

短期融资券市场存在金融加速器效应吗? *

——信用利差非对称性研究

牛新艳

[摘要] 本文基于门限向量自回归模型研究了我国货币政策对信用利差的影响。研究表明,短期融资券的信用利差存在着明显的非对称效应,即短期融资券的信用利差在紧缩货币政策时期的上升幅度大于放松货币政策时期的下降幅度。此外我们还发现,在紧缩货币政策时期,短期融资利率与股票收益率存在竞争关系,即短期融资信用利差的上升对股票指数上涨起到一定的抑制作用,而在放松货币政策时期,短期融资利率与股票收益率却存在互补关系。

关键词: 信用利差 非对称性 门限向量自回归

JEL 分类号: G11 G12 G32

一、引言

信用利差是度量信用风险的重要指标。信用利差问题最早是在 Merton(1974)研究公司债务的违约问题时提出的。Merton 认为公司贷款是否违约取决于债务到期日公司价值是否大于债务价值,这是典型的期权思想。债务违约价值可以很容易转换成利率溢价问题,即信用利差。在 Merton 的模型中,信用利差是基准利率的减函数,且呈对称性变化,即基准利率上升则信用利差缩小,反之亦反。然而这一理论结果建立在公司价值与无风险利率无关的基础上,即无风险利率的变化只会通过贴现率的变化影响信用利差,而对公司价值并不产生影响。

然而公司价值显然受到基准利率的影响:第一,基准利率的上升使得财务费用增加,直接导致现金流出量的增加;第二,利率的上升可能增加了股票波动性,这也导致公司资产波动性的增加;第三,在 Merton 模型中贷款违约价值是欧式期权,而现实中公司是否违约显然是一项美式期权,在此背景下利率变动产生的影响更为深远。因此几乎利率波动对模型的所有参数都发生影响。在宏观研究方面,Bernanke(1996)等人提出了金融加速器理论,即货币政策在紧缩和放松时期有着非对称效应,且存在着明显的结构效应,即存在“向品质靠拢”(Flight to quality)的情况。对于金融加速器现象,Bernanke 给出的微观解释是:从资产价值来看,利率的上升一般意味着股票、债券和房地产等资产价格的下跌,从而使按照现行市价法计价的资产担保或抵押价值下降,降低了借款人的以资产价值状况衡量的金融状态,这使得外部融资溢价上升,与此同时借款人还可能面对信贷可得性的问题。

在现实世界中,公司债务的信用利差与基准利率是负相关关系吗?如果上述答案是否定的,那么对于基准利率变动,信用利差是否呈现出非对称效应?本文试图用实证方法回答上述问题,其结构安排如下:首先,文章对信用利差的理论和实证文献进行综述^①;其次,针对短期融资券市场与基

* 牛新艳,中国社会科学院金融研究所,博士后,中国科学院数学博士。

① 文献综述部分只包括信用利差的内容,关于非对称研究方法的文献已有很多综述,在此不再赘述。

准利率的利差,运用门限向量自回归方法,分别对紧缩和放松的货币政策时期进行实证分析;最后,得出信用利差的实证结论。

二、文献综述

Merton(1974)认为公司债券可看作一个看涨期权,如果将期权公式中的股票价格替换为公司价值,将行权价格替换为债务价值,将股票波动性替换为公司资产波动性,即可计算出债券违约的期权价值。上述公式写成信用利差的表达式,则信用利差被表示成公司资产价值和准债务比两个关键性变量的增函数。Merton对信用利差关键性特征的分析,在一定程度上揭示了影响违约时间和违约概率的决定性因素,从而反映了公司的信用风险状况。然而Merton的模型有许多严格的假设条件,如到期违约、市场利率外生、风险中性等,这些假设严重影响了模型的适用性。Jones等(1984)以及Franks and Torous(1989)的研究结果表明,使用Merton模型所评估的信用利差系统地低于市场上的实际利差。

此后,Merton模型在四个主要方面取得了重大突破:第一,Shimko等(1993)将随机利率引入模型。在Merton模型中,信用利差与利率期限无关,然而无风险利率也存在一个期限结构,不同期限的债务应该与不同期限的不风险利率对应,信用利差也应该表现出期限特点。基于此,Shimko等(1993)首次在一个随机利率结构的基础上对信用利差进行研究。在他所发展的模型中,使用Vasicek模型描述随机利率期限结构,将Merton模型中的短期无风险利率由常数演变为一个遵循Ornstein-Uhlenbeck过程的随机序列。尽管由此推导出的信用利差表达形式与Merton模型中类似,但随机利率的引入使之具有更普遍的适用性。第二,违约触发条件的放松。在Merton模型中违约触发点在债务到期日,Longstaff and Schwartz(1995)则认为,只要公司的资产价值低于违约门槛,违约行为就会发生,其本质是认为违约在债务合同到期日前的任何时点上都有可能发生。Zhou(1997)对违约触发条件进行了补充研究,他提出了一个跳扩散分析框架,认为公司价值的下跳,会导致发生突然的违约。在Merton模型中,公司资产价值遵循传统Itô过程,而跳扩散过程为模型提供额外的自由度,适用于研究更多形状的信用利差。第三,考虑杠杆水平。Leland and Toft(1996)在Shimko等(1993)考虑期限结构的基础上,又综合了杠杆率因素(即资本结构)。研究结果表明,杠杆水平较高的公司,其债券信用利差具有驼峰状期限结构;杠杆水平较低的公司,其信用利差是一个关于到期日的单调递增函数。尽管这一模型展示了信用利差对于杠杆率的不同特征,但仍然保留了Merton模型中的某些典型结果,如当无风险利率升高时,信用利差将会降低。第四,对违约率的拓展。Merton模型只考虑了违约率的情况,Crouhy and Galadi(1997)则考虑预期损失(他们的模型表达成预期回收率)情况。根据他们设定的限制性环境,Merton公式中的各项参数被重新安排,由此得到的信用利差可以用到期日违约的预期损失值来估计。在模型的推导过程中,这一损失值由违约概率乘以给定违约情况下的损失得出,而这两者的决定因素又皆与公司资产价值等基础性变量和预期回收率相关。

上述模型可概括为结构式模型。结构式模型的特点是依赖于债务人的资产负债表和相关的破产法规,根据无套利原则和对回收率、无风险利率等其他变量的假设,内生性的推导出违约概率和信用利差。与结构式模型思路不同,另一类信用利差模型可称为简化式模型。所谓“简化”,是指对导致违约事件背后的经济学背景的简化,或者直接将违约概率当作外生变量,通过实际数据对违约概率进行模拟。然而简化式方法在形式化中面临自由度过大等问题,其模型构建并不容易。Duffie and Lando(1997)开创性地将简化式模型与结构式模型进行了整合,针对违约概率的校准依据金融市场的时间序列这一情况,提出了一种分析框架,把外生的违约概率与公司的资产负债表

