

一、数据清洗

总体数据来源为2012,2014,2016,2018四年的CFPS问卷调查结果、国家统计局数据以及北大普惠金融中心的数字普惠金融指数。其中每一年变量的分布主要为四部分：

- 1. 家庭控制变量（除去少年、老年抚养比）及家庭消费结构，
- 2. 家庭少年、老年抚养比，
- 3. 户主控制变量，
- 4. 地区经济发展水平控制变量。

数据的获取分别来自CFPS家庭经济调查结果、CFPS家庭关系调查结果、CFPS成人调查结果、国家统计局公布的各地区数据及北大普惠金融中心的数字普惠金融指数

每一年数据的处理思路大体相同，如下为具体步骤，以2012年为例：

- 1. 从原stata格式数据中选取所需的数据导出为csv格式数据；
- 2. 首先读取家庭经济数据，舍弃缺失值后进行数据初步处理，将'是否有自住房'、'是否持有金融产品'转换为0-1变量，计算得出每个家庭的生存与发展类支出占家庭总支出的比例，用1减去衣着、食物和住房所占的比例，即为被解释变量家庭消费结构。由于数据中并不存在是否拥有商业保险的选项，因此本文从数据中找到类似的一项，即商业保险支出，将该支出项不为0的处理为1，其余的处理为0，处理完成的数据记为表一，对应代码中df12。
- 3. 读取户主信息数据，舍弃缺失值后进行数据初步处理，将'婚姻状况'、'是否经常喝酒'、'性别'转换为0-1变量，编写函数将个人最高学历转换为受教育年限。处理完成的数据记为表二，对应代码中df12p。
- 4. 将表一家庭号与户主编号合并，表二家庭号与个人编号合并，利用merge函数以家庭号与户主编号作为合并列将两个数据表合并，选取共有部分得到含有家庭控制变量与户主控制变量的数据表，记为表三，对应代码中df12a。
- 5. 读取家庭关系数据，编写函数得到每个家庭的少儿抚养比与老年抚养比，数据对应代码中df12r。利用merge函数按照家庭编号与表三合并，得到含有全部家庭控制变量、户主控制变量以及被解释变量的数据表，记为表四。
- 6. 读取地区经济发展水平数据集，利用merge函数按照省市名与表四合并，得到的结果即为该年份的最终数据，对应代码中df12u。

依照以上步骤依次处理四年数据，最后利用concat函数将四年的数据合并。由于四年的调查问卷中家庭编号发生了改变，而回归需要家庭的固定效应，因此最后将得到的数据中的家庭编号统一转变为2018年的家庭编号，即得到的了家庭的四年数据。接着，数字普惠金融指数是以省为单位计算的，于是在计算家庭离杭州的距离时也用的省市的距离也以省会到杭州的球面距离来代表，将这些数据按省为单位与上述家庭数据进行合并，但由于这个工具变量是一个常数项，并无法反映出其与时间的关系，在此，我们参照张勋等（2020）的做法，将工具变量与除本省之外的数字普惠金融指数均值相乘，从而得到具备时间变化效应的工具变量，除此之外，后续的处理大致为在此基础上取对数等，最终得到了研究所需的所有数据。

二、基准回归

为避免遗漏不随时间变化的变量、缓解家庭异质性导致的内生性问题，本文控制了时间和家庭变量，构建双向固定效应模型来研究数字普惠金融对于家庭消费结构的影响。模型如下： $Cs_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Index_{j,t}) + \phi X_{ijt} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{ijt}$ 。

其中，下标i表示第i个家庭，j表示省份，t表示时间； Cs_{ijt} 表示家庭i在j省份第t年的消费结构； $\ln(Index_{j,t})$ 表示第t年j省份的数字普惠金融发展程度； X_{ijt} 为控制变量； δ_i 为家庭的固定效应； θ_t 为时间的固定效应； ε_{ijt} 为回归残差项。

被解释变量家庭缴费结构为家庭发展和享受型消费支出与八类消费支出总和之比，该比例提升可以反映家庭消费结构优化，核心解释变量为数字普惠金融发展指数的对数，选取北京大学数字普惠金融指数；控制变量分为三个层次，一是户主特征变量；二是家庭特征变量，三是地区经济发展变量。

表2.1为总样本下数字普惠金融对家庭消费结构的基准回归结果，其中第（1）列为只有解释变量、没有控制变量的回归结果；第（2）-（4）列分别为依次加入户主特征变量、家庭特征变量和地区经济发展变量的回归结果。

