

经济波动、超额准备金率和内生货币

——基于信贷市场资金搜寻和匹配视角

黄志刚*

摘 要 本文基于信贷市场资金和项目的搜寻与匹配视角建立了一个内生货币模型,分析经济波动和货币政策对超额准备金率和货币乘数的影响。比较静态分析发现,超额准备金率具有逆周期特征;其变化有减弱法定准备金率和基础货币政策效果的作用。动态分析发现,超额准备金率具有滞后周期特征;超额准备金率的内生变化会带来货币政策的时滞效应。通过中国数据校准参数后的模拟发现,较高惰性的法定准备金率调整政策不仅不能有效抚平信贷市场波动,反而可能是造成信贷市场不稳定的原因。对中国数据的实证分析表明,超额准备金率的上述特征都具有很好的统计显著性。

关键词 超额准备金率,内生货币,匹配函数

一、引 言

目前,中国的货币政策实践区别于西方发达国家的货币政策的一个重要之处是货币政策工具的选择。中国的货币政策工具更多的依赖于数量型工具,而较少依赖价格型工具。从 2002 年开始,为了控制货币量,中国人民银行推出了央行票据,通过持续发行央行票据来回收流动性。发行央行票据的本质在于控制货币供给的源头——基础货币。然而,2006 年开始,中国人民银行开始密集使用另一种控制货币供给的工具——法定存款准备金率,希望通过控制货币乘数达到控制货币供给的目标。教科书上的货币供给模型告诉我们,这种政策能够起作用。但是,它忽略了一点,经济中的主体会对货币政策操作作出反应。这种反应会影响货币政策的效果。特别的,商业银行资产选择的变化会影响这种效果。这一点已经被 2008 年金融危机之后各国的货币政策实践所证实。在危机中,各国都采取了扩张的货币政策。中国和美国两国的商业银行对此作出的反应截然相反。中国的商业银行在扩张政策下大规模地

* 中央财经大学金融学院。通信地址:北京市海淀区学院南路 39 号中央财经大学金融学院,100081; E-mail:hellohgz@gmail.com。本文受“中央财经大学 211 工程三期科研基金项目”、“中央财经大学青年科研创新团队”和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国金融发展中的创新与监管问题研究”(10JJD790011)资助。感谢杨祖燕、张丹对本文模型的效验和文字的润色工作。感谢两位审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

发放贷款,资产结构中贷款规模快速上升;而美国的商业银行在扩张政策下几乎无动于衷,美联储发行的新增基础货币基本上转化为商业银行资产结构中的超额存款准备金,贷款规模上升有限。是什么原因使得商业银行会有如此不同的表现?

本文试图回答商业银行持有的超额准备金率如何受经济波动和货币政策的影响,以及它对于货币乘数的影响。Friedman and Schwartz (1963, pp. 684—686) 具有深远影响的研究报告了基于美国 1867—1960 年货币历史数据的这些关系,他们发现准备金—存款比率在经济扩张时下降,经济收缩时上升;并且该比率在不同的货币制度背景下变化很大。其他学者对美国货币数据的分析也发现了类似的结论。¹ 本文从中国货币数据着手,分析超额准备金率的变动规律,并建立一个内生货币模型解释这种变动。

部分准备金制度的货币体系被很多学者诟病的一个重要原因是货币政策不能有效控制最终货币数量 (Fisher, 1930; Friedman, 1948, 1960; Allais, 1968 等)。因为货币当局无法直接控制影响货币乘数的两个重要因素——商业银行持有超额准备金的动机和企业与个人持有现金的动机。Fisher 指出,部分准备金制度会使得“几千家商业银行像许许多多私人造币厂一样不负责任地创造和毁灭流通手段”。在不同的经济环境和政策背景下商业银行如何创造和毁灭流通手段? 这种创造和毁灭对信贷市场产生了怎样的影响? 本文从这一视角入手分析商业银行活动对于货币形成的影响。

是什么力量促使超额准备金即银行的资产结构发生变化? 本文主要将其归因于两个方面的因素: 经济基本面和货币政策。经济基本面决定了银行贷款的收益率,如果经济环境很好,银行贷款的收益率就高,这将促使银行减少超额准备金,增加贷款;反之则反是。货币政策对于银行持有超额准备金的动机也有重要影响。本文主要分析三种货币政策工具: 法定存款准备金率、基础货币和超额准备金利率。以法定存款准备金率为例,法定存款准备金率的调整影响银行信贷创造的能力。法定存款准备金率下降意味着银行将有更大的能力创造信贷。如果信贷市场效率较低,商业银行就会面临更多的资金滞留在手中。进行更大规模的贷款不是有利可图的,因为这将意味着将花费更大的成本进行信贷创造。因此,在一个信贷市场不具有规模效应的环境下,降低法定存款准备金率将带来超额准备金率上升。这一逻辑对于基础货币的变化也同样适用。另外,超额准备金利率代表着信贷资金的机会成本,因此,它的提高会增加银行的超额准备金的持有。

¹ Cagan (1965) 对美国 1877—1953 年的数据分析发现,准备金率的变化能够解释 26% 的货币量的波动; Frost (1977) 对美国 1961—1974 年的数据分析也得出了类似结论; Garfinkel and Thornton (1991) 对美国 20 世纪 70 和 80 年代的数据分析发现,银行持有的准备金是影响货币乘数变动的因素之一; 而 Dow (2001) 对美国 20 世纪 90 年代的数据分析也发现,超额准备金在此间波动剧烈,对货币总量形成具有重要影响。

本文从信贷市场中资金和项目的搜寻与匹配视角将上述逻辑建立一个合适的模型,来说明银行资产结构如何受经济环境和货币政策的影响。资金和项目的搜寻与匹配内生决定了银行持有的超额准备金,从而内生决定了货币乘数和货币总量。未来信贷的高收益可能性使得银行具有持有闲置资金的动机,这种动机在有利的经济环境下较低;在不利的经济环境下较高,从而超额准备金表现出逆周期。²另外,货币政策的一个重要的特点是具有时滞效应(Friedman, 1969, Ch11; 1994, Ch2)。引入信贷市场的搜寻和匹配特征,本文能够对时滞效应提供一个合理的解释。信贷市场的搜寻和匹配黏性是带来这种效应的重要原因。³这一黏性使得银行资产结构的动态调整具有渐变性,在货币乘数作用下信贷规模的扩张和收缩变得缓慢,产生政策效果的时滞效应。本文基于中国的实证分析发现,超额准备金率的变动对以上结论都具有很好的统计显著性。

本文的主要创新之处有以下三点:第一,引入信贷市场中资金和项目的搜寻与匹配特征,内生银行资产结构。这一建模方法同时考虑了信贷市场的供给和需求两个方面,而文献中在内生银行资产结构时通常仅局限于银行单方面的资产结构选择(如Frost, 1971)。第二,内生化的超额准备金率模型允许分析不同经济环境和各种货币政策对银行资产结构的比较静态和动态影响,给出了银行超额准备金率逆周期变化的理论解释,从而较好地描述了经济周期中的货币乘数变化规律。第三,根据模型推导出的变量关系,对中国货币数据进行了实证检验。模型结论较好地与数据拟合,为货币政策的制定和实施提供了理论依据。

本文的结构安排如下:第二部分通过中国数据的经验分析,给出与超额准备金率相关的经验特征;第三部分建立基于搜寻和匹配视角的理论模型;第四部分对该模型进行比较静态分析,考察经济波动和货币政策对超额准备金率和货币乘数的影响;第五部分对模型进行动态模拟,给出经济波动中的超额准备金率和货币乘数的动态变化特征;第六部分分析不同货币政策工具的调整对超额准备金率、货币乘数和信贷规模的影响;第七部分采用中国数据对模型进行实证检验;第八部分是本文的结论。

二、中国超额准备金率的经验特征

本节主要分析有关银行超额准备金率变化的几个经验特征。为了研究超

² 这一结果与文献分析吻合。Friedman and Schwartz(1963)对美国近100年货币历史的分析发现存在这一关系。Frost(1971)通过存货方法使超额准备金率内生,认为超额准备金率是市场利率的减函数,以此解释20世纪30年代大危机背景下,商业银行不断持有大规模超额准备金的现象。另外,还可参见Brunner and Meltzer(1968)、Moore(1991)、Dewald(1963)和Garfinkel and Thornton(1991)关于超额准备金率与市场利率和货币政策关系的研究。

³ 文献中给出了不同的货币政策效应时滞的解释。如Tsiang(1978)是从准备金在银行系统中的动态扩散来分析时滞效应的。

额准备金率,本文先简述经典的货币乘数模型,并构造超额准备金率的数据。货币乘数模型表明基础货币、准备金率、信贷资金和货币总量存在紧密的关系,该理论由 Brunner (1961) 和 Brunner and Meltzer (1964) 建立。在银行资产负债表结构中,其资金来源是存款 D , 资金运用可分为三类:法定准备金 F 、超额准备金⁴ A 和信贷资金 N 。根据资产平衡原则有

$$D = F + A + N. \quad (1)$$

令中央银行发行的基础货币数量是 B , 它等于法定存款准备金 F 、超额准备金 A 和流通中的现金 C 之和, 即

$$B = F + A + C. \quad (2)$$

假设法定存款准备金率是 f , 因此有 $F = fD$ 。结合 (1) 和 (2) 得到超额准备金率为

$$z \equiv \frac{A}{D} = \frac{B - C}{D} - f, \quad (3)$$

该式是本文用于计算超额准备金率的基本公式。式中各个变量的取值根据“货币供应量”和“银行概览”提供的数据计算。其中, B 为“储备货币”, C 为“流通中的现金”。根据货币统计口径知道, 广义货币 $M2$ 是存款和流通中现金之和, 因此, 本文采用 $D = M2 - C$ 计算存款总量。

本文选取 1995 年第一季度到 2010 年第四季度共 64 个样本点。数据来源于《中国金融年鉴》和中国人民银行发布的统计数据。在构造超额准备金率之前, 各个总量数据都先通过季节性调整, 然后通过公式 (3) 计算超额准备金的时间序列。构造的超额准备金率序列如图 1 所示。该数据的统计特征如下: 均值为 0.082, 标准差为 0.037。

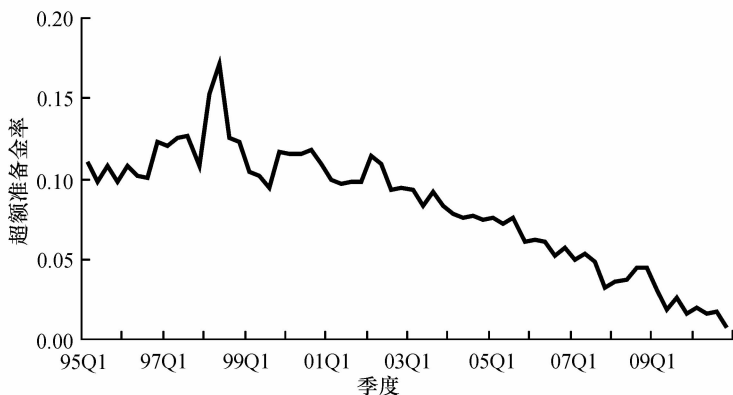


图 1 超额准备金率季度变化

⁴ 这里为了简化起见,假设银行资产中除去法定准备金外的非信贷资金只以超额准备金形式持有,即本文定义的银行的持有资金。

本文将超额准备金率的变动主要归因为以下四个变量的影响：经济基本面、法定准备金率、基础货币和超额准备金利率。这四个变量可以分成两组：第一个变量是宏观实际变量，后三个变量是货币政策变量。图2至图5显示了超额准备金与这四个变量关系的散点图。这四幅图显示，实际GDP增长率、法定存款准备金率和基础货币与超额准备金率都存在明显的负相关关系，而存款准备金利率与超额存款准备金率存在明显的正相关关系。这种明显的相关性给我们的一个直觉是，超额准备金率不仅仅如图1所示具有波动性，而且其变化还与经济环境和货币政策存在密切的关系。超额准备金率与产出增长率负相关说明：在经济繁荣期，银行少持有超额准备金；在经济萧条期，银行多持有超额准备金。法定准备金率与超额准备金率负相关表明：法定准备金率上升时，超额准备金率下降；法定准备金率下降时，超额准备金率上升。当总准备金不变时，法定准备金率与超额准备金存在完全负相关，但是图3显示的斜率为-0.53，两者的相关性也只是一-0.57。这表明，法定准备