信息有效地联系起来,随后 Duffie and Singleton(1999)又提出连续条件下的模型,为简化式模型提供了新的分析框架。

信用利差普遍被认为由预期违约损失、税收、流动性和系统性风险等因素决定。但实际经济环境中触发违约事件发生和信用利差改变的因素还有很多,例如经济危机、汇率变动、利率变动、企业破产、企业信息披露等。因此,对信用利差的实证研究多侧重于对这些影响因素的考察。Das (1995)、Longstaff and Schwartz(1995)通过回归方法分析得出利率风险是信用利差的重要组成部分,但其影响程度依赖于债券的存续期长短,短期债券的信用利差对利率变化并不敏感,但 Duffie (1997)的研究却发现持有期短的债券的信用利差对利率的变化敏感,并且利率与短期利差负相关,与长期利差正相关。Duffie 分别对十年期债券的信用利差和不同等级的商业票据的信用利差影响因素进行分析,结果表明,流动性因素可以在 20% 的程度上解释十年期债券的信用利差,并且利率变化对该利差产生正向影响。对于商业票据的信用利差,信用因素成为主要影响因素。通过观察为期一年的脉冲响应结果可以发现,信用因素的影响最初很弱,在脉冲 6 至 7 个月时达到峰值。并且信用因素在此利差长期变化中的重要性不断增加,其对利差的解释程度最终可以达到 20%。除信用因素外,利率因素也对商业票据的信用利差产生影响,对于利率的冲击,利差表现为负向响应。而 Madan and Unal(2000)使用两因素模型分析了利差与利率的相关性得出了同样的结论,认为利率与短期利差的“负”相关关系依赖于利率敏感型资产和负债的久期差异。同时,国外学者还对信用利差与债券收益率的关系进行了研究。Cornell and Green(1991)用回归模型分析公司评级与债券收益率的关系,结果表明信用评级较低的公司债券到期收益率比信用评级高的公司债券到期收益率对国债收益率变化更不敏感,并将此归因于信用评级低的公司债券具有相对较低的久期和较少受限制的期权特性。Pedrosa and Roll(1998)使用 1987 至 1997 年投资级别和非投资级别的债券数据分析信用利差和债券收益率的关系,发现公司债券剩余期限和债券本身的信用质量对信用利差有较大的影响。Elton 等(2001)研究了企业债券和政府债券间即期利率的区别,从而确定了信用利差几乎可以完全由以下三个影响因素解释:预期违约损失、必须由企业债券支付的税收和系统风险溢价,并估计了每个影响因素效应的大小。结果发现,预期违约损失能够解释 10 年期 A 级工业债券信用利差的 17.8%,而税收因素对于该利差的解释程度达到 36.1%,此利差的剩余部分则可以在 67%~85% 的程度上由对系统风险的补偿因素来解释。Delianedis and Geske(2001)通过对 1991 年 12 月至 1998 年 11 月美国投资级企业债券利差的回归分析,发现预期违约损失不是导致信用风险和信用价差存在的主要因素,违约风险仅能解释其不足 20% 的信用利差,而主要的解释因素包括税收、违约跳跃、流动性、市场风险及少量的利率因素。此外,与 Elton 的结论类似,税收因素可以在部分程度上解释信用利差,其最高解释程度约为 20%。通过对不同评级的企业债券的分析发现,企业价值的跳跃会对公司股票波动率带来 100% 影响,从而在一定程度上影响信用利差,其影响程度与预期违约风险相当。此外,流动性增加和股票市场波动率和收益率的变化均会给信用利差带来影响。而相对于这些因素,无风险利率的变动对信用利差造成的影响不明显。J. Huang and M. Huang(2003)、Landschoot(2004)针对即期利率、国债收益率、公司债指数等因素对债券的广义信用利差作了回归分析发现,这些因素对债券的广义信用利差的解释程度不足 50%。Huang(2003)还发现,预期违约损失只解释了观察到的所有期限的投资级企业债信用利差的很小一部分,并且随着债券期限的缩短而减小,预期违约损失只是形成企业债信用利差的因素之一,其他因素包括流动性风险、一些企业债的可赎回和可转换性质以及税收因素等。Driessen (2005)应用 1991 年至 2000 年美国 104 家企业的 592 只债券的周度数据进一步对信用利差进行分解,将信用利差分解为税收、流动性风险、系统因素风险、违约风险以及企业特定风险等,证实了这些因素对信用利差的影响程度随企业信用等级的不同而变化,特别地,他证实了跳跃风险溢价

对流动性以及信用利差产生重要影响。

此外,信用利差在预测实体经济和物价变动方面的效力在不断增强,成为货币政策传导中的重要指标。Friedman and Kenneth(1992)借助于1960年第二季度至1990年第四季度间不同时期的季度数据,通过对国民收入与各层次货币供给量和不同利率、利差之间各自回归方程的比较分析发现,随着时间的推移,各层次货币供应量对名义国民收入和实际国民收入变动的解释能力在迅速下降,基础货币和信贷量变化已经与之失去了直接的因果关系。而与此同时,利率与国民经济之间的相关性却在不断上升,在1960年到1990年间,短期商业票据利率、短期国债利率以及两者直接利差的变动都可以在99%的显著性水平上解释名义国民收入和实际国民收入的变动。尤其是利差变动,在这一时期内,可以在很高的显著性下解释国民收入的变动。因此,国债利率、短期商业票据利率及它们之间的利差,同通货膨胀率保持更为持久、更为稳定的相关性。Bernanke和Blinder等(1992)则借助格兰杰因果关系检验发现,联邦基金利率作为预测变量,其效力要远优于M1和M2,联邦基金利率以及联邦基金利率同其他利率之间的利差是更好的货币政策指示器。而早在1988年,Laurent就已经考虑到长期利率包含有对通货膨胀预期的信息,并提出了利用联邦基金利率同长期利率之间的利差作为货币政策指示器的观点。

由于数据可得性受到一定限制,国内对于信用利差的研究相对较少,研究主要侧重于理论综述和模型介绍,如刘国光和王慧敏(2005a;2005b),冯宗宪(2006)、江乾坤(2007)和孙克(2007)等对于国外信用利差研究方法和研究成果的综述。实证方面,国内研究多侧重于对具体个券的分析。刘国光和王慧敏(2005)选取上交所2004年6月30日之前上市的6只公司债券,研究了公司债券市场的信用利差和相应的国债收益率的协整关系。通过分析发现,国债和公司债券信用价差之间存在协整关系,这样两者之间的协整关系将显著地影响信用价差期权价格的大小。长期来看,我国公司债券和国债收益率之间存在长期均衡关系,但短期内,由于公司债券和国债收益率之间长期均衡关系对当前非均衡误差的自身修正能力不是很强,这样可能出现较大的持续均衡误差,较长时间并且较大规模地偏离均衡位置。但该文对实证结果的解释存在显著性水平不一致的问题,同时信用利差是否适合用线性的方法来估计和拟合还存在争论,导致研究结论的可靠性受到影响。王晶晶(2007)采集了2004年到2006年的企业债和国债数据,研究了信用利差与央票波动率和久期的相关性。结果显示,利率风险和信用风险相互影响,并且存在着此消彼长的因果关系。肖庆宪和肖渝(2007)建立了国内企业债券信用价差的动态模型,并利用市场数据进行了实证分析。研究发现,国内企业债券具有明显的均值回复特性。

目前,我国债券市场上企业信用直接融资工具主要包括短期融资券和企业债。其中企业债发行期限较长,一般多为大型国有企业发行,各发债主体信用风险差异不大。并且企业债绝大部分由银行担保,其商业信用转化为了银行信用,企业自身的信用风险大大降低。与企业债不同,短期融资券发行门槛较低,发行定价不受管制,没有银行或者其他企业的抵押或担保,只凭借发债企业的信用来保证债券的偿还,并且其利率完全由市场供求决定。这些特点决定了短期融资券相对于一般企业债来说,对信用风险因素更为敏感,风险溢价的个性化特征也更加鲜明,因而是目前国内信用市场中最具代表性的信用品种。自2005年短期融资券再次获准发行以来,众多企业纷纷将短期融资券作为短期融资的首选工具。随着短期融资券市场的逐步扩大,信用风险成为其发展过程中面临的核心问题,并且短期融资券的信用风险可能会对金融市场产生一定的负面影响,信用利差也就成为了包括短期融资券在内的企业债券定价的主要因素之一。国内对于短期融资券信用利差的研究集中于对其影响因素的分析。徐强(2007)针对我国175只短期融资券样本,研究各主要因素对短期融资券发行利差的影响。实证分析发现,短期融资券发行利差受到发行规模、央票利率水平、企业性质和重大信用风险事件的影响。研究还发现,现阶段在发行主体层面没有明显的利差结

构性差异,表现为发券企业财务指标对发行利差的影响不显著。陆文磊(2008)对我国债券市场短期融资券和企业债券的信用利差与政策基准利率的动、静态关系进行了研究,结果表明在现阶段,无担保的短期融资券市场已建立起了微弱的信用风险定价机制,但信用风险定价的有效性和稳定性仍不强。李岚(2010)基于2007年4月至2009年8月的数据,对国内5个主体信用级别的短期融资券信用利差的决定因素进行了研究。结果表明各级别短期融资券信用利差与无风险利率指标负相关,与股指波动率指标正相关,从而验证了结构化模型在中国短期融资券市场的有效性。闫芳和曾建华(2010)以2006年到2009年我国上市企业发行的一年期短期融资券为研究对象,用KMV模型和回归分析方法对违约风险、利率风险和流动性风险因素对信用利差的影响进行分析,表明违约风险对企业短期融资券信用利差的解释程度并非最大,利率风险才是衡量信用利差的主导因素。

