
中国货币政策传导信贷渠道的经验研究： 总量融资结构的新证据

姚余栋 李宏瑾*

内容提要 在 Kashyap 等(1993)的基础上,本文利用中国短期融资券和短期贷款所构建的金融市场总量融资结构数据进行了经验分析,结果表明中国确实存在货币政策传导信贷渠道。在货币条件趋紧的情形下,宏观经济放缓过程中银行信贷供给相对不足是客观存在的。金融市场信息不完全是信贷传导渠道存在的必要条件。融资溢价分析表明,信贷配给仍是中国信贷市场的重要特征。融资结构和融资溢价与实体经济关系非常密切,并具备一定的宏观经济预测能力。

关键词 货币政策传导 信贷渠道 融资结构 融资溢价

一 引言

2012年以来,中国人民银行落实党中央和国务院确定的稳健的货币政策,继续处理好速度、结构、物价三者的关系,根据形势变化适时、适度进行预调微调,并综合运用多种货币政策工具,引导货币信贷适度增长,保持合理的社会融资规模。尽管稳步回落的经济增速和总体回落的物价走势基本符合政策预期,但受外部经济环境欠佳、国内经济周期性下滑及金融风险累积效应显现等多重因素的影响,市场普遍对未来经济抱有谨慎的预期,对当前宏观调控政策存在很大争论。特别是对于经济趋缓原因的判

* 姚余栋:中国人民银行货币政策司 北京成方街 32 号 100800 电子信箱:yaoyudong@yahoo.com; 李宏瑾(通讯作者):中国人民银行营业管理部 广东金融学院中国金融转型与发展研究中心 北京月坛南街 79 号 100045 电子信箱:leehongjin@163.com。

作者感谢国家社科基金重点课题“利率市场化改革与利率调控体系”(12AZD038)的资助。感谢中国人民银行货币政策司李斌、张双长、中国人民银行营业管理部尹兴中和中央财经大学李兵的建议。特别感谢两位审稿人的宝贵意见。本文仅代表个人观点,与所在机构无关。

断,究竟是银行不愿意发放贷款的供给问题,还是企业信贷需求不足,存在严重的分歧。一派认为是信贷供给短缺问题。在持续紧缩性货币政策作用下,2011年4季度以来,中国货币供给和银行贷款增速大幅下降,2012年1月M2同比增速一度跌至有统计指标以来的最低点(为12.4%),人民币贷款余额增速也达到39个月以来的最低点(为15%)。^①另一派则认为信贷需求存在问题。如果仅是信贷供给出现问题而需求不变,那么在贷款受限的同时利率将会上升,但金融机构人民币贷款加权平均利率由2011年下半年的8%以上降至2012年4季度的6.78%;货币市场利率在波动中明显回落,5月份隔夜上海银行间同业拆放利率(Shibor)一度降至1.8788%,2012年新增人民币贷款达8.2万亿元,同比多增7320亿元。因此,有效贷款需求不足才是信贷增速下降的主要原因,这也与银行业的感受相同。那么,如何看待上述争论,从而对症下药不仅是当下的现实问题,也是未来中国宏观调控长期面临的典型问题,而这涉及货币政策传导机制的研究。

对于货币政策传导机制的研究无疑是非常重要的。然而,很长一段时间里被经济学家们忽视了。正如传统微观经济学中的产出函数通常将企业视为“黑箱”一样,货币政策影响实体经济变化的过程及动态传导机制一度也被视为货币理论的“黑箱”(Bernanke和Gertler,1995),直到20世纪70年代才逐渐引起人们研究的兴趣(Mishkin,1995),并涌现出大量理论和经验研究。从理论的重要性来讲,对货币政策传导机制的讨论主要集中于传统货币渠道和信贷渠道(Mishkin,1996)。

一般来说,在金融市场发展程度低、间接金融占主导地位、金融管制比较严重的情况下,信贷渠道往往发挥更大的作用,这也与中国的实际相符。虽然有研究表明,中国货币政策主要是通过货币渠道而非信贷渠道传导的,^②但大部分学者都认为,信贷渠道在中国货币政策传导中发挥着非常重要的作用。^③国内对货币政策信贷传导渠道的研究,大多采用信贷总量数据,这实际上隐含着信贷本身能够影响经济增长的假设,在理论和方法上存在一定的缺陷。同时,国内研究往往忽略了对信贷渠道是否存在的前提进行关键性检验,从而无法判断是信贷需求不足还是信贷供给不足,而这在当前宏观经济环境下政策意义尤为突出。

本文的主要贡献是采用Kashyap等(简称为KSW,1993)的方法,首次利用中

① 在不做特殊说明的情况下,本文数据皆来自于Wind。

② 如冯春平(2002)、陈飞等(2002)、孙明华(2004)等。

③ 如王振山和王志强(2000)、周英章和蒋振声(2002)、蒋瑛琨等(2005)、盛朝晖(2006)、许伟和陈斌开(2009)、潘敏和缪海斌(2010)等。

国短期融资券和短期贷款所构建的金融市场总量融资结构数据,对货币政策传导信贷渠道的必要条件进行了检验,证明中国确实存在信贷传导渠道。在货币政策趋紧条件下,银行信贷供给相对不足是客观存在的,这为宏观调控的着力点提供了可靠的依据。

全文安排如下:除引言外,第二部分对货币政策传导信贷渠道进行简要的文献综述,特别是对 KSW(1993)的方法进行分析,并指出国内相关研究存在的不足;第三部分介绍计量分析中所采用的变量,根据美国商业票据的性质说明选择中国短期融资券的合理性;第四部分对数据进行说明并报告计量结果;第五部分对计量分析进行稳健性检验;最后是结论性评述。

二 货币政策传导的信贷渠道:文献综述

(一) 信贷市场的不完全信息与信贷传导渠道

早期有关货币政策传导的研究大多强调汇率渠道、资产组合渠道或成本渠道,但这些理论往往互有交叉,在某种程度上都可归结到货币渠道(又称利率渠道)。^① 货币渠道实际上隐含着价格(利率)具有充分弹性的重要假设,金融市场能够根据不同利率水平达到出清。如果不存在市场摩擦,金融市场也就没有存在的理由。^② 20世纪70年代信息经济学的发展对理解信贷市场信息不完全和摩擦对货币政策传导的影响提供了新的视角。Jaffee 和 Russell(1976)、Stiglitz 和 Weiss(1981)等开创性地从不完全信息的角度对信贷市场配给问题进行了分析。Bernanke 和 Blinder(1988)针对 IS-LM 模型中货币和债券完全替代的假设进行修正,将金融资产区分为不可完全替代的货币、债券和银行贷款,以“商品—信贷”曲线(CC 曲线)替代 IS 曲线,提出了信贷市场、货币市场和商品市场均衡的 CC-LM 模型,开启了货币政策传导信贷渠道的研究。Bernanke 和 Gertler(1989)、Bernanke 等(1996、1999)进一步提出金融加速器机制并获得广泛认同,信贷渠道成为货币政策传导机制的重要理论。

与货币渠道强调银行负债方(货币)的作用不同,信贷渠道更加看重金融资产在货币政策传导中的作用。由于借贷双方信息不对称,代理成本或监督成本使不同方式融资(内部融资及债券、贷款等不同方式的外部融资)成本出现差异,而货币政策对这

① 例如,利率变化引起汇率或资产价格的变化,从而影响净出口或资产组合的 Tobin Q,进而影响投资、消费和产出。这些特征在某种程度上也同样体现在信贷渠道之中,具体过程可参见 Mishkin(1995、1996)。

② 例如,在完全市场条件下,企业的资本结构与其市场价值无关,也即著名的 MM 定理。

些变量有着非常重要的影响。企业对资产净值或现金流量非常敏感,融资成本的变化将影响其融资决策,进而影响投资及实体经济。Boivin 等(2010)根据市场是否完美,将货币政策传导机制分为新古典渠道和以信贷观点为代表的非新古典渠道。

在经验研究方面,尽管随着经济金融环境的变化和货币决策过程的改变,货币政策传导机制发生了明显的变化,但货币政策传导的传统货币观点和信贷观点都获得了广泛的支持。Taylor(1995)对传统利率渠道的经验研究进行了全面综述。虽然 Bernanke 和 Gertler(1995)认为随着利率管制 Q 条例的取消,CC-LM 模型的适用性大大削弱,金融创新和脱媒也将降低信贷渠道的重要性,但是毕竟信息不完全是金融市场普遍的现象,信贷渠道在货币政策传导中仍发挥着重要作用。^①

(二)银行贷款渠道及信贷传导渠道的两个必要条件

虽然金融市场信息不完全是信贷渠道存在非常关键的必要条件,但信贷配给则是信贷渠道存在的充分而非必要条件(Walsh,2010)。就具体机制来讲,信贷渠道主要可以分为资产负债表渠道和银行贷款渠道。前者与金融加速器机制非常相似。由于信息不对称,借款者(无论是企业还是家庭)的财务状况,特别是其资产净值,对其外部融资成本有着决定性的影响,而清偿能力的变化将有放大经济周期的作用(Bernanke 和 Gertler,1995)。在金融加速器机制作用下,资产负债表渠道可以传导并放大货币政策的效果,这得到了大量经验研究的支持。^②

与资产负债表渠道或金融加速器机制不同的是,银行贷款渠道强调银行贷款的特殊性质和银行在经济金融中的重要作用。传统的货币渠道专注于利率变动对货币需求及消费和投资的影响,存款和货币供给的变化主要体现在银行负债上。为此,Bernanke 和 Blinder(1988)提出信贷渠道的两个必要条件:一是贷款具有特殊的作用。在信息不完全的情况下,银行通过专业知识和技术有效区分不同风险类型的借款者,并满足其贷款需求。对于这部分借款者来说,银行贷款与非银行资金来源之间不能完全相互替代,否则,企业可以从银行以外获得资金,从而抵消贷款下降的影响。二是货币

① 例如,Miron 等(1994)对美国金融市场长期变迁过程的研究发现,金融市场性质的变化并没有影响信贷渠道的重要性。全球金融危机的爆发更是让人们认识到信贷渠道及金融加速器的作用,随着影子银行规模的萎缩,银行贷款渠道还将发挥更大的作用(Ciccarelli 等,2010)。有关这方面更为全面深入的讨论,参见 Boivin 等(2010)。

② 例如,除 Bernanke 及其合作者的大量研究外,Cooley 等(2004)、Christiano 等(2010)的研究都表明,企业的财务状况能够通过影响外部融资额外成本来放大经济周期。Calza 等(2007)、Iacoviello 和 Minetti(2008)等的研究表明,住房按揭市场比较发达的经济体,家庭消费增长与房价的关系更为密切。汪川等(2011)基于金融加速器模型,利用动态随机一般均衡分析方法(DSGE)对中国货币政策传导的信贷渠道及经济周期进行了经验分析。

