

金融变量如何影响实体经济： 基于中国的实证分析*

马 勇 李锱洋

〔摘要〕本文基于中国 1998~2013 年的季度数据,对金融变量和实体经济之间的关联关系进行了系统的实证分析。实证结果表明,金融变量不仅对实体经济具有普遍显著的影响,而且通常领先于实体经济。上述结论具有两个方面的基本启示:一是从理论上讲,必须重视金融体系对实体经济的影响,并将二者置于统一的理论框架下予以整体考虑;二是从政策取向上看,一个健全的宏观调控框架必须将金融和实体经济同时纳入政策视野。此外,鉴于金融变量的领先性特征,政策决策的信息集应该更广泛地纳入各种关键的金融指标,以进一步提高宏观调控的前瞻性、科学性和有效性。

关键词:金融变量 实体经济 实证分析

JEL 分类号:E50 E52 E61

经济学诞生伊始,人们对金融部门和实体经济之间关系的猜想就已经开始了。早在 18 世纪,亚当·斯密(Adam Smith,1776)就曾指出,在他所处的年代,苏格兰密集分布的银行系统对于苏格兰经济的快速发展至关重要。20 世纪早期,熊彼特(Schumpeter,1934)更是旗帜鲜明地指出,银行系统创造的信用使得企业家可以在生产关系中加入新的要素来促进经济增长,而技术创新及其决定因素则成为内生增长理论的关键。事实上,后续关于金融和实体经济关系的研究不仅仅是基于熊彼特(如 King,1993),同时也常常建立在内生增长理论基础之上(如 Levine,1997)。

本轮金融危机之后,即使那些最恪守传统的经济学家也不得不承认,金融体系对实体经济的运行具有重要影响。事实上,本轮危机所引发的经济理论和政策领域的大规模集体反思,正引领着越来越多的经济学家走向宏观经济学的新共识,即:金融体系对实体经济的运行具有不可忽略的重要影响,宏观经济理论必须在内生纳入金融因素的基础上予以系统重建(陈雨露和马勇,2013)。经过危机后短暂的激烈争论,大量经济学家开始积极投身于宏观金融模型的开发。从文献分布来看,2008 年以来,特别是 2010 年以来,试图在传统宏观经济模型中植入金融因素的模型大量涌现,而金融部门作为一个独立的“模块”进入主流的一般均衡分析框架,标志着金融因素在宏观经济中的重要作用得到进一步确认(马勇,2013)。

总体而言,金融与实体经济之间日渐紧密的联系充分说明了该领域研究对于理解现代经济和金融体系运行规律的重要性,同时这个问题也是宏观经济学渗入微观经济领域的关键路径所在(陈雨露,2014)。从目前的情况来看,虽然理论研究的进展还算迅速,但实证研究却相对缓慢,不仅文献较少,而且相关结论也存在着明显分歧。有鉴于此,本研究尝试以中国数据为基础,对金融和实体经济的关系问题进行初步探讨。

* 马勇,中国人民大学财政金融学院副教授,中国财政金融政策研究中心,国际货币研究所研究员,经济学博士;李锱洋,中国人民大学财政金融学院,中国财政金融政策研究中心,国际货币研究所研究助理。本研究得到国家自然科学基金重大项目“完善金融宏观调控体系研究”(12&ZD089)和国家自然科学基金项目“DSGE 宏观金融建模及政策模拟分析”(71403277)资助。非常感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

一、文献综述

纵观金融变量与实体经济关系的实证文献,学者对相关金融变量的探寻是逐步加深的。在传统的主流经济学框架中,金融变量和实体经济的关联主要是通过总供给方程(菲利普斯曲线)和总需求方程(IS曲线)来刻画的。从模型演变的基本路径来看,最初的菲利普斯曲线和IS曲线仅仅建立了利率与产出和通货膨胀的关系,之后方程中加入了汇率以适用于开放经济,随后资产价格和货币供应量两个指标的加入又使方程进一步完善。

早期研究认为,由于货币需求函数的不确定性,使用货币供给量来判断货币政策和未来的通胀压力在一些国家中是不合适的,因此,这些国家的央行往往采用直接的通胀目标来代替货币供给目标。Rudebusch and Svensson(1999)的通胀方程表明,短期利率影响产出缺口,产出缺口对未来的通货膨胀形成压力,而加入汇率则可将这一分析扩展至开放经济中。在Ball(1998)和Svensson(2000)的模型中,由于实际汇率会影响净出口,开放经济中的总需求同时受到短期实际利率和实际汇率的影响,此时若利率平价条件成立,那么汇率就可以通过上述模型传导对通货膨胀产生影响。基于这一逻辑,模型的传导渠道由利率和汇率两部分构成,这就是后来广为人知的“货币条件指数”(Monetary Conditions Index, MCI)。从后续实践来看,瑞典、冰岛、挪威等国将货币条件指数作为判断货币政策松紧程度的指标,加拿大银行和新西兰储备银行甚至将其作为货币政策的操作目标。

Smets(1997)认为,除了汇率以外,其它金融变量也会影响到总需求,因此在分析金融和实体经济的关系时,应考虑更为广泛的金融变量。从财富效应的角度来看,房地产和股票价格会影响私人部门财富,进而影响消费需求。从资产负债表角度来看,家庭或公司净资产的下降意味着可抵押资产的减少,逆向选择和道德风险问题变得严重,而资产价格上涨则会使家庭或公司的净资产增加,从而提高其借贷能力,而这些额外增加的信用又可以进一步转化为消费和产出增长。此外,由于一部分额外信用还可以用于购买资产,因而可以进一步推高资产价格,增加信用额度,并通过这一循环往复的强化机制推动金融和实体经济共同进入繁荣周期。其他学者如Bernanke and Gertler(1989),Kiyotaki and Moore(1997)以及Bernanke et al.(1998)着重阐述了信用和资产价格之间的相互作用。在这些研究中,我们可以看到一个较小的金融冲击是如何最终导致实体经济的大幅波动的,这种金融对实体经济的放大效应后来被称为“金融加速器”(Financial Accelerator)。

除Smets外,旗帜鲜明地主张更全面考察金融变量对实体经济影响的还有Goodhart and Hofmann(2000)。他们认为,除实际利率之外,房地产价格、股票价格和货币供给量等金融变量也是影响总需求的重要因素。房地产和股票价格反映了私人部门财富,这代表着私人部门的消费水平;从信用角度来看,房地产和股票价格还影响着—个家庭或企业的借贷能力,进而会影响其消费和投资需求;而货币供给量则会影响社会产出和相对价格,进而对总需求产生直接影响。从货币市场均衡条件分析,货币供给量也将影响到总需求。持类似观点的还包括Meltzer(1999)和Nelson(2000),他们认为,货币政策起作用并非只是源于短期利率的影响,很多其它利率和相对价格的变动也会发生作用,而这些变动会反映在货币供给量的变动上,因此,货币供给量将通过真实货币市场均衡效应影响总需求。基于这些考虑,Goodhart and Hofmann(2000)认为,无论是从理论层面还是从现实层面,在考察总需求时都不应该仅仅只考虑利率和汇率的影响,还应该纳入资产价格和货币供给量,否则可能导致模型估计的偏差。

本轮金融危机之后,金融体系对实体经济的影响得到广泛关注,大量经济学家开始投身于金融和实体经济关系的研究。这些研究除了对金融周期和实体经济周期之间的关系进行实证研究之外,还试图通过将金融因素植入传统的宏观经济模型以更好地模拟现实经济。从实证和模拟结果来看,Iacoviello and Neri(2010)的研究表明,通过将房地产作为抵押物纳入动态随机一般均衡模型,可以更好地捕捉现实中总需求与房价之间的联动关系。Liu et al.(2010)也发现,抵押物机制和