三、研究框架设计、变量选取及方法说明

(一)研究框架设计及变量选取

大部分文献关于信用利差的实证研究采取的思路都是将信用利差作为被解释变量,将违约率、利率水平、流动性因素、税收因素等作为解释变量,然后通过回归或因果关系等考察各种因素对信用利差的解释力。在本文的研究中,我们将信用利差看作信用风险的代理变量,然后考察宏观经济运行、利率水平对信用风险的影响。根据Bernanke(1996)等的研究,货币政策的作用在紧缩和放松时期会产生非对称效应,即紧缩时期信贷收缩的程度大于放松时期信贷扩张的程度。对应于信用利差,企业在紧缩时期会面临更高的融资溢价,而在放松时期企业融资溢价的下降程度不如紧缩时期的上升程度。实际上,国内关于货币政策非对称效应研究已有数篇文献,他们大都从数量角度展开(如赵振全,2005;金永军等,2010)。然而自2007年之后,中国货币政策的实施还受到行政性的信贷规模管制的影响,这一结果并非在完全市场化的条件下形成的,因此很难说是货币政策的直接效应。这也是我们将货币政策非对称效应的重点放在价格研究上的重要原因。

货币政策中介变量的选取。自1998年中央银行的货币政策由直接调控转向间接调控以来,货币供应量一直是中央银行货币政策操作的中介目标。尽管夏斌(2001)等学者提出货币供应量从可测性、可控性、相关性三个方面都不适宜作为中介目标,然而中国人民银行在2001年以来每年(2008年除外)都公布M2的增长率目标,并将此作为其调控的努力方向。我们下文的分析也表明货币政策工具与货币供应量是逆风向而动的,这说明无论M2对最终目标的关联如何,至少中央银行是盯住货币供应量的。因此我们选择M2的增长率作为货币政策的中介目标,并将其作为分析非对称效应的门限变量。

基准利率变量的选取。我们选取央票利率作为基准利率。首先,央票利率相对于存贷款利率市场化程度较高;其次,无论是从发行规模还是交易规模来看,央行票据都是银行间市场最大的品种;最后,央票的期限大都较短,尽管存在期限超过1年的,但我们选取1年期央票利率作为基准利率。

信用利差变量的选取。我们选取短期融资券利率与央票利率作为利差变量。短期融资券存在如下优势:首先,较为准确地反映了企业的信用风险;第二,市场化程度高;第三,期限较短。短期融资券的期限都在1年以下,这一方面避免了理论文献中提及的信用风险对期限结构敏感的问题;另一方面很容易与央票利率的期限相对应。本文采用短期融资券二级市场利率转化成年化利率,然后与央票利率相减代表信用利差。

其他金融工具变量的选取。短期融资券作为一种金融工具还受到投资者需求和资产配置组合

影响,因此它和其他金融工具之间可能受到一价定律的影响。对此,我们使用股票收益率考察,具体地则是使用上证指数的收益率作为代表,这主要是因为上证指数与深成指数的走势大体相同。

(二)方法说明

近年来,越来越多的研究所涉及的时间序列具有明显的非线性关系,传统的时间序列线性模型已经无法完整地刻画这些非线性序列的数据特征,因此非线性模型的构建与应用逐渐受到人们的关注。门限自回归(TAR)模型由 Tong(1978)首先提出,是一类描述具有非线性特点的平稳序列的非线性模型。其基本思想是:把具有非线性特征的序列用门限来划分,按一定的规则选取不同的自回归模型来描述。由于门限的控制作用,保证了模型的稳定性,可以有效描述非线性周期波动现象,还可以作为突变现象的一种描述手段。由于在模型中没有反映序列趋势的项,所以 TAR 模型描述的序列必须是无明显趋势的平稳序列。门限向量自回归(TVAR)模型将 TAR 模型和 VAR 模型的优点相融合,非常适合刻画信贷市场与宏观经济波动之间理论上可能存在的状态依赖、非对称性和多重均衡。一般来说,门限向量自回归模型具有如下形式:

$$y_t = I(z_{t-1}, \tau) \left[\alpha_1 + \sum_{i=1}^p A_{1,i} y_{t-i} \right] + (1 - I(z_{t-1}, \tau)) \left[\alpha_2 + \sum_{i=1}^p A_{2,i} y_{t-i} \right] + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, y_t 为 $k \times 1$ 维的内生变量向量, α_1 和 α_2 为需要估计的 $k \times 1$ 模型系数向量, $A_{s,i}$ 为 $k \times k$ 维系数矩阵,其中 $s=1, 2$ 代表区制, $i=1, 2, \dots, p$ 表示向量自回归模型的阶数。如果选取 y_t 中的一个分量 z_t 作为门限变量, τ 作为门限值,那么示性函数 I_t 满足:

$$I(z_{t-1}, \tau) = \begin{cases} 1, & (z_{t-1} \geq \tau) \\ 0, & (z_{t-1} < \tau) \end{cases}$$

由此可以看出,(1)式实际上表示了两种情况:如果门限变量 z_{t-1} 大于等于门限值 τ ,那么 $I_t=1$, $(1-I_t)=0$,从而 y_t 服从自回归过程 $\alpha_1 + \sum_{i=1}^p A_{1,i} y_{t-i}$;如果门限变量 z_{t-1} 小于门限值 τ ,那么 $I_t=0$, $(1-I_t)=1$,从而 y_t 服从自回归过程 $\alpha_2 + \sum_{i=1}^p A_{2,i} y_{t-i}$ 。

门限向量自回归模型中,一般情况下门限值无法事先给定,而必须像模型的其他参数一样加以估计。Chan(1993)提出可以计算使用不同的观测值作为门限时所产生的回归残差,将产生最小回归残差平方的门限值作为最佳门限。在此基础上,Tsay(1998)提出了一种改进的检查多门限的方法,其主要思想与 Chan 的方法一致,只是在使用不同观测值做为门限计算之前,先将所有观测值进行排序,然后利用排序值分别估计回归残差平方,通过生成残差平方图来选择最佳门限。如果图示有多个凹点,则可以适当选择多个门限。本文将依据这一思想应用 RATS 软件对 TVAR 模型的门限进行估计,从而模型划分为相对紧缩和放松时期,考察各变量在不同时期对于各类冲击的响应。

为了避免无法获得大量样本可能导致的推断失误,在脉冲响应的计算过程中,我们将应用 bootstrap 方法对模型残差进行 M 次有放回的随机抽样,得到 M 组残差 bootstrap 样本,进而得到 M 组模型参数估计量和其他所需的检验统计量,通过平均的方法得到脉冲响应函数。由于使用的 TVAR 模型为非线性模型,其脉冲响应函数条件依赖于整个模型变量的“历史”,即初始值以及冲击的大小和方向,所以计算过程更加复杂。Koop 等(1996)提出的广义脉冲响应函数(GIRF)是用于

计算非线性脉冲响应的有效工具。根据广义脉冲响应函数的定义,(1)式的 GIRF 具有如下形式:

$$F_y(q, \delta_j, \omega_{t-1}^s) = E(y_{t+q} | \varepsilon_{t,j} = \delta_j, \omega_{t-1}^s) - E(y_{t+q} | \omega_{t-1}^s) \quad q=0, 1, \dots \quad (2)$$

其中 ω_{t-1}^s 表示 $t-1$ 期的信息集合, δ_j 为产生响应的冲击, j 表示冲击发生在第 j 个变量上, $s=1, 2$ 表示冲击发生时系统所处的区制, q 为响应期数, $E[\cdot]$ 为期望算子。由(2)式的形式, 我们可以依照区制将信息集矩阵 ω_{t-1} 划分为两个部分来分别计算 GIRF。也就是说, 在区制 $s=1$ 中, ω_{t-1}^1 由 ω_{t-1} 中所有使指示函数 $I_t=1$ 的行组成; 而在区制 $s=2$ 中, ω_{t-1}^2 由 ω_{t-1} 中所有使指示函数 $I_t=0$ 的行组成, 由此通过 bootstrap 方法, 可以在两个区制的不同信息集下计算广义脉冲响应函数。

