

货币供应量变动对家庭风险资产持有比例的影响研究

——基于利率渠道视角

陈清, 吴联俊

(福建师范大学 经济学院, 福建 福州 350117)

[摘要]构建跨期投资决策模型,运用 CHFS 微观数据和相关的宏观数据,基于利率渠道研究了货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响。理论分析表明,货币供应量增加导致货币市场利率降低时,各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例均会提高。实证结果表明:货币供应量变动对货币市场利率的影响较弱,利率渠道可能存在堵塞;货币供应量变动通过利率渠道对风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例有部分中介效应,但对风险规避家庭有完全中介效应。

[关键词]风险资产;货币供应量;跨期决策模型;利率渠道;中介效应;货币政策;家庭金融

[中图分类号]F832.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2021)04-0071-11

一、引言

2020年上半年,央行为应对新冠疫情带来的短期信用收缩压力,采取了降低准备金率、支持企业延期还款和扩大信用贷款等一揽子货币政策,这类政策通过灵活精准的流动性释放,拓宽了中小微企业融资渠道,加大了对中小微企业资金扶持力度,拓展了中小微企业发展空间。从短期来看,此类措施对稳定居民就业、提高家庭收入水平、提升家庭幸福感和安全感显著有效;从长期来看,在基本生活需求得到满足后,家庭选择将剩余收入投入金融市场,从而获得多元化收益,进一步提高财产性收入水平。但货币政策工具的实施会导致股市波动,一部分家庭为追求更高的资产收益会增加风险资产持有比例,导致这类家庭收入的不确定性大大提高,其投机行为也会加大金融市场的不稳定性,进而对家庭收入和社会稳定产生巨大影响。货币政策工具通过调节货币供应量影响货币市场利率变化,进而影响居民投资。近年来,众多学者对于这一影响机制进行了较为深入的探讨,但关于货币供应量变动对家庭风险资产持有比例的影响却鲜有研究。因此,基于利率渠道视角研究货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响,验证我国利率渠道是否通畅,具有一定的理论和实践意义。

逻辑上来说,货币供应量变动通过利率渠道传导,造成股市较大程度的波动,这将改变家庭对市场和收入的预期,影响家庭进入金融市场的可能性,家庭风险资产持有比例也随之发生变化,这说明,基于利率视角,货币供应量变动会如何影响家庭投资行为含有较为复杂的影响机制。因此,本文试图厘清这一影响机制,并进一步研究货币供应量变动对各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例的影响。

学术界对货币政策利率传导机制已进行了深入的研究,大部分研究认为利率传导机制存在梗阻,导致货币政策有效性下降。高山等研究发现,央行调整货币政策引起货币供应量变动,但无法有效引起市场利率变动^[1]。王宏生认为央行通过政策工具影响基准利率是有效,而基准利率影响其他市场利率变

[收稿日期]2021-01-16

[基金项目]福建省社会科学基金项目(FJ2020ZT014)

[作者简介]陈清(1973—),女,福建平潭人,福建师范大学经济学院教授,博士生导师,博士,主要研究方向为金融理论与实务;吴联俊(1997—),男,福建长汀人,福建师范大学经济学院硕士生,主要研究方向为金融理论与实务,邮箱:a15513017890@163.com。

动是失效的^[2]。汪宗俊和郭婉婷研究发现货币供应量对货币市场利率几乎没有影响,且利率冲击对产出效应的影响存在较长时滞^[3]。另一部分研究则认为货币政策利率渠道是有效的。郭豫媚等研究发现我国货币市场利率的传导效率有所提高^[4]。窦鹏鹏发现利率已是中国货币政策传导的重要渠道^[5]。

关于家庭金融资产配置的影响因素,已有研究主要是从家庭背景风险和宏观外部因素两个方面进行了探讨。在家庭背景风险方面,研究者主要关注劳动收入风险、健康风险和商业及自用房产投资风险三个方面^[6]。第一,劳动收入风险对风险金融资产配置的影响具有较为显著的负相关关系^[7]。Angerer和Lam进一步将劳动收入风险分为持久风险和暂时风险,发现持久风险对风险金融资产配置具有显著的负向影响,而暂时风险无显著影响^[8]。第二,家庭健康主要从健康状况和医疗保险两个方面对家庭金融资产配置产生影响,当家庭成员健康状况变差时,家庭会降低进入金融市场和持有风险金融资产的可能性^[9-10];社会医疗保险水平的提升可以增加家庭风险金融资产配置的概率^[11]。第三,家庭持有房产对家庭风险金融资产具有挤出效应^[12-13]。在宏观外部因素方面,货币政策和财政政策会影响家庭金融配置的意愿,尤其是储蓄存款意愿和股票基金投资意愿^[14-15]。林博和吴卫星认为货币政策的调整可以通过家庭背景风险对家庭金融资产选择产生影响^[16]。刘逢雨等研究发现经济政策的不确定性会降低家庭参与金融市场的可能性,并减少风险资产的投资^[17]。

综上所述,关于家庭风险资产的研究已取得了丰富的成果,但主要从家庭内部因素展开讨论对家庭风险资产的影响,部分学者从宏观政策视角出发讨论其对微观家庭资产配置的影响,鲜有学者基于利率渠道探讨货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响。本文将通过理论模型与实证检验相结合的方式,探讨货币供应量变动对各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例的影响机制。

本文可能的边际贡献主要有:第一,基于理性预期假设,将货币供应量引入跨期投资决策理论模型中,探讨货币供应量变动对各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例的影响机制,有助于扩充该领域的研究内容。第二,采用中介效应模型验证货币供应量变动对各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例的影响,有助于对各类风险偏好家庭进行针对性投资引导。第三,检验货币供应量利率渠道的有效性,有助于解决利率渠道前端堵塞的问题。

