

结构性货币政策有效吗？

——基于支农再贷款的实证研究

万里鹏 曹国俊 翁炀杰

摘要：近年来，为了应对市场机制缺陷和金融结构性问题，中央银行运用结构性货币政策的实践大量增加。本文在分析结构性货币政策传导机制和约束条件的基础上，通过PVAR模型对支农再贷款及相关变量面板数据开展实证分析，发现支农再贷款在西部地区总体有效，对涉农贷款、农业发展、农民收入增长等有显著促进效应。而市场经济越发达的地区，支农再贷款政策效应越差。但研究未发现支农再贷款对金融机构净息差、不良贷款有长期负面影响。文章建议现阶段中央银行进一步完善结构性货币政策，加强与财政政策的协调配合，解决金融结构性问题，但长期而言仍需要通过完善市场机制建设来解决结构性问题。

关键词：结构性货币政策；政策效应；PVAR

JEL 分类号：C32; E52; E58

一、引言

近年来，人民银行运用的结构性货币政策引发了广泛关注。过去结构性货币政策实践主要盛行于发展中国家和转轨国家，但最近一次国际金融危机以来，部分发达经济体中央银行也实施了一系列的结构性货币政策。结构性货币政策是指中央银行为实现特定的结构性目标，面向特定机构或标的实施的货币政策。有些结构性货币政策又被称为信贷政策、定向调控类货币政策等。结构性货币政策反映了中央银行在物价稳定目标之外，同时追求更多的政策目标。

围绕着结构性货币政策的实践，学者们主要是从以下两方面开展分析。一方面，分析中央银行运用结构性货币政策的原因。如陆磊（2004）认为，对于中国这样的大型经济体，单一的、无差别的货币政策存在以下三个基本问题：第一，要素的不完全流动性导致了各种实际或名义变量变动的非同质性，由此造成总量性货币政策可能呈现非帕累托改进性质，即货币政策以损害某些无辜地区或产业为代价换取全局稳定；第二，即使要素能实现完全自由流动，但是由于区域产业结构的差异导致非对称冲击的客观存在，因而总量性货币政策面临有偏性，如沿海地区出现过热，而欠发达地区依然存在投资和消费不足；第三，即使要素完全自由流动，并且冲击完全对称，但是由于各地区资源禀赋和比较优势差异导致的生产函数或目标函数不同，总量性货币政策所造成的政策效应必然存在差异。于则（2006）、刘飞（2007）、马贱阳（2011）等也有类似的观点，认为大国内部在自然环境和历史背景方面存在巨大的差异，必然存在区域性的差别，这种经济的异质性将使单一的货币政策在各地区之间产生较大的差异。高玉泽和徐忠（2012）从发展中国家金融

作者简介 万里鹏（通讯作者）：清华大学五道口金融学院，博士研究生；

曹国俊：人民银行广州分行，高级会计师；

翁炀杰：人民银行珠海市中心支行，经济师。



市场机制缺陷分析实施信贷政策有四个重要原因:一是金融市场不发达,利率和汇率的市场化改革还未完成,依靠市场的力量很难实现信贷资金的理想配置。二是缺乏完善的信贷管理法制法规,征信、评级、会计制度不够完善,金融生态环境不好,使货币政策市场化传导容易“走样”或失灵。三是一些促进经济和金融市场发展的产品和业务,由于存在协调失灵,商业金融机构无法开展。四是一些社会效用大而商业效用不大的项目,需要信贷政策引导发展。

另一方面,学者们分析了结构性货币政策的传导机制和效应。李波等(2015)认为,结构性货币政策的传导机制主要有三种方式:一是向部分金融机构定向投放流动性,降低这些金融机构的融资成本,从而降低实体经济融资成本,刺激企业投资需求,拉动经济增长和就业。二是直接降低部分实体行业或企业的融资成本。不同的行业和企业由于发展程度和资金需求特征不同,获得银行信贷资金的能力不同,定向支持部分行业或企业可以使货币政策精准发力,推动该行业或企业的发展。三是对部分金融机构或部分金融业务“减税”,部分央行采取的结构性法定存款准备金政策即具有此特点。梅耶、杜森贝利和阿利伯(1994)提出,上世纪三十年代以后,许多国家的中央银行普遍采用了有选择的信用控制方法,通过对特定对象的信用控制调节信贷在使用者之间的配置。这种“选择性控制”对“特殊市场具有特殊的初始影响”,这些特殊市场是独立于货币政策影响的特殊区域。彭俞超和方意(2016)通过经典货币政策理论模型 DSGE 中引入两类产业以及两类针对性的银行部门,研究分析了再贷款利率、再贷款比例、存款准备金率和准备金存款利率等四种结构性货币政策有效性,认为这四类结构性政策能够有效促进经济稳定目标和产业结构升级。白晶洁和许道文(2017)认为结构性货币政策工具合理地调节了银行体系的流动性、降低了企业的融资成本、有力支持了“三农”经济以及小微企业的发展,强化了对实体经济的金融支持。陈书涵等(2019)认为定向降准实施后,政策扶持企业的信贷可得性有所提高,定向降准政策冲击对政策扶持企业业绩具有积极影响。但也有学者提出了相反的观点,如万冲和朱红(2017)提出,由于货币粘性、信息不对称和经济的体制性矛盾等因素,结构性货币政策难以调结构,还容易加大结构扭曲和降低宏观调控政策的有效性。要想提高结构性货币政策的调控效力,中国应将结构性货币政策定位于维持金融稳定而不是调结构,应避免结构性货币政策长期化、常态化。

总体来看,尽管关于结构性货币政策的讨论不断增多,但是这类创新实践尚未建立全面理论体系,学者们对政策必要性以及相关成效争议较大。从已发表的文献来看,大部分讨论主要集中于定性的描述、理论的推导,缺乏定量的分析,特别是缺少实践数据的验证。相比之前文献,本文创新之处在于:一是在全面分析结构性货币政策的约束条件、传导机制和政策效应的基础上,选取典型的结构性货币政策支农再贷款开展实证研究,验证理论分析的结论。二是首次将支农再贷款政策效应纳入 PVAR 模型研究范围。同时,本文结合理论和实证分析结论提出了运用结构性货币政策的相关建议。

二、人民银行实施结构性货币政策情况

(一)政策背景和原因

发展中国家和转轨国家实施结构性政策,主要是这些国家存在较多基础性和结构性问题,我国也不例外。这些问题表现在:市场机制不健全、不完善,经济发展的不平衡问题突出,存在市场失灵等方面。政府实施结构性干预措施,到底应该由财政当局还是货币当局实施,这涉及财政政策与货币政策的定位。通常来看,货币政策往往运用于总量性的目标,而财政政策既有总量性又有结构性目标。但在发展中国家或转轨国家,不能简单套用传统意义上财政政策和货币政策的运用模式,中央银行在实施货币政策时往往需同时考虑调节经济结构等问题。

一是政策目标方面。相比发达经济体中央银行专注于物价稳定的单一目标,发展中国家和转轨国家

经济问题更加复杂,中央银行往往需要兼顾更多的目标。如人民银行原行长周小川曾提出,人民银行同时需要考虑经济增长、就业、国际收支平衡等目标,而且在相当长的阶段还需要考虑改革开放和金融市场发展等目标。

二是资源约束方面。财政政策程序相对复杂。而且发展中国家和转轨国家财政财力相对较弱,日常运转就需耗费大量财务资源(即所谓的“吃饭财政”),往往在解决结构性问题方面供给不足。而货币政策受到的财务约束相对少一些,可以投入一些资源实施结构性政策,特别是专项支持金融基础薄弱的产业和地区。

三是工具和传导机制方面。虽然货币政策传统工具主要具有总量性,但同样可以创设结构性工具,而且这种做法在中央银行历史上并不鲜见。从传导机制看,尽管传统利率、准备金等工具的总量效应比较突出,但是中央银行也可以通过货币政策实施结构性调整,特别是在一些相对封闭、分割的经济环境,结构性政策的传导效果可能更好。

此外,基于中国的情况,实施结构性政策也需要考虑中央银行与财政管理体制的影响。相对于财政分省管理,人民银行实行垂直管理,机构一直设立到县,反而更容易了解掌握各地方金融领域情况。根据人民银行总行的授权,各分支机构在保持相对统一的政策目标前提下,可以根据实际情况因地施策、因城施策。而在财政政策方面,为了避免各地为发展经济无序竞争,在一些方面反而更强调财政政策的统一性和一致性。