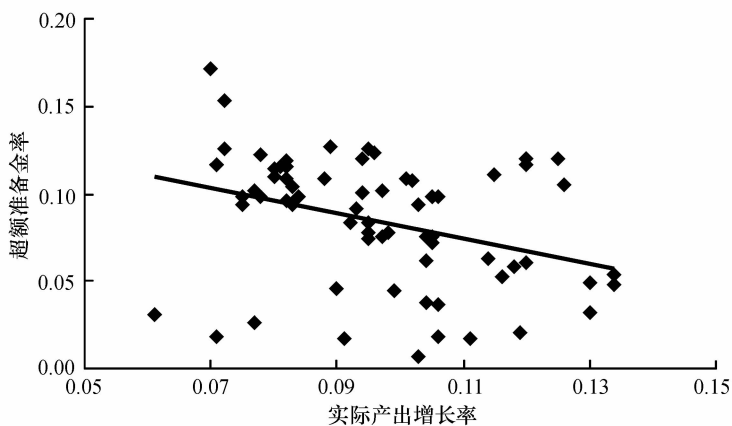


图2 超额准备金率与实际产出季度同比增长率散点图

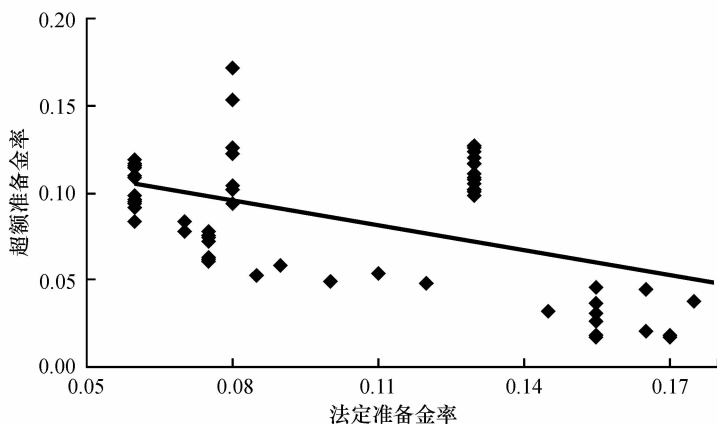


图3 超额准备金率与法定准备金率散点图

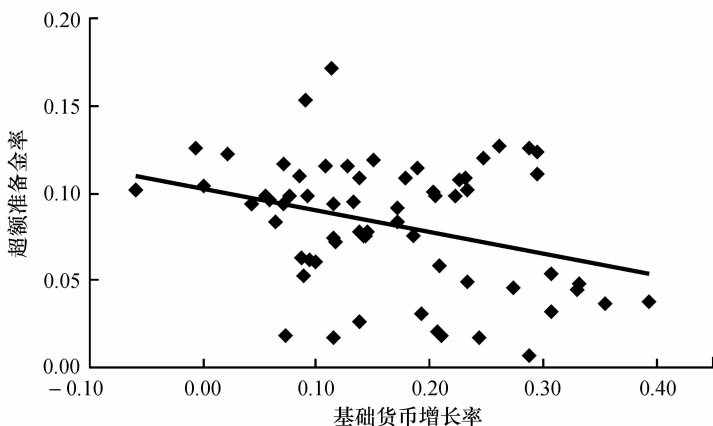


图4 超额准备金率与基础货币季度同比增长率散点图

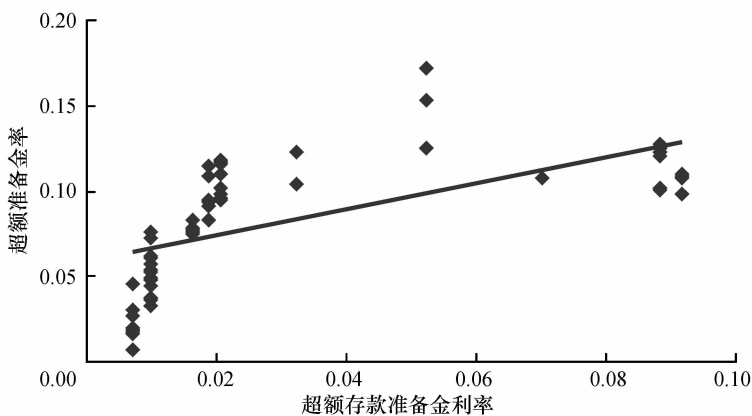


图5 超额准备金率与超额准备金利率散点图

金率的变动既不是与超额准备金率存在完全一对一的相反变化，也不是如教科书式的货币乘数模型显示的超额准备金率为一常数。超额准备金率会对法定准备金率变动作部分调整，以抵消部分法定准备金率对于货币乘数的影响。另外两种货币政策变量与超额准备金率的关系在本部分不做过多的详述，它们将在第六部分更具体的实证中予以考察。

通过超额准备金率与经济波动和货币政策关系的简单分析，我们发现的一个明显特征是：超额准备金率是一个内生变量，是银行在应对经济和货币政策环境变化过程中主动或被动调整的量。基于这一经验特征，下面我们建立一个内生货币模型，来分析超额准备金率是如何在不同的经济环境下和货币政策背景下发生变化的。

三、模 型

(一) 信贷市场中的资金搜寻和匹配

本部分建立一个内生货币模型来回答超额准备金率与经济周期和货币政策的内在关系。模型的基本框架是建立在信贷市场中资金和项目的搜寻与匹配假设之上。信贷市场是资金供给和需求的汇总市场，由于信息不对称等问题，信贷市场上资金供给增加时，资金增量和资金需求无法立刻匹配以使市场迅速出清。即使资金供求双方得到合理匹配，资金供给合同的签订和顺利执行也需消耗一定时间。基于此，本文将信贷市场的供求看做一个动态过程。在信贷市场上，银行作为资金供给者，企业作为资金需求者进行信贷交易，双方在搜寻和匹配过程中需要花费一定时间。⁵假设在 t 期资金需求和供给匹配成功的数量由银行持有的资金和潜在的项目个数决定。令匹配函数是

$$Q_t = Q(U_t, A_t) = \chi U_t^\gamma A_t^\zeta, \quad 0 \leq \gamma \leq 1, \quad 0 \leq \zeta \leq 1, \quad (4)$$

其中， Q_t 是 t 期资金匹配成功数，即新达成的信贷交易量， U_t 是潜在项目数， A_t 是银行持有的资金数额。该函数的特点是，信贷市场中匹配成功的资金和项目是潜在项目数量和可供使用的资金规模的增函数。这一设定引入了信贷市场的不完美性。即假设信贷市场中资金的供给和需求不能实现即刻的出清。资金供给者和资金需求者在达成交易之前存在一定的交易成本。符合直觉的，交易成本与市场中资金供需双方的数量成正比。如果资金供给较少，需求较多，那么需求方就需要花费更多的交易成本来寻找资金；反之，资金需求较少，供给较多时，供给方就需要花费更多的交易成本来寻找需求方。因此，资金和项目的匹配成功数量就与潜在的项目数量和可供利用的资金数量成正比。不失一般地，假设每个项目的发起资金为 1 单位信贷资金。为了简便起见，设定匹配函数为 Cobb-Dougllass 函数，体现出资金供求充裕程度对于资金匹配的正向影响。其中，参数 γ 和 ζ 分别是项目匹配成功数对潜在项目数和银行持有资金数额的弹性。这两个弹性体现信贷市场的效率。若 $\gamma + \zeta < 1$ ，匹配函数规模报酬递减，存在挤出效应。这说明信贷市场中资金与资金之间、项目与项目之间存在很强的竞争性；随着信贷市场规模扩张，单位资金或项目寻找到合适项目或资金的成功率下降。⁶若 $\gamma + \zeta > 1$ ，匹配函数规模报酬递

⁵ 本文对信贷市场资金和项目的搜寻与匹配的设定主要源于文献中关于劳动力市场搜寻和匹配模型的思想，可参见 Blanchard *et al.* (1989), Hosios (1990) 和 Romer (2001, 第 9 章) 等。另外，在货币经济学中关于货币的搜寻和匹配模型与本文的信贷市场资金和项目的搜寻和匹配有相似之处，可参见 Kiyotake and Wright (1989), Treios and Wright (1995), Wright (1999) 和 Rocheteau and Wright (2005) 等。

⁶ 但这并不代表着信贷市场达成交易的总量下降，新增信贷反而是上升的。匹配函数规模报酬递减体现新增信贷的上升速度慢于资金供给和需求增长的速度。

增,存在规模效应,体现出较高的信贷市场效率。随着信贷市场的扩张,单位资金(或项目)更容易寻找到合适的项目(或资金)。

令 α_t 表示 t 期所有银行持有资金中成功转化为信贷资金的比例,即银行持有资金转化成信贷资金的概率; β_t 表示 t 期所有潜在项目⁷中成功获得资金发起投资的比例,即潜在项目成为投资项目的概率。这两个比率分别定义为

$$\alpha_t \equiv Q(U_t, A_t)/A_t, \quad (5)$$

$$\beta_t \equiv Q(U_t, A_t)/U_t. \quad (6)$$

假设在本期存在的每个运行项目中有 ϕ 的概率继续在下一期经营, $1-\phi$ 的概率在下一期结束运行,并假设一个项目结束后就退化成为潜在项目,继续寻求新的资金进行投资。因此,经济中每期运行的项目个数由以下公式决定:

$$N_{t+1} = \phi N_t + Q_t, \quad (7)$$

其中, ϕN_t 是 t 期存在的运行项目在 $t+1$ 期继续运行的项目数, Q_t 是 t 期新投资的项目数。在模型的假设下,项目的平均持续期为 $\phi/(1-\phi)$,这也是银行贷款资金的平均持续期。

假设项目收益率为 \bar{R}_t , 资金成本(即贷款利率)为 r_t , 并假设每个项目(包括运行项目和潜在项目)在每期存在维持成本 \bar{c}_t , 且满足 $\bar{R}_t - r_t - \bar{c}_t > 0^8$, 其中 \bar{R}_t 和 \bar{c}_t 是外生变量, r_t 是内生变量,由信贷市场供求均衡决定。令运行项目在 t 期的价值为 $V_{F,t}$, 潜在项目的价值为 $V_{U,t}$ 。根据动态规划方法,运行项目价值的 Bellman 方程是

$$V_{F,t} = \bar{R}_t - r_t - \bar{c}_t + \rho E_t[(1-\phi)V_{U,t+1} + \phi V_{F,t+1}], \quad (8)$$

其中, $\rho \in (0,1)$ 是折现因子, E_t 表示 t 期的期望。

潜在项目的价值的 Bellman 方程表示为

$$V_{U,t} = -\bar{c}_t + \rho E_t[\beta_t V_{F,t+1} + (1-\beta_t)V_{U,t+1}]. \quad (9)$$

公式中假设每个 t 期匹配成功的项目只有从 $t+1$ 期开始才产生收益,因此采用了 t 期的项目匹配成功率。

单位信贷资产价值 $V_{L,t}$ 的 Bellman 方程是

$$V_{L,t} = r_t + \rho E_t[(1-\phi)V_{A,t+1} + \phi V_{L,t+1}]. \quad (10)$$

该式表明,对应于项目回收情况,所有的信贷资金在每一期有 $1-\phi$ 部分收回,成为银行持有的资金;另外 ϕ 的部分在下一期仍保持信贷资金形态不变,

⁷ 本文定义“潜在项目”是那些在信贷市场中搜寻资金,并没有获得投资的项目;定义“运行项目”是那些已经获得信贷资金,并投资设立的项目,包括原先存在的项目和当期新增的项目。

⁸ 由于 r_t 是内生的,这一条件未必成立。但是,令银行持有资金的机会成本为 $r_{0,t}$, 则若 $\bar{R}_t - r_{0,t} - \bar{c}_t > 0$ 成立,均衡的贷款利率必然使得 $\bar{R}_t - r_t - \bar{c}_t > 0$ 成立。

为运行项目服务。

假设银行持有资金的平均收益率为 $\bar{r}_{0,t}$ 。简化起见，假设银行的持有资金全部由银行的超额准备金组成⁹，则 $\bar{r}_{0,t}$ 是准备金利率。银行持有资金价值 $V_{A,t}$ 的 Bellman 方程是

$$V_{A,t} = \bar{r}_{0,t} + \rho E_t [\alpha_t V_{L,t+1} + (1 - \alpha_t) V_{A,t+1}]. \quad (11)$$

公式中使用 t 期的资金匹配成功率的原因与 (9) 式相同。

假设银行和企业通过讨价还价分配项目收益。讨价还价目标函数设定为

$$\text{Max}(V_{L,t} - V_{A,t})^\omega (V_{F,t} - V_{U,t})^{1-\omega}. \quad (12)$$

假设银行与企业 在讨价还价过程中具有相同的谈判力¹⁰，设 $\omega = 1/2$ 。这一问题的解是

$$V_{L,t} - V_{A,t} = V_{F,t} - V_{U,t}. \quad (13)$$

该方程也是均衡贷款利率的决定公式。

为了确定潜在项目的数量，假设潜在项目可以自由进入信贷市场，因此潜在项目进出的均衡条件是其市场价值为零，即

$$V_{U,t} = 0. \quad (14)$$

(二) 信贷资金的形成过程

根据公式 (1)、(2) 及 $F = \bar{f}D$ 和 $C = \theta D$ ，可以推导出基础货币、超额准备金率和信贷规模之间的关系

$$\bar{B}_t = \frac{1 + \theta}{1 - \bar{f}_t} A_t + \frac{\theta + \bar{f}_t}{1 - \bar{f}_t} N_t. \quad (15)$$

根据模型的设定，该式中的变量分成两组：(1) 外生变量： \bar{f}_t 和 \bar{B}_t ；(2) 内生变量： A_t 和 N_t 。(15) 式表明，给定法定存款准备金率、现金存款比和基础货币，超额准备金和信贷资金存在一个转化比例，为 $(1 + \theta)/(\bar{f} + \theta)$ ，即给定其他条件不变，超额准备金每下降 1 单位，信贷资金将增加 $(1 + \theta)/(\bar{f} + \theta)$ 单位。这一增幅大于 1，说明超额准备金的变化对于货币形成存在乘数效应。

