

编号：B469

数字化支付方式对家庭消费的影响研究 ——基于分层线性模型

论文题目：数字化支付方式对家庭消费的影响研究
——基于分层线性模型

参赛学校：山西财经大学

参赛成员(作者)：张惠玲、张玉婷、张琳垵

指导老师：高艳云

目录

摘要	I
Abstract	II
一、 引言	1
二、 相关概念与理论基础	4
(一) 数字化支付	4
(二) 分层线性模型	4
三、 模型设定与数据来源	4
(一) 研究假设	4
(二) 模型设定	5
(三) 数据来源	6
(四) 变量选取	6
四、 实证分析	9
(一) 可行性分析 (模型一)	9
(二) 截距不带省份层面变量的随机截距模型 (模型二)	10
(三) 截距项带有省份层面变量的随机截距模型 (模型三)	11
(四) 完整模型 (模型四)	13
(五) 数字化支付影响家庭消费的横向比较	15
五、 结论与启示	17
参考文献	19
致谢	21

图目录

图 1 各地家庭消费支出	6
图 2 支付方式差异	7

表目录

表 1	微观层面解释变量的定义及描述性统计	7
表 2	宏观层面解释变量的定义及描述性统计	8
表 3	家庭消费水平零模型主要分析结果	9
表 4	截距不带省份层面变量的随机截距模型分析结果	11
表 5	截距项带有省份层面变量的随机截距模型分析结果	13
表 6	完整模型分析结果	14
表 7	完整模型两层随机方差分析结果	15
表 8	数字化支付对消费的横向比较	16

摘要

随着互联网与电子商务的飞速发展,数字化支付已经渗透到人们生活的各个方面,成为日常消费中不可或缺的一部分。本文基于数字普惠金融发展背景,利用 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)微观数据和《中国统计年鉴》中关于基础设施的宏观数据,采用分层线性模型(HLM)研究数字化支付方式对家庭消费总量的影响。结果表明:数字化支付方式对家庭消费有显著的正向影响,例如刷卡支付和手机、pad 等移动端支付(包括支付宝 app、微信支付、手机银行、Apple pay 等)。而电脑支付(包括网银、支付宝等)对家庭消费影响不显著。除支付方式以外,年龄、文化程度、户口类型、家庭成员人数以及是否从事工商业等个人特征对家庭消费同样有显著正向影响。快递、高速公路里程数、铁路里程、互联网接入数以及移动电话基站等宏观因素对家庭消费有显著的跨层调节作用,其中快递、互联网接入户数、移动电话基站调节作用最明显。这表明,基础设施建设的完备影响数字化支付,进而影响家庭消费。因此,政府应该加强各省份基础设施建设以促进家庭消费。

关键词:数字化支付 分层线性模型 家庭消费 数字普惠金融

Abstract

With the rapid development of Internet and e-commerce, digital payment has penetrated into all aspects of people's lives and become an indispensable part of daily consumption. Based on the background of digital Inclusive Finance, this paper uses the micro-data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2017 and the macro-data of infrastructure in China Statistical Yearbook to study the impact of digital payment on total household consumption by using hierarchical linear model (HLM). The results show that digital payment has a significant positive impact on household consumption, such as credit card payment and mobile terminal payment, including Alipay app, WeChat payment, mobile phone bank, Apple pay, etc. However, computer payment (including Internet banking, Alipay, etc.) has no significant impact on household consumption. In addition to payment methods, personal characteristics such as age, education level, the type of household registration, number of family members and whether engaged in industry and commerce also have a significant positive impact on family consumption. The macro factors such as express, highway mileage, railway mileage, Internet access and mobile phone base station have significant cross layer adjustment effect on household consumption, among which express, Internet access and mobile phone base station have the most obvious adjustment effect. This shows that the completion of infrastructure construction affects digital payment, and then affects household consumption. Therefore, the government should strengthen the infrastructure construction in each province to promote household consumption.

Key words: digital payment, multilayer linear model, household consumption, digital Inclusive Finance

数字化支付方式对家庭消费的影响研究

——基于分层线性模型

一、引言

2020年7月30日召开的中共中央政治局会议提出“加快形成以国内大循环为主体、国际双循环相互促进的新发展格局”，适应国内大循环趋势下的消费变革，要基于市场信心，实现投资和消费的良性循环，刺激消费良性发展。数字化支付方式的发展为消费的增长提供了便利，数字化支付使人们告别现金支付的繁琐，让支付变得简单快捷，从而促进了人们的消费。大数据时代的到来使得数字化支付得以普及，数字普惠金融得到了发展。2021年4月17日，“北京大学数字普惠金融指数”课题组更新了《北京大学数字普惠金融指数（2011-2020）》第三期。普惠金融是指立足机会平等要求和商业可持续原则，以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当、有效的金融服务。党的十九大做出判断，“我国经济已由高速增长转向高质量发展阶段。”经济的发展方式、结构和动力都发生了重要的变化，消费作为拉动国民经济的三驾马车之一，仍是驱动经济高质量发展和推动中国经济结构转型的核心动力，在未来的经济发展中具有至关重要的作用。