因此,发展中国家和转轨国家中央银行货币政策不仅需要考虑总量性的目标,而且有必要也有条件关注结构性的目标,这在中国的实践中体现得更为突出。

(二)主要政策工具

上世纪80年代,发展中国家以使用传统的结构性货币政策工具为主,包括对特定机构或标的提供优惠贷款、差别再贴现利率、直接预算补贴、信贷下限管理、信贷上限管理等,其中,前两种工具被较多的发展中国家使用。

近年来人民银行结合我国经济形势的发展变化,借鉴了国际金融危机以来发达经济体中央银行的实践经验,对结构性货币政策进行了新的创新和发展。针对一些区域或行业出现资金滞阻、资金价格不敏感等问题,使用了多项结构性货币政策工具包括差别存款准备金率,信贷政策支持贷款,抵押补充贷款,再贴现,以及新创设的民企债券融资工具和定向中期借贷便利等。具体情况如下表:

表1 人民银行结构性货币政策情况表

政策工具种类	创设时间	政策目标
差别存款准备金率	2004年4月	支持“三农”、小微企业和重大水利建设等
信贷政策支持 再贷款	支农再贷款 1999年3月	扩大涉农信贷投放,降低“三农”融资成本
	支小再贷款 2014年3月	支持小微企业贷款
	扶贫再贷款 2016年3月	支持贫困地区贷款
抵押补充贷款	2014年4月	支持棚改贷款、重大水利工程贷款、人民币“走出去”项目贷款
特定再贴现政策	2008年	支持扩大“三农”和中小企业融资
民企债券融资工具	2018年	稳定和促进民营企业债券融资
定向中期借贷便利	2018年	支持小微企业、民营企业贷款



(三)政策传导机制和约束条件

中央银行结构性货币政策传导机制与传统的货币政策传导机制不同。在传统的货币政策传导机制中,无论是以货币供应量还是利率作为中介目标,对实体经济发生影响都需要通过利率进行传导,利率在货币政策传导中发挥了中枢作用。而且在传导过程中,利率一般主要产生总量性影响。而结构性货币政策的传导机制比较复杂,不一定完全通过利率进行传导,主要涉及以下传导机制:

一是流动性渠道。结构性货币政策流动性传导渠道主要是以定向资金供给的形式发挥作用。值得注意的是,结构性货币政策虽然主要用于解决结构性问题,但不可避免与其他货币政策一样具有总量影响。

如图1所示,流动性渠道主要是对特定实体领域定向传导资金。中央银行增加了对特定领域的低成本流动性供给,可降低该领域的资金成本。一方面有利于促进该领域产业的发展,另一方面有利于缓解经济结构不平衡。总量性影响主要体现在对金融市场的传导效应。中央银行增加了特定领域低成本流动性供给,一定程度上会增加市场流动性,减少市场的资金需求,从而可能降低市场利率。图1分别从总量影响与结构性影响描述了结构性货币政策的流动性传导机制。

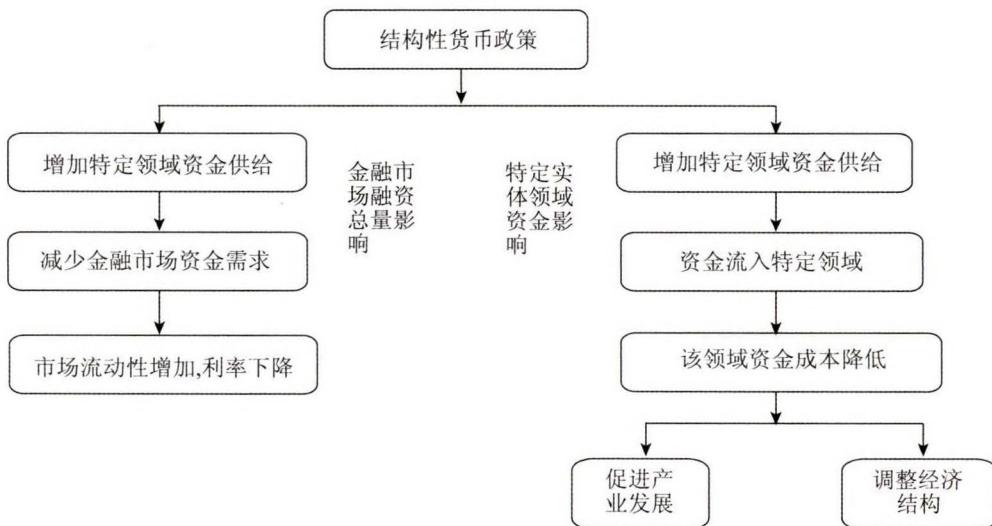


图1 结构性货币政策的流动性传导机制图

二是信号渠道。中央银行实施结构性货币政策的信号传导渠道可能比较复杂。一方面,政策宣布后,相关领域得知低利率的政策性资金支持信号,可能会相应降低利率;另一方面,政策宣布后,可能会刺激相关领域的经济单位申请资金支持,如果申请者较多,可能导致相关机构设置障碍,反而增加资金的成本。

从流动性传导机制来看,实施结构性货币政策的前提是存在相对分割的经济环境。否则如果资金可自由流动,结构性货币政策将难以实现应有的效果。具体约束条件包括:

一是要严格控制政策资金的规模。政策资金投入过多可能一定程度上会挤出商业化的资金,因此要控制政策资金的规模。此外,如果对特定领域资金供给过多,其对金融市场融资的总量效应将影响金融市场利率,政策溢出效应将非常明显。

二是要限定接受资金的机构。如果对接受资金的机构不加限制,可能会导致资金被分流,最终导致对特定领域的政策效果被削弱。在结构性货币政策实践中主要采取限制机构类型的方式,如支农再贷款主要投向地方法人金融机构如农村信用社、农村合作银行、农村商业银行和村镇银行,以及人民银行批准的其他地方法人金融机构,不包括国有大型银行。部分政策还限定了特定的地域,如扶贫再贷款主要限定在

832个贫困县和未纳入上述范围的省级扶贫开发工作重点县。

三是要确保资金流入特定领域。如支农再贷款要求接受机构本外币涉农贷款比例符合人民银行有关规定。如果不加限制，则会导致资金漏出效应增强，相关机构可以轻易进行政策套利。

四是要保障该领域资金成本降低。如果政策利率过高，将使政策资金得不到有效运用，导致资金无效供给。在实践中，信贷政策支持再贷款会限制接受机构贷出再贷款资金的利率水平。如果对接受机构贷出资金的利率不加限制，接受机构可以高价贷出，将导致再贷款资金无法缓解目标领域资金供求紧张的状况。

总体来看，上述约束条件就是要尽量降低结构性货币政策的溢出效应，减少结构性货币政策对总量性政策的冲击。从政策设计来看，货币政策在上述四方面约束越多，其结构性作用将越强。反之，其总量性特征就越明显。

从人民银行实施结构性货币政策实践来看，目前实施的六类结构性货币政策中，除民企融资支持工具和定向中期借贷便利的政策条件尚不明确外，同时满足上述四个条件主要是信贷政策支持再贷款。

表2 人民银行实施结构性货币政策的条件对比表

政策工具	差别准备金	信贷政策支持再贷款	抵押补充贷款	再贴现	民企融资支持工具	定向中期借贷
限定机构	√	√	√	×	√	√
限定投向	×	√	√	×	√	√
降低成本	×	√	√	√	√	√
控制规模	×	√	×	√	未知	未知

三、关于支农再贷款的实证检验

(一) 实证检验的主要思路

1. 研究对象和内容

本部分拟选取信贷政策支持再贷款中的支农再贷款作为实证检验对象，主要考虑：一是从上文分析来看，人民银行实施的结构性货币政策中，信贷支持政策再贷款满足的约束条件比较多，代表性较强。二是支农再贷款实施时间较长，投向了绝大部分地区的地方法人金融机构，数据相对充足。三是支农再贷款占信贷政策支持再贷款规模的比重较大，这在西部经济落后地区尤为明显。