表2.1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量				
数字普惠金融指数对数	0.272*** (0.026)	0.27*** (0.026)	0.264*** (0.026)	0.222*** (0.033)
户主性别		-0.011** (0.005)	-0.01** (0.005)	-0.01** (0.005)
户主年龄平方		-0.0(0.0)	-0.0(0.0)	-0.0(0.0)
婚姻状况		-0.02(0.013)	-0.025*(0.013)	-0.024*(0.013)
健康状况		-0.001(0.002)	-0.001(0.002)	-0.002(0.002)
受教育程度		0.001(0.001)	0.001(0.001)	0.001(0.001)
是否经常喝酒		-0.017*** (0.006)	-0.017*** (0.006)	-0.016*** (0.006)
家庭总收入对数			0.001(0.002)	0.001(0.002)
家庭的人口规模			0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)
老年抚养比例			-0.006(0.011)	-0.005(0.011)
少儿抚养比例			-0.008(0.017)	-0.008(0.017)
是否自有住房			-0.007(0.006)	-0.007(0.006)
是否持有金融产品			0.005(0.009)	0.005(0.009)
家庭现金及存款对数			-0.002(0.001)	-0.002(0.001)
银行贷款额对数			0.018*** (0.002)	0.017*** (0.002)
人均GDP对数				0.094*** (0.035)
贷款GDP之比				0.022(0.015)
常数项	-0.923*** (0.137)	-0.87*** (0.139)	-1.011*** (0.142)	-1.828*** (0.335)
样本量	24830	24822	24822	24822
R平方	0.008	0.01	0.016	0.017

根据结果显示：列(1)-(4)的数字普惠金融指数对数的系数均为正且在1%水平下显著，说明数字普惠金融发展对于消费结构升级改善具有更促进作用。列(2)-(4)户主性别的系数均为负且在5%水平下显著，说明女性户主对于消费结构改善升级有促进作用；列(2)-(4)是否经常喝酒的系数均为负且在1%水平下显著，说明喝酒对于消费结构改善升级有负向作用。此外，家庭人口规模、银行贷款数目均有利于消费结构改善升级；而地区人均GDP同样有利于消费结构改善。

进一步将总体样本分为乡村样本与城镇样本，检验数字普惠金融对家庭消费结构的城乡异质性影响。

表2.2列(1)-(4)分别为无控制变量和依次加入户主特征变量、家庭特征变量和地区经济发展变量的乡村回归结果值,列(5)-(8)分别为无控制变量和依次加入户主特征变量、家庭特征变量和地区经济发展变量的城镇回归结果值。

表2.2 城乡样本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量								
数字普惠金融指数对数	0.319*** (0.042)	0.323*** (0.042)	0.318*** (0.042)	0.241*** (0.054)	0.005(0.043)	0.004(0.043)	-0.003(0.042)	0.013(0.053)
户主性别		-0.013* (0.007)	-0.011(0.007)	-0.011(0.007)		-0.006(0.007)	-0.008(0.007)	-0.008(0.007)
户主年龄平方		-0.0(0.0)	-0.0(0.0)	-0.0(0.0)		-0.0**(0.0)	-0.0(0.0)	-0.0(0.0)
婚姻状况		-0.02(0.019)	-0.026(0.019)	-0.025(0.019)		-0.023(0.019)	-0.03(0.019)	-0.03(0.019)
健康状况		-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.002)		-0.001(0.002)	-0.0(0.002)	-0.0(0.002)
受教育程度		0.0(0.001)	0.0(0.001)	0.0(0.001)		0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
是否经常喝酒		-0.022*** (0.008)	-0.022*** (0.008)	-0.021*** (0.008)		-0.002(0.009)	-0.003(0.009)	-0.003(0.009)
家庭总收入对数			-0.002(0.002)	-0.003(0.002)			0.002(0.003)	0.002(0.003)
家庭的人口规模			0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)			0.01*** (0.003)	0.01*** (0.003)
老年抚养比例			-0.029* (0.016)	-0.027* (0.016)			0.009(0.018)	0.009(0.018)
少儿抚养比例			-0.02(0.025)	-0.02(0.025)			-0.036(0.028)	-0.036(0.028)
是否自有住房			-0.015(0.01)	-0.015(0.01)			0.001(0.008)	0.001(0.008)
是否持有金融产品			-0.003(0.024)	-0.003(0.024)			-0.002(0.009)	-0.002(0.009)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量								
家庭 现金 及存 款对 数			-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)			0.003(0.002)	0.003(0.002)
银行 贷款 额对 数			0.006* (0.003)	0.005(0.003)			0.031*** (0.004)	0.031*** (0.004)
人均 GDP 对数				0.15*** (0.051)				-0.016(0.06)
贷款 GDP 之比				0.026(0.02)				-0.015(0.031)
常数 项	-1.128*** (0.215)	-1.096*** (0.216)	-1.08*** (0.22)	-2.301*** (0.463)	0.464** (0.228)	0.5**(0.23)	0.164(0.235)	0.277(0.604)
样本 量	13978	13971	13971	13971	10852	10851	10851	10851
R平 方	0.009	0.012	0.017	0.018	0.0	0.004	0.017	0.017

