



金融脱媒、货币政策效果与 中国货币政策规则选择

马轶群

南京审计大学 政府审计学院, 南京 211815

摘要: 随着互联网金融井喷式增长,金融脱媒成为影响中国经济的现实问题。因为金融脱媒会改变货币政策的传导途径,已有研究对此进行了深入分析,但鲜有探讨金融脱媒下不同货币政策规则的有效性问题的。

以金融脱媒对数量规则和利率规则的不同影响机理为切入点,使用数理方法分别推导出包含金融脱媒因素的数量规则和利率规则等式,基于此,构建一个考虑金融脱媒的DSGE模型,并在模型中加入技术进步冲击、投资专有技术冲击、消费偏好冲击、货币偏好冲击、政府支出冲击、劳动供给冲击、价格加成冲击和货币政策冲击等外生冲击,使用2003年至2018年中国的季度数据,全面系统地比较金融脱媒影响下不同货币政策规则的政策效果。

研究表明,①中央银行执行的货币政策更加关注通货膨胀,金融脱媒弱化了货币政策的效果。面对金融脱媒,在利率规则下,调整名义利率幅度更大;在数量规则下,中央银行调整基础货币供给更稳健。②货币政策冲击的持续性在数量规则下明显弱于利率规则,金融脱媒对两类规则的持续性均有正向影响,但不足以改变两者的差异;政府支出冲击的持续性在两类规则下较为一致。③货币政策冲击对产出和物价的效果在利率规则下高于数量规则,金融脱媒使数量规则下较弱的货币政策效果变得更弱。④政府支出冲击在利率规则下长期效果明显,在数量规则下短期效果明显。金融脱媒强化了财政政策冲击,并有平滑财政政策冲击、避免经济过度波动的效果。技术进步冲击对产出有较强的持续正向影响,是政策效果所缺乏的,金融脱媒放大了技术进步的作用。⑤在利率规则和数量规则下,货币政策、政府支出、技术进步和投资专有技术等冲击贡献了绝大部分的产出和物价波动。利率规则下货币政策冲击对产出较小的扰动能使产出得到较大的增幅,这是数量规则无法获得的效果。无论哪种规则,货币政策冲击对物价波动的贡献均超过一半以上,是物价变化的最主要原因。中央银行在利率规则下行事,对物价的控制力更高。金融脱媒进一步提高了货币政策对经济波动的贡献。

通过理论和实证研究,丰富了金融脱媒对货币政策影响的研究,突破目前以货币政策传导途径为主的研究范围,不仅深化了对金融脱媒的理解,更为货币政策规则的选择提供新视角,研究结果将为中国在货币政策实际操作中选择有效规则提供帮助。

关键词: 金融脱媒;利率规则;数量规则;货币政策效果;动态随机一般均衡模型

中图分类号: F820.2

文献标识码: A

doi: 10.3969/j.issn.1672-0334.2022.04.011

文章编号: 1672-0334(2022)04-0143-14

引言

金融脱媒(financial disintermediation)是社会资金避开商业银行直接在资本市场进行流通的金融现

象^[1]。金融脱媒最早出现于欧美国家,美国在颁布“Q条例”后商业银行体系中的大量存款开始分离,转向股票和债券等金融市场。虽然金融脱媒较早就

收稿日期: 2020-03-05 **修返日期:** 2020-11-14

基金项目: 教育部人文社会科学研究项目(18YJC790116)

作者简介: 马轶群,管理学博士,南京审计大学政府审计学院副教授,研究方向为宏观经济和政府管理等,代表性学术成果为“论国家审计对金融行业监管套利的监督——以交叉金融创新为例”,发表在2016年第5期《审计研究》, E-mail: jssjkys@163.com

引起了中国学界的关注,但长期以来,中国企业融资高度依赖于银行信贷,金融脱媒的程度有限,导致早期研究多限于对现象的解释和应对措施的讨论。而随着中国金融体制改革的深化,股票和债券市场的快速发展,拓宽了企业的投融资渠道,减少了企业对商业银行的依赖,金融脱媒不断增强。特别是近年来,互联网金融井喷式增长产生的“二次脱媒”^[2],也加剧了这一趋势,金融脱媒已成为影响中国经济的现实问题。

货币政策是中央银行通过存款准备金率等政策工具改变商业银行等金融机构的准备金和融资成本等,从而对企业等实体经济行为产生影响。而金融脱媒的快速发展将改变货币政策对商业银行的过度依赖,直接向实体经济传导,MAUDOS^[3]强调,金融脱媒除了指银行中介角色弱化,还表现为其他非银行金融机构的中介角色弱化。因此,金融脱媒对货币政策传导途径的影响受到广泛关注。ROLDOS^[4]认为,加拿大货币政策的传导因受金融脱媒影响在1988年出现断点,之后以市场为基础的融资渠道增强了其货币政策的有效性。然而在实际货币政策操作中,基于明确规则的货币政策日益被采用,这是因为按规则行事能缓解相机抉择带来的时间不一致问题。但已有研究鲜有分析金融脱媒对货币政策规则的影响,以及在金融脱媒影响下货币政策规则的选择问题。在众多货币政策中,数量规则和利率规则最受关注^[5-6]。这两类规则存在较大差异,数量规则以基础货币为工具,以稳定名义收入为目标,利率规则以短期名义利率为工具,以稳定通货膨胀和产出为目标。探讨金融脱媒对两类规则的影响机制,以及在金融脱媒影响下规则的有效性,其理论意义在于推动金融脱媒影响的研究进入规则层面,突破已有以货币政策传导途径为主的研究范围,不仅深化了对金融脱媒的理解,更为货币政策规则的选择提供新视角。就现实意义而言,尽管按规则行事被日益接受,但究竟哪类规则更为有效仍未形成共识。鉴于金融脱媒已成为影响中国经济的现实问题,上述研究将为中国在货币政策实际操作中选择有效规则提供帮助。

1 相关研究评述

国外较早就开始关注金融脱媒对货币政策传导途径的影响^[7]。中国早期研究多为对金融脱媒现象的解释,以及探讨如何应对金融脱媒产生的后果^[8]。随着中国金融脱媒程度的加深,对货币政策传导渠道的影响受到广泛关注。学者主要从金融脱媒对信贷渠道和利率渠道的影响两个方面进行探讨,在信贷渠道影响方面,信怀义^[9]认为金融脱媒导致直接融资对信贷融资的替代,中国信贷传导机制在金融脱媒的影响下被大大减弱了;LIANG et al.^[10]对比包含金融中介变量和无金融中介变量的实证结果,发现金融脱媒削弱了货币政策银行信贷渠道传导效应。在利率渠道影响方面,陈德凯^[11]认为金融脱媒具有

显著的利率抬升效应,并由此对通货膨胀和经济增长造成一定的消极影响;杨飞^[12]的研究表明,金融脱媒导致银行可贷资金减少,引起贷款供给扭曲,贷款利率大幅上升,经济波动更大。此外,柯晓星等^[13]对两类渠道进行比较,也得到较为一致的结论,认为金融脱媒弱化了货币政策的信贷传导功能,强化了利率传导渠道和资产价格传导功能。

比较数量规则和利率规则的有效性是货币政策研究的重要内容,利率规则提出后,对利率规则的研究大量出现^[14]。同时,数量规则也引发了相关研究^[15]。尽管两种规则均能缓解时间不一致问题,但实施效果存在差异,究竟哪种规则更有效并没有形成共识。近年来,中国学者也对两种规则进行比较,部分学者认为利率规则优于数量规则,卞志村等^[16]认为,价格型工具在很多方面优于数量型工具,尤其在短期内更能有效熨平经济波动;庄子罐等^[17]认为,从货币政策对产出和通货膨胀的影响力度看,央行应优先选择利率规则,而非数量规则。有学者认为应根据不同的政策目标选择相应的规则,金春雨等^[18]的研究表明,在中央银行希望稳定宏观经济指标且货币政策偏好较大时,泰勒规则是最佳选择;如果中央银行希望刺激经济发展且货币政策偏好较小时,则前瞻性利率规则更适合。也有学者尝试构建混合型规则回避两类规则的不足,LI et al.^[19]通过在利率规则中增加盯住变量“货币供应量增长率”进一步探索混合型货币政策规则,发现该规则能较好拟合中国货币政策实践特征;王曦等^[20]在数量规则和利率规则的基础上,提出一个具有包容性的混合规则,并比较了各类规则的效果。

此外,对于研究方法的使用,由于在实际操作中无法通过反复试验寻求更有效的货币政策规则,一旦实施只能依据实际效果进一步调整,因此,早期的研究大多采用历史分析法和回归分析法等对规则进行检验^[21]。随着动态随机一般均衡模型(dynamic stochastic general equilibrium, DSGE)的发展,使对不同货币政策规则的比较成为可能,且DSGE模型的实证效果被认为优于多种自回归模型^[22]。在与美国专业预测者调查的比较上,DSGE模型的预测也非常成功^[23]。目前,这一领域的研究主要借助DSGE模型模拟不同货币政策规则的实施效果进行比较分析。王俊杰等^[24]估计了一个包含多种冲击和摩擦性因素的DSGE模型,比较数量规则与利率规则对中国宏观经济的不同影响;孟宪春等^[25]构建了一个刻画中国经济脱实向虚内在形成机理的DSGE模型,研究最优货币政策规则的选择;章上峰等^[26]在新凯恩斯DSGE模型框架内分析了多种财政货币政策组合下技术不确定性的宏观效应,发现无论实行何种货币政策目标和财政政策,价格型货币政策比数量型货币政策更有效,更适合应对经济不确定性冲击可能引起的经济波动。

综上所述,已有研究在理论和方法上均进行了较深入的分析,尽管结果表明金融脱媒对货币政策传

导具有影响,但鲜有规则层面的探讨;已有研究从不同视角为本研究选择货币政策规则提供了借鉴,但缺乏从金融脱媒视角的考虑。鉴于此,本研究在分析金融脱媒对数量规则和利率规则的影响机制的基础上构建一个考虑金融脱媒的DSGE模型,以中国实际数据进行模拟,全面系统地比较在金融脱媒影响下不同规则的有效性,得出相关结论和启示,为中国中央银行选择货币政策规则提供参考。

