

产权结构如何改变了货币政策的传导效果?

Zhan Shurui^{1,3}, 战明华^{1,2}, 李 帅², 经博源¹

(1. 广东外语外贸大学 华南财富管理研究中心, 广东 广州 510016; 2. 广东外语外贸大学 金融学院, 广东 广州 510016; 3. 悉尼大学 商学院, 澳大利亚 悉尼 2006)

摘要: 针对近年来混合所有制改革中出现的国有经济占比提高现象, 文章从逆周期政策效果和中介变量选择两个角度, 考察了产权结构上的这一变化对货币政策实施效果的影响。研究发现: (1) 国有经济占比的提高确实弱化了货币政策的逆周期调控效果, 且这一过程主要是通过信贷而非利率渠道实现的; (2) 在国有经济占比提高的情况下, 选择货币而非利率作为中介目标更有助于熨平经济波动; (3) 国有经济对货币政策调控效果的抑制作用, 主要是通过弱化信贷渠道的加速器效应和对利率不敏感的双重效应而实现的; (4) 国有经济对价格机制有效发挥其作用具有负面影响, 但并未达到结构突变的程度。文章的政策含义在于, 由于经济产权结构对货币政策的调控机制与传导效果的影响是一把“双刃剑”, 因此应当把产权结构变量纳入货币政策规则函数之中, 并根据产权结构变化对政策效果进行预测和确定中介目标, 从而探索出混合所有制改革中有效市场和有为政府有机结合的中国模式。

关键词: 国有经济占比; 逆周期调控; 中介目标; 传导渠道

中图分类号: F822.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)11-0064-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20200518.202

一、引言

按照新制度主义的观点, 产权会影响经济激励结构与人们的经济行为方式, 从而改变经济运行机制与运行绩效, 然而, 产权的清晰界定并非解决一切问题的灵丹妙药。虽然产权的明确会带来外部经济内在化、交易双方形成稳定的预期等好处, 但产权界定也会带来较高的交易成本, 如果外部问题内在化的成本过高, 那么产权界定所带来的社会成本就会高于社会收益。改革开放以来中国经济转型发展的历程也表明, 在不同的经济发展阶段实现市场和政府的较佳结合是中国成功实现转型增长的基本要素(林毅夫和李志赅, 2005)。近年来, 新时代的中国经济进入了一个全新的改革开放新时期, 经济结构正在发生全面而深刻的历史性变革, 而国有经济的进一步改革是这一过程的极为重要组成部分。党的十九大报告指出, 经济体制改革必须以完善产权

收稿日期: 2020-01-15

基金项目: 国家社会科学基金重点项目(19AJY017, 20AJY026); 广东省自然科学基金项目(2019A1515011765); 广东省普通高校重点项目(2019WZDXM002)

作者简介: Zhan Shurui(1997-), 女, 山东青岛人, 广东外语外贸大学华南财富管理研究中心助理研究员, 悉尼大学商学院硕士研究生;

战明华(1971-)(通讯作者), 男, 山东莱西人, 广东外语外贸大学金融学院教授、博士生导师, 广州市人文社科重点研究基地华南财富研究中心专职副主任;

李 帅(1995-), 男, 山东青岛人, 广东外语外贸大学金融学院博士研究生;

经博源(1994-), 男, 浙江金华人, 浙江省经济信息中心。

制度和要素市场化配置为重点,要通过深化国有企业改革,发展混合所有制经济,推动国有资本做强做优做大。显然,鉴于国有经济在中国经济现实中的重要地位,这一重大的经济产权变革必将对未来中国的经济结构与经济发展的诸多方面产生重大而意义深远的影响。

关于国有经济比重变化的经济效应,学界已从多个视角进行了探讨,但是很少有研究从货币政策调控效果的角度进行探讨。考虑到实体经济是货币政策传导的重要介质,因此上述研究缺失对于认识异质性的经济体,特别是转型经济体中货币政策传导机理的特殊性,是一个重大遗憾。实际上,由于更具弹性,货币政策不仅在宏观调控中具有特殊的地位,而且由于经济结构是货币政策传导的重要“媒介”,因而国有经济占比的变化必然会影响货币政策的传导过程与传导效果。通过与完全市场条件下的理想状态对比,我们可以识别出国有经济占比变化对货币政策传导影响的数量变化,进而提炼出其经济含义,从而从一个特定的视角对国有经济占比的影响提供一个具有实证价值的判断。与传统观点不同,本文的研究表明,只要坚持新结构主义的有效市场和有为政府有效耦合的原则,国有经济占比的提高就可以有效弱化货币政策有效传导中的一些阻碍因素。具体来看,虽然从构建货币政策价格型传导机制的角度来看,国有经济占比的提高因增大了经济摩擦而确实弱化了货币政策的逆周期调控效果;但同时应当看到,国有经济对金融摩擦的强化作用并未达到结构性突变的程度,且在存在较严重摩擦的经济转型过程中,国有经济也起到了面对外来冲击的稳定器,以及弱化货币政策通过信贷渠道传导的政策超调效应的作用。由于国有经济是有为政府和有效市场有效耦合的重要结合点,因此有理由相信,进一步的混合所有制改革正是探索有效市场和有为政府有机结合的中国模式,并各自“扬长避短”,以进一步弱化货币政策有效传导过程中的阻碍或摩擦因素。

普遍的结构异质性是转型或发展中国家的典型特征,由于中国的转型过程是一个逐步从中央计划经济向中国特色社会主义市场经济不断演进的过程,因此转型过程中结构特征的一个重要表现就是产权的异质性。由于产权在决定经济制度和经济行为方面具有关键作用,因此学界对转型过程中产权结构异质性的影响已有广泛关注,但这些研究大多集中于国有企业的外部市场结构垄断性、内部治理结构不完善和面临预算软约束等对企业绩效和效率的影响等方面(刘小玄,2003;王曦等,2007),而将实体经济中的产权结构与金融发展联系起来的研究则相对较少。

在一个金融结构与实体经济关系的逻辑框架中,林毅夫和李志赅(2005)认为,实体经济的产权结构与国家发展战略选择决定了金融结构和金融绩效。首先,改革开放前的产权结构决定了当时必须建立一个垄断性的金融结构,以便向国有经济提供廉价资金,从而实现重工业优先的赶超发展战略。其次,改革开放后,国有企业的预算软约束及其所承担的政策性责任,是导致银行不良贷款攀升的主要原因;而国有企业的母公司与上市子公司间的财务关系,以及子公司仍然需要承担政策性责任的特点,决定了中国资本市场缺乏金融功能。许多研究进一步探讨了产权结构对金融绩效的影响机制。樊纲(2000)和卢文鹏(2002)等认为,由于国有企业在资金使用上存在事后道德风险和经营效率较低等特征,因此国有企业的借款最终会转嫁为大量的银行坏账,从而形成“准财政赤字”。有些研究进一步发现,国有经济在经济转型过程中不仅因自身效率的损失而影响了经济增长,而且还会通过金融压抑所产生的歧视和效率误配而对增长产生拖累效应(刘瑞明和石磊,2011),且在民营企业占比更高的地区,银行贷款的商业信号传递作用更强,即银行会增加贷款,从而扩大地区的金融规模与金融深化程度(江伟和曾业勤,2013)。