总体上看，无论是从消费的总量或人均消费水平出发衡量我国消费水平，毋庸置疑都是处于长期偏低状态。消费关系着经济的发展质量，如何促进居民消费增长和升级并拉动内需，是国家宏观政策调控的重要内容。另外，互联网技术发展迅猛，“新消费模式、新消费业态”对于消费的增长确实起到重要的拉动作用。“新消费”模式的发展，使得数字化支付业务应运而生，很自然地融入线上线下消费过程中。在互联网经济和数字化支付业务高速发展过程中，全国消费环境和渠道有了明显的变化，改变了以往的依赖于实体店铺的模式，也推动了数字化支付的良好发展。数字化支付方式降低了成本，扩大了消费的时间和空间，那么

数字化支付到底对消费形成了什么样的影响,影响程度如何,以及如何实现转型升级、拉动内需等问题,成为众多学者和相关部门关心的重要问题。

数字化支付的多样化与便利性改善了人们的生活,促进了人们的消费。Andrianaivo (2012) 和高孝平 (2015) 研究认为互联网技术和电子商务的快速发展、数字金融的推出,改善了市场环境、提高了居民收入,对城乡居民消费方式和特性都产生了潜在的影响。尤其是在数字化支付方式以低成本、高效率、方便快捷的特点成为经济市场的重要部分^{[1][2]}。郑英隆 (2012) 通过研究电子商务以及数字化支付的发展,发现其促进了消费者行为,并且网络消费的满足又反过来促进电子商务,二者相辅相成^[3]。陈一稀,李纳 (2014) 的研究则进一步支持了这一观点,认为数字化支付方式不仅为农村居民带去了网络信息和技术的提升,还改善了消费结构^[4]。杨晓霁 (2019) 认为移动支付方式开启了新的新支付模式,在消费渠道中扮演着重要的角色,也是的农村居民的消费拜托了时间和空间上的局限,利用网络技术实现了随时随地消费支付^[5]。对于以上观点,也有学者表示了对数字化支付的担忧。Trutsch 和 Tobias (2016) 指出目前的数字化支付方式对居民的消费存在一些不利影响。网络消费属于一种处于虚拟购买环境中的虚拟式的消费行为,存在消费体验差的感受,导致居民后悔度的提升^[6]。Norazah Mojd Suki (2013) 指出移动支付作为网络消费支付手段的主要行为,关键在于资金安全保障,而如今层出不穷的网络消费诈骗给居民蒙上了一层阴影^[7]。

数字化支付的普及、数字化的管理方式使得数字普惠金融得以发展,董云飞、李倩等 (2019) 从普惠金融出发,认为其不仅可以增加我国农村居民的服务性消费支出,还可以显著提高其服务性消费知促在消费总量中的占比,从而促使我国农村居民的消费升级^[8]。史运和田珍 (2018) 则从邻里效应以及农村居民使用意愿的角度实地研究调查得出对使用意愿的影响主要有社会互动机制、环境机制,并从发挥邻里效应积极作用的角度提出了建议^[9]。

数字化支付方式的使用及推广建立在网络信息化基础设施水平,居民对互联网使用的深度与广度,然而,谢佩鸿和陈昌东(2018)认为这些硬件和软件环境都是影响数字化支付发挥作用的掣肘^[10]。尹雪瑞和夏咏(2019)也同意这个观点,并在此基础上结合普惠金融数据就发展农村普惠金融以减缓农村贫困提出了相关政策建议^[11]。除了对农村居民消费水平和结构的研究,国内外学者还关注居民消费行为的影响因素。吴学品(2014)基于省际面板数据,运用 AIDS 模型发现农村基础设施环境的改善有利于农村消费水平的整体提升^[12]。谢漾和刘思亚(2015)在对大型微观调查数据分析后发现医疗保险和商业保险均显著地提升农村居民的消费水平,并且相对于医疗保险而言,养老保险更能够促进农民的非刚性消费^[13]。

综上所述,以上参考文献大多都以微观数据的角度探究数据支付方式对居民消费水平或是消费结构的影响,或是以宏观基础设施水平等研究对数字化支付方式的影响,角度过于单一。因此本文选取分层线性模型,结合 CHFS 数据和《中国统计年鉴数据》,从微观和宏观两个角度分析,期望能更进一步探究数字化支付方式对家庭消费的影响。