资产价格冲击确实有助于解释经济周期波动中各种的实证特征。在 Liu et al.(2010)的模型中,房地产需求冲击可以解释 36%~46%的投资波动以及 22%~38%的产出波动。Claessens et al.(2011)基于 44 个国家 1960~2007 年间超过 200 个商业变量和 700 个金融变量的时间序列数据,对金融周期和经济周期之间的关系进行了研究,结果发现,经济萧条和复苏的长度和深度受金融周期强度和深度的影响,且金融变量周期比经济变量周期更长、更深、更剧烈。Brzoza-Brzezina and Makarski(2011)对波兰经济的分析表明,包括银行利差和贷款价值比(loan-to-value ratio)在内的金融冲击对宏观经济具有重要影响,并在 2008~2009 年危机期间导致 GDP 下降超过 1%。Gerali et al.(2010)基于欧元区数据的实证分析也表明,源自银行部门的冲击解释了欧元区 2008 年的大部分产出下降,而源自实体经济的冲击仅发挥了较小的作用。Carlos(2012)基于美国 1975~2010 年的数据分析发现,房地产需求和金融冲击总共解释了样本期内超过 1/3 的宏观变量变动和大部分金融变量的变动,相比之下,技术冲击在解释宏观经济和金融变动方面几乎没有实质性作用。Mimir(2012)对美国的实证研究也发现,金融冲击是推动美国经济波动的主要因素,且金融变量通常超前产出波动 1~3 个季度。持类似发现的还包括 Iacoviello and Pavan(2013),其实证分析表明,源于银行贷款损失的财富再分配冲击与其他冲击一起,总共解释了萧条期间产出下降的 50%以上,并由此认为现代经济周期在本质上是由金融因素而非实际经济因素所推动。得出类似结论的还包括 Meh and Moran(2010)、Dib(2010)、Hirakata et al.(2011)、Kollmann(2012)等。

从基于中国经济的相关研究来看,梁琪和滕建州(2006)在考虑经济中结构变化的基础上对中国宏观经济和金融总量的时序列是具有单位根的非平稳还是分段趋势平稳进行了研究,结果发现在检验的 10 个总量中,有 6 个总量的时序列(实际 GDP、人均实际 GDP、就业、实际银行信贷、实际储蓄负债和实际固定资产投资)是围绕着 1 个或 2 个结构断点的分段趋势平稳,且进一步的格兰杰因果检验表明,以总产出为代表的宏观变量与多数金融总量序列之间存在单向或双向的因果关系,从而进一步表明了宏观经济和金融变量之间的密切关联。Hasan et al.(2009)基于中国 31 个省 1986~2003 年的面板数据,对金融市场发展和政治法律等制度因素对经济增长的影响进行了分析,结果发现,金融市场的发展是支撑中国经济强劲增长的重要因素。在另一项较近的研究中,Zhang et al.(2012)基于 2001~2006 年间 286 个中国城市的数据对金融发展和经济增长之间的关系进行了分析,实证结果表明,金融发展与经济增长之间存在显著的正相关关系,这一结论为中国加入 WTO 之后的金融改革提供了正面的支持证据。在理论建模方面,许伟和陈斌开(2009)基于 1993~2005 年的季度数据,在一个包含银行部门的 DSGE 模型框架下讨论了银行信贷和中国经济波动的关系,其模拟结果和实际数据的对比表明,引入银行信贷渠道的经济周期模型对中国经济波动有很好的解释力。在另一项研究中,周炎和陈昆亭(2012)通过构建内生信贷需求与供给的金融经济周期模型,分析了经济波动和金融波动之间的关系,其基于中国数据的分析表明,金融部门的活动确实会对宏观经济运行产生重要影响。在金融体系的内生性建模方面,马勇和陈雨露(2013)在一个包含脆弱性金融部门的 DSGE 模型框架下,通过系统纳入金融体系结构和政府信贷政策的内生性影响,全面模拟了现实经济中的金融运行机制,其基于中国经济的模拟分析表明,金融部门和金融冲击在中国经济波动中起着重要作用,宏观审慎的经济和金融政策必须对内生性的金融因素做出必要的反应。

总体来看,尽管此轮全球金融危机之后,金融对实体经济的影响已经得到了广泛关注,理论建模方面的进展也非常迅速,但从实证角度全面探讨金融变量和实体经济之间关系的文献仍然较少,基于中国实际情况的分析就更加匮乏。有鉴于此,本文尝试基于中国 1998~2013 年的季度数据,对金融变量和实体经济之间的关联关系进行了系统的实证分析。较之过往研究,本文的“边际贡献”主要表现在以下几个方面:一是鉴于过往文献大都只选择货币、信贷和资产价格中的一两种进行个别金融变量的分析,本文进一步扩展金融变量的选择范围,从一个更全面的视角,基于房价、股价、银行信贷、货币供应量、社会融资总量、投融资杠杆、汇率、短期利率、长期利率、自然利

率、银行利差等 11 个具有代表性的金融变量,从多个维度和不同层次对金融变量和实体经济的联系进行分析;二是在理论建模方面,如何将金融因素纳入宏观经济模型一直是一个难题,本文扩展了标准的宏观经济学框架,通过将金融变量纳入总需求方程和总供给方程,系统分析了金融变量对实体经济的影响,这一建模方法为在传统宏观经济学框架下植入金融因素提供了初步的尝试;三是在过往研究金融和实体经济关系的实证文献中,一直少有对二者之间传导机制的分析,本文通过 VAR 框架下的成对格兰杰因果检验(pairwise Granger causality tests)对金融变量和实体经济之间的内在传导机制进行了细致分析,并对复杂网络条件下的核心传导路径进行了梳理,这一分析还为理解货币政策如何经由金融变量的传导影响实体经济提供了一些新的事实和依据。总体来看,本文的分析一方面有助于弥补当前关于金融和实体经济实证文献的不足,另一方面有助于加强我们对中国“金融——实体经济”关系的理解。

二、实证分析

本部分主要对金融变量和实体经济之间的关联关系进行实证考察。参考 Rudebusch and Sevansson(1998)以及 Goodhart and Hofmann(2000)的回归模型设定,我们通过构建产出和通胀两个小型结构方程在金融和实体经济之间建立联系,具体的模型设定如下:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \beta(\bar{r}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \gamma_s f_{s,t-i} + \eta_t \quad s=1, 2, \dots, 11; t=0, 1, 2, 3, 4 \quad (1)$$

$$\pi_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i \pi_{t-i} + \rho y_{t-1} + \varphi_s f_{s,t-i} + \varepsilon_t \quad s=1, 2, \dots, 11; t=0, 1, 2, 3, 4 \quad (2)$$

上述模型(1)为产出方程,被解释变量 y 为产出,用 GDP 增速表示;模型(2)为通胀方程,被解释变量 π 为通胀,用 GDP 平减指数表示^①。正如大部分文献所做的那样,我们将产出和通胀作为两个核心的实体经济变量。 $\bar{r}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}$ 表示滞后 1 期的实际利率水平,其中 \bar{r}_{t-1} 和 $\bar{\pi}_{t-1}$ 分别为滞后 1 期的短期利率和通胀。 $f_{i,t}$ ($i=1, 2, \dots, 11$) 表示各个被考察的金融变量,如前文所述,为更全面地考察金融变量对实体经济的影响,我们在 Goodhart and Hofmann(2000)模型的基础上进行扩展,总共纳入了 11 个具有代表性的金融指标,全面涵盖了资产价格、银行信贷、货币供应、融资总量、汇率、利率(短期、长期和自然利率)和银行利差等各个方面,具体包括:“房地产价格”(记为 f_1)、“股票价格”(记为 f_2)、“银行信贷”(记为 f_3)、“货币供应量”(记为 f_4)、“社会融资规模”(记为 f_5)、“投融资杠杆”(记为 f_6)、“汇率”(记为 f_7)、“短期利率”(记为 f_8)、“自然利率”(记为 f_9)^②、“长期利率”(记为 f_{10})和“利差”(记为 f_{11})。上述各变量的经济含义及具体指标选择(计算方法)如表 1 所示。本文所使用的全部基础数据均来源于中经网和 Wind 资讯。