政策能够影响银行贷款行为,这就要求银行资产构成的贷款与债券不能完全相互替代,否则银行可以通过资产结构调整来缓解政策对贷款的压力。

对于银行贷款渠道的经验研究主要是对 CC-LM 模型的两个必要条件进行检验。KSW(1993)通过一个企业融资结构的简单模型,对 CC-LM 模型的两个条件给出了严格的理论证明。按照货币渠道的观点,紧缩性货币政策导致利率上升、总需求下降和信贷需求萎缩,因此所有信贷存量指标都应该下降。在银行贷款渠道看来,货币政策在银行贷款供给方面有着独特影响。随着贷款供给减少,借款人将试图通过其他渠道筹集资金,增加对非银行信贷资金需求。因此,如果银行贷款渠道成立,企业融资结构也将发生变化,在货币紧缩时期,银行贷款占全部融资来源的比重将下降。KSW(1993)开创性地利用美国短期贷款和商业票据所反映的融资结构数据,对货币政策传导的信贷渠道进行经验分析。^①他们利用 Romer 和 Romer(1990)根据美联储公开市场委员会的文献所确定的货币政策紧缩性变动日期,对短期贷款占贷款与商业票据的比重进行回归,发现货币紧缩导致企业外部融资结构发生变动。当银行贷款下降时,商业票据数量有所增加,表明紧缩性货币政策确实能够减少贷款的供给,而贷款供给的变化能够影响投资,甚至是利率和产出。

显然,企业获得银行资金能力对银行贷款渠道有着重要的影响,但现实中不同类型企业对银行信贷依赖程度不同。例如,中小企业更依赖银行信贷,而大企业更容易在资本市场进行融资(Gertler 和 Gilchrist,1994)。Oliner 和 Rudebusch(1995、1996a)指出,由于小企业收缩程度更大,因此即使不存在贷款渠道,银行贷款也会相对于非银行融资出现下降。但是,KSW(1996)认为,货币紧缩时小企业的银行贷款和商业票据都会受到影响,其对与之往来的大企业应收账款需求将更为强烈,大企业将更多地通过商业票据弥补资金需求。这在某种程度上替代了银行的融资中介功能,与 KSW(1993)总量数据融资结构的经验分析并不冲突。不过,Oliner 和 Rudebusch(1996a)表明了不同机构在信贷渠道上的差异,因而从银行和企业层面的数据分析成为一个研究方向。Kashyap 和 Stein(1995)构建了一个异质性银行资产组合局部均衡模型,从理论上说明紧缩性货币政策对不同类型银行的影响存在差异,并获得了大量以资产规模、流动性或资本充足度等各种异质性银行数据经验研究的支持(Kashyap 和 Stein,1995、2000;Kishan 和 Opiela,2000、2006)。

(三) 融资溢价、融资结构和利率机制:信贷渠道与利率渠道的关系

^① 经济周期的变化也将影响企业的中长期投资行为,在经济扩张时期,中长期投资和贷款较多,而紧缩性货币政策将抑制中长期信贷,因此他们仅考察短期融资来源构成与货币政策的关系。

信贷渠道之所以能够发挥作用,主要是由于货币政策能够影响信贷条件(如外部融资溢价,也即外部融资成本与内部融资成本之差),从而影响微观主体融资方式及其构成,进而影响投资和实体经济。KSW(1993)在分析融资结构的同时,还发现融资溢价(即短期贷款与商业票据利差)与货币政策关系非常紧密。从资金溢价的角度来分析货币政策对信贷条件或财务状况的影响,并借此说明货币政策的信贷条件,这与传统公司金融理论是一致的(Hubbard,1995;Calomiris等,1995)。现金流量、资产净值、抵押品价值等指标变化将对投资以及实体经济产生比传统利率渠道更大的影响,对不同资金来源的异价(内部融资、直接融资和间接融资)又被称为“广义信贷渠道”(Bernanke等,1996)。

货币政策变化将导致代理成本上升,影响内部融资和外部融资的差异,不同来源资金可得性和利率发生明显变化,信贷渠道才会发挥作用。信息不完全导致不同融资渠道不可完全替代,阻碍金融市场功能的有效发挥,进而对企业行为产生影响,这恰恰是广义信贷渠道的核心命题(Oliner和Rudebusch,1996b)。紧缩性货币政策虽然使融资溢价发生变化,但贷款利率上升的同时其他融资方式利率也会提高,企业综合融资成本显著上升会影响其决策,而这恰是利率传导机制的作用。由此可见,信贷渠道与传统的利率渠道并不矛盾。

(四)国内信贷渠道经验研究存在的问题

虽然已有大量经验研究支持了中国货币政策传导信贷渠道的存在,但仍有两个问题需要引起注意。

一是利用银行贷款总量数据的经验研究存在比较大的缺陷。国内有关信贷渠道的经验研究大多采用贷款总量数据并利用VAR模型进行分析,即使不考虑针对用VAR模型分析货币政策效果的种种批评(Rudebusch,1998),利用信贷总量数据也是不合适的。一方面,政策效果存在识别上的困难(Romer和Romer,1990)。由于紧缩性货币政策会导致银行负债(存款)和资产(贷款和债券)同时减少,这就很难分清随后出现的产出下降到底是归于货币渠道还是贷款渠道。从CC-LM模型中也可以看到,银行贷款渠道主要依赖于外生的货币冲击使贷款供给曲线发生平移,但还是无法区分是贷款需求还是贷款供给变化在发挥作用。另一方面,Bernanke和Gertler(1995)指出,利用总量数据来检验信贷渠道隐含着这样一个假设,即信贷总量是能够独立影响经济增长的原因。但是,除非是在诸如“大萧条”的非常情形下,否则信贷并不是经济增长的原生动力,因此其不能作为内生变量用于分析货币政策对经济的动态效果。银行信贷对实际产出的预测作用并不如货币供应量显著,一旦考虑到货币政策

因素,信贷总量对实体经济变量几乎没有边际预测能力(Ramey, 1993; Bernake, 1993)。

二是不能简单否认中国货币政策传导的利率渠道。信贷渠道实质上是基于对货币渠道或新古典渠道信息完全假设条件的修正。作为分析的基准,信贷渠道并不是完全独立于传统利率渠道之外的传导机制,而是对其扩大和补充(Bernanke 和 Gertler, 1995)。因此,不能由于中国不同层次利率尚未形成市场化的传导链条就简单地否定利率渠道。^①事实上,中国资金市场利率市场化已取得十多年的经验,存贷款利率也仅实行基准利率下的利差管理,资金市场利率与存贷款利率具有密切的关系,中央银行可以有效进行市场利率引导。^②随着金融管制放松和市场脱媒进程的加快,利率渠道的作用将越来越明显(宋旺和钟正声, 2010)。

中国也有许多学者如索彦峰和陈继明(2008)、范小云等(2010)等在异质性模型基础上利用微观数据对信贷渠道进行经验研究,但总量数据研究仍主要利用贷款总量数据进行分析。为避免总量信贷数据研究可能产生的问题,我们借鉴 KSW(1993)的方法,利用中国总量融资结构数据,对中国货币政策传导的信贷渠道进行经验分析。

三 变量选取说明

(一)美国商业票据与中国短期融资券

在美国资本市场中,商业票据主要是指由企业(包括金融机构与非金融机构)发行的短期融资工具。目前,商业票据市场已经成为美国固定收益市场的重要组成部分,在一些时期其市场交易规模甚至一度超过国债市场,商业票据收益率曲线和交易量等指标已经成为衡量美国资本市场状况和为其他产品定价的重要参考依据。商业票据发行所受监管约束较少,发行对象和交易以机构投资者为主,通常为满足企业流动性需求,因此其受到广泛欢迎。特别是在 2008 年全球金融危机之前很长一段时间里,票据市场几乎从未发生过严重违约事件,^③其收益率又高于国债,因而成为美国货币市场的主流产品。

虽然中国银行早在 1986 年就开始办理商业票据贴现业务,但由于金融市场发展和社会信用环境等方面的问题,中国商业票据与美国商业票据存在着很大区别。中国

① 如盛松成和吴培新(2008)、高山等(2011)等。

② 如李宏瑾和项卫星(2010)、姚余栋和谭海鸣(2011)、何东和王红林(2011)等。

③ 根据国际评级机构穆迪的资料,1972~2009年,美国仅发生 20 宗总金额共计约 61 亿美元的商业票据违约事件,其中,雷曼兄弟倒闭所引发的约 30 亿美元商业票据违约,是有史以来最大规模的商业票据违约事件。参见 Moody's Investors Service(2010)。

商业票据绝大部分都是银行承兑汇票,银行票据业务被作为贷款的附属纳入信贷规模管理之中。中国商业票据与银行贷款关系更为密切,受宏观调控和信贷规模控制的影响较大,在货币市场中的重要性也较差。^①因此,中国商业票据并不适合 KSW(1993)的框架分析。

2005年5月,中国银行间债券市场引入短期融资券,与国外商业票据有着很多相似之处(章希,2005)。虽然短期融资券期限较国外商业票据相对较长,但作为具有较高信用等级而非金融机构发行的短期债务融资工具,市场监管要求相对较低,符合条件要求的企业均可以灵活便捷地获得资金来源,有效弥补了中国长期以来直接融资比重偏低、货币市场工具和信用债相对缺乏等问题。几年来,短期融资券获得了迅速的发展。2012年,短期融资券占中国债券一级市场、二级市场的比重已分别达到18.98%和13.09%,年末余额占比提高至4.82%。^②

(二)商业信用与信贷渠道

在前面信贷渠道与传统利率渠道关系及“广义信贷渠道”的分析中,由于信息不对称和代理成本所导致的内部融资与外部融资的差异(即不可完全替代)对信贷渠道的经验研究有着同样重要的含义。如果借款人信息更为充分(也即代理成本更低),那么在货币紧缩或经济下行阶段,优良借款人所获得的贷款比重就将上升。但是,由于总量数据无法区分借款人的特征,因而 Nilsen(2002)、Guariglia 和 Mateut(2006)、Mateut 等(2006)经验研究都以企业数据进行分析。中国也有学者利用中国微观企业数据对商业信用与银行信贷的关系进行经验研究,所得结论也在一定程度上支持信贷渠道的结论(张杰等,2007;刘仁伍和盛文军,2011)。

尽管总量数据无法体现微观企业结构性特征,但这个问题实际上在外部融资数据中同样存在(Oliner 和 Rudebusch,1996a)。一般来说,内部融资成本要显著低于外部融资,当货币政策紧缩时,企业(特别是小企业)面临更多的信贷和外部融资约束,因而商业信用占融资总额的比重会显著上升(KSW,1996)。通过总量数据考察商业信用占比与货币政策的关系,对货币政策传导的信贷渠道进行检验,在一定程度上是对 KSW(1993)的补充。