二、相关概念与理论基础

(一) 数字化支付

1998 年中国第一笔互联网支付成功，数字化支付由此逐步发展起来。中商产业研究院《2021 年中国数字支付行业市场前景及投资研究报告》给出对于数字化支付的定义。数字化支付主要是指借助计算机、智能设备等硬件设施和通讯技术、人工智能和信息安全等数字科技手段实现的数字化支付方式。作为传统支付体系的有益补充，数字化支付方式是现代支付体系的最新主导力量之一。经过多年的创新发展，中国数字化支付市场已经处于世界领先地位，其中又以移动支付优先。

(二) 分层线性模型

分层线性模型由 Lindley 等于 1972 年提出，是用于分析具有嵌套结构数据的一种统计分析技术。作为传统方差分析模型的有效扩展，Korendijk 等和 Duncan 众多的研究者对分层线性模型进行广泛研究。几十年来，该方法在社会科学领域获得广泛应用。分层线性模型的参数估计方法与进行两次回归的方法概念上是相似的，但二者的统计估计和验证方法却是不同的并且分层线性模型的参数估计方法更为稳定。因此对分层线性模型的应用范围也相当广泛。与传统处理多元重复测量数据的方法相比，该模型具有对数据资料要求低、能够明确表示个体在第一层次的变化情况、可以通过定义第一层次和第二层次的随机变异解释个体随时间的复杂变化情况、可以考虑更高层次的变量对于个体增长的影响特点。

三、模型设定与数据来源

(一) 研究假设

本文认为在家庭消费由于个体受教育程度、年龄、户口类型、家庭成员人数、婚姻状况、是否网购、互联网接入率、手机普及率、铁路和高速开通情况等个体、地区基础设施变量之间存在差异，使当前家庭所呈现的消费状态、消费水平、消

费便利性存在差异且差异明显。

1. 消费水平与个体因素关联密切。尽管个人在生活中与生活环境相融合，但无法避免环境因素的影响，个体因素作为家庭组成的一部分基本属性，其强大的影响力是不可忽视的。因此，本文假设个体因素对家庭消费水平是存在显著影响的。

2. 地区基础设施对家庭消费水平及消费便利性的影响是重要的。即使个体属性相一致或者相似的人群，所在地区的基础设施也会存在差异，这将致使其消费水平和消费便利性的表现不尽相同，本文假设导致这种情况出现的原因一部分为微观层面的个人因素，另一部分则是由于地区的基础设施发展水平不同所引起。不同地区的交通基础设施与信息基础设施等方面差距表现明显，故形成各自特点使得不同表现形式的产生。

(二) 模型设定

对比西方国家，中国大部分居民消费没有使用信用卡的习惯，而是在现如今的互联网时代中，现金使用比例的减少基础上养成了使用第三方支付方式的消费习惯。本文将个体数据与省份地区数据结合起来，在微观和宏观层面上利用分层线性模型，结合两层面的因素进行分析。较传统线性回归模型而言，多层次分析法同时考虑到不同水平的变异，并将不同层级的误差项都考虑进来，这使得可以同时处理不同层级或跨层级变量间的关系。

$$\text{微观层面模型如下: } \ln c_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{i=1}^n \beta_{ij} X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\text{宏观层面模型: } \beta_{ij} = \gamma_{i0} + \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} Z_j + \mu_{ij} \quad (2)$$

$$\text{完全模型: } \ln c_{ij} = \gamma_{00} + \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} X_i + \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} Z_j + \varepsilon_{ij} + \mu_{0j} \quad (3)$$

其中， X_{ij} 为家庭层面的因素， Z_j 为地区层面因素， $\ln c_{ij}$ 表示消费水平取对数， ε_{ij} ， μ_{ij} 为模型误差项。

(三) 数据来源

本文实证分析部分的数据来源于中国家庭金融调查与研究中心 2017 年中国家庭金融调查(China Household Finance Survey ,CHFS)收集到的微观数据及《中国统计年鉴》中关于基础设施的宏观数据。其中 CHFS 样本规模为 40011 户家庭,该样本覆盖 29 个省(直辖市、自治区) 355 个县(区、县级市) 1428 个社区。基于 CHFS 数据具有较低的拒访率及较高的可信度,以及良好的代表性和科学性和较高的数据质量(甘犁等,2013)^[14],选取 CHFS 数据作为样本进行数字化支付方式对消费总量影响的研究。

(四) 变量选取

CHFS 调查数据中包含 29 个省份的食品、衣服、生活用品及服务、交通通信、教育、文化和娱乐、医疗保健及其他用品和服务的支出等 8 大类消费。本文选取 8 类消费的年消费总量,并对其进行取对数处理作为被解释变量。29 个省份的消费总量支出状况如图 1 所示。每个箱线图反映了各个省份消费总量之间的差距,横轴表示 29 个省份,纵轴表示消费总量对数。从图中可知各省份的消费总量明显存在显著性差异。自变量中支付方式地区差异如图 2 所示,可见数字化支付方式越来越普及,特别实在上海、广东等经济发展较快的地区,数字化支付方式远远超过现金支付。

