t 日广义货币供给量变化率”和“银行间质押式 7 天回购加权利率”作为解释变量之后并无改变。最后，本文通过 Breusch-Godfrey 的 LM 检验结果可知，模型 a（1）至 a（5）及 b（1）至 b（5）均存在序

列相关性, 结果不理想。所以, 本文本文进一步考虑调整变量阶数是否可以得出显著性结果。

表 1 市场预期与资产价格模型回归结果 (1) (2015.3.20—2017.5.5)

解释变量	被解释变量: 沪深 300 指数变化率				
	模型 a(1)	模型 a(2)	模型 a(3)	模型 a(4)	模型 a(5)
5 年期国债期货价 格变化率	0.347 (0.446)	0.394 (0.439)	0.326 (0.448)	0.342 (0.452)	0.368 (0.442)
沪深 300 指数变化 率 (-1)		0.065 (0.072)			0.062 (0.072)
M2 变化率			-0.104 (0.131)		-0.090 (0.138)
R007 变化率				-0.047 (0.084)	-0.040 (0.092)
常数 C	0	0	0	0	0
R^2	0.158	0.595	0.293	0.235	0.771
DW 值	1.870	1.983	1.875	1.876	1.993
LM 检验	0.025**	0.078*	0.025**	0.023***	0.041**
样本量	519	519	519	519	519

注: 小括号内报告的是 white 异方差修正标准差, *, **, *** 分别表示该系数估计值在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 下同。

表 2 市场预期与资产价格模型回归结果 (2) (2015.3.20—2017.5.5)

解释变量	被解释变量: 沪深 300 指数变化率				
	模型 b(1)	模型 b(2)	模型 b(3)	模型 b(4)	模型 b(5)
10 年期国债期货价 格变化率	0.169 (0.254)	0.198 (0.251)	0.153 (0.253)	0.168 (0.245)	0.181 (0.251)
沪深 300 指数变化率 (-1)		0.064 (0.073)			0.061 (0.073)
M2 变化率			-0.105 (0.131)		-0.091 (0.138)
R007 变化率				-0.057 (0.091)	-0.042 (0.092)
常数 C	0	0	0	0	0
R^2	0.074	0.493	0.214	0.197	0.680

DW 值	1.870	1.986	1.875	1.879	1.990
LM 检验	0.021**	0.071*	0.023**	0.020***	0.047**
样本量	519	519	519	519	519

在上述分析的基础上, 本文继续将“t 日 5 年期国债期货价格变化率”作为解释变量, 将模型 a (1) 及 b (1) 中的被解释变量调整为 t+1 日、t+2 日和 t+3 日沪深 300 指数变化率, 回归结果显示, 即使本文调整被解释变量滞后期, a (1)、b (1) 模型结果也同样不显著, 实证结果显示市场预期无法对资产价格产生影响。

虽然本文从中国人民银行对各品种货币政策工具的操作实践中观察到了转型的发生, 但其并没有对转型时间发出明确的公告, 所以很难确定传统利率政策被逐渐淡化和创新型公开市场操作工具被投入使用的时间节点。为进一步精确货币政策转型时间, 本文运用安德鲁斯和普罗伯格 (Andrews & Ploberger) 提出的存在干扰系数情况下的未知断点结构性变化检验方法, 并利用汉森 (Hansen) 提出的非标准分布条件下的渐近伴随概率分布函数, 来计算干扰参数检验统计量对应的 p 值, 从而确定国债期货价格和沪深 300 指数的关系发生结构性转变的具体时点。

未知断点的检验结果显示, 无论是 5 年期或 10 年期国债期货价格变化率的检验统计量均具有显著性, 对应的断点时刻为 2015 年 9 月中旬, 这一转折点与前文由政策工具操作实际情况分析得出的我国央行货币政策操作工具转型时间基本吻合。另外, 本文本文还以 2015 年 9 月 15 日作为断点进行邹氏 (Chow) 断点检验, 检验统计量对应的 p 值小于 5%, 从而进一步说明结构性变化断点识别的稳健性。以上分析结果说明, 中国人民银行货币政策的转型确实给市场预期与资产价格的相关关系带来显著的结构转变, 而发生转变的时间节点是 2015 年 9 月中旬。

(二) 子样本估计结果及分析

在模型断点检验结果的基础上, 本文本文对全样本数据选取子样本进行研究, 考虑样本区间为 2015 年 9 月 15 日至 2017 年 5 月 5 日。实证结果显示, 调整样本区间后的 a (1) 和 b (1) 模型虽然解释变量回归系数为正值, 但结果依然不显著。考虑其原因为一方面货币政策虽然已发生转型, 但市场主体需要时间对政策的变动调整适应, 从而形成理性预期, 因此资产价格与市场预期相关关系的重塑仍需时间; 另一方面, 在 2015 年下半年, 虽然创新型货币政策工具已被央行采纳并操作, 但传统利率政策尚未推出, 这一过渡期内, 央行向市场传递出的两类政策信号极易导致个体预期的混乱。也就是说, 在较短样本区间内, 可能出现不止一个断点。

因此, 本文试图探究在何时市场对利率水平的预期能够显著地影响资产价格的变动, 央行预期管理的信息沟通渠道能够变得通畅。为此, 本文以月份为单位, 在 2015 年 9 月的基础上不断延后子样本区间的起点, 递归回归至 2016 年 4 月, 模型实证结果显著。除此之外,

Dummy test 结果也进一步确定了断点的存在。

在与全样本估计结果的对比中,本文注意到以下几点:首先,经过样本区间调整后的基准模型 a (1) 和 b (1) 中的 5 年期和 10 年期国债期货价格变化率的回归系数均为正值,且在 1% 的水平下显著。这一结果表明当市场预期利率水平降低时,资产价格上涨,也从侧面验证货币政策传导机制中信息沟通渠道的作用。其次,本文在基准模型的基础上分别和同时加入“t-1 日沪深 300 指数变化率”、“t 日广义货币供给量变化率”和“上海银行间同业拆放利率变化率”作为解释变量。结果显示后加入的这些控制变量的回归系数不显著,且没有对 5 年期和 10 年期国债期货价格变化率的参数估计值及显著性造成影响,说明模型具有稳健性。再次,国债期货因素对资产价格日变化率的解释能力可达 30% 左右,证实了市场预期对资产价格的影响作用,并且这一统计量不会因控制变量的加入有显著改变,说明其他控制变量对资产价格的影响程度有限。

通过对以上全样本、子样本实证回归结果的对比及对断点检验结果的分析,本文得出如下结论:全样本期间内(即 2015.3.20-2017.5.5),市场对利率水平的预期与以沪深 300 指数为代表的资产价格水平并无显著相关关系,由此判断央行难以通过信息沟通渠道影响市场预期进而引导资产价格走势,反映出我国央行较低的预期管理水平。但断点检验证明,市场预期与资产价格的关系在 2015 年 9 月出现显著的结构转变;在全样本期间截取的子样本回归结果显示,市场对利率水平的预期与资产价格的关系在 2016 年 4 月至 2017 年 5 月间呈显著反比关系,且不受控制变量影响。断点的出现以及子样本回归的显著性均显示出,央行货币政策操作工具的变革显著提升其预期管理能力,央行实施的创新型公开市场操作工具作为预期管理“行为形式”的一种,较传统利率工具相比,向市场传递更加清晰、可信的政策信号,由此市场个体形成预期并完成对金融资产的交易行为。

五、结论与启示

在金融危机之后,世界主要发达经济体陷入零利率下界、经济低迷、金融市场无序波动等困境,发达经济体中央银行愈发重视预期管理对提高货币政策有效性、降低市场噪音以及减少金融市场不确定性的重要作用。我国虽然在央行层面提出“政策前瞻性”和“预期管理”概念较迟,可重视程度绝不逊于其他国家,进入 2017 年后多名领导频繁发声,可理解为其内部以对此形成共识。

本文通过对比中国人民银行货币政策工具调整前后,国债期货价格对金融资产价格的影响情况,以度量央行在不同货币政策背景下对资产价格预期管理水平的差异。由于中国人民银行没有明确新型政策操作工具被引入和传统利率政策工具被淡化的具体时间,且这两种政策工具经历了并行和过渡的阶段,所以只能大致分析出此次政策调整发生于 2015 年第二季

度与2016年第一季度期间内。考虑到存在多种影响资产价格变化的因素,本文控制并排除了其余因素对研究的干扰,最终得出结论,在创新型公开市场政策工具背景下,市场预期对资产价格的解释能力明显提升,与传统利率政策背景相比,央行对资产价格预期管理水平显著提升。并且,在对多个样本区间、多个产品价格以及多种数据处理方法进行稳健性检验之后,上述结论依然成立,证明了结论的稳健性。

鉴于中国人民银行在信息沟通频率与信息清晰程度方面确与发达国家央行的政策实践存在一定差距,通过“语言形式”精准调控管理市场预期的能力有限。所以在实践中,“行为形式”,即央行货币政策工具操作,可以成为其预期管理的辅助手段。而本文得出的结论说明,创新型公开市场操作工具较之传统利率政策工具,在资产价格预期管理方面体现出更强的前瞻性,更有益于实现货币政策效力的提升,减小金融市场的波动性,这一结论也在一定程度上佐证我国央行货币政策工具调整和改革的必要性,并增强中国人民银行对货币政策继续改革创新的坚定信心。

参考文献:

- [1]. 卞志村,张义. 央行信息披露、实际干预与通胀预期管理[J]. 经济研究, 2012(12): 15-28
- [2]. 何运信. 中央银行货币政策透明性的作用与边界[J]. 经济社会体制比较, 2014(1): 52-66
- [3]. 汪莉,王先爽. 央行预期管理、通胀波动与银行风险承担[J]. 经济研究, 2015(10): 34-48
- [4]. 熊海芳,王志强. 货币政策意外、利率期限结构与通货膨胀预期管理[J]. 世界经济, 2012(6): 30-55
- [5]. 徐亚平. 货币政策有效性与货币政策透明制度的兴起[J]. 经济研究, 2006(8): 24-34
- [6]. 张成思, 计兴辰. 善言为贤: 货币政策前瞻性指引的中国实践[J]. 国际金融研究, 2017(12): 3-16
- [7]. 张成思, 芦哲. 媒体舆论、公众预期与通货膨胀[J]. 金融研究, 2014(1): 29-43
- [8]. Ando A, Modigliani F. The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 1963, 53: 55-84
- [9]. Bernanke B S. *The Federal Reserve and the Financial Crisis*, Princeton University Press, 2012
- [10]. Bernanke B S, Gertler M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 27-48

- [11].Blinder A, Ehrmann M, Fratzscher M, Haan J, Jansen D. Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 2008, 46: 910-945
- [12].Campbell J, Evans C, Fisher J, Justiniano A. Macroeconomic Effects of FOMC Forward Guidance. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2012, 44 (1): 1-80
- [13].Eser F, Schwaab B. Evaluating the Impact of Unconventional Monetary Policy Measures: Empirical Evidence from the ECB's Securities Markets Programme. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119 (1): 147-167
- [14].Filardo A, Guinigundo D. Transparency and Communication in Monetary Policy: A Survey of Asian Central Banks. *BSP-BIS High-Level Conference on Transparency and Communication in Monetary Policy*, Manila, 2008
- [15].Filardo A, Hofmann B. Forward Guidance at the Zero Lower Bound. *BIS Quarterly Review*, 2014, 3: 37-53
- [16].Friedman M. *The Quantity Theory of Money: A restatement*, *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, 1956
- [17].Gilbert T. Information aggregation around macroeconomic announcements: Revisions matter. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101 (1): 114-131
- [18].Hicks J. Mr Keynes and the Classics: A suggested interpretation. *Econometrica*, 1937, 5: 147-159
- [19].Jeanneau S. Communication of monetary policy decisions by central banks: what is revealed and why. *BIS Papers*, 2009, No 47
- [20].Mishkin F S. The Household Balance Sheet and the Great Depression. *Journal of Economic History*, 1978, 38 (4): 18-37
- [21].Mishkin F S. Symposium on the Monetary Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9 (4): 3-10
- [22].Modigliani F. *Some Economic Implications of the Indexing of Financial Assets with Special Reference to Mortgages*, Palgrave Macmillan UK, 1976
- [23].Neuhierl A, Weber M. Monetary policy and the stock market: Time-series evidence. *National Bureau of Economic Research*, 2016, No. w22831
- [24].Rossa R. Interest Rates and the Central Bank, in *Money, Trade, and Economic Growth: in Honor of John Henry Williams*. New York, Macmillan, 1951
- [25].Svensson L. What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules. *Journal of Economic Literature*, 2003, 41, 426-477
- [26].Tobin J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money Credit*

& Banking, 1969, 1 (1): 15-29

[27].Ullrich K. Inflation Expectations of Experts and ECB Communication. North American Journal of Economics and Finance, 2008, 19: 93-108

[28].Zhang C, Clovis J. China Inflation Dynamics: Persistence and Policy Regimes. Journal of Policy Modelling: 2010: 32: 373-388

The forward-looking monetary policy transformation and evaluation of asset price expectation management effect

ZHANG Chengsi, JI xingchen

Abstract: "Expected management" has gradually become an important option for central banks around the world to regulate monetary policy, and the central Bank of China has shifted its monetary policy based on the idea of expected management. On the basis of reviewing the changes and practice of global monetary policy, this paper tries to construct the logical chain between central bank information, market expectation and asset price based on the information communication channel and financial market channel theory of monetary policy transmission mechanism, and selects the bond futures Price and the Shanghai and Shenzhen 300 index data, Evaluate the expected management effect of central banks by studying the relationship between market expectations and asset prices. In this paper, through the unknown breakpoint structural change test and recursive regression method to determine the transition point, comparative analysis shows that under the background of innovative open market operation tools, compared with the traditional interest rate policy tools, the market is expected to show a more obvious guiding role in asset prices. This suggests that the transformation of traditional monetary policy into forward-looking monetary policy can achieve better policy regulation and control effect.

