

我国居民现金需求微观机制的实证研究^{*}

张培良 席旭文

〔摘要〕厘清居民现金需求机制是保障现金供应质量和提升流通效率的基础。本文使用2017年全国公众现金使用抽样调查数据对我国居民现金需求的微观机制进行实证研究。结果显示,地区经济发展水平提升通过降低现金交易需求的途径降低了现金总需求;居民收入水平、票面质量、零钱兑换便捷性提升均可以促进现金需求上升;年龄上升通过降低现金贮藏需求的途径降低了现金总需求,学历上升降低了现金总需求。进一步研究显示,受教育程度、大面额现金质量以及零钱兑换便捷性对于现金需求的影响更为明显,居民个体特征和钞票自身特征变量对现金需求的影响在不同年龄段和不同学历水平群体之间表现出明显差异性。为提升现金供应质量,应针对不同特征群体进行差别化现金服务,持续提高大面额现金的票面质量,在全国范围内提升零钱兑换的便捷性,并持之以恒地加大反假币力度。

关键词:居民现金需求 交易动机 贮藏动机 微观机制

JEL 分类号:E41 E42 E51

一、引言

货币需求函数一直以来都是各国中央银行关注的焦点,其中受居民支付偏好变迁、需求动机转换以及非现金支付快速发展的影响,现金需求测算更具复杂性和不确定性,因此成为广受关注和亟待解决的重要课题。对于我国而言,一方面,利率双轨制问题仍然未能解决,价格型货币政策传导渠道仍不通畅,数量型货币政策依然发挥着重要的作用,因此货币需求测算将继续在央行货币政策制定中发挥基础性作用;另一方面,我国非现金支付工具快速发展,一定程度重新塑造了居民支付偏好,现金需求的不确定性更加突出。此外,在目前的低利率环境下,居民持币偏好增强,现金的财富贮藏动机不断强化。在上述背景下,厘清我国居民现金需求机制不仅有助于保障现金供应质量和提升流通效率,而且可以更好地服务货币政策制定。

从经典的货币需求函数来看,现金需求与经济总量、通货膨胀率、利率以及货币化程度相关,因此可以基于上述变量从宏观视角分析居民现金需求机制。然而,一个不容忽视的问题是,现阶段随着金融深化和金融创新的发展,我国货币总量数据存在“失真现象”,货币与经济增长以及通货膨胀率等宏观经济数据的关联性下降。因此,从宏观层面研究现金需求机制易受数据质量和稳定性

^{*} 张培良,首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院,博士研究生;席旭文,中国印钞造币总公司,经济学博士。本文受到以下基金的支持:国家社会科学基金项目“基于生产要素集聚与农民福利动态均衡的新型城镇化发展质量研究”(项目编号:14BJL063)、教育部人文社会科学重点研究基地重大资助项目“新常态下促进经济稳定增长的要素配置与产业升级政策研究”(项目编号:16JJD790015)。文章仅代表作者个人观点,与供职单位无关。

的掣肘。进一步来看,现金需求的主体主要是广大居民,从居民现金需求的微观机制入手可以有效解决数据失真问题,而使用科学的抽样方法获取具有代表性的大样本数据也可以解决数据的稳定性问题。因此,本文将使用 2017 年全国公众现金使用抽样调查数据对我国居民现金需求的微观机制进行实证研究,通过对我国居民现金需求基本经验性规律的挖掘,为中央银行把握货币流通规律以及制定现金和货币政策提供参考依据。

二、文献回顾和理论机制

从现有文献来看,随着理论创新的不断发展,货币需求理论经历了从古典理论到数量化理论再到凯恩斯理论和后凯恩斯理论四个阶段的历史变迁。Jevons(1875)在古典货币需求理论的基础上指出,货币不仅承担价值尺度功能,同时还有交易媒介功能,但是货币对商品的相对价格、真实利率、市场均衡下的商品数量和真实财富并不发生作用,即货币中性。Fisher(1911)和 Keynes(1936)相继拓展了货币需求理论,分别提出“费雪方程式”和凯恩斯货币需求理论,货币职能和需求函数理论得到了极大的扩展。此后,大量研究对凯恩斯货币需求理论进行了补充和完善,形成体系完备的现代货币理论(Baumol,1952;Tobin,1956;Dornbusch et al.,1990)。

近年来,我国学者的研究主要是基于宏观经济数据构建货币需求函数,或者运用计量模型分析现金需求的影响因素。围绕 Baumol-Tobin 模型的拓展,多位学者进行了深入研究。白金辉(2002)构建动态 Baumol-Tobin 模型研究我国居民的持币行为,发现我国现金需求函数依赖于具体函数形式设定以及变量之间的匹配性。舒博和冯科(2011)、王山(2017)将电子化因素引入上述模型并进行了实证研究,指出引入电子化因素有助于提升对现金需求的解释力。王文嘉等(2014)以 Baumol-Tobin 模型为理论基础,运用广义可加模型对我国现金投放规模进行了实证研究,认为现金投放与总产出水平的相关性较高,而与价格总水平的相关性较弱。现金需求影响因素方面,现有研究主要基于宏观时间序列数据建立线性回归模型或者 VAR 模型进行实证研究(王永中,2009;冯科和舒博,2011;姜小南和张立军,2013;陈勇和王峥,2014)。此外,王倩(2009)对银行卡替代现金的过程和替代途径进行了实证分析,渡边真理子和柳川范之(2009)通过案例分析研究了商业信用合同违约风险对现金需求的影响,沙文兵(2014)、沙文兵和童文俊(2014)测算了人民币境外存量,并分析了其与汇率的互动关系。可以看出,由于现金需求的影响因素处于不断变化之中,上述研究所关注的宏观变量也各有侧重,并未得出一致的现金需求函数。

近期,国外中央银行开始运用现金使用微观抽样调查的方式开展现金需求研究,其主要研究模式是居民支付日志调查和描述性统计分析。澳大利亚央行自 2007 年起开始持续跟踪调查现金使用情况,并于 2016 年发布了第四期研究报告(Doyle et al.,2017),通过不同时期现金使用特征的对比揭示了支付多元化背景下消费者支付方式偏好的变化规律。2017 年,欧洲央行发布了《欧元区家庭现金使用情况》研究报告(Esselink and Hernández,2017),运用抽样调查方法和支付日志等手段对 19 个欧元区国家现金交易的次数和金额进行了分析,运用描述性统计方法阐明了欧元区消费者的支付行为。Jobst and Stix(2017)基于跨国数据从低利率、地下经济、金融恐慌和价值储藏等角度揭示了世界各国现金需求普遍增长的原因。尽管各国央行搜集了居民现金使用的微观数据,但是并未使用计量方法深入研究现金使用的微观机制。

区别于现有研究,本文将跳出影响现金使用的宏观经济和社会因素这一传统框架,从居民个体和现金自身特征等角度揭示现金需求的微观机制。根据经典的货币需求理论,货币承担价值尺度、交易媒介、支付手段、贮藏手段和世界货币等基本职能,具体到人民币现金而言,主要承担交易媒介、支付手段和贮藏手段等职能,结合凯恩斯货币需求理论,本文将交易媒介和支付手段归纳为货