^① 以2012年为例,中国商业票据贴现金额和转贴现报价金额仅占同期银行间市场拆借、回购和现券买卖的67.7%、22.3%、42.0%和16.9%、5.5%、10.3%。

^② 不含中央银行票据数据。

四 计量分析结果

(一) 指标和数据说明

与 KSW (1993) 类似, 我们主要考察银行短期贷款余额占全部短期融资券余额与短期贷款余额之和的比重(也即贷款的外部融资占比, $Ratio1$) 与货币政策的关系。以大型机构存款准备金率(RR) 和货币市场隔夜利率($Rate$) 作为衡量货币政策的指标, 这两个指标分别代表了中国的数量型和价格型货币政策工具, RR 、 $Rate$ 越高, 表明中央银行会采取越紧缩性的货币政策。^① 其中, 2007 年之前的货币市场隔夜利率以银行间市场债券质押式回购利率为代表, 之后为 Shibor。类似地, 我们进一步考察短期贷款余额占应收账款与短期贷款余额之和的比重(也即贷款的内外融资占比, $Ratio2$), 用以分析商业信用与货币政策的关系。^② 由于春节因素, 中国仅公布 1~2 月工业企业应收账款净额月度数据, 并且 2007~2009 年仅公布季中月份数据(2010 年也仅公布季中月份数据, 但可以根据 2011 年后各月工业企业应收账款净额增长率数据补充), 这里采用线性插值的方法补充缺失月份数据。以工业增加值同比增长率($Value$) 作为控制变量, 控制计量分析中的经济周期因素。根据前面的分析, $Ratio1$ 和 $Ratio2$ 应与准备金率和货币市场利率呈现负相关关系, 样本期为 2005 年 5 月至 2012 年 9 月。

需要指出的是, 由于尚缺乏公认可靠的依据中国人民银行公开资料来判断货币政策立场的经验研究, 我们仅以准备金率和货币市场利率的高低作为依据, 准备金率和货币市场利率越高, 说明中央银行采取了越紧缩的货币政策。我们通过图 1 来观察融资结构与货币政策的关系, 图中斜线部分表示货币政策紧缩期。从 2007 年开始, 中国大致经历了两轮货币政策紧缩期。在这两个紧缩期间, $Ratio1$ 和 $Ratio2$ 都出现了较为明显的下降趋势, 而为应对全球金融危机冲击而转向“适度宽松”货币政策的 2008 年

① 虽然目前中国货币政策操作以数量工具为主, 但货币市场利率稳定一直是货币政策重要的操作目标(张晓慧, 2008)。同时, 根据利率期限结构的预期假说, 短期利率与长期利率存在长期均衡的协整关系, 预期理论同样适用于中国, 而且, 目前大多数国家都将隔夜利率作为政策目标利率(李宏瑾, 2012a, b)。因此, 选择货币市场隔夜利率作为衡量货币政策的替代变量是合适的。

② 商业信用仅限于企业之间而没有金融中介的作用, 因而本文将之定义为内部融资, 而通过银行等金融机构进行的融资定义为外部融资。

③ 由于统计数据的可得性, 我们仅采用工业企业应收账款净额作为总量商业信用的替代指标。这样, $Ratio2$ 与 $Ratio1$ 所涵盖的样本并不完全一致。不过, 考虑到目前中国短期融资券发行范围仅限于非金融企业, 且大多数为工业企业, 因而两个融资结构指标的统计对象仍然具有较大的重合。

4 季度至 2009 年上半年,贷款占融资总量的比重则显著上升。^①由此可见,货币政策与融资结构存在着非常明显的关系,说明货币政策传导的信贷渠道确实发挥着作用。

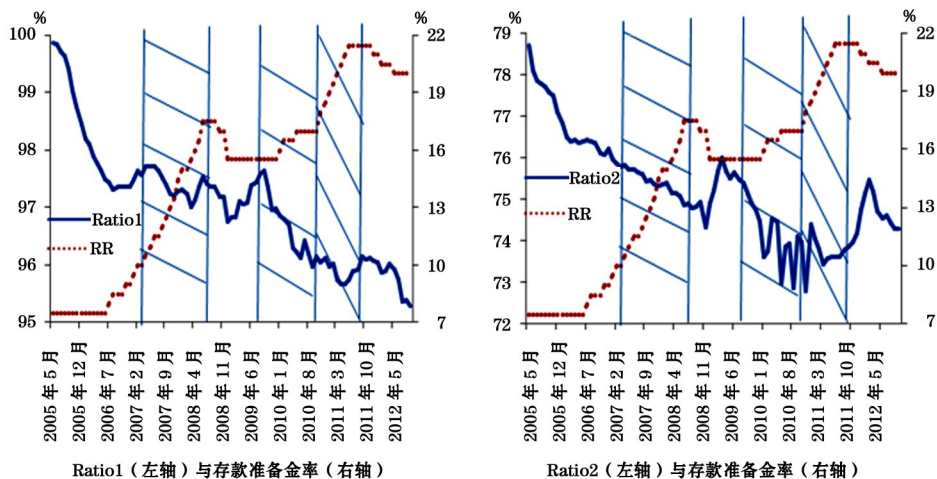


图 1 融资结构与货币政策

(二) 融资结构与货币政策检验结果

我们通过 ADF 平稳性检验可以发现, $Ratio1$ 、 $Ratio2$ 、 RR 、 $Rate$ 和 $Value$ 都不是平稳的, 而其一阶差分后的序列在 1% 显著性水平下都是平稳的, Johansen 协整检验的特征根迹检验表明, 在 10% 显著性水平下, 5 个变量至少存在 3 个协整关系 (限于篇幅, 不报告具体检验结果, 备索), 因而可以直接对变量的水平数据进行回归。我们在进行 OLS 估计时, 采用 Newey 和 West (1987) 的异方差自相关一致性协方差矩阵估计量来克服由于时间序列自相关所带来的 t 检验失效问题。由于货币政策存在一定的时滞, 我们分别考察货币政策变量及控制变量滞后 1 至 4 个季度的情况。我们对 $Ratio1$ 与准备金率和货币市场利率的关系进行回归, 得到结果见表 1。

① 从 2006 年开始, 中国就已开始采取明确的紧缩性货币政策, 但考虑到短期融资券在 2005 年 5 月才开始引入, 市场初期处于不断发展的过程, 因而这里的分析重点考察 2007 年以来的情况。虽然从官方的政策表态上来看, 最近一轮货币紧缩期是从 2010 年 4 季度才正式开始的, 但事实上中国人民银行从 2009 年 3 季度起就有意识地采取了紧缩性的货币政策, 通过公开市场操作等手段采取“动态微调”, 因而在 2009 年年中之后货币政策已事实上转变操作方向, 只是由于 2010 年 2 季度欧债危机影响了货币政策的紧缩步骤。虽然 2011 年 11 月至 2012 年 5 月 3 次降低准备金率, 2012 年 6、7 月两次降低存贷款基准利率, 但 2012 年年中以来, 由于对房价和物价的警惕及存款、外汇占款增速放缓等多重原因, 2012 年年中以来货币政策保持了相当的克制, 公开市场操作也由回收流动性转向投放流动性, 市场利率保持在较高水平, 货币政策总体来说是偏紧的。从市场在年中以来对降准、降息预期的频繁落空就可以看出这一点。由图 1 也可以观察到, $Ratio1$ 和 $Ratio2$ 在 2012 年春季有所上升, 但之后呈现出明显下降的态势, 这与货币政策立场是一致的。

表 1 *Ratio1* 与存款准备金率和货币市场利率估计结果

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	R^2	S. E.	F
方程 1($t=0$)	99.79 (0.488)***	-0.185 (0.028)***			0.716	0.552	219.2***
方程 2($t=0$)	99.91 (0.552)***	-0.187 (0.029)***		-0.006 (0.010)	0.716	0.555	108.7***
方程 3($t=-3$)	100.2 (0.601)***	-0.188 (0.029)***		-0.031 (0.014)**	0.705	0.566	102.8***
方程 4($t=-6$)	99.99 (0.495)***	-0.174 (0.024)***		-0.038 (0.013)***	0.697	0.528	96.72***
方程 5($t=-9$)	99.62 (0.362)***	-0.154 (0.017)***		-0.040 (0.015)***	0.703	0.454	95.85***
方程 6($t=-12$)	98.99 (0.310)***	-0.138 (0.017)***		-0.019 (0.014)	0.656	0.447	74.33***
方程 7($t=0$)	98.25 (0.395)***		-0.564 (0.131)***		0.319	0.855	40.77***
方程 8($t=0$)	97.32 (0.353)***		-0.543 (0.116)***	0.062 (0.024)**	0.391	0.814	27.60***
方程 9($t=-3$)	97.71 (0.391)***		-0.516 (0.097)***	0.029 (0.024)	0.286	0.881	17.26***
方程 10($t=-6$)	97.64 (0.314)***		-0.434 (0.080)***	0.017 (0.020)	0.227	0.844	12.34***
方程 11($t=-9$)	97.44 (0.388)***		-0.354 (0.089)***	0.012 (0.025)	0.200	0.745	10.15***
方程 12($t=-12$)	96.94 (0.372)***		-0.254 (0.123)**	0.026 (0.026)	0.118	0.716	5.202***

说明:括号内为 Newey-West 标准差,***、**、*、+ 分别代表显著性水平 1%、5%、10% 和 15%, t 代表自变量滞后期数,下表同。

虽然对货币市场利率的回归结果显示,大多数控制变量并不显著且符号方向与理论所揭示的不同,但贷款占外部融资的比重与紧缩性货币政策始终呈显著的负相关关系。对准备金率的回归效果非常好,仅当期和滞后 1 年期的控制变量不显著,但 *Ratio1* 始终与准备金率呈现显著的负相关关系。表 1 的回归结果表明,当中央银行采取提高准备金率或货币市场利率等紧缩性政策手段后,中国企业的融资结构发生了明显的变化。由于获得银行贷款更为困难,企业更多依靠短期融资券满足资金需求,贷款在企业外部融资中的占比随之下降,表明中国货币政策传导机制中存在信贷渠道。

与外部融资结构的结果类似,*Ratio2* 与紧缩性货币政策同样呈现出显著的负相关关系。虽然在货币市场利率的回归中,仅有一个方程工业增加值增长率在 15% 水

平下显著,但所有货币市场利率系数都与理论所揭示的方向一致且4个方程 *Ratio2* 显著。^① 同时,对准备金率的回归方程效果都非常好,这再一次支持了货币政策传导的信贷渠道。另外,表1和2数据都表明,对准备金率的回归效果明显好于对货币市场利率的回归,较长的滞后期回归方程中货币市场利率并不显著,这可能与当前中国以数量工具为主的货币政策调控模式有关。

