

# 金融摩擦、产权异质与不同类型 货币政策工具的效应

战明华 徐杰灵 王石磊

**内容提要:**以金融摩擦与国有投资比重为约束条件,在新古典的逻辑框架内,本文构建了一个既体现中国经济结构的特殊性,又符合主流经济逻辑且能打开货币政策传导机制“黑箱”的理论模型。据此对中国不同货币政策工具类型的传导机制与传导效应进行剖析,同时提出假说并对其进行实证检验。研究发现:一是只要充分考虑市场的不完全性特征,新古典逻辑框架仍能对中国货币政策的传导提供强有力的解释;二是市场的严重不完全,可以衍生出多重重要政策含义;三是就货币政策的传导效果而言,利率市场化改革的含义远非是仅仅放开金融资源的价格,而是一个系统工程。

**关键词:**金融摩擦 国有投资比重 货币政策工具类型

**作者简介:**战明华,广东外语外贸大学金融学院云山杰出学者,510006;

浙江理工大学经济管理学院副院长、教授、博士生导师,310018;

徐杰灵,浙江理工大学经济管理学院硕士,310018;

王石磊,中国交通银行浙江省分行公司业务部,310000。

**中图分类号:**F832.48 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—8102(2016)07—0064—15

## 一、引言及文献综述

传统的以成熟市场经济体为研究对象的新凯恩斯主义(NK)最优货币政策理论,主要关注的是在通胀与产出存在替代关系的短期菲利普斯曲线存在的条件下,如何通过货币政策成本函数最小化来解释货币当局的行为(Cúrdia 和 Woodford,2009)。在这一过程中,虽然预期的非完全理性被用于解释政策的动态不一致性(Kydland 和 Prescott,1977),而信息不对称也被用来解释货币政策传导机制的多样性。但是,这些非瓦尔拉斯经济特征的假定,仍未充分考虑发展中国家的特殊性。从发展中国家的实际来看,这些特殊性体现在金融市场结构的高度垄断和实体经济产权结构的异质等诸多方面。显然,考虑到发展中国家的这种经济环境,尤其是经济结构的特殊性(林毅夫,2010),传统货币政策的分析框架在发展中国家的应用无疑具有极大的局限性。正如 Agénor 和 Montiel(2008)所指出的,特殊的经济结构对于发展中国家货币政策的传导具有极为深远的含义。

近几年来,虽然少数研究开始注意到中国经济结构的特殊性对货币政策效果的影响,但仍有如下问题尚待进一步探讨:已有研究关注的基本是中国经济的某种特殊性对货币政策效果的影响,而这种

影响所赖以产生的微观机制却仍然是一个“黑箱”，那么，这一“黑箱”应当如何被打开？既体现中国经济非瓦尔拉斯主要特征，又符合主流经济逻辑的货币政策分析框架，无疑是中国货币政策理论创新的关键，然而目前仍鲜有此方面的研究，那么，如何从这一视角进一步完善具有中国特色的货币政策理论体系？在名义冲击只有短期效应的假定下，传统货币政策理论所关注的是经济总量目标，效率目标则未被纳入考虑的范围，那么，名义冲击的这一假定，对于以严重市场不完全为主要特征的中国这样的发展中经济体，是否仍然适用？中国的货币政策工具可分为数量型与价格型两大类，那么，在考虑到中国金融市场的非瓦尔拉斯特质后，这两种类型工具的政策效果有什么样的区别？

## 二、文献综述

源自对始于 2007 年的全球金融危机许多新的金融现象的思考，近几年来，作为新的约束条件，金融摩擦被用来重新考察最优货币政策规则。Cúrdia 和 Woodford(2009)在将经济中的借贷者以及借贷利率水平异质性作为金融摩擦具体表现形式的条件下，分析了金融摩擦对新凯恩斯主义最优货币政策规则的影响。在将金融摩擦设定为信息不对称和借贷合约不完备的条件下，Fiore 和 Tristani(2009)考察了金融变量是否对货币政策具有实际意义，认为最优货币政策规则必须同时考虑信贷配给和名义利率。关于货币政策传导机制的识别，金融摩擦为货币政策信贷渠道的存在性，提供了具有微观经济基础的解释。利率渠道难以解释总需求及其各个组成部分对货币政策冲击反应的事实，迫使人们反思是否存在货币政策直接影响总需求的信贷渠道的可能性(Bernanke 和 Gertler,1995)，金融摩擦则为这一渠道的存在，提供了理论解释的逻辑出发点。在考虑信息不对称、金融资产和借贷者异质性等金融摩擦的具体表现形式后，信贷渠道的观点认为，货币政策的变动不仅通过利率价格渠道，而且还通过信贷数量渠道进行传导，销售量、企业自有现金流和企业的规模等数量因素对货币政策变动有很强的敏感性(Walsh,2010)。

总体上，国外大多数文献并未涉及对货币政策工具类型的划分，而货币政策社会成本函数中也仅包含经济总量目标而未包含经济效率目标。这主要是出于如下几个方面的考虑：一是不同于中国这样的发展中国家，尽管许多学者支持货币 K 规则，但发达国家的货币政策仍然将货币市场短期利率作为中介目标，货币当局并不直接干预市场利率，因而此时对货币政策工具进行价格型与数量型的划分没有意义。二是货币政策的功能通常被界定为是熨平短期总需求波动，而经济效率则显然是一个长期问题。不过，Chen 和 Zheng(2013)等的研究表明，在存在金融摩擦的情况下，名义外部冲击会通过金融资源的结构配置效应而影响经济的全要素生产率(TFP)，而这显然赋予了外部名义冲击以长期含义，从而使货币政策目标函数应同时考虑经济效率具有了必要性。

与本文主题相关的国内研究主要包括如下三个方面：一是关于货币政策传导机制的研究，二是关于货币政策工具类型划分的研究，三是考虑到中国经济环境某些特殊性的关于中国货币政策的研究。

对于第一个方面，大多数的研究集中于对不同传导渠道的有效性，以及对何种渠道在传导过程中居于更重要的地位等问题进行考察(蒋瑛琨等,2005；范志勇、徐赟,2008；许伟、陈斌开,2009)。不过，由于已有研究主要是实证的，因而大多数研究所关注的主要是货币政策工具变量与最终经济目标变量之间的相关性，货币传导机制的“黑箱”一般被忽略。另外，虽然一些研究在理论中提出货币政策传导机制，但在实证设计时并没有从微观上刻画“渠道”变量，这使实证与理论存在某种程度的“脱节”。

对于第二个方面，马文涛(2011)把价格型工具和数量型工具直接纳入金融加速器模型内，从政策冲击效应、非政策冲击下宏观经济波动幅度和中央银行损失函数三个方面比较了不同货币工具的调