币需求的交易动机,将贮藏手段归为贮藏动机。在日常的经济活动中,现金的交易动机是自然而然的,除此之外,在低存款利率环境下部分居民家庭倾向于收藏现金这一流动性高、无息、低风险资产,尤其2008年国际金融危机以来,现金的贮藏动机更加显著。因此,本文在分析现金总需求影响因素的同时,也分别从交易动机和贮藏动机两个角度进行分析。

在现金需求影响因素层面,本文聚焦于地区经济发展水平、居民个体特征和现金自身特征。地区经济发展水平高的地区,经济活跃程度高,交易活动频繁,居民财富水平也相对较高,因此现金交易需求和贮藏需求将显著不同于经济欠发达地区。居民收入水平、地理特征、性别、年龄、学历等个体因素也可能显著影响现金需求,收入水平高的居民可能现金需求更高,老年人由于非现金支付工具的接触程度较低,其现金交易需求可能不同于年轻人,此外,人文地理差异、性别差异以及学历差异也可能导致现金需求的差异。值得注意的是,在现金需求的所有影响因素中,现金自身特征是至关重要但容易被忽视的变量。钞票的票面质量好坏对消费者的现金使用习惯具有直接影响,低票面质量将降低消费者现金使用倾向;零钱兑换的便捷性也将影响消费者的支付选择行为,但是对贮藏需求的影响可能有限;假币的存在也将影响现金使用选择。本文将基于上述理论机制梳理构建计量模型分析我国居民现金需求的微观机制。

三、实证数据、变量和模型

(一)数据来源

本文数据为2017年全国公众现金使用抽样调查数据。2017年8-9月,中国印钞造币公众微信平台组织实施公众现金使用抽样调查,经过数据清洗,共回收有效问卷200多万份。由于原始问卷中居民地区、职业、城乡等分布差异较大,为提高样本的代表性,进一步对原始问卷进行二次抽样。二次抽样采用如下两阶段分层抽样法:首先根据样本的城乡分布和全国城镇化率确定抽取5万份全国样本;其次,在第一阶段,根据第六次人口普查中我国32个省(自治区、直辖市、香港特别行政区)的人口分布确定各地区抽取的样本数量;最后,在第二阶段,参考国家统计局公布的各类职业人员数量,按照职业分布对各地区进行抽样,确定最终样本。

(二)变量设定和描述性统计

根据本文的研究需要,在问卷中选取了如下变量:被解释变量方面,选取现金支出较上年变动(*cashex*)和将来使用现金选择(*fecash*)两个变量衡量现金总需求,选取钱包现金(*wcash*)、现金支付上限(*maxpay*)和春节使用现金(*fecash*)等三个变量衡量现金交易需求,选取家庭现金(*facash*)变量衡量现金贮藏需求;解释变量方面,以地区人均GDP划分结果衡量地区经济发展水平(*pgdp*),选取收入水平(*income*)、性别(*gender*)、省份南北分布(*pro*)、年龄(*age*)、学历(*edu*)等变量衡量居民个体特征,选取大额票面质量(*qual*)、中额票面质量(*quam*)、小额票面质量(*quap*)、零钱兑换便捷性(*chasch*)、是否收到假币(*cocash*)等变量衡量现金自身特征。需要说明的是,地区经济发展水平变量的划分是以2017年各地区人均GDP排名为标准,排名前10的属于高水平地区,排中间11名的属于中等水平地区,排后10名的属于低水平地区,此外,本文将中国香港划入高水平地区;省份的南北划分遵循通用的划分标准^①;大额票面包括100元和50元纸币、中额票面包括20元、10元和5元纸币,小额票面包括1元、5角和1角纸币。

由于调查问卷中的变量均非连续变量,本文根据变量特征对各选项进行赋值,具体结果见表

^① 南方省份包括:江苏、安徽、湖北、重庆、四川、西藏、云南、贵州、湖南、江西、广西、广东、福建、浙江、上海、海南、以及中国港澳台地区;北方省份包括:山东、河南、山西、陕西、甘肃、青海、新疆、河北、天津、北京、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、宁夏。

1。根据赋值结果,所有变量均为二值变量或定序变量。从描述性统计结果来看,居民现金总体需求相对偏中性,并无明显的倾向性,55.7%的居民未来选择使用现金;钱包现金、现金支付上限、春节使用现金以及家庭现金变量的均值相对偏低,表明现金的交易性需求和贮藏性需求均偏弱,这可能主要与非现金支付的快速发展有关;收入水平、性别、年龄、学历等变量的均值或占比均符合我国人口的基本特征,其中性别比例接近 1:1,平均受教育程度为高中(中专/职高),表明本文使用的抽样方法合理,样本具有代表性;现金自身特征的统计结果显示,不同面额的票面质量均相对较高,零钱兑换相对便捷,有 20.2%的居民收到过假币,这一比例相对偏低,表明我国货币反假工作取得良好效果。

表 1 变量、赋值和描述性统计

变量名称	符号	赋值	极小值	极大值	均值/占比	标准差
未来使用现金选择	<i>ficash</i>	1 = 使用;0 = 不使用	0	1	0.5570	0.4967
钱包现金	<i>wcash</i>	1 = 200 元以下;2 = 201-500 元;3 = 501-800 元;4 = 801-1000 元;5 = 1001-2000 元;6 = 2001 元以上	1	6	2.2904	1.3993
家庭现金	<i>facash</i>	1 = 2000 元以下;2 = 2001-4000 元;3 = 4001-6000 元;4 = 6001-8000 元;5 = 8001-10000 元;6 = 10001 元以上	1	6	2.4163	1.6463
现金支付上限	<i>maxpay</i>	1 = 100 元;2 = 200 元;3 = 500 元;4 = 1000 元;5 = 3000 元;6 = 5000 元;7 = 任何金额	1	7	2.9364	2.0525
春节使用现金	<i>fecash</i>	1 = 2000 元以下;2 = 2001-5000 元;3 = 5001-10000 元;4 = 10001-20000 元;5 = 20001-50000 元;6 = 50001 元以上	1	6	2.3747	1.1906
现金支出较上年变动	<i>cashex</i>	1 = 下降;2 = 持平;3 = 上升	1	3	2.227	0.8147
收入水平	<i>income</i>	1 = 2000 元以下;2 = 2001-4000 元;3 = 4001-8000 元;4 = 8001-20000 元;5 = 20001 元以上	1	5	2.2415	0.9994
地区经济发展水平	<i>pgdp</i>	低水平 = 1;中等水平 = 2;高水平 = 3	1	3	2.0503	0.8272
性别	<i>gender</i>	1 = 男性;0 = 女性	0	1	0.5341	0.4988
省份南北分布	<i>pro</i>	1 = 南方;0 = 北方	0	1	0.5710	0.4949
年龄	<i>age</i>	1 = 16 岁以下;2 = 16-29 岁;3 = 30-44 岁;4 = 45-59 岁;5 = 60-74 岁;6 = 75 岁以上	1	6	2.6938	0.7650
学历	<i>edu</i>	1 = 小学及以下;2 = 初中;3 = 中专/高中/职高;4 = 大专/大学;5 = 硕士/博士	1	5	3.2994	0.9473
大额票面质量	<i>qual</i>	1 = 差;2 = 中;3 = 良;4 = 优	1	4	3.2400	0.7876
中额票面质量	<i>quam</i>	1 = 差;2 = 中;3 = 良;4 = 优	1	4	2.9501	0.8991