结合政策目标，预期结构性货币政策的正面效应主要包括：一是有效促进特定领域的资金供给。二是有效降低特定领域的资金成本。三是配合产业政策使用，促进特定产业发展。如人民银行通过向国家开发银行发放抵押补充贷款支持棚户区改造，可能对房地产产业影响较为显著。四是具有较强的调节作用，一定程度解决经济不平衡的问题，如解决城乡差距、东西部发展差距、不同规模企业发展差距等。但也有学者提出结构性货币政策存在的负面效应：一是可能导致资源错配，造成金融低效率。二是可能使特定产业对低成本资金产生依赖，反而不利于产业健康发展。三是可能增加相关领域的寻租行为。

从支农再贷款具体实施来看，需要考虑以下因素：第一，要考虑政策的实施环境差异。不同地区、不同市场环境存在差异，同时各区域地方法人金融机构经营状况也存在差异，从而导致政策实施效果存在差异。因此，检验支农再贷款政策效应既要考虑总体情况，也要区分不同区域政策效应差异。第二，受数据的限制，支农再贷款政策效应并非都能够进行计量检验，如相关领域的寻租成本，难以用数据量化。

基于以上特点，本章拟对不同区域支农再贷款政策的实施情况进行以下实证检验。其中，正面效应主



要检验的内容包括:一是在促进相关领域资金供给方面,检验不同区域支农再贷款是否有效促进该地区的涉农信贷,是否有效降低涉农融资成本。二是在促进相关领域产业发展方面,检验支农再贷款通过引导金融机构信贷投放对该地区农业发展、农民增收的促进作用(促进农业发展一定程度有助于缓解城乡发展差距等不平衡状况)。负面效应检验的主要内容是:一是检验支农再贷款对金融机构运营效率的影响。二是支农再贷款对金融机构资产质量的影响。

2. 模型选择

支农再贷款虽然运用时间较长,但是如果仅以时间序列开展分析,仍会面临数据样本不足的问题。考虑到支农再贷款在绝大部分省市均进行投放,本章拟运用面板数据开展分析。由于各区域的支农再贷款与涉农贷款、农业发展与农民收入等指标可能存在相互影响,而且滞后期也较难确定,经过对面板向量自回归模型(PVAR模型)、动态面板模型等对比,选择PVAR模型进行计量检验。PVAR最早由Hotz-Eakin等(1988)提出,并经过Pesaran等(1995)、Love等(2006)等多位学者不断完善与发展,逐渐成为一种比较成熟的分析方法。PVAR集合了面板数据和传统VAR模型的优点,面板数据相对于只具有一个时点的横截面数据模型,包含了更多时间跨度的数据,从而更全面分析所研究问题的动态关系。此外,PVAR不仅考虑到个体间不可观测的异质性,允许所有变量存在内生性,可以分析每个变量及其滞后变量对其他变量的影响,还降低了传统的VAR方法对时间序列长度限制性的要求,能更有效地反映变量之间的关系。

3. 变量和数据选择

结合支农再贷款研究主要对象和内容,拟选取表3所列变量开展实证检验。其中支农再贷款(ARL)、涉农贷款(AL)、第一产业产值(AOV)、农民收入(FI)等指标可获取31个省级行政区域的省级面板数据(数据来自于各省《区域金融运行报告》、CEIC数据库等),这些数据按照国家统计局的标准划分为东中西部,数据的时间区间为2009年至2016年的年度数据。其他变量如融资成本(FC)、金融机构运营效率和资产质量主要与具体金融机构有关,将金融机构净息差(NIM)与不良贷款率(NPL)作为运营效率和资产质量的代理变量。这三项变量缺乏数据统计,主要是支农再贷款向城市商业银行、农村商业银行、农村信用社、村镇银行等地方法人金融机构发放,这些金融机构大多不是上市公司,相关信息披露较少。因此,分别在东部、中部、西部地区各选取两个省,对这六个省84个地市的630家金融机构进行调查,根据调查统计数据进行检验。统计区间为2015年1月至2018年6月季度数据。

表3 支农再贷款政策效应变量表

指标	变量名	数据范围
支农再贷款	ARL	省级面板
涉农贷款	AL	省级面板
第一产业产值	AOV	省级面板
农民收入	FI	省级面板
融资成本	FC	地市面板
金融机构净息差	NIM	地市面板
不良贷款率	NPL	地市面板

(二)省级面板数据检验

结合理论分析,构建如下面板向量自回归模型验证支农再贷款政策效应:



$$y_{it} = \sum_{p=1}^n y_{it-p} A_p + u_i + e_{it}$$

y_{it} 为四元向量, 即 $y_{it} = \{\ln ARL_t, \ln AL_t, \ln AOV_t, \ln FI_t\}$, i 代表省级行政区; t 代表第 t 时刻; y_{it-p} 代表 p 阶滞后项; A_p 代表待估计的参数矩阵; u_i 表示面板数据的个体固定效应; e_{it} 代表随机扰动项。本章运用 GMM 估计方法对模型进行估计, 使用的软件为 STATA。

第一, 平稳性检验。为了避免出现伪回归, 需要对支农再贷款、涉农贷款、第一产业增加值和农民收入等序列进行平稳性检验(均采用对数序列)。为消除模型中的个体效应, 先使用前向均值差分法对数据进行处理。采用 LLC、IPS、Fisher 等方法对上述变量进行单位根检验。结果如下表 4 所示, 各变量均在 1% 的置信水平上拒绝存在单位根的原假设。由此可以判断上述变量的对数序列均是平稳序列, 可以作进一步检验。

表 4 省级面板数据主要变量平稳性检验

变量	检验方法	对数序列		对数差分序列		检验结果
		统计值	p 值	统计值	p 值	
支农再贷款	LLC	-10.192	0	-8.439	0	平稳
	IPS	-3.605	0	-3.489	0	
	Fisher	11.18	0	6.317	0	
涉农贷款	LLC	-9.799	0	-2.328	0.01	平稳
	IPS	-5.667	0	1.544	0.939	
	Fisher	5.663	0	1.106	0.134	
农村居民收入	LLC	-35.158	0	-8.453	0	平稳
	IPS	-4.212	0	0.647	0.741	
	Fisher	40.307	0	0.242	0.404	
第一产业增加值	LLC	-20.983	0	-13.779	0	平稳
	IPS	-4.436	0	-0.124	0.451	
	Fisher	20.872	0	9.938	0	

第二, 滞后期选择。本章采用 AIC 信息准则、BIC 信息准则、HQIC 信息准则进行 PVAR 模型滞后阶数的选择, 检验结果如表 5 所示, 确定模型最优滞后阶数为滞后 1 期。

表 5 省级面板数据 PVAR 模型滞后阶数选择

滞后阶数	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期
AIC	-7.2646	-7.57385*	-6.65669	26.4006
BIC	-4.39599*	-3.81068	-1.62722	33.4176
HQIC	-6.09891*	-6.04928	-4.64667	29.0524



第三,模型稳定性检验。系统稳定性检验显示(见图2),所有特征根均在单位圆内,该PVAR模型系统稳定。

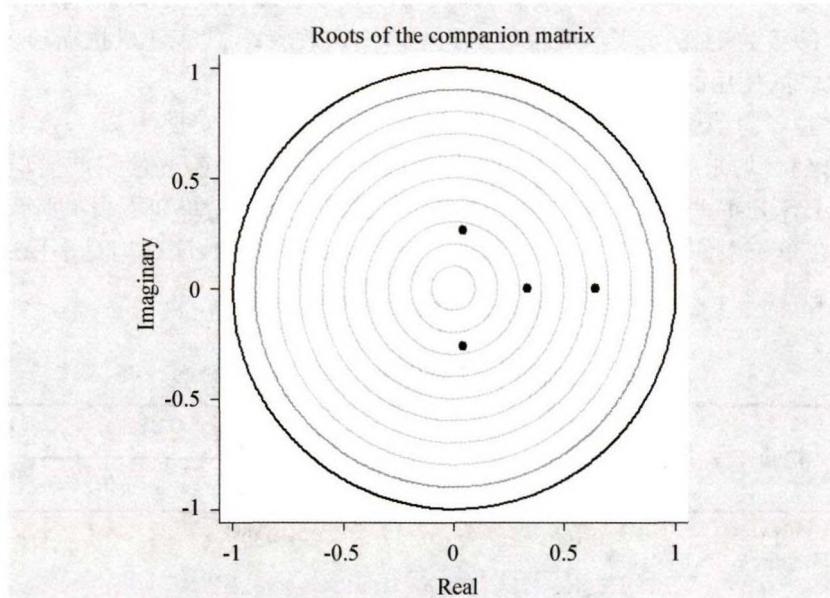


图2 省级面板 PVAR 模型稳定性检验结果

第四,PVAR 检验与脉冲响应结果。表6给出了滞后1期的PVAR 模型GMM 估计结果。可以看出,支农再贷款冲击当期对涉农贷款产生了显著正向影响,涉农贷款对农村居民收入和第一产业增加值产生了显著正向影响。

