

· 财政金融 ·

社会融资规模能否成为货币政策中介目标

——基于金融创新视角的实证研究*

陈小亮 陈惟 陈彦斌

内容提要:2016年政府工作报告首次提出社会融资规模的定量增长目标,部分学者认为这很可能意味着社会融资规模将取代M2成为新的货币政策中介目标。本文使用SVAR模型,从金融创新的视角对社会融资规模能否成为货币政策中介目标进行了实证研究。研究结果表明,社会融资规模的有效性的确优于M2,但是随着金融创新的不断发展,社会融资规模的有效性同样已呈现下降趋势,因为它难以涵盖金融创新过程中不断涌现的新型融资方式。据此,本文认为社会融资规模不适合作为货币政策的中介目标,中国人民银行应彻底转变思路,培育出以Shibor利率为核心的价格型中介目标。

关键词:社会融资规模 金融创新 货币政策 中介目标

一、引言

货币政策中介目标是连接政策手段和最终目标的桥梁,只有选择恰当的中介目标才能保证货币政策的调控效果,否则很容易导致货币政策调控过度或者调控不到位等问题。1998年以来,中国人民银行(后文简称央行)一直将货币供应量作为货币政策中介目标,2007年之前兼顾M1和M2两个指标,2007年之后主要关注M2。随着金融创新的发展,M2作为货币政策中介目标的有效性正在不断下降,尤其是M2与最终目标的相关性越来越弱。究其原因,M2与最终目标的相关性体现在银行对实体经济的资金支持,当金融体系由银行主导时,M2可以较好地测度整个金融体系对实体经济的资金支持。而金融创新催生了证券公司、保险公司、小额贷款公司等新型资金供给主体,导致M2无法准确反映整个金融体系对实体经济的资金支持。在此情形下,央行于2010年提出了社会融资规模^①的概念,

该指标除包括银行信贷外,还将上述新型资金供给主体涵盖在内。显然,提出该指标的目的在于更加准确地测度金融体系对实体经济的资金支持,提高货币政策的有效性。自社会融资规模概念提出以来,部分学者认为社会融资规模应取代M2成为新的货币政策中介目标(元惠萍、刘飒,2013;牛润盛,2013;秦化清,2013;程国平、刘丁平,2014)。当2016年政府工作报告首次提出社会融资规模的定量增长目标之后,^②社会融资规模取代M2的概率似乎进一步增大。^③在经济增速持续放缓的态势下,中国亟须货币政策“稳增长”,而中介目标的选择将直接影响货币政策的效率,因此有必要判断社会融资规模能否成为货币政策中介目标。

已有不少文献对社会融资规模能否成为货币政策中介目标进行了研究,它们主要考察社会融资规模是否满足可测性、可控性和相关性标准。由于央行提出社会融资规模主要是为了应对M2与最终目标之间相关性下降的问题,因此本文着重考察社会

* 陈小亮,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100836,电子邮箱:chenxiaoliang2200@126.com;陈惟,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:nkew1993@163.com;陈彦斌,中国人民大学经济学院、中国经济改革与发展研究院,邮政编码:100872,电子邮箱:cyb@ruc.edu.cn。本文系中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目“利率市场化背景下中国货币政策框架的转型研究”(15XN1006)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见,感谢“大宏观”研究团队的有益讨论,但文责自负。

融资规模是否符合相关性标准(后文将中介目标与最终目标的相关性简称为“有效性”),对文献的梳理也聚焦于此。^④通过梳理文献可知,已有研究大都通过定量分析考察社会融资规模的有效性,主要是与 M2 进行对比。盛松成(2012)和牛润盛(2013)等通过比较社会融资规模和 M2 与 GDP、CPI、投资、消费等最终目标的相关系数,发现社会融资规模与最终目标的相关系数更高,由此初步得出了社会融资规模比 M2 更为有效的结论。元惠萍、刘飒(2013)和周先平等(2013)进一步使用 VAR 和 SVAR 等计量方法,通过脉冲响应分析和方差分解,同样得到社会融资规模对最终目标的影响大于 M2。此外,盛松成(2012)和张嘉为等(2012)通过构建含有银行部门和货币当局的 DSGE 模型,考察了社会融资规模和 M2 在货币政策向实体经济传导过程中的作用大小,结论再次证明社会融资规模的有效性优于 M2。基于此,相关文献大都认为社会融资规模应取代 M2 成为新的货币政策中介目标。

已有文献对于理解社会融资规模的有效性大有裨益,但不足以判断社会融资规模能否成为货币政策中介目标,因为仅仅比较了社会融资规模与 M2 的相对有效性,而没有进一步考察社会融资规模自身有效性的变化趋势。如果随着时间的推移,社会融资规模有效性也不断下降,那么即便社会融资规模有效性优于 M2,也不应成为新的货币政策中介目标。之所以提出这一担忧,是因为导致 M2 有效性下降的金融创新活动可能同样会导致社会融资规模有效性下降。金融创新是一个无止境的过程,随着金融创新的深入,会有更多的新型融资方式出现,导致现有的社会融资规模统计口径出现遗漏。例如,近年来互联网金融快速发展,不少企业尤其是中小企业开始将 P2P 网贷作为新的融资方式,但现行社会融资规模统计口径并没有将其涵盖在内。考虑到央行已经明确表态要将互联网金融纳入社会融资规模统计口径,^⑤这意味着互联网金融创新很可能已经影响到了社会融资规模的有效性。

为了更准确地判断社会融资规模能否成为货币政策中介目标,本文基于金融创新的视角,通过构建结构向量自回归(SVAR)模型,使用 2002 年 1 季度至 2016 年 2 季度(为简化表达,后文用 Q 表示季度)的数据对社会融资规模的有效性及其变化趋势进行实证研究。研究结果表明:一方面,社会融资

规模包含了银行信贷之外的更多融资方式,能够更好地反映金融体系对实体经济的资金支持力度,其有效性的确优于 M2;另一方面,随着金融创新的深入,P2P 网贷、私募股权基金和风险投资等新型融资方式不断涌现,导致社会融资规模统计口径出现遗漏,其有效性已经明显下降。SVAR 脉冲响应结果显示,2010Q1—2016Q2 期间社会融资规模对 GDP 的影响程度与 2002Q1—2009Q4 期间相比下降了 35%。国际经验表明,金融创新过程中货币政策中介目标应该从数量型向价格型转变,社会融资规模的数量型本质决定了它难以成为新的货币政策中介目标。有鉴于此,本文认为央行应该彻底转变思路,培育出以 Shibor 利率为核心的价格型中介目标。