货币总量定义为 $M_t = D_t + C_t$ ，由方程 (2) 得到 $\bar{B}_t = (\bar{f}_t + z_t + \theta) D_t$ ，因此有 $M_t = (1 + \theta) D_t = \bar{B}_t (1 + \theta) / (\bar{f}_t + z_t + \theta) \equiv m \bar{B}_t$ 。即基础货币形成最终货币的货币乘数为

⁹ 这样设定的目的是简化银行资产选择决策。在实际中，银行通常会持有多种形式的资产作为新贷款的储备资金，包括存放央行的超额准备金、持有的库存现金、高流动性的债券（如国债）等。

¹⁰ 也可以设定银行和企业具有不对称的谈判力，但是不同的分配方案不会从根本上影响本文结论。

$$m_t \equiv \frac{1 + \theta}{f_t + z_t + \theta} \quad (16)$$

四、影响超额准备金率的因素：比较静态分析

稳态下，运行项目和潜在项目价值的差异可由(8)式和(9)式得到

$$V_F - V_U = \frac{R - r}{1 - \rho(\phi - \beta)} \quad (17)$$

该式表明，运行项目和潜在项目价值差异与项目收益率和贷款利率之差成正比，并受项目生存概率和潜在项目匹配成功率的影响：生存概率越大，两者的价值差异越大；项目匹配成功率越大，价值差异越小。

稳态下，信贷资金与持有资金的价值差异可由(10)式和(11)式得到

$$V_L - V_A = \frac{r - \bar{r}_0}{1 - \rho(\phi - \alpha)} \quad (18)$$

该式表明，信贷资金与持有资金的价值差异与两者的收益率之差成正比，并受项目生存概率和资金匹配成功率的影响：生存概率越大，两者的价值差异越大；资金匹配成功率越大，价值差异越小。这里的逻辑是，项目持续时间越长，那么项目的价值就越大，所以生存概率与项目价值成正比；而如果匹配越容易达成，持有资金就越容易转为信贷资金，从而其预期价值将越高。

根据讨价还价均衡的收益分配方程(13)，得到市场均衡的贷款利率

$$\begin{aligned} r &= \frac{1 - \rho(\phi - \beta)}{2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)} \bar{r}_0 + \frac{1 - \rho(\phi - \alpha)}{2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)} \bar{R} \\ &= \bar{r}_0 + \frac{1 - \rho(\phi - \alpha)}{2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)} (\bar{R} - \bar{r}_0). \end{aligned} \quad (19)$$

该式表明，均衡贷款利率是持有资金利率和项目收益率的加权平均值，权数受到项目生存率、资金匹配成功率和项目匹配成功率的影响。进一步的，资金匹配成功率与贷款利率正相关，项目匹配成功率与贷款利率负相关。其原因在于，资金匹配成功率高意味着银行资金比较稀缺，因此银行的谈判力相对较大，可以要求较高的利率；而项目匹配成功率较高意味着潜在项目比较稀缺，因此谈判力从银行向企业倾斜，企业可以要求较低的贷款利率。

当经济处于稳态时，项目退出数量等于新投资的项目数量，即

$$(1 - \phi)N = Q. \quad (20)$$

根据资金匹配成功率的定义(5)结合(15)，可得均衡时的资金匹配成功率为

$$\alpha = \frac{(1-\phi)N}{A} = \frac{(1-\phi)N}{\phi\bar{B} - (1-\phi)N} \equiv \alpha(N, \bar{B}, \bar{f}), \quad (21)$$

其中, $\phi \equiv (1-\bar{f})/(1+\theta)$ 。该式表明, 均衡的信贷资金越大, 银行持有的资金越少, 则资金匹配成功率越高。

根据潜在项目匹配成功率定义 (6), 并结合 (4) 和 (15), 得

$$\beta = \frac{(1-\phi)N}{U} = \chi^{1/\gamma} [\phi\bar{B} - (1-\phi)N]^{\zeta/\gamma} [(1-\phi)N]^{1-1/\gamma} \equiv \beta(N, \bar{B}, \bar{f}). \quad (22)$$

该式表明, 均衡的信贷资金越大, 潜在项目可获得资金越少, 则潜在项目匹配成功率越低。

根据潜在项目的自由进入条件 (14), 得均衡下信贷资金 (或运行项目个数) 的决定方程是

$$\begin{aligned} V_U &= -\frac{\bar{c}}{1-\rho} + \frac{\rho\beta}{1-\rho} \frac{\bar{R}-r}{1-\rho(\phi-\beta)} \\ &= -\frac{\bar{c}}{1-\rho} + \frac{\rho\beta(N, \bar{B}, \bar{f})}{1-\rho} \frac{\bar{R}-\bar{r}_0}{2-2\rho\phi + \rho[\alpha(N, \bar{B}, \bar{f}) + \beta(N, \bar{B}, \bar{f})]} = 0. \end{aligned} \quad (23)$$

方程 (21) 和 (22) 表明, 当 $N \rightarrow 0$ 时, $\alpha \rightarrow 0$, 且 $\beta \rightarrow \infty$, 因此有 $V_U \rightarrow (\bar{R}-\bar{r}_0-\bar{c})/(1-\rho)$; 当 $N \rightarrow \bar{B}\phi/(1-\phi)$ (即 $A \rightarrow 0$) 时, $\alpha \rightarrow \infty$, 且 $\beta \rightarrow 0$, 因此有 $V_U \rightarrow -\bar{c}/(1-\rho)$ 。因此, 方程 (23) 一定存在关于 N 的解, 且位于区间 $[0, \bar{B}\phi/(1-\phi)]$ 内 (见图 6)。

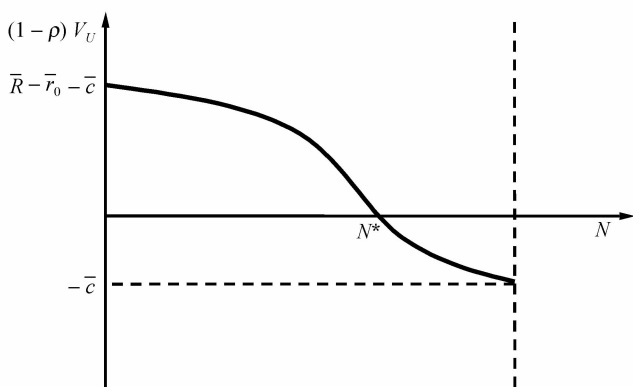


图6 稳态均衡的信贷资金决定

(一) 经济波动对超额准备金率的影响

超额准备金率, 进而货币乘数会受经济波动影响这一特征早已被许多

学者发现 (Cagan, 1965; Frost, 1977)。本部分重点研究这一关系。这里将项目收益率的变化作为衡量经济波动的指标。¹¹

将均衡条件 (23) 式转化为

$$2\bar{c}(1-\rho\phi) + \bar{c}\rho[\alpha(N, \bar{B}, \bar{f}) + \beta(N, \bar{B}, \bar{f})] = \rho\beta(N, \bar{B}, \bar{f})(\bar{R} - \bar{r}_0). \quad (24)$$

为考虑 R 对信贷规模的影响, 对 (24) 式求 R 的偏导数得

$$\frac{\partial N}{\partial R} = \frac{\beta}{\bar{c}\alpha_N - (R - \bar{r}_0 - \bar{c})\beta_N}. \quad (25)$$

根据 (21) 和 (22) 可知 $\alpha_N > 0$ 和 $\beta_N < 0$, 因此, 有 $\partial N / \partial \bar{R} > 0$ 。这表明, 项目收益率提高, 会使得均衡下的信贷规模扩张, 即更多的项目获得资金。

超额准备金率公式 (3) 可以转化为

$$z \equiv A/D = 1 - \bar{f} - (1 + \theta) \frac{N}{B + N}. \quad (26)$$

对其求 \bar{R} 的偏导数, 得

$$\frac{\partial z}{\partial \bar{R}} = - (1 + \theta) \frac{\bar{B}}{(B + N)^2} \frac{\partial N}{\partial \bar{R}} < 0. \quad (27)$$

因此, 项目收益率上升, 会使银行超额准备金率下降。这与直觉相符: 项目盈利能力上升, 为了获得高收益带来的好处, 银行更愿意扩大贷款规模, 减少持有资金。

定理 1 超额准备金率具有逆经济周期的特征, $\partial z / \partial \bar{R} < 0$, 进而货币乘数具有顺经济周期特征。

定理 1 给出的结论与超额准备金率的第一个经验事实一致。其主要原因是项目收益率的提高会带来贷款利率上升, 因为贷款利率是超额准备金的机会成本。项目收益率上升会提高均衡贷款利率的结论可以对 (19) 式求 \bar{R} 的偏导数得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial r}{\partial \bar{R}} = & \frac{[1 - \rho(\phi - \alpha)]}{2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)} \\ & + \rho(\bar{R} - \bar{r}_0) \frac{\alpha_N [1 - \rho(\phi - \beta)] - \beta_N [1 - \rho(\phi - \alpha)]}{[2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)]^2} \frac{\partial N}{\partial \bar{R}}. \end{aligned} \quad (28)$$

显然, $\partial r / \partial \bar{R} > 0$ 。项目收益率提高如果对贷款项目增加的作用越大, 则对贷款利率提高的作用也将越大。这与银行在该过程中讨价还价能力的提高有关。

¹¹ 这样简化是合适的。在理论分析经济波动的模型中通常将经济波动的来源归结为技术冲击(如 RBC 模型)。技术冲击之所以会带来波动, 主要是因为它改变了资本和劳动的边际收益。作为资本收益率的项目收益率变化可以认为就是这种技术冲击的一种间接衡量。

(二) 不同货币政策对超额准备金率的影响

本文主要分析三种货币政策工具，分别为：法定存款准备金率、基础货币和超额准备金利率。其中，前两者属于数量型政策工具，后者属于价格型政策工具。下面分析这三个工具对超额准备金率、货币乘数和信贷总量的影响。

1. 数量型货币政策：调整法定存款准备金率

对(26)式求 \bar{f} 的一阶导数得

$$\frac{\partial N}{\partial f} = -\frac{\bar{c}\alpha_f - (\bar{R} - \bar{r}_0 - \bar{c})\beta_f}{\bar{c}\alpha_N - (\bar{R} - \bar{r}_0 - \bar{c})\beta_N}. \quad (29)$$

根据(21)式和(22)式，可知 $\alpha_f > 0$ 、 $\alpha_N > 0$ 、 $\beta_f < 0$ 和 $\beta_N < 0$ ，因此，有 $\partial N / \partial \bar{f} < 0$ ，即提高法定存款准备金率会减少信贷资金规模。这是紧缩货币政策的效果。但是，法定存款准备金率的变化不再仅仅通过直接影响货币乘数而对信贷总量发生影响，它还将影响银行超额准备金的持有，间接地影响货币乘数。

那么，法定存款准备率的变动对货币乘数的影响有多大？根据货币乘数的定义(16)式，给定超额准备金率和现金存款比，法定存款准备金率的提高必然对应货币乘数的下降，其比率是 $\partial \psi / \partial \bar{f} = -(1 + \theta) / (\bar{f} + z + \theta)^2$ 。但在本文的搜寻匹配模型中，超额准备金率不是常数，因此，法定存款准备金率的变化对货币乘数的影响不再按这一比率进行调整。一个直接的问题是，超额准备金率的变化是加强还是减弱法定准备金率调整政策的效应呢？根据(3)式，法定存款准备金率通过两个途径影响超额准备金率：直接降低超额准备金率和通过影响信贷规模间接影响超额准备金率。这两个效应正好相反，故只有对比这两个效应的大小，才能确定超额准备金率的变动方向。对(26)式关于 \bar{f} 求偏导得

$$\frac{\partial z}{\partial f} = -1 - (1 + \theta) \frac{B}{(B + N)^2} \frac{\partial N}{\partial f}. \quad (30)$$

定理 2 给定信贷资金匹配函数规模报酬非递增($\gamma + \tau \leq 1$)，调整法定存款准备金率对超额准备金率具有负向影响， $\partial z / \partial \bar{f} < 0$ ，即调整法定准备金率的货币政策会被超额准备金率的变化部分抵消(证明见附录 A)。

这里，匹配函数规模报酬非递增的假设是 $\partial z / \partial \bar{f} < 0$ 的充分条件，但不是必要条件。从附录 A 的推导可以发现，若匹配函数规模报酬具有较弱的递增特点，在一定条件下(如超额准备金率相对较高时)，仍然有 $\partial z / \partial \bar{f} < 0$ ；只有当匹配函数的规模效益非常明显时，才可能有 $\partial z / \partial \bar{f} > 0$ 成立。定理 2 给出的结论与中国超额准备金率的经验吻合(参看图 3)。因此，经验事实说明，中国信贷市场体现出比较明显的规模报酬递减的特征。

定理2的政策含义是：调整法定存款准备金率的货币政策效果会被经济环境中参与主体的活动部分抵消，超额准备金率在这个过程中发挥着关键作用。更详细地，这是因为银行和企业资金供给与需求的搜寻匹配过程受到货币政策影响。提高法定存款准备金率，使得信贷市场资金变紧，银行信贷规模缩减。然而，资金环境变紧时，银行议价能力会提高，从而抬高市场利率；较高的市场利率必然鼓励银行降低超额准备金的持有比率。这就部分抵消了法定存款准备金提高的紧缩效应。