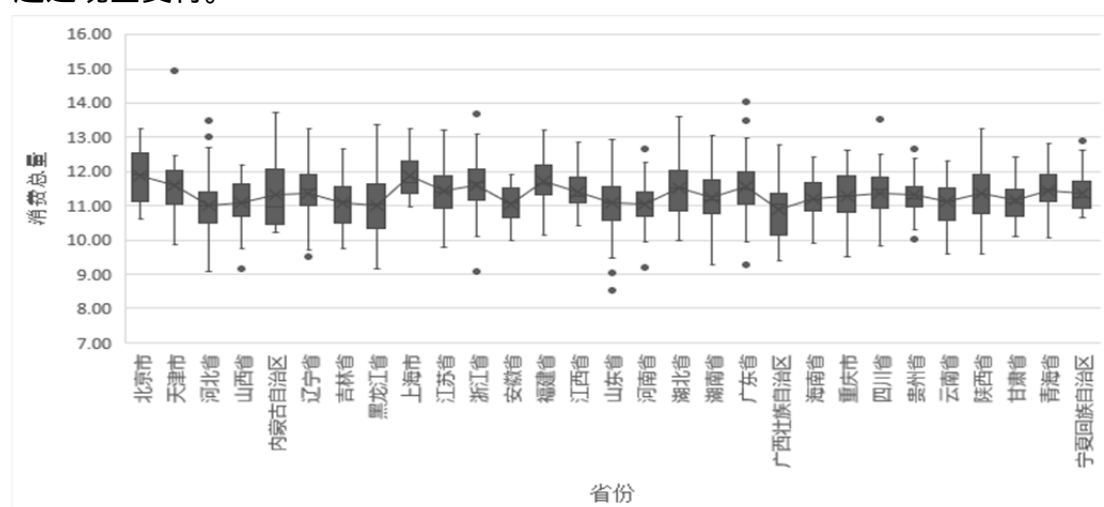


图 1 各地家庭消费支出

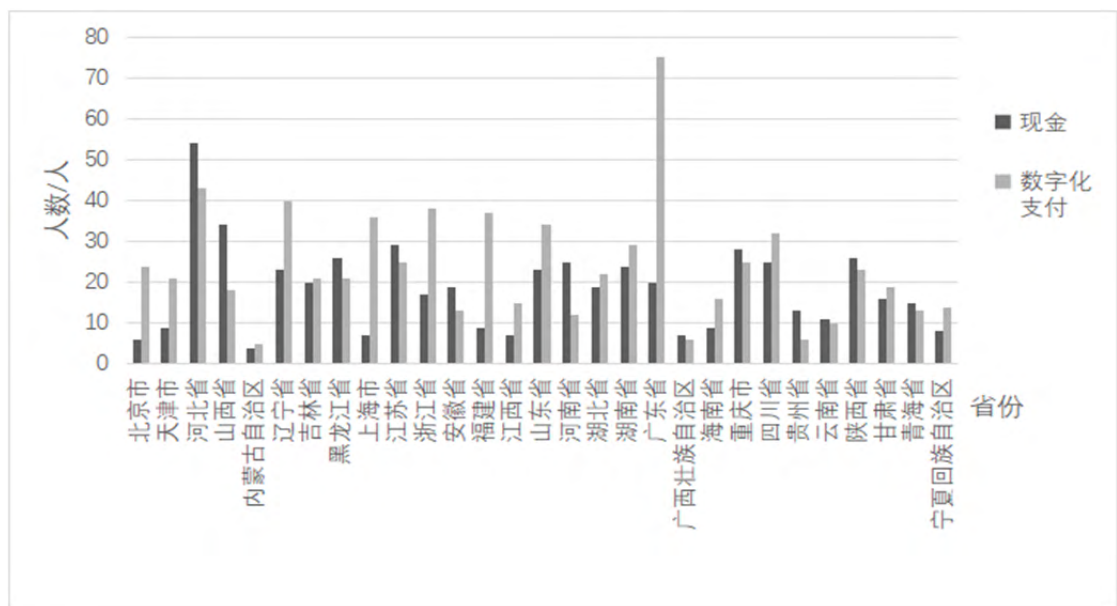


图 2 支付方式差异

微观因素：根据研究目的本文经过筛选和处理，将消费总量的缺失值进行删除，并且对网购花销和收入水平数据使用不同受教育程度人群的均值将空值进行填补，最后得到共有样本 1226 个。本文选取的影响消费的个人层面自变量包括性别、年龄、文化程度、户口类型、婚姻状况、收入水平、家庭成员人数、是否网购、网购花销、是否从事工商业生产经营和支付方式中的刷卡支付、电脑支付以及移动端支付 13 个变量。其中性别、文化程度、户口类型、婚姻状况、是否网购、是否从事工商业生产经营以及支付方式为分类变量。年龄指户主的年龄，家庭人员是指现居住在一起的家庭成员。收入水平以及网购花销是对过去一年的总量进行了取对数处理。变量具体分类情况如表 1 所示。