控绩效,但在他们的研究中不需要区分货币政策工具的具体传导机制。何东、王红林(2011)在对货币政策工具类型进一步细分的基础上,实证考察了不同货币政策工具的变动对货币和债券市场利率的影响,但影响的传导机制并非其关注的重点。徐明东、陈学彬(2011)从银行信贷渠道视角,基于银行的微观特征,比较了银行信贷供给对存贷款基准利率、存款准备金率以及公开市场操作三种不同的货币政策工具的敏感程度。显然,他们关注的主要是货币政策是如何在金融市场内部进行传导的,关于货币政策工具变动如何影响最终目标并非其考察对象。胡志鹏(2012)论证了价格型与数量型工具的优劣取决于货币需求函数的波动性,得出中国货币政策过渡到价格型调控模式的条件已经成熟的结论,他们的研究关注的政策最终目标是短期的总量因素,没有涉及长期的效率因素。

相对而言,考虑中国特殊性的货币政策研究还相对较少。在考虑到国有投资的因素后,马草原、李成(2013)对我国“先紧缩乏力,后政策超调”现象做出了解释。他们认为,国有投资渠道造成货币政策效应初期的紧缩不足,从而“倒逼”货币当局加强政策执行力度而引起后期政策效果的“超调”。不过,国有投资对货币政策传导渠道的影响机制并非本文关注的重点。一些研究则从产权结构的异质性出发,研究了我国银行在信贷配给上,是否存在所有制歧视的现象。但是,研究的结果存在歧义,部分研究认为我国确实存在所有制的歧视问题(赵奇伟,2009;饶品贵、姜国华,2013),另一些研究则发现如果将禀赋因素纳入回归模型,则所有制因素的解释能力将被显著削弱,因而表面的所有制歧视实际反映的是深层次的企业禀赋差异(白俊、连立帅,2012;苟琴等,2014)。

在已有研究的基础上,本文的贡献主要体现在以下几个方面。(1)将金融摩擦与产权结构作为约束条件,在非瓦尔拉斯经济的框架内,构建一个试图打开货币政策传导微观机制“黑箱”的非规范的新古典货币传导机制分析框架。(2)利用这一分析框架,在对货币政策工具加以分类的基础上,对价格型与数量型工具的传导机制与传导效应,从理论与实证两个角度进行深入剖析。(3)不仅将经济总量而且将经济效率纳入货币政策目标的考虑视野,从而证明了在市场严重不完全的条件下,货币政策目标不仅是总量的函数,还应是效率的函数。

## 二、理论分析框架与假说

按照真实经济周期理论(Kydland 和 Prescott,1990),在市场完全的瓦尔拉斯经济中,诸如货币政策等名义冲击,仅对经济具有短期的波动效应而无长期增长效应。但是,在金融市场存在摩擦的情况下,货币政策却有着完全不同的经济含义:一是如果企业是异质的,那么货币政策等名义冲击可以通过资本结构配置效应而影响 TFP 等反映经济增长的效率指标(Chen 和 Zheng,2013),从而使货币政策冲击不仅具有短期总量波动效应而且还具有长期增长效应;二是数量型货币政策工具与价格型货币政策工具对经济的冲击可能遵循不同的机制,并可能具有相当不同的效应。

### (一)基准模型

#### 1. 价格型

在满足 Stiglitz 和 Weiss(1981)的模型假定,以及银行信贷渠道存在的条件之下,由于金融市场存在摩擦,因而银行贷款供给曲线关于利率将不是线性的。我们用银行贷款供需曲线来考察货币政策工具的作用机制及效应。图 1 显示了贷款供求曲线与利率的关系存在相当的差异。尽管贷款需求曲线  $L^d$  和贷款供给曲线  $L^s$  都是利率  $r$  的函数,但与完全竞争市场的需求曲线一样, $L^d$  与  $r$  具有完全的线性关系且是向下倾斜的。与此相比, $L^s$  与  $r$  并不具有线性关系且也并非像完全竞争市场一样,是严格向上倾斜的。按照 Walsh(2010),这可通过在竞争市场框架内的银行利润

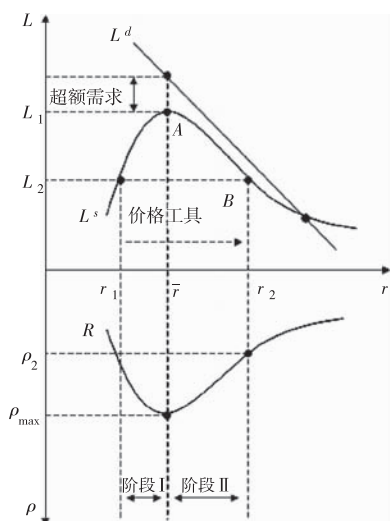


图 1 价格型工具信贷供求曲线

的均衡点 B。在此过程中,一方面,预期净收益率降低,银行将收缩信贷供给量( $L_1 \rightarrow L_2$ ),总投资减少。另一方面,根据资本边际递减规律,总投资减少使得资本边际产出增加,经济的投资效率上升。

## 2. 数量型

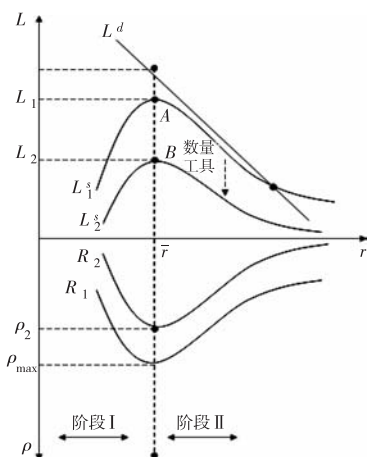


图 2 数量型工具信贷供求曲线

最大化条件中,加入投资项目风险与企业类型异质两个新的约束条件来得到解释。直观上,在加入这两个新的条件后,由于企业投资项目的预期收益相同,因而投资项目成功概率不再是外生的,而是内生化于利率水平。于是,银行贷款行为实际上是在提高利率所带来的两个效应间做边际决策:一是利息增加所带来的边际收益,二是投资项目风险增加所带来的边际损失。正是这种银行边际权衡决策行为以及借款者类型内生化与利率水平相结合,使得贷款供给曲线呈现图 1 中的倒“U”形特征。

根据上述机制,从对投资总量与投资效率的影响角度看,价格型货币政策工具的作用可以 A 点为界分为两个阶段。阶段 I,对于投资总量,基准利率渐趋至  $\bar{r}$ , 银行的预期净收益 R 提高,贷款供给增加,投资总量增加;关于投资效率,根据新古典的资本边际产出递减规律,在基准利率提升至  $\bar{r}$  以前,投资效率随着投资总量的增加在不断递减。阶段 II,随着银行在边际收益与边际成本之间的边际权衡,基准利率由  $\bar{r}$  趋向  $r_2$ , 市场将达到一个新的

关于数量型货币政策工具对投资总量与投资效率的影响,由于利率价格水平是一定的,因而,若货币当局采取紧缩性货币政策(见图 2),贷款供给曲线将向下平移( $L_1^s \rightarrow L_2^s$ )。货币政策当局的这种政策选择,首先将导致经济中的投资总量减少;然后,类似于价格型政策工具阶段 II 的分析,根据资本边际收益递减规律,投资总量的减少将导致资本边际产出的增加,投资效率上升。