表2 *Ratio2* 与存款准备金率和货币市场利率估计结果

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	R ²	S. E.	F
方程1(t=0)	78.56 (0.411)***	-0.228 (0.026)***			0.745	0.632	253.5***
方程2(t=0)	79.57 (0.558)***	-0.247 (0.027)***		-0.051 (0.017)***	0.773	0.599	146.4***
方程3(t=-3)	79.57 (0.625)***	-0.235 (0.030)***		-0.069 (0.016)***	0.735	0.647	119.3***
方程4(t=-6)	78.72 (0.558)***	-0.202 (0.030)***		-0.051 (0.016)***	0.632	0.708	72.23***
方程5(t=-9)	77.68 (0.600)***	-0.168 (0.030)***		-0.022 (0.022)	0.523	0.738	44.39***
方程6(t=-12)	76.72 (0.638)***	-0.144 (0.030)***		0.011 (0.026)	0.477	0.708	35.55***
方程7(t=0)	76.50 (0.485)***		-0.617 (0.150)***		0.262	1.704	30.90***
方程8(t=0)	75.89 (0.398)***		-0.603 (0.142)***	-0.040 (0.032) ⁺	0.283	1.065	17.00***
方程9(t=-3)	76.20 (0.453)***		-0.536 (0.138)***	-0.008 (0.026)	0.198	1.126	10.60***
方程10(t=-6)	75.64 (0.489)***		-0.351 (0.133)***	0.014 (0.029)	0.038	1.108	4.685**
方程11(t=-9)	74.89 (0.577)***		-0.181 (0.134)	0.034 (0.033)	0.050	1.041	2.149 ⁺
方程12(t=-12)	74.16 (0.515)***		-0.027 (0.143)	0.056 (0.032)	0.062	0.948	2.585 ⁺

① 当然,15%显著性水平偏高,但考虑到表3中对 *Ratio1* 的回归有方程在5%水平下显著,因而15%的显著性水平结果也是可以接受的。

(三) 融资溢价与信贷配给

通过上面的分析可见,融资结构变化确实与货币政策密切相关。紧缩性货币政策使企业获得贷款的约束更多,企业不得不转向直接融资市场或商业信用进行融资。货币政策收紧,包括银行贷款在内的各种融资方式的利率都将上升。在金融市场仅通过价格而非数量实现市场均衡的情况下,银行贷款占比下降也意味着银行贷款利率升幅较其他融资方式更高,也即贷款融资溢价(以贷款利率减去其他融资方式利率衡量)上升。因此,融资溢价与货币政策变化也应存在显著的关系,而且在理论上,融资溢价与紧缩性货币政策正相关。KSW(1993)以银行优惠贷款利率与商业票据利率之差作为融资溢价变量,对货币政策变化的经验分析同样取得了良好的效果。

目前,中国银行贷款利率仍然实行下限管制,因此我们以0.9倍的1年期商业银行贷款基准利率作为优惠利率的代理变量,将其与短期融资券发行月均利率之差($Spread1$)作为外部融资溢价的代理变量。^①由于缺乏商业信用利率方面的数据,我们以资产收益率(ROA)作为替代变量(也即商业信用的资金机会成本),通过各月利润总额和资产总额数据,计算出年化的资产收益率。由于2007~2009年利润总额和总资产仅公布季中数据,我们同样采用线性插值的办法进行处理。这样,将贷款利率与 ROA 之差($Spread2$)作为内外融资溢价的代理变量。通过平稳性检验和协整分析发现,各个利差数据都是 $I(1)$ 序列,且与 RR 、 $Rate$ 和 $Value$ 在1%显著性水平下至少存在1个协整关系(限于篇幅,未报告具体检验结果,备索)。首先观察 $Spread1$ 与货币政策变化的关系,结果见表3。

由表3可见,贷款与短期融资券的利差与准备金和货币市场利率都具有非常显著的关系,但与理论所揭示的含义不同,货币政策越趋向收紧,外部融资利差反而缩小,也即在紧缩性货币政策下,短期融资券利率上升较贷款利率上升更快。正如前面所述,信贷渠道的讨论是以价格作为市场出清的条件,而这一点在中国显然并不适用。由于中国货币市场利率已完全实现市场化并积累了十多年的经验,货币市场利率的调整更为充分。因此,在货币政策紧缩时,货币市场利率上升幅度较贷款利率更高也就可以理解了。而且,如果银行贷款利率弹性不够,说明贷款利率未能够充分反映市场的风险溢价,这也间接说明中国信贷市场存在着信贷配给现象。

^① 2004年10月,除城乡信用社外,中国取消商业银行贷款利率上限并允许利率按基准利率下浮0.9倍,直到2012年6月8日,金融机构贷款利率浮动区间的下限扩大为基准利率的0.8倍,并于2012年7月6日起,贷款利率下浮区间进一步扩大至基准水平的0.7倍。虽然目前没有公开的统计资料,但银行大多只对大型企业等优质客户采取利率下浮,因此我们以基准利率下浮0.9倍作为优惠利率的代理变量。

表 3 *Spread1* 与存款准备金率和货币市场利率估计结果

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	R^2	S. E.	F
方程 1($t=0$)	2.833 (0.247) ***	-0.081 (0.019) ***			0.339	0.534	45.10 ***
方程 2($t=0$)	3.245 (0.474) ***	-0.088 (0.020) ***		-0.021 (0.019)	0.356	0.530	24.03 ***
方程 3($t=-3$)	3.589 (0.569) ***	-0.089 (0.021) ***		-0.046 (0.026) *	0.387	0.517	27.50 ***
方程 4($t=-6$)	3.584 (0.469) ***	-0.080 (0.021) ***		-0.056 (0.022) **	0.344	0.537	22.27 ***
方程 5($t=-9$)	2.907 (0.395) ***	-0.060 (0.023) **		-0.032 (0.016) **	0.168	0.608	8.259 ***
方程 6($t=-12$)	2.474 (0.310) ***	-0.044 (0.022) *		-0.019 (0.013) +	0.087	0.640	3.755 **
方程 7($t=0$)	2.628 (0.164) ***		-0.466 (0.080) ***		0.541	0.445	103.5 ***
方程 8($t=0$)	2.516 (0.279) ***		-0.463 (0.082) ***	0.007 (0.013)	0.543	0.446	51.71 ***
方程 9($t=-3$)	2.893 (0.251) ***		-0.461 (0.081) ***	-0.020 (0.012) *	0.526	0.455	48.24 ***
方程 10($t=-6$)	2.719 (0.218) ***		-0.307 (0.075) ***	-0.031 (0.014) **	0.264	0.569	15.21 ***
方程 11($t=-9$)	2.190 (0.224) ***		-0.197 (0.1026) *	-0.012 (0.013)	0.100	0.632	4.566 **
方程 12($t=-12$)	1.886 (0.210) ***		-0.116 (0.090)	-0.005 (0.015)	0.031	0.659	1.250

对内外融资溢价的检验进一步印证了这一点。由表 4 可以看到,回归效果并不如 *Spread1* 理想,特别是与货币市场利率的回归,控制变量和货币市场利率几乎都不显著,唯一滞后 3 个季度回归的 *Rate* 是在 5% 水平下显著为正。不过,在与存款准备金的回归中,在 1 个季度以内的滞后期,利差与存款准备金至少在 10% 显著性水平下呈负相关关系,而且即使是半年和 3 个季度的滞后期,显著性水平也在 15% 以下(事实上,如果剔除控制变量而仅考察 *Spread2* 与 *RR* 的双变量关系,滞后 1 年期内的简单线性回归结果都在 10% 水平下显著),说明前面对融资溢价与信贷配给的分析是比较可靠的。

表 4 *Spread2* 与存款准备金率和货币市场利率估计结果

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	R ²	S. E.	F
方程 1(t=0)	-1.146 (0.490)**	-0.087 (0.046)*			0.020	2.863	1.795
方程 2(t=0)	0.991 (1.078)	-0.127 (0.050)**		-0.107 (0.046)**	0.044	2.844	1.980 ⁺
方程 3(t=-3)	-0.066 (0.867)	-0.098 (0.045)**		-0.066 (0.039)*	0.026	2.871	1.155
方程 4(t=-6)	-1.046 (0.973)	-0.082 (0.052) ⁺		-0.017 (0.043)	0.017	2.914	0.711
方程 5(t=-9)	-1.588 (1.785)	-0.068 (0.055) ⁺		-0.002 (0.082)	0.012	2.966	0.484
方程 6(t=-12)	-2.692 (1.661)*	-0.068 (0.065)		0.076 (0.078)	0.029	2.984	1.167
方程 7(t=0)	-1.265 (0.791) ⁺		-0.550 (0.401)		0.039	2.835	3.525 [*]
方程 8(t=0)	-0.284 (0.948)		-0.570 (0.401)	-0.065 (0.041) ⁺	0.049	2.836	2.227 ⁺
方程 9(t=-3)	-1.382 (0.868) ⁺		-0.264 (0.228)	-0.034 (0.041)	0.011	2.893	0.484
方程 10(t=-6)	-2.722 (1.005)***		0.054 (0.268)	0.011 (0.044)	0.001	2.937	0.026
方程 11(t=-9)	-3.991 (0.949)***		0.544 (0.243)**	0.026 (0.066)	0.038	2.927	1.580
方程 12(t=-12)	-4.7343 (1.027)***		0.436 (0.338)	0.093 (0.069)	0.038	2.970	1.533

大型国有银行是贷款的主体,而大型国有企业又是国有银行的主要客户。在贷款利率下限管制的情况下,下浮贷款利率的客户群主要集中在国有企业范围,因而以贷款利率下限为优惠利率来说明信贷配给可能并不充分。因此,我们进一步考察银行平均贷款利率的利差情况。中国曾公布 2006 年年底至 2008 年的金融机构 1 年期贷款平均利率,这为我们的分析提供了可能。根据贷款利率浮动占比情况,我们大致估算出各时期 1 年期平均贷款利率(各上浮利率区间数值取中间值,最高为基准利率的 100%),就得到金融机构 1 年期贷款平均利率估计数据。将其分别减短期融资券利率(*Spread3*)和企业 *ROA*(*Spread4*),从而得到新的利差序列,并与货币政策变量进行回归。