表6 省级面板数据 PVAR 模型的 GMM 估计结果

	支农再贷款	涉农贷款	农村居民收入	第一产业增加值
支农再贷款	0.0911	0.0124**	-0.0067	-0.00264
滞后1期	-0.12	-0.00614	-0.00411	-0.00885
涉农贷款	0.209	0.429***	0.242***	0.154**
滞后1期	-1.043	-0.0639	-0.0448	-0.0673
农村居民收入	2.315**	0.167	0.211***	0.0493
滞后1期	-1.131	-0.118	-0.0578	-0.106
第一产业增加值	0.394	0.184***	0.187***	0.397***
滞后1期	-0.62	-0.059	-0.0613	-0.0974

图3显示了支农再贷款冲击对涉农贷款脉冲响应函数(包括全国、东部、中部和西部)。总体上,给定支农再贷款一个正向冲击,涉农贷款从第2期开始出现显著正响应,第2期响应程度达到最高,并持续至第10期。分区域看,东部、中部地区给定支农再贷款一个正向冲击,涉农贷款的响应均不显著。西部地区给定

支农再贷款一个正向冲击,涉农贷款从第2期开始出现显著正响应,响应程度从第2期达到峰值后开始逐渐下降,并持续至第10期。

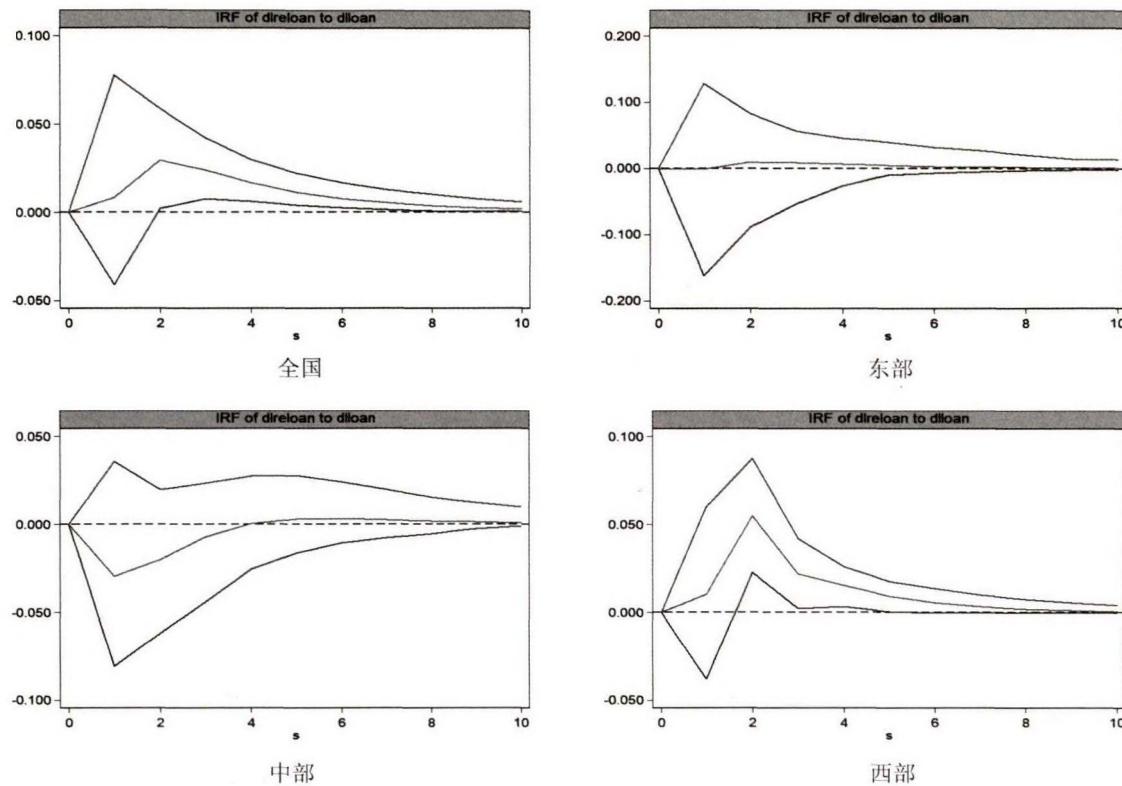


图3 支农再贷款对涉农贷款(全国及分区域)响应图

图4显示了支农再贷款冲击对农村居民收入的脉冲响应函数。总体上看,给定支农再贷款一个正向冲击,农村居民收入从第1期开始出现显著正响应,随后影响幅度逐渐下降。分区域看,东部地区,给定支农再贷款一个正向冲击,农村居民收入响应不显著。中部地区,给定支农再贷款一个正向冲击,在当期农村居民收入产生显著的正响应,随后影响转为不显著。西部地区,给定支农再贷款一个正向冲击,农村居民收入从第1、3期出现显著的正响应,持续时间比中部地区长,响应程度也高于中部地区。

图5显示了支农再贷款冲击对第一产业增加值的脉冲响应函数。总体上看,给定支农再贷款一个正向冲击,第一产业增加值在当期出现显著正响应,第1期响应转为不显著,从第3期开始,第一产业增加值再次出现正响应,但响应程度逐步下降。分区域看,东部地区,给定支农再贷款一个正向冲击,第一产业增加值在当期出现显著正响应,之后响应不显著;中部地区,给定支农再贷款一个正向冲击,第一产业增加值在第1期出现显著正响应,达到峰值后,响应程度逐步下降。西部地区,给定支农再贷款一个正向冲击,第一产业增加值从第2期开始出现显著正响应,并且响应程度达到峰值,随后响应程度逐渐下降至零。

从脉冲响应分析来看,总体而言,支农再贷款冲击促进涉农贷款投放,并通过涉农贷款发挥了提高农村居民收入、促进农业发展的作用。但从分区域检验的情况,这些作用可能主要体现在西部地区,而在东部地区仅有第一产业增加值短暂时期出现显著影响。在中部地区,支农再贷款冲击的影响是介于东西部之间,对农村居民收入和第一产业增加值在一定时期内有正向影响,但对涉农贷款影响并不显著。

结构性货币政策有效吗?