其实,关于实体经济产权结构与货币政策操作关系方面的研究,与本文的研究主题更为接近,但国外文献对此所涉甚少,相关研究主要集中在一些市场不完全性所产生的影响方面,如基于商品价格粘性或体现金融摩擦时滞与放大效应的新凯恩斯主义 DSGE 模型政策效应研究

(Bean等, 2002)、微观主体预期形成的动态不一致性的研究等(Kydland和Prescott, 1977; Barro, 1986), 而关于产权方面的研究却很少见。这主要是因为, 对于成熟市场经济体而言, 产权异质性问题不严重, 因而通常不是导致市场不完全的主要原因。国内学者虽然对此问题有所涉猎, 但相关研究也相对较少, 且不深入。在为数不多的文献中, 比较有代表性的是马草原和李成(2013)关于中国货币政策超调背后的产权结构动因的研究。他们的分析指出, 货币政策冲击有两种效应, 一是促进了国有经济规模进一步扩大的结构效应, 二是促进总体经济增长变化的总量效应。前者因国有企业的生产效率相对较低而抑制了货币政策对产出的总量调控效果, 因此, 为了达到增长总量目标, 货币政策必然出现超调的现象。这一逻辑隐含的经济含义是, 在同样的政策力度条件下, 国有经济占比的提高会弱化货币政策的总量效应。不过, 如何将这一逻辑纳入货币冲击的宏观经济一般均衡模型, 以便探求其中的传导机制, 仍被看作是一个“黑箱”而非其关注的重点。此外, 战明华和应诚炜(2015)的研究则显示, 由于具有更强的抵押能力, 国有经济的存在也在一定程度上弱化了由道德风险与监督成本等导致的货币政策广义信贷渠道加速器效应。

与以往研究所关注的问题不同, 本文聚焦于如下问题的考察: 在国有经济占比提高的条件下, 通过政策工具冲击, 货币政策逆周期调控经济的效果是被强化还是被弱化了? 利率与信贷渠道在导致这一结果的过程中各自扮演了什么样的角色? 为了更好地实现货币政策熨平经济波动的目的, 货币当局应当选择货币还是利率作为中介目标? 这些结果背后的经济逻辑及隐含的政策含义又是什么?

二、研究假设与计量模型设定

(一) 国有经济占比与货币政策逆周期操作效果

1. 假说提出。在所有的宏观经济模型中, 唯有凯恩斯主义和综合了理性预期、真实经济周期和凯恩斯主义元素的 *DSGE* 模型认为, 面对外来冲击, 总供给—总需求的价格调整机制($P_{t+i} = P_t[I + \lambda(Y - Y^*)]$)具有较强的粘性(λ 较大), 因此经济无法通过价格调整迅速恢复到充分就业状态, 而货币政策可以减少偏离程度或缩短偏离时间。在传统凯恩斯主义模型中, 货币政策操作通过如下作用机制而具有逆周期性: 当真实产出超过潜在产出水平时, 为了抑制经济过热, 货币当局会减少货币供给, 货币市场(*LM*)均衡机制促使利率升高, 进而诱致商品市场(*IS*)中的投资和产出减少, 于是交易性货币需求与预防性货币需求减少, 而利率的进一步变化导致投资与产出也随之变化, 最后在商品与货币两个市场的循环反馈中实现新的均衡, 此时均衡产出降低。当真实产出低于潜在产出水平时, 分析过程类似。

那么, 国有经济占比的提高会产生什么样的影响呢? 一般来说, 相对于民营企业, 国有企业因为存在预算软约束以及需要承担更多的社会责任, 所以对利率变动的敏感性要低于民营企业, 这意味着国有经济占比越高, *IS* 曲线中产出(投资)相对于利率的弹性越小, 即 *IS* 曲线越倾斜。倾斜度更高的 *IS* 曲线意味着, 紧缩性货币政策对于均衡产出的影响要小于通常的情况, 即货币当局通过变动货币供给量而进行逆周期操作的效果更小。不过, 传统凯恩斯主义模型强调的是货币政策传导的利率渠道, 这一模型只是假定商品市场的价格调整机制不完全, 但金融市场是完全的, 这背离了现实经济的一些特征。实际上, 由金融市场不完全导致的信用市场代理成本具有反周期性, 紧缩性货币政策使得利率水平提高和经济下滑, 从而恶化了企业的资产负债表, 提高了代理成本和减少了均衡的信贷配给, 这就导致了货币政策通过数量型而非价格型的信用渠道而对经济逆周期波动的金融加速器效应(Bernanke等, 1996)。相对于民营经济, 国有经济有着政府提供的各种隐性担保, 其在借贷市场上的代理成本也相对更低, 因此在国有经济比

重提升的条件下, 货币政策通过信用渠道而对产出波动产生的金融加速器效应会被弱化。由此, 我们提出以下假说:

假说 1: 由于国有企业存在因预算软约束而导致的利率不敏感以及因获得政府的各种隐性担保而导致的金融加速器效应被弱化, 因此, 当国有经济比重提升时, 无论是通过需求侧的利率渠道还是供给侧的信用渠道, 货币政策操作的逆周期效果都将会被弱化。

2. 计量模型设定。考虑到估计结果的稳健性, 以及为了体现更多的经济含义, 我们在这里同时使用 *SVAR* 模型和单方程门限回归两种方法检验假说 1。

(1) *SVAR* 模型。我们采用传统的递归 *SVAR* 方法进行估计, 使用这一方法有两个好处: 一是通过对系统参数施加递归约束, 实现简约式模型对结构式模型的识别; 二是利用经济理论所提供的信息解决了系统中变量的排序问题, 从而弱化了变量随机排序对脉冲响应结果的影响。具体而言, *SVAR* 系统设定如下:^①

$$A \begin{bmatrix} i_t \\ gdp_t \\ cpi_t \\ mp_t \\ rc_t \\ loan_t \end{bmatrix} = \Gamma_1 \begin{bmatrix} i_{t-1} \\ gdp_{t-1} \\ cpi_{t-1} \\ mp_{t-1} \\ rc_{t-1} \\ loan_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Gamma_p \begin{bmatrix} i_{t-p} \\ gdp_{t-p} \\ cpi_{t-p} \\ mp_{t-p} \\ rc_{t-p} \\ loan_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \\ u_{6t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

其中, i 为国有经济占比变量, gdp 为产出, cpi 为物价水平, mp 为货币政策变量, rc 为货币政策利率渠道, $loan$ 为货币政策信贷渠道, u 为随机扰动项。 *SVAR* 系统中各变量的排序基于如下的递归动态因果关系: ①首先, 货币政策的作用具有滞后性, 因而当期的产出与物价水平不受当期货币政策的影响, 但当期的货币与产出影响货币政策的调整。其次, 由于短期内名义冲击对产出的影响先于价格被认为是货币经济学的基本事实, 因此货币政策模块的递归排序依次为 gdp 、 cpi 和 mp 。②政策实施是通过各种传导渠道产生效果的。由于利率是整个金融市场的供需信号指标, 且中国实行的是弹性较小的有管理的浮动汇率制度, 因此货币政策传导中各渠道的排序依次为 rc 和 $loan$ 。③相对于其他变量, 国有经济占比变化属于经济结构调整而非短期波动, 因而变化相对较慢。由于这一变量的变化有可能扭曲阿罗-德布鲁条件下的市场机制, 因此其对产出、价格和政策效果均会产生影响。但是, 其本身在当期受这些因素的影响较小, 因此我们将这一变量置于系统首位。