四、短期融资利差非对称效应的实证检验

本文中, 我们选取广义货币供应量 M2 的增长率作为门限变量, 与央票利率、信用利差和股指收益率构造 TVAR 模型如下:

$$\begin{pmatrix} \text{spread}_t \\ \text{dint}_t \\ \text{logdm2}_t \\ \text{index}_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \alpha_{30} \\ \alpha_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \text{spread}_{t-1} \\ \text{dint}_{t-1} \\ \text{logdm2}_{t-1} \\ \text{index}_{t-1} \end{pmatrix} * I(\text{logdm2}_{t-1}, \text{TH}) \\ + \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \\ \beta_{40} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \text{spread}_{t-1} \\ \text{dint}_{t-1} \\ \text{logdm2}_{t-1} \\ \text{index}_{t-1} \end{pmatrix} * (1 - I(\text{logdm2}_{t-1}, \text{TH})) + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

其中, spread_t 为短期融资券信用利差, 采用每月短期融资券二级市场利率转化成年化利率, 然后与 1 年期央票利率相减得出; dint_t 为 1 年期央票利率的一阶差分, 由于门限向量自回归模型要求变量序列均为平稳序列, 而 1 年期央票利率序列非平稳, 故此处使用其 1 阶差分进行计算; logdm2_t 为广义货币供应量的增长率, 计算方法为 $\text{logdm2}_t = \ln M2_t - \ln M2_{t-1}$; index_t 为股票投资收益率, 应用每月的上证综指进行计算, 计算公式为 $\text{index}_t = \frac{\text{本月上证综指}}{\text{上月末上证综指}} \times 100\%$; 以上数据来自于 Wind 资讯, 每个变量均取 2005 年 8 月至 2010 年 12 月共 65 个月度数据。通过单位根检验, (3) 式中使用的变量序列均为平稳序列, 检验结果见表 1。由门限向量自回归模型, 我们利用 TSAYTEST 求得其残差平方的自相关系数, 其中 ρ_4 为 0.15819, 系数明显区别于 0, 表明模型有显著非线性特征。

表 1 序列的单位根检验结果

序列	ADF 统计量	5%临界值	1%临界值	AIC	SC	检验形式(c,t,k)	结论
spread	-3.78	-2.91	-3.53	-8.72	-8.65	(c,0,0)	I(0)
logdm2	-6.76	-2.91	-3.54	-6.40	-6.32	(c,0,1)	I(0)
dint	-3.59	-2.91	-3.53	-9.83	-9.73	(c,0,0)	I(0)
index	-6.99	-2.91	-3.53	-1.63	-1.57	(c,0,0)	I(0)

注: (1) 检验形式中的 c 和 t 表示带有常数项和趋势项, k 表示滞后阶数, 滞后期 k 的选择标准是以 AIC 和 SC 值最小为准则。
(2) 检验结果说明, 各序列均为平稳序列。

应用 RATS 软件对方程(3)进行门限估计,由图 1 可以看出,当门限变量 $\log dM2=0.0184$ 时,方程的回归残差平方和最小,因此所求的门限值为 0.0184。通过数据对照可以发现,当 1982 年 12 月 M2 增长率达到门限值时,央票利率和法定准备金率也大致在这一时间点发生了转换^①。也就是说,短融信用利差的变化规律在 M2 增长率小于等于 1.84%的“紧缩”区间和 M2 大于 1.84%的“放松”区间内具有不同的表现。将 TVAR 模型按照门限值分为两个不同区制进行脉冲响应函数的计算,得到在货币供应量相对“紧缩”和“放松”状态下,每个变量对冲击的反应,从而我们可以详细地讨论两种状态下货币政策对信用利差的非对称性效应。为了更好地分析不同结构冲击的重要性,我们还将门限划分的两种区制下对每一个变量序列进行方差分解,以此度量每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度。

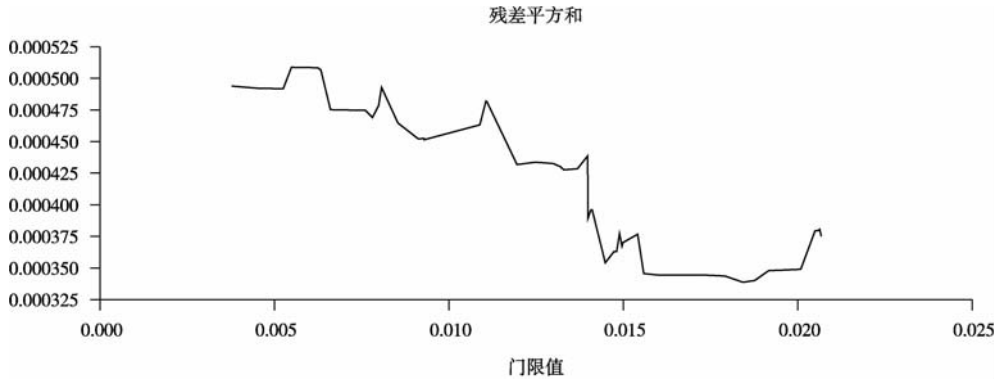


图 1 计算门限时产生的残差平方和序列

(一) 紧缩时期的分析

首先我们观察信用利差对各类冲击的响应(见图 2)。央票利率的加速上升导致利差增加,但这一趋势逐渐衰减,这说明短期融资券在利率基准利率上升的情况下信用风险增加。信用利差对自身冲击的响应是一个逐渐衰退的过程。信用利差对货币供应量的响应呈负向关系,即货币供应量的增加导致利差缩小,这与传统的凯恩斯流动性理论相一致,货币的增加导致债券的相对收益率下降。代表金融资产收益率的股指对利差的冲击也是负向的,即股票收益率的上升导致短期融资券的相对收益率下降,这说明在紧缩时期两种金融工具之间存在竞争关系。上述各种冲击对信用利差的影响方向是不同的,我们通过方差分解比较各种冲击的相对重要性(见图 3),从而对信用利差的变动方向有一个综合判断。对信用利差贡献度最大的是其自身,最小的是货币供应量;在冲击发生的前两期,股票收益率的解释力高于央票的解释力,此后央票利率增长率的解释力高于股票收益率。

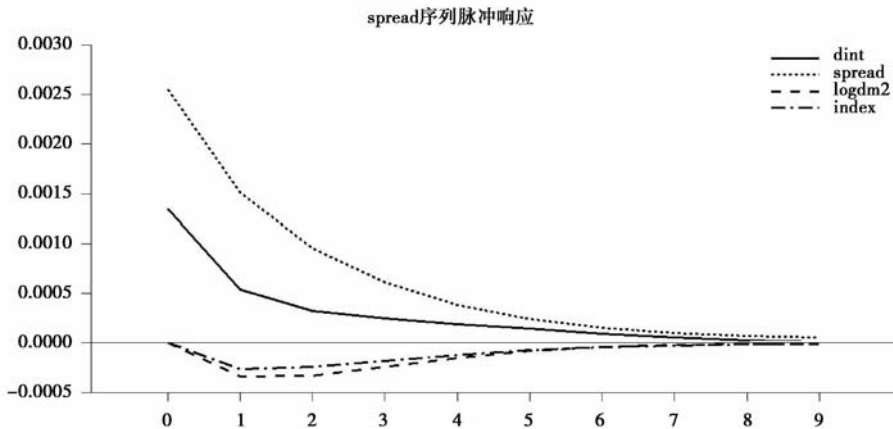


图 2 紧缩时期信用利差的脉冲响应图

^① 央票利率和法定准备金率的转换时间为 2008 年 10 月。

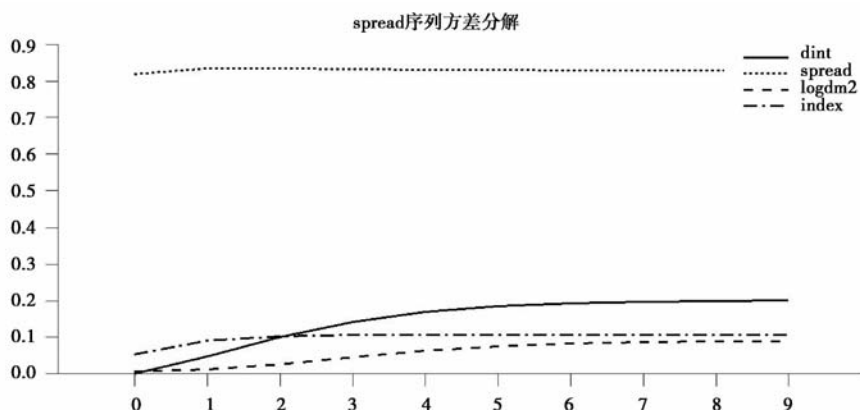


图3 紧缩时期信用利差方差分解

综合信用利差的脉冲响应和方差分解的结果,我们可以判断信用利差在紧缩时期的走势:股票收益率的上涨导致短期融资券的收益率下跌,随后为应对货币供应量的扩张,央票利率作为工具变量逐渐上升,而这导致了信用风险的扩大,表现为利差的扩大。