2 金融脱媒对货币政策规则的作用机制

2.1 金融脱媒对商业银行的影响

金融脱媒在商业银行的资产负债表中表现为对资产方的影响和对商业银行负债方的影响两个方面。对资产方的影响方面,由于中国的资本稀缺、资金需求的缺口较大,当金融机构不设置任何门槛进行信贷时,金融脱媒对商业银行资产方的影响非常有限。事实上,金融机构提供的资金面临较大的社会需求。金融机构的信贷业务处于卖方市场,在信贷过程中为了获得更多收益,金融机构往往提出附加条款设置信贷门槛以增加企业贷款成本,当贷款总成本超过发行债券或股票成本时,金融脱媒在商业银行资产方的影响就会出现。对商业银行负债方的影响方面,吸收社会存款是商业银行的核心负债业务,也是发放贷款的基石,当金融市场充分发展且具有完全信息的条件下,资金盈余者将寻求最有利的投资机会,如果通过买卖债券或股票获得更多收益时,商业银行负债方的金融脱媒就会出现。

2.2 金融脱媒对利率规则的影响机理

TAYLOR^[27]认为货币当局的最终目标是在目标通货膨胀率和潜在产出下稳定地增长,当物价和产出偏离目标水平时,可以通过调整利率应对。因此,典型的利率规则为

$$R_{1,t} = R^* + a_{\omega} [E(\omega_{t+1} | \omega_t) - \omega^*] + a_y y_t \quad (1)$$

其中, t 为时间; $R_{1,t}$ 为短期名义利率,是中央银行的政策工具; R^* 为长期均衡名义利率; ω_t 为当期平均通货膨胀率; ω_t 为信息集; ω^* 为目标通货膨胀率; y_t 为产出缺口; E 为条件期望; a_{ω} 为短期名义利率对通货膨胀的反应系数, a_y 为短期名义利率对产出缺口的反应系数,且 a_{ω} 和 a_y 均大于 0。考虑到通货膨胀的一致性和自相关性以及利率的平滑行为,将利率规则转换为

$$R_{1,t} = (1-\rho)(a_c + a_{\omega}\omega_t + a_y y_t) + \rho R_{1,t-1} + \varepsilon_t^r \quad (2)$$

其中, ρ 为利率平滑参数,且 $0 \leq \rho < 1$; ε_t^r 为随机扰动。令 $a_c = R^* - a_{\omega}\omega^*$ 。

由于金融脱媒的出现,上述过程发生了变化。一方面,当利率上升时,金融脱媒可以使企业避开商业银行,通过发行债券和股票等方式筹集资金,投资需求受利率上升影响有限,在供给不变的情况下,改变利率抑制通货膨胀的作用减弱;另一方面,如果发行债券和股票的成本较低,金融脱媒会较大程度地降

低利率弹性,这与已有研究一致^[28]。BEAN et al.^[17]也认为,金融脱媒减少金融摩擦,降低外部融资溢价,进而削弱了初始货币政策冲击,导致产出缺口对利率弹性的下降。由此,可得到金融脱媒影响下的利率规则为

$$R_{1,t} = (1-\rho)[a_c + a_{\omega}(1-\psi)\omega_t + a_y(1-\psi)y_t] + \rho R_{1,t-1} + \varepsilon_t^r \quad (3)$$

其中, ψ 为金融脱媒参数,且 $0 \leq \psi < 1$,当 $\psi = 0$ 时,通货膨胀和产出对利率调整的反应完全由 a_{ω} 和 a_y 决定。当 ψ 上升时,调整利率的作用开始下降。此外,为了避免经济的过度波动,需要对利率进行平滑,但一旦金融脱媒弱化当期调整利率的作用,中央银行将在下期加大调整力度,在利率平滑参数不变的情况下,将放大经济波动。

2.3 金融脱媒对数量规则的影响机理

在弗里德曼规则基础上, MCCALLUM^[6]提出了更具操作性的数量规则。数量规则提出后,学界不断对其扩展,比较有影响的是将名义产出分解为实际产出和通货膨胀^[29],借鉴 ZHANG^[30]的研究,考虑到平滑行为,给出经过分解的数量规则,即

$$h_t = (1-\varphi)(-b_{\omega}E_t\omega_{t+1} - b_y y_t) + \varphi h_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (4)$$

其中, h_t 为基础货币增长率; φ 为货币增长率的平滑参数,且 $0 \leq \varphi < 1$; E_t 为期望; b_{ω} 为基础货币对通货膨胀的反应系数, b_y 为基础货币对产出缺口的反应系数,且 b_{ω} 和 b_y 均大于 0; ε_t^h 为随机扰动。政策含义也相当明显,当名义产出增长率低于名义潜在产出增长率时,经济中需要更多的货币投入。改变货币供给的关键是货币乘数效应,一方面,金融脱媒通过改变超额准备金率影响货币乘数。另一方面,货币乘数发挥作用需要两个条件:①在企业的资产负债表中,负债方的银行资金不能完全替代非银行资金;②在银行的资产负债表中,资产方的银行贷款不能完全替代证券^[28]。而金融脱媒使商业银行的资产负债业务出现不同程度的分流,据中国人民银行公开的数据显示,2019年企业债券的净融资额高达3.430万亿元人民币,同比多出1.770万亿元人民币;非金融企业境内股票融资存量为7.360万亿元人民币,同比多出0.350万亿元人民币,企业通过发行债券或股票弱化了对商业银行贷款的依赖。同时,商业银行持有的证券从2003年的3.750万亿元人民币快速上升至2019年的39.770万亿元人民币。不仅对贷款不能完全替代证券提出了质疑,更为金融机构削弱中央银行对放贷量的控制提供操作空间。因此,当这两个条件受到金融脱媒影响时,中央银行调整货币供给的政策效果就会削弱,这种影响直接作用于产出和通货膨胀。在金融脱媒影响下,数量规则转化为

$$h_t = (1-\varphi)[-b_{\omega}(1-\psi)E_t\omega_{t+1} - b_y(1-\psi)y_t] + \varphi h_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (5)$$

ψ 的变化反应了金融脱媒对数量规则的影响,金融脱媒值越大,通过改变基础货币实现货币政策目标的效果越弱。

3 DSGE 模型的构建

本研究构建考虑金融脱媒的 DSGE 模型,实证检验金融脱媒对不同货币政策规则效果和宏观经济的影响。图 1 为模型的基础框架,框架设定经济由家庭、厂商、商业银行、中央银行和政府 5 个部门组成,其中,家庭构成斯蒂格利茨连续统,所做决策的目标为最优化终生效用;厂商包括中间产品厂商和最终产品厂商,中间产品厂商在垄断竞争市场中对产品价格有控制力,最终产品厂商为完全竞争;商业银行仅开展存贷款业务,吸收家庭存款向中间产品厂商发放贷款,但存贷款业务受到金融脱媒的影响;中央银行执行数量规则或利率规则的货币政策;政府通过政府支出执行财政政策。

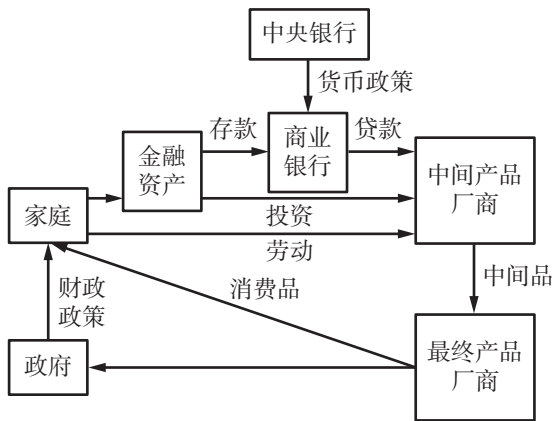


图 1 模型初步框架

Figure 1 Preliminary Framework of the Model

(1) 借鉴 BAXTER et al.^[31] 和 HO^[32] 的设置,在家庭的终生效用函数中引入关于消费和政府支出的线性有效消费函数,得到家庭的终生效用函数为

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[A_t \frac{\phi(TC_t)^{\frac{\phi-1}{\phi}}}{\phi-1} + V_t \frac{\gamma \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}}{\gamma-1} - L_t \frac{\eta(N_t)^{\frac{\eta-1}{\eta}}}{1+\eta} \right] \quad (6)$$

其中, E_0 为理性预期算子; β 为主观贴现率,且 $0 < \beta < 1$, 此处为 t 年的总和,因此是 t 个 β 的乘积; A_t 为外生的消费偏好冲击; ϕ 为家庭消费替代弹性; C_t 为家庭消费; V_t 为货币偏好冲击; γ 为持有实际货币余额替代弹性; M_t 为家庭持有的名义货币; P_t 为价格总水平; L_t 为劳动供给冲击; η 为劳动供给替代弹性; N_t 为家庭提供的劳动。 TC_t 为家庭的有效消费,其函数为 $TC_t = C_t G_t^\theta$, G 为政府支出, θ 为 C 与 G 的关系系数,有效消费函数说明政府支出与家庭消费具有不完全替代性,且将政府支出设为外生冲击,服从一阶自回归过程。 $\frac{M_t}{P_t}$ 为实际货币。 V_t 和 L_t 均服从 AR(1) 过程。

家庭的预算约束为

$$C_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} = \frac{W_t N_t}{P_t} + \frac{R_{1,t-1} D_{t-1}}{P_t} \quad (7)$$

其中, D_t 为家庭的名义金融资产, W_t 为家庭提供劳动获得的名义工资。通常家庭会寻求金融资产的最大收益,出价最高的商业银行或厂商将得到家庭金融资产,但在完全竞争条件下家庭金融资产存入商业银行获得的回报与借给厂商的收益等价,因此不区分金融资产收益类别,此时家庭资产的名义收益率即等于短期名义利率。家庭在 (7) 式的约束下,最优化终生效用函数 (6) 式得

$$A_t C_t^{-\frac{1}{\phi}} G_t^{\theta(1-\frac{1}{\phi})} = L_t N_t^{\frac{1}{\eta}} \frac{P_t}{W_t} \quad (8)$$

$$A_t C_t^{-\frac{1}{\phi}} G_t^{\theta(1-\frac{1}{\phi})} = \beta E_t A_{t+1} C_{t+1}^{-\frac{1}{\phi}} G_{t+1}^{\theta(1-\frac{1}{\phi})} R_{1,t} \cdot \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (9)$$

$$V_t \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\frac{1}{\gamma}} = A_t C_t^{-\frac{1}{\phi}} G_t^{\theta(1-\frac{1}{\phi})} - \beta E_t A_{t+1} C_{t+1}^{-\frac{1}{\phi}} G_{t+1}^{\theta(1-\frac{1}{\phi})} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (10)$$

