

《金融科技、货币政策传导与消费》附录

附录 1 机制分析与研究假设部分推导

为考察居民通过使用金融科技产品获得市场利率信息对其决策的影响, 参考 Weber et al. (2025) 的方法, 定义 $v(z_t, r_{t+1})$ 为不考虑信息影响时的居民最优值函数, 即:

$$V(z_t, r_{t+1}) = \max_{\hat{a}_t \in \{0, z_t\}} E_t \{v(z_t, r_{t+1}) | S_t\}$$

$$v(z_t, r_{t+1}) = u(z_t - \hat{a}_t) + \beta v((1 + r_{t+1})\hat{a}_t + y_{t+1} - r_{t+1}\phi, r_{t+2})$$

对 $v(z_t, r_{t+1})$ 在居民消费平滑条件下的非随机点 (\bar{a}, \bar{r}) 附近进行二阶泰勒近似:

$$\begin{aligned} v(z_t, r_{t+1}) - v(z(\bar{a}), \bar{r}) &\approx \frac{\partial v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a}} (\hat{a}_t - \bar{a}) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a}^2} (\hat{a}_t - \bar{a})^2 + \\ &\quad \frac{\partial^2 v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a} \partial \bar{r}} (\hat{a}_t - \bar{a})(r_{t+1} - \bar{r}) + g(r_{t+1}) \end{aligned} \quad (\text{A1})$$

其中, $g(r_{t+1}) = \frac{\partial v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{r}} (r_{t+1} - \bar{r}) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{r}^2} (r_{t+1} - \bar{r})^2$ 为二阶泰勒近似中独立于 \hat{a}_t 的项。由于 (\bar{a}, \bar{r}) 为居民在消费平滑时对 (\hat{a}_t, r_{t+1}) 的最优选择, 所以可得:

$$\frac{\partial v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a}} = \frac{\partial v(z_t, r_{t+1})}{\partial \hat{a}_t} \Big|_{(\hat{a}_t = \bar{a}, r_{t+1} = \bar{r})} = 0 \quad (\text{A2})$$

其中:

$$\frac{\partial v(z_t, r_{t+1})}{\partial \hat{a}_t} = -u'(z_t - \hat{a}_t) + \beta(1 + r_{t+1}) \frac{\partial v(z_{t+1}, r_{t+2})}{\partial z_{t+1}}$$

根据包络条件 (envelope condition) 可知 $\frac{\partial v(z_t, r_{t+1})}{\partial z_t} = u'(z_t - \hat{a}_t) = u'(c_t)$, 因此

$$\frac{\partial v(z_{t+1}, r_{t+2})}{\partial z_{t+1}} = u'(z_{t+1} - \hat{a}_{t+1}) = u'(c_{t+1}), \text{ 从而得到:}$$

$$\frac{\partial v(z_t, r_{t+1})}{\partial \hat{a}_t} = -u'(c_t) + \beta(1 + r_{t+1})u'(c_{t+1})$$

进而得到 $\frac{\partial^2 v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a}^2}$ 与 $\frac{\partial^2 v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a} \partial \bar{r}}$:

$$\frac{\partial^2 v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a}^2} = \frac{\partial^2 v(z_t, r_{t+1})}{\partial \hat{a}_t^2} \Big|_{(\hat{a}_t = \bar{a}, r_{t+1} = \bar{r})} = (1 + \bar{r})u''(\bar{c}) + u''(\bar{c}) = (2 + \bar{r})u''(\bar{c}) \quad (\text{A3})$$

$$\frac{\partial^2 v(z(\bar{a}), \bar{r})}{\partial \bar{a} \partial \bar{r}} = \frac{\partial^2 v(z_t, r_{t+1})}{\partial \hat{a}_t \partial r_{t+1}} \Big|_{(\hat{a}_t = \bar{a}, r_{t+1} = \bar{r})} = \bar{a}u''(\bar{c}) + \beta u'(\bar{c}) = \beta u'(\bar{c}) \quad (\text{A4})$$

又根据效用函数形式可得: $\frac{u'(\bar{c})}{u''(\bar{c})} = -\frac{\bar{c}}{\sigma}$

把 (A3)、(A4) 和 (A5) 式代入 (A2) 式, 左右两边同除以 $u''(\bar{c})$ 就可以得到:

$$\frac{v(z_t, r_{t+1}) - v(z(\bar{a}), \bar{r})}{u''(\bar{c})} \approx \frac{(2 + \bar{r})}{2} (\hat{a}_t - \bar{a})^2 - \frac{\beta \bar{c}}{\sigma} (\hat{a}_t - \bar{a})(r_{t+1} - \bar{r}) + \tilde{g}(r_{t+1}) \quad (\text{A5})$$