在样本期间的选择上,基于实际数据的可获得性,上述各指标均采用季度数据,时间跨度为 1998~2013 年。在 1998 年之前,中国的房地产市场化改革尚未全面启动,相关数据并不可得^③。与

① 从理论上讲,GDP 平减指数(GDP deflator)和居民消费价格指数(CPI)都可以用来衡量一国的通胀水平,但前者的统计范围更广,在衡量通胀水平方面更具有代表性。本文使用 GDP 平减指数而非 CPI 衡量通胀水平的另一个主要原因是,考虑到中国统计制度的缺陷,CPI 通常被认为存在一定程度的低估,难以反映真实的通胀水平。

② 自然利率(natural rate of interest)是指资源利用处于合理状态(即产出等于自然率水平且通胀保持不变)下的实际短期利率。自然利率在宏观经济学中有重要应用,一般而言,当市场中的实际利率水平高于自然利率时,实际产出会低于合理水平;反之,当市场中的实际利率水平低于自然利率时,实际产出会超过合理水平。因此,自然利率常常作为衡量货币政策宽松程度和合理性的一个基准指标。

③ 为刺激内需,推动住房制度改革,1998 年 7 月,国务院下发《关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知》。这份中国房地产改革的标志性文件明确提出要停止住房实物分配。至此,在中国沿袭了约 40 年的福利分房制度寿终正寝,房地产业正式进入市场化时代。

此同时,考虑到 1997 年之前,中国的金融体系还存在严重的管制现象,包括金融机构市场化、利率市场化、汇率市场化等一系列金融改革也是从 1997 年之后才逐渐展开,因此,选择 1998~2013 这一样本区间既能最大程度地利用现有可获得的数据,同时也能更为真实地反映中国金融市场化进程中的“金融—实体经济”关联,因而是一个比较理想的样本期间。在数据处理方面,参照标准文献的做法,所有数据先经季节调整,然后采用 HP 滤波分解出周期波动成分作为回归变量。由于所有解释变量和被解释变量均为去趋势后的周期波动项,因此,所有回归方程中均不包含常数项。在被解释变量滞后期的选择上,综合考虑模型优化和 AIC 信息准则,在滞后 1~4 期内选择最佳滞后期。相关检验结果表明,当被解释变量滞后 1 期时效果最佳。在各金融变量滞后期的选择上,由于缺乏这方面的先验信息,为稳妥起见,我们对每一个金融变量均分别逐一考察包括当期和滞后 1~4 期在内的 5 期数据,以确保相当长时间内(4 个季度内)的金融影响都可以得到独立的考察。

表 1 变量定义及经济解释

变量	含义	指标选择或计算方法
y	产出	用 GDP 增速表示
π	通胀	用 GDP 平减指数表示
$r-\pi$	实际利率	名义利率减去通货膨胀率
f_1	房地产价格	用 70 个大中城市房价增速表示
f_2	股票价格	用上证 A 股指数的季度增速表示
f_3	银行信贷	用金融机构各项贷款余额同比增速表示
f_4	货币供应量	用广义货币供应量(M2)同比增速表示
f_5	社会融资规模	用社会融资规模的同比增速表示
f_6	投融资杠杆	用固定资产投资的借入资金与投资总额之比表示
f_7	汇率	用人民币对美元汇率(直接标价法)表示
f_8	短期利率	用银行间市场同业拆借 7 天利率表示
f_9	自然利率	根据 Brzoza-Brzezina(2003)的 SVAR 模型计算得出
f_{10}	长期利率	用 10 年期国债利率表示
f_{11}	银行利差	用贷款基准利率减去银行同业拆借 7 天利率

在回归分析过程中,由于我们的目标是通过相关系数的符号和滞后期来判断各金融变量对实体经济变量(GDP 和 CPI)影响的显著性和发生影响的时间跨度,因此,我们首先对每一个新增的金融变量在 5 个时间维度上(当期和滞后 1~4 期)分别进行回归分析,然后找出在时间维度上显著的时期,并将其作为回归方程中最终确定的滞后期。需要指出的是,为节省篇幅和避免不必要的冗繁陈述,对于在 5 个时间维度上存在多个滞后期显著的金融变量,我们选择表现最优(最显著)的滞后期作为代表列出;同时,对于那些在 5 个时间维度上均不显著的金融变量,我们选择表现相对最优(最接近显著)的滞后期作为代表列出。在回归方法的选择上,为确保估计结果的稳健性,我们使用广义矩估计(Generalized method of moments, GMM)进行回归分析。较之传统估计方法(如普通最小二乘法、工具变量法和极大似然法等),GMM 估计由于不需要知道随机误差项的准确分布信息,允许随机误差项存在异方差和序列相关,因而得到的参数估计量较之其他参数估计方法更为准确和有效^①。回归的具体结果如表 2 和表 3 所示。其中,表 2 为产出方程即模型(1)的估计结果,表 3 为通胀方程即模型(2)的估计结果。

^① 从统计学角度看,GMM 估计是基于模型实际参数满足一定矩条件而形成的一种参数估计方法,是矩估计方法的一般化。一般而言,只要模型设定正确,则总能找到该模型实际参数满足的若干矩条件而采用 GMM 估计。

表 2 产出方程的 GMM 回归结果

	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t	y_t
y_{t-1}	0.597*** (4.023)	0.611*** (5.808)	0.739*** (5.682)	0.683*** (5.600)	0.793*** (6.711)	0.697*** (5.135)	0.408*** (2.797)	0.593*** (4.925)	0.580*** (3.919)	0.621*** (9.231)	0.718*** (7.784)
$r_{t-1}-\pi_{t-1}$	0.325*** (4.089)	0.236*** (6.429)	0.178** (2.506)	0.181*** (3.328)	0.308*** (3.297)	0.194*** (4.545)	0.202*** (3.877)	0.154*** (3.818)	0.122*** (1.679)	0.206*** (6.294)	0.198*** (3.753)
$f_1(-1)$	0.098** (2.173)										
$f_2(-3)$		0.018** (2.703)									
$f_3(-1)$			0.009 (0.265)								
$f_4(-4)$				0.027 (0.875)							
$f_5(-1)$					-0.042 (-1.334)						
$f_6(-1)$						5.304 (1.234)					
$f_7(-2)$							5.400*** (3.882)				
$f_8(-4)$								-0.508** (-2.572)			
$f_9(-2)$									-0.115*** (-1.884)		
$f_{10}(-4)$										-0.372** (-2.142)	
f_{11}											0.006 (0.018)
Adjusted R-squared	0.524	0.562	0.506	0.527	0.468	0.508	0.617	0.523	0.536	0.558	0.512
Durbin-Watson stat	2.133	2.285	2.225	2.200	2.325	2.149	2.037	2.153	1.962	2.047	2.205
J-statistic (Prob)	0.514 (0.972)	11.052 (0.353)	2.136 (0.711)	4.638 (0.327)	2.644 (0.619)	1.219 (0.875)	2.032 (0.730)	0.466 (0.977)	0.644 (0.958)	8.292 (0.600)	4.791 (0.685)