(8) 式为家庭的最优消费和劳动供给; (9) 式为家庭的跨期消费行为,表明消费的边际替代率等于投资的边际收益率; (10) 式为家庭的最优货币持有量。

(2) 厂商包括中间产品厂商和最终产品厂商,中间产品厂商的生产函数为

$$Y_{m,t} = Z_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (11)$$

其中, m 为垄断竞争市场厂商, $Y_{m,t}$ 为中间产品 m 厂商的产出; Z_t 为技术进步冲击; K_t 为资本; α 为资本产出弹性,且 $0 < \alpha < 1$ 。中间产品厂商的资本积累方程为

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + \chi_t I_t \quad (12)$$

其中, δ 为资本的折旧率, χ_t 为投资专有技术冲击^[33], I_t 为当期投资。投资专有技术的提高表明新投入资本的生产率高于存量资本的生产率,对于中间产品厂商,投资于新资本更有利润,资本质量也将越高。中间产品厂商具有的最小生产成本约束为 $\frac{W_t}{P_t} N_t + \frac{R_{2,t}}{P_t} K_t$, $R_{2,t}$ 为厂商使用资本的名义借款利率,一阶条件为

$$N_t = \frac{R_{2,t}}{W_t} \cdot \frac{1-\alpha}{\alpha} \cdot K_t \quad (13)$$

将 (13) 式代入生产函数 (11) 式得

$$Y_{m,t} = Z_t K_t \left(\frac{R_{2,t}}{W_t} \cdot \frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{1-\alpha} \quad (14)$$

在最小生产成本约束下,由 (13) 式和 (14) 式得到中间产品的边际成本函数为

$$MC_t = \frac{R_{2,t}}{\alpha Z_t P_t} \left(\frac{R_{2,t}}{W_t} \cdot \frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{1-\alpha} \quad (15)$$

在完全竞争市场中最终产品厂商的产出由中间产品加总得到。在垄断竞争市场中的中间产品厂商拥有定制价格的权利,将其产品价格定为 $P_{m,t}$ 。进一步地,中间产品厂商产出为 $Y_{m,t}$ 时,使用 CALVO^[34] 的

随机调整模型确定最优价格,中间厂商最优价格的决定为

$$\max_{P_{m,t}^*} \sum_{s=0}^{\infty} \xi^s E_t \{ \Lambda_{t+s} [P_{m,t}^* Y_{m,t+s} - \Psi_{t+s}(Y_{m,t+s})] \} \quad (16)$$

其中, $P_{m,t}^*$ 为最优价格水平, ξ 为价格粘性参数, 设置新价格水平 $P_{m,t}^*$ 的概率为 $(1-\xi)$, s 为最优价格调整频率, Λ_{t+s} 为随机贴现因子, Ψ_{t+s} 为总成本函数。GALÍ et al.^[35] 据此推出了完全前瞻的凯恩斯主义菲利普斯曲线, 即

$$\hat{\omega}_t = \beta E_t \hat{\omega}_{t+1} + \frac{(1-\xi)(1-\xi\beta)}{\xi} (\widehat{mc}_t - \hat{q}_t) \quad (17)$$

其中, $\hat{\omega}_t$ 为通货膨胀率对稳态的偏离程度, \widehat{mc}_t 为中间产品边际成本对稳态的偏离程度, \hat{q}_t 为外生价格加成冲击。(17)式反映了通货膨胀率随着边际成本的移动偏离其稳定状态。

(3) 商业银行吸收家庭的金融资产, 留存一部分准备金之后将吸纳的金融资产贷给中间产品厂商, 货币政策通过商业银行的中介作用产生乘数效应, 进而影响实体经济。然而由于证券和股票等市场的发展, 家庭的金融资产并非完全进入商业银行, 具体而言, 家庭金融资产经过商业银行进入中间产品厂商时, 受金融脱媒影响分离部分资产, 由家庭直接供给中间产品厂商, 分离比例由金融脱媒参数决定。因此, 中间产品厂商得到的投资分别来自商业银行贷款和家庭借款, 商业银行贷款来自家庭在商业银行的存款。因此, 加入金融脱媒后, 商业银行的存贷方程为

$$I_t = \frac{O_t}{P_t} + \psi \frac{D_t}{P_t} = \kappa \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^\tau (1-\psi) \frac{D_t}{P_t} + \psi \frac{D_t}{P_t} \quad (18)$$

其中, O_t 是商业银行贷款, κ 为商业银行贷存比, τ 为金融机构对经济的敏感性参数, $\left(\frac{Y_t}{Y} \right)^\tau$ 反映了经济环境。当不考虑金融脱媒时, 该方程退化为普通的存贷转化方程。金融市场供求均衡时, 金融市场资金供给方和需求方将确保以下等式成立, 即

$$R_{2,t} I_t - R_{1,t} \frac{D_t}{P_t} = 0 \quad (19)$$

中央银行执行货币政策, 分别采用数量规则和利率规则。利率规则由(3)式以偏离其稳态的百分比表示, 数量规则由(5)式得到, 分别为

$$\hat{r}_{1,t} = a_\omega (1-\rho)(1-\psi) \hat{\omega}_t + a_y (1-\rho)(1-\psi) \hat{y}_t + \rho \hat{r}_{1,t-1} + \varepsilon_t^r \quad (20)$$

$$\hat{h}_t = \phi \hat{h}_{t-1} - b_\omega (1-\varphi)(1-\psi) E_t \hat{\omega}_{t+1} - b_y (1-\varphi)(1-\psi) \hat{y}_t + \varepsilon_t^h \quad (21)$$

其中, $\hat{r}_{1,t}$ 为 $R_{1,t}$ 的增长率, \hat{y}_t 为 Y_t 的增长率, \hat{h}_t 为 h_t 的增长率。此时, ε_t^r 反映了利率规则下货币政策冲击, ε_t^h 反映了数量规则下货币政策冲击。

加上经济总约束, 有

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad (22)$$

至此, 考虑金融脱媒的 DSGE 模型构建完成, 由(8)式~(13)式、(15)式、(17)式~(19)式和(22)式构成基础模型, 分析利率规则下货币政策冲击时, 加入(20)式, 分析数量规则下货币政策冲击时, 加入(21)式。外生冲击包括技术进步冲击、投资专有技术冲击、消费偏好冲击、货币偏好冲击、政府支出冲击、劳动供给冲击、价格加成冲击和不同规则下货币政策冲击, 假设外生冲击服从 AR(1) 过程, 即 $\hat{\phi}_t = \theta^\phi \hat{\phi}_{t-1} + \varepsilon_t^\phi$, 其中, $\hat{\phi}_t$ 为各类冲击, θ^ϕ 为自回归系数, 且 $-1 < \theta^\phi < 1$, 反映了冲击的持续性, ε_t^ϕ 为冲击过程的随机扰动项。对模型求解, 需要做线性化处理, 设变量 X_t 的稳态水平为 X , \hat{x}_t 为 X_t 的增长率, 定义为 $\ln \frac{X_t}{X}$, 且 $X_t = X e^{\hat{x}_t} \approx X(1 + \hat{x}_t)$ 。线性化后对本模型做数值模拟。

4 参数校准和分析

4.1 数据来源及处理

根据研究需要, 本研究的数据为 2003 年至 2018 年季度数据, 各季度就业人数数据来自万德数据库, 贷款和货币发行量数据来自中国人民银行网站, 境内外筹资规模数据来自中国证监会历年统计, 其余数据均来自国家统计局网站。观测变量选择实际产出、通货膨胀和实际利率, 实际产出为各季度使用 CPI 平减的实际 GDP 值, 通货膨胀为本季度 CPI 指数与上季度 CPI 指数的比值, 实际利率为名义利率与 CPI 指数的比值。名义利率参考中国大多数研究, 使用银行间同业拆借利率的 7 天加权平均利率。上述数据经季节调整后, 使用 HP 滤波方法获得偏离稳态值的百分比。

4.2 参数校准

为了精确地估计参数, 静态数据根据相关研究提供的参数和对真实数据估计的参数进行直接校准, 动态数据由贝叶斯估计得到。

(1) 直接校准的静态参数包括 ψ 、 β 、 ϕ 、 ϑ 、 η 、 γ 、 α 、 δ 、 ξ 、 κ 、 τ 。借鉴封思贤等^[36]的研究, 本研究使用非金融部门对金融机构的负债中介化比率的平均值反映金融脱媒, 等于非金融部门对金融机构的负债与非金融部门对国内的总金融负债的比值, 非金融部门对金融机构的负债包括本外币各项贷款, 总金融负债为本外币各项贷款与境内外筹资之和, 经计算, ψ 取考察期内各季度的平均值, 即 0.118。因为 CPI 指数季度平均上升 0.771%, β 为 0.992。依据马铁群等^[37]对消费跨期替代弹性的估计, ϕ 为 0.300。参考魏巍贤等^[38]的研究, ϑ 为 0.651。借鉴鄢莉莉等^[39]的研究, η 的校准设为 1。借鉴黄志刚^[40]的研究, γ 的校准设为 0.333。使用本研究数据可得 α 为 0.279, 劳动产出弹性 $(1-\alpha)$ 为 0.721。参考大多数研究将 δ 设置为 0.025。 ξ 一般在 0.500~0.850 之间, 本研究设置为 0.700。考虑到贷存比一般在 0.665 左右, 本研究校准 κ 为 0.665。参考李松华^[41]的研究, 将 τ 设为 1.120。此外, 根据支出法计算出的消费均值代表稳态时消