二、理论模型与研究假设

在央行动态调整货币政策的背景下,货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响机制错综复杂。为厘清这一机制,本部分从理论层面出发,首先,基于效用理论和理性预期假设,构建跨期投资决策模型,研究得到货币供应量和家庭金融参与及风险资产持有比例的关系;其次,探讨货币供应量变动对各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例的影响机制。

(一) 理论模型构建

货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响机制是传统货币政策传导机制的一种延伸,借鉴林博的研究^[18],本文将货币供应量利率传导机制假设为:货币供应量调整—货币市场利率调整—家庭对市场和收入预期的调整—家庭金融参与及风险资产持有比例调整。基于以上逻辑,货币供应量变动通过利率渠道影响家庭对市场和收入的预期,从而改变家庭金融参与及风险资产持有比例。

借鉴Campbell等的效用理论和资产配置分析框架^[19],假设家庭投资期限较短且只关心下一期末财富分配,即家庭只关注下一期的财富效用最大化,本部分构建两期跨期投资决策模型,仅存在第 t 期和第 $t+1$ 期,具体如下:

$$\max E_t U(W_{t+1}) \quad (1)$$

$$\text{s. t. } W_{t+1} = (1 + R_{p,t+1}) W_t \quad (2)$$

其中, $(1 + R_{p,t+1})$ 表示是用来衡量 t 期到 $t+1$ 期的投资组合回报率,式为:

$$R_{p,t+1} = \alpha_t R_{t+1} + (1 - \alpha_t) R_{f,t+1} \quad (3)$$

就几种常见的效用函数而言,二次效用函数表示财富的绝对风险厌恶系数和相对风险厌恶系数均递增;指数效用函数表示财富的绝对风险厌恶系数为常数而相对风险厌恶系数递增;幂效用函数表示财富的绝对风险厌恶系数递减而相对风险厌恶系数为常数 γ 。随着财富的积累,家庭愿意承担更多的风险,其财富的绝对风险厌恶系数应该递减或者至少不上升。因此,财富的效用函数排除二次效用函数,并倾向于选择幂效用函数而非指数效用函数。基于此,假设家庭的财富效用函数为幂效用函数。

多期的收益率是多个连续正态分布的乘积,说明正态收益率假设不适合于长期投资,同时对数正态随机变量的乘积本身就是对数正态的,说明在每个时间范围内都成立,故正态收益率假设是合理的。本文研究的是短期货币供应量变动通过利率渠道对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响,根据上文所述,假设资产收益率是对数正态的。因此,应用对数正态随机变量 X 期望的关键结果如下:

$$\ln E_t X_{t+1} = E_t \ln X_{t+1} + \frac{1}{2} \text{Var}_t \ln X_{t+1} = E_t x_{t+1} + \frac{1}{2} \sigma_{xt}^2 \quad (4)$$

根据上文所述,假设家庭投资组合收益率是对数正态的,则下一期的财富也是对数正态的,家庭财富的效用函数由式(1)改写为式(5):

$$\max E_t \frac{(W_{t+1}^{1-\gamma})}{1-\gamma} \quad (5)$$

其中, W_{t+1} 为家庭第 $t+1$ 期的财富; γ 为相对风险规避系数。家庭最大化期望效用等价于最大化对数期望效用,且规模因子 $\frac{1}{1-\gamma}$ 不影响结果,故省略,即简化为式(6):

$$\max \ln E_t W_{t+1}^{1-\gamma} \quad (6)$$

结合式(4)和式(6),得:

$$\max (1-\gamma) E_t w_{t+1} + \frac{1}{2} (1-\gamma)^2 \sigma_{wt}^2 \quad (7)$$

居民与货币当局之间存在互动关系,居民会根据所收集的信息形成预期,并对政策效果进行反馈^[20]。假设家庭是理性经济人,在货币当局调整货币供应量导致货币市场利率变化时,家庭会根据国家政策导向改变对收入和市场的预期,进而对自身金融资产进行重新配置。因此,货币供应量变动导致货币市场利率变化时,家庭会改变对市场和收入的预期,从而调整参与金融市场意愿及风险资产持有比例。假设利率渠道通畅,根据复利计算,家庭预算约束由式(2)、式(3)改写为式(8)、式(9):

$$\text{s. t. } W_{t+1} = (1 + R_{p,t+1}) W_t \quad (8)$$

$$(1 + R_{p,t+1}) = \alpha_t (1 + R_{t+1})^{\theta_1} + (1 - \alpha_t) (1 + R_{f,t+1})^{\theta_2} \quad (9)$$

其中, θ_1 为货币供应量变动通过利率渠道对家庭风险资产收益率的影响程度; θ_2 为货币供应量变动通过利率渠道对家庭无风险资产收益率的影响程度。

对式(8)和式(9)取对数,得:

$$\text{s. t. } w_{t+1} = r_{p,t+1} + w_t \quad (10)$$

$$r_{p,t+1} = \ln [\alpha_t (1 + R_{t+1})^{\theta_1} + (1 - \alpha_t) (1 + R_{f,t+1})^{\theta_2}] \quad (11)$$

将式(7)除以 $(1-\gamma)$ 并将式(10)、式(11)代入式(7),得:

$$\max E_t r_{p,t+1} + \frac{1}{2} (1-\gamma) \sigma_{pt}^2 \quad (12)$$

其中, σ_{pt}^2 为对数投资组合收益的条件方差,且等于 $\alpha_t^2 \sigma_t^2$; w_t 是既定的,不影响结果,故忽略。

因为投资组合收益率是对数正态的,根据式(4)得:

$$E_t r_{p,t+1} + \frac{1}{2} \sigma_{pt}^2 = \ln E_t (1 + R_{p,t+1}) \quad (13)$$