其次我们观察央票利率差分(可看作利率增幅)对各类冲击的响应(见图4)。央票利率增幅对自身冲击的响应是一个逐渐衰退的过程。信用利差的扩大导致利率增幅的下降,结合上文信用利差对央票的响应过程,我们发现两者之间呈现一个均衡的走势。央票利率增幅对货币供应量的响应呈正向关系,即货币供应量越多,央票利率上升幅度越大,这说明政策目标是盯住货币供应量的。央票利率增幅对股指的响应也是正向关系,这可能并不意味着政策目标盯住资产价格,可能是货币供应量的增加也导致了股指上升,而利率走势恰好与两者表现出同样的关系。方差分解中(见图5),央票利率增幅自身的贡献度最大,贡献度最小的是股指,这也验证了上文中货币政策的目标并不包括资产价格;在冲击发生的第一期,信用利差对央票利率的影响高于货币供应量,此后货币供应量的贡献度高于信用利差。

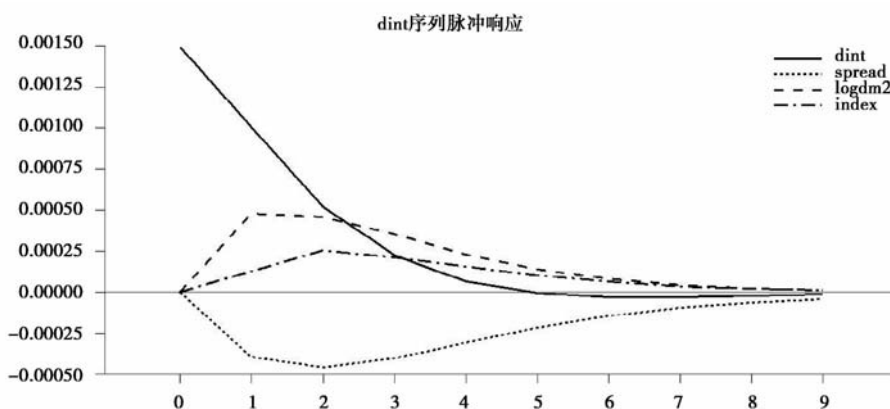


图4 紧缩时期利率差分脉冲响应图

综合央票利率增幅的脉冲响应和方差分解结果,我们可以看出货币政策的目标主要是盯住货币供应量,央票利率作为工具变量导致信用利差扩大,但是信用利差对央票利率会产生回复作用。

再次我们观察货币供应量增长率对各类冲击的响应(见图6)。央票利率增幅的扩大导致货币供应量增长率的下降,但在冲击一期之后下降幅度发生反弹,这说明长期中流动性过剩的局面并未改变。信用利差的扩大导致货币供应量增加,这可能是由于信用风险的增加导致企业信贷可得

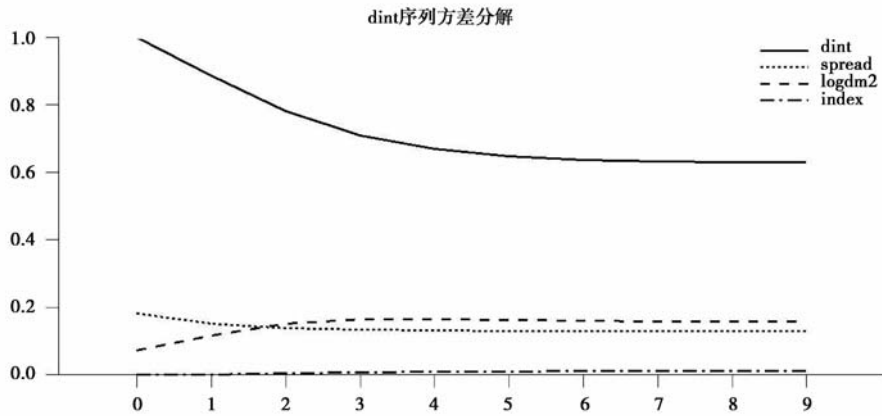


图5 紧缩时期利率差分方差分解

性下降,大量货币滞留银行体系。货币供应量对自身的冲击是一个逐渐衰退的过程。股指的上升导致货币供应量短暂上升,这主要是收益率增加产生的引致性需求。方差分解中(见图7),货币供应量自身的贡献度最大,贡献度最小的是信用利差;在冲击发生的第一期,股指对货币供应量的贡献度大于央票利率,此后央票的贡献度大于股指。

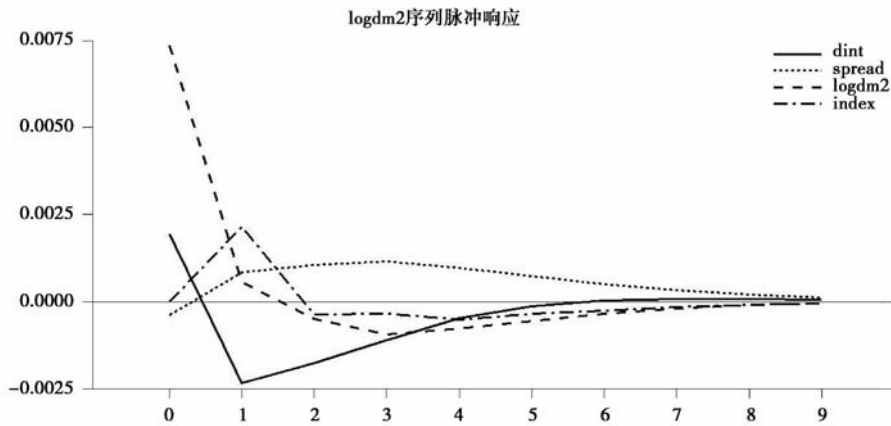


图6 紧缩时期货币供应量增长率脉冲响应图

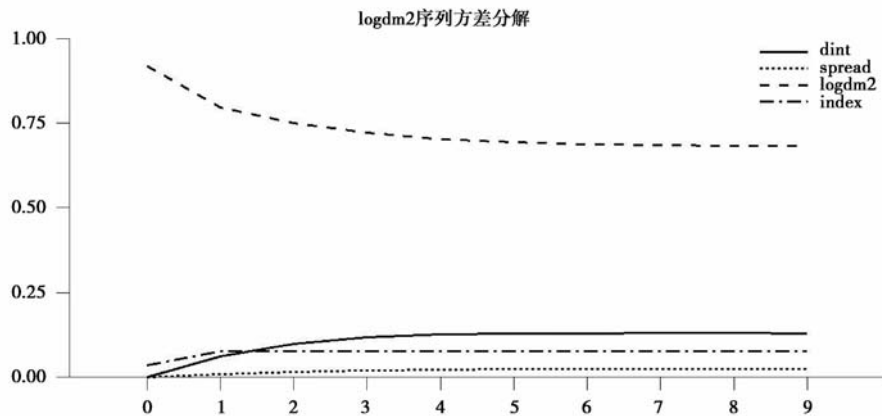


图7 紧缩时期货币供应量增长率方差分解

综合货币增长率的脉冲响应和方差分解结果,我们可以看出央票利率作为政策工具还是起效的,但是在第一期高涨的股指引致的货币需求并不能立刻抑制。此外,央票的效力是逐渐减弱的,这反映了长期中流动性过剩的局面。

最后我们观察股指对各类冲击的响应(见图8)。央票利率增幅的上升导致股指下降,这主要是通过货币供应量渠道传导的,但是央票利率对股指的冲击小于对货币供应量的冲击,这也说明了股指并不是主要的政策目标。信用利差对股指的冲击呈负向关系,这与股指对信用利差的作用是一致的,反映了两种金融资产的竞争关系。股指对货币供应量的响应是正向的,这说明了货币供应量对股指的决定作用。股指对其自身的冲击响应是一个衰退过程。方差分解中(见图9),股指自身的贡献度最大,其次是货币供应量,再次是央票利率,最后是信用利差。