Key words: Forward-looking monetary policy, global monetary policy, expectations management, policy transformation

货币周期与资产定价：基于中国的实证研究

马勇

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

何顺

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 本文通过构造货币状况指数, 对货币周期和资产定价之间的关系进行了实证研究, 并在此基础上探讨了不同行业的资产定价对货币周期的敏感性问题。实证结果表明: (1) 货币周期因子对股票收益率具有显著影响, 且引入货币周期因子后的扩展 Fama-French 模型具有更强的解释力, 表明货币周期确实对资产定价具有重要影响; (2) 货币周期对股票收益率具有“顺周期性”的影响, 即股票组合的超额收益率随着货币周期的扩张而上升, 随着货币周期的紧缩而下降, 且这种影响在“流动性过剩”和“流动性不足”的时期更加明显; (3) 货币周期与 Fama-French 传统三因子之间存在着普遍的交互效应。本文的实证分析结果支持宏观货币周期的变化会显著影响资产定价, 这也为关注货币周期和股票市场稳定的政策实践提供了部分理论依据。

关键词: 货币周期 资产定价 因子模型

JEL 分类号: E44 E32 G12

一、引言和文献综述

股票投资组合收益率的影响和决定因素一直是国内外学者探讨的经典话题。从早期的资产组合选择理论, 到后期的资本资产定价模型以及套利定价模型, 微观金融领域的资产定价理论逐步发展。20 世纪 70 年代之后, 规模效应、动量效应、流动性效应等大量无法被解释的异象的出现又推动了资产定价模型的进一步丰富和完善。20 世纪 80 年代开始, 学术界对

股票收益率的研究和实证不计其数，从单因子模型逐渐拓展到五因子模型，从最初的只有市场风险因素拓展到动量效应、公司市值大小、股票的流动性，盈利和投资能力等诸多要素。但在资产组合收益率的决定和解释因素上，鲜有将金融周期变量纳入讨论和实证的实践。但是股票市场与宏观经济周期的联动性曾被学者们反复论证，金融危机爆发之后，学者们对金融周期的研究也越来越深入。本文将从资产定价的学术发展史出发，选择合适的定价模型，加入金融周期变量进行实证研究。

马科维茨提出的最优资产组合选择理论，在均值——方差的框架下考察了理性投资者对风险资产的组合过程，开辟了现代的金融体系的先河（Markowitz, 1952）。Sharpe（1964）、Lintner（1965）、Mossin（1966）发表的三篇文章共同构建了对现代金融影响深远的 CAPM 模型，描述了单个资产的价格与风险之间的关系。CAPM 模型仅以单一的风险因素解释资产的收益率，使其在实证检验上连续受挫，尤其是 70 年代末以来，大量异象的发现让其遭受了诸多质疑。首先，CAPM 模型无法完全解释小市值股票通常拥有比大市值股票更高收益率的现象即市值效应（Banz, 1981; Reinganum, 1981），虽然小市值股票通常会有更高的贝塔值，但是两者的收益率之差远远超过了 CAPM 能够解释的部分。其次，CAPM 不能对价值效应（Stattman, 1980; Chan 等, 1991）做出更好的解释，即高账面市值比（Fama 和 French, 1992）、高股利或者高 EPS 性质的股票通常拥有更高的收益率。此外，过去表现更好的股票通常也会拥有更高的收益率即动量效应（Jegadeesh 和 Titman, 1993）也是 CAPM 无法解释的。

在价值效应的相关研究方面，Fama 和 French（1993, 1996）的“三因子”模型是资产定价模型中一个非常重要的实证模型。他们以 1963-1990 年的股票数据为样本研究了贝塔与收益率的关系，发现两者的关系并不显著，由此认为 CAPM 模型当中缺乏了其他必要的风险因子。在此基础上，他们在 CAPM 模型中引入解释市值效应的股本规模因子（SMB）和解释价值效应的账面市值比因子（HML），将其拓展为三因素模型，并运用全球市场的数据发现三因子模型具有更强的解释力，引发了学术界的广泛关注。在后期的一项研究中，Novy-Marx（2013）提出，在价值投资中，以资产净利润来衡量的盈利能力与以账面市值比衡量的解释效果相同。此外，一项研究认为，资产定价模型的解释力可能会因为金融市场发展水平的高低而有所差异，比如，朱宝宪和何治国（2002）以及吴世农和许年行（2004）等分别验证了三因子模型在中国股票市场的有效性，而潘莉和徐建国（2011）则通过实证指出，如果用市盈率代替市净率，三因子模型在中国金融市场的应用效果会更好。

在动量效应的相关研究方面，学者们逐渐发现股票的价格走势往往有一定的“惯性”。Jegadeesh 和 Titman（1993）实证了买入过去表现良好的股票以及卖出过去表现不佳的股票的策略在 3-12 个月的持有期内产生了显著的正回报，这被称为动量效应，并且他们发现这些策略的盈利能力并不是由于其系统性风险，而是由于对公共因素的反应延迟。此外，他们还发现了这种异常收益将会在接下来的两年内消失，被称为“短期惯性效应”和“长期反转效

应”。Carhart (1997) 基于动量效应在三因子模型基础上拓展了一个因子 WML (过去股价走势更好的投资组合与过去股价走势较差的组合收益率之差), Novy-Marx (2012) 则提出了一个不同的观点, 其认为在投资组合形成之前的 12 到 7 个月, 所谓的动量效应主要是由公司业绩推动的, 而不是股价上涨和下跌趋势继续上涨和下跌的趋势。因此, 根据过去的业绩构造的投资策略将比依据近期表现构造的投资策略获得更高的投资回报。我国学者也对我国股票市场是否存在动量效应做了一系列的实证, 但是结果也是颇具争议。郑方镛等 (2007) 发现我国的股票市场主要表现为“反转”, 而舒建平等 (2012) 则认为我国市场的动量效应并不显著。

除基于价值效应和动量效应的研究之外, Amihud (2002) 发现了流动性与股票收益率之间的相关关系, 认为预期市场非流动性对事前股票超额收益有正向影响, 表明预期股票超额收益部分代表了非流动性溢价。Pastor 和 Strambaugh (2003) 在因子模型基础上加入了衡量市场流动性风险的因子, 认为流动性因子是一个重要的资产定价变量, 其运用美国股票市场 1966-1999 年的数据实证发现, 对流动性高度敏感的股票的平均回报率比敏感性低的股票每年平均回报率高 7.5%。张峥和刘力 (2006) 研究了我国股票市场的流动性与股票收益率回报的关系, 认为我国股票市场换手率与横截面股票收益率的负相关关系并不能由流动性溢价理论解释, 更有可能是投机性交易造成的泡沫, 而郑振龙和汤文玉 (2011) 认为, 波动率能够衡量股票的流动性, 并是影响股票收益率的重要因素。Cooper 等 (2008) 年通过考察企业资产增长与后续股票收益之间的横截面关系来检验公司层面的资产投资对收益的影响, 发现资产增长率是未来超额收益的有力预测指标, 并且即使对大盘股也保持其预测能力。Novy-Marx (2013) 提出, 在价值投资当中, 以资产净利润来衡量的盈利能力与以账面市值比衡量的解释效果相同, 此外投资水平也是影响资产回报率的重要因素。在较近的一篇论文中, Fama 和 French (2015) 在三因子模型上又拓展了投资和盈利两个因子, 主要是基于 Cooper、Novy-Marx 等人的研究发现。Hou 等 (2015) 提出了由市场因素、规模因素、投资因素和盈利因素的四因子模型, 并认为四因子模型比 Fama-French 的三因子模型和 Carhart (1997) 构造的四因子模型在解释异常的情况上表现的更好。赵胜民等 (2016) 对 Fama-French 最新的五因子模型在中国股票市场的适应性做了实证研究, 发现模型中新增的两个因子并不能解释股票组合的回报率, 三因子模型更适合我国的股票市场。

在资产定价领域, 目前将货币金融周期变量加入定价模型的尝试还非常少见, 但股票市场与宏观经济周期的联动性却一直受到广泛关注。比如, Schwert (1989) 通过实证研究发现, 股票市场价格与经济周期具有相关性, 股票价格通常先于经济衰退 7 个月开始下降, 并先于经济扩张 6 个月开始上涨。Hamilton 和 Lin (1996) 认为, 股票市场的收益率波动与经济周期存在联动和溢出效应。Flad (2006) 在 APT 模型中引入动态宏观经济因子, 基于美国 40 年宏观经济和股票收益率的研究发现, 反映商业周期、消费周期、信贷利差和通货膨胀的风险因子能够预测美国股票收益的额外波动。我国股票市场中, 靳云汇和于存高 (1998)

通过股票价格和反映经济周期的中国工业生产指数回归发现,中国工业生产指数滞后于股票价格指数,股票价格能够提前反映经济周期。杨高宇(2011)研究了1996年-2010年的样本,认为我国股票市场的周期波动很大程度上受到了真实经济周期波动和金融周期波动的共同影响,且呈正相关关系。在近期的一些研究中(马勇等,2017;马勇和谭艺浓,2019),金融周期和金融冲击对经济周期波动的影响及其内在机制得到了更为深入的检视,这为理解金融和实体经济之间的关系以及相应的政策应对方案提供了一些新的思路和方法。

在上述已有相关研究的基础上,本文尝试通过构造能够反映货币周期变化的综合指数,对货币周期和资产定价之间的关系进行实证研究。这一研究将有助于探索作为宏观意义上的货币周期是否会对微观层面上的资产价格产生影响,在方法上可以视为宏观金融理论在资产定价领域的一个初步结合,并有助于理解货币政策在微观金融市场层次的传导机制和效应。本文其余部分的组织结构如下:第二部分构建能够反映整体货币周期态势的综合指数;第三部分通过比较Fama-French三因子模型和五因子模型,设计能够反映货币周期与资产价格之间关系的实证模型;第四部分对货币周期和金融市场指数及各行业股票收益率之间的关系进行实证分析;第五部分进一步讨论在“流动性过剩”和“流动性不足”两种极端货币条件下,资产定价将如何受到影响;文章最后进行总结,并提出简要的政策建议。