续表

变量名称	符号	赋值	极小值	极大值	均值/占比	标准差
小额票面质量	<i>quap</i>	1 = 差; 2 = 中; 3 = 良; 4 = 优	1	4	2.6264	1.0728
零钱兑换便捷性	<i>chasch</i>	1 = 非常不方便; 2 = 不方便; 3 = 比较方便; 4 = 非常方便	1	4	2.8705	0.8226
是否收到假币	<i>cocash</i>	1 = 是; 0 = 否	0	1	0.2022	0.4016
所属行业	<i>ind</i>	用于控制行业异质性				

注：本表第6列中，定序变量显示其均值，二值变量显示其占比。

(三) 计量模型

本文被解释变量为定序变量，解释变量由定序变量和二值变量构成，有别于传统的连续变量或二值变量建模，OLS、Logit 和 Probit 回归模型失效，因此本文选择使用有序 Probit (Oprobit) 回归模型，该模型可以有效估计被解释变量取值的临界点进而处理定序变量问题。本文以现金支出变动变量 (*cashex*) 为例对模型进行介绍。假定每个被调研对象了解自己真实的不可观测的现金需求倾向 Y^* ，并据此选择问卷中提出的选项确定 Y 的取值。当 $Y=3$ 时，被调研对象现金需求倾向最高，当 $Y=2$ 时，被调研对象现金需求倾向适中，当 $Y=1$ 时，现金需求倾向最低。假定潜在的真实现金需求倾向是解释变量的线性函数，即 $Y^* = X\beta + \varepsilon$ 。其中， X 表示所有解释变量和控制变量， β 表示系数向量， ε 表示随机扰动项，服从标准正态分布。假设存在 C_1 和 C_2 两个分段点，当 $Y^* \geq C_2$ 时， $Y=3$ ；当 $C_2 \geq Y^* \geq C_1$ 时， $Y=2$ ；当 $Y^* \leq C_1$ 时， $Y=1$ 。基于上述假设，参考 Wooldridge (2002)、Li and Zhou (2005)、雷晓燕等 (2014) 以及齐红倩等 (2017) 的模型设定，本文建立如下的 Oprobit 模型：

$$\Pr(Y_i = 3 | X) = \Pr(Y^* \geq C_2) = \Pr(\varepsilon \geq C_2 - X\beta) = 1 - \Phi(C_2 - X\beta) \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = 2 | X) &= \Pr(C_2 \geq Y^* \geq C_1) = \Pr(C_2 - X\beta \geq \varepsilon \geq C_1 - X\beta) \\ &= \Phi(C_2 - X\beta) - \Phi(C_1 - X\beta) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\Pr(Y_i = 1 | X) = \Pr(Y^* \leq C_1) = \Pr(\varepsilon \leq C_1 - X\beta) = \Phi(C_1 - X\beta) \quad (3)$$

其中， i 表示居民个体， Φ 表示标准正态分布累积分布函数。上述模型的估计系数并不能代表解释变量对被解释变量的影响，因此需要进一步计算边际概率，计算公式如下：

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = 3)}{\partial X_k} = \Phi'(\bar{C}_2 - X\hat{\beta}) \cdot \hat{\beta}_k \quad (4)$$

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = 2)}{\partial X_k} = [\Phi'(\bar{C}_1 - X\hat{\beta}) \cdot \hat{\beta}_k - \Phi'(\bar{C}_2 - X\hat{\beta}) \cdot \hat{\beta}_k] \cdot \hat{\beta}_k \quad (5)$$

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = 1)}{\partial X_k} = -\Phi'(\bar{C}_1 - X\hat{\beta}) \cdot \hat{\beta}_k \quad (6)$$

其中， X_k 代表第 k 个解释变量， \bar{C}_i 和 $\hat{\beta}_k$ 分别表示式(1)-(3)中参数的估计值。

本文构建如下的基准回归模型：

$$\Pr(y_{ij} = s) = \beta_0 + \beta_1' X_{ij}^1 + \beta_2' X_{ij}^2 + \delta D_j + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

其中， y_{ij} 代表衡量居民现金使用情况的被解释变量， i 代表居民个体， j 代表行业， s 表示现金需求的不同等级； X_{ij}^1 表示居民个体特征和地区经济社会特征变量， β_1' 为其系数向量的转置； X_{ij}^2 表示现金自身特征变量， β_2' 为其对应的系数向量转置； D_j 表示行业虚拟变量， δ 为其回归系数， ε_{ij} 表示随机扰动项。

四、实证结果分析

本节首先对基于不同被解释变量的 Oprobit 模型进行估计,得出地区经济发展水平、居民个体特征以及现金自身特征等变量对现金需求的影响方向,并分别分析现金交易动机和贮藏动机的回归结果。然后,计算各解释变量的边际概率影响,更为精确地分析各解释变量的边际变动对现金需求概率的边际影响。

(一) 基准回归结果

在模型 1-6 中,被解释变量分别为现金支出较上年变动(*cashex*)、未来使用现金选择(*ficash*)、钱包现金(*wcash*)、现金支付上限(*maxpay*)、春节使用现金(*fecash*)和家庭现金(*facash*)。其中,模型 1-2 代表现金总体需求回归结果,模型 3-5 代表现金交易动机回归结果,模型 6 代表现金贮藏需求回归结果。模型多数回归系数均至少在 10% 的水平下显著,表明使用微观层面的被解释变量分析现金需求具有合理性,下面本文将综合各模型回归结果分析不同解释变量对现金需求的影响。

1. 地区经济发展水平

地区经济发展水平(*pgdp*)提升降低了现金总需求,其主要途径是降低现金需求的交易动机,贮藏动机反而随之提升。经济发展水平提升对现金总需求的影响可以分解为两个层面,一是经济发展促进了居民财富水平上升进而提高了居民现金持有量和可支配数量,二是经济发展水平高的地区非现金支付接受程度往往较高,使用现金支付的概率也相应下降。从回归结果来看,在两种效应的综合作用下,在经济发展水平较高的地区,居民倾向于使用非现金支付并且更多地贮藏现金。