费占产出的比重为 0.477, 投资占比为 0.371, 资本占比为 3.710, 政府购买支出占比为 0.152。稳态时, 根据 (9) 式可得: $\beta R_1 = 1$, R_1 校准为 1.008。再由 (18) 式和 (19) 式得: $R_2 [\kappa(1-\psi)+\psi] = R_1$, 将各值代入后, R_2 为 1.431。因本研究比较金融脱媒变动条件下不同货币政策规则的效果, 因此, ψ 除校准的 0.118 外, 还设置了 0、0.200 和 0.250 等 3 个值, R_2 相应为 1.514、1.375 和 1.345, 表明随着金融脱媒程度的上升, 厂商对商业银行贷款需求下降, 导致名义借款利率不断下降。

(2) 采用贝叶斯估计校准参数 a_{ω} 、 a_y 、 ρ 、 φ 、 b_{ω} 、 b_y 、 θ^z 、 θ^x 、 θ^a 、 θ^v 、 θ^s 、 θ^l 、 θ^q 、 θ^r 、 θ^h 、 σ^z 、 σ^x 、 σ^a 、 σ^v 、 σ^s 、 σ^l 、 σ^q 、 σ^r 、 σ^h 。其中, θ^z 为技术进步冲击的自回归系数, θ^x 为投资专有技术冲击的自回归系数, θ^a 为消费偏好冲击的自回归系数, θ^v 为货币偏好冲击的自回归系数, θ^s 为政府支出冲击的自回归系数, θ^l 为劳动供给冲击的自回归系数, θ^q 为价格加成冲击的自回归系数, θ^r 为利率规则下货币政策冲击的自回归系数, θ^h 为数量规则下货币政策冲击的自回归系数, σ^z 为技术进步冲击的标准差, σ^x 为投

资专有技术冲击的标准差, σ^a 为消费偏好冲击的标准差, σ^v 为货币偏好冲击的标准差, σ^s 为政府支出冲击的标准差, σ^l 为劳动供给冲击的标准差, σ^q 为价格加成冲击的标准差, σ^r 为利率规则下货币政策冲击的标准差, σ^h 为数量规则下货币政策冲击的标准差。根据王曦等^[20]的研究确定各参数的先验分布, 先验分布如下: ① ρ 服从均值为 0.910、标准差为 0.100 的 Beta 分布; φ 服从均值为 0.800、标准差为 0.100 的 Beta 分布。② a_{ω} 服从均值为 9.170、标准差为 0.150 的 Gamma 分布; a_y 的先验均值为 5.399, 服从标准差为 0.150 的 Gamma 分布; b_{ω} 的先验均值为 5.649, 服从标准差为 0.150 的 Gamma 分布; b_y 服从均值为 2.825、标准差为 0.150 的 Gamma 分布。③ 各冲击自回归系数的先验均值均为 0.500, 服从标准差为 0.100 的 Beta 分布, 各冲击的标准差服从均值为 0.100、标准差为 0.010 的 Inv-Gamma 分布。

4.3 贝叶斯估计结果分析

表 1 给出利率规则下模型参数的贝叶斯估计结果。由表 1 可知, 将金融脱媒程度划分为金融脱媒值

表 1 模型参数的贝叶斯估计结果 (利率规则)

Table 1 Results for Bayes Estimation Model Parameters (Interest Rate Rule)

参数	先验均值	分布类型	$\psi = 0$		$\psi = 0.118$		$\psi = 0.200$		$\psi = 0.250$	
			后验均值	置信区间	后验均值	置信区间	后验均值	置信区间	后验均值	置信区间
a_{ω}	9.170	Gamm	9.176	[8.935, 9.437]	9.191	[8.941, 9.467]	9.183	[8.946, 9.417]	9.177	[8.922, 9.461]
a_y	5.399	Gamm	5.389	[5.155, 5.652]	5.395	[5.227, 5.609]	5.392	[5.178, 5.670]	5.413	[5.166, 5.643]
ρ	0.910	Beta	0.766	[0.667, 0.861]	0.763	[0.664, 0.855]	0.717	[0.598, 0.824]	0.638	[0.515, 0.803]
θ^z	0.500	Beta	0.561	[0.408, 0.716]	0.558	[0.410, 0.709]	0.565	[0.391, 0.711]	0.543	[0.379, 0.708]
θ^x	0.500	Beta	0.487	[0.331, 0.665]	0.503	[0.341, 0.662]	0.507	[0.328, 0.681]	0.501	[0.312, 0.664]
θ^a	0.500	Beta	0.513	[0.357, 0.677]	0.504	[0.338, 0.671]	0.510	[0.353, 0.677]	0.513	[0.349, 0.679]
θ^v	0.500	Beta	0.504	[0.343, 0.669]	0.501	[0.337, 0.672]	0.503	[0.348, 0.668]	0.500	[0.331, 0.662]
θ^s	0.500	Beta	0.496	[0.327, 0.651]	0.499	[0.328, 0.659]	0.500	[0.341, 0.631]	0.504	[0.327, 0.633]
θ^l	0.500	Beta	0.508	[0.353, 0.667]	0.503	[0.339, 0.658]	0.508	[0.347, 0.673]	0.510	[0.349, 0.669]
θ^q	0.500	Beta	0.544	[0.340, 0.755]	0.547	[0.347, 0.771]	0.595	[0.392, 0.792]	0.613	[0.409, 0.796]
θ^r	0.500	Beta	0.617	[0.465, 0.781]	0.641	[0.488, 0.792]	0.682	[0.565, 0.794]	0.696	[0.591, 0.796]
σ^z	0.100	Inv_G	0.094	[0.083, 0.110]	0.094	[0.083, 0.109]	0.094	[0.083, 0.109]	0.094	[0.083, 0.108]
σ^x	0.100	Inv_G	0.099	[0.082, 0.113]	0.099	[0.082, 0.113]	0.099	[0.083, 0.115]	0.099	[0.082, 0.113]
σ^a	0.100	Inv_G	0.100	[0.083, 0.115]	0.099	[0.083, 0.114]	0.100	[0.082, 0.115]	0.099	[0.083, 0.115]
σ^v	0.100	Inv_G	0.100	[0.084, 0.115]	0.100	[0.083, 0.116]	0.100	[0.084, 0.115]	0.100	[0.083, 0.115]
σ^s	0.100	Inv_G	0.099	[0.082, 0.114]	0.100	[0.083, 0.116]	0.100	[0.083, 0.116]	0.100	[0.083, 0.114]
σ^l	0.100	Inv_G	0.099	[0.082, 0.114]	0.099	[0.083, 0.115]	0.099	[0.082, 0.115]	0.099	[0.082, 0.114]
σ^q	0.100	Inv_G	0.084	[0.072, 0.095]	0.085	[0.073, 0.096]	0.085	[0.074, 0.097]	0.086	[0.074, 0.098]
σ^r	0.100	Inv_G	0.096	[0.082, 0.111]	0.097	[0.081, 0.110]	0.095	[0.082, 0.109]	0.093	[0.080, 0.111]

为0(即不存在金融脱媒)、0.118、0.200和0.250,4种情况表明金融脱媒程度的上升。不存在金融脱媒时,利率的平滑参数为0.766,随着金融脱媒程度上升,平滑参数不断下降,反映出金融脱媒使中央银行调整利率的幅度加大。如前文所述,这是因为金融脱媒弱化了中央银行调整利率的作用,中央银行只有以更大力度调整利率,才可能实现目标。通货膨胀的反应系数用 $a_{\pi}(1-\rho)(1-\psi)$ 表示,产出的反应系数用 $a_y(1-\rho)(1-\psi)$ 表示。通过贝叶斯估计可知,当没有金融脱媒时,通货膨胀反应系数为2.147,产出反应系数为1.261;当金融脱媒出现并程度上升时,反应系数发生相应变化,均呈现下降趋势,表明中央银行更关注通货膨胀。

在所有外生冲击的持续性中,货币政策的持续性最高,不存在金融脱媒时 θ^r 为0.617,随着金融脱媒程度上升,货币政策持续性也不断增加至0.696,尽管金融脱媒会弱化货币政策效果,但增强了货币政策作用的持续性。这主要是因为金融脱媒减少了货币政

策作用于实体经济的环节,降低了商业银行对货币政策的干扰。相对而言,其他外生冲击的持续性均在0.500左右,技术进步冲击、消费偏好冲击、货币偏好冲击、劳动供给冲击和价格加成冲击的持续性均高于0.500,投资专有技术冲击和政府支出冲击略低于0.500。一般来说,外生冲击的持续性反映了对经济影响的持续性,利率规则下,货币政策对经济影响比其他外生变量更长久,且金融脱媒有助于货币政策的持续影响。

表2给出数量规则下模型参数的贝叶斯估计结果。由表2可知,不考虑金融脱媒时,货币供给的平滑参数 ψ 的后验均值为0.664,弱于利率规则的利率平滑参数,但当金融脱媒上升时,货币供给的平滑参数却不断增加,与利率规则相反,表明数量规则下,面对金融脱媒等不可控因素的增加,中央银行在调整基础货币时将实施更稳健的货币政策。通货膨胀的反应系数用 $b_{\pi}(1-\varphi)(1-\psi)$ 表示,产出的反应系数用 $b_y(1-\varphi)(1-\psi)$ 表示。通过贝叶斯估计可知,当不考

表2 模型参数的贝叶斯估计结果(数量规则)

Table 2 Results for Bayes Estimation Model Parameters (Quantity Rule)