式(12)为 Markowitz 提出的均值-方差模型,该模型用于研究单期风险资产组合,成为现代资产组

合理论的基础,他提出投资者可以通过组建可分散化的风险资产组合方式进行投资,用于缓解风险资产收益率波动的冲击^[21]。在各类资产组合中,存在一个方差相同但收益较大的资产组合,则该组合是最优的。结合式(13)将式(12)改写为:

$$\max E_t \ln(1 + R_{p,t+1}) - \frac{1}{2} \gamma \sigma_{pt}^2 \quad (14)$$

对式(11)采用非线性函数的泰勒近似在 Campbell 等的研究中^[22]进行了详细的计算,本文不再赘述。求解结果为:

$$r_{p,t+1} - \theta_2 r_{f,t+1} = \alpha_t (\theta_1 r_{t+1} - \theta_2 r_{f,t+1}) + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma_t^2 \quad (15)$$

两资产模型中,式(15)的投资组合期望超额收益率为:

$$E_t r_{p,t+1} - \theta_2 r_{f,t+1} = \alpha_t (\theta_1 E_t r_{t+1} - \theta_2 r_{f,t+1}) + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma_t^2 \quad (16)$$

将式(16)代入式(12),得:

$$\max E_t \left[\alpha_t (\theta_1 E_t r_{t+1} - \theta_2 r_{f,t+1}) + \frac{1}{2} \alpha_t (1 - \alpha_t) \sigma_t^2 \right] + \frac{1}{2} (1 - \gamma) \alpha_t^2 \sigma_t^2 + \theta_2 r_{f,t+1} \quad (17)$$

解得:

$$\alpha_t = \frac{\theta_1 E_t r_{t+1} - \theta_2 r_{f,t+1} + \frac{1}{2} \sigma_t^2}{\gamma \sigma_t^2} \quad (18)$$

对式(22)求偏导,得:

$$\frac{\partial \alpha_t}{\partial \theta_1} = \frac{E_t r_{t+1}}{\gamma \sigma_t^2} \quad (19)$$

家庭在对数投资组合期望收益率大于0的情况下才会进入市场,由式(19)可以得到本文的一个基本推论:当 $\gamma = 0$ 时, $\frac{\partial \alpha_t}{\partial \theta_1} = +\infty$,说明货币供应量变动通过利率渠道对家庭风险资产收益率的影响程度越高,风险中性家庭的金融参与及风险资产持有比例会越高;当 $\gamma < 0$ 时, $\frac{\partial \alpha_t}{\partial \theta_1} < 0$,说明货币供应量变动通过利率渠道对家庭风险资产收益率的影响程度越低,风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例会越高;当 $\gamma > 0$ 时, $\frac{\partial \alpha_t}{\partial \theta_1} > 0$,说明货币供应量变动通过利率渠道对家庭风险资产收益率的影响程度越高,则风险规避家庭参与金融及风险资产持有比例会越高。

(二) 研究假设

央行增加基础货币供应,导致货币市场利率下降,进而影响家庭金融参与及风险资产持有比例,家庭对资产进行调整主要是出于各类风险偏好家庭的替代和逐利动机,具体如下:

1. 风险中性家庭的替代动机。风险中性家庭的投资期望收益是固定的,其投资收入等于无风险金融资产收益加上风险性金融资产收益。根据式(19),当货币供应量增加导致货币市场利率降低时,该类家庭投资组合中无风险资产收益率会随之减少。风险中性家庭会选择减少无风险资产的持有比例而增加风险资产的持有比例,以维持家庭收益等于投资期望收益。这表明货币供应量变动导致货币市场利率变化时,该类家庭一定会改变自身的投资组合,故下文不再讨论。

2. 风险喜好家庭的逐利动机。根据式(19),当货币供应量增加对该类家庭的风险资产收益率影响较小时,为实现效用最大化,该类家庭倾向于风险较高的投资组合^[23]。故在 θ_1 较低时,风险喜好家庭会选择进入金融市场或增加风险资产持有比例,以达到资产的最优投资组合。因此,本文提出假设1。

H1:当货币供应量增加导致货币市场利率降低时,风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例均会提高。

3. 风险规避家庭的替代动机。根据式(19),当货币供应量增加导致货币市场利率降低时,风险规避家庭的无风险资产预期收益率下降,而风险资产预期收益率上升。基于对市场和收入的预期,风险规避家庭会尝试提高参与金融市场的意愿,并且把部分无风险资产持有比例转为风险资产持有比例,从而获得新的收入增长点。因此,本文提出假设2。

H2:当货币供应量增加导致货币市场利率降低时,风险规避家庭的金融参与及风险资产持有比例均会提高。

三、研究设计

(一) 数据来源

本部分家庭数据来自于西南财经大学公布的“中国家庭金融调查”(CHFS)数据库,我们选取了2013、2015、2017三个年度。CHFS数据涵盖了除港澳台地区和西藏、新疆外的我国所有省份,本文剔除缺失值过多、存在错误项的样本,样本总数共39958户。本部分运用Excel软件进行数据整理,并用Stata软件进行中介效应检验。

(二) 模型设定

借鉴温忠麟等和Sobel的研究内容^[24-25],将家庭金融参与及风险资产持有比例的回归方程设计为:

$$irisk(riskfinance) = C + \alpha_{11} \lnm2 + \alpha_{12} control + \mu_1 \quad (20)$$

$$Shibor = C + \alpha_{21} \lnm2 + \alpha_{22} control + \mu_2 \quad (21)$$

$$irisk(riskfinance) = C + \alpha_{31} \lnm2 + \alpha_{32} shibor + \alpha_{33} control + \mu_3 \quad (22)$$

其中,*irisk*为家庭是否参与金融市场;*riskfinance*为家庭风险资产持有比例;*lnm2*为对数广义货币供应量;*Shibor*为上海银行同业拆借率;*control*为控制变量。