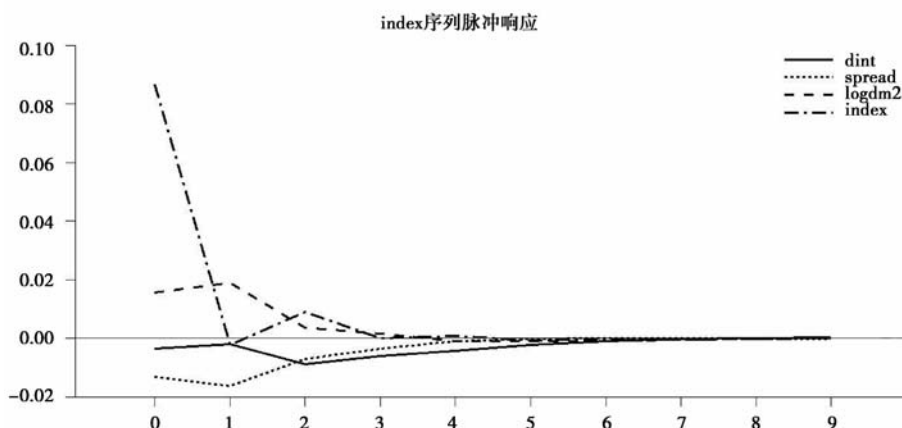


图8 紧缩时期股票收益率脉冲响应图

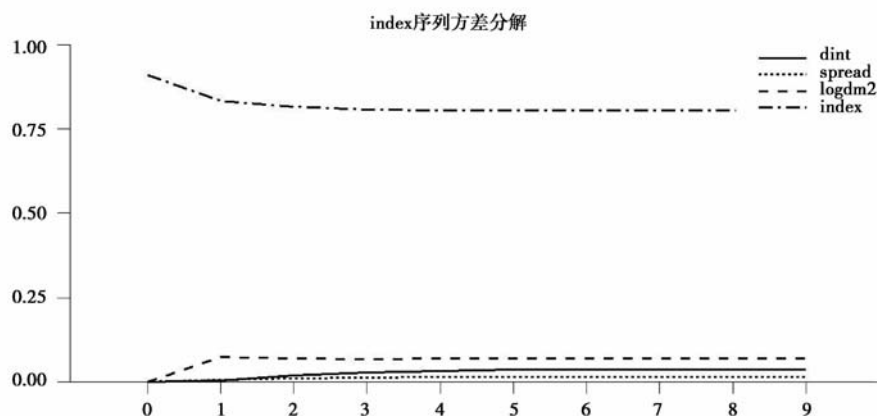


图9 紧缩时期股票收益率方差分解

综合股指在脉冲响应和方差分解两方面的结果,我们可以看出央票利率对股指的上涨起到了一定的抑制作用,但这一作用主要是通过货币供应量实现的。

综合以上分析,我们大体可以概括出紧缩时期货币政策的实施及其影响途径:由于货币当局将货币供应量作为中介目标,因此随着货币供应量的上升,货币当局应用央票利率工具作为操作手段,其表现出的走势是逐渐上升。央票利率上升产生的后果反映在两个方面:对于短融债市场,信用利差扩大,企业融资的可得性降低,最终导致大量资金滞留银行体系;对于股票市场,由于央票利率有效地影响了货币供应量,最终导致股指的下降。由于控制手段并不是立竿见影,在最初的

上升期短融利率和股指还存在竞争关系。

(二)放松时期的分析

首先我们观察信用利差对各类冲击的响应(见图 10)。央票利率的加速下降导致利差缩小,但是利差的缩小幅度小于紧缩时期,这说明紧缩时期造成的信用利差扩大不能有效修复,它从另一层面说明了金融加速器效应的存在。信用利差对自身冲击的响应是一个逐渐衰退的过程,信用利差对货币供应量的响应在初始为负然后转为正,最终收敛于零,即货币供应量的下降导致利差扩大然后又小幅缩小,这说明凯恩斯流动性理论在放松时期并非有效,货币量的减少并非一定引致债券相对收益率的上升。股指对利差的冲击是正向的,这与紧缩时期完全不同,它们之间表现出一致性而不是竞争关系,这与整个经济环境和信用环境的变差相关。观察方差分解(见图11),信用利差自身的贡献度依然是最大的,其次是股指,这恰好说明了两者变动的一致性。一个有意思的现象是,央票利率的贡献度很小,这说明了放松时期利率调控工具几乎无效。

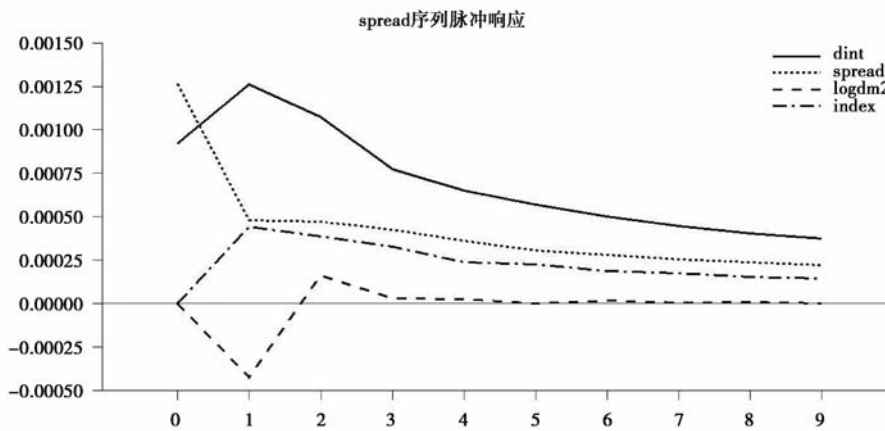


图 10 放松时期信用利差脉冲响应图

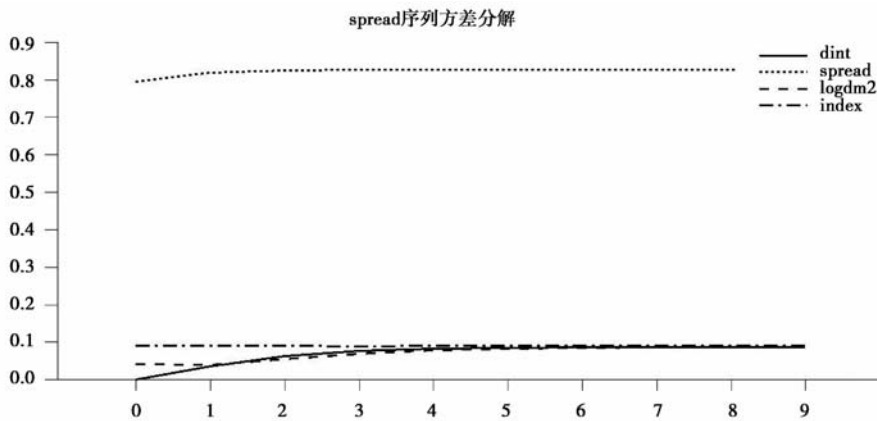


图 11 放松时期信用利差方差分解

综合信用利差的脉冲响应和方差分解的结果,尽管央票利率加速下降缩小了信用利差,但是方差分解表明其对企业信用风险的缓释作用很小。

其次我们观察央票利率差分对各类冲击的响应(见图 12)。央票利率对自身冲击的响应是一个逐渐衰退的过程。信用利差的缩小导致利率加速下降,这说明信用风险没有得到缓释的情况下基准利率会加速下降,但是上文的分析表明其效果非常有限。央票利率增幅对货币供应量的响应

呈正向关系,即货币供应量越少,央票利率加速下降,这说明在放松时期政策目标是盯住货币供应量的。央票利率对股指的响应也是正向关系。方差分解中(见图13),央票利率自身的贡献度最大,贡献度最小的是股指,这说明在放松时期货币政策的目标也不包括资产价格。在冲击发生的前三期,信用利差对央票利率的影响高于货币供应量,此后货币供应量的贡献度高于信用利差。