在实证上, 假说 1 如要成立, 则需验证如下条件: 第一, 在国有经济占比提高的条件下, 货币政策操作的逆周期效果总体上会被弱化; 第二, 国有经济占比提高对货币政策逆周期总体效果的弱化, 是通过货币政策的两个主要传导渠道(利率渠道与信贷渠道)实现的。为此, 在假定货币政策主要由利率渠道和信贷渠道组成的情况下, 我们的基本方法是: ①分别在式(1)中控制与不控制国有经济占比(i), 并求出两种情况下产出(gdp)和价格(cpi)关于货币政策(mp)的脉冲响应函数, 并将两者之差视为国有经济占比变化对货币政策逆周期效果的影响。如果假说 1 成立, 那么两者脉冲响应之差应大于 0。②在 *SVAR* 系统中控制利率渠道, 与①类似, 求出这一新的系统中控制与不控制国有经济占比条件下, 产出与价格关于货币政策脉冲响应之差, 这一结果可大致看作国有经济占比对信贷渠道的影响。如果假说 1 成立, 那么这一差值应该平均为正。③在 *SVAR* 模型中控制信贷渠道但不控制利率渠道, 重复上述过程, 可以大概计算出国有经济占比变化时货币政策通过利率渠道对产出与价格的影响。如果假说 1 成立, 那么这一差值也应为正。

^① 由于 *MCMC* 算法在进行贝叶斯估计时需要样本数量较多, 因此这里将系统看作是向量差分方程在稳态附近的线性泰勒近似, 而不考虑用变系数 *VAR* 模型。

(2)加入前瞻性预期的门限分布滞后模型。我们之所以采用门限分布滞后模型,主要是因为国有经济占比提高对微观经济主体的最优决策的影响是非线性的。当国有经济占比提高到一定程度后,人们对经济运行机制的认知会发生较大改变,因此相关微观经济主体的最优决策也会发生结构性突变,从而导致国有经济占比的影响具有门限效应。据此,为了进一步验证假说 1 的微观机理并考虑国有经济占比的门限效应,我们构造如下的门限分布滞后模型:

$$\begin{aligned}
 Y_t = & c + \alpha T + \beta jq_{t+1} + \sum_{j=0}^k a_j mp_{t-j} \times 1(i < \gamma) + \sum_{j=0}^k b_j i_{t-j} \times mp_{t-j} \times 1(i < \gamma) \\
 & + \sum_{j=0}^k c_j mp_{t-j} \times rc_{t-j} \times 1(i < \gamma) + \sum_{j=0}^k d_j i_{t-j} \times mp_{t-j} \times rc_{t-j} \times 1(i < \gamma) \\
 & + \sum_{j=0}^k e_j mp_{t-j} \times loan_{t-j} \times 1(i < \gamma) + \sum_{j=0}^k f_j i_{t-j} \times mp_{t-j} \times loan_{t-j} \times 1(i < \gamma) \\
 & + \sum_{j=0}^k a'_j mp_{t-j} \times 1(i \geq \gamma) + \sum_{j=0}^k b'_j i_{t-j} \times mp_{t-j} \times 1(i \geq \gamma) \\
 & + \sum_{j=0}^k c'_j mp_{t-j} \times rc_{t-j} \times 1(i \geq \gamma) + \sum_{j=0}^k d'_j i_{t-j} \times mp_{t-j} \times rc_{t-j} \times 1(i \geq \gamma) \\
 & + \sum_{j=0}^k e'_j mp_{t-j} \times loan_{t-j} \times 1(i \geq \gamma) + \sum_{j=0}^k f'_j i_{t-j} \times mp_{t-j} \times loan_{t-j} \times 1(i \geq \gamma) + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

式(2)为一般分布滞后模型的阿尔蒙多项式变换。其中, Y 为投资(I)或价格(cpi)的被解释变量; T 为时间趋势项,用于剔除时间趋势影响; jq 为宏观经济景气先行指数,用于控制政策的前瞻性预期。 $1(i < \gamma)$ 为示性函数, γ 为门限值,当 $i < \gamma$ 时取值为 1, 否则为 0; 类似地, $1(i \geq \gamma)$ 表示当 $i \geq \gamma$ 时取值为 1, 否则为 0。货币政策滞后项反映的是新凯恩斯主义价格调整粘性所导致的政策效应滞后。模型中所有变量均为平稳或对数趋势平稳的。

如果假说 1 是成立的,那么应当有: ①当国有经济占比的影响存在门限效应时,在国有经济占比小于门限值的样本时段内,各交叉项系数的绝对值大小与显著性水平应均低于国有经济占比大于门限值的样本时段。②当模型既不控制货币政策利率渠道也不控制信贷渠道时,货币政策的系数为正,而货币政策与国有经济占比的交叉项系数为负,这表示在国有经济占比提高的条件下,货币政策操作的作用效果总体上会被弱化。③当在模型中逐步控制货币政策利率渠道和信贷渠道后,货币政策和利率渠道的交叉项系数为负,而货币政策、利率渠道和国有经济占比的交叉项系数为正,这表示当货币政策通过利率渠道传导时,国有经济占比提高会使货币政策的作用效果弱化。将利率渠道换成信贷渠道后,重复上述过程,发现两项交叉的系数为正,而三项交叉的系数为负,这表示当货币政策通过信贷渠道传导时,国有经济占比的提高会使货币政策的作用效果弱化。

(二)国有经济占比变化与货币政策中介目标的有效性^①

1. 假说提出。我们利用拓展的普尔模型来分析国有经济占比变化对货币政策中介目标选择的影响。假定价格刚性但经济面临外部随机冲击,不考虑预期和跨期最优,且供给始终大于需求。经济呈现国有与民营的二重异质性,两者的差别是投资对利率的敏感度不同,则有:

$$y_t = -\alpha(i)r_t + u_t \tag{3}$$

^① 到底是将货币还是利率为中介目标(政策工具),取决于货币当局对货币或利率的直接控制能力。在理想的经济模型中,由于未假定现实政策工具的多样性与复杂性,因而对两者不做严格区分。

$$m_t = y_t - \beta r_t + v_t \quad (4)$$

其中, y_t 为实际产出与潜在产出之差, r_t 是利率, $a(i)$ 是利率 r_t 的系数, m_t 是货币供给, u_t 和 v_t 都表示均值为 0 的外部冲击随机扰动项, i 为国有经济占比。简单起见, 假定货币关于收入的需求弹性为 1, 产出关于利率的弹性是国有经济占比的减函数, 即随着经济中国有经济占比的提高, 投资对利率的敏感度下降。货币当局的政策目标是通过选择利率或货币供给量作为中介目标, 以达到产出偏差的方差 $E[y_t]^2$ 最小化。

当选择货币存量 M 为中介目标时, 假定中介目标水平为 \bar{M} , 由式(3)、式(4)及 $E(y_t)=0$ 可得均衡产出为:

$$y_t = \frac{\alpha(i)\bar{m}_t + \beta u_t - \alpha(i)v_t}{\alpha(i) + \beta} \quad (5)$$