二、 度量货币周期: 构建中国的货币状况指数

关于货币周期的度量,传统思路主要观察广义货币供应量(M2)的变化。这种方法虽然简单明了,但视角比较单一,缺乏对诸如利率、汇率等其它反映货币周期的重要变量的考虑。在已有文献中,从综合角度对货币周期形势进行测度,比较成熟的做法是基于M2、利率、汇率等变量构建货币状况指数(Monetary Conditions Index,简称MCI)。货币状况指数(MCI)是一种反映总体货币状况松紧程度(或中央银行货币政策立场)的综合指数,主要通过将利率、汇率和货币供应量等基础指标按照一定的模型算法加权综合而成。MCI的主要特点是以货币性指标为核心,从多个维度对实际的货币周期形势进行量化测度。MCI最早由加拿大中央银行于20世纪80年代提出,目前已被很多国家的中央银行和金融机构作为货币形势分析和货币政策指针使用。比如,国际清算银行和美国、英国、德国、日本、瑞典、挪威等国都将MCI作为判断货币政策松紧程度的重要指标,而加拿大和新西兰的中央银行甚至将其作为货币政策的操作目标。高盛、JP摩根和渣打银行等金融机构也通过估计MCI来判断宏观货币形势及货币政策的松紧变化。

(一) MCI 的编制方法

传统的MCI仅考虑利率和汇率对经济活动的综合效应(Goodhart和Hofmann,2001),但是在中国,货币政策的操作目标是以调节商业银行超额准备金为主的数量型调控,以货币

供应量为主要渠道，中央银行通过调控货币供应量影响经济增长和通货膨胀。因此，为了更贴近中国的实际，我们拓展 MCI 的定义，构造包含实际货币供应量信息在内的广义货币状况指数：

$$MCI = \omega_1 \times Rgap + \omega_2 \times Egap + \omega_3 \times M_2 gap \quad (1)$$

其中， ω_i 表示权重系数， $Rgap$ 表示利率缺口， $Egap$ 表示汇率缺口， $M_2 gap$ 表示货币供应量增速缺口。采纳 Goodhart 和 Hofmann (2001) 的建议，利率、汇率和 M2 增速的缺口值的计算方法，为取对应变量自然对数形式下 HP 滤波中的 cycle 值作为缺口值。由于是月度数据，HP 滤波的 λ 值取 14400。

(二) MCI 的权重确定

MCI 的权重系数确定主要包括等权重法和 VAR 估计方法。在等权重方法中，MCI 的计算方式为赋予利率、汇率和 M2 增速的缺口值各 1/3 的相等权重，即：

$$MCI = \frac{1}{3} \times Egap + \frac{1}{3} \times M_2 gap - \frac{1}{3} \times Rgap \quad (2)$$

在 VAR 估计方法中，MCI 的权重系数运用广义脉冲反应函数 (Generalized impulse-response functions, GIRF) 方法来估计。不同于一般采用的正交化脉冲反应函数方法，广义脉冲反应函数方法的参数是唯一的，不受变量排序变化的影响，且充分考虑了可观测的不同冲击在过去相关关系的类型及影响。本文将实际利率缺口 ($Rgap$)、实际有效汇率缺口 ($Egap$) 和货币供应增速缺口 ($M_2 gap$) 对通胀缺口 ($CPIgap$) 在 30 期内的累积影响作为其在 MCI 中的权重。权重系数 ω_i 通过 VAR 脉冲响应估计得到，其公式为：

$$\omega_i = |z_i| / \sum_{i=1}^n |z_i| \quad (3)$$

其中， z_i 是变量 i 缺口值的单位结构化信息冲击在随后 30 个月内对通货膨胀率的累积脉冲响应值。具体估计过程如下：

(1) 单位根检验。VAR 模型要求系统具有平稳性，因此需要首先检验系统中各变量的平稳性。本文采用 ADF 方法来判断序列平稳性，检验结果表明，各缺口序列都是平稳的，可以用来建立 VAR 模型 (见表 1)。

表 1 单位根检验结果

变量	T 统计量	临界值	P 值	结论
$CPIgap$	-3.910	-1.616	0.000	平稳

M_2gap	-4.414	-1.616	0.000	平稳
$Egap$	-4.800	-1.616	0.000	平稳
$Rgap$	-4.226	-1.616	0.000	平稳

(2) 滞后阶数 k 的确定及 AR 单位根稳定性分析。运用 AIC 信息准则、SC 信息准则等选择最优滞后阶数 k ，结果见表 2。

表 2 根据信息准则选择最适滞后期

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1304.937	NA	1.15e-11	-13.83976	-13.77090	-13.81186
1	1753.152	872.5892	1.16e-13	-18.43779	-18.09349*	-18.29829*
2	1777.914	47.15160	1.05e-13	-18.53100	-17.91125	-18.27990
3	1790.406	23.25744	1.09e-13	-18.49368	-17.59850	-18.13099
4	1812.392	39.99496*	1.03e-13*	-18.55736*	-17.38673	-18.08306
5	1823.933	20.50480	1.08e-13	-18.50993	-17.06386	-17.92404

从表 2 中看出，AIC 与 SC 选择结果不一致，考虑到 LR（似然比）选择跟 AIC 一致，因此选择 4 阶最为最终滞后阶数。以滞后阶数为 4 建立 VAR 模型并观察 AR 根图表，发现所有特征根均小于 1，模型稳定，满足脉冲响应条件。

(3) 根据累计脉冲系数确定权重。基于脉冲响应分析得到在预测期 30 个月内 MCI 各变量对通货膨胀率影响的平均累积脉冲响应值，然后根据权重计算公式求出权重系数 ω_i ，最终得到我国的 MCI 表达式为：

$$MCI=0.46 \times E_{gap} + 0.25 \times M_2gap - 0.29 \times R_{gap} \quad (4)$$

(三) 两种权重方案的比较

首先，从操作简便性来看，显而易见，等权重法 MCI 的计算更加简便易行。其次，从跨期相关系数对比来看，根据表 3 给出的不同 MCI 与通货膨胀和产出增长率之间的同期和最大跨期系数，用于分析 MCI 的拟合程度并初步判断 MCI 的预测效果。可以看出，等权重法 MCI 与通货膨胀率有更高的同期相关系数及最大跨期相关系数，因此初步判断等权重法的 MCI 有更好的预测效果。

表 3 MCI 同期、跨期相关系数比较

	VAR 法 MCI		等权重法 MCI	
	同期相关	最大跨期相关	同期相关	最大跨期相关
GDP 增速(季度)	-0.573	-0.573(0)	-0.587	-0.587(0)
通货膨胀率 (CPI)	-0.494	0.413(-12)	-0.523	0.511(-12)

注：括号中表示最大跨期相关系数对应的滞后阶数。

最后，再从预测能力比较来看，参考 Gauthier 等(2004)的做法，我们采用循环式方程 $\pi_t = C + \sum_{k=1}^n \alpha_k \pi_{t-k} + \sum_{k=1}^n \beta_k MCI_{t-k} + \varepsilon_t$ 对通胀率进行预测（ MCI_{t-k} 表示提前 k 期的货币状况指数），预测效果采用以下四个预测评价指标评价，前两项测量绝对误差，后两项测量相对误差，数值越小表示误差越小，预测能力越好。具体计算公式如下：

(1) 均方根误差 (root mean squared error, RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} (\hat{y}_t - y_t)^2} \quad (5)$$

(2) 平均绝对误差 (Mean absolute error, MAE)

$$MAE = \frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} |\hat{y}_t - y_t| \quad (6)$$

(3) 平均绝对百分误差 (Mean abs. percent error, MAPE)

$$MAPE = \frac{100}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| \quad (7)$$

(4) 希尔不等系数 (Theil inequality coefficient, TIC)

$$TIC = \frac{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} (\hat{y}_t - y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} \hat{y}_t^2} + \sqrt{\frac{1}{h+1} \sum_{t=s}^{s+h} y_t^2}} \quad (8)$$

表 4 MCI 指数预测能力比较

	R ²	RMSE	MAE	MAPE	TIC
VAR 法 MCI	0.955	0.470	0.368	29.793	0.069
等权重法 MCI	0.952	0.486	0.377	29.511	0.071

由表 4 可以看出，等权重法 MCI 与 VAR 法 MCI 在可决系数以及预测的绝对误差和相对误差方面没有明显差距，等权重法 MCI 除了相对误差 MAPE 略小于 VAR 法 MCI，其余

的预测误差都略大于后者。

综上所述,等权重法 MCI 在操作简便性上有显著优势,预测效果优于 VAR 法 MCI 而且预测能力也不弱于后者,因此本文最终选择等权重法作为 MCI 的编制方法。

(四) 量纲转换与标准化处理

为方便进行直观分析,我们可以进一步将 MCI 的数值标准化至[-100,100]区间,这需要进行量纲转换,具体方法为:将原数据大于零的部分对应[0,100]进行映射,对应数值为原数值乘以 100 除以正数最大值,最大值对应 100;小于零的部分对应[-100,0]进行映射,对应数值为原数值乘以-100 除以负数最小值,最小值对应-100,即:

$$\text{量纲转换后数据} = \begin{cases} \text{原数据} * \frac{100}{\text{原数据正向最大值}} & \text{原数据} \geq 0 \\ \text{原数据} * \frac{-100}{\text{原数据负向最小值}} & \text{原数据} < 0 \end{cases}$$

等权重 MCI 编制过程涉及两次量纲转换。首先将利率、汇率和 M2 增速对应自然对数值的缺口值都调整至[-100,100]范围去除量纲影响,然后将这三个调整过范围的缺口值的加权平均值再次调整至[-100,100]范围即可得到货币状况指数(MCI)。样本期间内的 MCI 指数走势如图 1 所示。

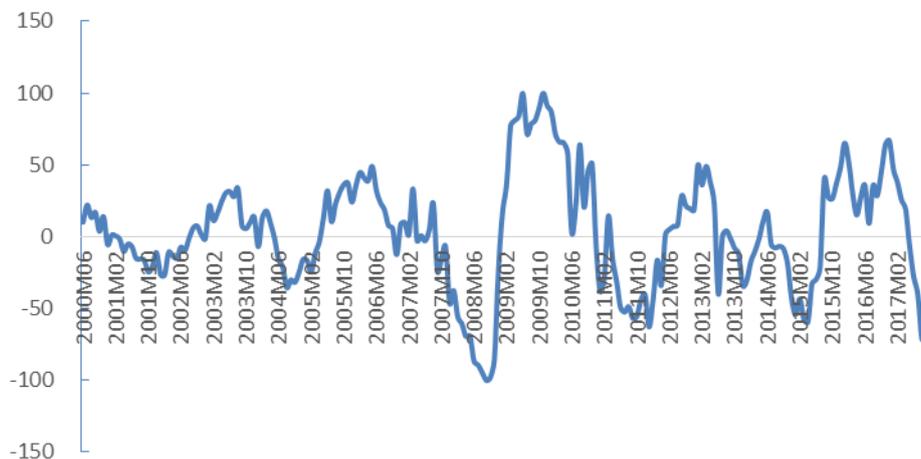


图 1 中国的货币状况指数 (MCI): 2000-2017

通过分析 MCI 指数走势图,可以发现构建的 MCI 指数能够较好的反映货币周期的冷热变化:(1) 1997年-2001年时期,外汇占款和央行再贷款保持双低,导致基础货币发行不足,流动性紧缺,处在较为严重的通货紧缩阶段,货币周期趋冷。2001年之后,由于中国加入 WTO,针对人民币的升值预期,中国的外汇储备大幅上升,外贸和资本项上的顺差带来外汇占款大量增加,导致基础货币过量投放,在 MCI 走势图中体现为 2000年-2003年的波动。(2)

2007年,由于货币信贷扩张较快,价格上涨,市场流动性偏多,中央银行上调了十次存款准备金率,并六次上调金融机构的存贷款利率,货币政策从紧。2008年前两个季度,为了防止我国经济过热的明显的通过膨胀,中央银行五次上调金融机构的存款准备金率,货币周期收缩。在MCI走势图中体现为2007年1季度-2008年3季度的明显下行。(3)2008年三季度以来,受到金融危机的影响,为了刺激经济增长,提供宽松的金融环境,增加市场流动性,实施了较为宽松的货币政策,货币和信贷高速增长。在图中体现为2008年10月起MCI的持续回升,并在2009年前三季度高位波动。(4)2009年10月起央行加大了公开市场操作力度,稳步回收流动性,2010年为应对2009年流动性过高带来的资产泡沫化、高通胀预期,央行自2010年起连续七次上调存款准备金率,2011年以来货币政策继续以应对走高的通货膨胀水平,货币周期趋冷。体现为图中MCI指数的波动下降。(5)2015年8月-2017年,我国经济发展进入新常态,经济下行压力较大,为了应对通缩的压力,我国实施了较为宽松的货币政策,增加市场流动性,以降低实体企业的融资成本,2016年末信贷数据超预期,货币周期趋热,在上图中体现为MCI指数的较高位波动。