其中, $\tilde{g}(r_{t+1}) \equiv g(r_{t+1})/u''(\bar{c})$ 。因此, 居民在已知信息集 S_t 下的最优决策 \hat{a}_t 就等价于¹:

$$\hat{a}_t(S_t) \equiv \arg \max_{\hat{a}_t \in \{0, z_t\}} E_t \{v(z_t, r_{t+1})\} \equiv \arg \max_{\hat{a}_t \in \{0, z_t\}} E_t \left\{ \frac{v(z_t, r_{t+1}) - v(z(\bar{a}), \bar{r})}{u''(\bar{c})} \right\}$$

¹ 因为 $v(z(\bar{a}), \bar{r})$ 与 $u''(\bar{c})$ 是常数。

对 (A5) 式求 \hat{a}_t 的一阶条件，并结合预算约束 $c_t = z_t - \hat{a}_t$ 即可得到正文 (10) 式。结合正文 (6) 式和 (10) 式就可以得到：

$$\frac{\partial c_t(S_t)}{\partial r^*} = \frac{\partial c_t(S_t)}{\partial r_{t+1}} = -\frac{\beta \bar{c}}{\sigma(2 + \bar{r})}(1 - e^{-k\theta_t}) \quad (\text{A6})$$

进一步对 (A6) 式金融科技使用频次 θ_t 求偏导，即可得到正文 (12) 式。

对 (A5) 式求 \hat{a}_t 的一阶条件，并结合正文 (6) 式，得到居民最优存贷决策 $a_t(S_t)$ 为：

$$a_t(S_t) = \hat{a}_t - \bar{a} = \frac{\beta \bar{c}}{\sigma(2 + \bar{r})}(1 - e^{-k\theta_t})(r_{t+1} - \bar{r}) \quad (\text{A7})$$

由于 $\frac{\beta \bar{c}}{\sigma(2 + \bar{r})} > 0$ ，因此，当外生的货币政策冲击发生时，居民的最优存贷决策 $a_t(S_t)$ 受金融科技使用频次的影响。

当金融科技使用频次 $\theta_t > 0$ 时，则：

$$\frac{\partial a_t(S_t)}{\partial r^*} = \frac{\partial a_t(S_t)}{\partial r_{t+1}} = \frac{\beta \bar{c}}{\sigma(2 + \bar{r})}(1 - e^{-k\theta_t}) > 0 \quad (\text{A8})$$

进一步对 (A8) 式求金融科技的使用频次 θ_t 求偏导，进而得到正文 (13) 式。

附录 2 货币政策外生冲击序列最优滞后期选择

在实证模型中，货币政策外生冲击序列的滞后期选择至关重要。为确保模型稳健性，本文采用 Proxy-VAR 方法识别外生冲击序列，并结合亚特兰大联邦储备银行提供的中国宏观经济时间序列数据展开分析。在滞后期选择上，本文参考主流的 SBIC 信息准则，结果表明最优滞后期数为 2，因此最终设定模型的滞后期数为 2。

附表 1 滞后阶数选择信息准则

滞后阶数	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	0.0066	0.6511	0.6561	0.7477
1	0.0043	0.2208	0.2357	0.5106
2	0.0027*	-0.2825	-0.2577	0.2004*
3	0.0041	0.0571	0.0917	0.7331
4	0.0028	-0.5146*	-0.4701*	0.3546

附录 3 控制变量定义及描述性统计

居民层面的控制变量包括年龄及年龄平方、资产、杠杆率、花呗额度、借呗额度、当月赎回总额。其中，由于年龄变量可以视为个体固定效应与时间固定效应的线性组合，无法直接估计，因此引入年龄的平方项以捕捉其对消费的非线性影响（张勋等，2019）。考虑到资产包含余额宝余额，为缓解潜在内生性问题，本文参考吴雨等（2021）的做法，逐月按资产水平将居民从低到高划分为低、中、高资产组并构建虚拟变量，以控制资产水平对消费决策的影响。额度是平台基于用户风险评估由金融机构审批的最高可贷金额，反映信贷可得性，该变量为蚂蚁集团提供的脱敏数据，其原始连续变量已被标准化至 [0,1] 区间。杠杆率定义负债与资产之比。当月赎回总额指当月赎回的金融资产总和。城市层面的控制变量包括居民人均可支配收入、城市人均 GDP 及金融发展水平（金融机构贷款余额/GDP）（易行健和周利，2018）。