2. 居民个体特征

居民收入水平(*income*):虽然在模型 1 中收入水平的回归系数并不显著,但是从模型 3-6 的回归结果来看,收入水平提升可以同时促进现金交易需求和贮藏需求的上升。根据经典消费理论,可支配收入是决定消费最主要的因素,因此收入提升显著增加了现金交易需求,同时财富水平的上升也显著提升了现金贮藏需求。性别(*gender*):相对于女性而言,男性的现金总需求、交易需求和贮藏需求均较强。省份南北分布(*pro*):从模型 2-6 的回归结果来看,相对于北方居民而言,南方居民的现金总需求、交易需求和贮藏需求均较强,这可能与南方地区经济活动较为活跃的经济地理特征相关。年龄(*age*):随着年龄增大,现金总需求下降,其中,现金交易需求上升,但贮藏需求下降。老年人现金需求下降的结论可能与直觉不甚相符,其原因在于,一方面老年人对非现金支付的接受程度较低,现金支付的倾向更强,因此现金交易需求较高;另一方面,老年人是净消费者,财富贮藏需求明显下降,因此现金贮藏需求也出现下降。综合两方面因素,年龄增大降低了现金总需求。学历(*edu*):学历上升可以显著降低居民现金总需求和现金交易需求,对现金贮藏需求的影响则不显著。高学历群体一方面对非现金支付的接触程度和接受程度均较高,日常交易中现金使用倾向降低;另一方面,高学历人群金融知识相对丰富,财富贮藏手段多元化,使用现金进行财富贮藏的需求相对较低。

3. 现金自身特征

票面质量:大额票面质量(*qual*)、中额票面质量(*quam*)和小额票面质量(*quap*)的回归结果基本一致,即票面质量提升可以促进现金总需求的上升,但是交易动机和贮藏动机模型的回归系数并不显著。上述结果存在差异的原因可能在于,虽然居民更加喜欢票面质量较高的钞票,但是在实际使用或贮藏现金时更多关心现金内在的价值,对于其本身质量的关注较少。零钱兑换便捷性(*chasch*):零钱兑换便捷性的提升可以显著提升居民现金总体需求、交易需求以及贮藏需求,可见,便捷性是居民使用现金或其他支付工具选择时考虑的关键性因素,是影响支付体系发展的本质因

素,这不仅影响到交易环节的现金使用,而且还影响现金贮藏。是否收到假币(*cocash*):有过收假币经历的居民并未明显降低现金总需求、交易需求和贮藏需求,表明在我国政府大力推进反假工作的努力下,假币规模相对较小,收假币的现象也并未频繁发生,居民对人民币现金的信心较强。另一方面,也说明收到假币的居民可能自身更偏向于使用现金进行支付。

表2 居民现金需求影响因素的回归结果

解释变量	现金需求		交易动机		贮藏动机	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>income</i>	0.0037 (0.0062)	-0.0657 *** (0.0069)	0.4604 *** (0.0070)	0.1124 *** (0.0059)	0.4445 *** (0.0068)	0.3610 *** (0.0064)
<i>pgdp</i>	-0.0516 *** (0.0064)	0.0024 (0.0072)	-0.0169 *** (0.0061)	-0.0425 *** (0.0060)	0.0337 *** (0.0059)	0.0363 *** (0.0061)
<i>gender</i>	0.0459 *** (0.0106)	0.1020 *** (0.0119)	0.1237 *** (0.0102)	0.1197 *** (0.0100)	0.0161 * (0.0100)	0.2207 *** (0.0102)
<i>pro</i>	-0.0830 *** (0.0106)	0.0853 *** (0.0118)	0.0880 *** (0.0100)	0.0049 (0.0098)	0.1508 *** (0.0098)	0.1058 *** (0.0101)
<i>age</i>	-0.0260 *** (0.0074)	-0.0756 *** (0.0084)	0.2586 *** (0.0072)	0.1048 *** (0.0068)	0.0989 *** (0.0070)	-0.0867 *** (0.0071)
<i>edu</i>	-0.1793 *** (0.0069)	-0.1161 *** (0.0077)	-0.0236 *** (0.0068)	-0.1241 *** (0.0065)	-0.0128 * (0.0066)	0.0079 (0.0065)
<i>qual</i>	0.1170 *** (0.0090)	0.0231 ** (0.0099)	0.0098 (0.0088)	-0.0077 (0.0084)	0.0304 *** (0.0088)	0.0023 (0.0085)
<i>quam</i>	0.0673 *** (0.0099)	0.0523 *** (0.0106)	0.0144 (0.0094)	0.0183 ** (0.0090)	-0.0080 (0.0093)	0.0048 (0.0092)
<i>quap</i>	0.0269 *** (0.0072)	0.0801 *** (0.0078)	0.0102 (0.0068)	-0.0097 (0.0066)	-0.0095 (0.0066)	-0.0016 (0.0068)
<i>chasch</i>	0.1508 *** (0.0073)	0.3017 *** (0.0079)	0.0655 *** (0.0070)	0.0337 *** (0.0068)	-0.0230 *** (0.0068)	0.0136 ** (0.0069)
<i>cocash</i>	0.1092 *** (0.0129)	0.1629 *** (0.0146)	0.0245 ** (0.0125)	0.0054 (0.0120)	0.0218 * (0.0124)	0.0585 *** (0.0121)
<i>ind</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
临界点 1	-0.4592		1.4039	-0.2809	0.4445	0.5568
临界点 2	0.3430		2.3379	0.1266	1.4672	1.2437
临界点 3			2.7857	0.5831	2.2861	1.6454
临界点 4			3.3376	0.9747	3.0395	1.8707
临界点 5			3.9718	1.1045	3.5531	2.2637
临界点 6				1.2597		
Pseudo R ²	0.0331	0.0617	0.0975	0.0143	0.0840	0.0436
样本量	50000	50000	50000	50000	50000	50000

注: *、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著,括号内数值代表稳健标准差,下同。

(二) 边际概率

除省份南北分布变量外,模型 1 的回归结果基本可以代表各解释变量对现金总体需求的影响规律,因此本文根据模型 1 的结果计算边际概率影响。边际概率影响可以理解为解释变量的边际变动对现金需求进入某一状态的概率影响。如果考察从其他状态进入某一特定状态的概率变动,系数为正说明解释变量的正向边际变动可以提升进入该状态的概率,系数为负则表示降低了进入该状态的概率。本文模型 1 中现金需求变量包括 3 种状态,但进入状态 2 既可以通过状态 1 进入(现金需求意愿增强),也可以通过状态 3 进入(现金需求意愿减弱),因此考察进入状态 2 的概率并不具有实际意义。本文计算了进入状态 3 和状态 1 的概率影响。其中,进入状态 3(现金需求意愿最强)的概率变动称之为增加概率,进入状态 1(现金需求意愿最弱)的概率变动称之为减少概率。