由 $E[y_t]=0$ 及货币供给目标 \bar{M} 的差值为 0, 可得 $y_t = (\beta u_t - \alpha(i)v_t) / (\alpha(i) + \beta)$ 。此时, 目标函数值为:

$$E_m[y_t]^2 = \frac{\beta^2 \sigma_u^2 + \alpha(i)^2 \sigma_v^2}{(\alpha(i) + \beta)^2} \quad (6)$$

当选择市场化利率 r 作为中介目标时, 假定目标值为 \bar{r} 。由于式(4)中无论 y 如何变动, 货币当局都可通过货币供给使得货币市场始终保持均衡, 因此均衡产出由式(3)决定。由 $E[y_t]=0$, 可得 $y_t = u_t$ 。于是, 目标函数的取值为:

$$E_i[y_t]^2 = \sigma_u^2 \quad (7)$$

为了考察国有经济占比提高后, 投资利率敏感系数 $a(i)$ 的下降对于两者产出波动相对大小的影响, 我们对 $E_m[y_t]^2$ 关于 $a(i)$ 求偏导, 计算可得:

$$\frac{\partial E_m[y_t]^2}{\partial \alpha(i)} = \frac{2\alpha(i)\beta\sigma_v^2 - 2\beta^2\sigma_u^2}{(\alpha(i) + \beta)^3} \quad (8)$$

由式(8)可知: (1) 当初始状态下将利率作为货币政策的中介目标优于货币供给量, 即 $\alpha(i)\sigma_v^2 > (\alpha(i) + 2\beta\sigma_u^2)$ 时, $E_m[y_t]^2$ 关于 $a(i)$ 的偏导数大于 0, 这意味着随着国有经济占比的提高, 将货币供给量作为货币政策的中介目标所造成的产出波动会减少。(2) 当初始状态下将货币供给量作为货币政策的中介目标优于利率, 即 $\alpha(i)\sigma_v^2 < (\alpha(i) + 2\beta\sigma_u^2)$ 时, $E_m[y_t]^2$ 关于 $a(i)$ 的偏导数正负未知, 这说明此种情况下国有经济占比的提高对产出波动的影响方向不明确, 因而也就无法判断此时货币供给量还是利率作为货币政策的中介目标会导致更小的产出波动。

综上所述, 当国有经济占比提高后, 货币供给量相对于利率作为货币政策的中介目标会更有利于减小产出波动。于是, 我们提出如下假说:

假说 2: 相对于民营企业, 国有企业的投资对利率更不敏感, 因而随着国有经济占比的提高, IS 曲线将变得更为平滑。于是, 在其他条件相同的情况下, 如果货币当局的政策目标是减小经济波动, 那么通过将货币供应量而非利率作为政策中介目标将更有助于熨平经济波动, 即在相同条件下, 货币当局选择货币供应量作为货币政策的中介目标是一个更优的决策。

2. 计量模型设定。考虑到模型需要同时体现长期均衡和短期波动, 我们以国有经济占比为门限变量, 构建广义的误差修正门限回归模型如下:

$$y_t = c + \beta_1 md_t + \beta_2 ex_t + \beta_3 d \ln M2_t + \beta_4 d \ln M2_{t-1} + \beta_5 i_t \times d \ln M2_t + \beta_6 i_t \times d \ln M2_{t-1} + \beta_7 vec_{t-1} \times 1(i < \gamma) + \beta_8 vec_{t-1} \times 1(i \geq \gamma) + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$y_t = c + \beta'_1 md_t + \beta'_2 ex_t + \beta'_3 dr_t + \beta'_4 dr_{t-1} + \beta'_5 i_t \times dr_t + \beta'_6 i_t \times dr_{t-1} + \beta'_7 vec_{t-1} \times 1(i < \gamma) + \beta'_8 vec_{t-1} \times 1(i \geq \gamma) + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中, y 为产出偏离潜在值水平, 用产出实际值与滤波后的趋势值之差的绝对值表示; md 为中国

的市场化指数,用来控制市场化程度对经济波动的影响;^① ex 为实际汇率,用于控制世界市场冲击导致的产出偏离; $d\ln M2$ 为货币供给 $M2$ 的对数差分; vec 为内生货币政策变量与产出的协整误差修正项。模型中所有变量均为平稳或对数趋势平稳的。

如果假说2成立,那么实证上应有以下结果:(1)当货币供给或者利率作为货币政策的中介目标时,式(9)和式(10)中货币政策的系数 β_3 与 β_4 之和以及 β_3' 与 β_4' 之和均为正,国有经济占比和货币政策交叉项的系数 β_5 与 β_6 之和以及 β_5' 与 β_6' 之和均为负。(2)相较于利率,将货币作为政策中介目标时,国有经济占比和货币政策交叉项的综合效应更大。也就是说,随着国有经济占比的提高,将货币供给作为中介目标,可以产生更大比例的熨平经济波动的边际效应。

三、变量定义与数据

(一)变量定义

1. 国有经济占比(i)。一般来说,国有经济占比用国有经济固定资产投资额/全社会固定资产投资额来衡量(马草原和李成,2013),但从前面的理论推导可以看出,本文所关注的是政府对投资的广义干预,而上述指标不足以涵盖这一内容。因此,本文拟利用企业微观数据来测算国有经济占比,具体而言,是通过公式“国民投资增长率之差=国营企业固定资产投资增长率-民营企业固定资产投资增长率”计算出国民投资增长率之差,并将其作为国有经济占比 i 的指标变量。计算结果表明,2001-2009年期间国有经济占比与民营经济占比的差距不大,而2010-2017年期间国有经济占比显著高于民营经济占比。因此,我们可以将2001-2009年定义为国有经济占比较低的时段,另外定义2010-2017年为国有经济占比较高的时段。

2. 货币政策(mp)。一般认为,相对于利率,货币供应量 $M2$ 仍是反映中国货币政策变化的重要指标(Sun,2013;Chen等,2018),但实际观察到的 $M2$ 是需求与供给共同作用的结果,而货币政策主要体现的是供给方面的冲击。为此,我们将方程 $\ln M2=c+a_1 \ln gdp+a_2 r+u$ 的回归残差作为货币政策代理变量,其中 gdp 表示国内生产总值, r 表示7天银行间同业拆借加权平均利率。不过,研究表明,近年来中国货币政策的利率传导走廊已逐步形成,利率传导效率有所提高,因此我们同时也采用市场利率作为货币政策指标(2007年之前选取全国银行间市场债券质押式回购7天加权平均利率,2007年之后采用 $Shibor$),以检验政策变量选择对结果稳健性的影响。

3. 货币政策的信贷渠道($loan$)。在以往文献中,国内信贷总量的对数值常被作为货币政策银行信贷渠道的代理变量,但考虑到这一数据受需求的影响较大,而货币政策银行信贷渠道强调的是银行贷款供给,因此本文采取如下处理方法:第一,将国内信贷总量对数值 $\ln L$ 作为被解释变量,国内生产总值对数值 $\ln gdp$ 和7天银行间同业拆借加权平均利率 r 作为解释变量构造回归方程: $\ln L=c+b_1 \ln gdp+b_2 r+u$ 。第二,测算该回归方程的残差 u ,用其表示剔除需求因素后的货币政策银行信贷渠道指标变量($loan$)。