附表 2 控制变量定义及描述性统计

变量	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
age^2	年龄平方/100	1231456	12.5136	6.5617	4.4100	42.2500
mid_asset	资产处于 33%-66% 区间取 1, 否则 0	1231456	0.3333	0.4714	0	1
$high_asset$	资产处于 66% 及以上取 1, 否则 0	1231456	0.3333	0.4714	0	1
lev	负债 / 资产	1231456	0.5199	0.4389	0	1
hb_ed	花呗额度, 经脱敏处理, 标准化至 [0,1]	1231456	0.5276	0.3500	0	1
jb_ed	借呗额度, 经脱敏处理, 标准化至 [0,1]	1231456	0.3806	0.4707	0	1
$redemption$	当月赎回的金融资产总额	1231456	0.4115	1.8694	0	10.2712
GDP_per_cap	各市人均 GDP	1231456	11.6688	0.4134	9.6614	12.2928
$Loan/GDP$	各市金融机构贷款余额/GDP	1231456	1.9806	0.6317	0.4755	5.0017
$income$	各市居民人均可支配收入	1231456	10.8523	0.3439	9.5211	11.2648

附录 4 稳健性检验

考虑到许多居民同时使用余额宝和花呗, 表现为每月点击理财与消费金融版块, 可能对货币政策引发的利率变动更敏感。为识别这类居民对货币政策的反应, 本文构建虚拟变量 (FTA^{all}), 当居民同时点击理财和花呗页面时取 1, 否则取 0。将该变量代替模型 (14) 中 FTA 进行回归, 结果显示交互项总效应系数在 1% 显著性水平下为负, 与基准回归一致。本文进一步引入两类比例型指标作为金融科技使用频次的替代变量。第一类为“点击频率比例”(wea_app 和 hb_app), 即居民每月点击理财和花呗页面次数占其当月登陆支付宝总次数的比例, 衡量金融科技参与度; 第二类为“点击天数比例”(wea_day 和 hb_day), 即每月点击次数占当月登陆支付宝天数的比例, 衡量活跃天数中接触金融科技服务的强度。这两个比例指标弥补了单一点击次数的局限性, 更好地反映居民接触金融科技服务的频繁程度和活跃度。本文还通过主成分分析法 (PCA) 将理财和花呗页面的点击频次合成综合指标, 回归结果表明, 交互项总效应系数均显著为负, 进一步支持了本文的主结论。此外, 本文将“消费支出”替换为“消费笔数 (Con_txn)”, 以衡量居民的消费活跃度。将该指标代入模型 (14) 中进行回归, 交互项总效应系数均显著为负, 表明无论从消费支出还是消费频次的角度, 居民对金融科技服务的使用均显著增强了货币政策向消费的传导作用。

附表 3 稳健性检验

被解释变量	<i>Con</i>						<i>Con_txn</i>	
	FTA^{all}	wea_app	hb_app	wea_day	hb_day	FTA^{pca}	FTA^{wea}	FTA^{hb}
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\sum MPS \times FTA$	-0.0085*** (-3.7079)	-0.0112*** (-2.6168)	-0.0154*** (-4.6434)	-0.0099*** (-3.2417)	-0.0152*** (-6.3585)	-0.0158*** (-8.8380)	-0.0020*** (-3.9618)	-0.0032*** (-6.5353)
	0.0725*** (32.6746)	0.0792*** (12.1095)	0.2333*** (51.1378)	0.0883*** (18.5744)	0.2592*** (60.2722)	0.2396*** (53.3253)	0.0165*** (24.9287)	0.0477*** (40.7292)
控制变量	Yes							
个体固定效应	Yes							
月度固定效应	Yes							
样本量	1231456	1231456	1231456	1231456	1231456	1231456	1231456	1231456
R^2	0.5738	0.5734	0.5747	0.5736	0.5763	0.5773	0.6900	0.6933

注: *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 括号内为 t 值。下表同。

附录 5 分组回归

(一) 区域与居民负债

我国不同地区在经济发展、金融服务可得性及居民金融科技使用习惯上存在显著差异，这种区域发展不平衡可能导致货币政策向消费的传导效应存在差异。东部和中部地区经济较为发达，信息基础设施完备，金融科技平台普及度较高，居民金融素养也相对更高，其使用金融科技平台时对货币政策冲击的反应也可能存在差异。因此，本文按照地区将样本区分为东部、中部和西部，分组进行了回归。实证结果显示，东部和中部地区频繁使用数字理财和信贷产品的居民对利率变动更加敏感，进而调整储蓄行为和借贷意愿，从而影响消费决策。

由于财富效应和流动性约束，不同负债程度的居民对于货币政策冲击的反应存在差异（Cloyne et al., 2020）。在金融科技广泛应用的背景下，居民对数字信贷产品的使用可能进一步加剧差异。为检验这一机制，本文以花呗生息债务滞后一期作为负债水平指标，将样本划分为低、中、高负债组分别回归。结果显示，在宽松货币政策冲击下，点击频次的增加对中低负债居民的消费促进效应更为显著。该类群体债务负担较轻，可用信贷额度相对充裕，能够在理财配置与消费支出之间灵活调整，因而对利率下降更为敏感，更倾向于扩大消费。相反，高负债居民已面临较强的偿债压力，即便观察到了市场利率变化，货币政策宽松对其消费的刺激作用仍然有限。总体而言，适度负债居民在货币政策传导中表现出更高的敏感性。