## 3. 研究假说

假说 1:不同类型的货币政策工具效果,通过存在摩擦的金融市场的传导效应是不同的。其中,数量型货币政策工具紧缩的效果为投资总量减少,投资效率上升;价格型货币政策工具的效果分为两个阶段:在阶段 I,随着利率上升,投资总量增加,投资效率下降;在阶段 II,随着利率上升,投资总量减少,投资效率上升(见表 1)。

### (二)拓展模型

#### 1. 价格型

与基准模型相比,拓展模型增加了两个假定。(1)国有企业拥有更多的抵押品,因而获取贷款的能力更强。(2)由于产权明晰和拥有更有效的内部治理结构,在同样情况下,民营企业的资本边际产出高于国有企业。据此,由图 1,在阶段 I,关于投资总量,如果银行提高贷款利率逐渐至  $\bar{r}$ , 那么,贷款供给总量也将渐次增加,企业总投资增加;关于投资效率,由于更高的资本投入意味着更低的资本边际产出,而国企的存在进一步降低了资本边际产出,所以相较于基准模型,拓展模型在阶段 I 的投资效率更低。在阶段 II,关于投资总量,随着利率的提高,信贷供给总量降低,企业总投资减少。投资效率的变化则取决于两个方面:一方面,资本投入的减少使得资本边际产出增加,故投资效率上升;另



一方面,由于受到的信贷约束较弱,故银行将把更大比重的信贷配给给国企。但是,由于民企的投资效率大于国企,所以整个经济的加权平均投资效率下降。也就是说,在拓展模型的阶段 II,经济的投资效率变化是两种因素共同作用的结果:投资总量降低的增加效应与投资结构恶化的降低效应,但二者共同作用的方向难以确定。不过,容易得到的一个结论是,与阶段 I相似,在同一利率水平下,在阶段 II的拓展模型的投资效率也要低于基准模型。

2. 数量型

在阶段I,首先,从投资总量来看,与基准模型相似,由于不存在信贷配给,故如果货币当局实施紧缩性货币政策,那么,信贷供给曲线将向下平移,直至新的均衡水平,投资总量减少。其次,从投资效率来看,一方面,由于政策实施前后企业类型构成没有发生变化,故与政策实施前相比,政策实施后经济的投资总量降低导致了投资效率的上升。另一方面,国企的存在降低了企业平均投资效率,所以相较于基准模型,经济的投资效率降低。在阶段II,首先,对于投资总量,与基准模型相似,紧缩的数量型货币政策工具的实施将减少信贷数量,从而减少投资总量。其次,对于投资效率,由于此时存在信贷配给,且国企在信贷获取中更具优势但投资效率却相对较低,故信贷资源对国企偏好所产生的资源配置结构效应,将使在阶段II的拓展模型的投资效率要低于基准模型的投资效率。

3. 研究假说

假说 2:在将企业产权异质性纳入考虑范围之后,价格型政策工具紧缩的效果为:在阶段 I,随着利率上升,投资总量增加,投资效率下降;在阶段 II,随着利率上升,投资总量减少,投资效率变化不确定;整个过程相较于基准模型,投资总量不变,投资效率下降。数量型货币政策工具效果则表现为:在阶段 I,投资总量减少,投资效率不确定;在阶段 II,投资总量减少,投资效率变化不确定;整个过程相较于基准模型,投资总量不变,投资效率下降(见表 1)。

表 1 不同货币政策工具政策效果比较

政策效果 阶段	价格工具 (基准)	价格工具 (拓展)	数量工具 (基准)	数量工具 (拓展)
I	I ↑ E ↓	I ↑ — E ↓ ↓	I ↓ E ↑	I ↓ — E 不确定 ↓
II	I ↓ E ↑	I ↓ — E 不确定 ↓	I ↓ E ↑	I ↓ — E 不确定 ↓

注:“↑”表示上升,“↓”表示下降,“—”表示不变。在拓展模型中,字母后面的第一个符号表示政策效果,第二个符号表示政策效果相对于基准模型的比较。如:阶段 I 价格工具(拓展)I ↑ —,E ↓ ↓表示政策工具使用后投资总量增加,投资效率下降,但相对于基准模型,投资总量不变,投资效率下降。

三、假说 1 的证明

(一)模型、变量与数据

遵循假说 1 的逻辑,我们将基准计量模型设定如下:

$$\ln I_{it} = \alpha + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 Pps_t + \beta_2 Qps_t + \beta_3 (Pps_t \Omega_t)^2 + \beta_4 Pps_t \Omega_t + \beta_5 Qps_t Bc_t + \theta \ln I_{i,t-1} + \gamma Z_t + \epsilon_{it}$$

(1)

$$\begin{aligned} \ln MPK_{it} = & \alpha' + \alpha'_i + \alpha'_t + \beta'_1 Pps_t + \beta'_2 Qps_t + \beta'_3 (Pps\Omega_t)^2 + \beta'_4 Pps\Omega_t + \beta'_5 QpsBc_t \\ & + \theta' \ln MPK_{i,t-1} + \gamma' Z'_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \tag{2}$$

式(1)、(2)分别为投资总量模型与效率模型。i 表示分省截面单元,t 表示时间。各变量含义:I<sub>it</sub>—用企业固定资产投资表示的投资总量,MPK<sub>it</sub>—投资效率,Pps<sub>t</sub>—价格型货币政策工具变量,Qps<sub>t</sub>—数量型货币政策工具变量,Bc<sub>t</sub>—银行信贷渠道变量,Ω<sub>t</sub>—金融市场摩擦变量,Z<sub>t</sub>—其他控制变量(见表 2),ε<sub>it</sub>—随机扰动项。交叉项 PpsΩ 和 QpsBc 分别反映理论模型中,价格型货币政策工具通过一般的金融市场摩擦机制,以及数量型货币政策工具通过银行信贷渠道机制,而对投资总量与投资效率产生的非线性影响。考虑到货币政策仍可能对经济产生线性影响,故保留 Pps 与 Qps 以控制这种影响。仅出现价格作用渠道的二次项(PpsΩ)<sup>2</sup> 是为了反映理论模型中,价格型货币政策工具具有阶段性特征,而数量型工具不具有阶段性特征的事实。其中,基于与理论模型逻辑一致的原则,阶段的划分是以抛物线的形态变化为准则的:如果估计结果的二次项是显著的,说明式(1)、(2)具有明显的抛物线特征,则将抛物线的左边,记作阶段Ⅰ,抛物线的右边,记作阶段Ⅱ。拓展模型的处理方式同此。滞后项是为了控制投资的不可逆性影响。容易看出,如果假说 1 成立,那么式(1)、(2)的系数分别应该具有如下特点:β<sub>3</sub><0,β<sub>4</sub>>0,β<sub>5</sub><0;β'<sub>3</sub>>0,β'<sub>4</sub><0,β'<sub>5</sub>>0。

本文样本数据包括全国 31 个省级区域,样本区间涵盖 2005—2012 年的季度数据。数据主要来自《中宏数据库》、国家统计局网站、人民银行网站以及证监会网站。计算金融市场摩擦(Ω)的原始样本数据来源于《中国征信业发展报告(2003—2013)》,估计 Bc<sub>1</sub>、Bc<sub>2</sub> 的样本数据来源于 14 家上市银行的资产负债表。所有季度数据均利用 Eviews7.2 中的 Census X12 或 X11 方法进行了季节调整,缺失数据均采用考虑预测误差动态调整的指数平滑(Exponential Smoothing)方法进行补充。