从表 2 的结果可以看出,资产价格(包括房地产价格和股票价格)在 5%的置信水平上对产出具有显著的正向影响,其中,房地产价格领先产出缺口 1 个季度,而股票价格则领先产出缺口 3 个季度。从理论上讲,资产价格上涨一方面会通过托宾 Q 效应和资产负债表效应发挥作用,导致投资增加;另一方面,资产价格上涨还会通过财富效应和消费信贷效应引致消费增加。投资和消费同时增长,会增加社会总需求,从而拉动产出增长。另外,汇率在 1%的置信水平上对产出缺口有显著的正影响,且领先产出缺口 2 个季度,这一结论与经典国际贸易理论相符,随着即人民币汇率(直接标价法)的提高,本币相对外币贬值,会经由国际贸易渠道刺激出口,从而推动产出增长。此外,与标准经济学理论的预期一致,无论是短期利率、长期利率,还是自然利率,均对产出缺口具有显著的负向影响且领先产出缺口 2~4 个季度,这意味着,整个利率期限结构都与产出变动具有紧密

的联系,利率传导的收益率曲线机制是存在的^①。值得一提的是,与资产价格、利率和汇率等典型的“价格指标”相比,回归中被考察的一些“数量指标”(如银行信贷、货币供应量、社会融资规模)并不显著,这似乎表明价格型金融变量对产出缺口的影响较各种数量型的金融变量更为明确和直接。此外,投融资杠杆和银行利差也对产出缺口没有统计上显著的影响。

表 3 通胀方程的 GMM 回归结果

	π_t	π_t	π_t	π_t	π_t	π_t	π_t	π_t	π_t	π_t	π_t
π_{t-1}	0.693*** (14.578)	0.742*** (12.132)	0.877*** (14.082)	0.921*** (12.019)	0.889*** (16.766)	0.807*** (15.015)	0.723*** (14.084)	0.840*** (12.353)	0.817*** (15.593)	0.790*** (14.391)	0.746*** (12.220)
y_{t-1}	0.413*** (4.384)	0.569*** (3.013)	0.650*** (5.221)	0.480*** (3.026)	0.557*** (4.306)	0.559*** (4.224)	0.648*** (2.939)	0.647*** (3.993)	0.531*** (3.402)	0.737*** (5.534)	0.787*** (4.969)
f_t	0.155*** (3.398)										
$f_2(-3)$		0.032** (2.088)									
$f_3(-2)$			0.126*** (3.413)								
$f_4(-2)$				0.217*** (3.282)							
$f_5(-2)$					0.109*** (2.989)						
$f_6(-1)$						25.217*** (4.574)					
$f_7(-2)$							1.115 (0.354)				
$f_8(-3)$								-0.809** (-2.308)			
$f_9(-3)$									-0.215** (-2.515)		
$f_{10}(-3)$										-0.538* (-1.783)	
$f_{11}(-4)$											0.411 (0.781)
Adjusted R-squared	0.745	0.713	0.694	0.702	0.696	0.721	0.675	0.694	0.714	0.698	0.693
Durbin-Watson stat	2.042	2.124	2.173	2.165	2.278	2.193	1.751	2.028	2.043	1.962	1.932
J-statistic (Prob)	4.888 (0.299)	4.397 (0.355)	5.250 (0.263)	4.171 (0.383)	4.728 (0.693)	3.342 (0.502)	7.636 (0.106)	4.863 (0.302)	8.033 (0.330)	6.694 (0.461)	5.843 (0.211)

从通胀方程的结果来看,表 3 的结果表明,除汇率和银行利差对通胀缺口的影响不显著外,其它金融变量均对通胀缺口具有显著影响。其中,当期房地产价格和滞后 3 期的股票价格均对通胀缺口有显著的正影响(显著性水平分别为 1%和 5%)。从理论上讲,正如前文已经指出的那样,资

^① 根据经典的利率期限结构理论,短期利率上升会推动长期利率上涨,整个市场收益率曲线上移会导致资本成本上升,从而抑制投资和消费增长,并最终导致产出下降。

产价格上涨将通过财富效应、托宾 Q 效应以及资产负债表效应、消费信贷效应等渠道作用于投资、消费,从而引起总需求上升,而一旦社会总需求超过了总供给,就会产生通胀压力;同时,资产价格上涨通常还会引发更高的通胀预期,从而进一步导致通胀压力上升。因此,资产价格上涨(下降)导致产出和通胀缺口同时上升(下降)完全是彼此关联的现象,具有逻辑上的一致性。此外,各种市场利率指标(包括短期利率、长期利率和自然利率)均对通胀缺口具有显著的负向影响,且领先通胀缺口 3 个季度。这一点也不难理解,紧缩的货币政策或市场利率的上升将增加资本成本,从而抑制投资和消费,进行导致社会总需求减少,通胀压力随之下降。特别值得关注的一点是,与回归(1)的结果相比,在回归(2)中,各种数量型的金融指标(银行信贷、货币供应量、社会融资规模)也变得非常显著,且领先通胀缺口约 1~2 个季度。从理论上讲,银行信贷上升会加速内生性的货币供给,并在顺周期机制下推动社会融资规模的上升,三者相互强化,会最终导致全社会的信用总量迅速扩张,并最终导致流动性过剩和通胀上升。另外,与一般经验一致,投融资杠杆的上升也会对通胀缺口产生显著的正向影响,且领先通胀缺口 1 个季度,表明社会投融资过程中杠杆的加大会推动通胀压力上升。

从上文的估计结果可以看出,在被考察的全部 11 个金融变量中,有两个变量(汇率、银行利差)对通胀的影响不显著,另有 5 个变量对产出的影响不显著(银行信贷、货币供应量、社会融资规模、投融资杠杆和银行利差)。总体来看,金融变量似乎与通胀的联系更为紧密。这是否意味着金融变量与产出的联系较弱呢?为进一步确认相关事实,我们考虑将产出指标分解开来,分别考察其四个主要构成部分(即投资 i 、消费 c 、出口 e 、政府支出 g)与金融变量之间的相关关系。采用与前文类似的模型设定,同时结合相关经济理论,我们得到以下四个回归方程:

$$i_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i i_{t-i} + \beta(\bar{r}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \gamma_s f_{s,t-i} + \eta_t \quad s=1, 2, \dots, 11; t=0, 1, 2, 3, 4 \quad (3)$$

$$c_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i c_{t-i} + \rho y_t + \varphi_s f_{s,t-i} + \varepsilon_t \quad s=1, 2, \dots, 11; t=0, 1, 2, 3, 4 \quad (4)$$

$$e_t = \sum_{i=1}^n \theta_i e_{t-i} + \mu f_t + \sigma_s f_{s,t-i} + \vartheta_t \quad s=1, 2, \dots, 11; t=0, 1, 2, 3, 4 \quad (5)$$

$$g_t = \sum_{i=1}^n \omega_i g_{t-i} + \tau y_t + \delta_s f_{s,t-i} + \varepsilon_t \quad s=1, 2, \dots, 11; t=0, 1, 2, 3, 4 \quad (6)$$

其中,(3)为投资方程,(4)为消费方程,(5)为出口方程,(6)为政府支出方程。在上述各方程中,除了包含各被解释变量的滞后项以及我们主要关心的各种金融变量之外,根据相关经济学理论,我们还纳入了其它一些对被解释变量具有确切影响的经济变量,其中,投资受到实际利率的直接影响,消费和政府支出受到收入的直接影响,而出口则受到汇率的直接影响。在回归分析过程中,与前文的做法一致,我们对每一个新增的金融变量在 5 个时间维度上(当期和滞后 1~4 期)分别进行回归分析,然后找出在时间维度上显著的时期,并将其作为回归方程中最终确定的滞后期^①。上述四个方程的 GMM 估计结果如表 4~7 所示。