二、计量模型构建与数据处理

(一)方法选取和模型构建

通过回顾国内外文献可知,已有文献主要采用 Poole 分析法^⑥、VAR 或 SVAR 模型、DSGE 模型这三类方法研究货币政策中介目标的有效性。那么究竟哪一类方法更适合本文?这取决于具体的研究目标。本文实证研究的主要目标有两个:一是检验社会融资规模的有效性是否优于 M2,这既是为了检验已有研究结论的可靠性,也是为了保证本文模型的科学性,从而在已有研究基础上开展进一步研究。二是探究金融创新过程中社会融资规模的有效性是否呈下降趋势,这是本文的核心任务。Poole 分析法主要用于比较数量型中介目标和价格型中介目标的优劣,^⑦索彦峰(2006)和任杰、尚友芳(2013)等曾使用该方法来判断中国应该采用数量型还是价格型中介目标。考虑到本文目标是比较两个数量型中介目标的优劣,因此 Poole 分析法不适合本文。盛松成(2012)等还尝试使用 DSGE 模型研究社会融资规模的有效性,但是该方法同样不适合本文,因为本文基于金融创新的视角开展研究,而金融创新具有高度不确定性,引入金融创新将导致模型无法达到稳定均衡,从而难以求解模型。

VAR 模型由 Sims(1980)提出,可以用于脉冲响应分析和方差分解。其中,脉冲响应分析能对冲击的影响进行动态研究,因此可以考察金融创新过程中社会融资规模有效性的动态变化。方差分解能对不同冲击的贡献率进行对比研究,因此可以比较社会融资规模和 M2 的有效性孰高孰低。但是,

Blanchard & Quah(1989)和 Amisano & Giannini (1997)等研究指出,传统 VAR 模型右端没有考虑内生变量的当期关系,模型中与当期关系相关的信息隐藏在误差项中无法识别。在此情形下,模型误差项冲击是所有内生变量误差项冲击的线性组合,因此无法准确识别出各内生变量的脉冲响应值,方差分解的结果也存在偏差甚至错误。为解决这一问题,他们提出了 SVAR 模型,通过引入变量之间的当期关系并施加结构性约束,从而识别出相关信息。由于本文的目标之一是对社会融资规模和 M2 的有效性进行对比,因此需要从模型中准确分离出各自的影响,这使 SVAR 模型更适合本文。

本文借鉴 Eichenbaum & Evans(1995)、Bernanke et al(2004)以及盛松成、吴培新(2008)等的做法,选取 GDP、M2 和社会融资规模作为核心变量,构建如下 SVAR 模型:

$$B_0 y_t = C + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t$$

$$\text{其中, } y_t = \begin{bmatrix} \ln GDP_t \\ \ln M2_t \\ \ln RZ_t \end{bmatrix}, B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -b_{21} & 1 & 0 \\ -b_{31} & -b_{32} & 1 \end{bmatrix},$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^{(i)} & \gamma_{12}^{(i)} & \gamma_{13}^{(i)} \\ \gamma_{21}^{(i)} & \gamma_{22}^{(i)} & \gamma_{23}^{(i)} \\ \gamma_{31}^{(i)} & \gamma_{32}^{(i)} & \gamma_{33}^{(i)} \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix}, u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix}.$$

模型包含三个内生变量和三个方程。 $\ln GDP_t$ 、 $\ln M2_t$ 和 $\ln RZ_t$ 分别表示实际 GDP、M2 和社会融资规模时间序列的对数值, $t = 1, 2, \dots, T$; T 表示样本最大时期数; B_0 表示各内生变量之间当期关系的约束矩阵; Γ_i 表示变量滞后项的系数矩阵, $i = 1, 2, \dots, p$; p 表示最大滞后阶数,根据 AIC 准则取值; C 表示由截距项构成的向量; u_t 表示各个方程随机误差项构成的向量,假设各个元素之间同期不相关。

由于本文所构建的模型包含三个内生变量,因此需要设定三个约束条件。^⑧ 借鉴蒋益民、陈璋(2009)的做法,本文给出的约束条件为: M2 对 GDP 没有当期影响; 社会融资规模对 GDP 没有当期影响; 社会融资规模对 M2 没有当期影响。其中,前两个约束条件是考虑货币政策存在时滞。从测度金融体系对实体经济的资金支持力度来看,社会融资规模比 M2 口径更大, M2 的变动会影响信贷从而影响社会融资规模,因此 M2 对社会融资规模存在当期影响。但是,社会融资规模所包含的直接融资等部分不会对当期的 M2 产生影响,据此假设社会融

资规模对 M2 没有当期影响。^⑨

(二)数据说明及处理

本文采用的实际 GDP 数据来自国家统计局网站,^⑩ 社会融资规模和 M2 数据来自中国人民银行网站。关于数据需要做四点说明。首先,社会融资规模数据最早追溯到 2002 年,因此将实证研究时间段界定为 2002—2016 年。其次,虽然可以获得社会融资规模和 M2 的月度数据,但是 GDP 只有季度数据,无法与社会融资规模和 M2 直接对应。考虑到将 GDP 季度数据转化为月度数据会产生信息损失,本文将社会融资规模和 M2 的月度数据加总为季度数据,因此实证研究最终使用的是 2002Q1—2016Q2 期间的季度数据。再次,根据货币数量论方程式 $MV = PY$ 可知, M2 和社会融资规模都应使用存量数据,但目前央行只公布了社会融资规模存量的年度数据,为了获得季度存量数据,本文在样本初始期(2002Q1)的社会融资规模存量的基础上,加上每一季度的社会融资规模增量,间接得到每一季度的社会融资规模存量。^⑪ 最后,本文需要以金融创新的发展态势为标准划分不同的时间段,以考察金融创新过程中社会融资规模有效性的变化趋势。根据已有研究和相关统计数据,2010 年后中国各方面金融创新均快速发展, P2P 网贷、众筹、风险投资和天使投资等社会融资规模统计口径之外的新型融资方式呈井喷式发展。^⑫ 为了保证样本划分时间点选取的科学性,本文还进行了 Chow 检验,发现 2010 年前后 M2 与社会融资规模对 GDP 的影响的确产生了结构性变化。^⑬ 基于此,本文以 2010 年为时间点将整体样本划分为两个时间段。