表 2
 主要变量的定义与测算

变量名称	变量符号	测算方法
投资总量	I <sub>it</sub>	经季节调整后的各省固定资产投资季度增加值的对数
投资效率	MPK <sub>it</sub>	资本边际产出(ΔY/ΔK)
价格型货币政策工具	Pps <sub>t</sub>	每个季度的一年期贷款基准利率。若当前季度没有进行利率调整,那么利率值与上一季度保持相同
数量型货币政策工具	Qps <sub>t</sub>	法定存款准备金率。处理方法与利率类似
银行信贷渠道强度	Bc <sub>t</sub>	Bc <sub>1</sub> :银行资产结构替代弹性;Bc <sub>2</sub> :银行负债结构替代弹性;Bc <sub>3</sub> :间接融资/(直接融资+间接融资);Bc:综合指标,由 Bc <sub>1</sub> 、Bc <sub>2</sub> 、Bc <sub>3</sub> 通过主成分法计算而得
金融市场摩擦强度	Ω <sub>t</sub>	规模以上工业企业数量/企业信用信息数据库中有贷款卡的企业数
银行融资比重	Z <sub>t</sub>	银行贷款/(银行贷款+股票及债券市场筹资合计)

(二)实证结果

1. 关于投资总量的实证结果

表 3 给出了消除固定效应后方程(1)的逐步回归结果。通过对不同结果的比较和统计指标的分析,遵循 Sargan(1975)的理想计量模型,应当满足估计结果与经济直觉相统一的模型选择原则,最终选择估计结果 V 作为进一步分析的依据,结论如下。

第一,假说 1 中关于货币政策工具与投资总量的关系的判断,实证结果得到了较强有力的支持。根据表 3 的回归结果 V,观察  $QpsBc$ 、 $Pps\Omega$  和  $(Pps\Omega)^2$  的系数估值及显著性检验统计量可知。首先,数量型工具通过银行信贷渠道对投资总量的影响是显著为负的。结合  $Qps$  系数显著为负的结果容易判断,这意味着紧缩性的数量型货币政策工具通过银行信贷渠道的作用,而对投资总量的减少起到了加速数作用。其次,价格型工具通过金融市场摩擦,而对投资总量影响的二次项结果显著为负,表明价格型工具因金融市场摩擦的影响,而导致政策效果呈现倒“U”型。结合  $Pps$  系数显著大于 0 的回归结果可知,这意味着虽然样本期内,紧缩性的价格型工具可能总体上增大了投资总量(McKinnon, 1973; Taylor, 1995),但是,就价格型工具通过摩擦的金融市场而发生作用这一渠道来看,政策工具的效应出现了一定程度的扭曲:在阶段 I,随着利率的上升,投资总量增加;在阶段 II,随着利率上升,投资总量减少。总起来看,无论是价格型还是数量型政策工具的实证结果,均支持了假说 1。

第二,实证结果为中国“紧缩乏力、超调加剧”的货币政策调控困境,从不同类型政策工具“叠加效应”视角提供了新的解释。紧缩性货币政策的初期紧缩效果不佳,后期“超调”加剧的现象,始终困扰着转型时期中国的宏观调控,以往的研究主要将此归咎于国有投资在初期对紧缩性货币政策的“减压效应”,以及货币当局随后为抵消这一作用而采取的过度反应(马草原、李成,2013)。但是,由于我国紧缩性货币政策的实施,通常是价格与数量型工具的搭配使用,因而基准模型关于投资总量的实证结果,从整体政策效果是价格与数量型工具效果叠加的角度,对此提供了新的解释:在低利率水平的阶段 I,两种工具同时紧缩的结果是价格工具的“扩张”作用和数量工具的“紧缩”作用相互抵消,从而使政策效果呈现初期的紧缩“乏力”特征;而随着调控进程的推进,市场利率逐渐升高,在高利率水平的阶段 II,价格工具和数量工具将出现紧缩效应的双重叠加,从而使政策效果表现为后期的“超调”现象。

第三,其他非关注变量的回归结果表明,价格型工具效应的悖异性以及价格与数量型工具效应间的差异,实际上反映了中国利率控制的现实并有较强的政策含义。如前所说,表 3 中的回归结果显示,当期价格型工具变量  $Pps$  的系数显著大于 0,这意味着贷款利率的提高会增加投资,而这无疑有悖于新古典的标准假说。对此的解释是贷款利率在样本期内是受控的,故它的每一次变动,并非是由一种均衡向另一种均衡的转移。利率的提高,实际上是在贷款需求始终大于供给条件下向均衡水平的趋近。但是,这一特征在一期滞后后迅速发生了逆转, $Pps$  的系数显著为负。这说明,在控制了金融市场摩擦的条件下,尽管供给大于需求的市场结构,使得贷款利率的增加没有起到立即阻碍投资增加的效果,但由于利率增加往往是政府解决经济过热问题的指示器,因而利率与投资正相关的反常效应迅速消失。另外,由于  $Pps$  和  $Qps$  的系数分别显著为正与负,因此,比较价格型工具与数量型工具的动态作用效果可以发现,似乎就解决中国的经济过热问题而言,数量型工具远比价格型货币政策工具有效。

表 3 假说 1 的投资总量回归结果

I		II		III		IV		V	
变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数
$Pps$	21.49** (2.14)	$Pps$	14.37** (2.31)	$Pps$	129.1*** (7.95)	$Pps$	116.7*** (5.53)	$Pps$	112.3*** (4.07)
$Qps$	10.96*** (7.67)	$Qps$	12.31*** (7.17)	$Qps$	-8.99*** (-2.87)	$Qps$	-9.72*** (-2.93)	$Qps$	-10.07*** (-2.96)
$(Pps\Omega)^2$	-15827* (-1.89)	$(Pps\Omega)^2$	6968.6 (0.70)	$(Pps\Omega)^2$	-10518 (-1.07)	$(Pps\Omega)^2$	-11154 (-1.07)	$(Pps\Omega)^2$	-28447** (-2.40)

续表 3

I		II		III		IV		V	
变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数
PpsΩ	248.65 (1.00)	PpsΩ	-486.7 (-1.54)	PpsΩ	-242.1 (-0.79)	PpsΩ	-176.8 (-0.55)	PpsΩ	353.0 (0.90)
QpsBc	-21.12*** (-7.95)	QpsBc	-23.33*** (-8.69)	QpsBc	-26.21*** (-9.99)	QpsBc	-25.86*** (-9.51)	QpsBc	-25.17*** (-9.18)
lnI <sub>-1</sub>	90.82*** (8.14)	lnI <sub>-1</sub>	97.09*** (8.75)	lnI <sub>-1</sub>	76.31*** (7.23)	lnI <sub>-1</sub>	87.53*** (7.92)	lnI <sub>-1</sub>	102.3*** (9.98)
Z	-0.32 (-1.64)	Z	-0.04 (-0.22)	Z	-0.23 (-1.21)	Z	-0.20 (-0.96)	Z	-0.32 (-1.48)
		Pps(-1)	-5.44 (-0.93)	Pps(-1)	-43.96*** (-5.94)	Pps(-1)	-41.57*** (-5.40)	Pps(-1)	-36.15*** (-4.47)
				Qps(-1)	27.11*** (8.03)	Qps(-1)	30.31*** (6.84)	Qps(-1)	30.23*** (6.81)
						Qps(-2)	-3.40 (-1.22)	Qps(-2)	-4.01 (-0.93)
								Qps(-3)	0.86 (0.24)