(三) 变量说明

1. 家庭金融参与及风险资产持有比例。借鉴尹志超等的研究^[26],本文将是否持有风险资产作为衡量家庭金融参与的指标,风险资产占金融资产的比重作为衡量家庭风险资产持有比例的指标。金融资产包括风险资产和无风险资产。其中,风险资产包括股票、基金、理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、黄金和其他金融资产,无风险资产包括活期存款和定期存款。

2. 广义货币供应量。广义货币供应量作为货币政策的中介目标,其变动会对货币市场利率产生影响,进而影响家庭金融参与及风险资产持有比例。本文选取2013、2015、2017年度的对数广义货币供应量作为模型核心解释变量,数据来源于国泰安数据库。

3. 上海银行间同业拆放利率。自上海银行间拆放利率(Shibor)推出以来,学者们通过定性分析与定量研究试图确立Shibor为基准利率的地位。在定性研究方面,易纲提出Shibor作为基准利率的可行性^[27],而在定量研究方面,已有研究运用DAG的预测方差分解方法、EGARCH模型等方法^[28-30],进一步推动Shibor作为基准利率。基于此,本文选用Shibor作为中介变量。借鉴钱雪松等的研究^[31],对2013、2015、2017年度的Shibor日度数据取均值。数据来源于国泰安数据库。

4. 控制变量。根据现有文献可知,其他因素会对家庭金融参与及风险资产持有比例产生影响^[6-13],为保证结论的可信度,本文将这类因素选为控制变量。一是,家庭性质影响家庭金融参与及风险资产持有比例,故选取的控制变量有对数家庭总资产、对数家庭总收入、家庭规模、投资风险态度和家庭幸福度。二是,户主性质也会影响家庭金融参与及风险资产持有比例,故选取的控制变量有户主年龄、户主年龄的平方、户主教育情况、户主婚姻情况、户主健康情况、户主工作性质。表1为各变量的具体说明。

表1 变量说明

变量名	英文名	变量说明
家庭金融参与	<i>irisk</i>	是否持有风险资产
风险资产持有比例	<i>riskfinance</i>	风险资产占金融资产的比重
对数广义货币供应量	<i>lnm2</i>	2013、2015、2017年度对数广义货币供应量
上海银行间同业拆放利率	<i>Shibor</i>	2013、2015、2017年度的Shibor日度数据取均值
对数家庭总资产	<i>lnasset</i>	对数家庭年总资产
对数家庭总收入	<i>lntotal_income</i>	对数家庭年收入
家庭规模	<i>member</i>	家庭成员数
投资风险态度	<i>attitude</i>	高风险=5,略高风险=4,平均风险=3,略低风险=2,无风险=1
家庭幸福度	<i>happiness</i>	非常幸福=5,幸福=4,一般=3,不幸福=2,非常不幸福=1
户主年龄	<i>age</i>	调查年份-户主出生年份
户主年龄的平方	<i>age2</i>	(调查年份-户主出生年份)的平方
户主教育情况	<i>education</i>	没上过学=1,小学=2,初中=3,高中=4,中专/职高=5,大专/高职=6,大学本科=7,硕士研究生=8,博士研究生=9
户主婚姻情况	<i>married</i>	未婚=1,已婚=2,同居=3,分居=4,离婚=5,丧偶=6,再婚=7
户主健康情况	<i>health</i>	非常好=5,很好=4,好=3,一般=2,不好=1
户主工作性质	<i>job</i>	受雇于他人或单位=1,临时性工作=2,务农=3,经营个体或私营企业、自主创业、开网店=4,自由职业=5,其他=6

(四) 描述性统计及相关系数分析

表2是变量的描述性统计结果。表2显示,家庭金融参与的均值仅有13.68%,家庭风险资产持有比例的均值仅为7.9%,说明中国家庭的金融市场参与率和风险资产持有比例处于较低水平。2013—2017年的货币市场利率均值为3.32%,处于相对较低的水平。在此期间,对数广义货币供应量的均值为14.088,方差为0.1486,说明货币供应量相对较少。家庭投资风险态度的均值为2.081,说明大多数样本家庭采取保守的投资态度。

表3为重要变量相关系数矩阵。表3结果表明,家庭金融参与和风险资产持有比例呈高度正相关,这与经验相符。*Shibor*与家庭金融参与及风险资产持有比例均呈负相关,说明下调*Shibor*会提高家庭金融参与及风险资产持有比例,但系数较小,说明家庭受*Shibor*影响可能较小。对数广义货币供应量与家庭金融参与及风险资产持有比例呈正相关,并与*Shibor*呈高度负相关,说明加大货币供应量会提高家庭金融参与及风险资产持有比例,但提高程度可能不大。

表2 变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>irisk</i>	39958	0.1368	0.3436	0	1
<i>riskfinance</i>	39958	0.0792	0.2373	0	1
<i>Shibor</i>	39958	0.0332	0.0060	0.0281	0.0408
<i>lnm2</i>	39958	14.0879	0.1486	13.9167	14.3324
<i>lnasset</i>	39958	12.6925	1.5705	0	17.2167
<i>lntotal_income</i>	39958	10.3522	2.0394	0	15.4250
<i>member</i>	39958	3.6238	1.5767	1	20
<i>attitude</i>	39958	2.0813	1.2148	1	5
<i>happiness</i>	39958	3.9816	1.0414	1	5
<i>age</i>	39958	3.9389	0.2349	3.0445	4.7875
<i>age2</i>	39958	15.5700	1.8242	9.2691	22.9201
<i>education</i>	39958	3.6960	1.7817	1	9
<i>married</i>	39958	2.1259	0.8078	1	6
<i>health</i>	39958	2.7469	1.0960	1	5
<i>job</i>	39958	2.2717	1.2173	1	6