4. 货币政策的利率渠道(rc)。由于货币政策利率渠道的强弱与利率对投资及消费的作用效应正相关,因此许多研究直接用利率水平作为货币政策利率渠道的代理变量。不过,在金融市场不完善的情况下,这一方法也存在一定的缺陷;因此,我们采用如下公式来测算货币政策利率渠道:货币政策利率渠道大小=银行同业拆借利率加权季度平均值-一般贷款加权平均利率。由于2009年之前没有一般贷款加权平均利率的统计数据,因此我们用经季度换算的一年期基准贷款利率作为其代理变量。

^①按照真实经济周期和理性预期理论,当市场是完全时,真实产出只是因外来冲击或短期预期偏离而围绕充分就业条件下的均衡潜在产出进行随机波动,因此市场化程度影响产出的内在波动形式。

5. 预期到的货币政策(pmp)与未预期到的货币政策($upmp$)。按照理性预期假说, 预期到的与未预期到的货币政策变化, 对实际经济变量有着完全不同的影响。为了识别预期到的与未预期到的货币政策, 我们设定自适应预期形式: $Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。其中, Y 代表货币政策的指标变量, X 代表影响引起货币政策变动的控制变量, ε 为扰动项。根据货币政策调控的最终目标, 控制变量选取国内居民消费指数 CPI 和国内生产总值 GDP 的对数值。将 Y 的估计值作为预期到的货币政策(pmp), 而将模型的残差作为未预期到的货币政策($upmp$)。

6. 实际产出与潜在产出的偏离(y)。按照真实经济周期理论和理性预期理论, 经济处于充分就业水平是常态, 实际产出只存在对潜在产出的随机偏离, 这意味着实际产出的趋势值可作为潜在产出的近似, 两者之差可作为实际产出与潜在产出的偏离。据此, 我们使用 HP 滤波法将经季节调整的实际产出对数值 $\ln gdp$ 进行趋势分解, 将趋势值与实际值的差作为实际产出与潜在产出的偏离(y)。

(二) 数据来源与处理

本文所使用的数据主要分为宏观和微观两类, 其中宏观数据为季度频率的时间序列数据, 微观数据为季度频率的面板数据, 样本时段均为 2000 年第一季度至 2018 年第四季度。与沪深两市 A 股上市公司相关的微观数据来自 *Wind* 数据库; 国内生产总值、居民价格消费指数等宏观数据来自国家统计局和 *Wind* 数据库。对微观数据进行筛选与分类整理时, 我们采用了如下方法: (1) 对所有上市公司按照实际控制人资料, 将其划分为国有企业与民营企业两大类。(2) 为保证企业层次微观数据的有效性, 对于分类后的国有企业和民营企业进行了如下处理: ①剔除所有的金融类企业; ②剔除数据缺失较为严重的公司; ③剔除出现 PT 和连续出现 ST 以及当年 IPO 的上市公司; ④剔除主营业务利润率持续为负等存在明显经营问题的公司; ⑤对于主要解释变量进行了头尾缩减 1% 的 *Winsorize* 处理; ⑥对于少量缺失数据采用了平滑移动平均法予以补齐。经过上述处理, 最终我们得到了 317 家国有企业和 271 家民营企业作为微观研究样本。对于宏观数据, 我们在整理时进行了如下处理: (1) 部分时间频率为月度的数据, 使用移动平均的方法将其处理为季度数据。(2) 中国市场化进程指标只有年度数据, 我们采用指数平滑的方法, 根据其变化趋势将其处理为季度频率数据。(3) 经过单位根检验, 模型中所有的时间序列均为平稳序列或一阶单整序列。我们对一阶单整的 gdp 和 cpi 等变量进行了对数差分处理或水平值的一阶差分处理, 保证了最后进入模型的时间序列变量均是平稳的, 以避免虚假回归的存在。

四、假说 1 的经验证据

(一) $SVAR$ 模型的实证结果

图 1 中的左和右分别为控制和不控制国有经济占比(i)条件下, 产出($\ln GDP$)和价格(CPI)对货币政策的脉冲响应图。总的来看, 在控制国有经济占比的情况下, 无论是产出还是价格, 关于货币政策冲击的脉冲响应值均相对较大, 这支持了假说 1。由图 1 左边可看出, 在控制了国有经济占比后, 货币政策对于产出的冲击上限为 0.0021, 下限为 -0.0003, 平均波动幅度大约是 0.00025; 货币政策对于物价水平的冲击上限为 0.3549, 下限为 -0.0177, 平均波动幅度大约是 0.0937, 波动幅度也相对较大。相比较而言, 图 1 右边的结果表明, 当不控制国有经济占比时, 货币政策对于产出的冲击上限为 0.0016, 下限为 -0.0002, 平均波动幅度大约是 0.00015; 货币政策对于物价水平的冲击上限为 0.3272, 下限为 -0.0132, 平均波动幅度大约是 0.0863, 波动幅度也相对较小。

从经济逻辑来看, 控制国有经济占比相当于剔除了产权因素的影响, 又因为国有经济对各种冲击相对不敏感, 所以这相当于经济在受控的环境下更趋向于满足一般凯恩斯主义模型的假

定。此时,货币政策调控的逆周期效果更强,或者说国有经济占比的提高,弱化了货币政策的逆周期调控效果,这与马草原和李成(2013)关于国有经济在传导货币政策效果的过程中会发生效率损失的结论是一致的。如果考虑到国有经济的特殊治理结构,以及因其需要承担某些非营利性的国家经济战略任务而导致其创新精神要相对弱于民营企业,那么这一实证结果也从政策冲击的角度支持了林毅夫等的“投资潮涌现象”理论(林毅夫,2007)。按照这一理论,从政策的角度来看,由于民营企业的投资方向分布高度相关而非随机,这会造成它们在面临政策冲击时,具有投资扩张与紧缩的一致性,从而放大货币政策的效果,而国有经济占比的提高则弱化了这一效果。

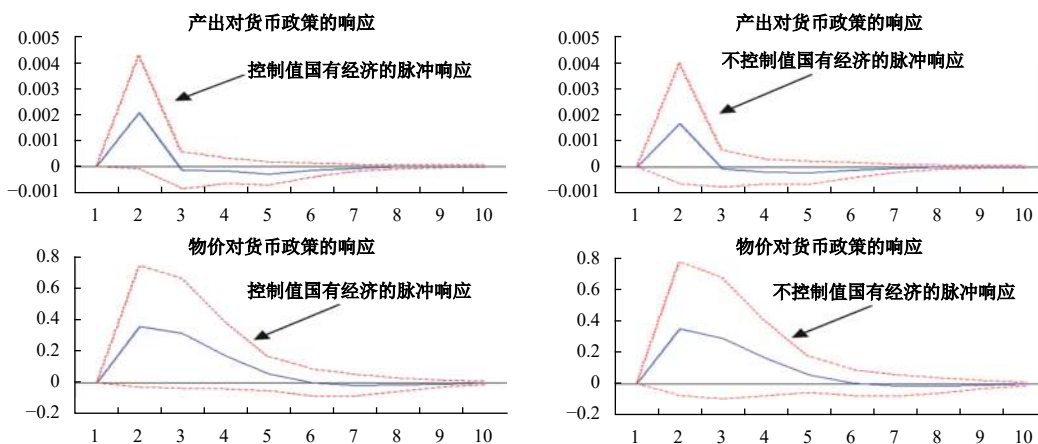


图 1 控制与不控制国有经济占比条件下货币政策总体效应

与图 1 相比,图 2 的区别在于,我们在 *SVAR* 系统中引入了利率渠道变量而控制了利率渠道的作用。由图 2 可知,从货币政策对产出与价格的冲击来看,当控制了国有经济占比因素后,货币政策对产出的冲击上限为 0.0012,下限为-0.0002,平均波动幅度大约为 0.00016(同图 1 相比,该数值减小了 36.1%);类似地,货币政策对物价水平的冲击上限为 0.3008,下限为-0.0154,平均波幅约为 0.0644(同图 1 相比,该数值减小了 31.3%)。相较而言,在不控制国有经济占比的情形下,货币政策对产出的冲击上限为 0.0010,下限为-0.0001,平均波动幅度大约是 0.00009(同图 1 相比,该数值减小了 40.0%);货币政策对物价水平的冲击上限为 0.2802,下限为-0.0134,平均波动幅度为 0.0518(同图 1 相比,该数值减小了 39.9%)。