根据结果显示，在列(1)-(4)中对乡村进行的回归结果中，数字普惠金融指数对数的系数均在1%水平上显著，且系数大于总体样本回归结果，而城镇样本不显著，由此说明数字普惠金融发展对于乡村的消费结构升级具有更强的促进作用，而对于城镇消费结构升级并无显著作用。

三、内生性问题检验

尽管本文已经采用双向固定效应模型缓解模型内生性，但由于消费结构与数字普惠金融发展可能存在双向因果关系，即随着消费结构的改善优化，人们的消费需求进一步丰富多样化，直接或间接促进数字普惠金融的发展，从而产生内生性问题。为解决内生性问题，我们采用工具变量法与滞后一期回归两种方法来缓解内生性问题。

3.1 工具变量法

在工具变量方法中，本文选取“家庭所在地区与距杭州的球面距离”为工具变量。由于杭州的数字普惠金融发展处于全国领先地位，家庭所在地区距离杭州越近，其受杭州的辐射作用将更强，数字普惠金融的发展程度就越高，满足工具变量的相关性条件；且家庭所在地区与杭州的球面距离并不直接与家庭消费结构相关联，家庭的消费结构并不受与杭州距离的影响，符合工具变量的外生性条件。

而家庭所在地区与杭州的距离为常量，容易导致二阶段估计不生效，因此我们将工具变量与除本省之外的数字普惠金融指数均值相乘，从而最终得到本文所需的具备时间变化效应工具变量。

表3.1列(1)-(3)分别为总样本、乡村样本、城镇样本的加入户主特征变量、家庭特征变量和地区经济发展变量的与工具变量结合的双向固定效应模型回归结果值。

表3.1 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
变量			
户主性别	-0.011**(0.005)	-0.011(0.007)	-0.008(0.007)
户主年龄平方	-0.0(0.0)	-0.0(0.0)	-0.0(0.0)
婚姻状况	-0.022*(0.013)	-0.02(0.019)	-0.03(0.019)
是否经常喝酒	-0.016*** (0.006)	-0.02** (0.008)	-0.003(0.009)
家庭总收入对数	-0.0(0.002)	-0.004(0.002)	0.002(0.003)
受教育程度	0.001(0.001)	0.0(0.001)	0.003** (0.001)
健康状况	-0.002(0.002)	-0.003(0.002)	-0.0(0.002)
家庭的人口规模	0.008*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.01*** (0.003)
老年抚养比例	-0.007(0.011)	-0.029*(0.016)	0.009(0.018)
少儿抚养比例	-0.016(0.018)	-0.025(0.025)	-0.037(0.028)
是否自有住房	-0.009(0.006)	-0.016(0.01)	0.001(0.008)
是否持有金融产品	0.01(0.009)	-0.0(0.025)	-0.002(0.01)
家庭现金及存款对数	-0.003*** (0.001)	-0.005*** (0.002)	0.003(0.002)
银行贷款额对数	0.017*** (0.002)	0.005(0.003)	0.031*** (0.004)
人均GDP对数	0.148*** (0.035)	0.238*** (0.053)	-0.014(0.058)
贷款GDP之比	0.059*** (0.014)	0.065*** (0.019)	-0.013(0.027)
预测数字普惠金融指数对数	0.066*** (0.02)	0.033(0.029)	0.007(0.039)
常数项	-1.611*** (0.349)	-2.206*** (0.505)	0.28(0.606)
样本量	24822	13971	10851
R平方	0.014	0.016	0.017