注:括号内是 T 值,回归样本期为 2005 年第一季度至 2012 年第四季度,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。下表同。

2. 关于投资效率的回归结果

表 4 给出了式(2)关于投资效率的回归结果,我们选择 V 作为最优回归结果,可以发现:

第一,回归结果支持了假说 1 中货币政策工具与投资效率关系的判断。回归结果 V 显示,一方面,数量型工具通过银行信贷渠道传导而对投资效率的影响显著为正(QpsBc>0)。另一方面,随着利率的升高,价格型工具通过有摩擦的金融市场传导,对投资效率的影响呈先减后增的“U”形变化特征((PpsΩ)<sup>2</sup>>0,PpsΩ<0),且二次交叉项的结果是显著的。显然,这一结果支持了假说 1 中关于投资效率变化轨迹的判断。

第二,价格型工具的直接效应比数量型工具要重要得多,而数量型工具的效应则似乎主要是通过银行信贷渠道起作用的。对比回归结果 V 中,代表不同货币政策工具直接效应的当期 Pps 和 Qps 的系数估值及其显著性水平可以发现,数量型工具对投资效率的影响是不显著的,而价格型工具的影响是显著为负的。这说明在政策工具的当期变动中,价格型工具比数量型工具的作用要重要得多。不过,当期 QpsBc 的系数显著,这表明虽然直接效应不明显,但数量型工具对投资效率的影响却可以通过银行信贷渠道而发挥重要作用。

第三,在考虑了金融摩擦与利率控制的条件下,货币政策不同工具的效应并未出现违背新古典理论预期的情形。对比表 3 与表 4 中的当期 Pps 和 QpsBc 的系数可以发现,两种情况下系数均是显著非 0 的,且无论是 Pps 还是 QpsBc,两种情况下系数的正负号是相反的。也就是说,在投资总量增加时,投资效率降低,反之亦反。这意味着,就对投资的影响而言,无论是价格型还是数量型货币政策工具,作用效果均符合新古典的理论预期。

表 4 假说 1 的投资效率回归结果

I		II		III		IV		V	
变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数
Pps	29.19 (0.68)	Pps	3.204 (0.06)	Pps	-237.5*** (-3.22)	Pps	-249.6*** (-2.94)	Pps	-295.9*** (-2.65)
Qps	-27.05*** (-4.40)	Qps	-30.42*** (-4.49)	Qps	22.99* (1.82)	Qps	19.13 (1.43)	Qps	17.95 (1.31)
(PpsΩ) <sup>2</sup>	83557** (2.32)	(PpsΩ) <sup>2</sup>	7312.2 (0.19)	(PpsΩ) <sup>2</sup>	51165 (1.29)	(PpsΩ) <sup>2</sup>	68223 (1.62)	(PpsΩ) <sup>2</sup>	114986** (2.39)
PpsΩ	-2341** (-2.20)	PpsΩ	81.48 (0.07)	PpsΩ	-532 (-0.43)	PpsΩ	-985.5 (-0.76)	PpsΩ	-2176 (-1.36)
QpsBc	41.64*** (3.65)	QpsBc	48.62*** (4.59)	QpsBc	55.84*** (5.29)	QpsBc	58.33*** (5.33)	QpsBc	51.92*** (4.95)
Lnmpk <sub>-1</sub>	11.28* (2.51)	Lnmpk <sub>-1</sub>	7.93* (2.12)	Lnmpk <sub>-1</sub>	6.79* (1.98)	Lnmpk <sub>-1</sub>	6.91* (2.52)	Lnmpk <sub>-1</sub>	6.82* (2.31)
Z	1.07 (0.68)	Z	0.49 (0.06)	Z	-0.76 (-3.22)	Z	-1.13 (-2.94)	Z	-1.24 (-2.65)
		Pps(-1)	10.65 (0.46)	Pps(-1)	107.2*** (3.60)	Pps(-1)	105.1*** (3.39)	Pps(-1)	93.68*** (2.86)
				Qps(-1)	-67.99*** (-5.00)	Qps(-1)	-62.32*** (-3.49)	Qps(-1)	-63.05*** (-3.51)
						Qps(-2)	-3.96 (-0.35)	Qps(-2)	9.437 (0.54)
								Qps(-3)	-15.42 (-1.06)

四、假说 2 的证明

(一)模型构建

根据假说 2 的逻辑,将拓展的计量模型设定如下:

$$\ln I_{it} = \alpha + \alpha_i + \alpha_t + \beta_1 Pps_t + \beta_2 Qps_t + \beta_3 (Pps_t \Omega_t)^2 + \beta_4 Pps_t \Omega_t + \beta_5 QpsBc_t + \beta_6 w Pps_t \Omega_t + \beta_7 w QpsBc_t + \gamma Z_t + \theta \ln I_{i,t-1} + \epsilon_{it}$$

(3)

$$\ln MPK_{it} = \alpha' + \alpha'_i + \alpha'_t + \beta'_1 Pps_t + \beta'_2 Qps_t + \beta'_3 (Pps_t \Omega_t)^2 + \beta'_4 Pps_t \Omega_t + \beta'_5 QpsBc_t + \beta'_6 (w Pps_t \Omega_t)^2 + \beta'_7 w QpsBc_t + \beta'_8 D w QpsBc_t + \gamma' Z'_t + \theta' \ln MPK_{i,t-1} + \epsilon_{it}$$

(4)

式(3)、(4)分别为拓展的投资总量与投资效率模型。w 为国有投资比重变量,类似于马草原、李成(2013)的做法,这里将国有投资比重定义为:国有投资比重=国有及国有控股企业固定资产投资/全社会固定资产投资。D 为反映阶段性特征的虚拟变量,赋值方法如下:首先根据基准模型

变化轨迹的抛物线特点,利用回归结果计算出价格工具分界点的值,记为  $H$ ;然后,当  $Pps\Omega_i < H$  时,令  $D=1$ (即阶段 I),否则为 0(即阶段 II)。其余变量的定义同基准模型。如果假说 2 是成立的,则我们预期  $\beta_6$ 、 $\beta_7$  是不显著的, $\beta_6'$ 、 $\beta_7'$  显著小于 0, $\beta_8'$  显著大于 0。