遵循时间序列和 SVAR 模型的一般操作步骤,在实证研究之前对数据进行必要的处理。由于季度数据呈现出明显的季节特征,因此需要对三个变量的季度序列进行 X-12 季节调整。此外, SVAR 模型要求所选择的变量必须是平稳时间序列,所以对三个变量的时间序列进行单位根检验。从表 1 和表 2 的检验结果可知,不管是整体样本还是分时间段样本, GDP、M2 以及社会融资规模的原始序列(对数值)均为非平稳序列,一阶差分之后均转变为平稳序列,因此本文采用各变量的对数差分序列建立 SVAR 模型。进一步检验结果表明,系数矩阵特征根的绝对值均小于 1,说明本文所构建的 SVAR 模型具备良好的稳定性,可以用来研究社会融资规模和 M2 的有效性。

表 1 整体样本的变量平稳性检验结果

时间段	变量	检验形式(c, t, p)	ADF 统计量	P 值	是否平稳
2002Q1-2016Q2	lnGDP	(0, 0, 1)	3.49	0.99	非平稳
	ΔlnGDP	(c, t, 0)	-8.55	0.00	平稳
	lnM2	(0, 0, 2)	3.10	0.99	非平稳
	ΔlnM2	(c, 0, 0)	-5.21	0.00	平稳
	lnRZ	(0, 0, 5)	2.81	0.99	非平稳
	ΔlnRZ	(c, t, 0)	-19.88	0.00	平稳

注:(c, t, p)反映单位根检验的形式,其中 c 表示截距项,t 表示趋势项,p 表示滞后阶数(其取值根据 AIC 准则加以确定)。以下各表同,不再赘述。

表 2 分时间段样本的变量平稳性检验结果

时间段	变量	检验形式(c, t, p)	ADF 统计量	P 值	是否平稳
2002Q1-2009Q4	lnGDP	(0, 0, 1)	3.66	0.99	非平稳
	ΔlnGDP	(c, t, 0)	-3.84	0.02	平稳
	lnM2	(0, 0, 3)	2.12	0.99	非平稳
	ΔlnM2	(c, 0, 3)	-4.54	0.00	平稳
	lnRZ	(0, 0, 2)	2.72	0.99	非平稳
	ΔlnRZ	(c, t, 0)	-13.24	0.00	平稳
2010Q1-2016Q2	lnGDP	(0, 0, 1)	3.72	0.99	非平稳
	ΔlnGDP	(c, 0, 0)	-5.96	0.00	平稳
	lnM2	(0, 0, 2)	2.59	0.99	非平稳
	ΔlnM2	(c, t, 0)	-6.18	0.01	平稳
	lnRZ	(0, 0, 2)	0.77	0.87	非平稳
	ΔlnRZ	(0, 0, 1)	-2.31	0.02	平稳

三、实证分析

基于所构建的 SVAR 模型,本文主要实证分析过程分为两步。首先,对整体样本进行脉冲响应分析和方差分解,以判断社会融资规模和 M2 的相对有效性。然后,对分时间段样本进行脉冲响应分析,以考察社会融资规模有效性在不同时间段的动态变化趋势。^④需要强调的是,由于不同时间段内“一单位标准差”的大小可能不相同,为确保各个变量在不同时间段的脉冲响应值能够直接对比,需要进行标准化处理,即将各变量冲击的脉冲响应值除以各自相对应的标准差。^⑤

(一)社会融资规模与 M2 有效性的对比分析

首先,采用 2002Q1-2016Q2 期间的整体样本数据,就社会融资规模与 M2 作为货币政策中介目标的有效性进行对比研究。图 1 的脉冲响应结果显示,当 M2 发生一单位标准差的变动时 GDP 的脉冲

响应峰值为 0.0005,当社会融资规模发生一单位标准差的变动时 GDP 的脉冲响应峰值高达 0.0031,后者是前者的 6.5 倍。与之类似,方差分解的结果表明,冲击到来后各期 GDP 变化(方差)中来自社会融资规模的贡献率均高于来自 M2 的贡献率(表 3)。由此可见,社会融资规模有效性的确优于 M2。这一结论与盛松成(2012)和周先平等(2013)等研究保持一致,也表明本文所构建的基准模型是可靠的,可以用来开展进一步研究。

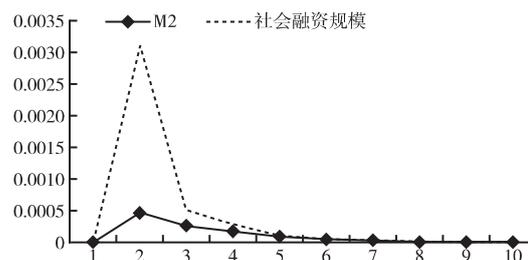


图 1 整体样本的脉冲响应实证结果

表3 整体样本的方差分解实证结果(%)

时期	M2的贡献率	社会融资规模的贡献率	GDP滞后项的贡献率
1	0	0	100
2	0.03	1.56	98.41
3	0.25	2.26	97.49
4	0.37	2.65	96.98
5	0.93	2.37	96.70
6	0.54	1.36	98.10
7	0.51	3.06	96.43
8	0.50	3.14	96.36
9	0.42	2.82	96.76
10	0.47	2.14	97.39

之所以 M2 此前能够较好地充当货币政策中介目标,是因为当时银行机构在金融体系中占据绝对主导地位,实体经济资金的最主要来源是银行信贷市场,因此货币政策通过调控 M2 可以有效地影响 GDP 等最终目标。但是金融创新使金融体系日益多元化发展,除了银行信贷市场,还包括中间业务市场、债券市场、股票市场、保险市场等。企业除了通过银行信贷,还可以通过表外业务、股票和债券等其他渠道进行融资,由此导致 M2 不能准确反映金融对实体经济的资金支持力度, M2 的有效性也随之降低。央行统计数据显示,银行信贷占社会融资规模的比重已经从 2002 年的 95.5% 大幅下降到近年来的 70% 以下,2013 年曾一度降至 55% 的低位。而银行表外业务占比则从不足 10% 升到 2013 年的 30% (对影子银行的监管使得 2014 年和 2015 年表外业务占比出现下降态势),直接融资占比则从不足 5% 升到 2015 年的 23%。相比之下,社会融资规模除了银行信贷以外还包含银行表外业务和直接融资等新型的融资方式,能够更加全面地反映金融体系对实体经济的支持力度,所以其有效性高于 M2。也正因如此,不少学者认为社会融资规模应取代 M2 成为新的货币政策中介目标。

(二) 金融创新过程中社会融资规模有效性的变化趋势

为了考察 2010 年金融创新进一步深化以来社会融资规模有效性是否出现了下降态势,本文借助于脉冲响应对比分析了 2002Q1—2009Q4 期间和 2010Q1—2016Q2 期间社会融资规模的有效性,结果如图 3 所示。从图中可知,不论在哪一个时间段内,社会融资规模的有效性都显著高于 M2,这强化