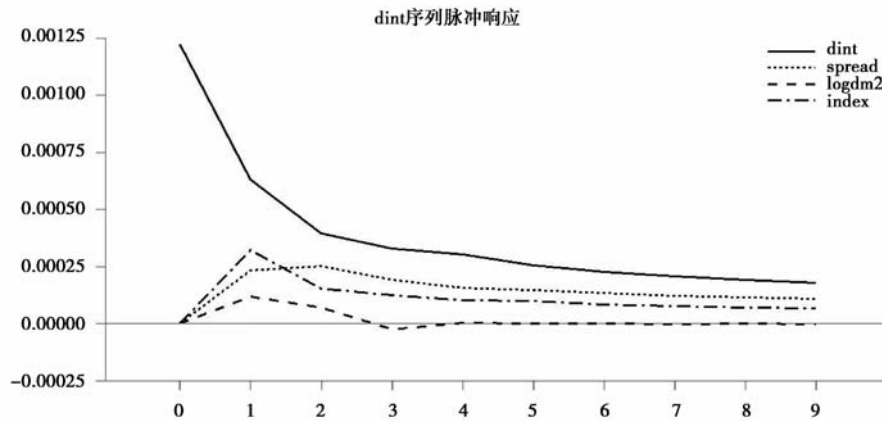


图12 放松时期利率差分脉冲响应图

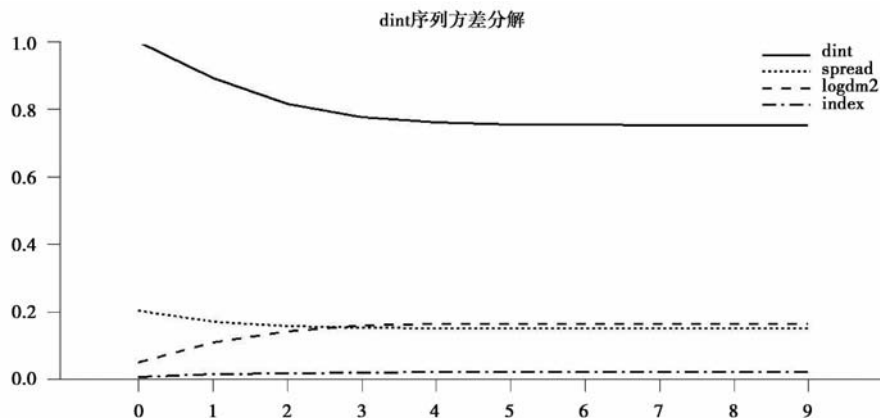


图13 放松时期利率差分方差分解

综合央票利率增幅的脉冲响应和方差分解结果,我们可以看出货币政策的目标主要是盯住货币供应量,央票利率作为工具变量会导致信用利差缩小,但是作用有限。

再次我们观察货币供应量增长率对各类冲击的响应(见图14)。央票利率加速下降导致货币供应量增长率的上升,这说明政策工具是起作用的,但是其产生的冲击程度小于紧缩时期,这说明了货币政策存在明显的非对称效应。信用利差的缩小对货币供应量的冲击具有不确定性。货币供应量对自身的冲击是一个逐渐衰退的过程。股指的下降导致货币供应量的上升,这与紧缩时期是不同的,紧缩时期股票收益率增加产生的引致性需求,而放松时期股票收益率的下降导致大量资金撤离股市。这从另一个侧面说明了放松时期股指可能取决于基本面而非资金供给。方差分解中(见图15),货币供应量自身的贡献度最大,贡献度最小的是信用利差。在冲击发生的前三期,股指对货币供应量的贡献度大于央票利率,此后央票的贡献度大于股指。

综合货币增长率的脉冲响应和方差分解结果,我们可以看出央票利率作为政策工具还是起效的,但与紧缩时期相比效力较小。

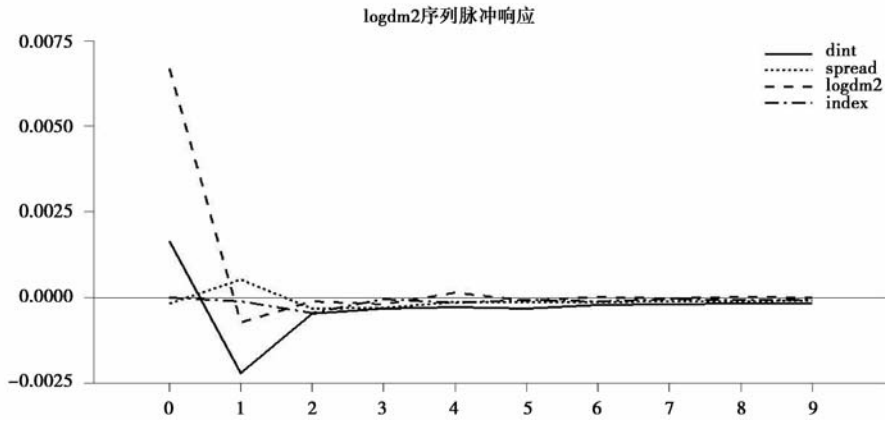


图 14 放松时期货币供应量增长率脉冲响应图

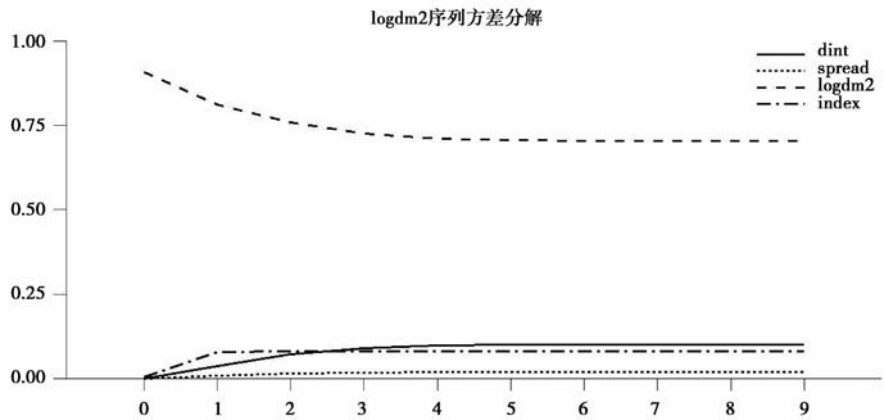


图 15 放松时期货币供应量增长率方差分解

最后我们观察股指对各类冲击的响应(见图 16)。央行利率加速下降导致股指上升。信用利差对股指的冲击呈正向关系,这与股指对信用利差的作用是一致的,但是与紧缩时期两者表现出的竞争关系不同,两者表现出互补关系。货币供应量对股指的影响是不确定的,这也验证了上文放松时期股指主要由基本面决定的观点。股指对其自身的冲击响应是一个衰退过程。方差分解中(见图 17),股指自身的贡献度最大,其次是央行利率,再次是货币供应量,最后是信用利差。