表 3 的计算结果显示,居民收入水平变动对现金需求的影响并不显著;地区经济发展水平每提升一个等级,导致现金需求增加的概率下降 2.05%,现金需求减少的概率上升 1.59%;相对于女性而言,男性现金需求增加的概率上升 1.82%,现金需求减少的概率下降 1.41%;居民年龄每上升一个等级,现金需求增加的概率下降 1.04%,现金需求减少的概率上升 0.80%;受教育程度每提升一个等级,现金需求增加的概率下降 7.13%,现金需求减少的概率上升 5.51%;大额、中额、小额票面质量每提升一个等级,现金需求增加的概率分别上升 4.65%、2.68% 和 1.07%,现金需求减少的概率分别下降 3.59%、2.07% 和 0.83%;零钱兑换便捷性每提升一个等级,现金需求增加的概率上升 6.00%,现金需求减少的概率下降 4.63%;相对于未收到假币的居民,收到假币的居民现金需求增加的概率上升 4.53%,现金需求减少的概率下降 3.28%。

表 3 边际概率影响计算结果

解释变量	现金需求增加概率	现金需求减少概率
<i>income</i>	0.0015(0.0025)	-0.0011(0.0019)
<i>pgdp</i>	-0.0205 ^{***} (0.0025)	0.0159 ^{***} (0.0020)
<i>gender</i>	0.0182 ^{***} (0.0042)	-0.0141 ^{***} (0.0033)
<i>pro</i>	-0.0330 ^{***} (0.0042)	0.0254 ^{***} (0.0032)
<i>age</i>	-0.0104 ^{***} (0.0029)	0.0080 ^{***} (0.0023)
<i>edu</i>	-0.0713 ^{***} (0.0028)	0.0551 ^{***} (0.0021)
<i>qual</i>	0.0465 ^{***} (0.0036)	-0.0359 ^{***} (0.0028)
<i>quam</i>	0.0268 ^{***} (0.0039)	-0.0207 ^{***} (0.0030)
<i>quap</i>	0.0107 ^{***} (0.0029)	-0.0083 ^{***} (0.0022)
<i>chasch</i>	0.0600 ^{***} (0.0029)	-0.0463 ^{***} (0.0023)
<i>cocash</i>	0.0435 ^{***} (0.0052)	-0.0328 ^{***} (0.0038)

从上述边际概率来看,受教育程度、大面额现金质量以及零钱兑换便捷性对于现金需求的影响更为明显。从提升现金供应质量、保障现金流通的角度来看,应重点服务受教育程度较低的人群,持续提升大面额现金的票面质量,在全国范围内设置自助零钱兑换网点或者引导商户储备充足的现金以保障零钱兑换。

五、基于收入水平、年龄和学历的分组边际概率

由前文分析可知,地区经济发展水平、居民个体特征以及钞票自身特征变量均可以有效影响现金需求,那么,这种影响关系在不同的年龄段、收入水平范围以及学历层次的群体之间是否存在显著的差异?如果存在差异,这些差异又具有何种规律性?从实证结果中深入挖掘并理解这些问题有助于深化对现金需求微观机制的认识。针对上述问题,本文将进一步对样本进行分组,分别计算不同年龄段、不同收入水平范围以及不同学历层次群体的居民个体特征和钞票自身特征对现金需求的边际概率影响。与第四部分一致,本文同样以模型1的结果为基础计算总体现金需求的边际概率影响。

(一) 基于年龄分组的现金需求边际概率影响

从表4的计算结果可以看出,随着年龄的增长,地区经济发展水平、省份南北分布、年龄、受教育程度等变量对现金需求概率增加的抑制作用不断减弱,对现金需求减少概率的促进作用不断上升,但总体幅度均较小。这一结果表明上述变量对现金需求的影响主要来自其本身,受年龄层面的影响较小,与此同时,年龄变量自身对现金需求概率的影响也较弱。例如,与16岁以下的居民相比,45-59岁居民现金需求增加的概率仅下降0.01个百分点,现金需求减少的概率也仅增加0.05个百分点;同样,用这两个年龄段的居民相比,地区经济发展水平影响现金需求增加的概率仅下降0.01个百分点,影响现金需求减少的概率仅上升0.09个百分点。另一方面,随着年龄增长,性别、不同面额的票面质量、零钱兑换便捷性和是否收到假币等变量与现金需求概率增加的相关性不断减弱,对现金需求减少概率的抑制作用不断上升,总体幅度也相对较小,即上述变量对现金需求的影响受年龄变量的影响也相对较小。例如,与16岁以下的居民相比,大额票面质量提升对45-59岁居民现金需求增加概率的促进作用仅下降0.02个百分点。此外,考虑到收入水平变量对现金需求的影响并不显著,在分组边际概率的计算结果中也没有表现出差异性,因此本文不对其进行分析。

表4 基于年龄分组的边际概率影响结果

解释变量	age = 1		age = 2		age = 3		age = 4		age = 5		age = 6	
	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少
<i>income</i>	0.0015	-0.0011	0.0015	-0.0011	0.0015	-0.0012	0.0015	-0.0012	0.0015	-0.0012	0.0015	-0.0012
<i>pgdp</i>	-0.0206	0.0154	-0.0206	0.0157	-0.0205	0.0160	-0.0205	0.0163	-0.0204	0.0165	-0.0203	0.0168
<i>gender</i>	0.0183	-0.0137	0.0183	-0.0139	0.0182	-0.0142	0.0182	-0.0144	0.0181	-0.0147	0.0180	-0.0150
<i>pro</i>	-0.0331	0.0246	-0.0330	0.0250	-0.0330	0.0255	-0.0329	0.0260	-0.0328	0.0265	-0.0327	0.0269
<i>age</i>	-0.0104	0.0077	-0.0104	0.0079	-0.0103	0.0080	-0.0103	0.0082	-0.0103	0.0083	-0.0102	0.0085
<i>edu</i>	-0.0715	0.0533	-0.0714	0.0544	-0.0713	0.0554	-0.0711	0.0564	-0.0708	0.0574	-0.0706	0.0584
<i>qual</i>	0.0466	-0.0348	0.0466	-0.0355	0.0465	-0.0362	0.0464	-0.0368	0.0462	-0.0375	0.0460	-0.0381
<i>quam</i>	0.0268	-0.0200	0.0268	-0.0204	0.0267	-0.0208	0.0267	-0.0212	0.0266	-0.0216	0.0265	-0.0219
<i>quap</i>	0.0107	-0.0080	0.0107	-0.0082	0.0107	-0.0083	0.0107	-0.0085	0.0106	-0.0086	0.0106	-0.0088
<i>chasch</i>	0.0601	-0.0448	0.0601	-0.0457	0.0599	-0.0466	0.0598	-0.0475	0.0596	-0.0483	0.0593	-0.0491
<i>cocash</i>	0.0436	-0.0317	0.0435	-0.0323	0.0435	-0.0330	0.0434	-0.0336	0.0433	-0.0342	0.0432	-0.0348