根据结果显示：总样本中预测数字普惠金融指数对数的系数为正且显著，乡村样本中预测数字普惠金融指数对数的系数为正但不显著，城镇样本中预测数字普惠金融指数对数的系数为正但不显著，考虑到手动两阶段回归的误差问题，城乡样本的不显著结果可接受。因此可以得出数字普惠金融指数对于家庭消费结构有促进作用。

3.2 滞后一期法

在滞后一期方法中，表3.2列(1)-(3)分别为总样本、乡村样本、城镇样本的加入户主特征变量、家庭特征变量和地区经济发展变量的回归结果值。

表3.2 滞后一期回归结果

	(1)	(2)	(3)
变量			
户主性别	0.002(0.005)	0.02*** (0.007)	-0.016** (0.008)
户主年龄平方	-0.0** (0.0)	-0.0(0.0)	-0.0(0.0)
婚姻状况	0.051*** (0.014)	0.001(0.02)	0.069*** (0.021)
健康状况	0.002(0.002)	0.003(0.002)	0.001(0.003)
受教育程度	-0.002*(0.001)	-0.003** (0.001)	0.002(0.001)
是否经常喝酒	0.004(0.006)	-0.005(0.008)	0.01(0.009)
家庭总收入对数	-0.002(0.002)	-0.003(0.002)	-0.004(0.003)
家庭的人口规模	-0.001(0.002)	-0.003(0.003)	-0.007* (0.004)
老年抚养比例	0.023* (0.012)	0.015(0.017)	-0.007(0.019)
少儿抚养比例	0.019(0.019)	0.026(0.027)	0.018(0.031)
是否自有住房	0.014** (0.007)	0.005(0.011)	0.017* (0.009)
是否持有金融产品	-0.003(0.01)	0.002(0.026)	-0.011(0.01)
家庭现金及存款对数	0.0(0.001)	0.0(0.002)	-0.0(0.002)
银行贷款额对数	-0.008*** (0.003)	-0.003(0.004)	-0.016*** (0.004)
人均GDP对数	-0.068** (0.033)	-0.103** (0.046)	-0.077(0.059)
贷款GDP之比	-0.017(0.013)	-0.007(0.017)	-0.007(0.027)
数字普惠金融指数对数滞后	0.08*** (0.004)	0.116*** (0.006)	0.023*** (0.007)
常数项	0.871** (0.361)	1.066** (0.497)	1.335** (0.663)
样本量	24821	13970	10850
R平方	0.033	0.064	0.01

根据结果显示：在克服潜在的内生性问题后，三列回归结果中数字普惠金融指数对数的系数依旧为正且在1%水平下显著，可得出数字普惠金融指数对于家庭消费结构有促进作用。

四、异质性分析

4.1 分项消费占比影响的异质性分析

考察数字普惠金融发展对家庭分项消费支出占比的影响可以深入考察数字普惠金融对家庭消费结构影响的具体机制，有助于刻画数字普惠金融对家庭消费活动的具体影响。本文将八大类消费支出占家庭总消费支出的比例作为被解释变量在三类样本中分别进行了回归，表4.1 至表4.3 为回归结果。

表4.1 数字普惠金融发展与家庭消费结构：分项消费占比影响的异质性（总样本）

被解释变量： 各项消费支出占比	(1) 食品消费 占比	(2) 衣着消费 占比	(3) 住房消费 占比	(4) 日用品消费 占比	(5) 医疗消费 占比	(6) 交通消费 占比	(7) 文娱消费 占比	(8) 其他消费 占比
数字普惠金融指数 (对数)	−0.251*** (0.036)	−0.014* (0.008)	0.024 (0.024)	−0.003 (0.026)	0.076*** (0.024)	−0.036*** (0.012)	0.02 (0.021)	−0.015 (0.011)
户主特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区经济发展变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	24819	24819	24819	24819	24819	24819	24819	24819
R^2	0.021	0.007	0.004	0.003	0.008	0.011	0.016	0.001
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

表4.2 数字普惠金融发展与家庭消费结构：分项消费占比影响的异质性（农村样本）

被解释变量： 各项消费支出占比	(1) 食品消费 占比	(2) 衣着消费 占比	(3) 住房消费 占比	(4) 日用品消费 占比	(5) 医疗消费 占比	(6) 交通消费 占比	(7) 文娱消费 占比	(8) 其他消费 占比
数字普惠金融指数 (对数)	−0.283*** (0.059)	−0.012 (0.014)	−0.027 (0.04)	0.052 (0.043)	0.139*** (0.043)	0.016 (0.023)	0.035 (0.036)	0.015 (0.018)
户主特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区经济发展变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	13970	13970	13970	13970	13970	13970	13970	13970
R^2	0.028	0.011	0.006	0.008	0.011	0.014	0.021	0.004
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