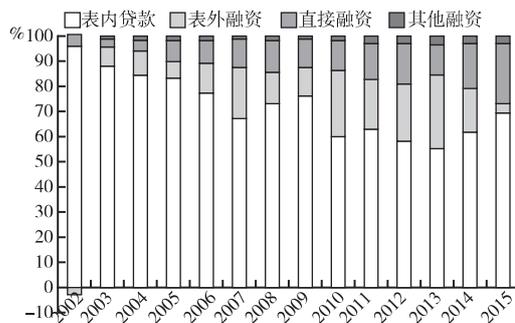


图2 社会融资规模各部分所占比重变化趋势

注:相关数据引自中国人民银行网站。其中,表内贷款包括人民币贷款和外币贷款,表外融资包括委托贷款、信托贷款和未贴现的银行承兑汇票,直接融资包括非金融企业境内股票筹资和企业债券融资,其他融资包括保险公司赔偿、投资性房地产、小额贷款公司和贷款公司贷款。

了所得到的结论。

更重要的是,对不同时间段内社会融资规模的有效性进行对比之后发现:在金融创新加速发展之前(2002Q1—2009Q4)GDP对社会融资规模脉冲响应的峰值达到接近 0.0047 的水平。然而,在金融创新加速发展之后(2010Q1—2016Q2)GDP对社会融资规模脉冲响应的峰值仅为 0.0030,与 2002Q1—2009Q4 期间相比下降了 35%。这验证了本文的猜想,即随着金融创新的步伐加快,社会融资规模将难以涵盖所有的新型融资方式,其有效性会随之呈下降趋势。

总体而言,2010 年以来中国金融市场出现了两类重要的新型融资方式。一类是以互联网为媒介的 P2P 网络贷款等新型融资方式。^⑥ 2010 年全国 P2P 网贷平台的数量只有 10 家左右,到 2015 年已发展到 2595 家(图 4)。伴随着网贷平台数量的扩张,P2P 网贷交易量和网贷余额也迅速增长,截至 2015 年 P2P 网贷交易量和网贷余额分别为 9823 亿元和 4394.6 亿元,而在 2010 年分别仅为 14 亿元和 1 亿元,由此足以说明 2010 年以来 P2P 网贷发展速度之快。^⑦ 另一类是私募股权基金、风险投资和天使投资等旨在为处于成长初期的企业提供资金的新型融资方式。由于金融市场相对滞后,这三种新型融资方式在中国的发展较为迟缓,但从 2010 年以来进入了快速发展期。图 5 显示,2008—2009 年的绝大多数月份里,私募股权和风险投资的案例数只有 20 个左右,2015 年平均每月案例数已多达 224 个。私募股权和风险投资的规模也持续扩张,2008—2009 年

平均每月投资额为 5.7 亿美元,2015 年已高达 42.9 亿美元,年增长率达 140%。^⑧天使投资基金虽然在规模上尚不及私募股权基金和风险投资,但其发展

速度毫不逊色。数据显示,2010 年平均每月天使投资额仅为 1081 万元,2015 年飙升到 1.7 亿元,年均增长率达 173%。

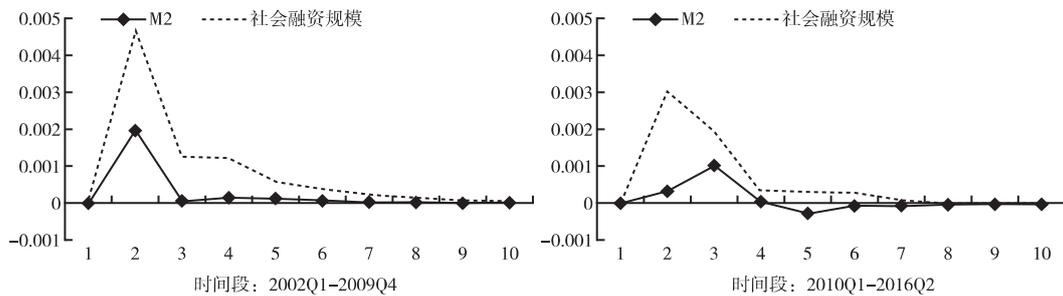


图 3 分时间段样本的脉冲响应结果对比

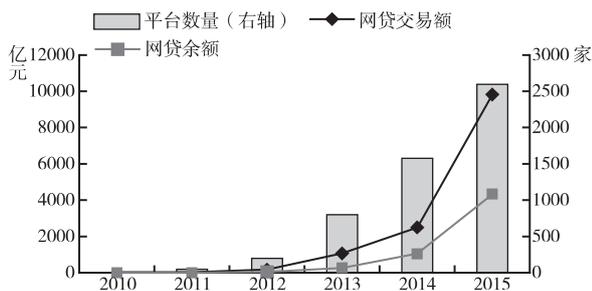


图 4 2010 年以来 P2P 网贷的发展趋势

注:根据网贷之家(www.wdzj.com)发布的统计数据整理得到。

这两类新型融资方式在社会融资活动中的作用越来越大,逐渐成为企业融资过程中不可或缺的部分。2016 年 1 至 4 月 P2P 网贷交易额达 5228.97 亿元,同期社会融资规模增量为 74048 亿元,前者相当于后者的 7.1%。^⑨私募股权基金、风险投资和天使

投资三者之和达到了社会融资规模增量的 2.1%。^⑩将二者相加可知,这两类融资已达到了目前口径下社会融资规模的 10%左右,而且还在不断地加速扩张。^⑪央行虽然表态要把互联网金融纳入社会融资规模统计口径,但目前并未落到实处,也没有给出时间表。至于私募股权基金等,盛松成等(2015)指出,“由于私募股权基金和对冲基金等新型融资方式目前难以统计,因此尚未纳入社会融资规模统计口径,等未来条件成熟之后,再考虑将他们纳入社会融资规模统计口径”。因此,这两类融资直到目前仍然被隔离在社会融资规模统计口径之外,导致社会融资规模的指标遗漏和数据不准确,这应该是 2010 年以来社会融资规模有效性呈下降趋势的重要原因。在金融创新过程中,不仅 P2P 网贷、私募股权基金、风险投资、天使投资等已有融资方式的规模会继续扩张,而且还会不断地有其他新型融资方式出现,^⑫社