表3 主要变量 Pearson 相关系数矩阵

	<i>irisk</i>	<i>riskfinance</i>	<i>shibor</i>	<i>lnm2</i>	<i>lnasset</i>	<i>lntotal_income</i>	<i>member</i>	<i>attitude</i>	<i>happiness</i>	<i>age</i>	<i>age2</i>	<i>education</i>	<i>married</i>	<i>health</i>	<i>job</i>
<i>irisk</i>	1														
<i>riskfinance</i>	0.839***	1													
<i>shibor</i>	-0.078***	-0.068***	1												
<i>lnm2</i>	0.104***	0.088***	-0.919***	1											
<i>lnasset</i>	0.344***	0.304***	-0.095***	0.118***	1										
<i>lntotal_income</i>	0.243***	0.206***	-0.046***	0.098***	0.393***	1									
<i>member</i>	-0.119***	-0.102***	0.004	-0.057***	0.020***	0.037***	1								
<i>attitude</i>	0.262***	0.236***	-0.013**	0.046***	0.228***	0.160***	-0.058***	1							
<i>happiness</i>	0.061***	0.045***	-0.066***	0.085***	0.146***	0.089***	-0.016***	0.044***	1						
<i>age</i>	-0.202***	-0.157***	0.092***	-0.132***	-0.195***	-0.173***	0.110***	-0.320***	-0.039***	1					
<i>age2</i>	-0.202***	-0.158***	0.091***	-0.131***	-0.202***	-0.175***	0.104***	-0.320***	-0.039***	0.999***	1				
<i>education</i>	0.400***	0.349***	-0.041***	0.085***	0.434***	0.329***	-0.219***	0.313***	0.093***	-0.462***	-0.463***	1			
<i>married</i>	-0.050***	-0.038***	0.015***	-0.015***	-0.085***	-0.067***	-0.067***	-0.077***	-0.053***	0.217***	0.215***	-0.135***	1		
<i>health</i>	-0.125***	-0.103***	0.352***	-0.348***	-0.259***	-0.159***	0.060***	-0.129***	-0.198***	0.276***	0.276***	-0.238***	0.086***	1	
<i>job</i>	-0.204***	-0.176***	0.025***	-0.047***	-0.150***	-0.289***	0.166***	-0.107***	-0.036***	0.233***	0.234***	-0.422***	0.059***	0.116***	1

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%置信水平的显著性。

四、实证结果分析

(一) 全样本回归

表4为货币供应量变动通过利率渠道对家庭金融参与及风险资产持有比例影响的回归结果。

表4 基于利率渠道的货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>irisk</i>	<i>Shibor</i>	<i>irisk</i>	<i>riskfinance</i>	<i>Shibor</i>	<i>riskfinance</i>
<i>c</i>	-0.661 *	0.562 ***	0.3010	-1.008 ***	0.562 ***	-0.1420
	(-1.839)	(207.501)	(0.5820)	(-3.935)	(207.501)	(-0.385)
<i>lnm2</i>	0.130 ***	-0.037 ***	0.068 **	0.080 ***	-0.037 ***	0.0240
	(11.9080)	(-443.653)	(2.5400)	(10.3110)	(-443.653)	(1.2680)
<i>Shibor</i>			-1.711 ***			-1.538 ***
			(-2.579)			(-3.255)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>obs.</i>	39958	39958	39958	39958	39958	39958
<i>adj. R²</i>	0.2232	0.8529	0.2233	0.1732	0.8529	0.1734
sobel 检验	α_{21} 、 α_{32} 系数显著,无须检验			α_{21} 、 α_{32} 系数显著,无须检验		
中介效应	显著			显著		
中介效应/总效应	48.07%			70.07%		

注:括号内为回归系数的t值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%置信水平的显著性。下同。

1. 货币供应量变动与家庭金融参与

在表4中,列(1)、(2)和(3)为货币供应量变动对家庭金融参与的中介效应检验结果。列(1)结果显示,在控制其他变量影响后,对数广义货币供应量对家庭金融参与回归系数为0.13,且均在1%置信水平下显著,说明对数广义货币供应量对家庭金融参与具有显著的正向影响,即国家调控货币供应量可以提高家庭参与金融市场的积极性,这也表明进行下一步的中介效应检验是合理的。列(2)汇报了货币供应量变动对货币市场利率的回归结果。控制其他变量影响后,对数货币供应量的回归系数为-0.037,且在1%置信水平上显著,说明对数广义货币供应量对货币市场利率具有显著的负向影响,即货币当局加大货币供应量会降低货币市场利率,但货币供应量变动对货币市场利率的影响程度较小,说明利率渠道可能存在前端堵塞。为进一步考察货币市场利率在货币供应量变动影响家庭金融参与的过程中是否存在中介效应,在列(1)的基础上,加入货币市场利率重新回归,所得结果见列(3)。结果表明,模型 *adj. R²* 由模型(1)的0.2232上升至0.2233,模型的整体解释能力得到提升;根据实证结果可知, α_{21} 、 α_{31} 、 α_{32} 系数显著,说明存在部分中介效应,即货币供应量变动部分通过利率渠道影响家庭金融参与,其中中介效应占总效应的比重为48.07%。

2. 货币供应量变动与家庭风险资产持有比例

在表4中,列(4)至列(6)为货币供应量变动对家庭风险资产持有比例的中介效应模型检验结果。列(4)结果显示,在控制其他变量影响后,对数广义货币供应量对家庭风险资产持有比例的回归系数为0.080,且均在1%置信水平上显著,对数广义货币供应量对家庭风险资产持有比例有显著的正向影响,即家庭会根据国家政策调整对市场和收入的预期,从而增加风险资产持有比例,这也说明进行下一步的中介效应检验是合理的。货币供应量变动对货币市场利率的回归结果与上文一致。为进一步考察货币市场利率在货币供应量变动影响家庭风险资产持有比例的过程中是否存在中介效应,在列(4)的基础上加入货币市场利率重新回归,所得结果为列(6)。结果表明,模型 *adj. R²* 由列(3)的0.1732上升至0.1734,模型的整体解释能力得到提升;根据实证结果可知, β_{21} 、 β_{32} 系数显著, β_{31} 系数不显著,说明存在完全中介效应,即货币供应量变动完全通过利率渠道影响家庭风险资产持有比例,其中中介效应占总效应的比重为70.07%。