三、 货币周期如何影响资产定价：实证研究设计

当前在学术界较为广泛接受、实证检验效果较好的资产定价模型主要是 Fama-French 在 1993 和 2015 年分别发表的三因子模型和五因子模型。杨炘和陈展辉(2003)等学者运用多年数据反复验证了三因子模型在中国市场的适用性。五因子模型在中国股票市场的应用目前还存在一些疑问,如赵胜民等(2016)发现,模型中新增的两个因子并不能解释股票组合的回报率,三因子模型更适合我国的股票市场。为更好的验证金融周期变量的解释力度,本文首先对比 Fama-French 三因子和五因子模型在中国的适用性,然后在此基础上引入我们重点考察的货币周期因子。

(一) 模型选择及因子定义

Fama-French 三因子模型在 CAPM 的基础上加入了规模因子和账面市值比因子,表示为:

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_iSMB_t + h_iHML_t + e_{it} \quad (9)$$

上式中的 R_{it} 表示股票组合 i 在时间 t 的收益率, R_{ft} 表示 t 时刻的无风险利率, 本文采取月度化的一年期存款利率; R_{mt} 表示以市值为权重的市场组合的收益率, $(R_{mt} - R_{ft})$ 在之后的模型中将用 MKT 表示; SMB_t 表示 t 时期流通市值低的公司组合与流通市值高的公司组合回报率之差; HML_t 表示 t 时期账面市值比高的价值型公司组合与账面市值比低的成长性公

司组合的回报率之差； e_{it} 表示残差。

五因子模型在三因子模型的基础上加入了盈利因子和投资因子：

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_iSMB_t + h_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + e_{it} \quad (10)$$

RMW_t 表示 t 时期盈利能力强的公司组合与盈利能力差的公司组合的收益率之差，其中盈利能力用上一期的营业收入减去营业成本、销售费用、财务费用和管理费用后的营业利润与上一期的所有者权益账面价值之比衡量； CMA_t 表示 t 时期投资水平低的公司组合与投资水平高的公司组合的回报率之差，其中投资水平用 $t-1$ 期总资产的增长除以 $t-2$ 期总资产。

在验证五因子模型时，本文选取了1994年1月-2017年12月剔除金融股的沪深两市A股股票月度收益率作为研究样本，数据来自于国泰安数据库。本文参照Fama-French(2015)构建因子，采取的是 2×3 模型，按照Size和其他三个维度之一进行划分，Size按照中位数分成两组，另一维度分别取30%分位数和70%分位数，共得到6个资产组合，因子的计算方法如表5所示。表6报告了基于 2×3 模型构建因子的统计描述情况，可见， $R_{it} - R_{ft}$ 市场风险溢价和SMB显著不为零，而RMW和CMA均不显著异于零。

表5 因子的计算方法

分组方法	分位点	因子算法
		$SMB_{B/M} = (SH + SN + SL) / 3 - (BH + BN + BL) / 3$
2 × 3	Size: 50%	$SMB_{OP} = (SR + SN + SW) / 3 - (BR + BN + BW) / 3$
SIZE-BM	B/M: 30%, 70%	$SMB_{INV} = (SC + SN + SA) / 3 - (BC + BN + BA) / 3$
SIZE-OP	OP: 30%, 70%	$SMB = (SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{INV}) / 3$
SIZE-INV	Inv: 30%, 70%	$HML = (SH + BH) / 2 - (SL + BL) / 2$
		$RMW = (SR + BR) / 2 - (SW + BW) / 2$
		$CMA = (SC + BC) / 2 - (SA + BA) / 2$

表6 2 × 3模型因子的均值、标准差和t统计量

	$R_m - R_f$	SMB	HML	RMW	CMA
均值	0.0211	0.0114	0.0035	-0.0032	-0.00054
标准差	0.007	0.0028	0.0032	0.0032	0.0027
t统计量	3.0149***	4.074***	1.0998	-1.0308	-0.1989

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

表7报告了按照两个维度(2×3)划分的资产组合的平均月度超额回报,直观反映了不同因子解释能力差异。Size表示流通总市值,B/M表示上一个年度财务报表披露的所有者权益账面价值除以上年度最后一个交易日的流通市值得到的账面市值比。OP是上一年度财务报告中营业利润与所有者权益合计之比,INV表示上一年度财务报告中总资产的变动与两年前的总资产规模之比。从投资组合收益率的变化规律来看,第一,我国股票市场市值效应(size effect)较为明显,流通市值小的公司组合的回报高于流通市值大的公司组合的回报,而且在各个维度分组中明显。第二,我国股票市场价值效应(value effect)比较明显,价值股的收益高于成长股的收益。第三,组合的投资收益与盈利能力、投资水平的关系并不明显。

表7 两个维度划分的投资组合平均月度超额回报

Size-B/M 组合			
	H	M	L
S	0.0335	0.0337	0.0289
B	0.0219	0.0201	0.0148
Size-OP 组合			
	R	M	W
S	0.0303	0.0304	0.0347
B	0.0204	0.02	0.0208
Size-INV 组合			
	C	M	A
S	0.0291	0.0338	0.0308
B	0.0133	0.0186	0.0206

注:按照 Fama-French 构建因子 2*3 模型的办法,股票按照两个维度进行划分,第一个维度是按照流通市值按照中位数分为 2 组,第二个维度是按照账面市值比(营业利润或投资)按照 30%分位数和 70%分位数分成 3 组,构成 6 个资产组合,按照流通市值加权平均计算每个年度组合收益率,再计算出 1994-2017 年共 24 年的几何平均值。

基于对五因子模型的实证,得到的结论与赵胜民等(2016)的结论一致,即 CMA 和 RMW 为冗余变量,三因子模型优于五因子模型。此外,为避免五因子模型中因子导入过多造成干扰,本文最终选择在三因子模型上加入金融周期因子进行后续的实证研究。

(二) 模型设定及因子相关性检验

如前所述,本文在三因子模型中引入货币周期因子 MCI 后的实证方程为:

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_i SMB_t + h_i HML_t + f_i MCI + e_{it} \quad (11)$$

表 8 给出了 MKT、SMB、HML、MCI 各因子的 Pearson 系数矩阵，可以明显看到各因子之间的相关系数的绝对值均在 0.26 以下，说明各因子之间并没有互相替代的关系，回归时不会出现多重共线性问题。MKT 与市场收益率及无风险收益率相关，SMB 是小规模公司组合股票的超额收益率与大规模公司组合股票的超额收益率之间的差值，主要受到公司规模的影响；HML 是低账面市值比公司组合和高账面市值比公司组合的加权平均超额收益率之差，主要与上市公司的账面市值比相关，但 MCI 系数与利率、货币及实际货币供应量等度量货币周期的指标相关，因此各因子之间的关联度较低，可以进行多元线性回归。

表 8 各因子 Pearson 系数矩阵

	MKT	SMB	HML	MCI
MKT	1.000000			
SMB	0.258278	1.000000		
HML	0.127097	-0.246678	1.000000	
MCI	0.164875	0.133810	-0.022402	1.000000

四、 货币周期如何影响资产定价：实证分析结果

(一) 货币周期因子和市场指数收益率

为了探究货币周期与我国股市股票收益率的关系，本文采用 CAPM、Fama-French 三因子模型，以及在三因子模型上加入 MCI 货币周期因子的三个模型分别对上证综指、沪深 300 指数的月度超额收益率进行了回归分析。

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i (R_{mt} - R_{ft}) + S_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \quad (12)$$

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i (R_{mt} - R_{ft}) + S_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \quad (13)$$

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i (R_{mt} - R_{ft}) + S_i SMB_t + h_i HML_t + f_i MCI_t + e_{it} \quad (14)$$

基于数据的可得性以及 2001 年中国加入 WTO、2002 年国有商业银行改革等现实事件的影响，本文回归分析的时间跨度为 2002 年-2017 年。考虑到 2008 年金融危机带来的影响，还将分别对 2002 年-2007 年，2008 年-2017 年两个时间跨度进行回归分析。

在回归方法的选择上，本文采取了广义矩估计（GMM）对上述时间序列进行回归，由于 GMM 估计不要求明确误差项的分布，并允许误差项存在异方差和序列相关，能够使得得到的参数估计结果更加稳健、准确和有效。同时考虑到因子量级不同对回归系数大小带来的影响，将 MCI 指数同除以 100 进行回归。具体的回归结果如表 9 至表 14 所示。

从 2002 年-2017 年、2002 年-2007 年以及 2008-2017 年的上证综指和沪深 300 指数的超额收益率回归结果来看, 各个模型的 R^2 均在 0.8 以上, 说明各个模型的拟合度很好, 且模型 (14) 在各个时间段的回归当中 R^2 均大于模型 (12) 与模型 (13), 说明加入货币周期变量的模型拟合优度更佳。

从各个因子的显著性水平上来看, MKT 因子在各模型、各时间段当中都显著为正, 说明传统的 CAPM 模型在我国现阶段是有效的, 市场因素是影响投资组合的超额收益率的主要因素。从上证综指超额收益率回归中发现, 在 2002 年-2008 年阶段, HML 因子大多不显著, 说明在 2008 年之前其价值效应不明显, 不能较好的解释上证综指的收益率。但在 2008-2017 阶段, HML 因子显著为正, 说明了金融危机之后我国证券市场的一个发展, 投资者逐渐关注价值投资; SMB 因子除了 2008 年-2017 年模型 (13) 之外, 其余回归系数均显著为负, 说明市值是影响超额收益率的一个重要因子。观察各阶段沪深 300 指数的超额收益率回归情况, 除了在 2002 年-2017 年阶段, SMB 因子不显著之外, SMB、HML 其他因子的回归系数都十分显著。沪深 300 指数的样本选自沪深两个证券市场, 覆盖了大部分流通市值, 成份股为市场中市场代表性好, 流动性高, 规模较大, 交易活跃的主流投资股票, 能够反映市场主流投资的收益情况。在沪深 300 指数超额收益率回归中, HML 因子的系数都显著, 说明我国资本市场主流投资者们会采取关注股票估值水平的价值投资策略。

在三因子模型基础之上加入货币周期因子时, MCI 均显著为正, 说明加入的货币周期因子能够显著的解释上证综指、沪深 300 指数的超额收益率, 并且当货币周期趋热时, 超额收益率越高, 反之, 当货币周期紧缩时, 超额收益率将会下降, 这与股利贴现模型的理论基础相符合。股利贴现模型当中, 影响资产价格因素包括股息和红利、增长率以及折现率, 货币周期的变动也将会从这几条路径影响市场上的股票价格。当货币周期趋于扩张时, 市场流动性较好, 货币供应量的增加降低了市场利率, 无风险利率和折现率降低, 股票价格则会趋于上涨。此外, 市场利率下降将会有效降低企业的融资负担, 企业盈利水平在一定程度上也会有所上升; 企业投资和居民消费也将在宽松的货币环境下有所增加, 企业的名义收入也会增加, 进一步带动企业的未来现金流和增长率的提高。从市场上投资者情绪角度来看, 我国大部分股票投资者投资股票的动机并非长期持有, 而是以短期投资获取股票价格波动带来的波动收益为目标, 市场存在着一定的“羊群效应”, 当货币环境宽松, 市场火热时, 投资者承担风险的意愿将会增强, 更多的投资者涌入股票市场, 进一步推动资产价格的上涨。

表 9 2002-2017 上证综指超额收益率 GMM 回归结果

模型		R^2	α	MKT	SMB	HML	MCI
(12)	Coef.	0.81	-0.00**	0.64***			
	t 值		(-2.88)	(5.61)			
(13)	Coef.	0.87	-0.00	0.71***	-0.2*	0.14*	

	t 值		(-4.53)	(21.9)	(-2.4)	(1.72)	
(14)	Coef.	0.88	-0.00**	0.74***	-0.25***	0.10	0.01***
	t 值		(-5.37)	(26.62)	(-3.42)	(1.36)	(3.02)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 10 2002-2007 上证综指超额收益率 GMM 回归结果