为检验提高法定存款准备金率对市场利率的影响，对方程(19)关于 \bar{f} 求偏导得

$$\frac{\partial r}{\partial \bar{f}} = \rho(\bar{R} - \bar{r}_0) \frac{[1 - \rho(\phi - \beta)]d - [1 - \rho(\phi - \alpha)] \frac{\alpha_N \beta_f - \alpha_f \beta_N}{\alpha_N - d\beta_N}}{[2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)]^2}, \quad (31)$$

其中， $d \equiv (\bar{R} - \bar{r}_0 - \bar{c})/\bar{c}$ 。结合(21)式，可将 $[1 - \rho(\phi - \beta)]d - [1 - \rho(\phi - \alpha)]$ 简化为 $(1 - \rho\phi)(\bar{R} - \bar{r}_0)/\bar{c} > 0$ 。因此 $\partial r/\partial \bar{f}$ 符号由 $(\alpha_N \beta_f - \alpha_f \beta_N)/(\alpha_N - d\beta_N)$ 决定，由于 $\alpha_N > 0$ 和 $\beta_N < 0$ ，该式分母为正；其分子可以化简为 $(1 - \gamma - \zeta)\alpha\beta(\bar{B} + N)/[(1 + \theta)\gamma AN]$ 。可以看出，该式符号进而 $\partial r/\partial \bar{f}$ 符号取决于匹配函数的规模报酬特征。若匹配函数规模报酬不变，有 $\partial r/\partial \bar{f} = 0$ ；若规模报酬递增，有 $\partial r/\partial \bar{f} < 0$ ；若规模报酬递减，有 $\partial r/\partial \bar{f} > 0$ 。

在匹配函数规模报酬递减的条件下，提高法定存款准备金率会使市场均衡的贷款利率上升，这正是银行降低超额准备金率的根本原因。综上，本文分析支持以下货币传导机制：法定存款准备金率提高，银行持有的资金相应下降，银行在信贷市场中的议价能力上升，贷款利率上升，信贷规模下降。

2. 数量型货币政策：调整基础货币

对(21)式求 \bar{B} 的一阶导数得到

$$\frac{\partial N}{\partial \bar{B}} = -\frac{\bar{c}\alpha_B - (\bar{R} - \bar{r}_0 - \bar{c})\beta_B}{\bar{c}\alpha_N - (\bar{R} - \bar{r}_0 - \bar{c})\beta_N}. \quad (32)$$

由(21)式和(22)式知， $\alpha_B < 0$ 、 $\alpha_N > 0$ 、 $\beta_B > 0$ 、 $\beta_N < 0$ ，因此 $\partial N/\partial \bar{B} > 0$ ，即增加基础货币发行将扩大信贷资金规模。这正是扩张性货币政策的效果。

基础货币的变化同时也会影响银行持有超额准备金率的比率，从而间接的影响货币形成。对(25)式关于 \bar{B} 取偏导得

$$\frac{\partial z}{\partial \bar{B}} = \frac{(1 + \theta)N}{(B + N)^2} \left(1 - \frac{\bar{B}}{N} \frac{\partial N}{\partial \bar{B}}\right). \quad (33)$$

该式表明，基础货币通过两种效应影响超额准备金率：正向的直接作用和通过影响信贷量而影响超额准备金率的负向间接作用。因此，基础货币对超额准备金率的影响方向取决于这两个效应的相对大小。

定理3 给定信贷资金匹配函数规模递减($\gamma + \zeta < 1$)，基础货币的变动对

超额准备金率具有正向影响, $\partial z/\partial \bar{B} > 0$, 即增加基础货币的扩张性货币政策会被银行增加持有超额准备金率部分抵消(证明见附录B)。

定理3说明, 公开市场操作会影响银行持有的超额准备金比率。当匹配函数规模报酬递减时, 增加基础货币会提高超额准备金率。这个结论的逻辑是, 当信贷市场不具有规模效率时, 基础货币的增加使得超额准备金增加, 这会降低资金匹配的成功率, 就使得银行必须持有较高比率的超额准备金率。

为考察调整基础货币对均衡贷款利率的影响, 对方程(16)求 \bar{B} 的导数得

$$\frac{\partial r}{\partial \bar{B}} = \rho(\bar{R} - \bar{r}_0) \frac{[1 - \rho(\phi - \beta)]d - [1 - \rho(\phi - \alpha)]}{[2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)]^2} \frac{\alpha_N \beta_B - \alpha_B \beta_N}{\alpha_N - d\beta_N}. \quad (34)$$

与表达式(31)类似, 该式的符号由最后一个分式的分子的符号决定。计算得到 $\alpha_N \beta_B - \alpha_B \beta_N = -(1 - \gamma - \zeta)\alpha\beta\varphi/(\gamma NA)$ 。该式的符号仍然取决于匹配函数的规模报酬特征。匹配函数若规模报酬不变, 则 $\partial r/\partial \bar{B} = 0$; 若规模报酬递增, 则 $\partial r/\partial \bar{B} > 0$; 若规模报酬递减, 则 $\partial r/\partial \bar{B} < 0$ 。这表明若匹配函数规模报酬递减, 增加基础货币会降低信贷市场中的均衡利率, 进而减弱银行持有资金的动机, 使得超额准备金率下降。这正是定理3背后的逻辑。

定理2和定理3分析的两种数量型货币政策工具都表明, 超额准备金率的内生变化抵消这两个工具的政策效果的一个充分条件是匹配函数规模报酬递减, 这一条件也同时是决定贷款利率变化方向的充分必要条件。

3. 价格型货币政策: 调整超额准备金利率

通常的直觉是, 提高超额准备金存款利率将促使银行倾向于多持有超额准备金。¹²下面通过推导对此进行证明。

对(24)式求 \bar{r}_0 的偏导数, 得

$$\frac{\partial N}{\partial \bar{r}_0} = -\frac{\beta}{\bar{c}\alpha_N - (R - \bar{r}_0 - \bar{c})\beta_N}. \quad (35)$$

由于 $\alpha_N > 0$ 、 $\beta_N < 0$, 因此有 $\partial N/\partial \bar{r}_0 < 0$, 即提高超额准备金利率, 会使信贷量下降。给定法定存款准备金率和基础货币, 信贷量下降来源于银行持有了更多的超额准备金。通过对超额准备金利率关于收益率求偏导可证明这点:

$$\frac{\partial z}{\partial \bar{r}_0} = -(1 + \theta) \frac{\bar{B}}{(B + N)^2} \frac{\partial N}{\partial \bar{r}_0} > 0. \quad (36)$$

¹² 参见 Ogawa(2007)、Beek(1981)、Bindseil *et al.* (2006)和 Dow(2001)。Beek(1981)认为市场利率作为超额准备金的机会成本, 会影响银行超额准备金的持有动机, 但是利率变化对于超额准备金数量的影响不是立即的, 而是在之后的一段时间内逐渐发挥这种影响。Ogawa(2007)发现, 低的短期利率和高的坏账率是日本银行持有大量超额准备金的重要原因。Bindseil *et al.* (2006)在分析欧洲中央银行中也发现, 超额准备金与利率存在反相关关系, 并认为不同的货币政策框架对于超额准备金的规模和波动性具有很显著的影响。

定理 4 提高超额准备金利率会提高银行持有的超额准备金率, $\partial z/\partial \bar{r}_0 > 0$ 。调节利率的货币政策会影响货币乘数, 准备金利率变动与货币乘数反相关。

值得注意的是, 这里的利率政策与传统的利率政策存在明显区别。传统的货币政策通过提高利率——信贷市场利率——来增加投资成本, 从而抑制经济过热。利率规则比较完善的货币政策主要通过宣布目标利率, 通过公开市场操作改变基础货币供给, 来影响市场信贷总量, 以实现竞争性的市场利率向目标利率靠近。它们调整的是本模型中的贷款利率。与之不同, 本文中调整超额准备金利率是一种直接的价格调整政策, 中央银行可以据此直接影响银行的资产组合结构, 进而影响货币信贷总量。因此本文给出的利率是一种操作工具, 而不是传统利率规则中的中间目标工具。正如模型中展示的, 作为操作工具, 调整准备金利率会影响中间目标工具信贷市场利率。因此, 与传统公开市场业务操作的政策不同, 这里可以采用调节准备金利率实现相同的目标¹³——调节信贷市场利率。

准备金利率对信贷利率的影响仍然可以通过对 (19) 式求导数并结合均衡条件 (24) 式得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial r}{\partial \bar{r}_0} &= \frac{[1 - \rho(\phi - \beta)]}{2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)} \\ &+ \rho(\bar{R} - \bar{r}_0) \frac{\alpha_N [1 - \rho(\phi - \beta)] - \beta_N [1 - \rho(\phi - \alpha)]}{[2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)]^2} \frac{\partial N}{\partial r_0} \\ &= - \frac{[1 - \rho(\phi - \beta)]d - [1 - \rho(\phi - \alpha)]}{2 - 2\rho\phi + \rho(\alpha + \beta)} \frac{\beta_N}{\alpha_N - d\beta_N} > 0. \end{aligned} \quad (37)$$

从第一个等式看到, 准备金利率对于贷款利率具有两个相反的效应: 直接的正向效应和间接的负向效应, 后者由准备金提升后贷款规模降低所致。贷款规模降低会增加银行的持有资金, 银行资金匹配成功率下降, 议价能力向企业偏斜, 从而贷款利率倾向于降低。第二个等式表明, 由于直接效应占主导地位, 提高准备金利率必然会带动均衡的贷款利率上升。其背后的逻辑为, 准备金利率是银行信贷资金的机会成本。准备金利率上升意味着信贷资产的机会成本增加, 从而推动信贷资产价格——贷款利率——上升。

¹³ 这一政策工具在部分发达国家的金融制度中是不存在的, 如美国。但是中国的货币政策中提供了这一工具, 因为, 中国的银行存放于中央银行的准备金率是支付利息的。这种通过调节准备金利率的政策工具得到 Friedman(1960) 的大力支持。但是, Friedman 并不支持对超额准备金也支付利率, 仅认为法定准备金可以支付利率。

五、动态模拟：经济波动中的超额准备金率和货币乘数

上节对模型进行了比较静态分析，关注的是经济的长期均衡方面。本节将分析超额准备金率和货币乘数在经济波动中的动态调整过程，关注的是经济的短期波动特征。

模型的动态系统由方程(4) — (11) 和 (13) — (15) 决定。类似于方程(23)的推导，可得出决定贷款量的动态方程

$$E_t \left[\bar{R}_{t+1} - \bar{r}_{0,t+1} + \frac{2\phi - \alpha_{t+1} - \beta_{t+1}}{\beta_{t+1}} \bar{c}_{t+1} \right] = \frac{2}{\beta_t} \bar{c}_t, \quad (38)$$

其中， $\alpha_t = \frac{N_{t+1} - \phi N_t}{\phi_t \bar{B}_t - (1 - \phi_t) N_t}$ ， $\beta_t = \chi^{1/\xi} [\phi_t \bar{B}_t - (1 - \phi_t) N_t]^{1/\xi} [N_{t+1} - \phi N_t]^{1-1/\xi}$ ， $\phi_t \equiv (1 - \bar{f}_t) / (1 + \theta)$ 。这是关于 N 的非线性动态方程，无法解出关于 N 的显式解，因此采用数值模拟方法来考察经济的动态过程。

假设项目的维持成本是常数，考虑项目收益率、法定准备金率、基础货币和超额准备金利率四个外生变量的影响。将(38)式在稳态均衡附近对数线性化得到(参见附录C)

$$a_N \hat{N}_{t+2|t} + b_N \hat{N}_{t+1|t} + c_N \hat{N}_t = a_R \hat{R}_{t+1|t} + a_{r0} \hat{r}_{0,t+1|t} + a_f \hat{f}_{t+1|t} + b_f \hat{f}_t + a_B \hat{B}_{t+1|t} + b_B \hat{B}_t. \quad (39)$$

设定项目收益率、法定准备金率、基础货币和超额准备金利率都服从AR(1)过程¹⁴，即 $\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + \epsilon_{R,t}$ ， $\hat{f}_t = \rho_f \hat{f}_{t-1} + \epsilon_{f,t}$ ， $\hat{B}_t = \rho_B \hat{B}_{t-1} + \epsilon_{B,t}$ 和 $\hat{r}_{0,t} = \rho_{r0} \hat{r}_{0,t-1} + \epsilon_{r0,t}$ ， $\rho_R, \rho_f, \rho_B, \rho_{r0} \in [0, 1]$ ， $\epsilon_{R,t}$ 是随机扰动过程， $\epsilon_{f,t}, \epsilon_{B,t}, \epsilon_{r0,t}$ 可以看做货币政策扰动。在此基础上，得到方程(39)关于 N 的一阶差分解为

$$\hat{N}_{t+1} = \lambda \hat{N}_t + \eta \hat{R}_t + \mu \hat{f}_t + \vartheta \hat{B}_t + \xi \hat{r}_{0,t}, \quad (40)$$