可见,即便在剔除了利率渠道的影响后,国有经济占比的提高仍然弱化了货币政策通过信贷渠道的逆周期调控效果,从而进一步支持了假说 1。进一步地,与图 1 的结果相比较,还可得如下结论:(1)在控制或不控制国有经济占比的情况下,信贷渠道的效果显著但具有非对称性。比较而言,在不控制国有经济占比,即考虑货币政策传导过程中产权结构因素的情况下,货币政策通过信贷渠道的冲击下降幅度相对较大。如此前的理论部分所述,可能的解释是:信贷渠道产生的一个重要微观机制是因企业内外融资边际成本差异所导致的企业融资能力与其资产负债表状况相关,这会导致货币政策通过信贷渠道产生加速器效应。相对于民营企业,国有企业的显性与隐性抵押能力都更强,其资产负债表在面临冲击时更稳健,因此在国有经济占比提高时,通常信贷渠道的作用更弱。于是,当不控制经济中国有经济占比因素后,利率渠道和信贷渠道的效果差异会更大,这表现为剔除了利率渠道的作用后,货币政策冲击下降的幅度较大。对此结果,盛松成和吴培新(2008)曾指出,投资驱动增长模式的特殊性是导致信贷渠道在中国货币政策传导中居于主导地位的原因,而本文的研究则揭示了支持这一判断的另一个机制。(2)在控制了利率渠道的作用后,各种对应情形下货币政策的脉冲响应结果均有所缩小,这说明利率渠道在我国

货币政策传导中的作用是显著的。具体的数值结果对比显示，在控制了利率渠道的作用后，货币政策冲击在各种情形下的缩小幅度大约为 30%—40%，这说明虽然我国的全面利率市场化进程仍在继续，但利率渠道在货币政策传导中已占有重要地位。(3)由于假定经济中货币政策的传导只有利率与信贷两种渠道，因此根据互补性原理，相对于控制国有经济占比，在不控制国有经济占比的条件下，货币政策通过利率渠道逆周期的调控制效果也会减弱，从而也支持了假说 1。

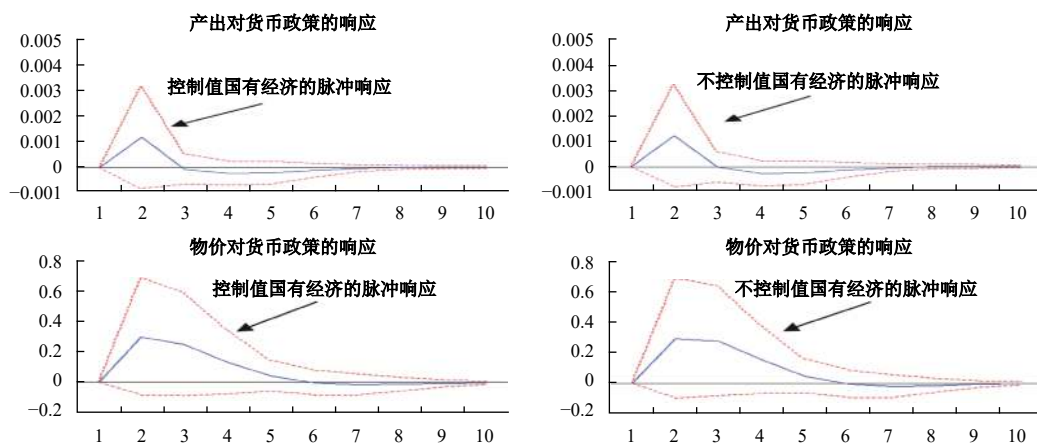


图 2 控制与不控制国有经济占比情况下信贷渠道的效应

(二)分布滞后模型的实证结果

表 1 给出了被解释变量为固定资产投资 I 的门限分布滞后模型的回归结果。^①检验结果表明，不存在国有经济占比变化影响被解释变量的显著门限效应，这说明国有经济在我国的占比仍不是很高，因而还未达到对微观经济主体的最优决策产生结构性突变影响的程度。由表 1 的结果可知：(1)货币政策与国有经济占比的交叉项系数表明，国有经济占比的提高弱化了货币政策的调控效果，这与假说 1 的结论一致。从实证结果的比较来看，货币政策的长期乘数为 1.597，货币政策与国有经济占比交叉项的长期乘数为 -0.4331，这说明在假定货币政策效果对称的情况下，尽管扩张(紧缩)性货币政策会导致投资(价格)的提高(降低)，但国有经济占比的增加弱化了货币政策对两者的边际影响。由于货币政策的调控通常是逆周期性的，因此这支持了假说 1 的判断。(2)逐步回归结果表明，国有经济占比的提高既弱化了信贷渠道的作用，也弱化了利率渠道的作用，从而支持了假说 1 所述的微观机理。当控制了货币政策的利率渠道后，货币政策的长期乘数为 1.2637，国有经济占比与货币政策交叉项的长期乘数为 -0.3957，国有经济占比、货币政策与利率渠道交叉项的长期乘数为 0.1907，且系数是显著非零的，这说明随着国有经济占比的提高，货币政策通过利率渠道影响实际经济变量的边际效果被显著弱化。由于利率渠道是通过货币政策冲击引起的资金成本变化而影响企业的投资需求的，因此这一结果也同样支持了假说 1。当控制了货币政策的信贷渠道后，货币政策的长期乘数为 1.2941，国有经济占比与货币政策交叉项的长期乘数为 -0.4216，国有经济占比、货币政策与信贷渠道交叉项的长期乘数为 -0.1673。进一步地，由于 $i \times mp \times oan \times (cash/Ta)$ 的系数为 -0.0863 且显著，因此国有经济占比的提高会弱化货币政策通过信贷渠道影响企业融资约束的效果，从而弱化货币政策信贷渠道的加速器效应，这支持了假说 1 关于信贷渠道的微观作用机制。将利率渠道与信贷渠道的实证结果加以比较后可以发现，国有经济占比的提高对于弱化信贷渠道的作用相对更大，这说明国有经济所

^① 我们也给出了被解释变量为 CPI 时假说 1 的估计结果，且结果也支持假说 1。限于篇幅，这里未具体报告。

带来的经济结构变化,更多地影响了金融市场的摩擦程度。回归结果表明,在其他条件相同的情况下,国有经济占比的提高对货币政策信贷渠道产生的影响相对更大。理论上讲,信贷渠道的强弱与金融市场的摩擦程度成正比,因此这表明国有经济占比的提高,很可能弱化了价格机制的作用,增加了金融市场的摩擦水平。