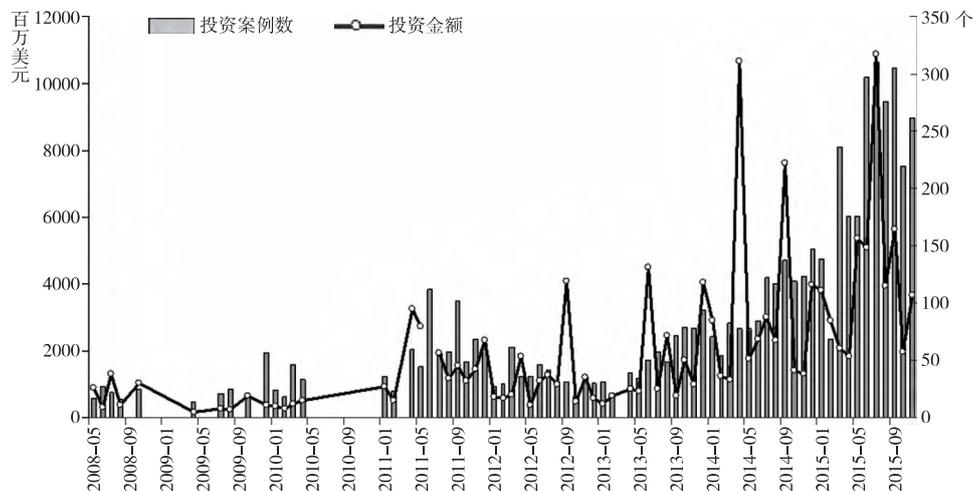


图 5 2008 年以来中国私募股权基金与风险投资的案例数和投资额

注:图中案例数和投资额全都是私募股权基金与风险投资二者之和,相关数据引自 Wind 数据库。

会融资规模统计口径的遗漏程度将逐步加重,其有效性也将不断下降。

(三) 稳健性检验

尽管基准模型的实证结果较好地支持了社会融资规模有效性将随着金融创新加快而下降的结论,但是基准模型仍然存在不足。由于中国 GDP 数据只公布到季度层面,本文使用季度数据进行实证研究,样本量偏小,尤其是分时间段的样本量进一步减少(两个时间段样本量分别为 32 和 26),可能会影响实证结果的稳健性。为了弥补基准模型的不足,本文借鉴盛松成、吴培新(2008)的做法,将具有月度统计数据的工业增加值作为最终目标的代理变量,并将所有变量使用月度数据。这样,更新最终目标之后的样本量就变为了基准模型的三倍,从而能够显著提高实证结果的稳健性。

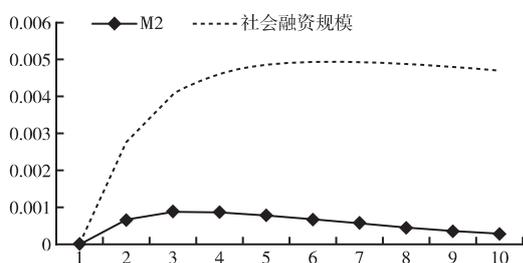


图6 整体样本脉冲响应的稳健性检验结果

与基准模型部分相同,稳健性检验分两步,首先对整体样本进行检验,然后对分时间段样本进行检验。^③基于稳健性检验的结果,可以得出两点重要结论。从图6和表4可知,就整体样本而言,将最终目标的代理变量从季度GDP数据换成月度工业增加值数据之后,所得结果与基准模型一致,即社会融资规模的有效性优于M2。从图7可知,将整体样本划分为不同时间段之后的脉冲响应结果表明,伴随着金融创新的发展,社会融资规模的有效性同样已开始下降。工业增加值对社会融资规模脉冲响应的

峰值已从2002m1—2009m12期间(m表示月份,例如2002m1表示2002年1月)的0.0055下降到2010m1—2016m6期间的0.0033,跌幅达40%。虽然图7中的脉冲响应峰值在绝对值上与图3(基准模型)有所不同,但是它们全都印证了社会融资规模有效性正在不断下降的重要事实。这表明本文实证研究的结果是比较稳健的。^④

表4 整体样本方差分解的稳健性检验结果(%)

时期	M2的贡献率	社会融资规模的贡献率	工业增加值滞后项的贡献率
1	0	0	100
2	0.03	0.45	99.52
3	0.07	1.35	98.58
4	0.11	2.50	97.40
5	0.14	3.73	96.13
6	0.16	4.97	94.87
7	0.18	6.17	93.65
8	0.18	7.32	92.50
9	0.19	8.40	91.41
10	0.19	9.41	90.40

四、金融创新视角下中国货币政策中介目标的转型方向

既然在金融创新过程中社会融资规模的有效性已开始不断下降,那么社会融资规模不适宜作为货币政策的中介目标。面对持续的金融创新,中国应选择什么样的货币政策中介目标呢?通过回顾历史可知,目前中国所面临的问题,美英等发达国家以前都曾经经历过。因此,要想找到中国货币政策中介目标的正确转型方向,很有必要总结一下当时发达国家货币政策中介目标转型的经验教训。

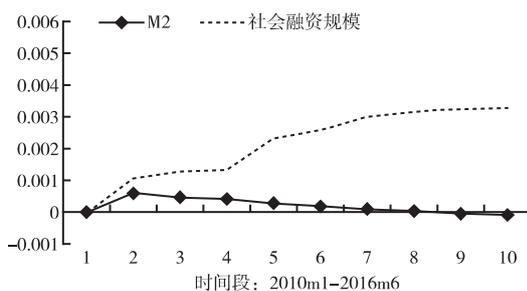
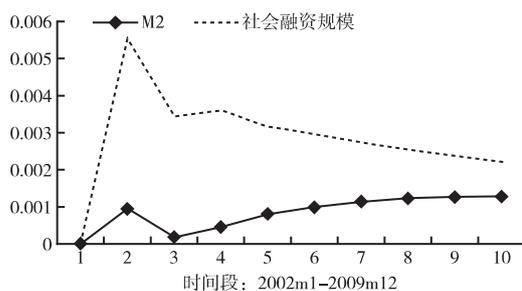


图7 分时间段样本脉冲响应的稳健性检验

从 20 世纪六七十年代开始,美欧等发达国家金融市场中的个人和金融机构面临的经济环境发生了重大变化,通胀率和利率迅速攀升且越来越难以预测。利率风险增加了市场对能够控制这种风险的金融产品和服务的需求,金融机构为了满足这些新需求进行了多种金融创新,可变利率抵押贷款和各种各样的金融衍生工具层出不穷(Mishkin, 2012)。金融创新的不断深化导致各国数量型货币政策中介目标的有效性持续下降。从表 5 可知,随着金融创新的推进,美国、英国、加拿大和日本等发达国家在 20 世纪七八十年代都曾尝试修订已有的数量型中介目标以