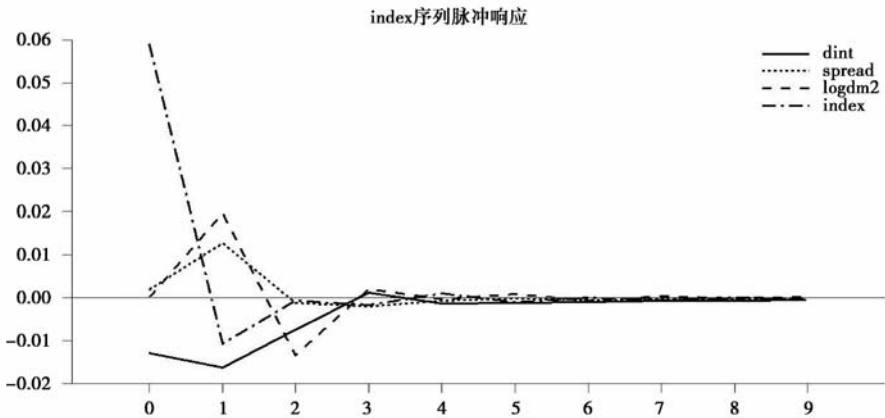


图 16 放松时期股票收益率脉冲响应图

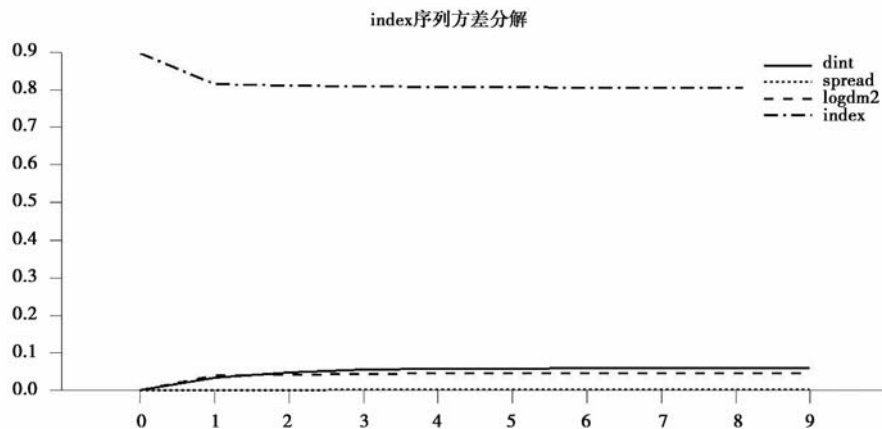


图 17 放松时期股票收益率方差分解

综合股指在脉冲响应和方差分解两方面的结果,我们可以看出央票利率对股指的恢复性上涨起到了一定的刺激作用,但这一作用在放松时期并不是通过货币供应量实现的。

综合以上分析,我们可以看出在放松时期货币当局的中介目标依然是货币供应量,而央票利率作为政策工具起到一定作用。对比紧缩时期和放松时期的货币政策效果,我们发现货币政策存在明显的非对称效应。具体表现在如下三点:第一,信用利差在紧缩时期扩张的幅度大于放松时期缩小的幅度;第二,央票在紧缩时期对货币供应量的抑制程度大于扩张时期的刺激程度;第三,在紧缩时期短融券和股票这两种金融工具表现出竞争关系,而在放松时期两者却表现为互补关系,这是对已经恶化的经济基本面的共同反映。

五、结论及启示

本文通过门限向量自回归模型(TVAR)考察了货币政策对短期融资券信用利差的影响,得出以下结论:第一,货币政策存在典型的非对称特点,以货币供应量表示的门限转换值发生在2008年12月时,与货币当局宣布的政策转变时点基本一致,说明货币供应量依然是货币当局的中介目标;第二,央票利率是货币当局的重要操作工具,这一点可以从央票利率对货币供应量的正向关系中体现;第三,货币政策操作对信用利差产生了显著的非对称影响,即在紧缩时期信用利差的上升幅度大于放松时期信用利差的下降幅度。此外,在紧缩和放松时期,不同金融产品的关系表现出不同特点:在紧缩时期,短期融资券与股票之间表现出竞争关系,即短融利率的上升一定程度上对股票上涨起到抑制作用;在放松时期,短期融资券与股票之间表现出互补关系,这说明紧缩货币政策产生的负面作用不仅影响到短期融资券,也影响到其他金融产品。

从上述实证研究结果来看,货币政策有着显著的非对称效应,这提示我们:第一,在紧缩时期货币政策应该慎用,因为它产生的负面影响是深远的;第二,如果在紧缩时期使用了货币政策,应考虑退出的时机问题,至少应在宏观形势恶化前就应进行货币政策的转换;第三,在放松时期,货币政策的作用并不明显,这并不是信贷供给能力的问题,关键是商业银行信贷供给意愿的下降。

参考文献

- 冯宗宪、孙克(2006):《违约风险型金融工具估值的主流理论及最新进展》,《西安交通大学学报》,第26卷第6期。
江乾坤(2007):《公司债券“信用价差之谜”探析》,《外国经济与管理》,第2期。
金永军、陈柳钦、攸频(2010):《KCC-LM模型:货币政策非对称效应分析的新框架》,《金融评论》,第3期。
李岚(2010):《中国短期融资券信用利差的实证研究》,《开放导报》,第1期。

- 刘国光、王慧敏(2005a):《考虑违约距离的上市公司危机预警模型研究》,《财经研究》,第11期。
- 刘国光、王慧敏(2005b):《公司债券信用价差和国债收益率动态关系研究》,《山西财经大学学报》,第5期。
- 陆文磊(2008):《我国信用利差与基准利率关系实证研究》,《价格月刊》,总第377期。
- 王晶晶(2007):《信用风险与利率风险相关性分析》,华中科技大学硕士学位论文。
- 肖庆宪、肖喻(2007):《信用价差的动态模型及其在期权定价中的应用》,《上海理工大学学报》,第3期。
- 徐强(2007):《短期融资券发行利差结构分析》,《证券市场导报》,第3期。
- 闫芳、曾建华(2010):《我国企业短期融资券信用利差的实证分析》,《商场现代化》,第620期。
- 殷剑峰、王唯翔、程炼(2005):《高级信用风险分析》,机械工业出版社。
- 赵振全、于震、刘淼(2007):《金融加速器效应在中国存在吗?》,《经济研究》,第6期。
- Bernanke, B. and A. Blinder (1992): "The Federal Fund Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 8, 901-21.
- Cornell, B. and K. Green (1991): "The Investment Performance of Low-grade Bond Funds", *Journal of Finance*, 46, 29-48.
- Crouchy, M. and D. Galai (1997): "Credit Risk Revisited: An Option Pricing Approach", Working Paper, 97-2, Canadian Imperial Bank of Commerce/Market Risk Management/Global Analysis.
- Das, S. (1995): "Pricing Credit-Sensitive Debt When Interest Rates, Credit Ratings and Credit Spreads are Stochastic", *Journal of Financial Engineering*, 5, 161-198.
- Delianedis, G. and R. Geske (2001): "The Components of Corporate Credit Spreads: Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity, and Market Factors", Working Paper 22-01, The Anderson School at UCLA.
- Driessen, J. (2005): "Is Default Event Risk Priced in Corporate Bonds?", *Review of Financial Studies*, 18, 165-195.
- Duffie, D. and D. Lando (1997): "Term Structures of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information", Preliminary Draft, September, 12, 39.
- Duffie, D. and K. Singleton (1999): "Modeling Term Structures of Defaultable Bonds", *Review of Financial Studies*, 12, 687-720.
- Elton, E., M. Gruber, D. Agrawal and C. Mann (2001): "Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds", *Journal of Finance*, 56, 247-77.
- Franks, J. and W. Torous (1989): "An Empirical Investigation of US Firms in Reorganization", *Journal of Finance*, 44, 747-69.
- Friedman, B. and K. Kutner(1992): "Money, Income and Interest Rates", *American Economic Review*, 82, 472-92.
- Huang, J. and M. Huang (2003): "How Much of the Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk?", 14th Annual Conference on Financial Economics and Accounting(FEA), Texas Finance Festival, May.
- Jones, E., S. Mason and E. Rosenfeld (1984): "Contingent Claims Analysis of Corporate Capital Structures: An Empirical Investigation", *Journal of Finance*, 39, 611-27.
- Landschoot, A. (2004): "Determinants of Euro Term Structure of Credit Spreads", National Bank of Belgium Working Paper, No.57, July 20.
- Leland, H. and K. Toft (1996): "Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy and the Term Structure of Credit Spreads", *Journal of Finance*, 51, 987-1019.
- Longstaff, F. and E. Schwartz (1995): "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt", *Journal of Finance*, 50, 789-819.
- Madan, D. and H. Unal (2000): "A Two-Factor Hazard Rate Model for Pricing Risky Debt and the Term Structure of Credit Spreads", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 43-65.
- Merton, R. (1974): "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, 29, 449-70.
- Pedrosa, M. and R. Roll (1998): "Systematic Risk in Corporate Bond Credit Spreads", *Journal of Fixed Income*, 8, 7-26.
- Robert, D. (1988): "An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy", *Economic Perspectives* (Federal Reserve Bank of Chicago), Jan./Feb.
- Shimko, D., N. Tejima and D. Van Deventer (1993): "The Pricing of Risky Debt When Interest Rates are Stochastic", *Journal of Fixed Income*, September, 58-65.
- Zhou, C. (1997): "A Jump-Diffusion Approach to Modeling Credit Risk and Valuing Defaultable Securities", Working Paper, Federal Reserve Board, Washington.

(责任编辑:程炼)