其中， $\lambda = \frac{-b_N + \sqrt{b_N^2 - 4a_N c_N}}{2a_N}$ ， $\eta = \frac{a_R \rho_R}{a_N (\lambda + \rho_R) + b_N}$ ， $\mu = \frac{a_f \rho_f + b_f}{a_N (\lambda + \rho_f) + b_N}$ ， $\xi = \frac{a_{r0} \rho_{r0}}{a_N (\lambda + \rho_{r0}) + b_N}$ 。根据下面校准的参数有 $\lambda \in (0, 1)$ ，因此，方程(40)具有收敛性，即动态方程(39)是稳定的。

为模拟而选取的参数数值分两部分设置： $\{\phi, \gamma, \zeta, \chi, \bar{B}\}$ 五个参数通过合理假设获得， $\{\rho, \bar{f}, \theta, \bar{R}, \bar{r}_0, \chi\}$ 六个参数通过中国的经济数据通过校准来设

¹⁴ 这里允许AR(1)中的系数为1，即随机游走过程。

置。首先,取 $\phi=0.8$,表示在每一个季度有20%的贷款收回,这一设置表明,银行贷款的平均寿命是4个季度。其次,设定匹配函数规模报酬递减,取 $\zeta=0.3$ 和 $\gamma=0.2$,并设置 $\chi=1$ 。最后,任意取 $\bar{B}=100$,其任意性在于它仅影响银行持有资金总量和信贷规模,而不影响本文主要关注的超额准备金率等比率和货币乘数。

合理设定上述参数后,采用实际经济数据和校准方法设定参数 $\{\rho, \chi, \bar{f}, \theta, \bar{R}, \bar{r}_0\}$ 。取 $\rho=0.99$,表示季度折现因子,代表年折现率为0.04。取稳态法定准备金率 $\bar{f}=0.102$,是中国1995—2010年法定存款准备金率季度均值。¹⁵对中国1995—2010年流通中现金与各项贷款总额数之比取季度平均,得到现金持有比率 $\theta=0.082$ 。为使项目未支付利息的季度毛收益率为3%,年率为12%,取 $\bar{R}=0.03$,处在世界银行(2005)给出的中国企业收益率的范围内。¹⁶取准备金利率为 $\bar{r}_0=0.008$,表示准备金的年利率为3.4%,是中国1995—2010年超额准备金利率季度平均值。

最后,基于上述设定,通过求解稳态模型,取维持成本 $\bar{c}=6.6 \times 10^{-6}$,使得均衡下的超额准备金率 $z=0.082$ (这一数值是中国1995—2010年季度平均值)。计算得到的货币乘数为3.86,这个结果与实际符合,处于中国1995—2010年季度货币乘数(以M2计算)的区间 $[2.88, 4.97]$,而且接近这一期间的平均值3.98。

表1列出了各参数的基准数值。

表1 参数基准数值

ρ	ϕ	χ	ζ	γ	\bar{f}	θ	\bar{R}	\bar{r}_0	\bar{c}	B
0.99	0.2	0.1	0.3	0.2	0.102	0.101	0.03	0.008	6.6×10^{-6}	100

为考察经济波动后信贷市场的动态变化,下面数值模拟两种情形:(1)一次永久性经济冲击;(2)持续性的经济波动。

(一) 一次永久性经济冲击的影响

一次永久性经济冲击设定为项目收益率年率提高1%(季度利率提高0.25%),图7显示了冲击发生后信贷量、超额准备金率、货币乘数等变量的动态变化特征。总体上看,各变量并不是随着项目收益率的一次性变化立即跳跃到长期均衡,而是经历了一个长期、缓慢的动态调整过程。这意味着,信贷市场应对经济环境变化的调整是相对滞后的。这种信贷市场变化的滞后性主要源于搜寻和匹配特征和运行项目调整的累积性效果。项目收益率突然上升后,大量潜在项目进入信贷市场,但是,受到银行持有资金的限制和匹

¹⁵ 采用季度均值与后面的实证相匹配。在实证中,解释变量去均值下的被解释变量的估计精度最高。

¹⁶ 世界银行2005年6月发布的*China Quarterly*中报告,中国国有企业的收益率从1998年的2%上升到2005年的12.7%,非国有企业的收益率从7.4%上升到16%。本文的取值在这一区间内。

配成功率的影响，只有部分项目可以在短期内获得贷款，很多潜在项目在短期内仍只能等待。对于商业银行来说，在短期内通过减少持有资金来满足增加的贷款需求要受到匹配效率的制约：持有资金越少，能够成功达成的信贷越少。因此，面临良好的经济环境，银行只能等待其贷款资金逐渐回收后来增加潜在项目的贷款需求。信贷市场的这种特征使得贷款规模在面临外界冲击时表现出滞后调整特征。

上述逻辑表明，项目收益率上升带来信贷总量（运行项目数）逐渐增加，且银行持有的资金逐渐下降，因此超额准备金率逐渐下降，从而货币乘数逐渐扩大。另外，从收敛速度来看，信贷总量、超额准备金、超额准备金率和货币乘数从初始均衡向长期均衡收敛一半所需的时间约两个季度。

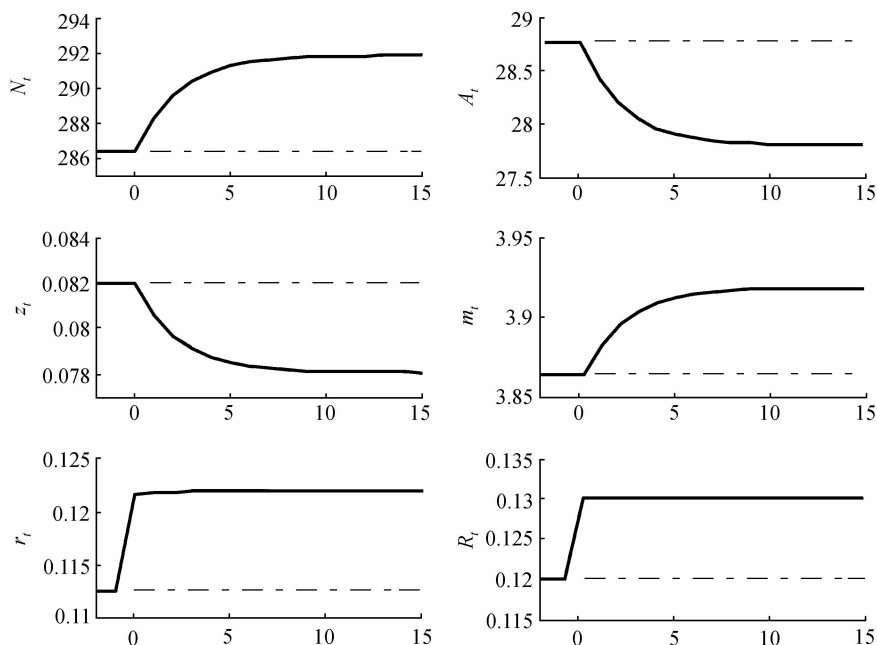


图7 一次性项目收益率提高后的经济动态变化（项目收益率提高1%（年率））

（二）经济持续性波动的影响

为了便于研究，这里假设项目收益率服从正弦函数的动态过程，最大波幅为年率1%，波动周期为5年。图8显示了这种波动特征下经济中各变量的动态过程（虚线表示经济周期），具体表现出以下特征：

第一，信贷规模、货币乘数和贷款利率具有顺经济周期特征，银行持有资金和超额准备金率具有逆经济周期特征，但程度不一。这与比较静态分析相一致。其背后的逻辑是，当项目收益率提高时，在企业和银行的收益分享机制下，两者的收益都将增加，即贷款利率上升，这促使银行多安排信贷、

少持有资金,因此银行超额准备金率下降,从而货币乘数上升。而货币乘数的上升进一步推动信贷规模的扩张。

第二,信贷规模、银行持有资金、超额准备金率和货币乘数动态调整具有滞后经济周期的特征。这四个变量都滞后两个季度¹⁷,其原因主要在于信贷市场的搜寻匹配和项目投资的持续性特征。本文假设项目发起后,在每一期只有20%的概率结束,一个现存项目的预期持续时间为四个季度。经济波动后,持续经营和搜寻匹配产生项目数量调整粘性。若项目收益率上升,企业希望设立更多项目,但搜寻匹配限制了设立的速度,从而新增项目只能分布到各期逐渐设立;若项目收益率下降,企业希望退出,但由于项目经营的持续性,项目只能在一定概率下退出。因此,经济波动下,项目的增加和退出都表现出滞后性。另外贷款利率表现出同周期性。由于模型假设信贷市场中资金的价格是灵活变化的,因此,贷款利率会随着经济波动而快速调整。

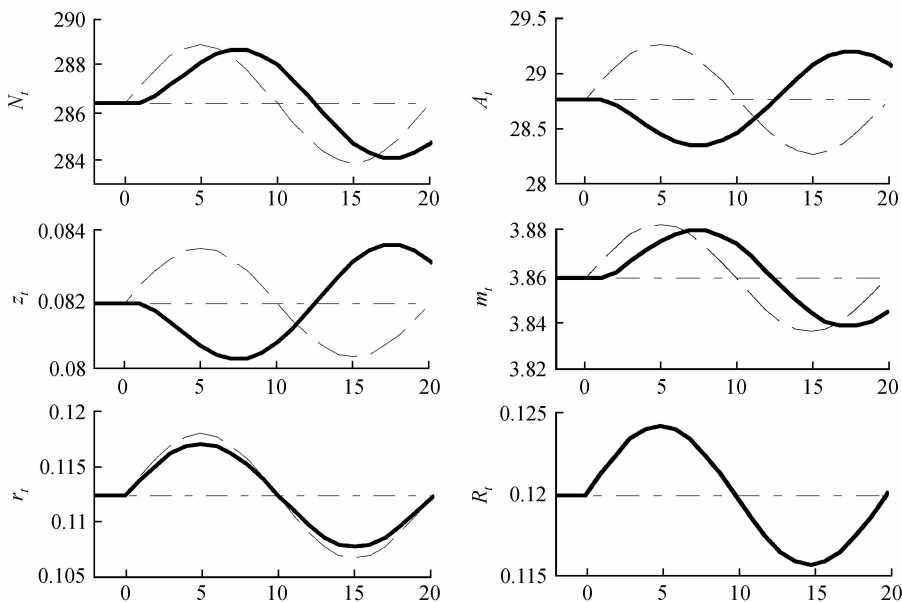


图8 项目收益率正弦波动下的经济动态调整

注:项目收益率最大波幅为年率1%,实线代表对应变量的动态变化路径,虚线代表经济周期的相位。

六、动态模拟:超额准备金率和货币政策

上文的比较静态分析表明,信贷规模、银行资产结构、货币乘数等都会

¹⁷ 滞后时间是不固定的,它受到经济周期频率、违约项目比例、匹配函数特征等因素的影响。一般来说,经济波动频率越高,或违约项目比例越高,或资金和项目的匹配速度越快,滞后时间就越短。

受到货币政策的影响，本部分考察这些变量应对货币政策工具变化的动态变化路径和特征。下面主要介绍法定准备金率调整如何影响经济动态，同时给出另外两种货币政策工具的作用。

(一) 法定存款准备金率与超额准备金率

1. 一次永久性法定存款准备金率变动

假设其他条件不变，法定准备金率一次性下调了1%，模型模拟的结果如图9所示。从长期均衡来看，信贷规模更大，银行持有的资金更多，超额准备金率有所提高，但其提高幅度不足以抵消法定准备金率下降带来的影响，从而货币乘数在长期均衡中上升。而由于采用了规模报酬递减的假定，长期均衡贷款利率低于初始均衡（可见公式（31））。这些结论与比较静态的分析结论一致。

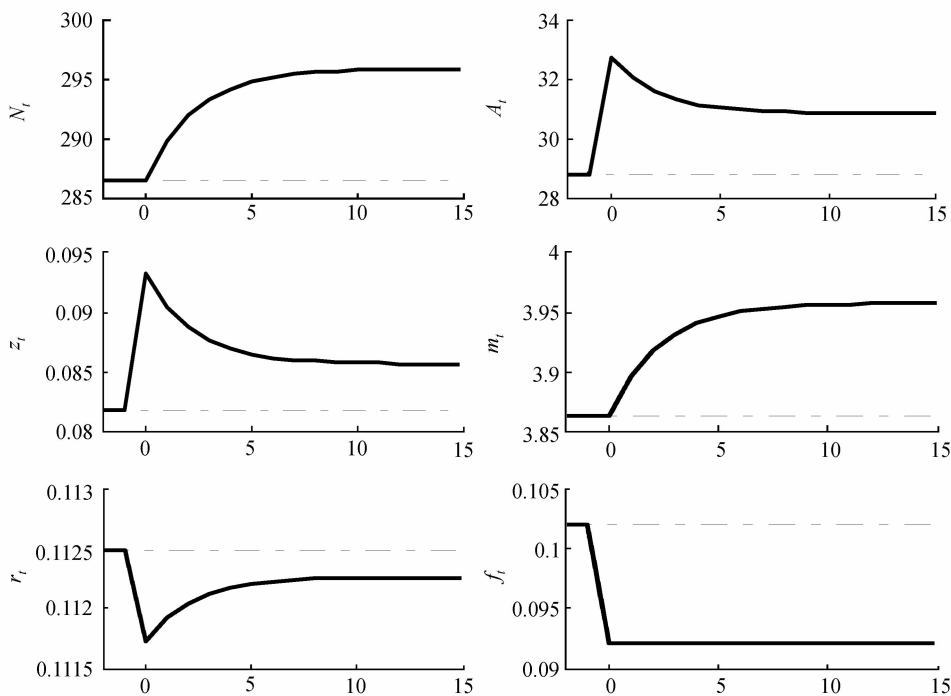


图9 法定准备金率一次性下降后的经济动态变化（法定准备金率下调1%）

在短期动态下，随着法定准备金率的调整，信贷规模并未立即上升，而是经历了一个缓慢上升过程。银行持有资金和超额准备金率则即刻向上跳跃，随后逐渐下降，但最终高于原来均衡水平。其背后逻辑是，法定准备金率下调后，银行存放在中央银行的部分法定准备金转化为超额准备金，但是由于资金和项目的搜寻和匹配粘性，这些资金无法立即贷出，表现在银行超额准备金上，其比率立即上升。随着时间推移，银行和企业通过不断的搜寻和匹