恢复其有效性。但是,金融创新进一步深化之后,修订的指标再度失效。几经周转,这些国家最终大都放弃了数量型中介目标,转向以利率或汇率为主的价格型中介目标。^⑤以美国为例,美国在 20 世纪 70 年代的货币政策中介目标是 M1,伴随着金融创新的推进,M1 与实体经济之间的稳定关系被打破。美联储尝试将更广义的货币供应量指标 M2 作为新的中介目标,但是随着金融创新的进一步深化,到 20 世纪 90 年代初期 M2 与经济活动的相关性也被打破。面对这一情形,美联储彻底放弃数量型中介目标,从 1993 年开始使用价格型中介目标——联邦基准利率。

表 5 金融创新过程中发达国家货币政策中介目标的转型

国家	20 世纪 70—80 年代	20 世纪 90 年代及以后
美国	先以 M1 为主,1987 年后改为以 M2 为主	逐步放弃货币供应量为主的数量型中介目标,转向以利率和汇率为主的价格型中介目标
英国	先以 M3 为主,1985 年后暂停使用 M3	
加拿大	先以 M1 为主,1982 年后改为 M2 和 M2+ 等	
日本	先为民间贷款增加额,1979 年后改为 M2+CDs	

注:根据谢杭生(1997)整理得到。表中只是列出了各个国家主要采用过的货币供应量指标,期间多数国家还曾做过别的尝试,但是因为效果不佳因此表中没有列出。以美国为例,在 M1 效果减弱之后,美联储除了公布 M2,还公布了 M3,但是 M3 在反映经济情况方面对 M2 没有太多的补充意义,在多年的货币政策制定过程中也没有起到显著作用。考虑到 M3 的编制和公布所花费的成本远大于其价值,美联储从 2006 年 3 月 23 日起停止公布 M3 数据。相关资料可参见盛松成等(2015)的论述。

有鉴于此,央行应逐渐放弃 M2 和社会融资规模等数量型中介目标,尽早转向价格型中介目标。而且,中国采用价格型中介目标的条件正在日趋成熟。其一,近年来中国正在不断加快推进利率市场化进程,在 2013 年 7 月彻底取消了对贷款利率下限的管制,在 2015 年 10 月彻底取消了对存款利率上限的管制,利率市场化程度越来越高。其二,自 2007 年 1 月上海银行间同业拆放利率 Shibor 正式运行以来,金融市场已逐步开始形成以 Shibor 为基准的定价群,并被越来越多的金融机构接受,因此可以考虑将 Shibor 作为价格型中介目标进行重点培育。其三,国有企业和地方投融资平台等微观主体对利率的敏感程度逐步增强,形成了对利率的市场化反应机制,从而保证价格型货币政策能够有效发挥作用(郭豫媚、陈彦斌,2015)。^⑥

需要强调的是,虽然中国已经彻底取消了对贷款利率下限和存款利率上限的管制,但是利率市场化进程并没有完成。因为中国的银行业主要集中在四大国有银行,在这样的银行业结构下形成的利率仍然会体现政府的干预与管制。要想真正实现利率

市场化,需要通过引入大量中小民营银行将银行业由目前的寡头垄断性的市场结构改变为垄断竞争性或竞争性的市场结构,从而促成真正市场化的利率,并为利率作为价格型中介目标发挥作用建立有效的传导机制。

五、结语

本文构建了含有 GDP、M2 和社会融资规模三个核心变量的 SVAR 模型,使用脉冲响应分析和方差分解对社会融资规模的有效性进行了系统研究。结果发现,由于社会融资规模除了包含银行信贷,还包含银行表外业务和直接融资等,能够更好地反映金融体系对实体经济的资金支持力度,其有效性优于 M2。但是,金融创新催生出 P2P、私募股权基金、风险投资和天使投资等越来越多的新型融资方式,导致社会融资规模统计口径出现遗漏,其有效性已经明显下降。脉冲响应结果显示,2010Q1—2016Q2 期间社会融资规模对 GDP 的影响程度与 2002Q1—2009Q4 期间相比下降了 35%。

如果央行扩大社会融资规模统计口径,短期内

其有效性会有一定程度的上升。但是,金融创新是一个持续不断的过程,试图通过扩大社会融资规模统计口径来维持其有效性的做法是缺乏效率并且不可持续的。一方面,只有当新型融资方式出现一段时间并且发展到一定规模之后,央行才开始考虑修订统计口径,因此存在较长时滞。^⑤另一方面,频频修订统计口径会使不同时期的货币政策中介目标缺乏可比性,很容易导致各界对货币政策的评估出现偏差甚至错误。因此,从金融创新的视角来看,社会融资规模不应成为货币政策的中介目标。美欧等发达国家的经验表明,金融创新过程中一国货币政策中介目标应从数量型转向价格型。而且,中国采用价格型中介目标的条件正在日趋成熟。因此,央行应转变思路,将货币政策的中介目标尽快从数量型转向价格型,培育出以 Shibor 利率为核心的价格型中介目标。

注:

- ① 社会融资规模包括增量和存量两个指标,社会融资规模增量是指一定时期内实体经济从金融体系获得的资金额,而社会融资规模存量是指一定时期末实体经济从金融体系获得的资金余额。根据盛松成等(2015),社会融资规模流量由十项子指标构成:人民币贷款、外币贷款、委托贷款、信托贷款、未贴现的银行承兑汇票、企业债券、非金融企业境内股票融资、保险公司赔偿、投资性房地产和其他融资工具;社会融资规模存量由保险公司赔偿之外的九项子指标构成。此外,社会融资规模的基本统计原则包括五个方面:居民原则、金融原则、合并原则、计值原则和可得性原则。
- ② 2010年以来的历年政府工作报告对社会融资规模均有提及,但一直是“保持社会融资规模合理增长”等定性表述。2016年政府工作报告首次明确指出“社会融资规模余额增长13%左右”。
- ③ 通过梳理以往的政府工作报告发现,货币供应量取代信贷规模成为货币政策中介目标之前,首先是在1995年、1996年和1997年的政府工作报告中出现了“控制货币供应量和信贷规模”等表述,然后将货币供应量(M2)与信贷规模定量目标并列,随后从1998年开始货币供应量正式成为中国货币政策的中介目标。2016年政府工作报告中出现了社会融资规模与M2并列的现象,很可能是社会融资规模未来将取代M2的又一潜在证据。
- ④ 除了相关性标准,我们还分析了可测性和可控性标准,发现社会融资规模同样不满足这两个标准。就可测性而言:民间借贷不被纳入是因为难以统计;即将被纳入的互联网金融是金融创新的产物,其可测性本身相对较差,而且随着金融创新的深入其可测性将越来越差。就可控性而言,货币政策的调控主体是央行,但是社会融资规模却与银监会、证监会、保监会、银行间市场交易商协会和发改委等部