表 5 *Spread*3 与存款准备金率和货币市场利率估计结果

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	R^2	S. E.	F
方程 1($t=0$)	4.041 (0.222)***	-0.061 (0.017)***			0.264	0.481	31.14***
方程 2($t=0$)	4.678 (0.338)***	-0.073 (0.018)***		-0.032 (0.012)***	0.320	0.465	20.22***
方程 3($t=-3$)	4.608 (0.390)***	-0.065 (0.019)***		-0.036 (0.015)**	0.293	0.474	17.81***
方程 4($t=-6$)	4.373 (0.296)***	-0.054 (0.018)***		-0.033 (0.012)***	0.216	0.491	11.58***
方程 5($t=-9$)	3.690 (0.306)***	-0.036 (0.020)*		-0.006 (0.011)	0.092	0.521	4.082**
方程 6($t=-12$)	3.232 (0.326)***	-0.026 (0.020)+		0.013 (0.014)	0.072	0.526	3.041*
方程 7($t=0$)	3.817 (0.150)***		-0.318 (0.073)***		0.347	0.453	46.16***
方程 8($t=0$)	3.932 (0.184)***		-0.320 (0.072)***	-0.008 (0.012)	0.351	0.454	23.21***
方程 9($t=-3$)	3.902 (0.211)***		-0.251 (0.083)***	-0.016 (0.009)*	0.224	0.496	12.38***
方程 10($t=-6$)	3.578 (0.195)***		-0.109 (0.075)+	-0.016 (0.011)	0.055	0.538	2.464*
方程 11($t=-9$)	3.110 (0.203)***		-0.050 (0.100)	0.006 (0.013)	0.011	0.543	0.462
方程 12($t=-12$)	2.761 (0.182)***		-0.015 (0.087)	0.021 (0.016)	0.029	0.537	1.163

由表 5、6 可见,与表 3 和 4 类似,新的融资溢价序列与存款准备金率和货币市场利率的回归效果比较理想。虽然中国商业银行贷款利率已取消上浮区间的限制,但由于贷款价格未能真正体现政策变化及引起的风险,信息不对称及由此引发的信贷配给问题将更为突出,商业银行只能选择进一步缩小信贷供给。

当然,需要指出的是,我们采用的贷款利率并没有考虑银行收费的情况。由于银行考核体系更偏重于中间业务收入和非息收入占比等指标,很多“贷款咨询费”实际上应作为银行的利息收入,这可能是融资溢价符号与理论相悖的重要原因。正如文献综述部分指出的,信贷配给是信贷渠道存在的充分条件。不过,Williamson(1986、1987)的分析表明,即使没有出现逆向选择和道德风险问题,如果存在贷款的监督成

本,也会出现信贷配给现象。平新乔和杨慕云(2009)对中国信贷市场上道德风险所导致的信贷配给及其影响进行了经验研究。张龙耀等(2011)、马九杰和吴本健(2012)对中国农村金融调查数据的分析表明,如果资金定价和风险管理能力不足,金融机构只能将较严格的信贷条件作为甄别贷款人的手段(也即事实上的信贷配给),而无法将调整利率作为弥补贷款潜在风险的手段。因此,从融资溢价分析得到的信贷配给结论仍是比较可靠的。

表6 *Spread4* 与存款准备金率和货币市场利率估计结果

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	R ²	S. E.	F
方程 1(t=0)	0.067 (0.554)	-0.067 (0.052)			0.011	2.969	1.005
方程 2(t=0)	2.422 (1.104)**	-0.112 (0.056)**		-0.118 (0.046)**	0.038	2.945	1.724 ⁺
方程 3(t=-3)	0.949 (0.930)	-0.075 (0.051) ⁺		-0.055 (0.040)	0.015	2.981	0.653
方程 4(t=-6)	-0.259 (1.159)	-0.057 (0.058)		0.008 (0.053)	0.010	3.017	0.381
方程 5(t=-9)	-0.865 (1.989)	-0.045 (0.071)		0.033 (0.097)	0.010	3.061	0.359
方程 6(t=-12)	-1.920 (1.831)	-0.051 (0.072)		0.108 (0.087)	0.035	3.067	1.409
方程 7(t=0)	-0.076 (0.843)		-0.403 (0.427)		0.020	2.957	1.744
方程 8(t=0)	1.128 (0.958)		-0.431 (0.427)	-0.080 (0.043)	0.034	2.951	1.522
方程 9(t=-3)	-0.392 (0.882)		-0.057 (0.242)	-0.029 (0.042)	0.002	3.000	0.094
方程 10(t=-6)	-1.884 (1.059)*		0.248 (0.279)	0.028 (0.048)	0.010	3.017	0.366
方程 11(t=-9)	-3.133 (1.004)***		0.687 (0.255)***	0.049 (0.072)	0.059	2.984	2.528 ⁺
方程 12(t=-12)	-3.850 (1.071)***		0.545 (0.343) ⁺	0.120 (0.073) ⁺	0.057	3.032	2.353 ⁺

(四) 融资结构与实体经济

前面有关融资结构及融资溢价与货币政策的经验分析,充分说明银行贷款和债券资产并不能完全替代,银行无法通过调整资产结构来缓冲货币政策的压力,货币政策

的变化能够有效影响银行的贷款行为,也就是 Bernanke 和 Blinder(1988)提出的 CC-LM 模型中的第二个必要条件。对于第一个必要条件(对于企业,贷款与债券无法完全替代),KSW(1993)的方法是检验融资结构变量对实体经济是否具有新的解释性作用。为此,他们将融资结构变量引入成熟的固定资产投资模型,分别考察了投资加速器模型、新古典模型及证券内在价值模型(即所谓的 Tobin Q 模型)等三种形式。结果显示,新的变量进一步增强了传统模型的解释力,从而表明融资结构与实体经济关系密切,并证明了信贷渠道的存在。

表 7 融资结构和融资溢价与投资的关系(*INV* 为因变量)

	常数项	<i>Rateloan</i>	<i>Ratio1</i>	<i>Spread1</i>	R^2	S. E.	F
方程 1($t=0$)	53.99 (6.328)***	-4.397 (0.831)***			0.526	3.809	96.58***
方程 2($t=0$)	-128.6 (55.51)**	-4.200 (0.710)***	1.867 (0.566)***		0.643	3.305	78.92***
方程 3($t=0$)	39.36 (6.197)***	-3.087 (0.740)***		3.322 (0.815)**	0.635	3.361	74.86***
方程 4($t=-3$)	50.96 (7.341)***	-3.972 (0.966)***			0.430	4.220	64.19***
方程 5($t=-3$)	-150.0 (60.99)**	-3.759 (0.865)***	2.054 (0.604)***		0.563	3.735	53.55***
方程 6($t=-3$)	34.69 (7.065)***	-2.518 (0.810)***		3.680 (1.116)***	0.562	3.740	53.28***
方程 7($t=-6$)	39.05 (8.371)**	-2.288 (1.173)*			0.149	5.257	13.39***
方程 8($t=-6$)	-181.6 (56.40)***	-2.135 (1.092)*	2.260 (0.540)***		0.295	4.814	16.71***
方程 9($t=-6$)	20.82 (8.263)**	-1.958 (0.952)**		3.559 (1.326)***	0.263	4.919	14.30***

由于中国还缺乏成熟的投资或存货模型的计量经济学模型,而且缺乏经验研究中所需要的月度资本存量或存货数据,因而我们无法按照 KSW(1993)的方法进行研究。不过,通过考察融资结构及融资溢价变量是否能够增进对实体经济的解释,一定程度上也能够检验第一个必要条件。传统经济理论表明,投资增长与贷款利率负相关,我们将融资结构和融资溢价变量引入其中,观察其是否能够增强模型的解释能力,并以此检验信贷渠道存在的必要条件。我们以全社会固定资产投资实际增长率作为投资

(*INV*)的替代变量。^①在贷款利率方面,采用已公布的2006年10月至2008年12月金融机构1年期贷款平均利率及根据贷款利率浮动占所得到的金融机构1年期贷款平均利率(*Rateloan*)估计序列。我们仅报告*Ratio1*和*Spread1*的回归结果(*Ratio2*、*Spread2*、*Spread3*、*Spread4*的回归结果与之类似,限于篇幅仅报告滞后1个季度和2个季度的回归结果)。

由表7可见,回归效果非常理想,贷款利率与投资增长率呈现显著的负相关关系,这与理论所揭示的含义一致。通过观察 R^2 可以发现,无论是融资结构,还是融资溢价,都能够显著改善回归方程的效果,回归方程的标准差也有所下降,F检验表明多变量回归是显著的。这说明增加新的变量能够增强对实体经济的回归效果,从而表明货币政策传导的信贷渠道是存在的。

表8 融资结构和融资溢价与实体经济变量的 Granger 因果关系

因变量: <i>Ratio1</i>				因变量: <i>Ratio1</i>				因变量: <i>Ratio1</i>			
Excluded	Chi ²	df	Prob.	Excluded	Chi ²	df	Prob.	Excluded	Chi ²	df	Prob.
<i>Spread1</i>	0.194	1	0.6600	<i>Spread1</i>	0.025	1	0.8743	<i>Spread1</i>	0.035	1	0.8519
<i>Value</i>	0.109	1	0.7412	<i>INV</i>	0.093	1	0.7605	<i>Sale</i>	0.289	1	0.5908
全部	0.284	2	0.8674	全部	0.268	2	0.8745	全部	0.465	2	0.7926
因变量: <i>Spread1</i>				因变量: <i>Spread1</i>				因变量: <i>Spread1</i>			
Excluded	Chi ²	df	Prob.	Excluded	Chi ²	df	Prob.	Excluded	Chi ²	df	Prob.
<i>Ratio1</i>	2.606	1	0.1064	<i>Ratio1</i>	3.5494	1	0.0596	<i>Ratio1</i>	5.240	1	0.0221
<i>Value</i>	0.084	1	0.7717	<i>INV</i>	0.629	1	0.4277	<i>Sale</i>	3.332	1	0.0680
全部	4.228	2	0.1208	全部	4.550	2	0.1028	全部	7.378	2	0.0250
因变量: <i>Value</i>				因变量: <i>INV</i>				因变量: <i>Sale</i>			
Excluded	Chi ²	df	Prob.	Excluded	Chi ²	df	Prob.	Excluded	Chi ²	df	Prob.
<i>Ratio1</i>	6.713	1	0.0096	<i>Ratio1</i>	0.002	1	0.8665	<i>Ratio1</i>	0.510	1	0.4753
<i>Spread1</i>	4.998	1	0.0254	<i>Spread1</i>	9.130	1	0.0025	<i>Spread1</i>	3.993	1	0.0457
全部	9.121	2	0.0105	全部	10.44	2	0.0054	全部	4.148	2	0.1257

KSW(1993)还进一步考察了融资结构和融资溢价对实体经济的经济预测作用,发现贷款占贷款与商业票据的比重和贷款与商业票据的利差始终是资本利用率、就业、房屋开工率、个人消费、个人收入、失业、工业产出、耐用品订单及零售额等实体经

^①以名义增长率与固定资产投资价格指数(减100)之差作为投资的实际增长率,其中,各月固定资产投资价格情况以季度数据替代,1、2月数据为1~2月数据。

济变量的 Granger 原因。我们以工业增加值实际增长率 (*Value*)、固定资产投资实际增长率 (*INV*) 和社会商品零售总额实际增长率 (*Sale*) 作为经济、投资及消费的替代变量,在 VAR 框架下分别对 *Ratio1* 和 *Spread1* 与实体经济的 Granger 因果关系进行检验。^① 由表 8 可见,工业增加值实际增长率始终不是 *Ratio1* 和 *Spread1* 的 Granger 原因,但 *Ratio1* 和 *Spread1* 分别在 1% 和 5% 显著性水平下是经济增长的 Granger 原因;虽然 *Ratio1* 并非投资和消费的 Granger 原因,但始终是 *Spread1* 的 Granger 原因,而且 *Spread1* 在 1% 和 5% 显著性水平下是投资和消费的 Granger 原因。上述结果表明,融资结构和融资溢价在一定程度上可以作为宏观经济活动的预测变量。