参数	先验均值	分布类型	$\psi = 0$		$\psi = 0.118$		$\psi = 0.200$		$\psi = 0.250$	
			后验均值	置信区间	后验均值	置信区间	后验均值	置信区间	后验均值	置信区间
φ	0.800	Beta	0.664	[0.520, 0.851]	0.699	[0.542, 0.857]	0.833	[0.741, 0.924]	0.879	[0.819, 0.942]
b_{π}	5.649	Gamm	5.688	[5.451, 5.956]	5.712	[5.506, 5.971]	5.659	[5.446, 5.922]	5.670	[5.437, 5.909]
b_y	2.825	Gamm	2.763	[2.523, 2.988]	2.764	[2.523, 2.990]	2.766	[2.530, 3.005]	2.792	[2.552, 3.044]
θ^z	0.500	Beta	0.613	[0.451, 0.782]	0.611	[0.446, 0.762]	0.542	[0.376, 0.709]	0.528	[0.357, 0.686]
θ^x	0.500	Beta	0.510	[0.331, 0.673]	0.490	[0.331, 0.675]	0.506	[0.348, 0.679]	0.506	[0.336, 0.683]
θ^a	0.500	Beta	0.284	[0.193, 0.374]	0.279	[0.192, 0.367]	0.279	[0.190, 0.375]	0.282	[0.195, 0.379]
θ^v	0.500	Beta	0.504	[0.338, 0.665]	0.502	[0.340, 0.669]	0.499	[0.333, 0.669]	0.515	[0.323, 0.625]
θ^s	0.500	Beta	0.490	[0.331, 0.656]	0.499	[0.332, 0.667]	0.491	[0.325, 0.647]	0.499	[0.338, 0.671]
θ^l	0.500	Beta	0.513	[0.346, 0.675]	0.512	[0.355, 0.680]	0.505	[0.334, 0.664]	0.543	[0.337, 0.666]
θ^d	0.500	Beta	0.483	[0.322, 0.636]	0.492	[0.328, 0.653]	0.498	[0.331, 0.660]	0.509	[0.349, 0.660]
θ^h	0.500	Beta	0.481	[0.319, 0.639]	0.498	[0.337, 0.658]	0.535	[0.378, 0.691]	0.568	[0.417, 0.724]
σ^z	0.100	Inv_G	0.094	[0.081, 0.107]	0.096	[0.084, 0.108]	0.099	[0.086, 0.118]	0.099	[0.086, 0.114]
σ^x	0.100	Inv_G	0.100	[0.083, 0.116]	0.101	[0.084, 0.115]	0.100	[0.083, 0.116]	0.099	[0.086, 0.111]
σ^a	0.100	Inv_G	0.160	[0.137, 0.182]	0.160	[0.139, 0.184]	0.156	[0.134, 0.178]	0.149	[0.129, 0.172]
σ^v	0.100	Inv_G	0.100	[0.084, 0.116]	0.100	[0.083, 0.115]	0.100	[0.082, 0.116]	0.099	[0.081, 0.115]
σ^s	0.100	Inv_G	0.099	[0.083, 0.116]	0.099	[0.085, 0.115]	0.101	[0.085, 0.117]	0.101	[0.084, 0.118]
σ^l	0.100	Inv_G	0.099	[0.082, 0.113]	0.100	[0.084, 0.115]	0.100	[0.083, 0.114]	0.100	[0.084, 0.116]
σ^d	0.100	Inv_G	0.099	[0.084, 0.116]	0.100	[0.083, 0.115]	0.100	[0.084, 0.115]	0.100	[0.084, 0.116]
σ^h	0.100	Inv_G	0.099	[0.088, 0.117]	0.099	[0.081, 0.116]	0.100	[0.085, 0.115]	0.107	[0.087, 0.120]

考虑金融脱媒时,通货膨胀反应系数为 1.911,产出反应系数为 0.928;当金融脱媒出现并上升时,反应系数发生相应变化,开始持续下降,与利率规则相同,数量规则下金融脱媒仍会弱化货币政策效果,中央银行仍更为关注通货膨胀。事实上,中国长期稳健中性的货币政策正是将目标瞄准为稳定币值,同时尽量减少对宏观经济的影响。

在外生冲击的持续性中,货币政策的持续性不足 0.500,不存在金融脱媒时 θ^h 仅为 0.481,随着金融脱媒程度上升,货币政策持续性也不断增加,在金融脱媒参数为 0.250 时增至 0.568,金融脱媒同样增强数量规则下货币政策的持续作用。总体而言,货币政策在数量规则下的持续性明显弱于利率规则,因此,从避免货币政策中性角度看,利率规则更为有效。金融脱媒对两类规则的持续性均有正向影响,但不足以改变两者的差异。此外,消费偏好的持续性最弱,在各条件下始终不到 0.300。政府支出的持续性

略低于 0.500,与利率规则较为一致,表明财政政策发挥作用一般不会受到货币政策规则的干扰,中国近年来一直坚持的积极财政政策与货币政策搭配是合理有效的选择。

上述分析表明,随着金融脱媒程度的增加,数量规则下在调整基础货币供给时更稳健,而利率规则下调整名义利率幅度更大,这是金融脱媒对两类规则影响的重要区别。

5 实证结果分析

使用以上校准的参数,通过 Matlab 的迭代计算可得货币政策、政府支出、技术进步、投资专有技术、消费偏好、货币偏好、劳动供给和价格加成等外生冲击的动态效应。

5.1 脉冲响应模拟结果分析

图 2 给出货币政策冲击效果的对比情况,由于 30 期后,变量趋势基本稳定,没有显著变化,本研究

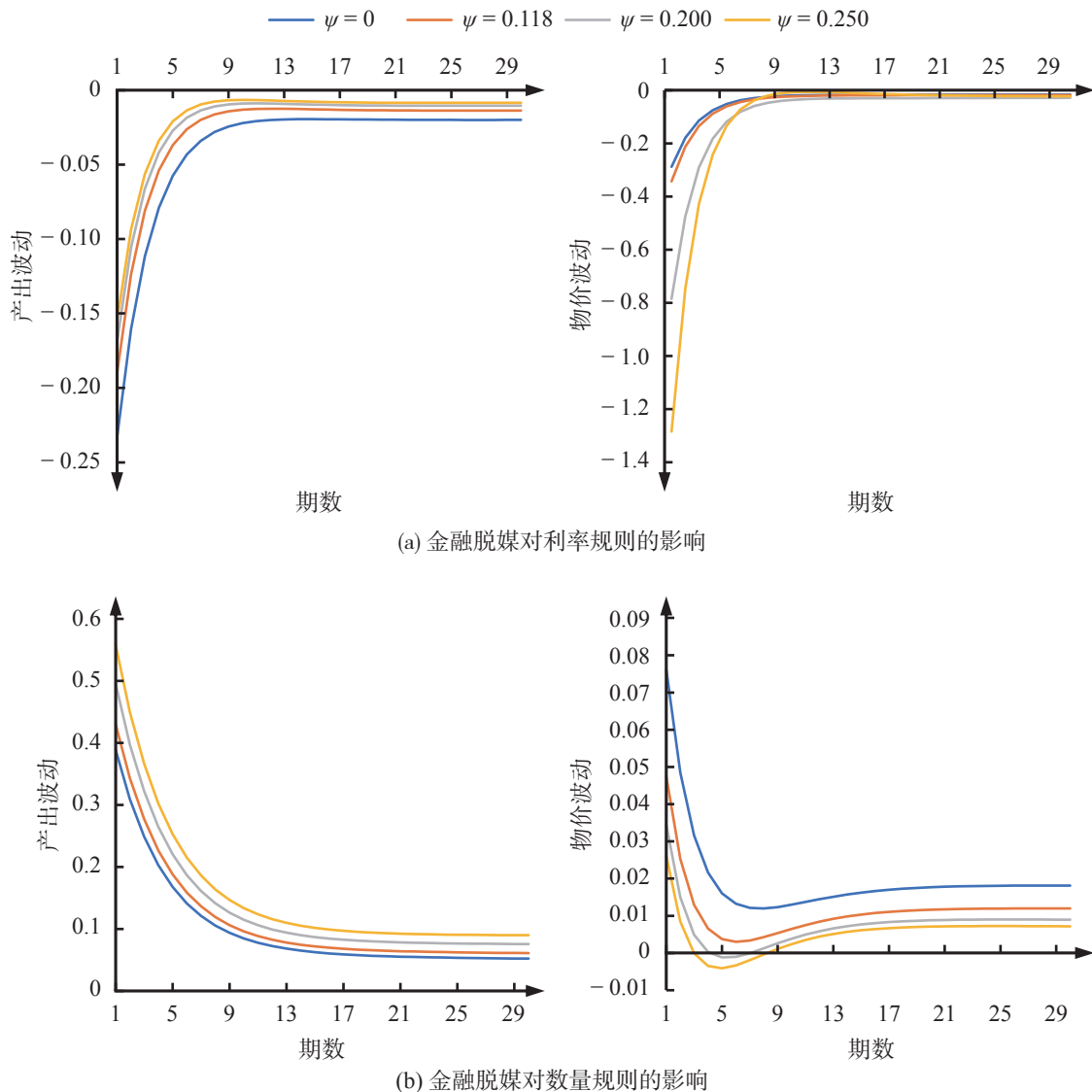


图 2 货币政策冲击效果对比

Figure 2 Comparison of Impact of Monetary Policy

在图中仅显示30期的变量变化趋势。

(1)从利率规则效果看,利率规则以稳定产出和通货膨胀为目标,当实际产出超过潜在产出或物价超过目标值时,中央银行会提高名义利率,当产出面对货币政策的正向冲击时,由第1期最小值快速上升,在第10期左右上升至最大值后持续至考察期结束,因此,中央银行按利率规则行事时,短期看货币政策能有效抑制经济过热、减少产出,中长期看货币政策对产出的抑制效果仍存在,但已比期初下降很多。物价面对货币政策的冲击由最小值快速收敛,在第10期左右收敛至-0.050,之后尽管处于持续的收敛中但变化不大,表明货币政策对稳定通货膨胀而言仍然持续有效,短期更明显,中长期效果略弱。这与产出的动态响应较一致,相对而言,货币政策对物价的有效冲击时间更长。进一步,不管产出还是物价随着金融脱媒程度的不断上升,货币政策的作用在整个考察期均被弱化,如前文所述,为了稳定产出和通货膨胀,面对金融脱媒的干扰,中央银行需要执行更有力的货币政策。

(2)从数量规则效果看。产出和通货膨胀仍是判断货币政策效果的核心变量。面对货币政策冲击,产出在期初有个较大的正向响应,之后快速下降,中长期看产出的正向响应变得极为微弱。物价对货币政策冲击的动态响应与产出不尽相同,物价短期内就实现最大值,然后快速下降,并表现出超调的特征,在第10期左右向上反弹并持续至考察期结束,由于货币供给对物价有最为直接的影响,因此货币政策对通货膨胀的冲击效应非常明显,尤其在中后期,始终表现为较高的正值,这与学界关于货币政策对产出影响长期中性但对物价有持续影响的结果较为一致。与利率规则相似,数量规则下金融脱媒对货币政策的作用也显示出弱化影响,特别是在货币政策对物价的冲击中,金融脱媒程度上升在期初一度抹平了货币政策冲击效应,缓解了增加货币供给对通