以上结果表明,在货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例产生影响的过程中,*Shibor*

发挥了重要的作用。具体而言,当货币当局增加货币供应量,货币市场利率会随之下降,无风险预期收益率下降,而风险资产预期收益率上升,家庭会调整对市场和收入的预期,从而家庭金融参与及风险资产持有比例会随着 *Shibor* 下降而上升。

综合来看,中介效应模型的计量检验清晰地证明了货币供应量变动通过利率渠道对家庭金融参与及风险资产持有比例具有显著的正向影响,并且存在“货币供应量调整—货币市场利率调整—家庭对市场和收入预期的调整—家庭金融参与及风险资产持有比例调整”这一影响机制,但货币供应量变动对货币市场利率的影响较弱,利率渠道可能存在前端堵塞。

(二) 进一步研究:区分家庭投资风险态度

家庭投资风险态度会受到各种因素影响,如教育水平、财富等,使得家庭进入金融市场的意愿和增加风险资产持有比例存在差异性。因此,本部分进一步考虑货币供应量变动对各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例的影响。本文将家庭的投资风险态度划分为风险喜好(高风险 = 5,略高风险 = 4、平均风险 = 3)和风险规避(略低风险 = 2,无风险 = 1)。表 5 为货币供应量变动通过利率渠道对各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例影响的回归结果。

表 5 基于利率渠道的货币供应量变动对各类风险偏好家庭金融参与及风险资产持有比例的影响

	风险喜好						风险规避					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>irisk</i>	<i>Shibor</i>	<i>irisk</i>	<i>riskfinance</i>	<i>Shibor</i>	<i>riskfinance</i>	<i>irisk</i>	<i>Shibor</i>	<i>irisk</i>	<i>riskfinance</i>	<i>Shibor</i>	<i>riskfinance</i>
<i>c</i>	0.2650 (0.7100)	0.565 *** (191.4210)	0.6470 (1.2100)	-0.3620 (-1.394)	0.565 *** (191.4210)	-0.0130 (-0.035)	-5.99 *** (-4.777)	0.541 *** (70.0050)	-3.040 * (-1.718)	-4.188 *** (-4.337)	0.541 *** (70.0050)	-1.5310 (-1.121)
<i>lm2</i>	0.107 *** (9.6030)	-0.037 *** (-417.087)	0.082 *** (3.0220)	0.066 *** (8.5030)	-0.037 *** (-417.087)	0.043 ** (2.2830)	0.304 *** (8.1760)	-0.04 *** (-152.26)	0.1140 (1.2820)	0.191 *** (6.6640)	-0.04 *** (-152.26)	0.0200 (0.2840)
<i>Shibor</i>			-0.6750 (-0.998)			-0.6180 (-1.314)			-5.43 ** (-2.346)			-4.910 *** (-2.750)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>obs.</i>	35056	35056	35056	35056	35056	35056	4902	4902	4902	4902	4902	4902
<i>adj. R²</i>	0.1934	0.8543	0.1934	0.1426	0.8543	0.1426	0.2955	0.8465	0.2962	0.2473	0.8465	0.2483
<i>sobel</i> 检验	Z = 0.9979 > 0.97			Z = 1.314 > 0.97			α ₂₁ , α ₃₂ 系数显著,无须检验			α ₂₁ , α ₃₂ 系数显著,无须检验		
中介效应	显著		显著		显著		显著		显著		显著	
中介效应/总效应	23.15%		34.42%		62.45%		89.79%					

注:本部分考虑了家庭投资风险态度的影响,由于风险喜好家庭的投资风险态度差异性大,因此列(1)—(6)的控制变量与上文相同;与风险喜好家庭相比,风险规避家庭进行决策时更加关注于信息的收集,因此风险规避家庭回归时删去投资风险态度,增加家庭金融关注度。

1. 货币供应量变动与风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例

表 5 中列(1)(4)结果显示,在控制其他变量基础上,对数广义货币供应量对风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例产生显著的正向影响,表明风险喜好家庭在得到货币供应量增加的信息后,会进入金融市场并提高风险资产持有比例。列(2)结论与上文一致。列(3)(6)汇报的是货币供应量变动影响风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例时货币市场利率是否存在显著的中介效应。结果显示,在加入货币市场利率后,列(3)较列(1) *adj. R²* 不变,模型解释能力不变,而列(6)较列(4) *adj. R²* 有所提高,模型的整体解释能力得到提升。列(3)(6)结果表明,相较于列(1)(4),货币供应量变动对风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例产生显著的正向影响,但货币市场利率对其无显著影响,原因可能是,当货币供应量增加时,该类家庭凭借良好的金融素养,及时进入金融市场并增加风险资产持有比例。但由于存在滞后性,货币市场利率仅能刺激剩余的风险喜好家庭进入金融市场并增加风险资产持有比例。根据实证结果可知,货币供应量变动通过影响货币市场利率对风险喜好家庭金融参与及风险资产持有的 *sobel* 检验结果分别为 0.9979、1.1314,说明存在部分中介效应,即货币供应量变动