(二)实证结果

1. 关于投资总量的实证结果

表 5 给出了式(3)关于投资总量的实证结果,从模型内生性及与理论预期一致性原则出发,我们选择混合模型作为分析的结果,可得如下结论。

第一,混合模型中的 OLS、DPD 和 EGLS 估计结果大致是稳健的,但考虑到参数估计的有效性,这里选择 OLS 模型的估计结果作为最优模型选择。对比表 5 中混合模型的三种估计方法的估计结果可以发现,各交叉项的系数估值的符号方向与显著性水平,大致是一致的,且与基准模型相比,各变量的系数估值符号方向及显著性也未发生明显变异,说明估计结果具有较强的稳健性。不过,混合模型的 DPD 和 EGLS 法估计结果的  $Qps$  项,系数估计符号方向不符合预期,这可能与 OLS 模型设定已相对完备,复杂的统计处理更多的是增加累积误差有关,故最后选择 OLS 法估计结果作为进一步分析的依据。

第二,回归结果基本支持了假说 2 的成立。首先,根据表 5 中的 OLS 回归结果,  $(Pps\Omega)^2$ 、 $Pps\Omega$ 、 $QpsBc$  的回归结果系数符号和显著性,既符合假说 2 的预期,也与基准模型的回归结果相一致,但系数点估计结果与假说 1 有差异。这表明,虽然国有投资比重变化可能是影响总量投资的一个重要因素,但这一因素尚不足以对价格与数量型工具的政策效果产生决定性的影响。其次,反映国有投资比重对数量型工具通过银行信贷渠道传导影响投资作用的  $wQpsBc$  项系数小于 0 但不显著,这与假说 2 的预期是一致的。最后,反映国有投资比重对价格型工具通过有摩擦的金融市场影响投资的非线性作用的  $wPps\Omega$  项系数显著小于 0,这与假说 2 的预期是不符的。

第三,将基准模型与拓展模型加以对比可以发现,数量型工具的调控效应似乎比价格型工具更稳定。在考虑产权异质性因素之后,数量型工具通过银行信贷渠道的传导对投资总量的边际效应并未发生显著的变异。但是,价格型工具的三次交叉项( $wPps\Omega$ )系数显著小于 0,这意味着价格型工具通过有摩擦的金融市场的传导,对投资总量的边际效应会受到国有投资比重的负向影响。这种负向影响具体表现为:随着国有投资比重的增加,价格型工具对投资总量的扩张效应减弱,紧缩效应增强。上述分析似乎表明,就价格型工具对投资总量的调控效应而言,存在紧缩超强、松动乏力的非对称性特征(宋立,2002)。我们没有在数量型工具上发现这种特征,说明价格型工具的调控效果相对而言更容易受产权异质性的影响。

表 5 拓展模型投资总量回归结果

混合面板模型				单一价格工具模型		单一数量工具模型	
变量	OLS	DPD	EGLS	变量	系数	变量	系数
Pps	125.23*** (6.64)	34.43*** (23.72)	3.13 (0.35)	Pps	44.52* (2.34)	Pps	10.21* (1.70)
Qps	-1.21 (-0.42)	21.84*** (42.94)	11.23*** (11.39)	Qps	-11.26*** (-3.77)	Qps	-3.55 (-1.28)
$(Pps\Omega)^2$	-72928*** (-7.05)	-98501*** (-51.50)	-48104*** (-7.97)	$(Pps\Omega)^2$	-70434*** (-6.32)		
Pps $\Omega$	2322*** (6.44)	3597*** (52.07)	1836.6*** (8.72)	Pps $\Omega$	2213*** (5.79)		



续表 5

混合面板模型				单一价格工具模型		单一数量工具模型	
变量	OLS	DPD	EGLS	变量	系数	变量	系数
QpsBc	-14.98* (-1.70)	-30.23** (-2.41)	-7.03 (-1.37)			QpsBc	-7.65 (-1.08)
wPpsΩ	-1587*** (-6.12)	-2162*** (-47.95)	-1147*** (-7.62)	wPpsΩ	-485.3** (-2.20)		
wQpsBc	-32.00 (-1.46)	-3.95 (-0.16)	-20.22 (-1.59)			wQpsBc	-30.86* (-1.70)
J-statistic		28.32					
R <sup>2</sup>	0.372		0.448		0.269		0.306
DW	2.41		2.36		2.38		2.35

注：篇幅所限，估计过程中一些滞后非关注变量被删除，下同。

2. 关于投资效率的实证结果

第一，模型回归结果对假说 2 的成立提供了较强有力的证据，政策工具的类型与政策工具的作用阶段，均显示出对经济产权结构的敏感性。这主要表现在两个方面。一是考虑国有投资比重的拓展模型关注变量系数估计结果符合预期。首先，价格型政策工具交叉项(wPpsΩ)<sup>2</sup> 系数估计结果显著小于 0，表明随着国有投资比重的上升，价格型工具通过有摩擦的金融市场传导会降低投资效率，并且呈现从阶段Ⅰ到阶段Ⅱ加速下降的特征；其次，数量型工具交叉项 wQpsBc 系数估计结果表明，国有投资比重每增加 1 单位，数量型工具通过银行信贷渠道传导对投资效率的边际效应将平均减小 27.33%~60.24%。二是不同阶段政策工具的效应变动符合预期。一方面，就价格型工具政策效应而言，PpsΩ、(wPpsΩ)<sup>2</sup> 的系数均显著小于 0，说明在阶段Ⅰ，投资效率是下降的；(PpsΩ)<sup>2</sup> 和(wPpsΩ)<sup>2</sup> 的系数绝对值差异表明，国有投资比重变化带来的结构效应对投资效率的负效应(43054~88359)仍然小于投资总量减少引起边际投资效率升高带来的正效应(41566~126243)，故可认为在阶段Ⅱ，综合效应的结果是投资效率上升。另一方面，对于数量型工具的政策效应，wQpsBc 系数的绝对值总体大于 QpsBc 系数的绝对值，表明在整个过程投资效率是下降的。进一步地，交叉项 DwQpsBc 系数均显著大于 0，这意味着随着国有投资比重的变化，在阶段Ⅱ，数量型工具通过银行信贷渠道传导对投资效率的减弱效果要比阶段Ⅰ增加 15.62~46.03 个单位。

第二，国有投资比重变化对价格型与数量型工具的作用效果的影响具有较大的差异性，数量型工具对国有投资更敏感，而且作用效果更具持久性。首先，就投资效率而言，数量型工具似乎对国有投资比重的变化更敏感。具体地，综合比较 wQpsBc 和 QpsBc 系数符号的绝对值，混合模型中 wQpsBc(-2)的系数值(27.33~60.24)基本上大于 QpsBc 的系数值(7.74~39.72)。同样，单一数量工具模型中 wQpsBc 的系数值 256.3 大于 QpsBc 的系数值 138.04。上述结果表明，在考虑国有投资比重之后，数量型工具对投资效率的正向影响，小于国有投资比重变化带来的结构性因素造成的负效应，从而导致了最终政策效果的变异。如前文所述，虽然国有投资比重对价格型工具的效应也产生了影响，但这种影响并没有导致其作用效果发生方向性的改变。其次，就政策的时效性而言，数量型工具似乎具有更久的滞后性特征。在混合模型中，尽管 wQpsBc 的各项系数总体上小于 0，但只有二期滞后项才在统计上显著，意味着国有投资比重变化影响数量型工具的政策