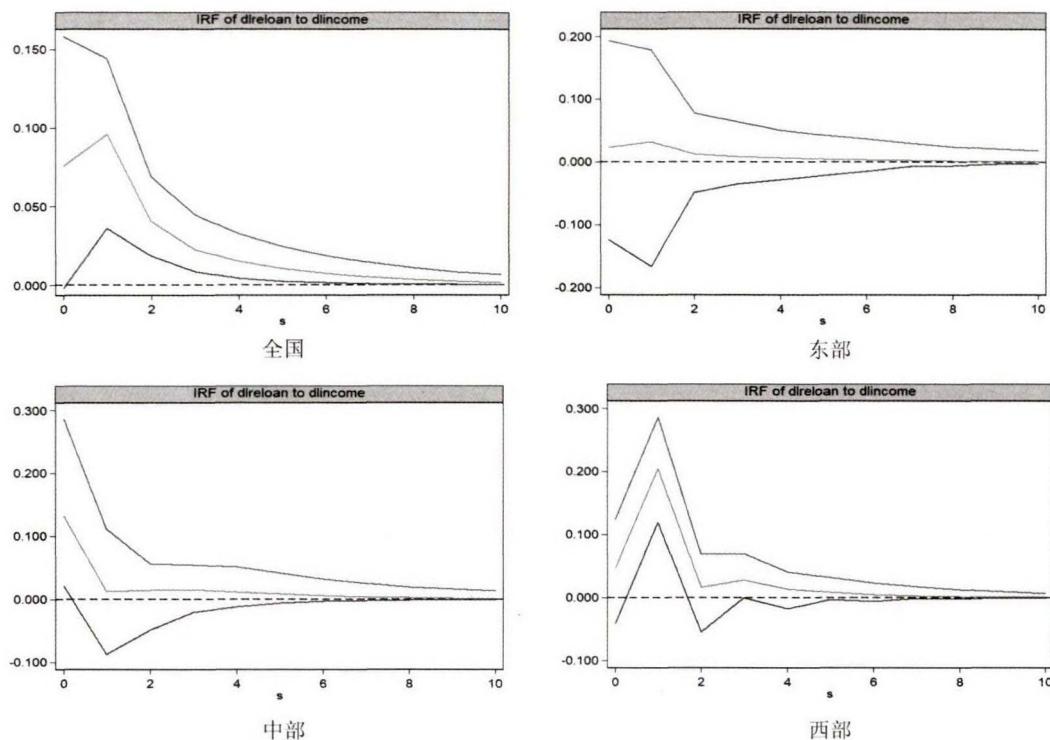


图4 支农再贷款对农村居民收入(全国及分区域)响应图

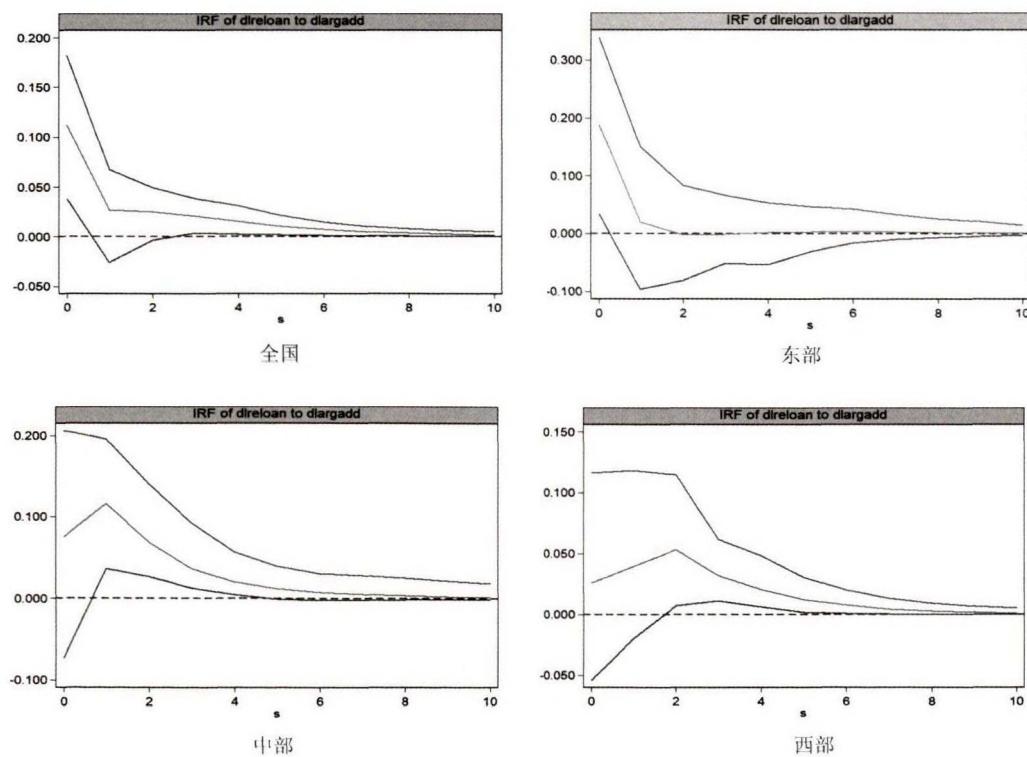


图5 支农再贷款对第一产业增加值(全国及分区域)响应图



(三)地市面板数据检验

结合上文分析,构建如下面板向量自回归模型验证支农再贷款政策效应:

$$z_{it} = \sum_{q=1}^k z_{it-q} B_q + u_i + e_{it}$$

z_{it} 为四元向量,即 $z_{it} = \{\ln ARL_t, FC_t, NIM_t, NPL_t\}$ 。考虑到各地方法人金融机构发放的支农再贷款可能出现不连续的情况。因此,变量选用地市级行政区域内所有接收支农再贷款金融机构的均值。 i 代表金融机构, t 代表第 t 时刻, y_{it-p} 代表 p 阶滞后项, B_p 代表待估计的参数矩阵, u_i 表示面板数据的个体固定效应, e_{it} 代表随机扰动项。运用GMM估计方法对模型进行估计,使用的软件为STATA。

第一,模型数据的处理。考虑到数据由各法人金融机构直接填报,缺乏交叉验证的机制,数据质量可能会受到一定影响。先运用winsorize按1%对数据缩尾处理,避免个别异常值的干扰;再对数据进行季度调整,消除时间序列的季节影响。

第二,平稳性检验。为了避免出现伪回归,需要对统计数据的支农再贷款、融资成本、净息差和不良贷款率等序列进行平稳性检验(其中支农再贷款为对数序列,融资成本、净息差和不良贷款率为原序列)。为消除模型中的个体效应,先使用前向均值差分法对数据进行处理,再采用LLC、IPS、Fisher等方法对上述变量进行单位根检验。结果如表7所示,各变量均在1%的置信水平上拒绝存在单位根的原假设。由此可以判断上述变量序列均是平稳序列,可以作进一步检验。

表7 地市面板数据主要变量平稳性检验

变量	检验方法	对数序列		对数差分序列		检验结果
		统计值	p值	统计值	p值	
支农再贷款	LLC	-3.678	0	-10.646	0	对数序列一阶单整,对数差分序列平稳
	IPS	-1.457	0.073	-11.247	0	
	Fisher	0.714	0.238	19.228	0	
付息成本率	LLC	-6.993	0	-5.563	0	平稳
	IPS	-4.271	0	-10.775	0	
	Fisher	3.737	0	11.523	0	
净息差	LLC	-6.696	0	-16.963	0	平稳
	IPS	-5.583	0	-12.006	0	
	Fisher	11.160	0	30.104	0	
不良贷款率	LLC	-37.457	0	-22.381	0	平稳
	IPS	-2.316	0.010	-11.099	0	
	Fisher	16.648	0	27.439	0	

第三,滞后期选择。这里继续采用AIC信息准则、BIC信息准则、HQIC信息准则进行PVAR模型滞后阶数的选择,检验结果如表8所示,确定模型最优滞后阶数为滞后1期。



表8 地市面板数据 PVAR 模型滞后阶数选择

滞后阶数	滞后1期	滞后2期	滞后3期	滞后4期
AIC	11.9081*	11.9814	12.2353	12.162
BIC	13.8091*	14.1722	14.7736	15.1107
HQIC	12.6455*	12.8354	13.23	13.324

第四,模型稳定性检验。系统稳定性检验显示(见图6),所有特征根均在单位圆内,该PVAR模型系统稳定。

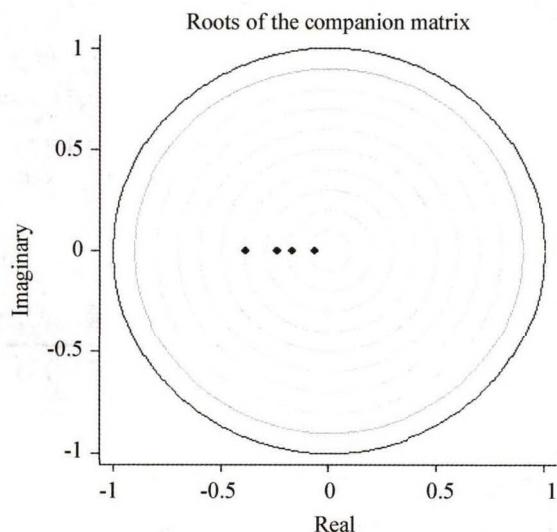


图6 地市面板 PVAR 模型稳定性检验结果

第五,PVAR 检验与脉冲响应结果。表9给出了滞后4期的 PVAR 模型 GMM 估计结果。

表9 地市面板数据 PVAR 模型的 GMM 估计结果

	支农再贷款	付息成本率	净息差	不良贷款率
支农再贷款	-0.1479447*** (.052187)	-0.0887402 (.0736249)	-0.0231238 (.0488415)	-0.3508772 (.3001292)
付息成本率	0.0665246 (.0563318)	.1069698 (0.1661477)	.0909139 (.1688224)	-0.4432639 (.3920184)
净息差	-0.0466942** (.0220396)	-0.1352731 (.1137274)	-0.3018995 ** (.1212684)	0.3882346 (.2380923)
不良贷款率	-0.0007625 (.001895)	-0.0025236 (.0039526)	0.0057113** (.0027952)	-0.3782621*** (.1455904)
滞后1期				