表 1 微观层面解释变量的定义及描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
性别	1=男性，2=女性	1.12	0.32	1	2
年龄	户主年龄	48.54	10.81	25	82
文化程度	1=没上过学或小学，2=初中，3=高中，4=专科，5=本科及本科以上	2.89	1.35	1	5
户口类型	1=农村，0=城镇	0.27	0.44	0	1

婚姻状况	0=未婚, 1=已婚	0.94	0.23	0	1
收入水平	户主过去一年收入的对数	10.6	0.66	5.89	13.3
家庭成员人数	家庭成员总人数	1.61	1	0	8
是否网购	0=否, 1=是	0.66	0.47	0	1
网购花销	去年一年网购花费对数	8.12	3.95	0	12.21
是否从事工商业生产经营	0=否, 1=是	0.11	0.31	0	1
刷卡支付	0=否, 1=是	0.39	0.49	0	1
电脑支付(包括网银、支付宝等)	0=否, 1=是	0.21	0.41	0	1
手机、pad 等移动端支付(包括支付宝 app、微信支付、手机银行、Apple pay 等)	包括支付宝 app、微信支付、手机银行、Apple pay 等	0.49	0.5	0	1

宏观因素 :根据研究目的及经验成果 ,本文选取高速(公里) 公路(公里) 铁路营业里程 (公里) 移动电话基站数、移动电话普及率、互联网宽带接入用户、快递数作为宏观因素。并针对家庭数据将宏观数据进行人均化处理 ,以及将数据进行标准化处理 ,得到处理后数据。变量具体情况如表 2 所示。

表 2 宏观层面解释变量的定义及描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
快递数	各省份快递件数	26.87	38.51	2.42	140.22
高速公路里程	各省份高速运输线路长度	0.21	0.18	0.04	1.00
公里里程	各省份公路运输路长度	0.13	0.09	0.00	0.48
铁路营业里程	各省份铁路运输线路长度	0.20	0.21	0.00	1.00
移动电话基站数	各省份移动电话基站个数	0.33	0.23	0.00	1.00
移动电话普及率	移动电话普及率 (部/百人)	0.31	0.20	0.00	1.00
互联网宽带	年度互联网宽带接入户数	0.35	0.27	0.02	1.00

四、实证分析

(一) 可行性分析 (模型一)

可行性分析也叫零模型，即模型中不加任何的解释变量。通过建立零模型，考察家庭消费支出总量（对数）的组内相关系数是否显著，以此证明是否可以采用分层模型。若不显著，则可以直接使用传统线性回归模型；反之则考虑运用分层线性模型。

$$\text{第一层: } \ln c_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (4)$$

$$\text{第二层: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (5)$$

$$\text{混合模型: } \ln c_{ij} = \gamma_{00} + \varepsilon_{ij} + \mu_{0j} \quad (6)$$

从回归结果（见表3）可以看出，其系数估计为 11.3266，在 1% 的显著水平下，该统计意义是显著的。在方差分析中，我们可以计算出属于地区之间的差异所造成的变异程度为 0.04933，其大概占方差比 22.2%。因此，我们得出可使用分层线性模型进行研究。

表 3 家庭消费水平零模型主要分析结果

		家庭总消费支出	
均值的可靠性		0.751	
固定效应			
系数 γ_{00}		11.3266	
标准误		0.0467	
T 值		242.353	
自由度		28	
p 值		0.000	
随机效应		随机效应	
层-2 随机项 μ_{0j}		层-1 随机项	
标准差	0.22211	标准差	0.75496
方差成分 U_0	0.04933	方差成分 R	0.56996
χ^2	132.87203	模型自由度	2
p 值	0.000	离差统计量 D_0	2833.9623

根据表 2 结果，我们可以计算出 ICC 值为 0.07966，这表明家庭消费水平差

异的 7.966%来自于地区差别，可以被地区差异所解释。即便地区特征较家庭因素对家庭消费水平总变异的解释能力尚小，但各地区之间的家庭消费水平仍具有显著差异。Cohen(1988)认为，ICC 在 0.059 至 0.138 之间属于中度组内相关，因此使用分层线性模型对家庭消费水平的影响因素进行研究是可行且合理的^[15]。另外，家庭消费水平的截距项可靠性为 0.751，表明使用样本均值代替总体均值是比较可靠的。

(二) 截距不带省份层面变量的随机截距模型 (模型二)