策效果具有 6 个月的时滞。对国有投资比重能够更快地影响价格型工具政策效果的一种具有微观基础的可能解释如下。首先,由于在样本期内,中国的货币政策价格型工具的实施,主要是直接调整“零售市场”的基准借贷利率,因而,货币政策价格型工具的传导链条就主要是“基准利率—借贷利率—投资”。这意味着价格型工具的效果取决于借贷利率调整的灵活性。其次,从合约价格设定的时间依赖与状态依赖等不同角度对微观名义不完全性的解释,国有投资比重变化也可能会强化经济的非瓦尔拉斯特征,这使得市场借贷利率更具粘性,从而影响了由基准利率到借贷利率,再到企业投资的价格型货币政策工具的传导效果。

第三,存在摩擦的金融市场中,国有投资比重对货币政策工具经济效果的影响,是依赖于货币政策工具的类型,并且总量效应与效率效应存在很大的差异,因而货币政策工具的选择须考虑工具类型与调控目标的对应性。一些研究表明,与通常将货币政策的福利效果看作是通胀与产出的非线性函数的传统观点不同(Kydland 和 Prescott,1977)。在我国,国有投资比重是影响货币政策效果的重要因素(马草原、李成,2013),本文的研究为此提供了进一步支持的证据。但是,不仅如此,将表 5、表 6 的回归结果加以对比可知,本文以金融市场摩擦为条件的分析还可进一步获得如下判断。(1)国有投资比重对同一类型货币政策工具影响投资总量与投资效率的效果存在着差异。实证结果表明,国有投资对价格型工具影响投资总量的效果,相对于对投资效率的影响更大;数量型工具则反之。(2)如果给定投资总量或投资效率作为具体的考察对象,那么国有投资比重对不同类型的货币政策工具的影响有着很大的不同。具体地,对于投资总量,国有投资比重对价格型工具的影响更大;对于投资效率,国有投资比重对数量型工具的影响更大。(3)无论是投资总量还是投资效率,国有投资对货币政策效果的影响,均依赖于货币政策工具类型的选择。这些进一步的结论表明,我国货币政策操作的优化,不仅要考虑诸如国有投资比重这样的产权结构因素,还应考虑由金融市场摩擦所诱致出的,不同货币政策工具类型如何与总量和效率调控目标实现有效对应的问题。

第四,就货币政策的传导效果而言,利率市场化的绩效与由经济的产权结构和金融摩擦等所构成的“媒介介质”密切相关。虽然诸多的研究将我国利率渠道的传导效果欠佳,归结为因利率非市场化而导致的利率期限结构的非均衡,以及由此所产生的政策目标利率向市场利率传导的“断裂”(方先明、熊鹏,2005;盛松成、吴培新,2008),但是,拓展模型的实证结果表明,利率变动的效果具有很强的阶段性特征。具体地,随着利率的升高,投资效率呈现先减后增的“U”形变化特征,且产权异质性因素加剧了下降的过程,减弱了上升过程。由于利率市场化过程中我国的利率波动,基本呈逐渐升高的趋势。因而这表明,在金融摩擦与经济产权结构异质的条件下,我们不应期待利率市场化的效果期待过高,利率市场化改革是一个系统工程,其含义远非仅仅调整金融资源的价格所能涵盖。

表 6
 拓展模型投资效率回归结果

混合面板模型				单一价格工具模型		单一数量工具模型	
变量	Ols	DPD	EGLS	变量	系数	变量	系数
Pps	-22.3 (-0.30)	-19.29 (-0.79)	32.5 (1.31)	Pps	3.665 (0.05)	Pps	14.49 (0.46)
Qps	-26.9 (-4.27)	-17.19*** (-6.97)	-14.62*** (-6.87)	Qps	36.57*** (3.01)	Qps	6.692 (0.56)
(PpsΩ) <sup>2</sup>	96665** (2.32)	58651*** (5.41)	41566*** (2.96)	(PpsΩ) <sup>2</sup>	126243*** (3.19)		

续表 6

混合面板模型				单一价格工具模型		单一数量工具模型	
变量	Ols	DPD	EGLS	变量	系数	变量	系数
PpsΩ	-2266.5* (-1.77)	-1406.1*** (-5.46)	-1079.6** (-2.49)	PpsΩ	-3649.4*** (-2.96)		
QpsBc	39.72 (0.88)	37.21** (2.43)	7.74 (0.51)			QpsBc	138.04*** (6.53)
(wPpsΩ) <sup>2</sup>	-88359*** (-3.37)	-43816*** (-3.91)	-43054*** (-4.86)	(wPpsΩ) <sup>2</sup>	-77573*** (-5.76)		
wQpsBc	-29.53 (-0.27)	-38.87 (-1.22)	14.22 (0.39)			wQpsBc	-256.3*** (-4.73)
wQpsBc(-1)	-11.11 (-0.32)	-9.23 (-1.09)	3.79 (0.32)				
wQpsBc(-2)	-60.24** (-2.10)	-49.50*** (-4.72)	-27.33** (-2.81)				
wQpsBc(-3)	-46.15* (-1.67)	-28.26*** (-3.87)	-13.11 (-1.40)				
DwQpsBc	38.04** (2.18)	23.53*** (4.03)	15.62*** (2.64)			DwQpsBc	46.03*** (2.62)
J-statistic		72.45					

五、结论与政策含义

第一,金融摩擦和国有投资比重等反映经济的非瓦尔拉斯市场不完全特征的因素,对于理解中国货币政策的传导机制,具有至关重要的意义。对货币政策传导机制的理解,是货币政策实施的前提。Mishkin(2001)强调了借贷者异质性和金融资产异质性等对货币政策不同传导渠道划分的重要性,本文以中国为对象的研究,为这一判断提供了进一步的证据。根据本文的研究,在考虑到金融摩擦与国有投资比重等因素后,货币政策目标函数的含义、货币政策工具类型的划分对于政策效果分析的重要性,以及不同类型货币政策工具效果的阶段性特征,均与传统货币政策理论有重大差异。

第二,假说 1、2 中关于货币政策工具的类型效果差异性与阶段性判断,得到了实证证据的较有力支持。在 Stiglitz-Weiss 的信贷配给模型基础之上,本文分别在考虑和不考虑国有投资比重的情况下,提出了基于基准模型的假说 1 和基于拓展模型的假说 2。建立在稳健性检验基础上的实证结果,为假说 1、2 的成立提供了有力证据。关于基准模型的回归结果表明,数量型货币政策工具的紧缩效果为投资总量减少、投资效率上升。价格型货币政策工具的紧缩效果具有阶段性:在阶段 I,随着利率上升,投资总量增加,投资效率下降;在阶段 II,随着利率上升,投资总量减少,投资效率上升。关于拓展模型的回归结果显示,在引入国有投资比重因素后,两类工具的政策效应都发生了不同程度的变异。其中,国有投资比重对数量型工具的投资总量边际效应影响不显著,但对价格型工具有显著的负向影响;国有投资比重对两类工具的投资效率效应,都有着显著的负向影响,且效率变化呈现从阶段 I 到阶段 II 加速下降的特征。