图7显示了支农再贷款冲击对贷款付息成本率的脉冲响应函数。总体上,给定支农再贷款一个正冲

击,贷款付息成本率未出现显著响应。分区域看,东部两省,给定支农再贷款一个正冲击,贷款付息成本率第1期出现显著正响应,之后响应不显著。中部、西部两省,给定支农再贷款一个正冲击,贷款付息成本率未出现显著响应。

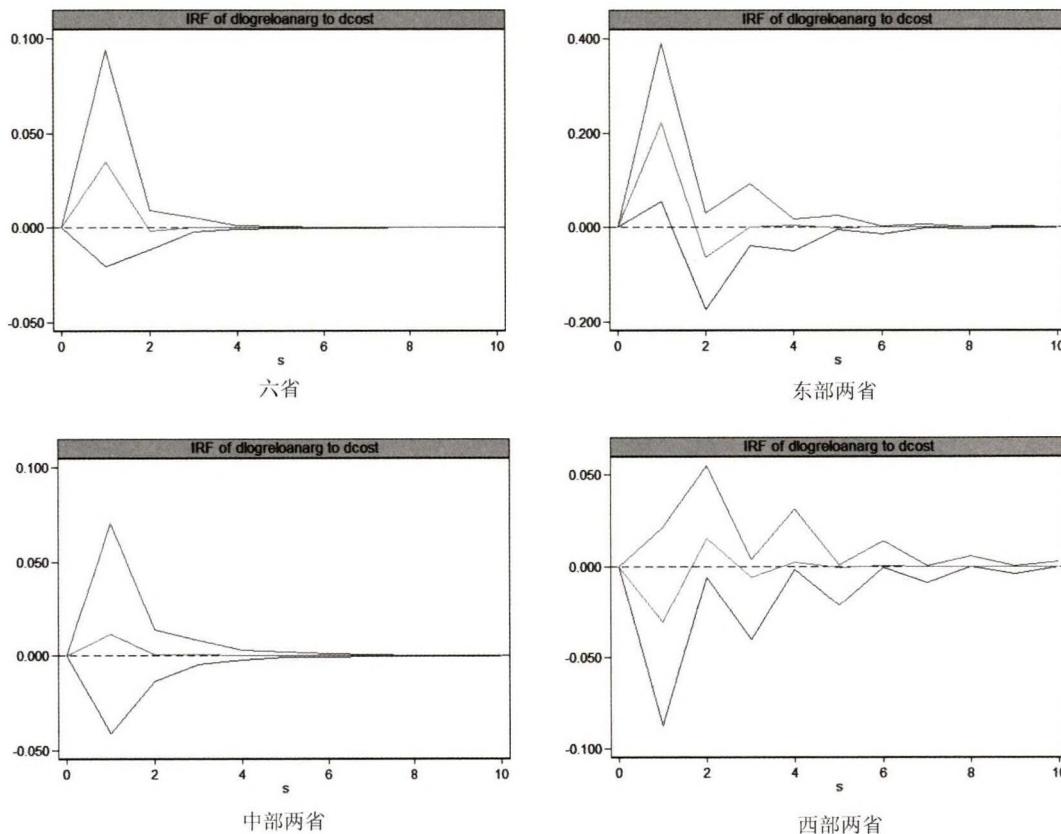


图7 支农再贷款对贷款付息成本率(六省及分区域)响应图

图8显示了支农再贷款冲击对净息差的脉冲响应函数。总体上,给定支农再贷款一个正冲击,净息差在第1期出现显著负响应,之后响应不显著。分区域看,东部、西部两省,给定支农再贷款一个正冲击,净息差在第1期出现显著负响应。中部两省,给定支农再贷款一个正冲击,净息差未出现显著响应。

图9显示了支农再贷款冲击对不良贷款率的脉冲响应函数。总体上,给定支农再贷款一个正冲击,不良贷款率未出现显著响应。分区域看,东部、中部和西部两省,给定支农再贷款一个正冲击,除个别时点外,不良贷款率均未出现显著响应。

从脉冲响应分析来看,总体而言,在给定支农再贷款冲击下,除金融机构净息差出现较短暂的负向影响外,金融机构付息成本率和不良贷款率均未出现显著响应。分区域来看,在给定支农再贷款冲击下,东部两省金融机构贷款付息成本率出现短期的正响应,净息差出现短期的负响应,不良贷款率未出现显著响应。中部两省金融机构贷款净息差出现短期的负效应,付息成本率和不良贷款率未出现显著响应。而给定支农再贷款冲击下,西部两省金融机构贷款付息成本率、净息差和不良贷款率均未出现显著响应。

(四)支农再贷款政策效应分析

实证分析结果如表10所示。结合政策传导机制与约束条件,现对支农再贷款政策效应的原因分析如下:

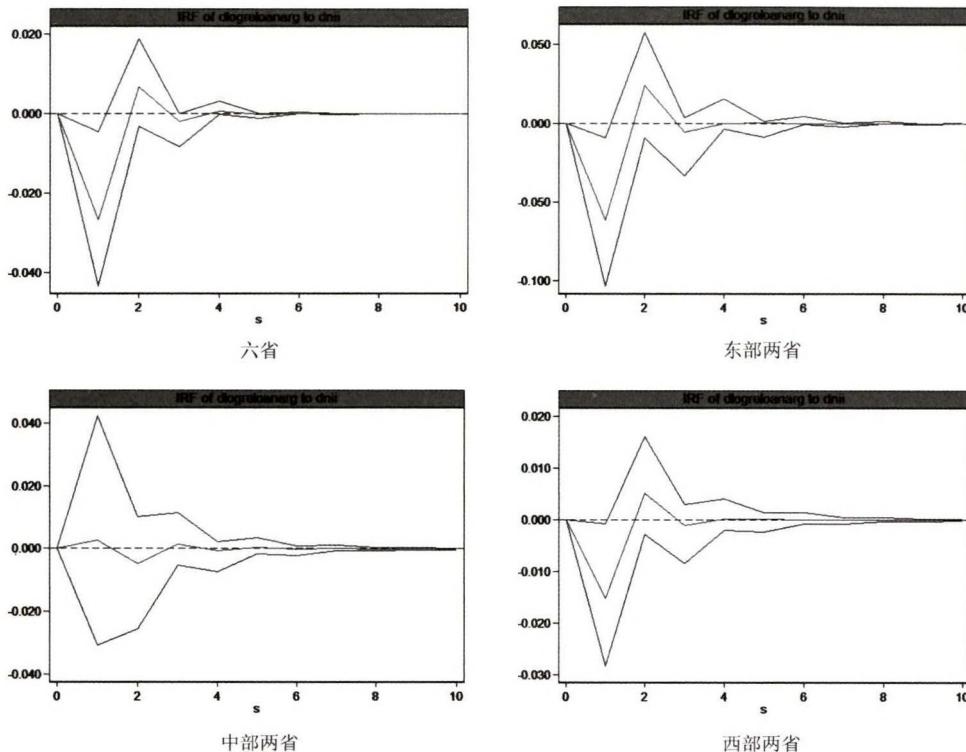


图8 支农再贷款对净息差(六省及分区域)响应图

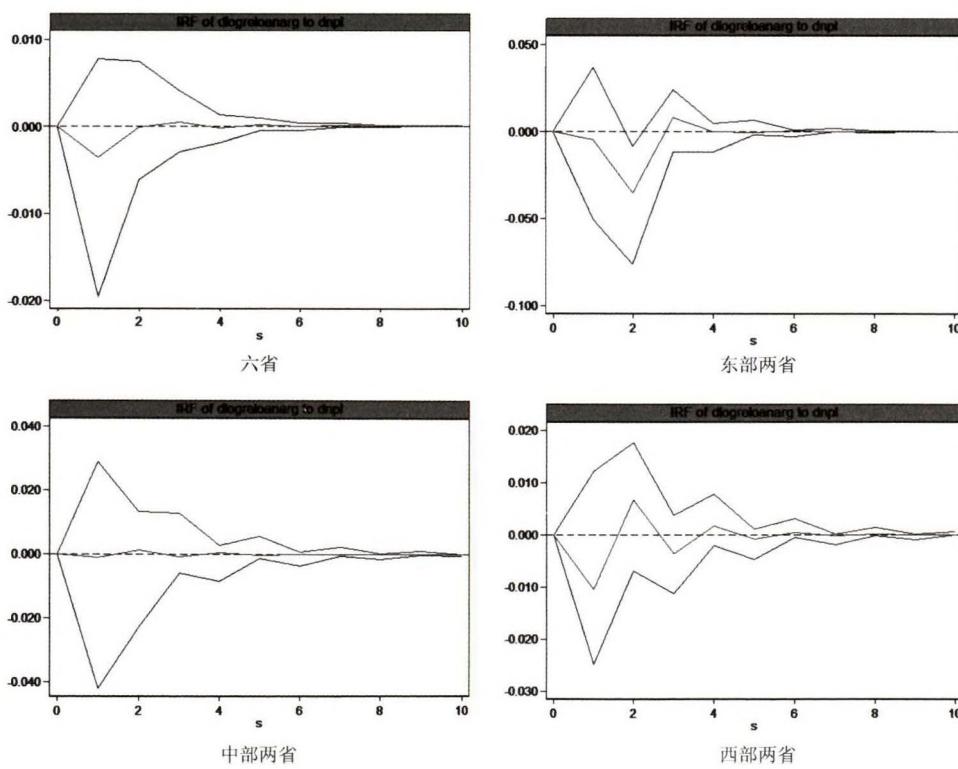


图9 支农再贷款对不良贷款率(六省及分区域)响应图

表 10 支农贷款政策效应检验结果表

区域	涉农贷款	贷款付息成本率	农村居民收入	农业增长值	净息差	不良贷款率
东部	不显著	短期显著	不显著	短期显著	短期显著	不显著
中部	不显著	不显著	短期显著	长期显著	不显著	不显著
西部	长期显著	不显著	长期显著	长期显著	短期显著	不显著
总体	长期显著	不显著	长期显著	长期显著	短期显著	不显著

第一,支农再贷款对促进涉农领域贷款的影响及其原因。

根据脉冲响应函数分析,总体上,支农再贷款冲击在一定时期对涉农贷款有显著促进作用。但分区域检验结果来看,再贷款政策效果存在明显的地区差异,东部、中部地区支农再贷款冲击对涉农贷款的影响均不显著,西部地区支农再贷款冲击在一定时期对涉农贷款有显著促进作用。原因可能主要包括以下两方面:

一是从资金来源来看,在西部地区,地方法人金融机构资金来源较少,向这些机构发放支农再贷款,其对增加涉农贷款的边际效用可能更加显著。而在东部和中部地区,由于地方法人金融机构资金来源相对较多,对支农再贷款资金等政策性资金的需求不如西部地区,支农再贷款可能对增加涉农贷款作用相对不太显著。

二是从资金投向来看,在西部地区,向金融机构发放支农再贷款时,更容易实现金融机构投放领域与其他领域的有效隔离,特别是西部地区有些地方法人金融机构除本地贷款投向,其他资金运用渠道很少,可能更有利于发挥政策的结构性效应。相反在东部和中部地区,地方法人金融机构资金投向可能选择更多,结构性政策的漏出效应可能更明显。

这验证了结构性货币政策传导的约束条件。在正常利率环境下,要达到结构性货币政策的效果,需要实现政策所投向领域与其他领域的有效隔离。否则如果资金可自由流动,结构性货币政策将难以实现预期的目标。在政策实践中,可从资金投入机构和使用的领域加以限制,即政策两个约束条件。相比东部和中部地区,西部地区环境更加符合相关的约束条件。

第二,支农再贷款对促进降低融资成本的影响及其原因。

根据脉冲响应分析,总体上,支农再贷款对贷款付息成本率没有显著影响。分区域来看,只有东部地区贷款付息成本率对支农再贷款冲击出现短期正响应。中部、西部地区影响不显著。分析其原因:

一是从支农再贷款规模来看,支农再贷款占金融机构资金来源比重较低。如东部和中部两省金融机构获取信贷政策支持再贷款占相关金融机构总资产比重在1%-3%之间,西部两省占比约3%-8%之间,因此,支农再贷款在降低这些金融机构整体融资成本方面的作用不太明显。

二是从接受支农再贷款的金融机构资金运用来看,东部地区地方法人金融机构的可供选择优质贷款对象更多,如果按照政策要求增加涉农贷款,基于风险考虑会拉高平均贷款利率。而中西部地区这方面的影响可能不显著。

第三,支农再贷款对促进农村居民收入和第一产业增加值的影响及其原因。

根据脉冲响应函数分析,支农再贷款冲击在一定时期内对农村居民收入和第一产业增加值有显著的促进作用。但从分区域检验结果来看,再贷款政策效应存在明显的地区差异。东部地区,支农再贷款冲击对农村居民收入影响不显著,对第一产业增加值影响仅短期显著。西部地区,支农再贷款冲击在一定时期内对农村居民收入和第一产业增加值可以产生显著的正向影响。中部地区,支农再贷款冲击对农村居民收入和第一产业增加值影响介于中西部之间,对农村居民收入和第一产业增加值在一定时期内有正向影

响,其中对农村居民收入影响较小,且仅在短期内出现正响应。分析其原因:

一是总体上看支农再贷款的政策传导发生了作用。支农再贷款通过流动性渠道和信号渠道增加了涉农领域的资金供给,一定程度促进了农业发展和农村居民收入提高,这也验证了政策传导机制的推论。

二是不同区域环境对政策效果造成了影响。在东部地区,农业和农村资金来源多,对涉农贷款的需求相对不高,支农再贷款对涉农贷款促进作用不明显,相应也较难通过流动性渠道和信号渠道促进提升农业增加值和农村居民收入(农村居民收入响应不显著;农业增加值短期显著)。而在西部地区,由于金融机构资金来源和投向受到限制,支农再贷款对涉农贷款促进作用较为明显,相应可通过流动性渠道和信号渠道促进农业增加值和农村居民收入的提升。中部地区的情况则介于东部和西部之间,这里不再赘述。

第四,支农再贷款对金融机构运营效率的影响及其原因。

本文主要是通过检验支农再贷款冲击对金融机构净息差影响,来反映对金融机构运营效率的影响。从脉冲响应结果来看,支农再贷款对参与调查金融机构净息差有短期的负面影响。分区域来看,东部、西部地区金融机构存在类似的影响,而中部响应不显著。

分析其原因:支农再贷款要求接受的金融机构相应降低发放贷款的利率水平,可能对金融机构净息差有一定负面影响。但在实践中也可以发现,金融机构基于信用风险考虑,通过支农再贷款资金发放涉农贷款的对象本身已经是市场利率定价较低的优质客户,因此可能对金融机构净息差的长期影响不显著。

第五,支农再贷款对金融机构资产质量方面的影响及其原因。

本文主要是通过检验支农再贷款冲击对不良贷款率影响,来反映对金融机构资产质量的影响。从脉冲响应结果来看,支农再贷款对参与调查金融机构不良贷款率影响不显著。分区域看,除个别时点外,东部、中部和西部两省支农再贷款对参与调查金融机构不良贷款率的影响均不显著。

分析其原因:支农再贷款政策对接收贷款金融机构的资产质量有要求,可能一定程度将不良贷款率较高和上升较快的金融机构排除在外。同时,支农再贷款规模占比不大,对金融机构资产质量影响也不大。

四、结论和政策建议

(一) 支农再贷款政策效果良好但地区差异明显

总体上,支农再贷款基本实现了原定的政策目标。特别是在西部地区,支农再贷款通过支持涉农贷款投放,一定程度上促进了农业发展,提升了农村居民收入。调查显示,支农再贷款在补充县域农村信用社和村镇银行信贷资金,促进涉农贷款增长等方面效果较为明显。中部、东部地区支农再贷款政策效应不如西部,对金融机构涉农信贷投放的撬动作用不够显著。实证检验一定程度验证了本文对结构性货币政策约束条件的分析,即支农再贷款的政策效应呈现西部、中部、东部依次递减的情况,反映出只有在相对封闭、隔离的经济环境下(如西部地区),结构性货币政策才能发挥更大的作用。换而言之,越是市场化程度高的地区,结构性货币政策的效应越不显著。在市场机制不健全的地区,金融机构参与金融市场投融资相对较少,结构性货币政策对疏通货币政策传导机制作用更加明显。