为便于直观理解随着年龄变化各变量对现金需求影响的差异性,本文进一步计算了基于年龄分组的边际概率影响净效应(见表 5),即边际增加的概率减去边际减少的概率。可以看出,地区经济发展水平、省份南北分布、年龄、受教育程度等变量对现金需求影响的边际概率净效应为负,并且随着年龄增长净效应总体呈现出上升态势。性别、不同面额的票面质量、零钱兑换便捷性和是否收到假币等变量对现金需求影响的边际概率净效应为正,随着年龄增长净效应总体呈现出上升态势。可见,从净效应的角度来看,随着年龄增长,居民对影响现金需求变量的变化更为敏感,外部因素以及现金自身因素的变动更容易影响居民现金需求的概率。因此,对于提升老年人的现金需求而言,提升票面质量、零钱兑换便捷性以及加大反假币力度的政策可能更为有效。

表 5 基于年龄分组的边际概率影响净效应

解释变量	age = 1	age = 2	age = 3	age = 4	age = 5	age = 6
<i>income</i>	0.0026	0.0026	0.0027	0.0027	0.0027	0.0027
<i>pgdp</i>	-0.0360	-0.0363	-0.0365	-0.0368	-0.0369	-0.0371
<i>gender</i>	0.0320	0.0322	0.0324	0.0326	0.0328	0.0330
<i>pro</i>	-0.0577	-0.0580	-0.0585	-0.0589	-0.0593	-0.0596
<i>age</i>	-0.0181	-0.0183	-0.0183	-0.0185	-0.0186	-0.0187
<i>edu</i>	-0.1248	-0.1258	-0.1267	-0.1275	-0.1282	-0.1290
<i>qual</i>	0.0814	0.0821	0.0827	0.0832	0.0837	0.0841
<i>quam</i>	0.0468	0.0472	0.0475	0.0479	0.0482	0.0484
<i>quap</i>	0.0187	0.0189	0.0190	0.0192	0.0192	0.0194
<i>chasch</i>	0.1049	0.1058	0.1065	0.1073	0.1079	0.1084
<i>cocash</i>	0.0753	0.0758	0.0765	0.0770	0.0775	0.0780

(二) 基于收入和学历分组的现金需求边际概率影响

表 6 和表 7 分别计算了基于收入和学历分组的现金需求边际概率影响。从收入分组结果来看,随着收入水平的增长,地区经济发展水平、省份南北分布、年龄、受教育程度等变量对现金需求概率增加的抑制作用基本保持稳定,对现金需求减少概率的促进作用小幅下降。例如,2000 元以下收入水平和 20001 元以上收入水平的居民相比,地区经济发展水平影响现金需求增加的概率完全一致,影响现金需求减少的概率仅下降 0.02 个百分点。另一方面,随着收入水平上升,性别、不同面额的票面质量、零钱兑换便捷性和是否收到假币等变量对现金需求概率增加的促进作用以及对现金需求减少概率的抑制作用均体现出较小的差异性。例如,2000 元以下收入水平和 20001 元以上收入水平的居民相比,大额票面质量提升对现金需求增加概率的促进作用仅上升 0.01 个百分点,对现金需求减少概率的抑制作用仅下降 0.04 个百分点。综合来看,所有解释变量对现金需求的影响基本不受收入水平变量的影响,这一结果与基准回归模型中收入水平变量回归系数并不显著的结果一致。

从学历分组结果来看,随着学历水平的增长,地区经济发展水平、省份南北分布、年龄、受教育程度等变量对现金需求概率增加的抑制作用呈现出“倒 U 型”的非线性规律,对现金需求减少概率的促进作用不断增强。以地区经济发展水平对现金需求的影响为例,随着学历水平的提升,地区经济发展水平提升对现金需求概率上升的抑制作用开始增强(-1.95%至-2.06%),在中专/高中/职高群体中达到最高水平(-2.06%),此后随着学历水平上升不断减弱(-2.06%至-1.91%);

表 6 基于收入分组的边际概率影响结果

解释变量	<i>income</i> = 1		<i>income</i> = 2		<i>income</i> = 3		<i>income</i> = 4		<i>income</i> = 5	
	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少
<i>income</i>	0.0015	-0.0012	0.0015	-0.0011	0.0015	-0.0011	0.0015	-0.0011	0.0015	-0.0011
<i>pgdp</i>	-0.0205***	0.0159***	-0.0205***	0.0159***	-0.0205***	0.0158***	-0.0205***	0.0158***	-0.0205***	0.0157***
<i>gender</i>	0.0182***	-0.0142***	0.0182***	-0.0141***	0.0182***	-0.0141***	0.0182***	-0.0140***	0.0182***	-0.0140***
<i>pro</i>	-0.0330***	0.0255***	-0.0330***	0.0254***	-0.0330***	0.0253***	-0.0330***	0.0253***	-0.0330***	0.0252***
<i>age</i>	-0.0103***	0.0080***	-0.0104***	0.0080***	-0.0104***	0.0080***	-0.0104***	0.0080***	-0.0104***	0.0079***
<i>edu</i>	-0.0713***	0.0553***	-0.0713***	0.0551***	-0.0713***	0.0550***	-0.0713***	0.0548***	-0.0714***	0.0547***
<i>qual</i>	0.0465***	-0.0361***	0.0465***	-0.0360***	0.0465***	-0.0359***	0.0465***	-0.0358***	0.0466***	-0.0357***
<i>quam</i>	0.0267***	-0.0207***	0.0268***	-0.0207***	0.0268***	-0.0206***	0.0268***	-0.0206***	0.0268***	-0.0205***
<i>quap</i>	0.0107***	-0.0083***	0.0107***	-0.0083***	0.0107***	-0.0083***	0.0107***	-0.0082***	0.0107***	-0.0082***
<i>chasch</i>	0.0600***	-0.0465***	0.0600***	-0.0464***	0.0600***	-0.0462***	0.0600***	-0.0461***	0.0600***	-0.0460***
<i>cocash</i>	0.0435***	-0.0329***	0.0435***	-0.0328***	0.0435***	-0.0327***	0.0435***	-0.0326***	0.0435***	-0.0325***