从表 4~7 的结果可以看出,在全部被考察的 11 个金融变量中,只有银行利率对政府支出没有统计上显著的影响,其它所有金融变量均同时对投资、消费、出口和政府支出产生显著影响(尽管显著性的程度和滞后期存在一些差异)。其中,股票价格、银行信贷、货币供应量、社会融资规模和投融资杠杆对投资的影响非常显著;房地产价格、社会融资规模、汇率和自然利率对消费的影响非常显著;房地产价格、股票价格、银行信贷、货币供应量、社会融资规模、自然利率和银行利差对

^① 与前文做法一致,对于在 5 个时间维度上存在多个滞后期显著的金融变量,我们选择表现最优(最显著)的滞后期作为代表列出;而对于那些在 5 个时间维度上均不存在显著结果的金融变量,我们选择表现相对最优(最接近显著)的滞后期作为代表列出。

表 4 投资缺口与金融变量的 GMM 回归结果

	i_t	i_t	i_t	i_t	i_t	i_t	i_t	i_t	i_t	i_t	i_t
i_{t-1}	0.526*** (4.995)	0.703*** (15.876)	0.551*** (4.515)	0.542*** (4.543)	0.432*** (3.885)	0.606*** (8.709)	0.666*** (11.776)	0.625*** (7.398)	0.706*** (11.479)	0.315** (2.110)	0.348*** (2.929)
$r_{t-1}-\pi_{t-1}$	0.759*** (3.245)	0.244*** (3.014)	-0.004 (-0.021)	-0.269 (-1.394)	-0.245 (-1.086)	0.722*** (3.014)	0.237*** (3.993)	0.286** (2.041)	0.288*** (3.960)	0.843*** (2.764)	0.592*** (2.863)
$f_1(-2)$	0.210** (2.587)										
$f_2(-2)$		-0.026*** (-3.138)									
f_3			0.269*** (2.818)								
f_4				0.553*** (3.098)							
f_5					0.319*** (3.096)						
$f_6(-4)$						37.091*** (2.723)					
$f_7(-3)$							-2.214** (-2.489)				
$f_8(-2)$								0.604** (2.212)			
$f_9(-2)$									0.245** (2.664)		
$f_{10}(-1)$										3.079** (2.219)	
$f_{11}(-2)$											-2.481** (-2.489)
Adjusted R-squared	0.282	0.394	0.431	0.437	0.418	0.392	0.376	0.328	0.336	0.387	0.331
Durbin-Watson stat	2.172	2.059	2.376	2.285	2.090	2.178	2.044	2.355	2.239	1.909	2.000
J-statistic (Prob)	4.027 (0.777)	10.722 (0.826)	4.184 (0.758)	5.083 (0.650)	9.040 (0.770)	4.486 (0.722)	8.224 (0.829)	6.424 (0.778)	5.753 (0.836)	4.013 (0.404)	7.376 (0.882)

出口的影响非常显著；短期利率对政府支出的影响非常显著。以上变量均在 1% 的置信水平上通过了显著性检验。

综合上文分析结果,可以看出,尽管被考察的金融变量与实体经济变量在联系的紧密程度和滞后期上存在一定差异,但金融变量和实体经济变量之间存在广泛而密切的联系这一事实基本可以得到确认。就本文的分析而言,不同金融变量和实体经济的联系机制至少包括以下三种:一是部分金融变量对产出和通胀具有直接的显著影响;二是部分金融变量可以通过影响投资、消费、出口和政府支出,对产出发生间接影响;三是基于通胀方程内在的传导机制,那些对产出具有显著影响的金融变量会进一步影响到通胀。

三、关于金融变量和实体经济关系的进一步讨论

上文通过对 11 个金融变量和 6 个实体经济变量的回归分析,初步得出了金融变量和实体经

表 5 消费缺口与金融变量的 GMM 回归结果

	c_t	c_t	c_t	c_t	c_t	c_t	c_t	c_t	c_t	c_t	c_t
c_{t-1}	0.675*** (12.4145)	0.967*** (5.061)	0.775*** (10.124)	0.766*** (9.719)	0.732*** (5.585)	0.810*** (6.428)	0.560*** (3.839)	0.569*** (4.119)	0.435*** (3.067)	0.655*** (6.694)	0.793*** (6.293)
y_t	0.174** (1.911)	0.669*** (4.165)	0.340*** (3.197)	0.356*** (3.182)	0.427*** (3.375)	0.394*** (2.871)	0.919*** (3.760)	0.717** (2.166)	0.347*** (3.482)	0.488*** (4.026)	0.565*** (7.276)
f_1	0.139*** (5.395)										
$f_2(-3)$		0.042** (2.277)									
$f_3(-3)$			0.081*** (4.017)								
$f_4(-3)$				0.089** (2.262)							
$f_5(-3)$					0.062*** (2.710)						
$f_6(-2)$						10.833** (2.063)					
f_7							-8.283*** (-3.164)				
f_8								0.630** (2.005)			
f_9									0.314*** (3.405)		
f_{10}										0.772** (2.165)	
$f_{11}(-4)$											0.504** (2.049)
Adjusted R-squared	0.631	0.263	0.618	0.606	0.620	0.622	0.649	0.575	0.605	0.610	0.581
Durbin-Watson stat	1.794	2.015	1.873	1.820	2.059	1.877	2.094	2.081	1.944	1.941	1.905
J-statistic (Prob)	10.433 (0.658)	7.182 (0.410)	9.709 (0.206)	9.329 (0.230)	8.639 (0.280)	10.268 (0.174)	7.648 (0.365)	6.263 (0.509)	11.100 (0.602)	9.988 (0.695)	11.341 (0.582)

济存在显著和普遍关联的基本结论。为对上文的实证分析结果进行进一步的梳理、分析和讨论,同时为便于比较和总结,我们将前文的回归结果汇总于表 8 之中。基于表 8 所呈现的信息,同时结合前文的具体结果,我们可以得到以下基本结论:

(1)金融和实体经济的关系不仅是显著的,而且具有普遍关联的特征。二者彼此交织,共同形成一个紧密关联的“金融-经济”网络。在我们考察的全部 11 个金融变量中,没有任何一个变量不对实体经济产生影响。特别是长期作为中国经济增长“三驾马车”的投资、消费和出口,几乎受到所有金融变量的显著影响。

(2)金融价格指标对实体经济具有普遍和广泛的显著影响。在本文考察的 11 个金融变量中,两个资产价格指标(房价和股价)和三个利率指标(短期利率、长期利率和自然利率)同时对全部 6

表 6 出口缺口与金融变量的 GMM 回归结果

	e_t	e_t	e_t	e_t	e_t	e_t	e_t	e_t	e_t	e_t
e_{t-1}	0.674*** (4.924)	0.637*** (7.456)	0.651*** (7.168)	0.726*** (5.801)	0.744*** (10.568)	-0.306*** (-3.869)	-0.480*** (-5.397)	0.758*** (43.709)	0.626*** (2.730)	0.423*** (3.990)
f_t	16.468* (16.46)	16.008** (2.537)	21.34* (1.857)	21.466** (2.239)	23.937** (2.213)	38.800*** (2.905)	69.177** (2.559)	5.008* (1.742)	18.553* (1.961)	26.246* (1.849)
$f_1(-3)$	-0.827*** (-3.182)									
$f_2(-3)$		0.125*** (2.702)								
$f_3(-2)$			0.820*** (3.435)							
$f_4(-1)$				1.121*** (4.103)						
$f_5(-1)$					1.048*** (2.892)					
$f_6(-2)$						83.436** (2.062)				
$f_8(-3)$							-2.834** (-2.364)			
$f_9(-2)$								-2.360*** (-17.016)		
$f_{10}(-3)$									-4.750** (-2.152)	
$f_{11}(-3)$										14.177*** (2.902)
Adjusted R-squared	0.704	0.724	0.708	0.681	0.675	0.755	0.723	0.778	0.692	0.626
Durbin-Watson stat	1.817	1.805	1.906	1.826	1.921	1.968	1.831	1.821	1.828	1.818
J-statistic (Prob)	9.905 (0.702)	12.223 (0.509)	10.196 (0.423)	9.061 (0.768)	6.004 (0.539)	11.409 (0.654)	2.746 (0.949)	13.307 (0.924)	6.993 (0.726)	9.865 (0.452)