门直接相关,在“分业经营、分业监管”的大环境下,央行调控社会融资规模将面临很高的协调成本。而且,由于社会融资规模各部分的资金性质不同,央行制定的总体目标与各部分目标的关系有待商榷。例如,2016年社会融资规模余额增长目标是13%左右,但是很难确定股票、债券、委托贷款等各个部分的增速是都在13%左右,还是有的高一些,有的低一些。

- ⑤ 这一观点是盛松成在2016年1月29日举行的互联网金融协会首次全体培训会上提出的。
- ⑥ 引言里对已有研究的综述部分并没有列出Poole分析法。这是因为,通过查询中国知网等数据库,我们发现已有文献主要用该方法研究M1、M2和利率的有效性,尚无文献用它来研究社会融资规模的有效性。
- ⑦ Poole(1970)通过研究证明如果随机冲击来自实体经济部门,则应该选择货币供应量作为货币政策的中介目标;如果随机冲击来自金融体系,则应该选择利率作为货币政策的中介目标。
- ⑧ 对于k元p阶SVAR模型,需要施加约束条件才能估计出结构式模型的参数(高铁梅,2005)。本文构建的模型含有三个内生变量,即k=3,从而有 $k \cdot (k-1)/2 = 3$,故需施加三个约束条件。
- ⑨ 为了使研究结论更加稳健,本文借鉴Christiano et al (1999)的思路,采用不同的识别策略,将约束条件设定为:GDP对M2没有当期影响;GDP对社会融资规模没有当期影响;社会融资规模对M2没有当期影响。结果表明,本文的主要结论依然成立。
- ⑩ 国家统计局从2010年开始公布实际GDP季度数据,之前数据由GDP季度累计同比增长率推算得到。
- ⑪ 将间接计算得到的社会融资规模存量与央行公布的社会融资规模存量进行对比发现,二者差别较小,绝对数的差别在3%左右,取对数之后的差别只有0.5%(本文SVAR系统中变量都取对数),因此可以用来进行实证研究。
- ⑫ 本文将2010年作为金融创新分界点的另一个依据是影子银行的发展态势。理论和国际经验均表明,金融创新的过程通常就是影子银行快速发展的过程。张明(2013)和裘翔、周强龙(2014)等研究指出,中国的影子银行从2010年开始进入爆发式增长阶段。究其原因:其一,始于2010年初的信贷紧缩政策切断了房地产和地方投融资平台的信贷资金来源,房地产和地方融资平台对资金的需求催生了影子银行业务;其二,中国居民旺盛的投资需求催生出影子银行的主体——理财产品;其三,为了防止信贷紧缩后房地产企业和地方投融资平台破产,进而引发不良贷款率飙升,银行通过金融创新绕过金融监管。
- ⑬ Chow检验的设置:以2009Q4为分界点,将GDP作为被解释变量,先后将M2、社会融资规模、M2与社会融资规模作为解释变量,进行三组检验,每组检验均参考F统计

量、LR 统计量和 Wald 统计量。结果发现,所有情形下都拒绝了“2009Q4 不是结构突变点”的原假设。

- ⑭通过简单对比不同时间段 M2 和社会融资规模与 GDP 的相关系数,同样可以得到本文的结论:一方面,社会融资规模的有效性优于 M2,2002Q1—2016Q2 期间社会融资规模与 GDP 的相关系数为 0.83,而 M2 与 GDP 的相关系数为 0.81(分时间段也成立);另一方面,社会融资规模的有效性在不断减弱,社会融资规模与 GDP 的相关系数已从 2002Q1—2009Q4 的 0.94 降低到了 2010Q1—2016Q2 的 0.77。但是,相关系数并不能清晰地反映出 GDP 对社会融资规模和 M2 冲击的具体反应程度大小、政策发生效果的时间以及随着时间推移政策效果的变化。因此,本文进一步使用 SVAR 进行实证研究,以得到更多的信息。事实上,盛松成等(2015)等的研究也都是先计算相关系数,然后使用脉冲响应等方法开展进一步分析。
- ⑮在进行分时间段样本的对比研究时,不再使用方差分解。因为方差分解计算出的贡献率是不同冲击贡献的相对大小,即便社会融资规模对 GDP 方差变动贡献的绝对值在 2002Q1—2009Q4 和 2010Q1—2016Q2 之间真的呈现下降趋势,最终计算出的相对贡献率(与 M2 对比)也未必能反映出这一变化趋势。因此,通过方差分解对比不同时间段的相对贡献率,进而考察社会融资规模有效性是否下降并不严谨。
- ⑯互联网金融是借助于互联网技术、移动通信技术实现资金融通、支付和信息中介等业务的新金融模式,包括互联网化的传统金融业务、第三方支付、互联网信用服务和互联网虚拟货币等业务(郑联盛,2014)。与本文所研究的社会融资活动密切相关的是互联网信用服务,即以互联网为媒介的 P2P 网贷、网络小贷和众筹等新型融资方式,目前 P2P 网贷规模最大。
- ⑰与 P2P 网贷相比,网络小贷和众筹等的规模仍然较小,但它们的发展速度同样非常快。以众筹为例,《2015 年全国众筹行业年报》显示,2013 年全国正常运营的众筹平台数量只有 29 家,筹资额只有 3.4 亿元,2015 年平台数量已达 283 家,筹资额骤增至 114.2 亿元,两年间众筹平台数量增长了 8.8 倍,融资额更是扩张了 32.5 倍。
- ⑱ Wind 数据库里私募股权和风险投资相关数据在一些月份存在缺失现象,本文中的平均值是针对存在统计数据的月份求得的平均值,而非所有月份的平均值。
- ⑲根据中国人民银行公布的社会融资规模增量数据和网贷之家公布的 P2P 网贷交易额数据计算得到。
- ⑳计算步骤为:首先计算出 2015 年平均每月私募股权基金、风险投资和天使投资的投资额,然后计算出 2015 年平均每月社会融资规模的增量,再用前者与后者相除即可得到。之所以使用月度数据计算,是因为目前尚难找到相关变量权威且健全的年度数据。
- ㉑近几年互联网金融的蓬勃发展不会是昙花一现,进入