第三,货币政策工具的类型划分,对于最优货币政策的实施具有极为重要的意义,在市场严重

不完全的条件下,货币政策效果对政策工具类型具有很强的敏感性。以特定货币市场短期利率为中介目标,通过货币政策工具的调整来影响货币市场的供需,从而影响中介目标利率的变动,进而影响市场利率变动的,以成熟市场经济为对象的:中介利率—市场利率—总需求货币政策操作模式,显然无须对货币政策工具的类型加以划分。但是,中国的货币政策工具箱包含着对市场利率的直接调整,因而货币政策工具可以划分为价格和数量两种类型。更重要的是,本文的实证结果表明,在考虑金融市场摩擦和国有投资比重的条件下,两种类型工具的政策效果有着巨大的差异,货币政策效果对政策工具的类型具有极强的敏感性。

第四,两种类型政策工具的实证结果均表明,在考虑金融市场不完全的条件下,货币政策目标函数既应包括经济总量,也应包括经济效率。由于传统货币政策理论假定市场是基本完全的,因而市场本身即可实现资源配置的帕累托最优,故总量而非效率才是货币政策关注的目标。但是,严重的市场不完全仍是中国经济的主要特征,本文的实证结果表明,此时将经济总量与经济效率作为货币政策目标选择,有着非常大的差异:若将经济总量作为货币政策目标选择,那么,国有投资比重对数量型工具的政策效应并没有产生显著影响,却对价格型工具产生了显著的负向影响;若将经济效率作为货币政策目标选择,那么,国有投资比重对价格和数量型工具的政策效应均产生了负向影响。显然,从不同货币政策工具效应比较来看,即便在长期,总量目标和效率目标也不存在内在逻辑的一致性,因而应当考虑将经济效率也纳入货币政策目标函数。

第五,本文的一个重要政策含义是对中国利率市场化改革的启示。利率市场化改革是中国全面建设完善的市场经济体制的重要一环,人们从资源错配的改善和产业结构升级等诸多方面,对利率市场化改革的效果寄予厚望,然而本文从货币政策有效传导视角的研究表明,这些观点或许值得商榷。本文的经验证据显示,投资效率的改善与利率市场化改革的关系并不是线性的,在控制相关因素后,投资效率并没有伴随着利率市场化改革的推进而显著提高,而产权异质是阻碍利率市场化改善投资效率的重要因素。这一结论意味着,对于在转轨过程中的中国,利率市场化改革是一个系统工程,改革的效果取决于经济结构的异质性与金融摩擦是否同时得到了有效的解决,单兵突进式利率市场化改革的效果是值得怀疑的。

#### 参考文献:

1. 白俊、连立帅:《信贷资金配置差异:所有制歧视抑或禀赋差异?》,《管理世界》2012年第6期。
2. 范志勇、徐贲:《中国货币政策冲击的真实利率渠道:国际比较与政策含义》,《世界经济》2008年第11期。
3. 方先明、熊鹏:《我国利率政策调控的时滞效应研究——基于交叉数据的实证检验》,《财经研究》2005年第8期。
4. 苟琴、黄益平、刘晓光:《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?》,《管理世界》2014年第1期。
5. 胡志鹏:《中国货币政策的价格型调控条件是否成熟?——基于动态随机一般均衡模型的理论及实证分析》,《经济研究》2012年第6期。
6. 何东、王红林:《利率双轨制与中国货币政策实施》,《金融研究》2011年第12期。
7. 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全:《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析——兼论货币政策中介目标的选择》,《金融研究》2005年第5期。
8. 林毅夫:《新结构经济学——重构发展经济学的框架》,《经济学(季刊)》2010年第1期。
9. 马草原、李成:《国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调》,《经济研究》2013年第7期。
10. 马文涛:《货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据》,《数量经济技术经济研究》2011年第10期。
11. 饶品贵、姜国华:《货币政策、信贷资源配置与企业业绩》,《管理世界》2013年第3期。
12. 盛松成、吴培新:《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》2008年第10期。

13. 宋立:《我国货币政策信贷传导渠道存在的问题及其解决思路》,《管理世界》2002年第2期。
14. 徐明东、陈学彬:《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》2011年第5期。
15. 许伟、陈斌开:《银行信贷与中国经济波动:1993—2005》,《经济学(季刊)》2009年第3期。
16. 赵奇伟:《东道国制度安排、市场分割与FDI溢出效应:来自中国的证据》,《经济学(季刊)》2009年第3期。
17. Agénor, P. R., & Montiel, P. J., *Development Macroeconomic*. Princeton University Press, 2008.
18. Bernanke, B., & Gertler, M., Inside The Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. NBER Working Paper, No. 5146, 1995.
19. Chen, K. J., & Zheng, S., Financial Frictions on Capital Allocation: A Mechanism of TFP Fluctuations. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, 2013, pp. 683—703.
20. Cúrdia, V., & Woodford, M., Credit Frictions and Optimal Monetary Policy. BIS Working Papers, No. 278, 2009.
21. Fiore, F. D., & Tristani, O., Optimal Monetary Policy in a Model of the Credit Channel. European Central Bank Working Paper, No. 1043, 2009.
22. Kydland, F. E., & Prescott, E. C., Business Cycle: Real Facts and a Monetary Myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1990, pp. 3—18.
23. Kydland, F. E., & Prescott, E. C., Rules Rather Than Direction: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3 1977, pp. 473—491.
24. McKinnon, R. I., *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1973.
25. Mishkin, F. S., The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. NBER working paper, No. 8617, 2001.
26. Sargan, J. D., Asymptotic Theory and Large Models. *International Economic Review*, Vol. 16, 1975, pp. 75—91.
27. Stiglitz, J. E., & Weiss, A., Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, Vol. 53, 1981, pp. 393—410.
28. Taylor, J. B., The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, 1995, pp. 11—26.
29. Walsh, C. E., *Monetary Theory and Policy*. The MIT Press, 2010.

## The Effects of Financial Friction, Property Rights Heterogeneity and Different Types of Monetary Policy Instruments

ZHAN Minghua, XU Jieliang (Zhejiang Sci-Tech University, 310018)

WANG Shilei (Bank of China traffic branch of Zhejiang, 310000)

**Abstract:** This paper constructs a theoretical model which embodies China's economic structure, also in line with the mainstream of economic logic, opens the monetary policy transmission mechanism "black box". Then, the transmission mechanism and the effects of different types of monetary policy tools in China are analyzed based on the model. We put forward the hypothesis and test them. Conclusions obtained are as follows: First, derived from incomplete markets, the effect of monetary policy should be sensitive to the type of monetary policy instruments. Monetary policy function should include both total and efficiency factors, and monetary policy has the endogenous effect of stage characteristics and other policy implications. Second, in the sense of monetary policy effect, the performance of interest rate liberalization is closely related to the character of the "media" which is formed by economic ownership structure, financial friction and so on. The implication of interest rate reform is far from just price liberalization of financial resources, but a systematic engineering.

**Keywords:** Financial Friction, State-owned Investment Proportion, Monetary Policy Instrument Type

**JEL:** G31, G38

责任编辑: 汀 兰