五 稳健性检验

(一) 货币政策变量:超额准备金率和 1 月期货币市场利率

虽然以法定存款准备金率和货币市场隔夜利率作为货币政策代理变量取得了良好的效果,但这两个指标仍然存在一定的问题。目前,中国货币政策仍以数量操作为主,主要根据外汇储备和基础货币的情况进行决策。虽然存款准备金的调整很大程度上与外汇占款密切相关,但在日常操作中,公开市场操作是最主要的政策手段,而作为深度冻结流动性工具的法定存款准备金率调整则较为谨慎(张晓慧,2011),因而法定存款准备金率并不一定能够完全体现货币政策意图和银行体系的流动性松紧状况。超额存款准备金率的变化受政策影响较大,能够及时反映市场资金头寸,是中国重要的货币政策操作目标和开展公开市场操作的主要依据(张晓慧,2008)。在货币政策紧缩阶段,由于货币市场利率上升,商业银行持有超额准备金的机会成本增加(目前中国超额准备金利率仅为 0.72%),商业银行将尽可能地减少准备金,超额准备金率因而下降,这在中国最近一轮紧缩性货币政策周期中表现得非常明显。另外,虽然公开市场操作能够迅速影响货币市场利率,但由于受中国新股发行、贷存比等监管指标期末考核、法定存准备金旬末考核等制度性因素的影响,^②隔夜和 7 天短端利率经常

^① 各变量都为 I(1)序列且存在至少 1 个协整关系,VAR 模型的滞后阶数根据 AIC、LR、SC 等准则比较而定,全部特征根都落在单位圆以内,表明 VAR 系统是稳定的。而 Sims 等(1990)的研究表明,如果变量同为一阶单整且存在协整关系,那么这些变量可以以水平形式进入 VAR 系统且不会出现模型设定错误。限于篇幅,具体检验结果从略。

^② 例如,2004 年 3 月中国开始实行的再贷款付息制度的背景之一,就是法定存款准备金调整和大盘股发行等因素对货币市场隔夜和 7 天等短端利率造成了严重的冲击。参见《2004 年第 1 季度中国货币政策执行报告》(中国人民银行网站)。

受到异常因素扰动而波动剧烈,从而并不一定能够完全体现货币政策意图。因此,我们用超额存款准备金率(*ERR*)和1月期货币市场利率(*Rate1m*)作为货币政策替代变量,对融资结构和融资溢价与货币政策的关系进行稳健性检验。我们对已公布的金融机构季度超额准备金率以线性插值的方法得到月度数据。首先观察 *Ratio1* 与超额准备金率和1月期货币市场利率的关系,检验结果见表9。

表9 *Ratio1* 与超额存款准备金率和1月期货币市场利率估计结果

	常数项	<i>ERR</i>	<i>Rate1m</i>	<i>Value</i>	R ²	S. E.	F
方程1(<i>t</i> =0)	95.09 (0.484)***	0.757 (0.203)***			0.452	0.767	71.72***
方程2(<i>t</i> =0)	94.35 (0.603)***	0.730 (0.177)***		0.057 (0.026)**	0.513	0.728	45.25***
方程3(<i>t</i> =-3)	94.81 (0.574)***	0.630 (0.136)***		0.035 (0.025) ⁺	0.462	0.672	35.66***
方程4(<i>t</i> =-6)	95.10 (0.441)***	0.604 (0.089)***		0.012 (0.020)	0.522	0.555	43.65***
方程5(<i>t</i> =-9)	95.21 (0.374)***	0.576 (0.073)***		0.005 (0.018)	0.552	0.402	47.50***
方程6(<i>t</i> =-12)	95.12 (0.377)***	0.503 (0.087)***		0.020 (0.022)	0.472	0.531	33.03***
方程7(<i>t</i> =0)	98.32 (0.400)***		-0.419 (0.095)***		0.383	0.814	54.02***
方程8(<i>t</i> =0)	97.37 (0.376)***		-0.408 (0.083)***	0.064 (0.026)**	0.461	0.766	36.72***
方程9(<i>t</i> =-3)	97.49 (0.297)***		-0.372 (0.072)***	0.042 (0.024)*	0.415	0.734	29.76***
方程10(<i>t</i> =-6)	97.52 (0.263)***		-0.307 (0.061)***	0.016 (0.020)	0.352	0.670	22.02***
方程11(<i>t</i> =-9)	97.28 (0.396)***		-0.237 (0.063)***	0.016 (0.027)	0.242	0.664	12.47***
方程12(<i>t</i> =-12)	96.84 (0.385)***		-0.184 (0.074)**	0.030 (0.029)	0.162	0.672	7.261***

由表9可见,虽然控制变量回归效果不是非常理想(工业增加值同比增速仅在当期及滞后1个季度在15%水平下显著),但各货币政策变量均通过了至少5%水平的显著性检验,而且变量回归系数的方向也与理论相一致,这说明融资结构与货币政策

的关系是可靠的。进一步检验融资溢价与超额准备金率和1月期货币市场利率的关系,同样取得了良好的效果。在货币政策紧缩时,贷款优惠利率与短期融资券利率的利差不升反降,这再次说明中国银行体系可能存在比较严重的信贷配给现象。另外, *Ratio2* 及其他融资溢价变量与超额准备金率和1月期货币市场利率检验的结果基本与表9和10类似,限于篇幅不再报告具体检验结果。

表10 *Spread1* 与超额存款准备金率和1月期货币市场利率估计结果

	常数项	<i>ERR</i>	<i>Rate1m</i>	<i>Value</i>	R ²	S. E.	F
方程1(t=0)	1.050 (0.374) ***	0.229 (0.116) *			0.103	0.623	10.00 ***
方程2(t=0)	0.907 (0.525) *	0.224 (0.112) **		0.011 (0.019)	0.109	0.624	5.244 ***
方程3(t=-3)	0.773 (0.456) *	0.438 (0.107) ***		-0.020 (0.017)	0.383	0.522	26.11 ***
方程4(t=-6)	1.025 (0.408) **	0.419 (0.093) ***		-0.036 (0.015) **	0.394	0.518	26.33 ***
方程5(t=-9)	1.123 (0.433) **	0.261 (0.95) ***		-0.015 (0.012) *	0.145	0.621	6.630 ***
方程6(t=-12)	1.427 (0.532) ***	0.093 (0.120)		0.008 (0.015)	0.019	0.675	0.742
方程7(t=0)	2.633 (0.162) ***		-0.328 (0.059) ***		0.583	0.424	122.9 ***
方程8(t=0)	2.488 (0.279) ***		-0.326 (0.060) ***	0.009 (0.014)	0.587	0.424	61.90 ***
方程9(t=-3)	2.843 (0.240) ***		-0.325 (0.058) ***	-0.017 (0.011) *	0.584	0.427	59.87 ***
方程10(t=-6)	2.820 (0.221) ***		-0.252 (0.041) ***	-0.032 (0.013) **	0.391	0.520	26.33 ***
方程11(t=-9)	2.335 (0.220) ***		-0.186 (0.067) ***	-0.014 (0.012)	0.199	0.599	9.828 ***
方程12(t=-12)	1.943 (0.227) ***		-0.110 (0.058) *	-0.004 (0.016)	0.062	0.658	2.533 *

(二) 融资意愿与信贷配给

国外有关货币政策信贷渠道的讨论是基于价格作为市场出清条件和金融高度市场化情况展开的,目前中国货币政策仍以数量调控为主,信贷传导渠道存在一定的特

殊性。最近两轮货币调控周期表明,中国的货币政策紧缩往往是在公开市场操作对冲效果下降后,采取提高法定存款准备金率及对货币供应量和信贷规模进行控制等措施,并通过贷存比、资本充足度等微观监管指标和存款准备金动态调整手段直接影响贷款的供给,从而体现出货币政策传导的信贷渠道。存贷款基准利率的调整往往是滞后的,在决策当局政策偏好中排在公开市场对冲操作和准备金调整之后。虽然货币市场利率对经济和政策的反应灵敏度已经大大提高,但由于基准利率弹性较差,贷款利率上升速度慢于其他融资途径,货币政策的利率传导效率必然受到影响。在这种情况下,虽然企业希望获得贷款,但由于数量的限制,企业只能通过短期融资券等其他非信贷渠道获得资金,这也是资金溢价和货币政策符号与理论相反的原因,间接说明了中国信贷配给的存在。

表 11 融资意愿与信贷配给 (*Ratio1* 为因变量, *Spread3* 为融资意愿控制变量)

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	<i>Spread3</i>	<i>R</i> ²	S. E.	F	VIF
方程 1(<i>t</i> =0)	98.01 (0.754)***	-0.149 (0.026)***			0.411 (0.178)**	0.736	0.514	112.7***	1.36
方程 2(<i>t</i> =0)	98.06 (0.863)***	-0.150 (0.027)***		-0.002 (0.008)	0.407 (0.185)**	0.736	0.517	74.23***	1.36
方程 3(<i>t</i> =-3)	97.54 (0.671)***	-0.124 (0.021)***		-0.012 (0.008) ⁺	0.460 (0.155)***	0.747	0.439	75.78***	1.34
方程 4(<i>t</i> =-6)	98.36 (0.791)***	-0.125 (0.018)***		-0.031 (0.011)***	0.253 (0.174) ⁺	0.715	0.401	61.74***	1.40
方程 5(<i>t</i> =-9)	98.53 (0.857)***	-0.123 (0.018)***		-0.033 (0.015)***	0.169 (0.193)	0.647	0.414	43.35***	1.55
方程 6(<i>t</i> =-12)	97.56 (0.952)***	-0.109 (0.027)***		-0.009 (0.016)	0.269 (0.194)	0.570	0.443	30.02***	1.75
方程 7(<i>t</i> =0)	95.26 (0.936)***		-0.275 (0.101)***		0.782 (0.284)***	0.444	0.746	32.31***	2.25
方程 8(<i>t</i> =0)	94.43 (1.027)***		-0.259 (0.102)**	0.050 (0.016)***	0.803 (0.291)***	0.495	0.714	26.12***	2.02
方程 9(<i>t</i> =-3)	94.35 (0.889)***		-0.177 (0.088)**	0.033 (0.014)**	0.822 (0.250)***	0.533	0.597	29.24***	1.88
方程 10(<i>t</i> =-6)	95.04 (1.021)***		-0.166 (0.094)*	0.015 (0.018)	0.637 (0.258)**	0.403	0.581	16.62***	2.48
方程 11(<i>t</i> =-9)	94.88 (1.133)***		-0.099 (0.095)	0.013 (0.023)	0.623 (0.284)**	0.254	0.602	8.043***	3.94
方程 12(<i>t</i> =-12)	93.95 (0.863)***		-0.075 (0.119)	0.029 (0.023)	0.715 (0.225)***	0.251	0.585	7.589***	3.99