配逐渐达成合约, 银行持有的资金逐渐转变成信贷资产, 从而使得超额准备金率下降; 与之相对应, 货币乘数则逐渐上升。在这个过程中, 贷款利率首先因银行资金供给充裕而下降, 而随着资金逐渐贷出供给逐渐减少后又重新上升, 直到达到新的均衡。

2. 持续经济波动下的法定准备金率调整政策

对比项目收益率和法定存款准备金率一次性调整后信贷规模的动态变化特征, 即比较图7和图9发现, 经济波动和法定存款准备金率都可以影响信贷规模。据此可以得出建设性结论: 当经济发生波动时, 中央银行可以适时调节法定存款准备金率, 来稳定信贷规模。模型中动态方程(40)也蕴涵了这样的结论。但是, 保持这一结论成立的条件是: 法定准备率的调整应该遵循 $\hat{f}_t = -\psi \hat{R}_t$, $\psi = \eta/\mu$ 的规则。而保证该规则成立的充分条件是 $\rho_f = \rho_R$, 且 $u_t = -\psi \epsilon_t$ 。这些条件表明, 中央银行必须准确了解以下三种信息, 才能采取合适的法定存款准备金率调整政策, 稳定经济中的信贷规模: (1) 经济外生冲击发生的幅度, (2) 经济外生冲击发生的持续性特征, 以及 (3) 决定 ψ 的各种参数的大小。

然而, 现实中信息通常是不完备的, 中央银行也具有自身的局限性, 无法了解所有的信息, 因此其调整政策在时间上会表现出滞后于外生冲击的特征, 并且其调节还可能表现出很强的惰性, 即比较大的 ρ_f 。基于这些情况, 作以下模拟: 假设中央银行能够全部知道经济参数和外生冲击的大小, 但是其调整法定存款准备金率的惰性比较大, 满足 $\rho_f > \rho_R$ 。设定 $\rho_f = 0.97$ 、 $\rho_R = 0.90$, 并假设 $\epsilon_{f,t} = -\psi \epsilon_{R,t}$ 。另外, 取项目收益率的随机扰动项 $\epsilon_{R,t}$ 服从 $N[0, 0.0065^2]$ 。¹⁸ 在上述设定下, 我们做 100 次样本长度为 2000 个时期的模拟。采用每个样本的后 1000 个数据构造 F 统计量检验法定准备金率调整政策下和固定法定准备金率下的各个变量的波动性差异。第一个检验的零假设是 $H_0: \sigma_{i,1}^2 = \sigma_{i,0}^2$, 备择假设是 $H_1: \sigma_{i,1}^2 \neq \sigma_{i,0}^2$, 其中, 下标 1 表示有政策干预, 下标 0 表示无政策干预, i 代表 N 、 A 、 z 和 m 。以此用来检验法定准备金率政策下, 信贷规模、超额准备金、超额准备金率和货币乘数的波动性是否显著不同于无政策干预下的波动性。模拟结果显示, 在 5% 的显著性水平下, 对于信贷规模和货币乘数有 84 次拒绝零假设, 对于超额准备金和超额准备金率有 100 次拒绝零假设。这一检验结果表明, 有政策干预和无政策干预下的波动性存在比较显著的差异。那么, 法定准备金率干预政策是否有效地降低了信贷市场的波动性呢? 我们构造如下检验: 零假设是 $H_0: \sigma_{i,1}^2 \geq \sigma_{i,0}^2$, 备择假设是 $H_1: \sigma_{i,1}^2 < \sigma_{i,0}^2$ 。在 5% 水平下, 对于信贷规模和货币乘数只有 2 次拒绝了

¹⁸ 参数 ρ_f 和 ρ_R 是通过本文实证中的法定准备金率和实际 GDP 增长率数据进行 AR(1) 回归得到, $\epsilon_{R,t}$ 的标准差通过 AR(1) 的残差计算得到。

零假设，而对于超额准备金和超额准备金率未拒绝零假设。这一结果说明，法定准备金率政策干预没有显著地使四个变量的波动性降低。结合以上两个检验，我们可以得出结论：在这一较高惰性的法定准备金率政策下，无论是信贷规模、超额准备金、超额准备金率的波动性，还是货币乘数的波动性都统计上显著地增加了。

该试验中产生信贷较高波动性的原因是法定准备金率调整的高度惰性。根据(40)式，信贷变化的惰性主要来自于两个方面：(1)来源于参数 λ 的内生惰性和(2)来源于四个扰动的外在惰性，在本模型中就是变量 \hat{R}_t 、 \hat{f}_t 、 \hat{B}_t 和 $\hat{r}_{0,t}$ 的AR(1)系数。由于 $\rho_f=0.97$ ，而且没有被其他变量抵消，所以法定准备金率调整的高度黏性带来了信贷波动的持续性。在本例子中，在固定法定准备金率下，用 N_{t-1} 回归 N_t 得到AR(1)系数为0.977；而在调整法定准备金率政策下的该系数高达0.999。因此，扰动产生持续影响，从而放大了信贷的波动性。另外，超额准备金和超额准备金率的波动性显示，在法定准备金率调整下，两者波动性都很高。超额准备金率的这种高波动特征正是带来信贷波动和货币乘数波动的重要环节。

这一例子展示出货币政策的局限性。有效的货币政策必须对经济波动作出及时准确的反应，如果货币政策反应不够灵敏，存在滞后，或调整幅度不足，或调整过度，都无法有效稳定经济波动，反而制造出新的经济波动，产生政策扰动引起的经济不稳定性。¹⁹

(二) 超额准备金率与其他货币政策工具

图10显示了两种其他货币政策工具的永久性冲击下各个货币变量的动态过程。正的基础货币冲击显示(实线所示)，在冲击发生当期，超额准备金和超额准备金率发生向上的跳跃，货币乘数向下跳跃，而信贷规模暂时不变。这是因为增发的货币首先进入银行系统，但是，信贷市场无法立即将其贷放出去，从而形成超额准备金。随着时间的推移，部分超额准备金逐步成为信贷资金：超额准备金和超额准备金率下降，信贷规模上升；同时货币乘数开始回升。这意味着，随着时间推移越来越多的项目获得贷款。然而，由于信贷市场规模效率递减，长期中银行体系内将存留更多的超额准备金，超额准备金率也因此高于初始水平，货币乘数有所下降。

永久性提高超额准备金利率的冲击提高了信贷资金的机会成本，从而银行选择增加超额准备金的持有。但是在具有黏性的信贷市场中，这种动机将

¹⁹ 这一观点与Friedman(1953, pp. 117—132)文章中的观点类似。Friedman在该文中论证了当货币政策实施与经济波动之间的时滞达到一定值时，货币政策不仅不能稳定波动，还可能带来政策性经济扰动，增加经济波动幅度。

通过银行逐步改变资产结构来实现。因此表现出信贷资产和超额准备金缓慢地此消彼长。同时,超额准备金率上升,货币乘数下降。

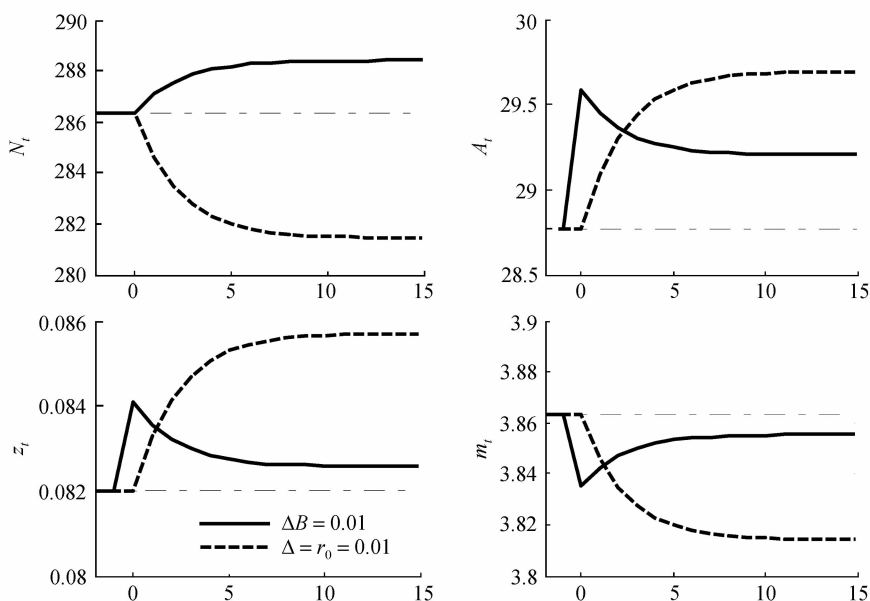


图10 永久性的基础货币和超额准备金利率冲击后动态

七、实证分析：中国超额准备金率的变化

本部分试图通过中国的数据来验证上述模型的结论。根据模型的比较静态分析,无论是项目的收益率,还是不同的货币政策工具(包括法定存款准备金率、基础货币和超额准备金利率)对于超额准备金率都具有永久性的影响,另外动态分析发现,项目收益率或货币政策工具的变化对超额准备金率具有动态影响。下面我们主要采用两种方法来验证超额准备金率应对经济环境变化的长短期特征:协整方法和动态回归方法。采用的样本是1995年第一季度到2010年第四季度。与模型类似,主要考察超额准备金率受以下四种因素的影响:经济基本面、法定存款准备金率、基础货币和超额准备金利率。超额准备金率的数据根据第二部分的方法构造。用实际GDP的季度同比增长率作为经济基本面变量,基础货币的季度同比增长率表示基础货币的变化。超额准备金率的变化以及它与其他四个变量的简单关系显示在前文的图1至图5中。另外,这五个变量的统计特征如表2所示。表2中 z 表示超额准备金率, y 表示实际GDP增长率, \bar{f} 表示法定准备金率, mb 表示基础货币增长率, \bar{r}_0 表示超额准备金利率。

这五个变量在统计上都不能拒绝单位根假设(表2)。货币政策的法定存款准备金率和超额准备金利率存在单位根的主要原因是,这两个变量基本可

以看做外生变量，完全由中央银行调整。当调整过程发生后，中央银行并不会在随后将其按规律的调回。因此这两个变量显示出明显的随机游走特征是符合直觉的。另外，实际GDP增长率和同样作为货币政策工具的基础货币增长率所表现出来的单位根过程更多的与所采用的计算方法有关。一般来说宏观经济总量型的变量存在I(1)过程是自然的，通常一阶差分后可以使序列稳定。但是，这里采用的是季度同比增长率，而不是环比增长率，从而引入了一种计算引起的粘性。这种黏性导致差分后（增长率可以近似看做对数差分）的数据变化缓慢，从而在统计上体现出具有随机游走特征。而超额准备金率的单位根过程很可能由以上因素对其影响所致。这正是本文模型所证明的。

表2 变量的统计特征和单位根检验

	z	y	\bar{f}	mb	\bar{r}_0
均值	0.082	0.095	0.102	0.164	0.030
方差	0.037	0.017	0.040	0.096	0.030
ADF 统计量	-3.26	-2.71	-0.60	-3.36	-2.75
一阶差分后 ADF 统计量	-5.91	-6.95	-7.03	-4.64	-6.81

注：ADF 统计量选用滞后一阶，其中，1%显著性水平临界值：-4.12；5%显著性水平临界值：-3.49；10%显著性水平临界值：-3.17。

根据数据的单位根特征，可以采用协整方法来研究超额准备金率与其他四种因素的长期关系。Johansen 协整检验显示出五个变量之间最多存在两组协整关系。其中一组协整关系如公式(41)所示（另一组关系不存在明显经济含义，未列出）：

$$z_t + 0.475y_t + 0.564\bar{f}_t - 0.114mb_t - 0.535\bar{r}_{0,t} - 0.150 = e_t. \quad (41)$$

(0.089) (0.059) (0.060) (0.046)