货膨胀的压力,这主要是因为厂商的直接融资避开了商业银行,降低了货币乘数效应,对通货膨胀的影响较小,有研究发现这种影响甚至具有抑制性^[42]。但中长期看金融脱媒抑制通货膨胀的作用较为有限。

(3)对比两类规则的效果。从产出对货币政策冲击的动态响应看,利率规则下的产出动态响应值远高于数量规则下的,尽管金融脱媒使产出动态值以更快速度收敛,但金融脱媒的作用在两类规则中表现一致,因此,从稳定产出角度看,利率规则优于数量规则。从物价对货币政策冲击的动态响应看,两类规则下,物价变动在期初均有一个快速转变的过程,尽管数量规则下的转变更为平滑,但物价在利率规则下响应值更大。进一步,金融脱媒均弱化了两类规则下货币政策冲击效果,金融脱媒在数量规则下的弱化作用更为显著,表明金融脱媒使数量规则下较弱的货币政策效果变得更弱。因此,从物价稳定角度看利率规则更为适用。总体而言,随着金融脱媒程度不断上升,两类规则的效果均下降且数量规则效果下降更甚。因此,在金融脱媒影响下利率规则更为有效。

图3和图4给出外生冲击效果的对比情况,与图2相同,在图中仅显示30期的变量变化趋势。考虑到货币政策、政府支出、技术进步和投资专有技术等外生冲击是宏观经济波动的主要来源,因此本研究同样希望掌握政府支出、技术进步和投资专有技术等外生冲击受金融脱媒的影响,同时为了突出重点,本研究仅分析了外生冲击对产出的影响。

(1)从利率规则效果看,由图3可知,政府支出对产出的冲击以正向为主,产出由期初较微弱的正向响应快速升至响应最大值仅需要6期左右,之后是非常平缓的下降,但产出的响应始终为正。政府支出对产出的影响与大多数已有研究一致,即政府支出推动了产出增加,本研究的实证结果表明,利率规则

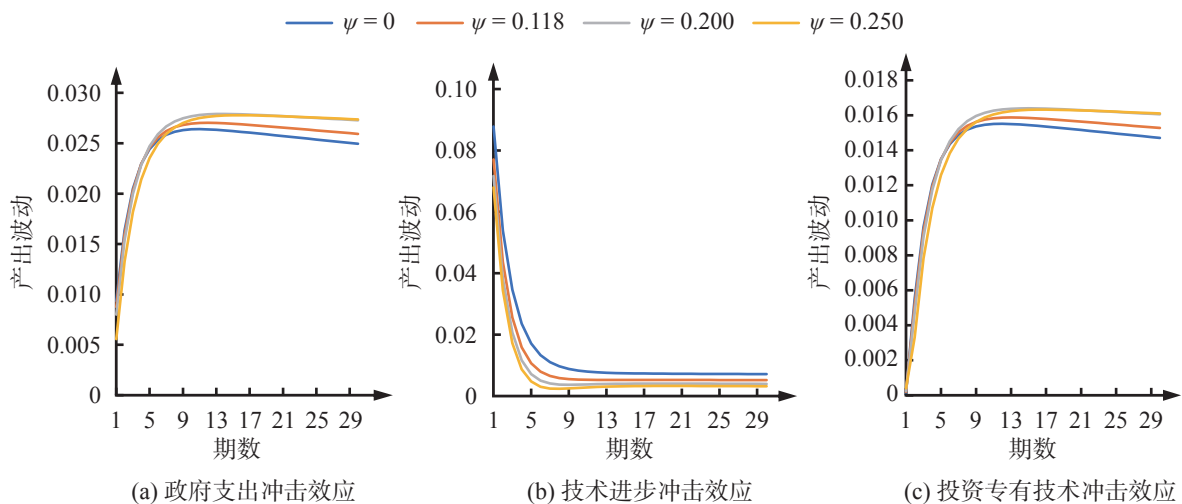


图3 利率规则下外生冲击对产出的作用

Figure 3 Effects of Exogenous Shocks on Output under Interest Rate Rules

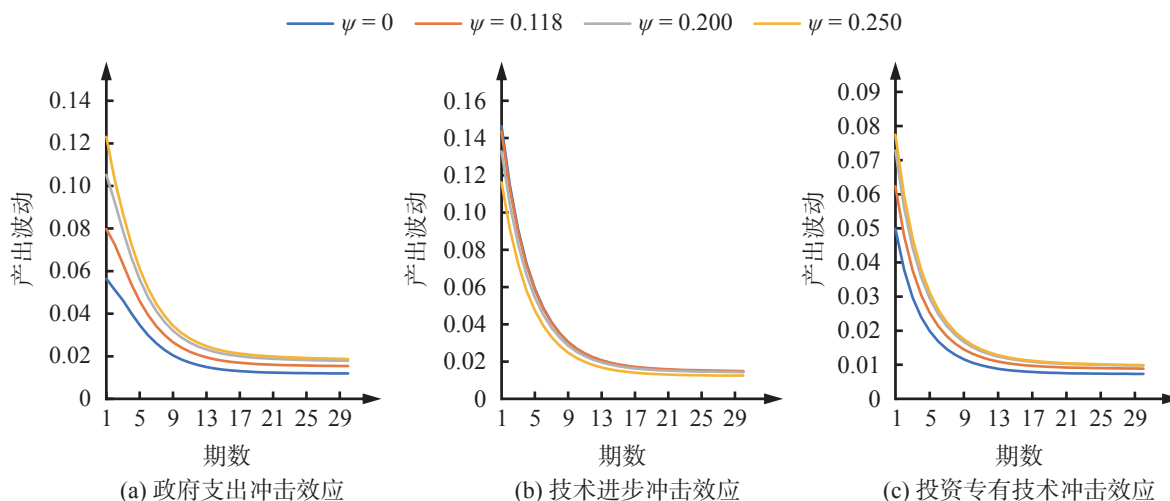


图4 数量规则下外生冲击对产出的作用

Figure 4 Effects of Exogenous Shocks on Output under Quantity Rules

下这种推动作用短期内会快速提升,中长期有持续显著影响。金融脱媒短期内会抑制政府支出快速拉升产出的作用,总体看则放大了政府支出作用。一般而言,政府支出除直接对产出有拉动作用外,还对家庭消费产生替代性,消费的下降改变了家庭跨期决策,增加向厂商提供劳动,在规模报酬不变条件下,厂商对资本的需求增加,由于家庭金融资产进入商业银行后留存一定比例的准备金再进入厂商,如果家庭金融资产直接借给厂商,将完全由厂商支配,这意味着金融脱媒程度的上升使厂商更容易得到资本,产出也更高。由此可见,尽管金融脱媒程度的提高弱化了货币政策冲击,却强化了财政政策冲击,并有平滑财政政策冲击、避免经济过度波动的效果。因此,财政政策的实施较货币政策更为有利。技术进步对产出的冲击在期初就实现最大值,之后持续下降,从第20期开始,产出的动态响应呈现出平稳状态,技术进步对产出的冲击非常显著,使产出的响应值在考察期结束仍未收敛至0值。技术进步对产出一直有较为显著的正向影响,与已有研究一致,即技术进步是增加产出的重要动力,并且有较强的持续性,这是政策效果所缺乏的。金融脱媒程度同样放大了技术进步的作用,在整个考察期,几乎是同比例放大,这与金融脱媒在政府支出中的作用较接近。投资专有技术对产出的冲击效应整体表现与政府支出非常接近,金融脱媒的影响也较一致,但投资专有技术冲击的效果明显弱于政府支出,金融脱媒的作用仍体现为厂商获得资本的增加。

(2) 从数量规则效果看,由图4可知,与利率规则下先升后降不同,产出面对政府支出的冲击是持续下降的过程,由期初最大响应值开始快速下降,在第10期左右转为平滑下降,中长期看,政府支出对产出的推动效果弱于短期。金融脱媒程度的上升对政府支出效果有明显的强化作用,在期初表现得尤为明显,关键原因仍在于金融脱媒增加了厂商获得的资

本要素。技术进步对产出的冲击效应与政府支出的作用较一致,开始即为最大值,10期以内快速下降,之后平缓下降。有所不同的是,金融脱媒程度对技术进步冲击效应强化的作用有限。投资专有技术冲击表现出与技术进步冲击类似的特征,期初最大值之后持续下降,但金融脱媒程度对投资专有技术冲击的作用略强于技术进步。总体而言,3类外生冲击对产出的动态冲击趋势较接近,均是期初最大值,然后不断收敛,但在考察期结束也未收敛至0值,也就意味着3类冲击短期内对产出的作用效果明显,中长期仍然有效。

(3) 对比两类规则的效果。尽管两类规则下政府支出均起到推动产出增长的效果,但在利率规则下政府支出对产出的短期效果弱于中长期效果,而数量规则与此相反,政府支出对产出的作用短期内非常明显,中长期较弱。产出对技术进步冲击的响应趋势在两类规则下表现一致,但就响应程度看,利率规则下的效果更强。投资专有技术冲击的对比结果与政府支出相似,表明中央银行按利率规则行事时,各外生冲击的长期效果明显,按数量规则行事时,外生冲击的短期效果明显。因此,就追求经济增长的长期效果而言,面对各类外生冲击时利率规则更有效。研究发现,加入金融脱媒因素后对比结果更显著,除货币政策外两类规则下金融脱媒对外生冲击效果均有强化作用。

5.2 宏观经济变量波动方差分解

本研究对产出和物价的波动进行方差分解,得到不同外生冲击对产出和物价变化的贡献。表3给出主要宏观经济变量的方差分解结果,总体看,不管哪类规则,货币政策、技术进步、投资专有技术和政府支出冲击贡献了产出和物价波动的90%以上,因此,这4类外生冲击是经济波动的核心来源。