个实体经济变量都具有统计上显著的影响,充分表明了价格渠道(资产价格和资金价格)在“金融-实体经济”传导过程中的重要地位。

(3)金融规模指标(银行信贷、货币供应量和社会融资规模)虽然对通胀具有直接的显著影响,但对产出的影响却似乎主要是通过对投资、消费、出口和政府支出的影响来实现的。理解这一点并不困难:一方面,通货膨胀作为一种货币现象,本来就是信用和货币扩张的直接结果;但另一方面,信用和货币要转化为实际生产,却需要经由投资、消费、出口和政府支出等“中间过程”来实现,金融本身并不能“凭空”创造出产出。

(4)金融变量通常领先于实体经济。在本文考察的 11 个金融变量中,绝大部分情况下显著的金融变量通常滞后实体经济 1~4 个季度不等,这一方面说明金融变量在总体上领先于实体经济,另一方面也说明从金融体系到实体经济的传导需要经历一个显在的时间过程。此外,从时滞长度来看,价格变量的时滞总体上要长于规模变量的时滞,这也从一个侧面反映出了中国当前在非

表 7 政府支出缺口与金融变量 GMM 回归结果

	g_1	g_2	g_3	g_4	g_5	g_6	g_7	g_8	g_9	g_{10}	g_{11}
g_{i-1}	0.234* (1.698)	0.268** (2.493)	0.803*** (11.432)	0.151*** (2.683)	0.155** (2.240)	0.358*** (3.263)	0.514*** (5.290)	0.156* (1.874)	0.380** (2.457)	0.339** (2.316)	0.454*** (3.542)
y_i	-0.198*** (-5.173)	-0.261*** (-11.605)	-0.146*** (-8.300)	-0.196*** (-6.306)	-0.230*** (-7.116)	-0.191*** (-7.067)	-0.116*** (-4.476)	-0.212*** (-3.913)	-0.202*** (-4.198)	-0.186*** (-4.346)	-0.182*** (-4.351)
$f_1(-1)$	-0.046** (-2.393)										
f_2		0.010** (2.121)									
f_3			-0.016* (-1.917)								
f_4				0.049** (2.604)							
f_5					0.028** (2.207)						
f_6						2.723** (2.015)					
$f_7(-3)$							-0.939** (-2.526)				
$f_8(-1)$								-0.375*** (-5.035)			
f_9									-0.055* (-1.747)		
$f_{10}(-1)$										-0.274** (-2.335)	
$f_{11}(-3)$											0.052 (0.247)
Adjusted R-squared	0.122	0.123	0.247	0.136	0.144	0.108	0.156	0.159	0.112	0.172	0.085
Durbin-Watson stat	2.099	2.048	1.997	2.186	2.233	2.115	2.124	2.118	2.184	2.137	2.141
J-statistic (Prob)	11.177 (0.918)	12.202 (0.953)	3.553 (0.895)	11.902 (0.959)	11.852 (0.892)	11.801 (0.961)	11.284 (0.882)	12.444 (0.866)	9.154 (0.518)	6.890 (0.440)	9.604 (0.476)

利率市场化条件下的价格传导渠道可能存在不畅。

(5) 金融变量对实体经济的影响存在一定程度的复杂性。从本文实证结果来看,金融变量和实体经济的联系并不尽如传统理论所陈述的那样简单地表现为“顺周期性”,而是存在着某些更为复杂的差异性影响。以(同为资产价格的)房价和股价对投资的影响为例,房价上涨会促进投资增长,而股价上升反而会抑制投资(尽管效应较弱)。这说明房地产市场的繁荣会促进实体经济投资,而股票市场的繁荣却可能会对实体投资产生“挤出效应”^①。类似的差异性影响还存在于其它金融变量与实体经济变量的关联关系中,此处不再赘述。

^① 关于金融和实体经济的互动关系以及金融对实体经济可能的“挤出效应”,陈雨露和马勇(2012)给出了一个周期性的分析框架。

表 8 金融变量影响实体经济的统计显著性一览表

	产出	通胀	投资	消费	出口	政府支出
房价	**	***	**	***	***	**
股价	**	**	***	**	***	**
银行信贷	—	***	***	***	***	*
货币供应量	—	***	***	**	***	**
社会融资规模	—	***	***	***	***	**
投融资杠杆	—	***	***	**	**	**
汇率	***	—	**	***	*	**
短期利率	**	**	**	**	**	***
自然利率	***	**	**	***	***	*
长期利率	**	*	**	**	**	**
银行利差	—	—	**	**	***	—

注：表中***、**、*分别表示相关变量在1%、5%和10%置信水平上显著；“—”表示不存在统计显著的相关关系。

上文我们在标准的宏观经济学框架下,通过将金融变量纳入总需求方程(产出方程)和总供给方程(通胀方程),发现金融变量对实体经济具有普遍和广泛的影响。不过,在上文的回归分析中,我们只能确认金融变量和实体经济变量之间的相关关系,并不能确认二者之间的因果关系。另外,由于各金融变量之间也可能存在普遍关联的关系,因此有必要进一步对金融变量内部之间的关联机制进行分析和确认。基于上述考虑,按照标准文献的做法,我们构建一个包含相关金融和实体经济变量的VAR框架,并通过多变量之间的成对格兰杰因果检验(pairwise Granger causality tests)和方差分解分析(variance decomposition),对金融变量和实体经济变量之间的因果关系和影响程度进行进一步分析。在VAR模型滞后期的选择上,根据AIC和SC信息准则,当滞后期为2时模型最优,故选择构建滞后2期的VAR模型。

首先我们来看格兰杰因果检验的相关结果。根据Adrian等(2010),VAR框架下的成对格兰杰因果检验不仅可以在一个内生性框架下对多变量之间的因果关系进行确认,还将有助于对金融变量和实体经济之间的内在传导机制进行分析。从表9的成对格兰杰因果检验结果可以看出,与前文的回归分析结果高度一致,各金融变量和实体经济变量之间存在广泛的格兰杰因果关系。具体来看,各主要价格型金融变量(汇率、实际利率、自然利率、股票价格)和数量型金融变量(银行信贷、货币供应量、社会融资规模)均直接构成了产出变动的格兰杰原因。与此同时,通胀变动也受到汇率、短期利率、实际利率、长期利率、房地产价格等价格型金融变量和银行信贷、货币供应量、投融资杠杆等数量型金融变量的直接影响。如果进一步考虑到产出和通胀之间还存在互为因果的关系,那么可以认为,本文所考察的全部11个金融变量实际上都是产出和通胀变动的格兰杰原因。换言之,从统计的角度来看,金融变量的变动是引发实体经济变动的原因这一点基本可以得到确认。