事实上,融资溢价也可以被视为不同渠道融资意愿的代理变量。在不存在信贷配给的情况下,如果贷款利率与短期融资券利差扩大,企业应更倾向于非信贷融资,贷款占内外融资的比重将下降;相反,如果存在贷款规模数量限制,贷款利率上升幅度无法保证市场出清,利差即使扩大,企业也更希望获得贷款,贷款占内外融资的比重反而会上升。因此,如果在融资结构回归方程中,进一步控制融资意愿变量并观察其符号是否与理论相反,就能够更加清晰地判断出是否存在信贷配给。因而,我们将融资结构放入方程中加入企业选择不同渠道融资意愿变量,进一步对是否存在信贷配给进行检验。当然,表3~6的结果表明,如果加入利差变量,有可能存在回归的多重共线性问题。为了更好地检验是否存在信贷配给,利差变量应选择1年期贷款实际利率与短期融资券之差,也即引入 *Spread3* 作为控制变量,进一步观察 *Ratio1* 的具体情况,结果见表11。

比较表1和表11的结果可以发现,引入利差变量后并未出现我们所担心的多重共线性问题,各方程的方差膨胀因子(VIF)都在10以下,而且在所有 *Spread3* 显著的回归方程中 R^2 都较表1有了明显提高,说明方程的解释力更强了。引入利差变量后,货币政策变量和 *Ratio1* 的关系与理论相符,而且无论是否显著, *Spread3* 都与 *Ratio1* 呈现正相关,说明利差扩大企业反而进一步扩大贷款融资,因而信贷配给确实存在。另外,如果引入 *Spread4* 作为控制变量并对 *Ratio2* 进行回归,得到的结果与表11类似,限于篇幅,未报告具体结果。

(三)内生性问题:GMM 检验结果

虽然通过工业增加值控制了经济周期因素,但上述检验仅是对货币政策变量与融资结构和融资溢价变量进行普通最小二乘回归,这很有可能面临内生性问题,也即货币政策变量本身与方程随机扰动项相关,使回归的估计值并非一致估计量。为此,我们选取合适的“工具变量”进一步考察两者之间的关系。一般来说,工具变量的选择必须与自变量相关,但与回归的残差不相关。这里,我们选择当月同比 *CPI*(*CPI*)作为货币政策的工具变量。显然,货币政策是通货膨胀的函数,这对于滞后期情形也是合适的(表明货币政策具有一定的前瞻性)。虽然银行间接融资和短期融资券的直接融资都与通货膨胀密切相关,但作为一个比值或利差,融资结构和融资溢价变量实际上是剔除了物价因素,即与 *CPI* 不相关。工业增加值增速作为经济增长的实际变量,与物价不相关,这里我们仅将其作为控制变量。因此,可以认为 *CPI* 是货币政策理想的工具变量。这样,我们采用 GMM 方法,对 *Ratio1* 和 *Spread1* 与货币政策的关系进行分析,结果见表12和13。

表 12 *Ratio1* 与存款准备金率和货币市场利率估计结果 (GMM)

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	Weak Identification Wald F Statistic
方程 1 (t=0)	99.61 (0.503) ***	-0.173 (0.031) ***			22.95 *
方程 2 (t=0)	99.60 (0.954) ***	-0.173 (0.046) ***		0.000 (0.019)	25.34 *
方程 3 (t=-3)	100.3 (0.878) ***	-0.183 (0.031) ***		-0.041 (0.027) +	21.36 *
方程 4 (t=-6)	100.5 (0.861) ***	-0.152 (0.031) ***		-0.092 (0.040) **	9.876 *
方程 5 (t=-9)	100.3 (1.171) ***	-0.104 (0.039) ***		-0.135 (0.072) *	5.628 +
方程 6 (t=-12)	99.21 (1.634) ***	-0.014 (0.090)		-0.147 (0.108)	2.872
方程 7 (t=0)	98.38 (0.500) ***		-0.618 (0.192) ***		26.47 *
方程 8 (t=0)	97.37 (0.426) ***		-0.564 (0.172) ***	0.062 (0.024) **	52.09 *
方程 9 (t=-3)	98.01 (0.600) ***		-0.775 (0.222) ***	0.046 (0.034) ***	17.60 *
方程 10 (t=-6)	98.90 (0.949) ***		-0.804 (0.249) ***	-0.107 (0.048)	7.445 *
方程 11 (t=-9)	99.57 (1.513) ***		-0.576 (0.284) **	-0.102 (0.092)	4.926 +
方程 12 (t=-12)	99.12 (1.563) ***		-0.070 (0.449)	-0.150 (0.119)	3.317

由表 12 和 13 可见,以当月同比 *CPI* 作为存款准备金或货币市场利率的工具变量并进行 GMM 检验,结果仍然非常理想。融资结构检验方程(表 12)中除滞后 1 年的货币政策变量不显著外,所有货币政策变量与 *Ratio1* 都呈现显著的负相关关系,工具变量法很好地处理了内生性问题,使得结论更加稳健可靠。类似地,表 13 显示至少在滞后后期为 6 个月以内的融资溢价与货币政策的关系也都显著,检验效果同样比较理想。另外,在全部显著的方程所进行的弱工具变量 Wald 检验 F 统计量表明,所有方程都在显著性水平为 15% 的临界值拒绝“弱工具变量”的原假设,进一步说明以 *CPI* 为货币政策工具变量是合理的。

表 13 *Spread1* 与存款准备金率和货币市场利率估计结果 (GMM)

	常数项	<i>RR</i>	<i>Rate</i>	<i>Value</i>	Weak Identification Wald F Statistic
方程 1(<i>t</i> =0)	3.094 (0.442)***	-0.103 (0.028)***			23.02*
方程 2(<i>t</i> =0)	5.719 (1.391)***	-0.207 (0.065)***		-0.071 (0.033)**	24.92*
方程 3(<i>t</i> =-3)	5.591 (0.688)***	-0.151 (0.030)***		-0.124 (0.024)***	21.25*
方程 4(<i>t</i> =-6)	5.514 (0.900)***	-0.092 (0.026)***		-0.176 (0.053)***	10.43*
方程 5(<i>t</i> =-9)	3.236 (0.896)***	-0.076 (0.051)*		-0.038 (0.022)*	15.91*
方程 6(<i>t</i> =-12)	3.599 (2.971)***	-0.134 (0.132)		-0.259 (0.182)	3.063
方程 7(<i>t</i> =0)	3.083 (0.185)***		-0.679 (0.098)***		25.83*
方程 8(<i>t</i> =0)	3.028 (0.340)***		-0.675 (0.102)***	0.003 (0.016)	51.19*
方程 9(<i>t</i> =-3)	3.722 (0.381)***		-0.639 (0.095)***	-0.052 (0.021)**	18.15*
方程 10(<i>t</i> =-6)	4.556 (0.982)***		-0.486 (0.182)***	-0.131 (0.062)***	7.924*
方程 11(<i>t</i> =-9)	5.264 (1.856)***		-0.177 (0.355)	-0.225 (0.119)*	5.602*
方程 12(<i>t</i> =-12)	4.472 (2.382)*		-0.631 (0.576)	-0.278 (0.164)*	3.688 [‡]

说明: [‡]为 25% 显著性水平。

六 结论性评述

本文利用总量融资结构数据为中国货币政策传导渠道的存在提供了新的证据。经验研究表明,融资结构的变化与货币政策密切相关。在紧缩性货币政策作用下,由于代理成本上升,银行贷款更加困难,企业将更多地转向直接融资方式或内部融资,贷款占外部融资及内外融资的比重将明显下降。与国外金融市场仅靠价格而非数量出清不同,由于中国仍对贷款利率实行管制,贷款利率无法充分反映资金供求及风险溢价,而资金市场利率弹性较高,因此在货币紧缩时期,银行贷款利率与其他融资渠道利率的利差反而缩小,这说明信贷配给仍是中国信贷市场的重要特征。融资结构和融资

溢价能够增强对实体经济的解释力,并是工业增加值、投资、消费等变量的 Granger 原因,在一定程度上具有宏观经济预测的能力。

在 2010 年年末以来的持续紧缩性货币政策的作用下,短期贷款占融资总量中的比重不断下降,中国经济也于 2011 年年中开始逐步“降温”。但是,受欧洲债务危机恶化和国际经济复苏缓慢等因素影响,尽管经济增长仍未击穿政策目标底线,但较低的经济增速使宏观调控部门在 2011 年 4 季度开始进行政策“预调”和“微调”,由此也可看到 2012 年初 $Ratio_1$ 和 $Ratio_2$ 出现一定程度的反弹。虽然分析表明,紧缩性货币政策在抑制贷款供给方面发挥了重要的作用,但我们仍然无法定量地判断贷款供给对当前经济下滑究竟产生多大的影响,这需要进一步的研究。尽管如此,我们证明了当前的信贷和经济下滑至少是部分由贷款供给方的变化引起的。当然,由于中国金融市场发展时间并不长,本文计量分析的样本期虽然经历了比较完整的货币政策周期,但样本数量仍然较少,数据质量也有待提高,并且总量数据无法发掘更为丰富的信息。采用银行或企业微观层面融资结构的面板数据,能够在很大程度上弥补这方面的不足,这应是今后研究的一个方向。

信贷市场的信息不完全是货币政策传导信贷渠道存在的必要条件,而由于信息不完全所导致的信贷配给则能够充分说明信贷传导渠道的存在。融资溢价分析表明中国银行信贷市场仍存在信贷配给,进一步证明了中国货币政策传导信贷渠道的存在,这对判断中国货币政策立场及有效开展货币决策,具有非常重要的意义。不过,也应当看到,信贷渠道作为中国货币政策传导的重要途径,与当前特定的经济金融发展阶段密切相关。作为对传统新古典利率渠道的补充,在一个发育健全、信息充分的金融体系中,信贷渠道的作用也应将日益下降。从长远看,为改变当前投资和政府主导的经济发展模式,货币政策应加强通过利率市场化等手段引导信贷需求的作用。因此,今后应进一步加速推进包括利率在内的金融要素市场化改革进程,切实开展金融机构市场准入、退出、业务管制放开及系统性金融风险安全网在内的深层次金融改革,从而进一步理顺货币政策传导机制,提高货币政策的有效性。

参考文献:

- 陈飞、赵昕东、高铁梅(2002):《我国货币政策工具变量效应的实证分析》,《金融研究》第 10 期。
范小云、肖立晟、王博(2010):《我国货币政策信贷渠道研究》,《当代财经》第 11 期。
冯春平(2002):《货币供给对产出与价格影响的变动性》,《金融研究》第 7 期。
高山、黄杨、王超(2011):《货币政策传导机制有效性的实证研究》,《财经问题研究》第 7 期。
何东、王红林(2011):《利率双轨制与中国货币政策实施》,《金融研究》第 12 期。

- 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全(2005):《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析》,《金融研究》第5期。
- 李宏瑾(2012a):《基于协整理论的利率期限结构预期假说检验》,《投资研究》第6期。
- 李宏瑾(2012b):《利率期限结构的远期利率预测作用——经期限溢价修正的预期假说检验》,《金融研究》第8期。
- 李宏瑾、项卫星(2010):《中央银行基准利率、公开市场操作与间接货币调控》,《财贸经济》第4期。
- 刘仁伍、盛文军(2011):《商业信用是否补充了银行信用体系》,《世界经济》第11期。
- 马九杰、吴本健(2012):《利率浮动政策、差别定价策略与金融机构对农户的信贷配给》,《金融研究》第4期。
- 潘敏、缪海斌(2010):《银行信贷——经济增长与通货膨胀压力》,《经济评论》第2期。
- 平新乔、杨慕云(2009):《信贷市场信息不对称的实证研究》,《金融研究》第3期。
- 盛松成、吴培新(2008):《中国货币政策的二元传导机制》,《经济研究》第10期。
- 盛朝晖(2006):《中国货币政策传导渠道效应分析》,《金融研究》第7期。
- 宋旺、钟正声(2010):《我国金融脱媒对货币政策传导机制的影响》,《经济学家》第2期。
- 孙明华(2004):《我国货币政策传导机制的实证分析》,《财经研究》第3期。
- 索彦峰、陈继明(2008):《资产规模、资本状况与商业银行资产组合行为》,《金融研究》第6期。
- 汪川、黎新、周镇峰(2011):《货币政策的信贷渠道》,《国际金融研究》第1期。
- 王振山、王志强(2000):《我国货币政策传导途径的实证研究》,《财经问题研究》第12期。
- 许伟、陈斌开(2009):《银行信贷与中国波动》,《经济学(季刊)》第8卷第3期。
- 姚余栋、谭海鸣(2011):《央票利率可以作为货币政策的综合性指标》,《经济研究》增2期。
- 张龙耀、杨军、陈畅(2011):《信贷需求、信贷交易成本与农村利率市场化》,《财贸经济》第11期。
- 张杰、经明朝、刘东(2007):《商业信贷、关系型借贷与小企业信贷约束》,《世界经济》第3期。
- 张晓慧(2008):《走向间接调控的中国货币政策》,《中国金融》第23期。
- 张晓慧(2011):《国际收支顺差下货币政策工具的选择》,《中国金融》第9期。
- 章希(2005):《短期融资券与美国商业票据的比较》,《中国货币市场》第7期。
- 周英章、蒋振声(2002):《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性》,《金融研究》第9期。
- Bermanke, B. "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy? A Comment." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), pp. 47-52.
- Bermanke, B. and Blinder, A. "Credit, Money, and Aggregate Demand." *American Economic Review*, 1988, 78(2), pp. 435-439.
- Bermanke, B. and Gertler, M. "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations." *American Economic Review*, 1989, 79(1), pp. 14-31.
- Bermanke, B. and Gertler, M. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission." *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp. 27-48.
- Bermanke, B.; Gertler, M. and Gilchrist, S. "The Financial Accelerator and the Flight to Quality." *Review of Economics and Statistics*, 1996, 78(1), pp. 1-15.
- Bermanke, B.; Gertler, M. and Gilchrist, S. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," in J. Taylor, and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*. Amsterdam: Elsevier, 1999, 1(21), pp. 1341-1393.

Boivin, J.; Kiley, M. and Mishkin, F. "How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?" in B. Friedman and M. Woodford, eds., *Handbook of Monetary Economics*, Amsterdam; Elsevier, 2010, 3(8), pp.369-422.

Calomiris, C.; Himmelberg, C. and Wachtel, P. "Commercial Paper, Corporate Finance, and the Business Cycle: A Microeconomic Perspective." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1995, 42(1), pp.203-250.

Calza, A.; Monacelli, T. and Stracca, L. "Mortgage Markets, Collateral Constraints, and Monetary Policy: Do Institutional Factors Matter?" *CEPR Discussion Paper*, No. DP6231, 2007.

Christiano, L.; Motto, R. and Rostagno, M. "Financial Factors in Economic Fluctuations." *European Central Bank Working Paper Series*, No. 1192, 2010.

Ciccarelli, M.; Maddaloni, A. and Peydro, J. "Trusting the Bankers: A New Look at the Credit Channel of Monetary Policy." *European Central Bank Working Paper Series*, No. 128, 2010.

Cooley, T.; Marimon, R. and Quadrini, V. "Aggregate Consequences of Limited Contract Enforceability." *Journal of Political Economy*, 2004, 112(4), pp.817-847.

Gertler, M. and Gilchrist, S. "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms." *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(2), pp.309-340.

Guariglia, A. and Mateut, S. "Credit Channel, Trade Credit Channel, and Inventory Investment: Evidence from A Panel of UK Firms." *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(10), pp.2835-2856.

Hubbard, G. "Is there A 'Credit Channel' for Monetary Policy?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 1995, 77(3), pp.63-77.

Iacoviello, M. and Minetti, R. "The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence from the Housing Market." *Journal of Macroeconomics*, 2008, 30(1), pp.69-96.

Jaffee, D. and Russell, T. "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing." *Quarterly Journal of Economics*, 1976, 90(4), pp.651-666.

Kashyap, A. and Stein, J. "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1995, 42(1), pp.151-159.

Kashyap, A. and Stein, J. "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?" *American Economic Review*, 2000, 90(3), pp.407-428.

Kashyap, A.; Stein, J. and Wilcox, D. "Monetary Policy and Credit Conditions Evidence from the Composition of External Finance." *American Economic Review*, 1993, 83(1), pp.78-98.

Kashyap, A.; Stein, J. and Wilcox, D. "Monetary Policy and Credit Conditions Evidence from the Composition of External Finance: Reply." *American Economic Review*, 1996, 86(1), pp.310-314.

Kishan, R. and Opiela, T. "Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2000, 32(1), pp.121-141.

Kishan, R. and Opiela, T. "Bank Capital and Loan Asymmetry in the Transmission of Monetary Policy." *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30(1), pp.259-285.

Mateut, S.; Bougheas, S. and Mizen, P. "Trade Credit, Bank Lending and Monetary Policy Transmission." *European Economic Review*, 2006, 50(3), pp.603-629.

- Miron, J.; Romer, C. and Weil, D. "Historical Perspectives on the Monetary Transmission Mechanism," in G. Mankiw, eds., *Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press, NBER, 1994, pp.263-306,.
- Mishkin, F. "Symposium on the Monetary Policy Transmission Mechanism." *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp.3-10.
- Mishkin, F. "The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy." *NBER Working Paper*, No. 5464, 1996.
- Moody's Investors Service. "Default and Recovery Rates of Corporate Commercial Paper Issuers, 1972-2009." *Global Corporate Finance*, Moody's Investors Service, 22nd, June.2010.
- Newey, W. and West, K. "A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica*, 1987, 55(3), pp.703-708.
- Nilsen, J. "Trade Credit and Bank Lending Channel." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002,34(1), pp.226-253.
- Oliner, S. and Rudebusch, G. "Is There a Bank Lending Channel for Monetary Policy?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1995, 1995(1), pp.3-20.
- Oliner, S. and Rudebusch, G. "Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1996a, 1996(1), pp.3-13.
- Oliner, S. and Rudebusch, G. "Monetary Policy and Credit Conditions Evidence from the Composition of External Finance: Comment." *American Economic Review*, 1996b, 86(1), pp.300-309.
- Ramey, V. "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), pp.1-45.
- Romer, C. and Romer, D. "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism." *Brookings Papers on Economic Activity*,1990(1), pp.149-198.
- Rudebusch, G. "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?" *International Economic Review*, 1998, 39(4), pp.907-931.
- Sims, C.; Stock, J. and Watson, M. "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots." *Econometrica*, 1990, 58(1), pp.113-144.
- Stiglitz, J. and Weiss, A. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *American Economic Review*, 1981, 71(3), pp.393-410.
- Taylor, J. "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework." *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4), pp.11-26.
- Walsh, C. *Monetary Theory and Practice*. Cambridge; MIT Press, 2010.
- Williamson, S. "Costly Monitoring, Financial Intermediation and Equilibrium Credit Rationing." *Journal of Monetary Economics*, 1986, 18(2), pp.159-179.
- Williamson, S. "Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing." *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(1), pp.135-145.

(截稿:2013年1月 责任编辑:李元玉)

产业集聚对劳动生产率的动态影响

孙浦阳 韩 帅 许启钦*

内容提要 本文使用中国大陆 287 个地级及以上城市 2000~2008 年的面板数据,检验了中国城市的产业集聚对劳动生产率的影响。研究发现,产业集聚带来的拥塞效应和集聚效应在不同时期可能处于不同均衡状态,集聚初期拥塞效应占主导地位不利于经济发展,而之后促进劳动生产率提升的集聚效应逐步占据主导地位。从长期整体来看,集聚对劳动生产率有促进作用。而这一结论在工业与服务业的分行业分析中出现了不同结果,工业集聚对劳动生产率长期具有促进作用,而服务业的长期影响不显著。本文的创新之处在于:首先,将区分长短期的 ADL(1,1) 动态模型纳入产业集聚分析,区别分析了集聚对劳动生产率在不同时期的不同影响;其次,区分了专业化和多样化集聚对劳动生产率的不同影响;第三,分别研究了工业与服务业集聚对各自产业劳动生产率的作用。

关键词 产业集聚 劳动生产率 动态影响 行业比较

一 引言

对于发展中国家,集聚效应对区域经济发展的作用一直以来都是发展经济学不可避免的研究问题。在产业集聚对地区经济影响的相关研究中,部分研究对产业集聚效

* 孙浦阳:南开大学经济学院国际经济与贸易系、英国伯明翰大学、诺丁汉大学 GEP 研究中心 通信地址:天津市南开区卫津路 94 号 300071;韩帅、许启钦:南开大学经济学院 电子信箱:puyangsun@nankai.edu.cn(孙浦阳);hanshuai2006@163.com(韩帅);xqq_paper@163.com(许启钦)。

本文为国家社会科学基金项目(12BJL049)的阶段性研究成果,同时感谢天津市社科项目(TJLJ12-008)的支持。感谢英国阿斯顿大学(Aston University, UK)Zhou Ying 和南开大学黄玖立给予的帮助与支持,当然文责自负。