表4.3 数字普惠金融发展与家庭消费结构：分项消费占比影响的异质性（城镇样本）

被解释变量： 各项消费支出占比	(1) 食品消费 占比	(2) 衣着消费 占比	(3) 住房消费 占比	(4) 日用品消费 占比	(5) 医疗消费 占比	(6) 交通消费 占比	(7) 文娱消费 占比	(8) 其他消费 占比
数字普惠金融指数 (对数)	0.028 (0.053)	-0.024* (0.012)	0.017 (0.04)	-0.073* (0.043)	-0.014 (0.035)	0.011 (0.016)	-0.036 (0.032)	-0.084*** (0.016)
户主特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区经济发展变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	10849	10849	10849	10849	10849	10849	10849	10849
R^2	0.005	0.007	0.007	0.006	0.009	0.013	0.022	0.007
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

从以上回归结果可以看出，就总体来说，数字普惠金融发展显著地降低了食品消费的占比，说明数字普惠金融确实可以降低人们的恩格尔系数，帮助百姓获得物质更丰富的生活。同时，数字普惠金融显著地降低交通和通信消费的占比，并且显著提高了医疗保健类消费的占比，说明数字普惠金融对于提高居民生活质量也有推进作用。

农村的影响水平和总体样本有相似的地方，特别是医疗方面，数字普惠金融对农村医疗保健方面的消费有显著的增加影响，说明了数字普惠金融迎合了农村地区对医疗方面的需求，农村地区居民的生活健康方面得到显著改善。

数字普惠金融对城镇居民的影响不大。说明城镇居民受到的消费约束比较小。

4.2 分区域的异质性分析

经济发展不全面、不完善的问题一直困扰着中国经济发展。中国的东部沿海地区是我国的经济发达地区，而中西部的内陆地区经济发展相对落后。本文将清洗出来的三种数据再分为东部沿海地区和中西部地区两个子数据集，分别进行回归分析，表4.4为回归结果。

表4.4 数字普惠金融发展与家庭消费结构：分区域影响的异质性

被解释变量： 家庭消费结构	总数据 东部沿海	总数据 中西部	城镇数据 东部沿海	城镇数据 中西部	农村数据 东部沿海	农村数据 中西部
数字普惠金融指数（对数）	0.233*** (0.08)	0.092 (0.071)	0.032 (0.157)	0.01 (0.121)	0.298** (0.135)	0.085 (0.101)
户主特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是
地区经济发展变量	是	是	是	是	是	是
观测值	8247	16572	4300	6549	3947	10023
R^2	0.013	0.014	0.019	0.012	0.036	0.014
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

可以看到，对于农村而言，数字普惠金融对于东南沿海的农村居民具有显著的影响，而对于中西部农村居民影响并不显著。这可能是因为，中西部的地区发展相对滞后，居民对于数字普惠金融重视程度不高，或者不愿意接受这样的金融体系，所以影响力有所下降。

同时从上面的回归可以看出，数字普惠金融基本只对东部沿海地区有显著影响。这可能是因为东部沿海地区的金融服务体系较为完整，数字普惠金融比较容易能发挥作用，所以对家庭的消费结构的影响显著。

4.3 分家庭收入的异质性分析

家庭消费结构与家庭收入水平存在着极为密切的关联，为了深入探究数字普惠金融对不同收入水平群体的消费结构影响，本文依据家庭收入均值将三个样本进一步划分为高收入家庭与低收入家庭，并进行了回归分析。表4.5是回归分析的结果。

表4.5 数字普惠金融发展与家庭消费结构：分家庭收入影响的异质性

被解释变量： 家庭消费结构	总数据 高收入水平	总数据 低收入水平	城镇数据 高收入水平	城镇数据 低收入水平	农村数据 高收入水平	农村数据 低收入水平
数字普惠金融指数（对数）	0.237*** (0.079)	0.268*** (0.058)	−0.161 (0.103)	0.152 (0.106)	0.588*** (0.176)	0.284*** (0.084)
户主特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是
地区经济发展变量	是	是	是	是	是	是
观测值	8895	15924	5352	5497	3543	10427
R^2	0.012	0.018	0.011	0.021	0.033	0.023
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