附表 4 区域与居民负债

被解释变量	Con					
	区域			居民负债		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部地区	中部地区	西部地区	低负债	中等负债	高负债
$\sum MPS \times FTA^{wea}$	-0.0017*	-0.0073***	-0.0031	-0.0050***	-0.0023*	-0.0008
	(-1.9403)	(-3.3419)	(-1.4947)	(-3.6053)	(-1.7771)	(-0.6700)
FTA^{wea}	0.0267***	0.0324***	0.0301***	0.0326***	0.0276***	0.0217***
	(19.3034)	(12.2246)	(8.4375)	(16.9722)	(14.2017)	(11.5499)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	881504	206224	143728	394841	394689	406630
R^2	0.5799	0.5422	0.5533	0.6149	0.5605	0.5930
$\sum MPS \times FTA^{hb}$	-0.0053***	-0.0046***	-0.0017	-0.0053***	-0.0059***	-0.0014
	(-7.7897)	(-2.9461)	(-0.7515)	(-5.3576)	(-4.9955)	(-1.0999)
FTA^{hb}	0.0834***	0.1021***	0.1063***	0.0745***	0.1053***	0.0961***
	(46.1759)	(37.5151)	(38.2730)	(41.2416)	(49.0664)	(38.7876)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	881504	206224	143728	394841	394689	406630
R^2	0.5843	0.5486	0.5602	0.6182	0.5667	0.5981

(二) 年龄

生命周期理论研究表明，不同年龄段居民的消费对宏观经济变化的反应存在差异（Berger et al., 2018）。因此，不同年龄群体在观察到相同的市场利率变化时，消费决策的调整程度可能不同。为了进一步探讨年龄，本文将样本划分为五个年龄组：20-29岁、30-39

岁、40-49岁、50-59岁和60-65岁，分组进行回归。结果表明，在宽松货币政策冲击下，20-39岁群体对金融科技板块（如理财、花呗）的点击频次越高，其消费支出增加的幅度就越大。其原因在于，20-39岁群体财富积累有限，消费决策更易受理财收益波动影响；同时，由于处于职业起步期、收入稳定性低且流动性约束强，他们对利率变化高度敏感，更依赖信贷工具以平滑消费。相比之下，40-59岁及60—70岁群体收入稳定，财务规划更具长期性和稳健性，对短期货币政策引致的理财收益或信贷成本变化反应较弱，因此消费调整不明显。

附表5 年龄

被解释变量	Con				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	20 - 29 岁	30 - 39 岁	40 - 49 岁	50 - 59 岁	60 - 65 岁
$\sum MPS \times FTA^{wea}$	-0.0033*** (-2.6352)	-0.0032** (-2.4625)	-0.0021 (-1.0616)	-0.0023 (-0.6988)	-0.0057 (-0.6948)
FTA^{wea}	0.0271*** (15.4450)	0.0268*** (15.2959)	0.0314*** (11.2011)	0.0335*** (6.6430)	0.0300** (2.3830)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	418780	519248	212716	70096	10616
R^2	0.5320	0.5829	0.6107	0.5798	0.5681
$\sum MPS \times FTA^{hb}$	-0.0035*** (-2.8764)	-0.0050*** (-5.3398)	-0.0024* (-1.6607)	-0.0036 (-1.3534)	-0.0077 (-1.3144)
FTA^{hb}	0.0985*** (46.0931)	0.0896*** (43.4772)	0.0754*** (31.3265)	0.0739*** (18.4469)	0.0599*** (5.4365)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
月度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	418780	519248	212716	70096	10616
R^2	0.5391	0.5877	0.6137	0.5827	0.5703

参考文献

- [1] 吴雨、李晓、李洁和周利, 2021,《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》,《管理世界》第7期, 第92~104页。
- [2] 易行健和周利, 2018,《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》,《金融研究》第11期, 第47~67页。
- [3] 张勋、万广华和张佳佳等, 2019,《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期, 第71~86页。
- [4] Berger, D., V. Guerrini, G. Lorenzoni and J. Vavra, 2018, “House Prices and Consumer Spending”, *Review of Economic Studies*, 85(3), pp.1502~1542.
- [5] Cloyne, J., C. Ferreira and P. Surico, 2020, “Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism”, *The Review of Economic Studies*, 87(1), pp.102~129.