再从金融变量之间的格兰杰因果关系来看,除汇率因受到政府比较严格的管制而受其它变量的影响相对较弱之外,其它金融变量之间均存在不同程度的相互影响关系。其中,短期利率主要受汇率、实际利率和房地产价格的影响,长期利率主要受到股票价格的影响,而实际利率和自然利率则受到除银行利差之外的其它所有金融变量的影响。这一结果表明,在整个利率传导体系中,实际利率和自然利率居于核心的地位。房地产价格、股价和投融资杠杆三者之间是互为因果的关系,这不仅表明资产价格之间存在轮动效应,而且表明资产价格和金融杠杆的运用之间存在着密切关联。在三个数量型金融变量中,银行信贷主要受到汇率、短期利率、银行利差和股票价格的影响,货币供应量主要受到汇率、短期利率、房地产价格、银行信贷和投融资杠杆的影响,而社会融资规模

表9 金融和实体经济变量之间的成对格兰杰因果检验(lag)

	短期利率	汇率	实际利率	自然利率	股票价格	房地产价格	长期利率	投融资杠杆	银行利差	银行信贷	货币供应量	社会融资规模	产出	通胀
短期利率	—	0.767	6.461***	2.200	2.607*	0.279	0.382	6.623***	0.890	2.648*	9.758***	0.865	1.568	4.100**
汇率	7.746***	—	5.427***	4.633**	3.402**	3.300**	0.957	12.786***	0.742	11.208***	7.346***	5.116***	6.638***	7.312***
实际利率	2.874*	0.183	—	36.325***	5.683***	1.142	2.258	2.420*	1.887	0.810	0.143	0.145	6.078***	4.014**
自然利率	0.323	0.402	2.807*	—	0.732	0.723	0.123	1.067	0.070	0.328	0.146	0.013	5.534***	1.119
股票价格	1.537	1.263	0.597	2.803*	—	3.515**	3.747**	1.045	0.758	3.197**	1.614	1.498	5.707***	1.902
房地产价格	2.570*	0.401	8.962***	5.355***	4.178**	—	1.691	4.163**	1.211	1.043	2.877*	2.865*	0.564	5.659***
长期利率	3.358**	0.098	3.079*	1.355	4.420**	0.051	—	4.274**	0.316	0.731	0.921	1.527	0.226	5.572***
投融资杠杆	1.948	1.338	6.182***	4.469**	4.747**	3.234**	1.931	—	3.649**	1.006	3.315**	3.191**	1.789	4.635**
银行利差	0.103	0.413	0.023	2.006	2.319	0.242	0.368	1.156	—	2.921*	0.962	1.002	0.176	0.519
银行信贷	0.690	0.194	9.007***	22.652***	2.516*	1.055	0.830	4.494**	0.486	—	7.081***	4.948**	3.422**	3.195**
货币供应量	0.163	0.224	11.507***	17.236***	1.847	0.960	0.279	3.310**	0.769	0.851	—	4.503**	4.618**	4.3673**
社会融资规模	0.197	0.404	5.225***	15.080***	0.893	0.212	1.148	2.332	0.681	2.361	0.853	—	4.712**	0.850
产出	7.959***	3.811**	5.273***	10.130***	1.087	2.125	0.106	2.361	1.451	5.702***	5.536***	2.494*	—	5.775***
通胀	4.502**	0.334	10.106***	80.788***	5.568***	1.485	1.880	4.607**	4.460**	0.215	2.7*	0.863	5.741***	—

注:表中***、**和*表示相关检验结果分别在1%、5%和10%置信水平上显著。

则主要受到汇率、房地产价格、银行信贷、货币供应量、投融资杠杆的影响。值得注意的是,由于银行信贷同时是货币供应量和社会融资规模的格兰杰原因(反向不成立),而货币供应量是社会融资规模的格兰杰原因(反向不成立),由此可以判断,银行信贷在整个金融体系的信贷扩张过程中起着核心作用,而且存在一个比较明显的“银行信贷→货币供应量→社会融资规模”传导过程。

通过对表9所呈现的格兰杰因果关系的反复比对和梳理,我们还可以得到一个比较清晰的从金融变量到实体经济的内在传导机制和路径,即:短期利率/汇率→实际利率→自然利率→股价(房价)→长期利率→投融资杠杆→银行利差→银行信贷→货币供应量→社会融资规模→产出→通胀。这一机制的内在逻辑是:中央银行的货币政策(包括利率和汇率政策)通过操控短期利率和汇率影响实际利率,实际利率的变化导致社会均衡的自然利率水平的变化,进而通过金融市场的定价机制影响到资产价格(股价、房价),资产价格的变化通过影响长期利率水平而对投资者的投

融资决策产生影响,从而推动投融资杠杆的变化,由于投融资杠杆直接代表了融资需求的大小,因而会对银行的利差水平产生影响,银行利差通过影响金融机构的盈利预期而直接作用于银行信贷规模,并进一步通过货币创造机制影响到货币供应量,货币供应量推动社会整体的流动性水平发生变化,进而影响社会融资规模,社会融资规模通过实际的融资供给影响产出,而产生的变化则进一步通过总供给曲线(通胀方程)影响到通胀水平。当然,需要指出的是,上述传导机制和路径并不是唯一存在和单向传导的,由于其中部分变量之间存在互为因果的关系,因而事实上构成了一个类似于网络状的多边传导机制。尽管如此,在复杂网络传导机制下梳理出一些符合理论预期和直观经验的核心传导机制,仍然有助于我们对相关问题的理解和分析(陈雨露和马勇,2013)。

再从方差分解来看,根据表 10 的分析结果,源自金融变量的冲击构成了产出和通胀变动的主要原因,全部金融变量在长期中累计解释了产出和通胀变动的 80%以上。具体来看,实际利率、银行利差、资产价格、社会融资规模对产出波动的贡献均超过了 10%,成为产出波动的主要原因;而通胀变动则主要受到利率因素(实际利率、自然利率、长期利率)、资产价格、银行利差和社会融资规模的影响,其中实际利率和资产价格的贡献分别高达 15%和 20%,成为影响通胀波动的主要因素。

表 10 方差分解分析

各金融变量对产出变动的贡献(%)												
时期	实际利率	自然利率	长期利率	银行利差	房地产价格	股票价格	银行信贷	货币供应量	社会融资规模	投融资杠杆	汇率	短期利率
1	1.26	4.11	5.05	7.74	8.85	12.11	7.02	4.96	9.85	5.27	2.43	2.86
4	3.37	9.38	2.69	11.74	5.75	9.92	5.83	4.12	9.96	4.54	9.43	2.50
8	5.29	10.20	1.75	12.39	3.84	13.78	4.86	3.38	11.54	4.07	7.46	1.83
16	8.58	8.51	5.80	11.91	4.49	14.09	3.73	3.38	9.72	3.81	6.81	1.53
32	10.16	7.28	6.50	12.50	5.50	11.77	4.77	3.60	10.06	3.32	5.45	1.59
40	10.53	7.25	6.46	12.76	5.45	11.68	4.73	3.62	9.79	3.25	5.31	1.62

各金融变量对通胀变动的贡献(%)												
时期	实际利率	自然利率	长期利率	银行利差	房地产价格	股票价格	银行信贷	货币供应量	社会融资规模	投融资杠杆	汇率	短期利率
1	75.61	0.04	0.12	2.77	2.18	0.32	6.08	1.16	1.29	0.05	0.31	4.12
4	27.06	6.21	6.66	2.79	1.12	10.32	12.03	5.56	4.51	3.14	4.58	2.69
8	14.54	12.74	4.02	5.93	1.65	14.07	8.29	3.69	6.31	5.82	6.88	3.88
16	12.34	9.15	8.74	4.80	1.62	22.68	4.98	5.83	7.58	3.70	4.65	2.79
32	14.64	7.64	9.19	6.87	3.24	18.23	4.18	5.77	6.59	3.06	3.53	2.73
40	15.08	7.56	8.91	7.44	3.55	17.24	4.25	5.61	6.72	2.91	3.33	2.73