模型		R ²	α	MKT	SMB	HML	MCI
(12)	Coef.	0.75	-0.00	0.66***			
	t 值		(-0.677)	(4.38)			
(13)	Coef.	0.81	-0.00	0.71***	-0.41*	-0.19	
	t 值		(-1.34)	(7.78)	(-1.83)	(-0.59)	
(14)	Coef.	0.84	-0.01**	0.75***	-0.54***	0.06	0.03***
	t 值		(-4.06)	(35.29)	(-10.13)	(0.65)	(3.38)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 11 2008-2017 上证综指超额收益率 GMM 回归结果

模型		R ²	α	MKT	SMB	HML	MCI
(12)	Coef.	0.90	-0.01***	0.91***			
	t 值		(-5.34)	(8.53)			
(13)	Coef.	0.91	-0.01***	0.75***	-0.07	-0.63***	
	t 值		(-3.27)	(15.76)	(-0.39)	(3.19)	
(14)	Coef.	0.95	-0.01**	0.86***	-0.13**	0.29***	0.004***
	t 值		(-4.68)	(58.33)	(-2.4)	(5.23)	(2.68)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 12 2002-2017 沪深 300 指数超额收益率 GMM 回归结果

模型		R ²	α	MKT	SMB	HML	MCI
(12)	Coef.	0.82	-0.01*	0.66***			
	t 值		(-1.71)	(5.31)			
(13)	Coef.	0.92	-0.01***	0.78***	-0.21	0.28**	
	t 值		(-3.73)	(20.3)	(-1.61)	(2.4)	
(14)	Coef.	0.92	-0.01**	0.78***	-0.18	0.25**	0.01**
	t 值		(-4.19)	(20.5)	(-1.49)	(2.27)	(2.44)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 13 2002-2007 沪深 300 指数超额收益率 GMM 回归结果

模型		R ²	α	MKT	SMB	HML	MCI
(12)	Coef.	0.80	-0.00	0.56***			
	t 值		(0.20)	(5.29)			
(13)	Coef.	0.92	-0.01***	0.79***	-0.54***	0.31**	
	t 值		(-2.91)	(10.23)	(-3.22)	(2.01)	
(14)	Coef.	0.94	-0.01***	0.85***	-0.43***	0.10**	0.01***
	t 值		(-7.9)	(78.7)	(-12.98)	(2.02)	(2.74)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 14 2008-2017 沪深 300 指数超额收益率 GMM 回归结果

模型		R ²	α	MKT	SMB	HML	MCI
(12)	Coef.	0.86	-0.01***	0.82***			
	t 值		(-3.14)	(4.32)			
(13)	Coef.	0.92	-0.01***	0.85***	-0.11	0.35*	
	t 值		(-4.4)	(21.4)	(-0.77)	(1.72)	
(14)	Coef.	0.93	-0.01***	0.87***	-0.25**	0.24***	0.01**
	t 值		(-4.90)	(52.8)	(-3.8)	(3.55)	(2.45)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

(二) 货币周期因子与各行业收益率

在上一部分，本文实证了在 Fama-French 三因子模型基础之上加入货币周期因子的多因素模型与上证综指、沪深 300 指数超额收益率的关系，发现无论是在金融危机之前还是在金融危机之后，MCI 都能显著的解释其超额收益率，说明货币周期因子能够在一定程度上影响资产定价。因此本部分将以模型 (14) 为代表，对各个行业的超额收益率进行回归，来寻找具有货币周期敏感性的行业，以期构建投资组合。

为减少个股收益率波动性带来的影响，本文以申万一级行业为分类标准划分各个行业，以申万一级行业指数的月度超额收益率作为 R_{it} 进行分析。样本的时间跨度与以市场指数超额收益率进行回归分析时相同。在回归方法的选择上与上文一致，同样采用 GMM 回归，原因在上文已做解释。表 15 报告了 28 个申万一级行业模型 (14) 的回归结果。

从模型的 R² 来看，21 个的行业回归结果的 R² 都在 0.8 以上，说明加入货币周期因子模型的拟合度很好，其中银行业的 R² 稍低，为 0.53。此外，还可以看到传媒、机械设备、非

银金融、计算机、汽车、国防军工、通信这七个行业的 R^2 均在 0.1 以下，说明模型的拟合度较差，所选取的模型并不能很好的解释其行业超额收益率，对该七个行业的超额收益率运用 CAPM、三因子模型进行回归验证时，同样发现 R^2 很小，值得进一步探究。

在 21 个模型拟合度较优的行业中看各因子回归系数的显著性，所有的行业 MKT 因子回归系数均显著为正，说明市场因子对行业超额收益率的解释能力非常强。农林牧渔、建筑材料、轻工制造、化工、休闲服务、纺织服装、综合、电器设备、电子行业的 SMB 因子回归系数显著为正，交通运输、采掘、有色金属、钢铁行业的 SMB 因子显著为负，因此规模因子能够解释以上行业的超额收益率，规模效应在 13 个行业显著存在。观察各行业 HML 因子，同样有 13 个行业的回归系数显著，因此 SMB、HML 因子能够较好的解释各行业的收益率，但解释力度不及市场因子。

从加入的货币周期因子回归系数的显著性来看，家用电器、建筑材料、食品饮料、化工、采掘、有色金属、电子这 7 个行业 MCI 因子系数显著为正，说明 MCI 因子能够解释这些行业的超额收益率，并且当货币周期趋热，市场流动性较好的时候行业的超额收益率越高。此外，农林牧渔、纺织服装、建筑装饰、公用事业与 MCI 呈显著的负相关，说明当货币周期趋冷时，该行业股票的超额收益率越高，这与建筑装饰、公用事业的行业特殊性相关，在货币周期趋冷，市场流动性紧缩时，往往有通货紧缩、经济下行的压力，为了促进经济的平稳运行，往往会推动基础设施建设，这对建筑装饰、公用事业行业而言是利好消息，将会有此类企业未来收入增长，盈利水平上升的预期，将在一定程度上推动行业内公司股票的上涨，因而其超额收益率将可能提升。

表 15 2002-2017 申万一级行业超额收益率 GMM 回归结果

	R^2	α	MKT	SMB	HML	MCI
房地产	0.69	-0.01** (-2.68)	0.80*** (11.46)	0.13 (1.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)
农林牧渔	0.86	-0.01*** (-6.56)	0.92*** (24.95)	0.34*** (3.7)	-0.21** (-2.23)	-0.01** (-1.99)
建筑装饰	0.85	-0.01*** (-4.69)	0.98*** (21.14)	-0.02 (-0.21)	0.33** (2.62)	-0.01** (-2.12)
家用电器	0.80	-0.00* (-1.85)	0.84*** (9.42)	-0.06 (-0.37)	-0.08 (-0.38)	0.01* (2.08)
银行	0.53	0.00 (0.11)	0.45*** (7.44)	-0.64*** (-4.21)	0.34** (2.02)	0.01* (1.73)
建筑材料	0.85	-0.01*** (-6.26)	0.9*** (17.87)	0.36*** (3.13)	0.13 (1.07)	0.01* (1.87)
商业贸易	0.89	-0.01*** (-6.66)	0.98*** (30.7)	0.10 (1.08)	-0.11 (-1.12)	0.00 (0.89)
传媒	0.01	0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	0.10 (1.08)	0.46* (4.66)	0.03** (3.13)

		(0.46)	(0.98)	(0.30)	(1.72)	(2.38)
轻工制造	0.91	-0.01***	0.90***	0.52***	0.09	-0.00
		(-3.76)	(12.11)	(2.67)	(0.39)	(-0.08)
食品饮料	0.78	-0.00	0.78***	-0.10	-0.41***	0.01***
		(-1.39)	(22.17)	(-0.99)	(-3.44)	(2.62)
医疗生物	0.85	-0.01***	0.87***	0.24	-0.31***	-0.00
		(-3.89)	(19.97)	(1.32)	(-2.75)	(-0.66)
化工	0.91	-0.01***	0.94***	0.17***	-0.40***	0.01*
		(-9.01)	(39.54)	(3.4)	(-6.34)	(1.73)
休闲服务	0.81	-0.01***	0.81***	0.51***	-0.24**	-0.00
		(-4.32)	(19.8)	(6.17)	(-2.24)	(-0.17)
纺织服装	0.93	-0.02***	0.99***	0.58***	0.00**	-0.01***
		(-23.32)	(87.76)	(19.60)	(0.1)	(-2.77)
机械设备	0.01	-0.00	0.11	0.22	0.28	0.03**
		(-0.12)	(0.55)	(1.2)	(1.18)	(2.44)
非银金融	0.02	0.00	0.10	-0.36	-0.74***	0.05***
		(0.64)	(1.17)	(-1.34)	(-2.46)	(3.88)
公用事业	0.87	-0.01***	0.85***	0.01	0.42***	-0.01*
		(-8.17)	(32.8)	(0.18)	(4.85)	(-1.75)
计算机	0.03	0.00	0.11	-0.05	0.24	0.03*
		(0.81)	(1.56)	(-0.28)	(1.01)	(2.26)
交通运输	0.87	-0.01***	0.94***	-0.15*	0.47***	-0.00
		(-6.03)	(21.74)	(-1.70)	(4.72)	(-0.26)
综合	0.91	-0.01***	1.05***	0.52***	0.18*	0.00
		(-8.99)	(22.10)	(6.59)	(1.86)	(0.58)
汽车	0.02	0.00	0.11	0.04	0.64**	0.04***
		(1.35)	(1.37)	(0.18)	(2.39)	(3.56)
国防军工	0.05	0.00	0.25***	0.09	0.55*	0.04***
		(0.69)	(3.32)	(0.45)	(1.78)	(2.92)
采掘	0.77	-0.01***	0.96***	-0.32***	0.17	0.02***
		(-3.72)	(22.74)	(-3.74)	(1.36)	(2.65)
有色金属	0.83	-0.01***	1.13***	-0.25**	0.02	0.02***
		(-3.82)	(27.5)	(-2.26)	(0.18)	(3.43)
电器设备	0.85	-0.01***	0.88***	0.18**	-0.24***	-0.00
		(-4.21)	(34.67)	(2.61)	(-2.86)	(-0.40)
通信	0.02	0.01	0.08	-0.03	0.06	0.02*
		(1.23)	(1.11)	(-0.14)	(0.29)	(1.80)
钢铁	0.87	-0.01***	0.95***	-0.30***	0.46***	0.00
		(-3.92)	(20.6)	(-3.36)	(3.93)	(0.15)
电子	0.87	-0.01***	0.92***	0.56***	-0.28**	0.01**
		(-7.02)	(31.85)	(7.30)	(-2.21)	(4.29)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

五、 进一步讨论：流动性过剩与流动性不足的影响

（一）定义“流动性过剩”和“流动性不足”

基于前文的货币状况指数及其定义，MCI 指数的理论区间值位于 $[-1, 1]$ 之间，均值为 0。为此，我们采用与 Braun 和 Larrain（2005）和 Bezemer 和 Zhang（2014）等类似的做法，将 MCI 数值高于均值以上 2 个标准差的情况定义为“流动性过剩”，同时将 MCI 数值低于均值以下 2 个标准差的情况定义为“流动性不足”，前者对应货币环境过于宽松的情况，后者则对应货币环境过于紧缩的情况。

基于前文的货币状况指数及其定义，MCI 指数的理论区间值位于 $[-1, 1]$ 之间，均值为 0。同时，经计算，样本期间 MCI 指数的标准差为 0.3945，因此，按照上述关于“流动性过剩”和“流动性不足”的定义，我们可以将 $MCI > 0.789$ 时的情况定义为“流动性过剩”，而将 $MCI < -0.789$ 时的情况定义为“流动性不足”。基于这一定义，样本期间存在“流动性过剩”和“流动性不足”情况的时间区间如图 2 中的阴影时间段所示。