表 1 假说 1 的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>c</i>	10.2555 ^{***} (0.3421)	9.4665 ^{***} (0.8652)	9.0587 ^{***} (0.6431)	8.9830 ^{***} (0.5483)
<i>jq</i> (+1)	0.0020(0.0235)	0.0040(0.0312)	0.0086(0.0281)	0.0098(0.3125)
<i>T</i>	0.0336 ^{***} (0.0078)	0.0365 ^{***} (0.0066)	0.0365 ^{***} (0.0049)	0.0373 ^{***} (0.0053)
<i>mp</i> (<i>sum</i>)	1.5977 ^{***} (0.3143)	1.2637 ^{**} (0.5471)	1.2941 ^{**} (0.5762)	1.0699 [*] (0.5625)
<i>i</i> × <i>mp</i> (<i>sum</i>)	-0.4331 ^{***} (0.0946)	-0.3957 ^{**} (0.1825)	-0.4216 ^{***} (0.1356)	-0.2956 ^{***} (0.0865)
<i>mp</i> × <i>rc</i> (<i>sum</i>)		-0.5764 [*] (0.2965)		-0.3851 [*] (0.2041)
<i>i</i> × <i>mp</i> × <i>rc</i> (<i>sum</i>)		0.1907 ^{**} (0.0913)		0.1207 ^{***} (0.0398)
<i>mp</i> × <i>loan</i> (<i>sum</i>)			0.4582 ^{**} (0.2045)	0.3134 [*] (0.1698)
<i>i</i> × <i>mp</i> × <i>loan</i> (<i>sum</i>)			-0.1673 ^{**} (0.0773)	-0.1247 ^{**} (0.0598)
<i>i</i> × <i>mp</i> × <i>loan</i> ×(<i>cash</i> / <i>Ta</i>)(<i>sum</i>)			-0.0863 ^{**} (0.0386)	-0.0684 [*] (0.0371)
<i>Adjust-R</i> ²	0.98	0.98	0.99	0.99

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示双边 *t* 检验在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

五、假说 2 的经验证据

表 2 给出了货币供给和利率分别作为货币政策中介目标时的回归结果。检验结果表明,不存在国有经济占比变化影响被解释变量的显著门槛效应,这与表 1 的结果类似。由表 2 的结果可知:(1)随着国有经济占比的提高,相对于利率,选择货币供给作为中介目标更有助于抑制产出的波动,这支持了假说 2 的结论。无论是将利率还是货币供给作为中介目标,式(9)与式(10)中货币政策中介目标本身的长期乘数均为 0.48 左右,两者相差不大。比较而言,国有经济占比与货币政策中介目标交叉项的长期乘数却差异较大。式(9)中的交叉项的长期系数的绝对值是式(10)中的 2 倍多,即在其他条件相同的情况下,货币当局通过货币供给的调节,可以更有效地影响经济波动,而通过同等幅度的利率调整来熨平经济波动的效果则相对较差。这一方面说明随着国有经济占比的提升,经济对利率变动越发不敏感;另一方面也说明,与利率相比,货币供给作为货币政策中介目标能够更有效地熨平产出波动,这些结论都支持了假说 2 的判断。(2)在将货币供给作为中介目标时,控制与不控制国有经济占比的逐步回归结果表明,货币对产出的影响滞后效应在不控制国有经济占比的条件下更具持久性,说明国有经济占比的提高很可能增大了经济摩擦和阻碍了价格机制有效发挥其作用。

由表 2 可知,与控制国有经济占比的模型 1 相比,在不控制国有经济占比的模型 2 中,反映短期政策调控作用的货币供给差分显著滞后项的期数,由原来的 2 增加到 4。这说明如果剔除国有经济占比的影响,那么货币政策通过中介目标,大约在 2 期内就会释放完毕其调控效果;但如果不控制这一因素的影响,政策效果的传递要在 4 期内才能完成。根据新凯恩斯主义的观点,政策效果的动态时滞性反映了经济中摩擦的程度,时滞越长表明摩擦程度越高。因此,上述结论从一个侧面表明,国有经济占比的提高,确实增大了经济摩擦和弱化了价格传导机制,这支持了当前国家对国有企业进行混合所有制改革战略举措的必要性。无论是将货币供给还是利率作为货币政策的中介目标,内生的中介目标变量与产出间的长期关系对于产出波动均具有显著的弱化

作用。式(9)和式(10)中误差修正项的调整系数分别为-0.0019和-0.0012,且显著非零,这说明除了政策工具外,长期内,经济本身也存在一种迫使经济向长期均衡恢复的机制。结合前面的政策分析效果可知,这意味着凯恩斯主义所主张的政策在短期内有助于熨平经济波动,以及真实经济周期和理性预期主义所强调的长期内市场机制具有内在恢复功能,都是具有合理性的判断。

表 2 假说 2 的回归结果

	式(9)模型 1: 控制 i	式(9)模型 2: 不控制 i	式(10)
c	-0.0035*(0.0019)	-0.0012*(0.0007)	0.0182*** (0.0035)
md	-0.0084** (0.0041)	-0.0098** (0.0047)	-0.0096** (0.0045)
ex	0.0049** (0.0023)	0.0058** (0.0026)	0.0074* (0.0039)
i	-0.1324* (0.0712)		
$dlnM2$	0.2729** (0.1309)	0.1697** (0.0809)	
$dlnM2(-1)$	0.2089** (0.1018)	0.1342** (0.0638)	
$dlnM2(-2)$		0.1013* (0.0589)	
$dlnM2(-3)$		0.0642* (0.0341)	
$i \times dlnM2$	-0.0043** (0.0021)	-0.0068*** (0.0018)	
$i \times dlnM2(-1)$	-0.0024** (0.0011)	-0.0038*** (0.0012)	
dr			0.2701** (0.1106)
$dr(-1)$			0.2106* (0.1146)
$i \times dr$			-0.0027* (0.0014)
$i \times dr(-1)$			-0.0021* (0.0011)
vec	-0.0016** (0.0008)	-0.0019* (0.0010)	-0.0012* (0.0007)
$Adjust-R^2$	0.44	0.42	0.38

六、结论与政策含义

由于微观经济主体的理性行为存在差异,因此学界通常认为产权结构的改变会影响经济结构与经济运行方式,从而影响货币政策冲击在经济中的动态传导过程和传导效果。针对近年来中国的国有经济占比有所变化的现象,本文从逆周期政策效果和中介变量的选择这两个角度,考察了经济结构的这一变化对货币政策实施效果的影响,所得结论对于更全面地评估国有经济的绩效提供了一个更加深入和全面的观察视角。

首先,无论是通过需求侧的利率渠道还是供给侧的信贷渠道,国有经济占比的提高都弱化了货币政策逆周期调控的效果,且这一判断并未因货币政策扩张与紧缩期的效果非对称性而发生改变。基于 $SVAR$ 的实证结果表明,相对于控制国有经济占比的经济环境,不控制国有经济占比的现实经济在面临货币政策冲击时产出与价格的波动更小,货币政策逆周期操作的效果被显著弱化。利用门限分布滞后模型的实证研究进一步表明,这一弱化过程的机制是国有经济对货币政策引起的利率变动更加不敏感,以及国有经济更稳健的资产负债表和更强的抵押能力对货币政策信贷渠道加速器效应的弱化。对货币政策扩张与紧缩期的分时段回归结果表明,虽然货币政策在两个时期的非对称性影响显著存在,但并未改变基本结论。