总体来看,综合上述格兰杰因果检验和方差分解的结果,我们可以得到两个基本结论:一是金融变量和实体经济变量之间存在普遍的因果关联关系,在这个因果关系构成的网络系统中,货币政策经由金融体系内部各金融变量的传导并最终影响实体经济这一过程存在着确切的传导机制和路径;二是金融变量的冲击解释了大部分的产出和通胀波动,表明金融因素和源自金融体系的波动是引发实体经济变动的重要原因。应该说,上述两个基本结论为我们理解现代金融体系下的

“金融-实体经济”关联、货币政策传导机制和宏观经济波动等问题提供了一些新的事实和依据。

四、结论与启示

本文基于中国 1998~2013 年的季度数据,对金融变量和实体经济之间的关联关系进行了系统的实证分析。实证结果表明,金融变量和实体经济的关系不仅具有普遍关联的特征,而且大部分金融变量通常领先实体经济变量 1~4 个季度不等。进一步的分析发现,在金融变量和实体经济变量之间构成的因果网络系统中,金融变量的冲击解释了大部分的产出和通胀波动,表明金融因素和源自金融体系的冲击是引发实体经济波动的重要原因。总体来看,根据本文的相关分析结论,我们可以得到以下三个方面的基本启示:

(1)从理论发展上看,必须重视金融体系对实体经济的影响,并将二者置于一个统一的理论框架下予以整体考虑。这不仅意味着传统经济学理论对于金融因素的忽略需要得到彻底的修正,同时也意味着一种新的、有生命力的宏观经济理论必须在“金融-实体经济”的内生性框架下予以系统重建。特别是,金融体系和实体经济之间存在的多边关联的复杂网络传导机制需要得到足够深入的认识,才能更好地把握金融体系影响实体经济的内在关联机制,从而建立有效的“金融-实体经济”分析框架。

(2)从政策取向上看,鉴于金融和实体经济密不可分、彼此影响的性质,一个健全的宏观调控框架必须将二者同时纳入政策视野。与此同时,考虑到金融变量在时间上的领先性,宏观调控的决策信息集必须更广泛地纳入各种关键的金融指标,以进一步提高政策决策的前瞻性、科学性和有效性。特别是,宏观调控框架的构建必须进一步明确相关经济和金融政策是如何通过金融体系和相关金融变量的传导而影响实体经济的,只有进一步明确宏观经济和金融政策在金融体系内的传导机制和路径,才能更加有效地进行决策和实践。

(3)从下一步研究议题来看,尽管本文的研究为理解现代金融体系下的金融和实体经济关联、货币政策传导机制和宏观经济波动等问题提供了一些基础性的事实和依据,但距离“金融-实体经济”系统分析框架的建立还十分遥远。在理论上,如何在传统的宏观经济学框架下系统纳入金融因素的影响,仍需大量艰苦的后续研究。在政策应用方面,鉴于不同金融变量和实体经济变量关联的复杂性,有必要通过更为细致的研究,制定各主要金融变量和实体经济变量的跨期关系表,以供形势判断和决策分析时使用。此外,考虑到各金融变量和实体经济的联系还存在着随时间变化的可能性,因而有必要对二者关系的稳定性展开定期和持续的评估。

参考文献

- 陈雨露(2014):《国际金融危机后金融学的发展与创新》,《人民日报》理论版,4月18日。
- 陈雨露、马勇(2012):《泡沫、实体经济与金融危机:一个周期分析框架》,《金融监管研究》,第1期。
- 陈雨露、马勇(2013):《大金融论纲》,中国人民大学出版社。
- 马勇、陈雨露(2013):《宏观审慎政策的协调与搭配:基于中国的模拟分析》,《金融研究》,第8期。
- 马勇(2013):《植入金融因素的 DSGE 模型研究新进展》,《经济动态》,第8期。
- 斯密,亚当(1776):《国民财富的性质和原因的研究》(中译本),商务印书馆,1974年版。
- 梁琪、滕建州(2006):《中国宏观经济和金融总量结构变化及因果关系研究》,《经济研究》,第1期。
- 许伟、陈斌开(2009):《银行信贷与中国经济波动:1993~2005》,《经济学(季刊)》,第3期。
- 周炎、陈昆亭(2012):《金融经济周期模型理论拟合中国经济的数值试验》,《管理世界》,第6期。
- Adrian, T., A. Estrella and H. Shin (2010): “Monetary Cycles, Financial Cycles, and the Business Cycle”, FRB of New York Staff Report, No. 421, Federal Reserve Bank of New York.
- Ball, L. (1998): “Policy Rules for Open Economies”, NBER Working Paper No. 6760.
- Bernanke, B. and M. Gertler (1989): “Agency Costs, Collateral and Business Fluctuations”, *American Economic Review*, 79, 14-31.

- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1998): "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", NBER Working Paper 6455.
- Brzoza-Brzezina, M. (2003): "Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach", National Bank of Poland Working Papers 27.
- Brzoza-Brzezina M. and K. Makarski (2011): "Credit Crunch in a Small Open Economy", *Journal of International Money and Finance*, 30, 1406–1428.
- Carlos, A. (2012): "Financial and Real Estate Cycles in Business Cycles", Unpublished Manuscript.
- Claessens, S., M. Kose and M. Terrones (2011): "How do Business and Financial Cycles Interact?" IMF Working Paper WP/11/88.
- Dib, A. (2010): "Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycle", Bank of Canada Working Paper.
- Gerali, A., S. Neri, L. Sessa and F. Signoretti (2010): "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area", *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 107–141.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2000): "Financial Variables and the Conduct of Monetary Policy", Sveriges Risk Bank Working Paper No.112.
- Hasan, I., P. Wachtel and M. Zhou (2009): "Institutional Development, Financial Deepening and Economic Growth: Evidence from China", *Journal of Banking & Finance*, 33, 157–170.
- Hirakata, N., N. Sudo and K. Ueda (2011): "Chained Credit Contracts and Financial Accelerators", IMES Discussion Paper Series 09–E–30.
- Iacoviello M. and S. Neri (2010): "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2, 125–164.
- Iacoviello, M. and M. Pavan (2013): "Housing and Debt over the Life Cycle and over the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 60, 221–238.
- King, R. and R. Levine (1993): "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717–37.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997): "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105, 211–248.
- Kollmann, R. (2012): "Global Banks, Financial Shocks and International Business Cycles: Evidence from an Estimated Model," CEPR Discussion Papers 8985.
- Levine, R. (1997): "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, 35, 688–726.
- Liu Z., P. Wang and T. Zha (2010): "Do Credit Constraints Amplify Macroeconomic Fluctuations?" Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper, No. 2010–01.
- Meh, C. and K. Moran (2010): "The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34, 555–576.
- Meltzer, A. (1999): "The Transmission Process", Paper presented at a Conference organised by the Deutsche Bundesbank on "The Monetary Transmission Process", Frankfurt, March.
- Mimir, Y. (2012): "Financial Intermediaries, Credit Shocks and Business Cycles," MPRA Paper 39648, University Library of Munich, Germany.
- Nelson, E. (2000): "Direct Effects of Money on Aggregate Demand: Theory and Evidence", mimeo, Bank of England.
- Rudebusch, G. and L. Svensson (1999): "Policy Rules for Inflation Targeting", in: J. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press for NBER.
- Schumpeter, J. (1934): *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*, transl. by Redvers Opie, Harvard University Press.
- Smets, F. (1997): "Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence", CEPR Discussion Paper No. 1751.
- Svensson, L. (2000): "Open–Economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics*, 50, 155–183.
- Zhang, J., L. Wang and S. Wang (2012): "Financial Development and Economic Growth: Recent Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, 40, 393–412.

(责任编辑：周莉萍)