表 7 基于学历分组的边际概率影响结果

解释变量	<i>edu</i> = 1		<i>edu</i> = 2		<i>edu</i> = 3		<i>edu</i> = 4		<i>edu</i> = 5	
	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少	增加	减少
<i>income</i>	0.0014	-0.0008	0.0015	-0.0009	0.0015	-0.0011	0.0015	-0.0012	0.0014	-0.0014
<i>pgdp</i>	-0.0195***	0.0108***	-0.0204***	0.0130***	-0.0206***	0.0152***	-0.0202***	0.0172***	-0.0191***	0.0189***
<i>gender</i>	0.0173***	-0.0096***	0.0181***	-0.0116***	0.0183***	-0.0135***	0.0179***	-0.0153***	0.0170***	-0.0168***
<i>pro</i>	-0.0312***	0.0173***	-0.0327***	0.0208***	-0.0331***	0.0244***	-0.0324***	0.0276***	-0.0308***	0.0302***
<i>age</i>	-0.0098***	0.0055***	-0.0103***	0.0066***	-0.0104***	0.0077***	-0.0102***	0.0087***	-0.0096***	0.0095***
<i>edu</i>	-0.0677***	0.0376***	-0.0707***	0.0453***	-0.0715***	0.0529***	-0.0700***	0.0599***	-0.0664***	0.0656***
<i>qual</i>	0.0442***	-0.0245***	0.0461***	-0.0296***	0.0467***	-0.0345***	0.0457***	-0.0391***	0.0433***	-0.0428***
<i>quam</i>	0.0254***	-0.0141***	0.0265***	-0.0170***	0.0268***	-0.0199***	0.0263***	-0.0225***	0.0249***	-0.0246***
<i>quap</i>	0.0102***	-0.0056***	0.0106***	-0.0068***	0.0107***	-0.0079***	0.0105***	-0.0090***	0.0100***	-0.0098***
<i>chasch</i>	0.0569***	-0.0316***	0.0595***	-0.0381***	0.0601***	-0.0445***	0.0589***	-0.0503***	0.0559***	-0.0551***
<i>cocash</i>	0.0407***	-0.0220***	0.0428***	-0.0267***	0.0436***	-0.0314***	0.0429***	-0.0357***	0.0409***	-0.0394***

同时,小学及以下学历和硕士/博士学历的居民相比,地区经济发展水平影响现金需求减少的概率上升 0.81 个百分点。随着学历水平上升,性别、不同面额的票面质量、零钱兑换便捷性和是否收到假币等变量对现金需求概率增加的促进作用也表现出“倒 U 型”的非线性规律,对现金需求减少概率的抑制作用则不断增强。以大面额票面质量对现金需求的影响为例,随着学历水平的提升,大面额票面质量提升对现金需求概率上升的促进作用开始上升(4.42% 至 4.67%),在中专/高中/职高群体中达到最高水平(4.67%),此后随着学历水平上升不断下降(4.67% 至 4.33%);同时,小学及

以下学历和硕士/博士学历的居民相比,大面额票面质量提升对现金需求概率下降的抑制作用上升 1.83 个百分点。综合来看,上述解释变量对现金需求的影响受学历水平变量的影响较为明显,并且所有变量对现金需求增加概率的作用效果均呈现出一致的“倒 U 型”非线性特征。因此,从促进现金需求概率上升的角度来看,中专、高中、职高等中等学历群体对票面质量、零钱兑换便捷性以及是否收到假币等变量的变化的敏感性强于低学历和高等学历群体,相关政策对于中等学历群体可能更为有效。

由于各变量对现金需求增加和减少的概率变动方向可能不一致,因此本文遵循年龄分组计算的做法,进一步计算了基于收入和学历分组的边际概率影响净效应(见表 8)。可以看出,地区经济发展水平、省份南北分布、年龄、受教育程度等变量对现金需求影响的边际概率净效应均为负,并且随着收入水平增长,净效应的总体变动较小,随着学历水平上升,净效应呈现出不断增强的态势。性别、不同面额的票面质量、零钱兑换便捷性和是否收到假币等变量对现金需求影响的边际概率净效应均为正,随着收入水平增长,净效应的总体变动较小,随着学历水平上升净效应呈现出不断增强的态势。可见,随着学历水平提升,各变量对现金需求增加概率的影响表现出“倒 U 型”特征,但是在现金需求减少概率的综合作用下其净效应并没有表现出“倒 U 型”特征。上述结果表明,高学历群体对影响现金需求变量的变化更为敏感,但是就提升票面质量、零钱兑换便捷性以及加大反假币力度等政策着力的重点群体而言,同样不能忽视中等学历群体。此外,不同收入水平群体对影响现金需求因素变化的敏感性并无差异,根据收入水平制定针对性政策并无实际意义。

表 8 基于收入和学历分组的边际概率影响净效应

解释变量	收入分组净效应					学历分组净效应				
	<i>income</i> = 1	<i>income</i> = 2	<i>income</i> = 3	<i>income</i> = 4	<i>income</i> = 5	<i>edu</i> = 1	<i>edu</i> = 2	<i>edu</i> = 3	<i>edu</i> = 4	<i>edu</i> = 5
<i>income</i>	0.0027	0.0026	0.0026	0.0026	0.0026	0.0022	0.0024	0.0026	0.0027	0.0028
<i>pgdp</i>	-0.0364	-0.0364	-0.0363	-0.0363	-0.0362	-0.0303	-0.0334	-0.0358	-0.0374	-0.0380
<i>gender</i>	0.0324	0.0323	0.0323	0.0322	0.0322	0.0269	0.0297	0.0318	0.0332	0.0338
<i>pro</i>	-0.0585	-0.0584	-0.0583	-0.0583	-0.0582	-0.0485	-0.0535	-0.0575	-0.0600	-0.0610
<i>age</i>	-0.0183	-0.0184	-0.0184	-0.0184	-0.0183	-0.0153	-0.0169	-0.0181	-0.0189	-0.0191
<i>edu</i>	-0.1266	-0.1264	-0.1263	-0.1261	-0.1261	-0.1053	-0.1160	-0.1244	-0.1299	-0.1320
<i>qual</i>	0.0826	0.0825	0.0824	0.0823	0.0823	0.0687	0.0757	0.0812	0.0848	0.0861
<i>quam</i>	0.0474	0.0475	0.0474	0.0474	0.0473	0.0395	0.0435	0.0467	0.0488	0.0495
<i>quap</i>	0.0190	0.0190	0.0190	0.0189	0.0189	0.0158	0.0174	0.0186	0.0195	0.0198
<i>chasch</i>	0.1065	0.1064	0.1062	0.1061	0.1060	0.0885	0.0976	0.1046	0.1092	0.1110
<i>cocash</i>	0.0764	0.0763	0.0762	0.0761	0.0760	0.0627	0.0695	0.0750	0.0786	0.0803

六、异方差、内生性和稳健性讨论

本文使用的数据为截面数据,可能存在异方差问题,因此在所有的回归模型中均使用了稳健标准差,同时对行业异质性进行了控制,上述处理均可以有效解决异方差问题。内生性也是计量模型中常见的问题,导致内生性的原因主要包括模型设定偏误、样本选择偏差以及双向因果关系。

从模型设定来看,本文使用的现金需求调查问卷设定本身具有一定的科学性,此外,在梳理现金需求理论的基础上,从更为微观的视角选择了影响居民现金需求的多维变量,涵盖了地区经济发展水平、居民个体特征和现金自身特征等三个方面,因此存在设定偏误的可能性不大。从样本选取来看,本文的样本涵盖了全国32个省、自治区、直辖市和特别行政区,并且在初始样本的基础上进行了科学的二次分层抽样,保证城乡、年龄、受教育程度、性别、收入等分布的合理性,共抽取了5万份样本,样本数量较大并且具有代表性。从双向因果关系来看,地区经济发展水平、居民个体特征以及现金自身特征变量可以影响居民的现金使用选择,但是上述变量的外生性较强,居民现金使用选择一般而言不会影响上述变量,因此不存在双向因果关系。