(1) 对产出波动的贡献。在利率规则下,不考虑金融脱媒时,货币政策对产出的扰动高达0.302,随着

表3 主要宏观经济变量的方差分解
Table 3 Variance Decomposition of Main Macroeconomic Variables

	利率规则								数量规则							
	$\psi=0$		$\psi=0.118$		$\psi=0.200$		$\psi=0.250$		$\psi=0$		$\psi=0.118$		$\psi=0.200$		$\psi=0.250$	
	产出	物价	产出	物价	产出	物价	产出	物价	产出	物价	产出	物价	产出	物价	产出	物价
货币政策冲击	0.302	0.652	0.317	0.706	0.331	0.761	0.368	0.830	0.404	0.600	0.424	0.611	0.463	0.633	0.479	0.662
技术进步冲击	0.345	0.251	0.339	0.215	0.332	0.174	0.321	0.129	0.295	0.296	0.279	0.288	0.245	0.270	0.237	0.251
投资专有技术冲击	0.169	0.321	0.166	0.271	0.165	0.232	0.162	0.163	0.143	0.041	0.141	0.041	0.139	0.039	0.136	0.037
消费偏好冲击	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.001	0	0.001	0	0	0	0
货币偏好冲击	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
政府支出冲击	0.164	0.310	0.158	0.235	0.154	0.017	0.133	0.007	0.115	0.015	0.114	0.015	0.113	0.014	0.112	0.013
劳动供给冲击	0.010	0.001	0.008	0.001	0.007	0.001	0.005	0.001	0.012	0.013	0.010	0.011	0.010	0.010	0.010	0.010
价格加成冲击	0.011	0.032	0.011	0.027	0.011	0.024	0.001	0.002	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003

金融脱媒程度的上升,扰动达到0.368,表明利率规则下货币政策对产出波动的贡献非常显著,尽管金融脱媒弱化了货币政策效果,却提高了货币政策冲击对产出波动的贡献。这是因为金融脱媒让厂商避开了商业银行对资金供求市场的垄断,使厂商在获得资金方面有了更大的弹性,可以根据生产需求调节资金的使用,产出变得更为平稳。从这层意义上看,金融脱媒的提高降低了产出波动,货币政策冲击对产出波动的贡献相对提高。在数量规则下,产出波动受货币政策冲击的扰动为0.404,高于利率规则,同样随着金融脱媒的提高而上升。相比较而言,利率规则下货币政策冲击对产出较小的扰动就能使产出得到较大的增幅,这是数量规则无法获得的效果,且金融脱媒进一步增强了两类规则的对比结果。利率规则下不考虑金融脱媒时,政府支出冲击对产出波动的贡献弱于货币政策冲击,仅为0.164,并随着金融脱媒程度的增加而下降。数量规则下政府支出对产出的贡献更低,金融脱媒的上升仍降低政府支出的贡献。表明金融脱媒增强财政政策效果的同时,降低了财政政策对经济波动的影响,这与货币政策冲击相反。这进一步说明,在金融脱媒程度提高时,执行财政政策优于货币政策。利率规则下技术进步和投资专有技术冲击对产出波动的贡献之和在50%左右,尽管对产出波动的贡献随着金融脱媒程度上升而下降,但始终是产出波动的主要因素。不存在金融脱媒时,数量规则下技术冲击对产出波动的贡献达到0.438,与利率规则相近,是产出波动的主要因素,但随着金融脱媒程度上升至0.118,技术冲击的贡献降至0.420,低于货币政策的贡献。这意味着中央银行如果按数量规则行事,金融脱媒会改变技术冲击和货币政策冲击的相对重要性。

(2)对物价波动的贡献。无论哪种规则,货币政策冲击对物价波动的贡献均超过60%,金融脱媒程度的增加推动贡献的上升,表明无论何种情况,货币政策始终是物价变化的最重要原因。比较而言,利率规则下货币政策对物价的影响更大,中央银行在利率规则下行事对物价的控制力更高。技术进步冲击对物价的影响也很重要,尽管受到金融脱媒的干扰,但对物价变动的重要性仍远高于其他冲击。投资专有技术冲击对物价波动的贡献远低于技术进步冲击,仅在5%以内,这可能是因为体现在设备中的技术进步对产出的影响更加平稳,因此在物价波动中的作用有限。政府支出冲击对物价波动的贡献同样在5%以内,与投资专有技术冲击相当,表明无论哪种规则,财政政策的实施都不影响货币政策稳定物价的目标。值得一提的是价格加成冲击,作为成本冲击,其形成的成本推动型通货膨胀不容小觑。

6 结论

本研究通过DSGE模型全面系统地探讨金融脱媒对不同货币政策规则的影响,研究表明,①无论是利率规则还是数量规则,中央银行执行的货币政策更加关注通货膨胀,金融脱媒弱化了货币政策效果。面对金融脱媒的弱化作用,在数量规则下中央银行调整基础货币供给会更稳健,在利率规则下调整名义利率幅度会更大。这是金融脱媒对两类规则影响的重要区别。②货币政策冲击的持续性在数量规则下明显弱于利率规则,因此,从避免货币政策中性角度看利率规则更为有效。金融脱媒对两类规则的持续性均有正向影响,但不足以改变两者的差异。两类规则下,政府支出的持续性较为一致,表明财政政策发挥作用一般不会受到货币政策规则的干

扰。③货币政策对产出和物价的冲击效果在利率规则下高于数量规则,金融脱媒使数量规则下较弱的货币政策效果变得更弱,因此,从稳定产出和物价角度,货币政策按利率规则行事优于数量规则,在金融脱媒影响下利率规则将更有效。④政府支出冲击在利率规则下长期效果明显,在数量规则下短期效果明显。就追求经济增长的长期效果而言,面对政府支出冲击利率规则更有效。尽管金融脱媒弱化了货币政策冲击,却强化了财政政策冲击,并有平滑财政政策冲击、避免经济过度波动的效果。因此,随着金融脱媒程度的提高,实施财政政策比货币政策更有利。技术进步是增加产出的重要动力且有较强的持续性,这是政策效果所缺乏的,金融脱媒同样放大了技术进步的作用,推动技术进步是任何国家任何时期不变的主题。⑤不管哪类规则,货币政策、政府支出、技术进步和投资专有技术冲击贡献了产出和物价波动的绝大部分,是经济波动的核心来源。利率规则下货币政策冲击对产出较小的扰动就能使产出得到较大的增幅,这是数量规则无法获得的效果。金融脱媒提高了货币政策对经济波动的贡献,降低了财政政策的贡献。无论哪种规则,货币政策冲击对物价波动的贡献均超过一半以上,政府支出冲击对物价波动的贡献远低于货币政策,货币政策始终是物价变化的最重要原因,财政政策的实施不会影响到货币政策稳定物价的目标,且中央银行在利率规则下行事,对物价的控制力更高。

金融脱媒作为金融市场化深入发展的产物,随着中国互联网金融的快速发展,已成为影响中国经济的现实问题。要想实现货币政策目标,就需要将金融脱媒的因素考虑在内,本研究在这方面做了有益的探索。与已有关于货币政策规则的研究不同,本研究的主要贡献在于将金融脱媒作为重要的考量加入DSGE模型中,以此对比不同货币政策规则的效果。本研究不仅为DSGE模型提供了新的扩展方向,也为货币政策规则的选择更加贴近实际提供了新的视角。但考虑到影响货币政策效果的因素还有很多,如不确定性、汇率和脱实向虚等,本研究限于篇幅并没有进一步扩展,可作为今后的研究方向继续深入。

参考文献:

- [1] HESTER D D. Financial disintermediation and policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1969, 1(3): 600–617.
- [2] 吴晓求. 互联网金融: 成长的逻辑. *财经经济*, 2015, 36(2): 5–15.
WU Xiaohou. Internet finance: the logic of growth. *Finance & Trade Economics*, 2015, 36(2): 5–15.
- [3] MAUDOS J. Income structure, profitability and risk in the European banking sector: the impact of the crisis. *Research in International Business and Finance*, 2017, 39(A): 85–101.
- [4] ROLDOS J. *Disintermediation and monetary transmission in Canada*. Washington DC: International Monetary Fund (IMF), 2006.
- [5] TAYLOR J B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39: 195–214.
- [6] MCCALLUM B T. Robustness properties of a rule for monetary policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1988, 29: 173–203.
- [7] BEAN C, LARSEN J, NIKOLOV K. *Financial frictions and the monetary transmission mechanism: theory, evidence and policy implications*. Germany: European Central Bank, 2002.
- [8] 周威皓. 金融脱媒背景下的商业银行核心功能创新与功能结构优化研究. *改革与战略*, 2016, 32(11): 94–96, 120.
ZHOU Weihao. Research on commercial bank's core functional innovation and functional structure optimization under the background of financial disintermediation. *Reformation & Strategy*, 2016, 32(11): 94–96, 120.
- [9] 信怀义. 货币政策传导中的金融脱媒影响研究. 大连: 东北财经大学, 2018: 64–67.
Xin Huaiyi. *Research on the impact of financial disintermediation on conduction mechanism of Chinese monetary policy*. Dalian: Dongbei University of Finance and Economics, 2018: 64–67.
- [10] LIANG W Q, YANG P H, HAN C B. An empirical study on financial disintermediation and credit transmission of China's monetary policy. *International Journal of Education and Economics*, 2019, 2(2): 21–26.
- [11] 陈德凯. 理解金融脱媒的实际经济效应: 基于利率渠道的实证分析. *财经科学*, 2017(12): 14–26.
CHEN Dekai. The economic effect of financial disintermediation in China: an empirical analysis based on the interest rate channel. *Finance & Economics*, 2017(12): 14–26.
- [12] 杨飞. 存款利率上限、金融脱媒与货币政策传导. *财经研究*, 2016, 42(1): 83–92, 133.
YANG Fei. Deposit rate ceiling, financial disintermediation and monetary policy transmission. *Journal of Finance and Economics*, 2016, 42(1): 83–92, 133.
- [13] 柯晓星, 孙英隽. 金融脱媒对我国货币政策利率传导渠道影响的实证分析. *经济研究导刊*, 2019(32): 135–137.
KE Xiaoxing, SUN Yingjun. An empirical analysis of the influence of financial disintermediation on the transmission channel of interest rate of monetary policy in China. *Economic Research Guide*, 2019(32): 135–137.
- [14] BALL L. Efficient rules for monetary policy. *International Finance*, 1999, 2(1): 63–83.
- [15] STARK T, CROUSHORE D. Reply to the comments on “forecasting with a real-time data set for macroeconomists”. *Journal of Macroeconomics*, 2002, 24(4): 563–567.
- [16] 卞志村, 胡恒强. 中国货币政策工具的选择: 数量型还是价格型? 基于DSGE模型的分析. *国际金融研究*, 2015(6): 12–20.
BIAN Zhicun, HU Hengqiang. Monetary policy tools of China: quantity or price rules? Analysis based on DSGE model. *Studies of International Finance*, 2015(6): 12–20.
- [17] 庄子罐, 崔小勇, 赵晓军. 不确定性、宏观经济波动与中国货币政策规则选择: 基于贝叶斯DSGE模型的数量分析. *管理世界*, 2016, 32(11): 20–31.
ZHUANG Ziguan, CUI Xiaoyong, ZHAO Xiaojun. Uncertainty, macroeconomic fluctuation and the choice of monetary policy rules in China: the quantitative analysis based on Bayesian DSGE model. *Journal of Management World*, 2016, 32(11): 20–31.