2016 年以来银监会等部门加大了对 P2P 平台的监管力度,一些问题平台停业整顿,但是 P2P 网贷的成交量却逆势而上。网贷之家数据显示,P2P 网贷交易额于 2015 年 10 月实现了第一个万亿元,用时 7 年之久,而第二个万亿元仅仅用了 7 个月时间,到 2016 年 5 月 P2P 网贷交易额顺利突破两万亿元。

- ㉒金融创新是一个持续不断的过程,本文所述的两类新型融资方式可能只是冰山一角,未来金融创新将催生出更多的新型融资方式。
- ㉓在进行脉冲响应分析和方差分解之前,首先对所有变量进行了平稳性检验,发现它们的对数时间序列都是非平稳的,而一阶差分之后都是平稳的,因此使用对数差分序列构建 SVAR 系统。限于篇幅,文中没有列出稳健性检验部分的 ADF 检验结果,感兴趣的读者可以向作者索取。
- ㉔我们还将货币政策的最终目标由 GDP 换为 CPI 进行检验,结果同样支持本文的结论。就整体样本而言,当 M2 发生一单位标准差的变动时 CPI 的脉冲响应峰值为 0.0005,当社会融资规模发生一单位标准差的变动时 CPI 的脉冲响应峰值为 0.001,后者是前者的 2 倍。因此,社会融资规模有效性的确优于 M2。就分时间段的样本而言,在金融创新加速发展之后(2010m1—2016m6),CPI 对社会融资规模脉冲响应的峰值仅为 0.0006,而金融创新加速发展之前(2002m1—2009m12)为 0.0014。这同样表明,随着金融创新的加快,社会融资规模有效性呈不断下降的趋势。由于篇幅限制,没有在正文给出脉冲响应和方差分解的详细结果,感兴趣的读者可以向作者索取。
- ㉕事实上,央行已多次尝试对 M2 统计口径进行修正。2001 年 6 月,央行首次修订 M2 统计口径,将证券公司客户保证金计入 M2。2002 年初,央行再次修订 M2 统计口径,将在中国的外资、合资金融机构的人民币存款业务,分别计入不同层次的货币供应量。2011 年 10 月,央行第三次修订 M2 统计口径,将非存款类金融机构存款和住房公积金存款纳入广义货币统计。与发达国家经验相同,对 M2 统计口径的修订只能在短期内提高 M2 的有效性,随着金融创新的发展,修订后的 M2 再次失效。
- ㉖郭豫媚、陈彦斌(2015)指出,以前国企和地方投融资平台对利率不敏感的原因有两个:一是利率水平与经济增速之间的差距很大,资金成本远小于期望收益,因此利率小幅变动对企业投资决策的影响很小;二是国企和地方投融资平台面临预算软约束。当前,中国经济增速持续放缓,再加上利率市场化后利率将显著上升(陈彦斌等,2014),利率与经济增速的差距将明显缩小,这会强化国企和地方投融资平台对利率的敏感性。此外,政府债务高企在一定程度上限制了其向国企输血和对国企兜底的能力,使软预算约束问题得以缓解。
- ㉗仍以互联网金融为例,互联网金融从 2010 年就开始快速

发展,但是直到五六年之后,央行才考虑将互联网金融纳入社会融资规模的统计口径。

参考文献:

- 陈彦斌 陈小亮 陈伟泽,2014:《利率管制与总需求结构失衡》,《经济研究》第2期。
- 程国平 刘丁平,2015:《社会融资规模作为货币政策中介目标的合理性》,《财经问题研究》第9期。
- 高铁梅,2005:《计量经济分析方法与建模——Eviews应用及实例》,清华大学出版社。
- 郭豫媚 陈彦斌,2015:《利率市场化大背景下货币政策由数量型向价格型的转变》,《人文杂志》第2期。
- 蒋益民 陈璋,2009:《SVAR模型框架下货币政策区域效应的实证研究:1978—2006》,《金融研究》第4期。
- 牛润盛,2013:《金融脱媒背景下社会融资规模的工具选择》,《金融监管研究》第9期。
- 秦化清,2013:《社会融资总量能否作为制定货币政策规则的依据》,《财经问题研究》第12期。
- 裴翔 周强龙,2014:《影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第5期。
- 任杰 尚友芳,2013:《我国货币政策中介目标是否应改变为利率——基于扩展的普尔分析的实证研究》,《宏观经济研究》第10期。
- 盛松成 吴培新,2008:《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究》,《经济研究》第10期。
- 盛松成,2012:《社会融资规模与货币政策传导》,《金融研究》第10期。
- 盛松成 许诺金 张文红,2015:《社会融资规模理论与实践》,中国金融出版社。
- 索彦峰,2006:《金融创新、基本普尔分析与我国货币政策中介目标选择》,《中央财经大学学报》第10期。
- 谢杭生,1997:《战后西方国家货币政策目标比较》,《金融研究》第6期。
- 元惠萍 刘飒,2013:《社会融资规模作为金融宏观调控中介目标的适用性分析》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 张嘉为 赵琳 郑桂环,2012:《基于DSGE模型的社会融资规模与货币政策传导研究》,《财务与金融》第1期。
- 张明,2013:《中国影子银行:界定、成因、风险与对策》,《国际经济评论》第3期。
- 张春生 蒋海,2013:《社会融资规模适合作为货币政策中介目标吗:与M2、信贷规模的比较》,《经济科学》第6期。
- 郑联盛,2014:《中国互联网金融:模式、影响、本质与风险》,《国际经济评论》第5期。
- 周先平 冀志斌 李标,2013:《社会融资规模适合作为货币政策中介目标吗?》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- Amisano, G. & C. Giannini (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, New York: Springer.
- Bernanke, B. S., J. Boivin & P. Elias (2004), “Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach”, *Quarterly Journal of Economics* 120(1):387—422.
- Blanchard, O. J. & D. Quah (1989), “The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances”, *American Economic Review* 79(4):655—673.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum & C. L. Evans (1999), “Monetary policy shocks: What have we learned and to what end”, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, pp. 65—148, North Holland.
- Eichenbaum, M. & C. L. Evans (1995), “Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates”, *Quarterly Journal of Economics* 110(4):975—1009.
- Mishkin, F. S. (2012), *The Economics of Money, Bank and Financial Markets*, New York: Pearson Education.
- Poole, W. (1970), “Optimal choice of monetary policy instrument in a simple stochastic macro model”, *Quarterly Journal of Economics* 84(2):197—216.
- Sims, C. (1980), “Macroeconomics and reality”, *Econometrica* 48(1):1—48.

(责任编辑:陈建青)