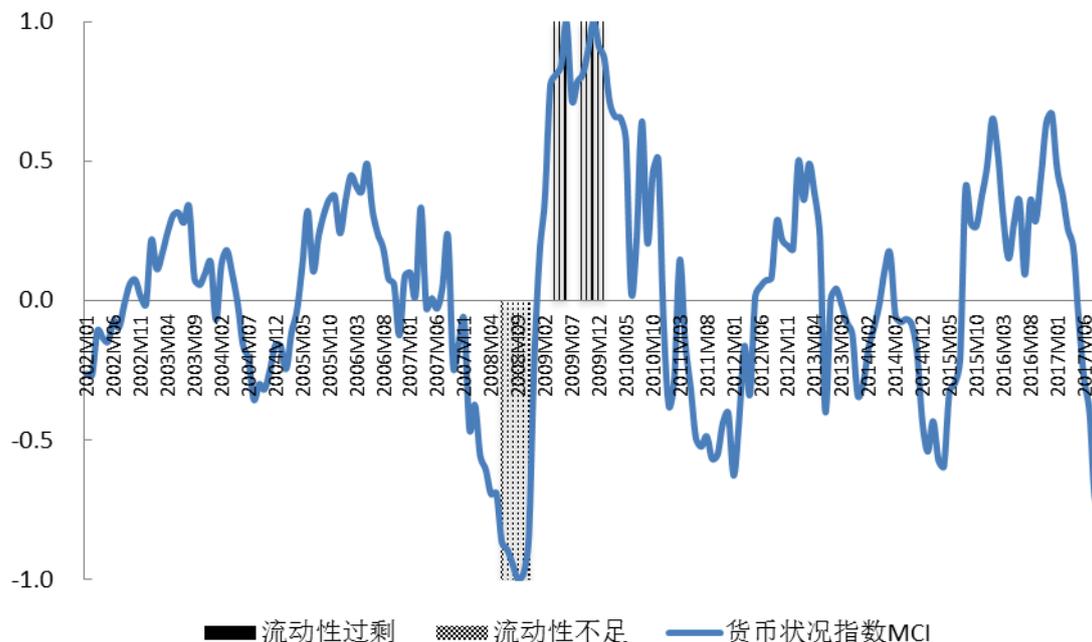


图 2 样本期间的“流动性过剩”和“流动性不足”时间段

具体来看，2008 年 6 月至 2008 年 11 月期间，市场的流动性明显不足，这与 2008 年初

为应对国际金融危机,防止物价水平快速增长所采取的一系列上调存款准备金率等宏观调控措施有较大关系,货币环境在此状况下持续紧缩。同时,也可以注意到 2008 年后期虽然通货膨胀水平得到了有效的控制,但是经济增长速度也随之放缓。根据市场环境的变化,2008 年 11 月起推出了进一步扩大内需,促进经济增长的十项举措,并预计逐渐向市场投放“四万亿”的投资,2009 年起也实行了名为适度宽松实则为扩张的货币政策,货币供应量和银行信贷在 2009 年呈现大幅增长,货币环境过于宽松,呈现出图 2 中 2009 年 4 月-7 月以及 2009 年 9 月-2010 年 1 月两个时段流动性过剩的情况。

(二) 流动性过剩时期的资产定价

基于上文关于“流动性过剩”的定义,我们可以对应设置相应的虚拟变量(EXL)以进行回归分析。具体而言,对于样本期间 MCI 的值大于 0.789 的时期,赋值为 1,表示该时期的货币形式处于“流动性过剩”的状态。为分析流动性过剩时期的资产定价,我们建立如下形式的回归模型:

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_iSMB_t + h_iHML_t + f_iMCI + g_iEXL_t + e_{it} \quad (15)$$

为保持一致性,回归样本和时间跨度与上文保持一致,分别采用上证综指、沪深 300 指数以及申万一级行业的月度超额收益率对模型(15)进行了回归分析,回归结果如表 16 及表 17 所示。

从市场指数的回归结果来看, R^2 均大于 85%,说明模型的拟合度很好,所选取的模型能够较好的解释资产定价。从回归系数来看,MCI 回归系数显著为正,EXL 回归系数在上证综指回归当中显著为正,说明在流动性过剩时期,市场指数的超额收益率在一定程度上会进一步膨胀上升,股票市场定价具有一定的顺周期性特征。这与财富效应、托宾 Q 等理论相符合,此外,金融资产还具有一定的“虹吸效应”,由于我国居民的储蓄习惯,流动性过剩时,大量超发的货币将有一部分沉积为储蓄存款,一旦股票市场高涨,储蓄沉积存款将重新返回流通领域,追逐股票资产,推动资产价格的进一步上涨,资产定价可能会产生一定的泡沫。

从申万一级行业超额收益率的回归结果来看, R^2 大于 80%且与货币周期指数呈现显著同向变化的行业当中,休闲服务的 MCI、EXL 的回归系数同时显著为正,说明在流动性过剩时期,该行业资产价格受到了显著的正向影响;建筑材料、有色金属、化工行业的 EXL 的回归系数显著为负,说明流动性过剩时期,市场并不偏好这些传统的行业;电子行业的资产定价在此期间并没有受到显著的影响。此外,建筑装饰行业的 MCI、EXL 回归系数同时显著为负,这与其行业的特殊性有关,流动性过剩时期,为了收紧银根,避免通胀水平的进一步提高,信贷对基础设施建设的支持将会进一步的下降,这对建筑装饰行业公司而言并不利好。

表 16 流动性过剩时期 2002-2017 市场指数超额收益率 GMM 回归结果

	R ²	观 察 值	J 统 计量	α	MKT	SMB	HML	MCI	EXL
上证综指	0.89	181	26.44	-0.01*** (-5.64)	0.80*** (38.66)	-0.48*** (-9.18)	0.13* (1.87)	0.01** (2.09)	0.01* (1.68)
沪深 300	0.93	181	26.70	-0.01*** (-7.88)	0.88*** (58.98)	-0.36*** (-8.66)	0.23*** (6.60)	0.01** (2.88)	0.00 (0.16)

注：(1) 括号内为 t 统计量；(2) ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 17 流动性过剩时期 2002-2017 申万一级行业超额收益率 GMM 回归结果

	R ²	α	MKT	SMB	HML	MCI	EXL
房地产	0.70	-0.01*** (-3.23)	0.80*** (21.22)	0.07 (1.02)	0.13 (1.03)	0.01 (0.21)	0.00 (0.06)
农林牧渔	0.87	-0.01*** (-13.57)	0.86*** (50.23)	0.50*** (12.16)	-0.25** (-5.68)	-0.00* (-1.71)	0.01 (1.39)
建筑装饰	0.85	-0.01*** (-6.60)	0.97*** (51.56)	0.02 (0.39)	0.25** (4.12)	-0.01** (-2.43)	-0.02*** (-4.95)
家用电器	0.81	-0.01*** (-6.11)	0.91*** (52.4)	0.12*** (3.16)	-0.01 (0.79)	0.01 (0.45)	0.02*** (3.95)
银行	0.56	0.00 (1.61)	0.55*** (18.77)	-0.86*** (-10.74)	0.36** (4.29)	0.02*** (2.62)	0.04*** (3.99)
建筑材料	0.86	-0.01*** (-7.61)	1.01*** (31.52)	0.31*** (2.92)	0.17* (1.85)	0.01*** (2.67)	-0.03*** (-3.67)
商业贸易	0.90	-0.01*** (-12.24)	0.92*** (80.12)	0.17*** (5.55)	-0.13*** (-4.92)	0.00 (0.29)	0.01*** (3.34)
传媒	0.02	0.01*** (2.91)	0.00 (0.09)	0.04 (0.41)	0.39*** (3.85)	0.03*** (3.41)	0.004 (0.36)
轻工制造	0.92	-0.01*** (-7.57)	0.96*** (32.67)	0.38*** (6.41)	-0.08 (-0.93)	-0.00 (-0.73)	0.00 (0.11)
食品饮料	0.77	-0.00 (-1.83)	0.81*** (36.55)	-0.21*** (-4.73)	-0.39*** (-6.13)	0.01*** (2.84)	0.00 (0.25)
医疗生物	0.85	-0.01*** (-7.15)	0.77*** (33.22)	0.42*** (7.03)	-0.40*** (-6.55)	-0.00 (-0.17)	0.01* (1.68)
化工	0.91	-0.01*** (-16.61)	0.97*** (81.48)	0.14*** (5.96)	-0.07** (-1.99)	0.00 (0.08)	-0.01* (1.82)
休闲服务	0.82	-0.01*** (-11.30)	0.86*** (64.98)	0.34*** (10.72)	-0.32*** (-10.34)	0.01*** (3.98)	0.01** (2.28)
纺织服装	0.93	-0.02*** (-19.52)	0.98*** (77.15)	0.55*** (14.39)	-0.08* (-1.86)	-0.01*** (-3.85)	0.01** (3.47)
机械设备	0.02	-0.01	0.10***	0.07	0.28***	0.03***	0.01

		(2.19)	(3.38)	(0.92)	(4.27)	(3.33)	(1.11)
非银金融	0.01	0.01***	0.11***	-0.08	-0.09	0.05***	-0.03**
		(2.94)	(3.12)	(-0.71)	(-1.04)	(5.82)	(-2.94)
公用事业	0.88	-0.01***	0.86***	0.02	0.38***	-0.01**	0.00
		(-10.33)	(41.01)	(0.34)	(5.76)	(-2.03)	(0.54)
计算机	0.03	0.01***	0.12***	-0.14	-0.00	0.03***	0.01
		(3.46)	(3.48)	(-1.45)	(0.02)	(3.69)	(0.87)
交通运输	0.87	-0.01***	0.92***	-0.21***	0.41***	-0.00	0.01
		(-8.37)	(47.65)	(-5.26)	(7.91)	(-0.98)	(1.45)
综合	0.93	-0.02***	1.01***	0.68***	0.08*	0.00	-0.01
		(-15.67)	(65.95)	(19.70)	(2.21)	(1.29)	(-1.14)
汽车	0.05	0.01*	0.14	0.04	0.21**	0.04***	0.01
		(1.96)	(4.37)	(0.43)	(1.98)	(5.10)	(0.54)
国防军工	0.07	0.00	0.22***	-0.12	0.20*	0.04***	0.02
		(0.95)	(5.72)	(-1.2)	(1.78)	(4.39)	(1.32)
采掘	0.77	-0.01***	1.03***	-0.43***	0.17***	0.01*	0.03
		(-5.23)	(38.60)	(-8.86)	(3.39)	(1.92)	(4.43)
有色金属	0.83	-0.01***	1.19***	-0.32**	-0.12**	0.02***	-0.02***
		(-5.79)	(71.97)	(-5.79)	(-2.51)	(8.46)	(-2.53)
电器设备	0.83	-0.01***	0.89***	0.22***	-0.36***	0.00	-0.01*
		(-4.99)	(60.22)	(5.33)	(-7.29)	(0.22)	(1.89)
通信	0.02	0.01**	0.07*	-0.08	-0.05	0.01*	0.02**
		(2.52)	(1.79)	(-0.76)	(-0.42)	(1.84)	(2.54)
钢铁	0.87	-0.01***	1.04***	-0.42***	0.58***	-0.01***	0.03
		(-6.29)	(44.02)	(-9.63)	(13.83)	(-3.72)	(4.22)
电子	0.87	-0.01***	0.93***	0.56***	-0.21**	0.01**	-0.00
		(-9.23)	(47.64)	(10.51)	(-3.43)	(4.35)	(-0.29)

注：（1）括号内为 t 统计量；（2）***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

（三）流动性不足时期的资产定价

类似地，基于上文关于“流动性不足”的定义，我们可以对应设置“流动性不足”虚拟变量（INL）以进行回归分析。具体而言，对于样本期间 MCI 的值小于 -0.789 的时期，赋值为 1，表示该时期的货币形式处于“流动性不足”的状态。为分析流动性不足时期的资产定价，我们建立如下形式的回归模型：

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i (R_{mt} - R_{ft}) + S_i SMB_t + h_i HML_t + f_i MCI + k_i INL_t + e_{it} \quad (16)$$

与上文相同，对分别采用上证综指、沪深 300 指数以及申万一级行业的月度超额收益率对模型（16）进行回归分析，表 18 及表 19 报告了回归结果。

从市场指数超额收益率的回归结果来看， R^2 均大于 85%，模型的拟合度很好。从回归

系数来看 MCI 的回归系数均显著为正, INL 的回归系数显著为负, 说明流动性不足对于市场上的资产定价会有负面的影响, 在货币环境紧缩的情况下, 流动性不足将进一步导致资产价格的下降, 这与实际情况相符合。在流动性不足时期, 面对流动性不足的担忧, 人们将会产生较为悲观的预期, 对股票等非货币资产价格上涨的信心受到打击, 更偏爱变现能力、流动性更强的货币资产, 股票等资产将遭遇大量的抛售, 资产价格将会一定程度上的下跌。此外, 流动性不足时, 投资者投资难度变大, 着急抛售的投资者或许只能选择更低的价格卖出, 甚至较大程度的折价抛售, 则进一步导致了资产价格的下降。