该模型用于对第一层微观数据个体变量进行检验。本模型基于零模型的基础上对第一层引入性别、年龄、文化程度、户口类型、婚姻状况、收入水平、家庭成员人数、是否网购、网购花销以及是否从事工商业生产经营和支付方式等 11 个变量。本模型如下：

第一层：

$$\begin{aligned} \ln c_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j}gen + \beta_{2j}age + \beta_{3j}edu + \beta_{4j}hk + \beta_{5j}mar + \beta_{6j}familysi \\ & + \beta_{7j}onlines + \beta_{8j}gsy + \beta_{9j}card + \beta_{10j}computer + \beta_{11j}mobile \\ & + \beta_{12j} \ln inc + \beta_{13j} \ln onlinem + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\text{第二层：} \quad \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}, \beta_1 = \gamma_{10} + \mu_1, \dots, \beta_{13} = \gamma_{130} + \mu_{13} \quad (8)$$

混合模型：

$$\begin{aligned} \ln c_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{10} \times gen + \gamma_{20}age + \gamma_{30}edu + \gamma_{40}hk + \gamma_{50}mar + \gamma_{60}familysi \\ & + \gamma_{70}onlines + \gamma_{80}gsy + \gamma_{90}card + \gamma_{100}computer + \gamma_{110}mobile \\ & + \gamma_{120} \ln inc + \gamma_{130} \ln onlinem + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (9)$$

其中， i 表示个体， j 表示地区， $\beta_1 - \beta_{13}$ 分别表示个体层次的自变量对模型的偏回归系数； $\gamma_{00} - \gamma_{130}$ 分别表示各方程的固定效应。

利用 HLM 软件进行分析，可见本模型分析结果如表 4 所示。由于分层线性模型相对于传统回归线性模型其对层级运算的要求更高，故本文采用 p 值 < 0.10 即为显著。将本模型与零模型相比较而言，第一层误差项的方差，零模型 $\hat{\sigma}^2 = 0.56996$ ，而本模型 $\hat{\sigma}^2 = 0.38918$ ，减少了 18.08%。我们可以认为，本模型

的数据匹配度优于零模型。

从模型二的回归结果中，我们可以看出，是否网购（onlines）对家庭消费水平是影响显著，截距项的回归系数为 0.2099，说明网购的消费弹性为正且小于 1。总收入（ $\ln c_{ij}$ ）对家庭消费水平的影响是显著的，且为正小于 1，该变量截距项的回归系数为 0.1352，家庭消费水平随着总收入的增加而增加，总收入每增加 1%，家庭消费增加 13.52%。刷卡和移动支付对家庭消费水平均有正向影响，回归系数分别为 0.1985 和 0.2425，表明使用数字化支付对家庭消费弹性为正，有促进作用。教育和家庭成员人数为正向影响，回归系数分别为 0.1455 和 0.0419，在 1% 的显著性水平下显著，表明受教育程度对家庭消费水平的提高有明显的促进作用，居民受教育程度越高，则会拉动家庭消费水平，且家庭成员越多要去家庭消费越高；家庭中婚姻状况对家庭消费水平而言，可以看出已婚人士其家庭消费水平略高于未婚人士，其系数为 0.1784，和家庭成员人数影响相匹配，结果与理论基本相符合。

表 4 截距不带省份层面变量的随机截距模型分析结果

		系数	p 值
层-1 变量	截距	11.3265	0.000***
	性别	0.0314	0.589
	年龄	0.0036	0.081*
	受教育程度	0.1455	0.000***
	户口类型	-0.0680	0.156
	婚姻状态	0.1784	0.054*
	家庭成员	0.0419	0.057*
	是否网购	0.2099	0.000***
	是否从事工商业	0.1353	0.095*
	刷卡	0.1986	0.000***
	电脑支付	-0.0361	0.480
	移动终端支付	0.2425	0.000***
	收入水平	0.1321	0.003***
	网购花销	0.0108	0.122***

（三）截距项带有省份层面变量的随机截距模型（模型三）

模型三在模型二的截距项中加入省份层面变量,探讨省份层面变量对家庭消费水平的直接效应。本模型假设为没有第一层个体层面变量的影响,只根据第二层的变量,即仅从各个省份的特点来解释家庭居民消费水平的差异。建立模型如下:

$$\text{第一层: } \ln c_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

第二层:

$$\begin{aligned} \beta_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \times \text{express} + \gamma_{02} \times \text{expressway} + \gamma_{03} \times \text{railway} \\ & + \gamma_{04} \times \text{internet} + \gamma_{05} \times \text{phbase} + \gamma_{06} \times \text{phcov} + \mu_{0j} \end{aligned} \quad (11)$$