协整关系(41)显示的超额准备金率与其他四个变量的关系与定理1—4给出的关系完全一致。这一关系表明，实际GDP增长率上升，超额准备金率将下降。这是信贷资金收益率上升使得银行改变资产结构的结果。法定准备金率上升也导致超额准备金率下降。这正是信贷市场非规模效率假设下的结果（定理2）。基础货币增长率上升或者超额准备金利率上升，带来超额准备金率的上升。前者与信贷市场效率有关，后者是超额准备金机会成本的上升促使银行改变资产结构的结果。协整关系中的协整向量大小也符合直觉。数量上，法定准备金率的变化对超额准备金影响最大：每提高法定准备金率1%将使得超额准备金率下降0.56%。从货币政策效果（这里指货币乘数）上来看，超额准备金的变化在长期中抵消法定准备金率政策的效果明显。其余两种货币政策——基础货币的增长率和超额准备金利率——对于超额准备金率都具有明显的影响，其中基础货币增长率每提高1%，超额准备金率将上升0.11%；存款准备金利率每上升1%，超额准备金率将上升0.54%。经济周

期波动对超额准备金率影响显著,实际GDP增长率每上升1%,超额准备金率下降0.48%。同时,采用Newey-est异方差和序列相关修正的OLS²⁰和GMM估计超额准备金率与其他四个变量的关系也显示出与上述协整关系类似的结果(表2中模型I和模型II的结果)。²¹从OLS和GMM的回归结果看,超额准备金率与四个变量的估计量与协整关系(41)的方向一致,大小相当。以上三种方法估计的协整关系都证明了模型中比较静态分析的结果(定理1至定理4)。这说明采用资金和项目搜寻与匹配来刻画中国信贷市场的长期特征是合适的,并体现出中国信贷市场存在规模报酬递减特征。

协整关系体现的是变量之间的长期关系,下面分析变量之间的动态关系。变量之间的关系可以通过模型推导得到。将(25)式在初始均衡附近对数线性化得到

$$\hat{z}_t = z_N(\hat{B}_t - \hat{N}_t) - z_f \hat{f}_t, \quad (42)$$

其中, $z_f = \bar{f}/z$, $z_N = \frac{1+\theta}{z} \frac{\bar{B}N}{(B+N)^2}$ 。将(42)解出N关于 \bar{B} 、 \bar{f} 和z的表达式,代入(39)式得到如下关系

$$\begin{aligned} \hat{z}_t = & \lambda \hat{z}_{t-1} - \hat{\eta} \hat{R}_{t-1} - \hat{\xi} \hat{r}_{0,t-1} - z_f \hat{f}_t + (\lambda z_f - \mu) \hat{f}_{t-1} \\ & + z_N \hat{B}_t - (\vartheta + \lambda z_N) \hat{B}_{t-1}. \end{aligned} \quad (43)$$

根据模型的参数可以验证, $\lambda > 0$ 、 $\eta > 0$ 、 $\xi < 0$ 、 $z_f > 0$ 、 $\lambda z_f - \mu > 0$ 、 $z_N > 0$ 和 $\vartheta + \lambda z_N > 0$ 。基于模型给出的这五个变量之间的关系,下面我们设定计量模型如下

$$\begin{aligned} z_t = & \beta_0 + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 \bar{r}_{0,t-1} + \beta_4 \bar{f}_t \\ & + \beta_5 \bar{f}_{t-1} + \beta_6 mb_t + \beta_7 mb_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (44)$$

理论模型预示着方程(44)中的参数符号应满足 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ 、 $\beta_4 < 0$ 、 $\beta_5 > 0$ 、 $\beta_6 > 0$ 和 $\beta_7 < 0$ 。下面我们仍然采用Newey-West异方差和序列相关修正的OLS和GMM两种方法对这一模型进行回归。

采用OLS对方程(44)进行回归的结果显示(表3中模型III),各个参数的符号完全符合理论模型的预测,并且参数都很显著。然而,尽管使用Newey-West方法对异方差和序列相关问题进行了修正,但是在估计动态模型时,OLS估计量是有偏的,甚至是无效率和不一致的(Greene, 2000,

²⁰ 这里采用Newey-West异方差和序列相关修正的OLS的原因是:Breusch-Pagan检验和广义White检验显示简单OLS估计存在异方差,Breusch-Godfrey检验和Durbin-Watson检验显示简单OLS估计存在自相关。

²¹ 根据Hamilton(1994,第19章)的分析,OLS对I(1)向量组的估计量是协整向量的一致估计。

pp. 534—537)。为了克服这些问题，下面我们采用 GMM 方法来估计方程 (44)。GMM 的好处是，它的有效性不依赖于扰动项分布的假设，即使扰动项存在自相关或者异方差，GMM 仍然是渐进一致和有效的。

GMM 的重要问题是选取工具变量。通常可以将解释变量的滞后项作为工具变量，因此选取四个解释变量的二阶滞后作为工具变量。另外，本文还选取 1 年期的贷款利率作为工具变量。在这种工具变量的设定下，GMM 回归的结果显示在表 3 模型 IV 中。GMM 估计给出了令人满意的结果。所有的参数符号与理论模型预测一致，且所有参数都在 1% 水平上显著，这一结果要好于 Newey-West 修正的 OLS 估计（表 3 模型 III）。首先，GMM 估计提高了存款准备金率的显著性；其次，GMM 的结果对当期的法定存款准备金率的参数估计降低到 1 以下，更加符合实际。另外，LM 检验显示工具变量满足正交条件的零假设下，Hansen J 统计量的 P 值是 11%，因此不能拒绝零假设，意味着工具变量是合适的，即统计上不与扰动项相关。与 OLS 对比，我们发现两种方法估计的参数基本相近，但是 GMM 对于参数显著性检验有所提高。

表 3 回归结果

$z(t)$	模型 I(OLS)	模型 II(GMM)	模型 III(OLS)	模型 IV(GMM)
$z(t-1)$			0.790*** (0.082)	0.685*** (0.050)
$y(t)$	-0.681*** (0.152)	-0.515*** (0.105)		
$y(t-1)$			-0.125*** (0.040)	-0.139*** (0.039)
$f(t)$	-0.670*** (0.069)	-0.663*** (0.043)	-1.04*** (0.098)	-0.970*** (0.064)
$f(t-1)$			0.882*** (0.113)	0.748*** (0.072)
$mb(t)$	0.072** (0.030)	0.084*** (0.019)	0.152*** (0.027)	0.129*** (0.013)
$mb(t-1)$			-0.095*** (0.023)	-0.077*** (0.009)
$r_0(t)$	0.836*** (0.075)	0.777*** (0.045)		
$r_0(t-1)$			0.168** (0.068)	0.272*** (0.047)
Constant	0.178*** (0.015)	0.157*** (0.011)	0.030** (0.012)	0.043*** (0.008)
R^2	0.904	0.881	0.972	0.970
D. W.	0.789	—	—	—
N	64	62	63	62

注：*** 表示 1% 水平下显著，** 表示 5% 水平下显著，* 表示 10% 水平下显著。

动态 GMM 的回归结果可以考察不同解释变量对于超额准备金率的动态影响(见表 4)。以一次实际 GDP 增长率永久性提高 1 个百分点为例,当期超额准备金率将从样本均值 0.082 下降到 0.081(=0.082×(1-1.7%),下同),长期中超额准备金率将下降到 0.079。法定存款准备金率和现金持有比率取样本均值, $\bar{f}=0.102$, $\theta=0.101$, 货币乘数短期上升 0.5%, 长期中上升 1.6%, 这意味着, 实际 GDP 增长率提高 1 个百分点, 将带来由货币乘数引起的货币供给短期增加 0.5%, 长期增加 1.6%。法定准备金率提高 1 个百分点(从 0.102 上升到 0.112)使得超额准备金率向相反方向变化, 短期超额准备金率下降 11.8%, 长期下降 8.6%。从而带来的货币乘数短期下降 0.1%, 长期下降 1.0%。由此可见, 调整法定准备金率的货币政策不仅不会立即发挥作用, 其作用还要被银行资产组合调整所部分抵消(这里因超额准备金率变动短期抵消了法定准备金率 97% 的效果, 长期抵消了 71% 的效果)。另外, 基础货币增长率和超额准备金利率的变化对于超额准备金率和货币乘数的作用也存在明显的影响。基础货币增长率每上升 1 个百分点, 通过提高超额准备金率而使得货币乘数短期下降 0.5%, 长期下降 0.6%。这意味着超额准备金率的内生变化在短期内降低基础货币 50% 的效果, 长期降低 60% 的效果。而超额准备金利率上升 1 个百分点, 短期降低货币乘数 1.0%, 长期降低货币乘数 3.0%。

表 4 基于 GMM 模型计算的实际 GDP 增长率、法定存款准备金率、基础货币、超额准备金利率一次永久性上升对于超额准备金率的影响

	实际 GDP 增长率 (y) 上升 1%	法定存款准备金率 (f) 上升 1%	基础货币(mb) 上升 1%	超额准备金利率 (R ₀) 上升 1%
对超额准备金率(z) 的短期影响(%)	-1.7	-11.8	1.6	3.4
对超额准备金率(z) 的长期影响(%)	-5.5	-8.6	2.3	10.6
对货币乘数(m)的短 期影响(%)	0.5	-0.1	-0.5	-1.0
对货币乘数(m)的长 期影响(%)	1.6	-1.0	-0.6	-3.0

类似于第五部分中的分析, 可以将 GMM 估计结果作一个动态模拟。图 11 是四个变量分别发生 1 个百分点的一次持久性变化对于超额准备金率和货币乘数的动态影响。对比图 11 和第五部分与第六部分模型动态模拟的结果(图 7、图 9 和图 10), 我们发现两者动态过程基本一致。在应对经济增长率永久性下降的冲击时, 超额准备金率逐步上升, 货币乘数逐渐下降。在应对法定准备金率下降时, 超额准备金率短期内向上跳跃, 长期中逐渐收敛于高于初期均衡的水平; 货币乘数则逐步上升, 逐渐向长期较高水平收敛。另外,

基础货币增长率和超额准备金利率的变化对于超额准备金率和货币乘数也具有类似的动态效应。基础货币增长率一次永久性的上升首先带来超额准备金率和货币乘数的跳跃，然后逐渐收敛到新均衡。而超额准备金利率的上升则带动超额准备金率逐渐上升，货币乘数逐渐下降。

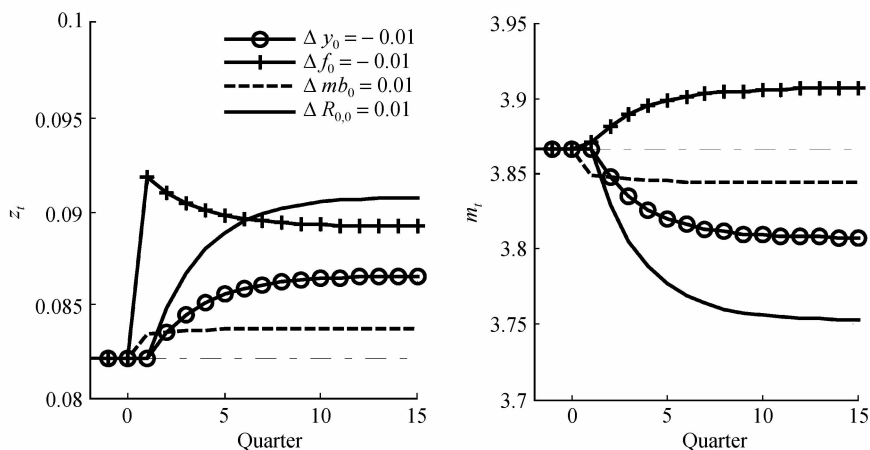


图 11 实际 GDP 增长率、法定准备金率、基础货币增长率和超额准备金利率分别发生一次永久性的变化对于超额准备金率和货币乘数的动态影响

八、结 论

本文从信贷市场资金和项目的搜寻与匹配的角度，将银行资产结构（指信贷资产和超额准备金资产结构）内生，建立了一个内生货币模型。通过比较静态分析和动态数值模拟相结合的方法，分析了经济波动和货币政策对超额准备金率和货币乘数的影响。理论分析发现，超额准备金率不仅逆周期变化，还表现出滞后周期特征。而超额准备金率会应对货币政策调整而变化，这种变化会部分抵消货币政策效果。而且超额准备金率的调整使得货币政策效果发挥表现出很强的时滞特点。尽管调整法定准备金率在理论上可以抚平信贷市场波动；但是，基于中国数据校准的模拟发现，较高惰性的法定准备金调整政策不仅不能抚平信贷波动，而且还可能是信贷市场不稳定的重要根源。经济主体的自动调节行为会抵消货币政策的最终效果这一结论的政策含义是，中央银行在制定和执行货币政策时，必须考虑到经济主体对于货币政策的适应性调整，并要考虑政策发挥效果的时滞性，须充分认识到经济主体活动会放大或抵消货币政策效果的作用。只有对政策的时滞性和执行效果进行精确衡量，才能保证货币政策的有效性。

附录 A

下面证明定理 1。

对 (18) 式和 (19) 式分别求 f 和 N 的偏导数得到

$$\frac{\partial \alpha}{\partial f} = \frac{\alpha}{1+\theta} \frac{\bar{B}+N}{A}, \quad (\text{A1})$$

$$\frac{\partial \alpha}{\partial N} = \frac{\alpha \varphi}{N} \frac{\bar{B}}{A}, \quad (\text{A2})$$

$$\frac{\partial \beta}{\partial f} = -\frac{\zeta \beta}{\gamma(1+\theta)} \frac{\bar{B}+N}{A}, \quad (\text{A3})$$

$$\frac{\partial \beta}{\partial N} = -\frac{\zeta \beta}{\gamma} \left[\frac{1-\varphi}{A} + \frac{1-\gamma}{\tau} \frac{1}{N} \right]. \quad (\text{A4})$$