从申万一级行业超额收益率回归结果来看, R^2 大于 80% 且与货币周期指数呈现显著同向变化的行业当中——采掘、有色金属、电子行业的 INL 的回归系数显著为负, 说明在流动性不足时期, 这三个行业的股票价格将会受到一定程度的负面冲击; 家用电器、休闲服务行业并未显著受到流动性不足的影响。此外, 建筑装饰、公共事业行业的 MCI 回归系数显著为负, INL 回归系数显著为正, 这与前文的其行业特殊性的分析相符合。

表 18 流动性不足时期 2002-2017 市场指数超额收益率 GMM 回归结果

	R^2	观察 值	J 统计 量	α	MKT	SMB	HML	MCI	INL
上证综指	0.88	183	20.1	-0.01*** (-4.90)	0.72*** (30.27)	-0.24*** (4.07)	0.11 (1.57)	0.01** (2.06)	-0.02** (-2.00)
沪深 300	0.92	183	21.22	-0.01*** (-5.44)	0.79*** (41.41)	-0.20*** (-3.25)	0.22*** (3.05)	0.01** (1.99)	-0.01* (-1.83)

注: (1) 括号内为 t 统计量; (2) **、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 19 流动性不足时期 2002-2017 申万一级行业超额收益率 GMM 回归结果

	R^2	α	MKT	SMB	HML	MCI	INL
房地产	0.71	-0.01** (-6.18)	0.92*** (37.87)	0.03 (0.79)	0.11 (1.54)	0.01 (1.27)	0.03*** (4.26)
农林牧渔	0.87	-0.01*** (-13.17)	0.84*** (57.37)	0.61*** (18.74)	-0.13** (-4.08)	-0.01** (-3.92)	-0.03*** (-5.39)
建筑装饰	0.85	-0.01*** (-9.04)	0.97*** (56.70)	-0.04 (-1.03)	0.29*** (6.91)	-0.01*** (-3.93)	0.05*** (8.02)
家用电器	0.80	-0.01*** (-5.45)	0.94*** (53.12)	0.13 (2.98)	-0.04 (-0.66)	0.01** (2.57)	0.01 (1.41)
银行	0.59	0.00** (2.09)	0.61*** (34.40)	-0.82*** (-13.36)	0.29*** (5.51)	0.02*** (6.22)	-0.03*** (-3.43)
建筑材料	0.87	-0.01*** (-10.08)	1.11*** (48.62)	0.22*** (5.10)	0.05 (0.58)	0.01** (2.43)	0.04*** (4.52)
商业贸易	0.89	-0.01***	0.94***	0.20***	-0.06	0.00*	-0.01**

			(-10.82)	(61.73)	(6.50)	(-1.59)	(1.71)	(-2.34)
传媒	0.01	0.01***	0.00	-0.03	0.21*	0.03***	-0.01	
			(2.93)	(0.07)	(-0.29)	(1.69)	(4.46)	(-0.76)
轻工制造	0.93	-0.01***	0.92***	0.48***	-0.12***	-0.01***	-0.03	
			(-14.41)	(67.80)	(17.67)	(-3.14)	(-3.06)	(-6.67)
食品饮料	0.78	-0.00*	0.79***	-0.10	-0.28***	0.01***	0.02*	
			(-1.80)	(29.48)	(-1.25)	(-3.02)	(2.82)	(1.91)
医疗生物	0.85	-0.01***	0.81***	0.46***	-0.35***	-0.00	0.01***	
			(-9.39)	(55.48)	(14.34)	(-8.39)	(-1.48)	(2.89)
化工	0.92	-0.01***	0.97***	0.04	-0.30***	-0.01	-0.02***	
			(-10.30)	(62.58)	(1.13)	(-5.98)	(-0.46)	(-3.70)
休闲服务	0.82	-0.01***	0.87***	0.34***	-0.37**	0.00*	-0.02	
			(-9.90)	(65.05)	(10.87)	(-12.51)	(1.95)	(-5.56)
纺织服装	0.93	-0.02***	0.98***	0.60***	-0.01	-0.01***	-0.01	
			(-18.6)	(93.97)	(21.61)	(-0.41)	(-3.68)	(1.63)
机械设备	0.02	0.01**	0.10***	0.17*	0.08	0.03***	-0.02	
			(2.07)	(3.24)	(1.70)	(0.67)	(4.68)	(1.31)
非银金融	0.01	0.01**	0.14***	-0.06	-0.47***	0.04***	-0.01	
			(2.59)	(3.96)	(-0.6)	(-4.27)	(5.16)	(-1.35)
公用事业	0.88	-0.01***	0.85***	-0.04	0.36***	-0.01***	0.01***	
			(-13.45)	(88.2)	(-0.15)	(8.71)	(-2.64)	(3.85)
计算机	0.03	0.00***	0.09**	-0.04	0.16	0.03***	-0.01	
			(0.8)	(2.29)	(-0.47)	(1.28)	(3.94)	(-0.71)
交通运输	0.87	-0.01***	0.91***	-0.21***	0.39***	-0.01***	-0.02***	
			(-7.72)	(57.34)	(-4.80)	(10.34)	(-2.82)	(-2.87)
综合	0.93	-0.02***	0.99***	0.63***	0.11**	-0.00	-0.03***	
			(-13.56)	(76.32)	(13.05)	(2.34)	(-0.18)	(-5.54)
汽车	0.06	0.00	0.14***	0.13	0.16	0.05***	0.00	
			(1.23)	(4.39)	(1.27)	(1.16)	(7.61)	(0.36)
国防军工	0.05	0.00	0.25***	-0.13	0.29**	0.05***	0.04**	
			(0.80)	(6.08)	(-1.23)	(2.49)	(6.09)	(2.41)
采掘	0.77	-0.01***	0.94***	-0.34***	0.34***	0.01***	-0.06***	
			(-3.10)	(42.34)	(-9.31)	(6.48)	(3.33)	(-12.09)
有色金属	0.83	-0.01***	1.20***	-0.30**	-0.04	0.02***	-0.01*	
			(-5.48)	(79.22)	(-7.46)	(-0.75)	(5.02)	(-1.73)
电器设备	0.86	-0.01***	0.93***	0.25**	-0.42***	0.00	0.04***	
			(-7.81)	(75.19)	(7.32)	(-9.14)	(1.19)	(6.25)
通信	0.01	0.01**	0.04	0.12	0.21**	0.03***	-0.00	
			(2.04)	(1.24)	(1.39)	(2.18)	(3.84)	(-0.10)
钢铁	0.87	-0.01***	0.99***	-0.42***	0.55***	-0.01***	-0.03***	
			(-3.74)	(47.07)	(-10.21)	(10.71)	(-3.14)	(-4.74)
电子	0.88	-0.01***	0.92***	0.64***	-0.19**	0.01**	-0.01*	
			(-10.69)	(69.14)	(16.72)	(-4.00)	(4.02)	(-1.80)

注：（1）括号内为 t 统计量；（2）***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

（四）货币周期与传统三因子的交互效应分析

本文第四部分检验了在三因子模型基础上加入货币周期因子的模型对市场组合超额收益率的影响，这一模型并未进一步考虑传统三因子和货币周期之间的交互影响，即三因子对市场组合超额收益率的影响可能还会随货币周期的变化而不同。为此，我们在前文模型（14）的基础上，分别加入传统三因子和货币周期因子的交互项，得到以下模型：

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_iSMB_t + h_iHML_t + f_iMCI_t + p_iMKT_t \times MCI_t + e_{it} \quad (17)$$

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_iSMB_t + h_iHML_t + f_iMCI_t + q_iSMB_t \times MCI_t + e_{it} \quad (18)$$

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_iSMB_t + h_iHML_t + f_iMCI_t + r_iHML_t \times MCI_t + e_{it} \quad (19)$$

$$R_{it} - R_{ft} = a_i + b_i(R_{mt} - R_{ft}) + S_iSMB_t + h_iHML_t + f_iMCI_t + p_iMKT_t \times MCI_t + q_iSMB_t \times MCI_t + r_iHML_t \times MCI_t + e_{it} \quad (20)$$

基于上述模型设定，如果交互项系数与原来的因子系数同号且显著，说明货币周期对该因子具有强化效应，反之，如果交互项与原来的因子系数异号且显著，则说明货币周期对该因子存在弱化效应。采用与前文类似的做法，我们使用 2002-2017 以及 2002-2007、2008-2017 三个时间段的上证综指及沪深 300 指数的超额收益率对上述模型进行 GMM 回归分析，具体结果如表 20-21 所示。

根据表 20-21 的回归结果，我们得到了以下三个基本结论：

（1）在全样本期（2002-2017）回归中，无论是基于上证综指还是沪深 300 指数进行回归，市场因子和货币周期的交互项（ $MKT \times MCI$ ）的回归系数均一致的显著为正，这说明货币周期对市场因子的定价影响有显著的强化效应，即随着货币周期景气度的提升（对应货币环境的宽松和流动性状况的改善），市场因子对市场组合超额收益率的正向影响会得到进一步强化。

（2）在全样本期（2002-2017）回归中，规模因子和货币周期的交互项（ $SMB \times MCI$ ）的回归系数在基于上证综指的回归中显著为正，但在基于沪深 300 指数的回归中显著为负，这说明货币周期对规模因子的效应在不同的市场出现了分化：它一方面弱化了规模因子对上海股票市场组合超额收益率的负向影响，另一方面强化了规模因子对沪深 300 股票市场组合超额收益率的负向影响。这一结果倾向于说明，货币周期强化了规模因子对代表性权重股的定价影响，但对其它非权重股票则可能存在一定的弱化效应。

（3）在全样本期（2002-2017）回归中，无论是基于上证综指还是沪深 300 指数进行回归，账面市值比因子和货币周期的交互项（ $HML \times MCI$ ）的回归系数大都显著为正，这说明

货币周期对账面市值比因子的定价影响有显著的强化效应，即随着货币周期景气度的提升，账面市值比因子对市场组合超额收益率的正向影响会得到进一步强化。

再从分时间段的对比来看，在 2002-2007 和 2008-2017 这两个子样本期中，货币周期对传统三因子的交互效应无论是在基于上证综指的回归中还是在基于沪深 300 指数的回归中都出现了前后两阶段分化的情况。

基于上证综指的回归中，市场因子和货币周期的交互项（SMB×MCI）的回归系数在 2002-2007 阶段并不显著，但在 2008-2017 阶段显著为正，这说明在金融危机之后货币周期对市场因子的定价影响的强化效应更加显著；规模因子和货币周期的交互项（SMB×MCI）的回归系数在 2002-2007 阶段显著为正，但在 2008-2017 阶段并不显著，这说明货币周期对规模因子的弱化效应并没有延续到金融危机之后；账面市值比因子和货币周期的交互项（HML×MCI）的回归系数在 2002-2007 阶段并不显著，但在 2008-2017 阶段显著为正，这说明金融危机之后货币周期强化了账面市值比因子的定价影响有显著的强化效应。

基于沪深 300 指数的回归中，市场因子和货币周期的交互项（SMB×MCI）的回归系数在 2002-2007 阶段显著为负，说明在此阶段货币周期对市场因子的定价影响有显著的弱化效应，但在 2008-2017 阶段弱化效应反转为强化效应；规模因子和货币周期的交互项（SMB×MCI）的回归系数在 2002-2007 阶段显著为正，但在 2008-2017 阶段显著为负，货币周期对规模因子定价影响的交互效应由强化成为弱化；账面市值比因子和货币周期的交互项（HML×MCI）的回归系数在 2002-2007 阶段显著为负，但在 2008-2017 阶段显著为正，货币周期对规模因子定价影响的交互效应由弱化转为强化。

此外，对比同一子样本期间，前期（2002-2007）阶段，无论是基于上证综指还是沪深 300 指数进行回归，规模因子和货币周期的交互项（SMB×MCI）的回归系数均显著为正，说明前期货币周期对规模因子的定价影响有显著的弱化效应。但货币周期对市场因子及规模因子的定价影响并不能得出较为一致的结论。后期（2008-2017）阶段，无论是基于上证综指还是沪深 300 指数进行回归，市场因子和货币周期的交互项（SMB×MCI）以及账面市值比因子和货币周期的交互项（HML×MCI）都显著为正，这与在全样本期（2002-2017）的回归中结果相一致，货币周期对市场因子的定价影响有显著的强化效应，货币周期对账面市值比因子的定价影响也有显著的强化效应，即随着货币周期景气度的提升，市场因子对市场组合超额收益率的正向影响，账面市值比因子对市场组合超额收益率的正向影响均会得到进一步的强化。而货币周期对规模因子的定价影响的弱化效应只在沪深 300 指数的回归中显著。