在稳健性方面,模型1-6分别选取了不同的被解释变量衡量现金需求,多数解释变量的回归结果保持一致。特别地,模型2中的被解释变量为居民未来使用现金选择的二值变量,本文使用Probit模型进行了回归,除个别变量外,其结果与模型1的回归结果大体一致。此外,在基于收入水平、年龄和学历的分组边际概率计算结果中,系数的显著性与模型1的回归结果高度一致。因此从现金总体需求层面来看,本文的回归结果具有稳健性。

七、结 论

当前,尽管非现金支付工具快速发展,但几乎全球所有国家的现金需求仍保持增长态势,现金在基础货币构成、零售支付以及价值贮藏等方面依然扮演着不可或缺的角色,这在客观上要求不仅不能忽视现金的存在,而且应当深入分析现金需求的运行机制。本文使用2017年全国公众现金使用抽样调查数据对我国居民现金需求的微观机制进行实证研究,研究结果表明,地区经济发展、居民个体特征以及现金自身特征等要素均可以显著影响现金需求。其中,地区经济发展水平提升通过降低现金交易动机的渠道降低了现金总需求,现金贮藏动机反而随之提升;居民收入水平、票面质量、零钱兑换便捷性提升均可以促进现金需求上升;年龄上升通过降低现金贮藏需求的途径降低了现金总需求,学历上升显著降低了现金总需求,有过收假币经历的居民并未明显降低现金需求。进一步的研究结果显示,在变量层面,受教育程度、大面额现金质量以及零钱兑换便捷性对于现金需求的影响更为明显;在群体差异层面,地区经济发展水平、居民个体特征变量以及钞票自身特征变量对现金需求的影响在不同年龄段和不同学历水平群体之间表现出明显差异性,即随着年龄增长居民对影响现金需求变量的变化更为敏感,随着学历水平提升各变量对现金需求增加概率的影响表现出“倒U型”特征,中等学历群体对影响现金需求变量的变化比较敏感,但是在现金需求减少概率的综合作用下,高学历群体对影响现金需求变量的变化更为敏感。

上述结果与诸多“众所周知”的认识有所差异。一般而言,地区经济发展水平较高的地区现金需求往往较高,但是本文的结果表明,发达地区居民财富保有量高,现金贮藏需求较高,但是现金交易需求低于欠发达地区,这主要是由于发达地区非现金支付的基础设施完备,居民接受程度也往往较高。本文结果同样显示,年龄上升并未提升现金需求,其主要原因在于,高龄群体对非现金支付的接受程度较低,对现金的交易需求较强,但考虑高龄群体是净消费者后,其贮藏需求明显减弱,因此现金总需求反而下降。本文的研究结论建立在大样本微观数据之上,具有一定的基础性和客观性,因此有助于厘清现金需求方面一些似是而非的结论。

根据本文的研究结果可以得出如下的启示:首先,从后续深化研究的角度,现金需求包括交易需求和贮藏需求,在部分群体中贮藏需求的影响甚至强于交易需求,因此应从结构化的角度进行分析。其次,从提升现金供应质量的角度,在全面保障现金流通的同时,应重点服务经济落后地区人群、受教育程度较低的人群以及低龄人群等对影响现金需求变动因素不敏感的群体,并通过持续提

升大面额现金的票面质量以及在全国范围内提升零钱兑换的便捷性等手段提升高龄人群和中高学历人群等对影响现金需求变动因素较为敏感的群体的现金使用体验。最后,应持之以恒地提升反假币力度,强化现阶段的反假币成果,维护人民币法定货币的地位和权威,进一步增强居民使用现金的信心。

参考文献

- 白金辉(2002):《中国居民现金需求研究》,《经济学(季刊)》,第3期。
- 陈勇、王峥(2014):《我国M0与宏观经济指标动态关系研究——基于1992-2013年数据的VAR模型分析》,《上海金融》,第12期。
- 渡边真理子、柳川范之(2009):《商业信用合同的履行概率,其外部性及现金需求——中国案例》,《金融研究》,第7期。
- 冯科、舒博(2011):《金融电子化对我国居民现金需求影响的VAR模型实证分析》,《现代财经(天津财经大学学报)》,第7期。
- 姜小南、张立军(2013):《现金需求的影响因素及变化趋势分析:广东案例》,《上海金融》,第5期。
- 雷晓燕、许文健、赵耀辉(2014):《高攀的婚姻更令人满意吗?——婚姻匹配模式及其长远影响》,《经济学(季刊)》,第1期。
- 齐红倩、席旭文、徐曼(2017):《农业转移人口福利与市民化倾向的理论构建和实证解释》,《经济评论》,第6期。
- 舒博、冯科(2011):《Baumol-Tobin 现金需求模型的进化》,《新经济》,第7期。
- 沙文兵(2014):《人民币境外存量的测算与分析——基于1992-2012年季度数据的实证研究》,《上海经济研究》,第3期。
- 沙文兵、童文俊(2014):《人民币境外存量与汇率互动关系研究——基于2004-2012年季度数据的实证分析》,《世界经济研究》,第2期。
- 王山(2017):《电子支付工具对现金需求影响的实证研究》,《金融经济》,第4期。
- 王文嘉、张屹山、张鹏、林长杰(2014):《基于广义可加模型的我国现金投放规模研究》,《海南大学学报(人文社会科学版)》,第5期。
- 王永中(2009):《收入不确定、股票市场与中国居民货币需求》,《世界经济》,第1期。
- 王倩(2009):《银行卡替代现金及替代途径的实证分析》,《经济体制改革》,第3期。
- Baumol, W. (1952): “The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 66, 545-556.
- Doyle, M., C. Fisher and E. Tellez (2017): “How Australians Pay: Evidence from the 2016 Consumer Payments Survey”, RBA Research Discussion Papers.
- Dornbusch, R., F. Sturzenegger and H. Wolf (1990): “Extreme Inflation: Dynamics and Stabilization”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1-84.
- Esselink, H. and L. Hernández (2017): “The Use of Cash by Households in the Euro Area”, Occasional Paper.
- Fisher, I. (1911): *The Purchasing Power of Money*, New York Press.
- Jobst, C. and H. Stix (2017): “Assessing Recent Increases in Cash Demand”, International Cash Conference 2017 – War on Cash: Is There A Future for Cash. Deutsche Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Jevons, W. (1874): “The Progress of the Mathematical Theory of Political Economy: With An Explanation of the Principles of the Theory”, *Transaction of the Manchester Statistical Society*, 1874-75, 1-19.
- Keynes, J. (1936): *General Theory of Employment, Interest and Money*, Atlantic Publishers & Dist.
- Li, H. and L. Zhou (2005): “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 89, 1743-1762.
- Tobin, J. (1956): “The Interest-elasticity of Transactions Demand for Cash”, *Review of Economics and Statistics*, 38, 241-247.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.

(责任编辑:周莉萍)