(二) 支农再贷款对县域农村金融机构的政策效应更明显

对6省金融机构的调查显示,超过一半的金融机构认为与再贴现、定向降准等其他结构性货币政策相比,支农再贷款对促进涉农信贷投放效果更好。再贴现政策对没有票据业务或贴现业务较少的县域金融机构的正面影响较弱,定向降准的主要受惠面是大中型银行及城商行,一定程度上减少了该类机构对再贷款资金的需求。支农再贷款政策较好对接了县域农村金融机构的再融资需求,体现了货币政策精准调控、“靶向治疗”的效果。因此,要进一步强化中央银行资产负债表结构性政策针对性,精准把握政策的使用环境,明确政策资金的使用条件,有效定位政策资金的投向,放大结构性货币政策的正面效应。总之,结构性

货币政策应立足于弥补市场功能不健全(如信用风险及抵押品不足等问题)所导致的弱势群体融资缺口。

(三)支农再贷款等结构性货币政策负面效应仍需高度关注

理论上,结构性货币政策可改善总量货币政策异质性效应,成为总量货币政策的有益补充,但传导链条一旦出问题就会产生负面效应。一方面,实证检验发现支农再贷款冲击对金融机构净息差、不良贷款率等指标影响不太明显,可能是目前政策资金规模较小,而且人民银行对参与运用支农再贷款的金融机构风险指标有要求。此外,由于企业对这类低成本资金需求较大,金融机构选择的发放对象本身也是优质客户。如果进一步扩大政策范围和规模,相关情况也可能发生变化。另一方面,本文所选用的金融机构净息差、不良贷款率等指标可能并不能全面反映中央银行资产负债表结构性政策的负面效应,如结构性政策可能会增加金融活动中的寻租行为。

(四)从激励和约束两方面完善结构性货币政策机制设计

结构性货币政策在资金引导上存在定向倾斜,政策实施依赖于银行体系的传导,但政策目标与银行营利性质存在矛盾,在实施过程中又存在信息不对称,容易产生道德风险,可能导致信贷供给偏离央行的初衷,甚至导致局部经济结构的进一步失衡。因此,一方面,要适当提高结构性货币政策的透明度和可预期性,提升结构性货币政策对疏通货币政策传导渠道的导向作用,使市场对结构性货币政策有较为稳定的预期,减少信息不对称和寻租行为。另一方面,结构性货币政策机制设计应注重激发银行机构内生动力,必须维护银行机构的风险定价自主权,给银行机构合理的风险补偿,发挥市场在金融资源配置中的决定性作用。建议参照国外央行的做法,建立弹性利率激励机制,将银行机构从央行获取资金的利率与银行机构涉农、小微企业贷款余额(或增加额)及利率挂钩,增强对银行机构的正向激励作用。同时,要加强对结构性货币政策实施的动态监管,抑制各类寻租行为。总之,要适当引入市场机制提升结构性货币政策的实施效果,减少对市场配置资源的扭曲。

(五)从财政政策和监管政策等方面提升结构性政策合力

传统上货币政策以总量调控为主,经济结构调整主要通过财政政策完成。结构性政策能否产生预期的效果,取决于传导过程中微观主体能否产生于政策相容的一致性行为,这需有其他政策的协调配合。一方面,要充分发挥财政政策的主导作用,采用融资担保、财政贴息、风险补偿、税收优惠、农业保险、抵押登记等多种措施,降低信用风险。另一方面,要有效发挥监管政策效能,如提高小微及涉农贷款的监管容忍度,鼓励银行机构创新小微、涉农融资服务体系,整治不合理抽贷断贷、存贷挂钩等行为,为疏通政策传导机制提供监管正向激励。总之,要发挥“几家抬”合力,提升结构性政策的影响力和引导力,推进解决“融资难、融资贵”问题。

(六)进一步完善市场机制建设解决结构性问题

结构性货币政策实质上是一种“有形之手”的调控方式,从完善市场机制建设的角度,这类政策长期来看对增强竞争、发挥市场的基础性调节作用是不利的。同时,考虑到中央银行资产负债表的约束条件,要尽量避免长期、大规模运用此类政策,防止对此类政策形成长期依赖。从长期来看需培育市场化融资机制,逐步以市场化方式解决市场配置失衡导致融资困境。一是强化市场主体的财务硬约束。一些财务软约束的国有企业(包括地方融资平台)占用过多的财务资源,可能对其他的民营市场主体形成挤出效应。一定程度影响了社会资金配置效率。因此,需要深化经济体制改革,强化市场主体的财务硬约束,完善资源配置机制。二是推进市场基础设施建设。关键是完善征信、会计和法律等基础设施,解决信息不对称问题。要进一步推进信用体系建设,使征信体系覆盖更全面、更深入。同时加强会计标准、经济法律等体系建设,积极发挥会计、法律等中介机构的作用。金融机构还需要充分积极加强自身金融信息与互联网信息、大数据的深度融合,围绕产业链、供应链作文章,充分利用外部市场征信信息资源,包括税务、海关、市场监管、发展改革等各方面信息资源,解决信息不对称导致风险控制问题。三是完善金融服务体系。增加

金融供给主体,大力发展战略融资,建立完善多层次资本市场体系。构建多层次信贷服务体系,注重发挥中小金融机构服务当地实体经济的优势,培育社区银行、网络银行等,形成错位竞争的信贷服务体系。

参考文献

- [1] 白晶洁和许道文,2017,《我国结构性货币政策实践及效果》,《金融发展评论》第6期,130-135。
- [2] 陈书涵、黄志刚、林朝颖,2019,《定向降准货币政策传导路径与效果研究》,《投资研究》第3期,38-50。
- [3] 高玉泽和徐忠,2012,《论转型时期中央银行信贷政策》,《金融研究》第7期,75-83。
- [4] 李波、伍戈、席钰,2015,《论“结构性”货币政策》,《比较》第2期。
- [5] 刘飞,2007,《我国货币政策区域效应实证研究》,《四川大学学报(哲学社会科学版)》第2期,33-40。
- [6] 陆磊,2004,《从总量调控到结构优化:货币政策在探索中创新》,《南方金融》第4期,4。
- [7] 马贱阳,2011,《结构性货币政策:一般理论和国际经验》,《金融理论与实践》第4期,111-115。
- [8] 梅耶、杜森贝利、阿利伯,1994,《货币、银行和经济》,上海人民出版社。
- [9] 彭俞超和方意,2016,《结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定》,《经济研究》第7期,29-42。
- [10] 万冲和朱红,2017,《中国结构性货币政策的效果评估及优化思路》,《学术论坛》第4期 83-91。
- [11] 于则,2006,《我国货币政策的区域效应分析》,《管理世界》第2期,18-22。
- [12] Douglas Holtz-Eakin, Whitney Newey and Harvey S. Rosen, 1988, "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data," *Econometrica*, Vol. 56, No. 6 (Nov.):1371-1395.
- [13] Inessa Love and Lea Zicchino,2006, "Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46: 190-210.
- [14] M. Hashem Pesaran, Ronald Patrick Smith and Ron Smith, 1995, "Estimating Long-Run Relationships From Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Volume 68, Issue 1(July): 79-113.

Abstract: Central banks have implemented structural monetary policies to resolve market failure as well as financial structural problems in recent years. Basing on the analysis of transmission mechanism and constraints of structural policy, this paper makes an empirical study on the effect of central-bank lending for agriculture and other panel data through PVAR model. It finds that the central-bank lending for agriculture has significant positive effects on agriculture-related loans, rural development and farmers' income in under-development area, whereas the effect would be more weak in developed regions. It isn't found that the central-bank lending for agriculture has long-term negative impact on commercial banks' net interest margin and NPL under current situations. Finally, this paper suggests that central banks should improve structural policies and coordinate with fiscal policies to settle the financial structure problems, but in the long term, they should promote the construction of market mechanism.

Key words: Structural monetary policy, policy effect, PVAR