- [18] 金春雨,张龙,贾鹏飞. 货币政策规则、政策空间与政策效果. *经济研究*, 2018, 53(7): 47-58.
JIN Chunyu, ZHANG Long, JIA Pengfei. Monetary policy rules, policy space and policy effects. *Economic Research Journal*, 2018, 53(7): 47-58.
- [19] LI B, LIU Q. On the choice of monetary policy rules for China: a Bayesian DSGE approach. *China Economic Review*, 2017, 44: 166-185.
- [20] 王曦,汪玲,彭玉磊,等. 中国货币政策规则的比较分析: 基于 DSGE 模型的三规则视角. *经济研究*, 2017, 52(9): 24-38.
WANG Xi, WANG Ling, PENG Yulei, et al. A comparative study of China's monetary policy rules: on the perspective of three rules based on the DSGE model. *Economic Research Journal*, 2017, 52(9): 24-38.
- [21] MEHRA Y P. A forward-looking monetary policy reaction function. *Economic Quarterly*, 1999, 85(2): 33-53.
- [22] SMETS F, WOUTERS R. Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 2007, 97(3): 586-606.
- [23] KOLASA M, RUBASZEK M, SKRZYPCZYŃ P S. Putting the new keynesian DSGE model to the real-time forecasting test. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, 44(7): 1301-1324.
- [24] 王俊杰,全冰. 货币政策规则设定、外生冲击与中国宏观经济波动: 基于动态随机一般均衡模型的分析. *当代财经*, 2018(6): 14-26.
WANG Junjie, TONG Bing. Setting of monetary policy rules, exogenous impacts and China's macroeconomic fluctuations: an analysis based on the dynamic stochastic general equilibrium model. *Contemporary Finance & Economics*, 2018(6): 14-26.
- [25] 孟宪春,张屹山,李天宇. 中国经济“脱实向虚”背景下最优货币政策规则研究. *世界经济*, 2019, 42(5): 27-48.
MENG Xianchun, ZHANG Yishan, LI Tianyu. The optimal monetary policy rule against the background of China's economic “shifting from real to fictitious”. *The Journal of World Economy*, 2019, 42(5): 27-48.
- [26] 章上峰,方琪,程灿,等. 经济不确定性与最优财政货币政策选择. *财政研究*, 2020(1): 74-86.
ZHANG Shangfeng, FANG Qi, CHENG Can, et al. Economic uncertainty and the choice of optimal fiscal and monetary policy. *Public Finance Research*, 2020(1): 74-86.
- [27] TAYLOR J B. *An historical analysis of monetary policy rules*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1998.
- [28] 宋旺,钟正生. 我国金融脱媒对货币政策传导机制的影响: 1978-2007. *经济学家*, 2010(2): 80-89.
SONG Wang, ZHONG Zhengsheng. The influence of China's financial disintermediation on the transmission mechanism of monetary policy: 1978-2007. *Economist*, 2010(2): 80-89.
- [29] JUDD J P, MOTLEY B. Nominal feedback rules for monetary policy. *Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco*, 1991(3): 3-17.
- [30] ZHANG W L. China's monetary policy: quantity versus price rules. *Journal of Macroeconomics*, 2009, 31(3): 473-484.
- [31] BAXTER M, KING R G. Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 1993, 83(3): 315-334.
- [32] HO T W. The government spending and private consumption: a panel cointegration analysis. *International Review of Economics & Finance*, 2001, 10(1): 95-108.
- [33] JUSTINIANO A, PRIMICERI G E, TAMBALOTTI A. Investment shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(2): 132-145.
- [34] CALVO G A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3): 383-398.
- [35] GALÍ J, GERTLER M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44(2): 195-222.
- [36] 封思贤,章洪量. 金融脱媒的界定、机理与测度. *经济与管理研究*, 2016, 37(6): 81-89.
FENG Sixian, ZHANG Hongliang. The definition, mechanism and measurement of financial disintermediation. *Research on Economics and Management*, 2016, 37(6): 81-89.
- [37] 马轶群,任媛. 中国人口老龄化冲击下出生率变动的经济效果. *人口与经济*, 2017(2): 21-31.
MA Yiqun, REN Yuan. Economic results of the birth rate changing under shocking of aging in China. *Population & Economics*, 2017(2): 21-31.
- [38] 魏巍贤,高中元,彭翔宇. 能源冲击与中国宏观经济波动: 基于动态随机一般均衡模型的分析. *金融研究*, 2012(1): 51-64.
WEI Weixian, GAO Zhongyuan, PENG Xiangyu. Energy shock and economic fluctuations in China: the study based on a dynamic stochastic general equilibrium model. *Journal of Financial Research*, 2012(1): 51-64.
- [39] 鄢莉莉,吴利学. 投入产出结构、行业异质性与中国经济波动. *世界经济*, 2017, 40(8): 3-28.
YAN Lili, WU Lixue. Input-output structure, industrial heterogeneity and China's economic fluctuations. *The Journal of World Economy*, 2017, 40(8): 3-28.
- [40] 黄志刚. 货币政策与贸易不平衡的调整. *经济研究*, 2011, 46(3): 32-47.
HUANG Zhigang. Monetary policy and trade imbalance adjustment. *Economic Research Journal*, 2011, 46(3): 32-47.
- [41] 李松华. 我国货币政策对房价调控效应的模拟: 基于新凯恩斯 DSGE 模型. *深圳大学学报(人文社会科学版)*, 2015, 32(5): 75-79.
LI Songhua. A simulation of the regulation effects of China's monetary policy on housing prices with a new keynesian DSGE model. *Journal of Shenzhen University (Humanities & Social Sciences)*, 2015, 32(5): 75-79.
- [42] 李悦. 金融脱媒对我国货币政策利率和信贷传导机制的影响. 大连: 东北财经大学, 2015: 42-44.
LI Yue. *Impact of financial disintermediation on Chinese monetary policy interest rate and credit transmission mechanism*. Dalian: Dongbei University of Finance and economics, 2015: 42-44.

Financial Disintermediation, Effect of Monetary Policy and Choice of Monetary Policy Rules in China

MA Yiqun

School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China

Abstract: With the explosive growth of internet finance, financial disintermediation has become a practical issue affecting China's economy. Because financial disintermediation will change the transmission path of monetary policy, the existing literature has made an in-depth analysis of this, but there is little discussion on the effectiveness of different monetary policy rules under financial disintermediation.

Taking the different influence mechanism of financial disintermediation on “quantity rule” and “interest rate rule” as the breakthrough point, the equations of “quantity rule” and “interest rate rule” including financial disintermediation factor are derived respectively by using mathematical method. Based on this, a DSGE model considering financial disintermediation is constructed, and the impact of technological progress, investment in proprietary technology, consumer preference and so on are added into the model. By using the quarterly data of China from 2003 to 2018, this study comprehensively and systematically compares the policy effects of different monetary policy rules under the influence of financial disintermediation.

The following results are obtained: Firstly, the monetary policy implemented by the central bank is more concerned about inflation, and financial disintermediation will weaken the effect of monetary policy. The central bank will adjust the basic money supply more robustly under the quantity rules, the adjustment of the nominal interest rate will be greater under the interest rate rules; Secondly, the persistence of the effect of monetary policy under the quantity rules is obviously weaker than the interest rate rule, and the financial disintermediation has a positive effect on the continuity of the two rules, but it is not enough to change the difference between the two rules. The continuity of government expenditure is more consistent under the two rules. Thirdly, the effect of monetary policy on output and prices is higher under the interest rate rules than the quantity rules, and the financial disintermediation makes the weak monetary policy effect weaker under the quantity rules. Fourthly, the long-term effect of government expenditure shocks under the interest rate rules is obvious, and the short-term effect is obvious under the quantity rules. Financial disintermediation strengthens the shocks of fiscal policy, and has the effect of smoothing fiscal policy shocks and avoiding excessive economic fluctuations. Technological progress has a strong and sustainable positive impact on output, which is what the policy effect lacks, financial disintermediation magnifies the role of technological progress. Fifthly, regardless of the type of rules, monetary policy, government spending, technological progress and investment-specific technology shocks contribute the vast majority of output and price fluctuations. Under the interest rate rule, a small disturbance of monetary policy shocks on output can make output increase greatly, which is the effect that quantitative rules can't achieve. Regardless of the rules, the contribution of monetary policy shocks to price fluctuations is more than half, which is the most important reason for price changes. The central bank acts under the interest rate rules and controls prices more. Financial disintermediation has further improved the contribution of monetary policy to economic fluctuations.

Through theoretical and empirical research, this study enriches the research on the impact of financial disintermediation on monetary policy, breaking through the existing research scope mainly based on monetary policy transmission, which can not only deepen the understanding of financial disintermediation, but also provide a new perspective for the choice of monetary policy rules. The above research will provide help for China to choose effective rules in the actual operation of monetary policy.

Keywords: financial disintermediation; interest rate rule; quantity rule; effect of monetary policy; dynamic stochastic general equilibrium model

Received Date: March 5th, 2020 **Accepted Date:** November 14th, 2020

Funded Project: Supported by the Social Science and Humanities Research of Ministry of Education of China (18YJC790116)

Biography: MA Yiqun, doctor in management, is an associate professor in the School of Government Audit at Nanjing Audit University. His research interests include macro economy and government administration. His representative paper titled “A study on national audit for regulatory arbitrage in the finance sector —— based on cross-industry financial innovation” was published in the *Audit Research* (Issue 5, 2016).

E-mail: jssjkys@163.com

□

(责任编辑: 李祎博)