部分通过利率渠道对风险喜好家庭金融参与及风险资产持有比例产生影响,其中介效应占总效应分别为 23.15%、34.42%,支持了 H1。

2. 货币供应量变动与风险规避家庭的金融参与及风险资产持有比例

表 5 中列(7)(10)结果显示,在控制其他变量基础上,对数广义货币供应量对风险规避家庭金融参与及风险资产持有比例在 1% 的置信水平上产生显著的正向影响,对比系数发现,货币供应量变动对风险规避家庭的影响远高于对风险喜好家庭的影响,说明相对于风险喜好家庭,增加货币供应量更能提高风险规避家庭参与金融市场和持有风险资产的积极性。列(8)结论与上文一致。列(9)(12)汇报的是货币供应量变动影响风险规避家庭的金融参与及风险资产持有比例时货币市场利率是否存在显著的中介效应。结果显示,在加入货币市场利率后,列(9)和列(12) adj. R^2 均明显提高,模型的整体解释能力得到提升。列(9)(12)结果表明,相较于列(7)(10),货币供应量变动对风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例的无显著影响,但货币市场利率却对其产生显著的负向影响,且系数远高于风险喜好家庭,原因可能是,当货币供应量增加时,该类家庭担忧货币政策传导机制的堵塞和滞后性等问题,会等到货币市场利率开始下降时,才选择涌入金融市场并增加风险资产持有比例。根据实证结果可知, α_{21} 、 α_{32} 、 β_{21} 、 β_{32} 系数显著, α_{31} 、 β_{31} 不显著,说明均存在完全中介效应,即货币供应量变动完全通过利率渠道对风险规避家庭的金融参与及风险资产持有比例产生影响,其中介效应占总效应的比例分别为 62.45%、89.79%,远高于风险喜好家庭,验证了 H2。

(三) 稳健性检验

上文已经考虑了货币供应量变动通过利率渠道对家庭金融参与及风险资产持有比例产生影响,并进一步分析了各类风险偏好家庭受影响的差异性。本部分利用资产价格渠道进行稳健性检验。资产价格渠道具体逻辑为:货币供应量调整—资产价格调整—家庭对市场和收入预期的调整—家庭金融参与及风险资产持有比例调整。为研究便利,我们以股票市价总值代替金融资产进行分析^①。结果说明,货币供应量变动部分通过资产价格渠道影响家庭金融参与,并完全通过资产价格渠道影响家庭风险资产持有比例,与表 4 结论一致;货币供应量变动部分通过资产价格渠道对风险喜好家庭金融参与及风险资产持有比例产生影响,而完全通过资产价格渠道对风险规避家庭金融参与及风险资产持有比例产生影响,与表 5 结论一致。

五、结论性评述

本文研究了货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响。基于效用理论、资产配置分析框架和理性预期假设,构建跨期投资决策模型,分析了货币供应量变动通过利率渠道如何影响各类风险偏好家庭的金融参与及风险资产持有比例;实证研究则运用 CHFS 微观数据及相关的宏观数据,验证了货币供应量变动对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响,并对比研究了货币供应量变动对各类风险偏好家庭的影响情况。研究发现:(1)货币供应量变动通过利率渠道对家庭金融参与具有完全中介效应,对风险资产持有比例具有部分中介效应,但货币供应量变动对货币市场利率的影响甚微,即货币政策利率渠道可能存在前端堵塞。(2)货币供应量变动通过利率渠道对风险喜好家庭的金融参与及风险资产持有比例具有部分中介效应,具体而言,货币供应量变动对其产生显著的正向影响,但货币市场利率却对其无显著影响。原因可能是,当货币供应量增加时,风险喜好家庭凭借良好的金融素养,及时进入金融市场并增加风险资产持有比例,但货币市场利率仅能刺激剩余的风险喜好家庭进入金融市场和增加风险资产持有比例。(3)货币供应量变动通过利率渠道对风险规避家庭的金融参与及风险资产持有比例具有完全中介效应,具体而言,货币供应量变动对其无显著影响,货币市场利率却对其

^①限于篇幅,稳健性检验结果未列示,留存备案。

产生显著的负向影响,且系数远高于风险喜好家庭。原因可能是,当增加货币供应量时,该类家庭担忧货币政策传导机制的堵塞和滞后性等问题,会等到货币市场利率开始下降时,才选择涌入金融市场并增加持有风险资产的持有比例。

由以上结论,本文提出如下政策建议:第一,加快利率市场化进程。利率管制是利率传导渠道梗阻的主要原因,在LPR改革后,LPR打破原有的利率隐性底线,利率管制有所减轻,利率并轨成为了一大趋势,但LPR可能会导致银行信贷扩张、引发资金空转和套利等问题。因此,需要国家进一步加大监管力度,防范系统性金融风险爆发。同时,需要完善存款保障制度和金融机构退出机制,保障储户利益,促使金融市场稳定有序的发展。第二,增强家庭金融风险防范意识。有关部门应当对各类风险偏好家庭进行针对性的宣传和教育,逐步提升家庭成员的金融素养,使其形成正确的投资风险认知、理性的风险投资理念、良好的金融风险防范意识。同时,政府及相关金融机构应构建完善的金融风险预警机制,为家庭提供合理的规避计划,降低家庭金融风险。第三,构建良好的政策响应机制。监管部门可以通过多种手段,深入调查家庭进入金融市场的意愿,全面分析家庭增减风险资产持有比例的影响因素,并根据调查分析结果,制定相应的宏观政策和制度,引导家庭资金流向,优化金融投资环境,畅通信息交流渠道,这不仅有利于监管机构完善家庭金融风险预警机制,还有助于家庭投资者构建合理的资产配置,最终推动金融市场繁荣发展。

宏观因素对家庭金融参与及风险资产持有比例的影响研究尚在起步阶段。未来的研究可以尝试运用PSM-DID模型检验各类政策变动对家庭资产配置的政策效应,也可以尝试运用空间计量模型检验区域经济发展水平或区域创新能力对家庭资产配置的效应,从而进一步探究宏观因素与微观家庭之间的关系。