根据 (12) 式可以得到

$$\frac{A}{N} = \frac{\bar{B}}{N} \varphi - (1-\varphi). \quad (\text{A5})$$

将 (A1) 式至 (A4) 式代入 (22) 式得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial N}{\partial f} &= -\frac{\bar{B}+N}{1+\theta} \frac{\alpha + \beta d \frac{\zeta}{\gamma}}{\alpha \varphi \frac{\bar{B}}{N} + \beta d \frac{\zeta}{\gamma} \left[1-\varphi + \frac{1-\gamma}{\zeta} \left(\varphi \frac{\bar{B}}{N} - 1 + \varphi \right) \right]} \\ &= -\frac{B+N}{1+\theta} \frac{N}{\varphi \bar{B}} \frac{\alpha + \beta d \frac{\zeta}{\gamma}}{\alpha + \beta d \frac{\zeta}{\gamma} + \beta d \frac{1-\gamma-\zeta}{\gamma} \frac{A}{\varphi \bar{B}}}, \end{aligned} \quad (\text{A6})$$

其中, 第二个等式采用了 (A5) 进行化简, $d \equiv (\bar{R} - \bar{r}_0 - \bar{c}) / \bar{c}$ 。从上式看到, 第二个等式的最后一个分式是大于还是小于 1, 取决于匹配函数的规模报酬特征。假设匹配函数是非规模报酬递增的, 即 $\gamma + \tau \leq 1$, 那么有

$$\frac{\partial N}{\partial f} \geq -\frac{\bar{B}+N}{1+\theta} \frac{N}{\varphi \bar{B}} > -\frac{\bar{B}+N_{\max}}{1+\theta} \frac{N_{\max}}{\varphi \bar{B}} = -\frac{1+\theta}{(\bar{f}+\theta)^2} \bar{B}, \quad (\text{A7})$$

其中, 根据 (12) 式, 当 A 为零时, N 达到最大值 $N_{\max} = \bar{B}(1-\bar{f}) / (\theta + \bar{f})$ 。因此, (25) 式中法定准备金率变动对于超额准备金率的影响就是

$$\begin{aligned} \frac{\partial z}{\partial f} &= -1 - (1+\theta) \frac{\bar{B}}{(B+N)^2} \frac{\partial N}{\partial f} \leq -1 + \frac{N}{\varphi(B+N)} \\ &< -1 + \frac{N_{\max}}{\varphi(B+N_{\max})} = 0. \end{aligned} \quad (\text{A8})$$

因此, 有 $\partial z / \partial \bar{f} < 0$ 。

另外, 结合 (A6) 和 (A8), 可以计算出 $\partial z / \partial \bar{f} < 0$ 成立的充分必要条件

$$\gamma + \zeta < 1 + \frac{\bar{B}}{B+N} \left(\zeta + \gamma \frac{\alpha}{\beta d} \right). \quad (\text{A9})$$

附录 B

下面推导定理 2。

根据 (18) 式和 (19) 式，可以得到

$$\frac{\partial \alpha}{\partial B} = -\frac{\alpha \varphi}{A}, \quad (\text{B1})$$

$$\frac{\partial \beta}{\partial B} = \frac{\tau \varphi \beta}{\gamma A}. \quad (\text{B2})$$

将 (A2)、(A4)、(B1) 和 (B2) 代入 (28) 式得到

$$\begin{aligned} \frac{\partial N}{\partial B} &= \varphi \frac{\alpha + \beta d \frac{\zeta}{\gamma}}{\alpha \varphi \frac{\bar{B}}{N} + \beta d \frac{\zeta}{\gamma} \left[1 - \varphi + \frac{1 - \gamma}{\zeta} \left(\varphi \frac{\bar{B}}{N} - 1 + \varphi \right) \right]} \\ &= \frac{N}{B} \frac{\alpha + \beta d \frac{\zeta}{\gamma}}{\alpha + \beta d \frac{\zeta}{\gamma} + \beta d \frac{1 - \gamma - \zeta}{\gamma} \frac{A}{\varphi \bar{B}}} \equiv \frac{N}{B} \omega. \end{aligned} \quad (\text{B3})$$

从该式中可见，当匹配函数是规模报酬非递增 ($\gamma + \tau \leq 1$) 时， $\omega \leq 1$ 。从 (A3) 我们还可以得到信贷总量对于基础货币的弹性是 $\partial \ln N / \partial \ln B = \omega$ 。

将 (B3) 代入 (29) 得到

$$\frac{\partial z}{\partial B} = \frac{N}{(B + N)^2} (1 - \omega), \quad (\text{B4})$$

因此 $\partial z / \partial B > 0$ 成立的充分必要条件是匹配函数规模报酬递减，即

$$\gamma + \zeta < 1. \quad (\text{B5})$$

附录 C

该附录推导表达式 (38) 式的对数线性方程 (39) 式。

为了简化表达式，这里假设项目的维持成本是常数。将 (38) 式在稳态附近对数线性展开为

$$\widehat{RR}_{t+1t} - \frac{c}{\beta} [2\phi - \alpha] \widehat{\beta}_{t+1t} - \frac{\alpha c}{\beta} \widehat{\alpha}_{t+1t} + \frac{2c}{\rho \beta} \widehat{\beta}_t = 0, \quad (\text{C1})$$

其中，

$$\widehat{\alpha}_t = \frac{1}{1 - \phi} \widehat{N}_{t+1} + \left[(1 - \phi) \frac{N}{A} - \frac{\phi}{1 - \phi} \right] \widehat{N}_t + \frac{\bar{f}}{1 + \theta} \frac{\bar{B} + N \bar{c}}{A} \widehat{f}_t, \quad (\text{C2})$$

$$\begin{aligned} \widehat{\beta}_t &= \frac{\zeta - 1}{(1 - \phi) \zeta} \widehat{N}_{t+1} - \frac{\gamma}{\zeta} \left[(1 - \phi) \frac{N}{A} + \frac{\zeta - 1}{\gamma} \frac{\phi}{1 - \phi} \right] \widehat{N}_t \\ &\quad - \frac{\gamma}{\zeta} \frac{\bar{f}}{1 + \theta} \frac{\bar{B} + N \bar{c}}{A} \widehat{f}_t. \end{aligned} \quad (\text{C3})$$

将 (C2) 和 (C3) 代入 (C1)，化简得到

$$a_N \widehat{N}_{t+2t} + b_N \widehat{N}_{t+1} + c_N \widehat{N}_t = a_R \widehat{RR}_{t+1t} + a_{r,0} \widehat{r}_{0,t+1t}$$

$$+ a_f \hat{f}_{t+1|t} + b_f \hat{f}_t + a_B \hat{B}_{t+1|t} + b_B \hat{B}_t, \quad (41)$$

其中,

$$\begin{aligned} a_N &= c_1 a_1 + c_2 b_1, & b_N &= c_1 a_2 + c_2 b_2 + c_3 b_1, & c_N &= c_3 b_2, \\ a_f &= -c_1 a_3 - c_2 b_3, & b_f &= -c_3 b_3, & a_B &= -c_1 a_4 - c_2 b_4, \\ b_B &= -c_3 b_4, & a_R &= \beta R / \bar{c}, & a_{r0} &= \beta \bar{r}_0 / \bar{c}, \\ a_1 &= 1 / (1 - \phi), & a_2 &= (1 - \varphi) N / A - \phi / (1 - \phi), & a_3 &= \frac{\bar{f}}{1 + \theta} \frac{\bar{B} + N}{A}, \\ a_4 &= -\varphi \bar{B} / A, & b_1 &= (\zeta - 1) / [\zeta(1 - \phi)], \\ b_2 &= \frac{\zeta - 1}{\zeta} \frac{\phi}{1 - \phi} - \frac{\gamma}{\zeta} (1 - \varphi) \frac{N}{A}, & b_3 &= -\frac{\gamma}{\zeta} \frac{\bar{f}}{1 + \theta} \frac{\bar{B} + N}{A}, \\ b_4 &= \frac{\gamma}{\zeta} \frac{\varphi \bar{B}}{A}, & c_1 &= \alpha, \\ c_2 &= 2\phi - \alpha, & c_3 &= -2/\rho. \end{aligned}$$

参考文献

- [1] Allais, M., "Growth without Inflation", Tokyo: Center for Modern Economics, Rikkyo University, 1968.
- [2] Beek, D., "Excess Reserves and Reserve Targeting", *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 1981, 6(3), 15—22.
- [3] Bindseil, U., G. Camba-Mendez, A. Hirsch, and B. Weller, "Excess Reserves and the Implementation of Monetary Policy of the ECB", *Journal of Policy Modeling*, 2006, 28, 491—510.
- [4] Blanchard, O., P. Diamond, R. Hall, and J. Yellen, "The Beveridge Curve", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1989, 1, 1—76.
- [5] Brunner, K., "A Schema for the Supply Theory of Money", *International Economic Review*, 1961, 2(1), 79—109.
- [6] Brunner, K., and A. Meltzer, "Some Further Investigations of Demand and Supply Functions for Money", *Journal of Finance*, 1964, 19(2), 240—283.
- [7] Brunner, K., and A. Meltzer, "Liquidity Traps for Money, Bank Credit, and Interest Rates", *Journal of Political Economy*, 1968, 76(1), 1—37.
- [8] Cagan, P., *Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money: 1875—1960*. Columbia: Columbia University Press, 1965.
- [9] Dewald, W., "Free Reserves, Total Reserves, and Monetary Control", *Journal of Political Economy*, 1963, 71(2), 141—153.
- [10] Dow, J., "The Demand for Excess Reserves", *Southern Economic Journal*, 2001, 67(3), 685—700.
- [11] Fisher, I., *The Theory of Interest*. New York: Macmillan Company, 1930.
- [12] Friedman, M., "A Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability", *American Economic Review*, 1948, 38(3), 245—264.
- [13] Friedman, M., *Essays in Positive Economics*. Chicago: University of Chicago Press, 1953.
- [14] Friedman, M., *A Program for Monetary Stability*. New York: Fordham University Press, 1960.

- [15] Friedman, M., *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*. Chicago: Aldine Publishing Company, 1969.
- [16] Friedman, M., *Money Mischief: Episodes in Monetary History*. Harcourt Brace & Company, U. S., 1994.
- [17] Friedman, M., and J. Schwartz, *A Monetary History of the United States 1867—1960*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1963.
- [18] Frost, P., “Banks’ Demand for Excess Reserves”, *Journal of Political Economy*, 1971, 79(4), 805—825.
- [19] Frost, P., “Short-Run Fluctuations in the Money Multiplier and Monetary Control”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1977, 9(1), Part 2, 165—181.
- [20] Garfinkel, M., and D. Thornton, “The Multiplier Approach to the Money Supply Process: A Precautionary Note”, *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1991, July, 47—64.
- [21] Greene, W., *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Pearson Education Inc., 2000.
- [22] Hamilton, J., *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994,.
- [23] Hosios, A., “On the Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment”, *Review of Economic Studies*, 1990, 57(2), 279—298.
- [24] Kiyotake, N., and R. Wright, “On Money as a Medium of Exchange”, *Journal of Political Economy*, 1989, 97(4), 927—954.
- [25] Moore, B., “Money Supply Endogeneity: ‘Reserve Price Setting’ or ‘Reserve Quantity Setting’?” *Journal of Post Keynesian Economics*, 1991, 13(3), 404—413.
- [26] Ogawa, K., “Why Commercial Banks Held Excess Reserves: The Japanese Experience of the Late 1990s”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, 39(1), 241—257.
- [27] Rocheteau, G., and R. Wright, “Money in Search Equilibrium, in Competitive Equilibrium, and in Competitive Search Equilibrium”, *Econometrica*, 2005, 73(1), 175—202.
- [28] Romer, D., *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill Companies, Inc., 2001.
- [29] Treios, A., and R. Wright, “Search, Bargaining, Money, and Prices”, *Journal of Political Economy*, 1995, 103(1), 118—141.
- [30] Tsiang, S., “The Diffusion of Reserves and the Money Supply Multiplier”, *Economic Journal*, 1978, 88(350), 269—284。
- [31] World Bank, “China Quarterly”, 2005.
- [32] Wright, R., “A Note on Asymmetric and Mixed Strategy Equilibria in the Search-Theoretic Model of Fiat Money”, *Economic Theory*, 1999, 14(2), 463—471.

Economic Fluctuation, Exceed Reserve and Endogenous Money: A Searching and Matching Perspective

ZHIGANG HUANG

(Central University of Finance and Economics)

Abstract The paper sets up an endogenous money model with searching and matching credit markets to analyze the determinants of exceed reserve rate and money multiplier. The static analysis shows that exceed reserve rate is counter-cycle, and it has a counteract effect to the reserve-rate-in-law policy and the money base policy. The dynamic simulation shows that exceed reserve rate is lag cycles, and makes monetary polices possess lag effects. Further, calibrated by the China data, the model demonstrates that a high sticky reserve-rate-in-law policy not only cannot eliminate credit market's fluctuations, but also might be a reason to raise these fluctuations. The above characteristics of exceed reserve rate is verified by the China data through empirical analysis.

JEL Classification E40, E51, E52