可以看到，数字普惠金融在家庭收入水平上并没有明显的异质性。这可能是因为近几年我国的总体收入水平上升了，尤其是低收入群体的收入水平更加有了保障。致使低收入群体的消费结构没有那么固化了，所以在家庭收入上影响区别不大。

五、稳健性检验

5.1 替换解释变量

用构成“数字普惠金融总指数”的三个指标依次对其进行替换，分别为“覆盖广度”，“使用深度”和“数字化程度”

表5.1 总样本结果

被解释变量：家庭消费结构	(1)	(2)	(3)
覆盖广度	0.124*** (0.019)		
使用深度		0.128*** (0.031)	
数字化程度			0.004 (0.025)
户主特征变量	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是
地区经济控制变量	是	是	是
观测值	24819	24819	24819
R^2	0.016	0.014	0.013
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

从上述回归结果可以看到，在总样本中，覆盖广度与使用深度的回归系数均在1%的水平上显著为正，且使用深度对家庭消费结构的影响系数要略高于覆盖广度。但是数字化程度的回归系数并不显著。

表5.2 城乡样本结果

	农村样本	农村样本	农村样本	城市样本	城市样本	城市样本
被解释变量：家庭消费结构	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
覆盖广度	0.118*** (0.033)			0.009 (0.031)		
使用深度		0.111** (0.047)			0.037 (0.047)	
数字化程度			0.102*** (0.04)			-0.018 (0.038)
户主特征变量	是	是	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是	是	是
地区经济控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	13970	13970	13970	10849	10849	10849
R^2	0.017	0.016	0.017	0.018	0.019	0.018
家庭固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

5.2 剔除直辖市样本

表5.3 剔除直辖市样本结果

	总样本	农村样本	城市样本
被解释变量：家庭消费结构	(1)	(2)	(3)
数字普惠金融指数（对数）	0.237*** (0.039)	0.273*** (0.058)	0.105 (0.068)
户主特征变量	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是
地区经济控制变量	是	是	是
观测值	22546	13457	9089
R^2	0.016	0.019	0.019
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

六、影响机制检验

本文在基准回归模型的基础上加入信贷约束这一指标，并采用数字普惠金融与这一指标的交互项进行回归，具体构建模型如下：

$$C_{S_{ijt}} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Index_{j,t}) * proxy + \beta_3 proxy + \phi X_{i,j,t} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,j,t}$$

其中 *proxy* 指的是信贷约束的代理变量。本文用总负债规模来衡量家庭所面临的信贷约束，负债规模越大的家庭，表明其举债能力越强，也即受到的信贷约束较弱。因此，本文将各个样本中负债规模高于总负债均值的家庭归类为不受信贷约束的家庭，反之则为受信贷约束的家庭。

表6.1 信贷约束结果

	总样本	农村样本	城市样本
被解释变量：家庭消费结构	(1)	(2)	(3)
数字普惠金融	0.23*** (0.033)	0.245*** (0.054)	0.034 (0.053)
数字普惠金融*信贷约束	0.009 (0.014)	-0.026 (0.019)	0.074*** (0.023)
信贷约束	-0.096*** (0.01)	-0.061*** (0.013)	-0.149*** (0.018)
户主特征变量	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是
地区经济控制变量	是	是	是
观测值	24819	13970	10849
R^2	0.024	0.022	0.033
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

表6.2 不确定性结果

	总样本	农村样本	城市样本
被解释变量：家庭消费结构	(1)	(2)	(3)
数字普惠金融	0.188*** (0.036)	0.231***(0.059)	-0.034 (0.056)
数字普惠金融*不确定性约束	-0.046*** (0.017)	-0.013 (0.028)	-0.05**(0.023)
不确定性约束	-0.026*** (0.007)	-0.041***(0.01)	-0.036*** (0.009)
户主特征变量	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是
地区经济控制变量	是	是	是
观测值	24819	13970	10849
R^2	0.022	0.024	0.03
家庭固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

上述回归结果显示，在三个样本中，信贷约束和不确定行约束均显著抑制家庭消费结构的升级。其中，信贷约束对城镇家庭消费结构升级的抑制作用更强，而不确定性约束对农村家庭消费结构升级具有更为显著的抑制作用。