其次,虽然国有经济占比的提高同时弱化了货币政策利率渠道与信贷渠道的逆周期调控效果,但其对信贷渠道的弱化效果更强。在假定经济中货币政策的传导只存在利率与信贷两种渠道的情况下,控制与不控制利率渠道的 $SVAR$ 模型脉冲响应结果对比显示,国有经济占比的提高,同时弱化了货币政策的利率与信贷两种传导渠道,但相对而言,信贷渠道被弱化的程度更

高。由于货币政策信贷渠道的强弱理论上与市场摩擦的程度成正比,因此国有经济占比的提高对信贷渠道会产生更大影响的结论,可能预示着这种经济结构的变迁抑制了市场机制作用的发挥,并增大了金融市场摩擦的程度。

再次,在国有经济占比提高的情况下,选择货币供给作为中介目标更有利于熨平经济波动。利用广义误差修正模型考察产出短期波动的动态影响因素的实证结果表明,在同样的情况下,随着国有经济占比的提高,货币当局选择货币供给作为中介目标更有利于熨平经济波动和实现经济稳定目标。原因可能在于,国有经济有效弱化了信贷渠道因市场摩擦而产生的加速“政策超调效应”,而利率渠道熨平经济波动的功能则因经济对利率不敏感而被抑制了。

最后,虽然国有经济占比的提高可能增大了市场摩擦并抑制了货币政策价格传导机制功能的有效发挥,但实证结果同时表明,国有经济占比的提高并未出现引起经济结构突变的门限效应,且在市场存在较严重摩擦的条件下,国有经济占比的提高也发挥了应对外部冲击的稳定器以及有效弱化信贷渠道的“政策超调效应”的功能。实证结果显示,国有经济的门限效应并不显著,这说明国有经济的占比并未高至引起微观经济主体行为发生结构突变的水平,或者因国有经济占比提高而出现的弥补市场失灵的效应抵消了市场扭曲效应。同时,对门限分布滞后模型和 *SVAR* 脉冲响应动态结构的分析均发现,国有经济比重的提升显著延长了货币供给影响产出波动的滞后期。由于货币供给滞后期长度理与价格机制的效果成反比,因此这一实证结果表明国有经济占比的提高很可能增大了市场摩擦并抑制了价格机制作用的发挥。但是,进一步的分析表明,在市场存在较严重摩擦的环境中,面对外来冲击,国有经济可以有效发挥经济稳定器的作用,并对于货币政策通过信贷渠道而引起的“政策超调效应”起到有效的弱化功能。

根据上述结论,本文的政策含义如下:由于经济产权结构对货币政策的调控机制与传导效果的影响是一把“双刃剑”,因此应当把产权结构变量纳入货币政策规则函数之中,并根据产权结构变化对政策效果进行预测和确定中介目标。虽然建立完善的货币政策价格传导机制是全面市场化改革的最终目标,但这一过程应当是渐进和逐步的,不应简单地认为我国放开利率管制后即可像成熟经济体一样,将某种货币市场利率作为操作或中介目标。在存在金融摩擦与经济产权结构异质的条件下,应在做优做强国有企业的背景下,充分发挥国有经济的经济稳定器作用,通过权衡选择利率或货币作为中介目标,强化国有经济熨平经济波动和弱化货币政策因信贷渠道传导政策超调效应的功能。

参考文献:

- [1]樊纲. 论体制转轨的动态过程——非国有部门的成长与国有部门的改革[J]. 经济研究, 2000, (1): 11-21.
- [2]江伟,曾业勤. 金融发展、产权性质与商业信用的信号传递作用[J]. 金融研究, 2013, (6): 89-103.
- [3]林毅夫,李志赞. 中国的国有企业与金融体制改革[J]. 经济学(季刊), 2005, (4): 913-936.
- [4]林毅夫. 潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建[J]. 经济研究, 2007, (1): 126-131.
- [5]刘瑞明,石磊. 上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质[J]. 经济研究, 2011, (12): 86-96.
- [6]刘小玄. 中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素[J]. 经济研究, 2003, (1): 21-29.
- [7]卢文鹏. 金融抑制、路径依赖与中国渐进改革中的制度性公共风险[J]. 复旦学报(社会科学版), 2002, (4): 8-15.
- [8]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[J]. 经济研究, 2013, (7): 76-89.
- [9]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[J]. 经济研究, 2008, (10): 37-51.
- [10]王曦,舒元,才国伟. 我国国有经济的双重目标与 TFP 核算的微观基础[J]. 经济学(季刊), 2006, (1): 25-38.

- [11]战明华, 应诚炜. 利率市场化改革、企业产权异质与货币政策广义信贷渠道的效应[J]. *经济研究*, 2015, (9): 114–126.
- [12]Barro R J. Reputation in a model of monetary policy with incomplete information[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1986, 17(1): 3–20.
- [13]Bean C R, Larsen J D J, Nikolov K. Financial frictions and the monetary transmission mechanism: Theory, evidence and policy implications[R]. European Central Bank Working Paper No. 113, 2002.
- [14]Bernanke B, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator and the flight to quality[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1996, 78(1): 1–15.
- [15]Chen K, Ren J, Zha T. The nexus of monetary policy and shadow banking in China[J]. *The American Economic Review*, 2018, 108(12): 3891–3936.
- [16]Kydland F E, Prescott E C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans[J]. *Journal of Political Economy*, 1977, 85(3): 473–492.
- [17]Sun R R. Does monetary policy matter in China? A narrative approach[J]. *China Economic Review*, 2013, 26: 56–74.

How does the Property Structure Influence the Transmission Effect of Monetary Policy?

Zhan Shurui^{1,3}, Zhan Minghua^{1,2}, Li Shuai², Jing Boyuan¹

(1. *Institute of Fortune Management Research, Guangzhou 510016, China;*

2. *School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510016, China;*

3. *Business School, University of Sydney, Sydney 2006, Australia)*

Summary: In recent years, the new era of China's economy has entered a new period of reform and opening up, and the economic structure is undergoing a comprehensive and profound historic changes. Further reform of the state-owned economy is an extremely important part of this process. Obviously, given the position of the state-owned economy in China's history and reality, this major change in economic property rights is bound to have a significant and far-reaching impact on many aspects of China's future economic structure and development.

This paper examines the economic effect of changes in the share of the state-owned economy from the perspective of the effect of monetary policy regulation. The results show that as long as the new structuralist principle of efficient market and effective government coupling is adhered to, the increase in the share of the state-owned economy can effectively weaken some obstacles in the effective transmission of monetary policy, which is significantly different from the traditional view. Specifically, from the perspective of constructing a price-based transmission mechanism for monetary policy, the increase in the share of the state-owned economy does weaken the counter-cyclical control effect of monetary policy by increasing economic frictions, but at the same time, it should be noted that the strengthening effect of the state-owned economy on financial frictions has not reached the degree of structural mutation. And in the process of economic transformation where serious frictions exist, the state-owned economy also acts as a stabilizer in the face of external shocks and weakens the policy over-regulation effect of monetary policy transmission through credit channels. Since the

(下转第 137 页)