参考文献:

- [1]高山,黄杨,王超. 货币政策传导机制有效性的实证研究——基于我国利率传导渠道的VAR模型分析[J]. 财经问题研究, 2011(7):50-58.
- [2]王宏生. 我国货币政策利率传导机制有效性分析[J]. 金融理论与实践,2013(2):107-113.
- [3]汪宗俊,郭婉婷. 基于VAR模型的我国当前货币政策利率传导机制及其有效性研究[J]. 长春理工大学学报(社会科学版), 2018(3):83-87.
- [4]郭豫媚,戴贇,彭俞超. 中国货币政策利率传导效率研究:2008—2017[J]. 金融研究,2018(12):37-54.
- [5]窦鹏鹏. 中国货币政策利率传导状态的实证研究[J]. 经济体制改革,2019(3):135-142.
- [6]Guiso L, Jappelli T, Terlizzese D. Income risk, borrowing constraints, and portfolio choice[J]. The American Economic Review, 1996,81(1) 158-172.
- [7]陈莹,武志伟,顾鹏. 家庭生命周期与背景风险对家庭资产配置的影响[J]. 吉林大学社会科学学报,2014(5):73-80.
- [8]Angerer X, Lam P. Income risk and portfolio choice: An empirical study[J]. The Journal of Finance, 2009,64(2):1037-1055.
- [9]吴卫星,沈涛,李鲲鹏,等. 健康、异质性家庭投资者与资产配置[J]. 管理科学学报,2020(1):1-14.
- [10]Rosen H S, Wu S. Portfolio choice and health status[J]. Journal of Financial Economics, 2004,72(3): 457-484.
- [11]王稳,桑林. 社会医疗保险对家庭金融资产配置的影响机制[J]. 首都经济贸易大学学报,2020(1):21-34.
- [12]周雨晴,何广文. 住房对家庭金融资产配置的影响[J]. 中南财经政法大学学报,2019(2):76-87+159-160.
- [13]Cocco J F, Gomes F J, Maenhout P J. Consumption and portfolio choice over the life cycle[J]. Review of Financial Studies, 2005 (2):491-533.
- [14]徐梅,于慧君. 宏观经济波动与微观家庭决策对居民金融资产选择的影响效果分析[J]. 中央财经大学学报,2015(8):87-93.
- [15]林博,吴卫星. 政策变动同家庭金融资产配置意愿关联性研究——基于SVAR的实证分析[J]. 会计与经济研究,2019(4):92-109.
- [16]林博,吴卫星. 货币政策调整会影响家庭金融资产选择吗? [J]. 河北经贸大学学报,2018(6):45-56.
- [17]刘逢雨,赵宇亮,何富美. 经济政策不确定性与家庭资产配置[J]. 金融经济研究,2019(4):98-109.
- [18]林博. 宏观经济政策与家庭金融资产选择[D]. 北京:对外经济贸易大学,2018.

- [19] Campbell J Y, Viceira L M. Strategic asset allocation portfolio choice for long-term investors[M]. New York: Oxford University Press, 2002: 13-41.
- [20] Lucas R E Jr. Expectations and the neutrality of money[J]. Journal of Economic Theory, 1972, 4(2): 103-124.
- [21] Markowitz H M. Portfolio selection [J]. Journal of Finance, 1952, 7(1): 77-91.
- [22] Campbell J Y, Joao C F, Francisco J G, et al. Stock market mean reversion and the optimal equity allocation of a long-lived investor [J]. Review of Finance, 2001, 5(3): 269-292.
- [23] 尹敬东. 投资者风险偏好条件下的最优投资组合分析[J]. 预测, 2000(1): 71-73.
- [24] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [25] Sobel M E. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models[J]. Sociological Association, 1982(32): 290-312.
- [26] 尹志超, 吴雨, 甘犁. 金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J]. 经济研究, 2015(3): 87-99.
- [27] 易纲. 中国改革开放三十年的利率市场化进程[J]. 金融研究, 2009(1): 1-14.
- [28] 项卫星, 李宏瑾. 货币市场基准利率的性质及对 Shibor 的实证研究[J]. 经济评论, 2014(1): 107-117.
- [29] 方意, 方明. 中国货币市场基准利率的确立及其动态关系研究[J]. 金融研究, 2012(7): 84-97.
- [30] 方先明, 花旻. SHIBOR 能成为中国货币市场基准利率吗——基于 2007.1—2008.3 间 SHIBOR 数据的经验分析[J]. 经济学家, 2009(1): 85-92.
- [31] 钱雪松, 杜立, 马文涛. 中国货币政策利率传导有效性研究: 中介效应和体制内外差异[J]. 管理世界, 2015(11): 11-28.

[责任编辑: 黄 燕]

A Study on the Influence of Changes in Supply of Money on Households Risk Assets Holding Ratio: An Analysis from the Perspective of Interest Rate Channels

CHEN Qing, WU Lianjun

(School of Economics, Fujian Normal University, Fuzhou 350117, China)

Abstract: Constructing an intertemporal investment decision model, using CHFS micro data and related macro data, this paper studies the impact of money supply changes on households financial participation and risk asset holding ratio based on the interest rate channel. The theoretical analysis shows that when the increase of money supply leads to the decrease of money market interest rate, the financial participation and the proportion of risk assets held by all kinds of risk-prone households will increase. The empirical results show that the influence of money supply changes on money market interest rate is weak, and the interest rate channel may be blocked. Through the interest rate channel, the change in money supply has a partial mediating effect on the financial participation and the proportion of risk assets held by risk-loving households, but has a complete mediating effect on the risk-averse households.

Key Words: risk assets; supply of money; intertemporal decision model; interest rate channel; mediating effect; monetary policy; family financing