表 20 引入 MCI 和三因子的交叉项：上证综指超额收益率回归

	2002-2017				2002-2007	2008-2017
	模型 (17)	模型 (18)	模型 (19)	模型 (20)	模型 (20)	模型 (20)
α	-0.008*** (-6.604)	-0.009*** (-10.743)	-0.007*** (-5.990)	-0.009*** (-14.232)	-0.010*** (-9.319)	-0.010*** (-18.874)

MKT	0.803*** (43.68)	0.824*** (60.182)	0.761*** (33.967)	0.849*** (79.432)	0.765*** (57.97)	0.832*** (102.284)
SMB	-0.418*** (-8.27)	-0.428*** (-14.480)	-0.266*** (-4.123)	-0.416*** (-18.810)	-0.552*** (-19.429)	-0.182*** (-7.579)
HML	0.004 (0.089)	0.033 (1.084)	0.076 (1.214)	0.098*** (3.330)	0.171*** (3.273)	0.227*** (7.619)
MCI	0.009*** (3.871)	0.005*** (2.638)	0.008*** (3.195)	0.004** (2.413)	0.022*** (4.117)	0.004** (3.876)
MKT × MCI	0.121*** (3.105)			0.037** (2.207)	0.076 (1.002)	0.059** (4.215)
SMB × MCI		0.304*** (4.773)		0.212*** (3.880)	0.625*** (3.397)	-0.081 (-1.542)
HML × MCI			0.029 (0.161)	0.190** (2.461)	-0.323 (-1.002)	0.090* (1.798)
Adjusted R ²	0.894	0.898	0.888	0.901	0.819	0.949
J-statistic	27.672	30.929	23.970	31.288	16.554	20.694
(p-value)	(0.966)	(0.999)	(0.951)	(0.999)	(0.999)	(0.999)

注：（1）括号内为 t 统计量；（2）***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

表 21 引入 MCI 和三因子的交叉项：沪深 300 指数超额收益率回归

	2002-1017				2002-2007	2008-2017
	模型 (17)	模型 (18)	模型 (19)	模型 (20)	模型 (20)	模型 (20)
α	-0.008*** (-10.737)	-0.008*** (-8.090)	-0.007*** (-8.678)	-0.008*** (-10.304)	-0.009*** (-10.224)	-0.007*** (-7.077)
MKT	0.885*** (83.030)	0.867*** (52.359)	0.873*** (75.859)	0.875*** (84.456)	0.870*** (73.479)	0.865*** (90.105)
SMB	-0.382*** (-15.167)	-0.285*** (-4.997)	-0.370*** (-11.582)	-0.373*** (-14.862)	-0.451*** (-20.579)	-0.358*** (-11.225)
HML	0.146*** (4.085)	0.284*** (6.454)	0.149*** (3.548)	0.217*** (6.896)	0.161*** (4.745)	0.178*** (5.459)
MCI	0.009*** (6.085)	0.007*** (2.827)	0.010*** (6.251)	0.012** (7.035)	0.014*** (3.491)	0.011** (5.979)
MKT × MCI	0.086*** (4.782)			0.042** (2.213)	-0.111** (-3.289)	0.096*** (4.402)
SMB × MCI		0.022 (0.238)		-0.137** (-2.484)	0.299** (2.484)	-0.224*** (-3.472)
HML × MCI			0.267** (2.445)	0.271*** (3.485)	-0.580*** (-4.165)	0.294*** (5.078)
Adjusted R ²	0.937	0.932	0.935	0.933	0.935	0.918
J-statistic	29.116	25.722	27.721	28.850	16.842	21.230
(p-value)	(0.998)	(0.983)	(0.994)	(0.999)	(0.999)	(0.999)

注：（1）括号内为 t 统计量；（2）***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著。

六、 主要结论与政策建议

本文通过构建货币状况指数作为衡量货币周期的指示变量，然后将其引入扩展的 Fama-French 模型，研究了货币周期对资产定价的影响。基于中国 2002 年-2017 年股票市场月度数据的研究得到了以下基本结论：（1）货币周期因子对股票收益率具有显著影响，且引入货币周期因子后的扩展 Fama-French 模型具有更强的解释力，表明货币周期确实对资产定价具有重要影响；（2）货币周期对股票收益率具有“顺周期性”的影响，即股票组合的超额收益率随着货币周期的扩张而上升，随着货币周期的紧缩而下降，且这种影响在“流动性过剩”和“流动性不足”的时期更加明显；（3）货币周期与 Fama-French 传统三因子之间存在着交互效应，具体而言，货币周期对市场因子和账面市值比因子的影响具有强化效应，但对规模因子的影响则视对象不同存在一定差异，通常情况下，规模因子对权重股的定价影响会因货币周期而强化，但对非权重股的定价影响则存在一定的弱化效应。

总体而言，本文的实证分析从宏观货币周期的视角拓展了传统的资产定价理论，并基于中国的数据初步确认了货币周期变化对股票定价的显著影响。从本文结论的现实启示和应用来看，一方面，从货币政策与金融稳定关系的角度，中央银行在制定和执行货币政策时，应该考虑到货币松紧周期变化对金融市场特别是股票市场定价的影响，坚持逆周期调节，避免货币政策取向与金融市场定价产生“助涨助跌”的共振效应，加大金融市场波动和金融不稳定性；另一方面，从微观市场投资的视角来看，由于货币周期与货币政策紧密相关，因此在货币政策取向发生变化时，投资者应充分考虑到其对资产定价所可能带来的影响，并在进行股票投资时将这种影响纳入考虑。具体而言，投资者可以考虑在货币周期景气度提升时，买入与其具有正相关关系的相关股票，并卖出与其具有负相关关系的股票；反之，当货币周期处于景气下降阶段时，投资者应考虑持有负相关的股票组合，并卖出正相关的股票组合。

参考文献

靳云汇、于存高（1998）：《中国股票市场与国民经济关系的实证研究》，《金融市场》，第4期。

马勇、张靖岚、陈雨露（2017）：《金融周期与货币政策》，《金融研究》，第3期。

马勇、谭艺浓（2019）：《金融状态变化与货币政策反应》，《世界经济》，第3期。

潘莉、徐建国（2011）：《A股市场的风险与特征因子》，《金融研究》，第10期。

舒建平、肖契志、王苏生（2012）：《动量效应与反转效应的演化：基于深圳A股市场的

实证》，《管理评论》，第1期。

吴世农、许年行（2004）：《资产的理性定价模型和非理性定价模型比较研究——基于中国股市的实证证据》，《经济研究》，第6期。

杨高宇（2011）：《中国股市周期与经济周期的动态关联研究》，《工业技术经济》，第10期。

杨炘、陈展辉（2003）：《中国股市三因子资产定价模型实证研究》，《数量经济技术经济研究》，第12期。

张峥、刘力（2006）：《换手率与股票收益：流动性溢价还是投机性泡沫？》，《经济学》（季刊），第2期。

赵胜民、闫红蕾、张凯（2016）：《Fama-French五因子模型比三因子模型更胜一筹吗——来自中国A股市场的经验证据》，《南开经济研究》，第2期。

郑方镛、吴超鹏、吴世农（2007）：《股票成交量与收益率序列相关性研究——来自中国股市的实证证据》，《金融研究》，第3期。

郑振龙、汤文玉（2011）：《波动率风险及风险价格——来自中国A股市场的证据》，《金融研究》，第4期。

朱宝宪、何治国（2002）：《 β 值和账面/市值比与股票收益相关的实证研究》，《金融研究》，第4期。

Amihud, Y. (2002): "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects", *Journal of Financial Markets*, 5 (1), 31-56.

Banz, R.W. (1981): "The relationship between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics*, 9(1):3-18.

Bezemer, D. and L. Zhang (2014): "From Boom to Bust in the Credit Cycle: the Role of Mortgage Credit", Research Institute SOM, Faculty of Economics & Business University of Groningen.

Braun, M. and B. Larrain (2005): "Finance and the business cycle: International, inter-industry evidence", *Journal of Finance*, 60(3), 1097-1128.

Carhart, M. (1997): "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.

Chan, L.K.C., Hamao, Y. and Lakonishok, J. (1991): "Fundamentals and Stock Returns in Japan", *Journal of Finance*, 46(5), 1739-64.

Cooper, M. J., Gulen, H. and Schill, M. J. (2008): "Asset Growth and the Cross- Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 63 (4), 1609-1651.

Fama, E.F. and K. R. French (1992): "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47 (2), 427-465.

- Fama, E. F. and K. R. French (1993): “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French (1996): “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies”, *Journal of Finance*, 51(1), 55-83.
- Fama, E. F. and K. R. French (2015): “A five-factor asset pricing model”, *Journal of Financial Economics*, 116 (1), 1 – 22.
- Flad, M. (2006): “Do Macro-factors Help Forecasting Stock Market Volatility?”. *Finance and Monetary Economics*, 8, 1-35.
- Gauthier, C, Graham, C. and Ying, L. (2004): “Finacial conditions indexes for Canada”, Bank of Canada Working Paper, No. 2004-22.
- Goodhart, C. and Hofmann, B. (2001): “Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy”, Paper prepared for the conference on Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy, Stanford University, March.
- Hamilton, J.D. and Lin, G (1996): “Stock market volatility and the business cycle”, *Journal of Applied Econometrics*, 11(5):573-593.
- Hou, K., Xue, C. and Zhang, L. (2015): “Digesting Anomalies: An Investment Approach”, *Review of Financial Studies*, 28 (3), 650–705.
- Jegadeesh, N. and S. Titman (1993): “Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 48 (1), 65–91.
- Lintner, J. (1965): “The Valuation of Risk Assets and Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital budgets.” *Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- Markowitz, H. M. (1952) :“Portfolio selection”, *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Mossin, J. (1966): “Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrics*, 34(4), 768-83.
- Novy-Marx, R. (2012): “Is momentum really momentum?”, *Journal of Financial Economics*, 103 (3), 429 – 453.
- Novy-Marx, R. (2013): “The other side of value: The gross profitability premium”, *Journal of Financial Economics*, 108 (1), 1 – 28.
- Pastor, L. and R. F. Strambaugh (2003): “Liquidity Risk and Expected Stock Returns”, *Journal of Political Economy*, 111 (3), 642–685.
- Reinganum, M.R. (1981): “Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings’ yields and Market Values”, *Journal of Financial Economics*, 9(1), 19-46.
- Schwert, G.W. (1989): “Why does stock market volatility change over time?”, *Journal of Finance*, 44(5), 1115-1153.
- Sharpe, W. F. (1964): “Capital Asset Prices:A Theory of Market Equilibrium under

Conditions of Risk”, *Journal of Finance*, 19(3), 425-42.

Stattman, D. (1980): “Book Values and Stock Returns”, *The Chicago MBA, A Journal of Selected Papers*, 4, 25-45.

Monetary Cycle and Asset Pricing: An Empirical Study on the Chinese Economy

MA Yong and HE Shun

(School of Finance, China Financial Policy Research Center, RUC, Beijing, 100872)

Abstract: This paper analyses the relationship between the monetary cycle and asset pricing by constructing monetary conditions index, and discusses the sensitivity of asset pricing in different industries to the variations in monetary cycle. The empirical results show that: (1) The monetary cycle factor has a significant impact on stock return, and the extended Fama-French model with the monetary cycle factor has a stronger explanatory power, indicating that monetary cycle does have an important impact on asset pricing; (2) The effect of monetary cycle on stock return is procyclical for that the excess return of the stock portfolio increases (decreases) over the expansion (tightening) period of the monetary cycle, and this effect is more pronounced over the periods of excessive liquidity or insufficient liquidity; (3) There exist various interaction effects between monetary cycle and the traditional Fama-French factors. The empirical analysis of this paper supports that changes in the monetary cycle significantly affect asset pricing, which also provides a theoretical foundation for policy practice to watch monetary cycle and stock market stability.

Key words: monetary cycle, asset pricing, factor model