混合模型:

$$\begin{aligned} \ln c_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \times \text{express} + \gamma_{02} \times \text{expressway} + \gamma_{03} \times \text{railway} \\ & + \gamma_{04} \times \text{internet} + \gamma_{05} \times \text{phbase} + \gamma_{06} \times \text{phcov} + \varepsilon_{ij} + \mu_{0j} \end{aligned} \quad (12)$$

考察带有省份层面变量的分层线性模型,分析结果如下表(表5) γ_{00} 估计结果为 11.2505,在 1%的显著性水平下显著,表明家庭消费水平为 12.2505,比零模型的 11.3266 稍小。第二层快递变量(*express*)和高速公路里程(*expressway*)的系数分别为 0.0033 和 0.2235,且在 1%的显著性水平显著,表明家庭消费水平的高低与购买快递的多少和省份高速公路里程数是密切的正相关关系。在统计模型中,家庭消费水平与公路里程、铁路里程、网络覆盖、移动电话基站及手机普及率是不相关的。在随机效应方面,因为各省份的家庭消费水平有着明显的差异,在各省份差异解释后,家庭消费的残差项方差由零模型的 0.2221 降为现在的 0.1088,下降了 11.33%,意味着引入第二层的解释变量对第一层的截距项的变异程度具有一定的解释力。

表 5 截距项带有省份层面变量的随机截距模型分析结果

		系数	p 值
层-2 变量	截距	11.1912	0.000***
	快递	0.0038	0.030**
	高速公路里程	1.2235	0.044*
	公路里程	-1.3327	0.289
	铁路里程	-0.5232	0.284
	互联网接入户	0.0660	0.772
	移动电话基站	-0.2896	0.220
	移动手机普及率	0.2518	0.237
方差成分	层-2 : U_0	0.0184	0.003***
	层-1 : R	0.5705	
组内相关系数		0.0203	
β_0 信度		0.442	

(四) 完整模型 (模型四)

在完整模型中,将第一层的微观个体变量与第二层的宏观省份变量同时加入模型中。在完整模型中,可以观察到宏观变量对截距项、个体变量斜率的影响,进一步分析各层解释变量之间的关系。若在回归结果中第二层变量与相应的第一层变量系数符号相同,则第二层变量起加强作用,反之起削弱作用。建立模型如下:

第一层:

$$\begin{aligned} \ln c_{ij} = & \beta_{0j} + \beta_{1j}gen + \beta_{2j}age + \beta_{3j}edu + \beta_{4j}hk + \beta_{5j}mar + \beta_{6j}familysi \\ & + \beta_{7j}onlines + \beta_{8j}gsy + \beta_{9j}card + \beta_{10j}computer + \beta_{11j}mobile \\ & + \beta_{12j} \ln inc + \beta_{13j} \ln onlinem + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (13)$$

第二层:

$$\begin{aligned} \beta_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \times express + \gamma_{02} \times expressway + \gamma_{03} \times highway \\ & + \gamma_{04} \times railway + \gamma_{05} \times internet + \gamma_{06} \times phbase + \gamma_{07} \times phcov + \mu_{0j} \end{aligned} \quad (14)$$

混合模型:

$$\begin{aligned} \beta_j = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \times \text{express} + \gamma_{02} \times \text{expressway} + \gamma_{03} \times \text{highway} + \gamma_{04} \times \text{railway} \\ & + \gamma_{05} \times \text{internet} + \gamma_{06} \times \text{phbas} + \gamma_{07} \times \text{phcov} + \mu_{0j} + \gamma_{10} \times \text{gen} + \gamma_{20} \times \text{age} + \gamma_{30} \times \text{edu} \\ & + \gamma_{40} \times \text{hk} + \gamma_{50} \times \text{mar} + \gamma_{60} \times \text{family} + \gamma_{70} \times \text{onlines} + \gamma_{80} \times \text{gsy} + \gamma_{90} \times \text{lninc} \\ & + \gamma_{100} \times \text{card} + \gamma_{110} \times \text{computer} + \gamma_{120} \times \text{mobile} + \gamma_{130} \times \text{lnonlinem} \end{aligned} \quad (15)$$

表 6 完整模型分析结果

固定效应	回归系数	p 值	固定效应	回归系数	p 值
消费水平	11.2347	0.000***	户口类型	-0.0596	0.204
快递	0.0035	0.042**	婚姻状态	0.1927	0.018**
高速公路里程	1.0921	0.055**	家庭成员	0.0404	0.061*
公路里程	-1.1827	0.313	是否网购	0.2472	0.000***
铁路里程	-0.4214	0.338	是否从事工商业	0.1222	0.130
互联网接入户	0.0681	0.764	刷卡	0.2022	0.000***
移动电话基站	-0.2849	0.237	电脑支付	-0.0512	0.259
移动手机普及率	0.2388	0.269	移动终端支付	0.2422	0.000***
性别	0.0218	0.698	收入水平	0.1015	0.018***
年龄	0.0044	0.0164**	网购花销	-0.0016	0.811
受教育程度	0.1409	0.000***			

从上表可以看出，家庭消费水平为 11.2347 个单位，总体消费水平是相对不错的。在 1% 的显著性水平下，微观层面个体因素对家庭消费水平具有明显的影响作用：随着年龄的增加 1 个单位，家庭消费水平则增加 0.0044 个单位；受教育程度越高，会使得家庭消费水平提高 0.1409 个单位；家庭成员数每增加 1 个成员，家庭消费水平则将增加 0.0404 个单位；参与网购的家庭较不参与网购的家庭的消费水平更高；支付方式中，刷卡和使用移动终端支付的人群的家庭消费水平更高，且这俩变量对家庭消费水平具有显著的影响作用，回归系数分别为 0.2022 和 0.2422，即每使用 1 次刷卡或移动终端支付方式消费，家庭消费水平则分别增加 0.2022 个单位和 0.2422 个单位；收入水平每增加 1 个单位，家庭消费水平增加 0.1015 个单位。

宏观层面省份因素中也具有不可忽视的重要因素：每个省份快递数越多，每增加 1 个单位，则家庭消费水平将提高 0.0035 个单位；省份高速公路里程数每增加 1 个单位，家庭消费则增加 1.0921 个单位，可见交通设施的发展对消费的影响重大；关于铁营业里程数、公路里程与家庭消费呈现负相关关系，对于各发

达省份而言 ,其铁路营业里程数较其他省份城市而言较少 ,高速公路里程数较多 ,
交通基础设施较为发达 ,故与铁路营业里程呈现负相关现象 ;在互联网发达时代 ,
互联网的接入对于现代化科技软件的使用带来了方便。

最后 ,对模型结果进行分析。由于含有解释变量的模型无法计算 ICC ,故选取功能同经典回归模型中的拟合优度 R^2 的方差解释比例变量对模型结果进行分析 ,计算公式如下所示 (郭志刚 , 2006)^[16] :

层-2 可解释方差比例= (参照模型方差-待检测模型方差) /参照模型方差
完整模型两层随机放差分析结果如表 7 所示 ,根据表 7 中完整模型与表 3
中零模型的结果 ,可计算出完整模型层-1 方差解释比例为 38.33% ,层-2 方差解
释比例为 62.76%。可以看出 ,加入省份基础设施等特征的变量后 ,仍然显著。
这说明变量的选取较为合力 ,无需寻找其他的解释因素。

表 7 完整模型两层随机方差分析结果

最终解释模型	标准差	方差分量	卡方值	p 值
层-2 随机方差 , U_0	0.13553	0. 01837	73.96296	0.000
层-1 随机方差 , R	0.59286	0.35148		

(五) 数字化支付影响家庭消费的横向比较

经过以上分析 ,我们得到数字支付方式对家庭总消费有显著影响。为进一步的研究数字化支付对消费的影响 ,本节继续对数字化支付对八大类消费进行更深层次的横向比较 ,结果如表 8 所示 ,在表 8 中 ,我们只列出了支付方式变量。

表 8 数字化支付对消费的横向比较

变量	食品消费	衣服消费	生活用品及服务消费	交通通信消费	教育文化和娱乐消费	医疗保健消费	其他消费
现金支付	0.1548***	0.6426***	0.5346***	0.3227***	0.4779	1.2194***	0.4889**
	0.002	0.000	0.000	0.000	0.131	0.000	0.038
电脑支付	-0.0682	0.0239	0.1531	0.0789	-0.477	0.1085	0.0095
	0.209	0.830	0.276	0.406	0.173	0.703	0.971
移动终端支付	0.0806**	0.8583***	0.4042***	0.3188***	0.8896***	1.7329***	-0.2416
	0.066	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000	0.289

从表 8 可以看出数字化支付方式对衣服消费、生活用品及服务消费、交通通讯消费、教育文化和娱乐消费以及医疗保健消费有显著的正向影响，对食品消费有一般显著影响，对其他消费的影响不显著。这表明数字化支付几乎已经渗透到居民家庭消费的方方面面，这得益于基础设施、网络的大规模覆盖和数字化支付本身所具有的快捷性和便利性。

五、结论与启示

本文在理论分析的基础上,将中国家庭追踪调查数据和省份数据结合起来,构造多层线性回归模型,实证检验了影响家庭消费水平的个体因素和省份基础设施因素。研究发现,所取样本的家庭消费水平总体是较高的,个体因素、省份基础设施因素对家庭消费水平均具有显著影响,同时部分省份基础设施因素与个体因素之间存在跨层调节作用。研究结论如下,第一,在零模型分析中,家庭消费水平具有明显的分层效应,省份因素和居民个人自身因素都对家庭消费水平有显著作用,但居民个人自身因素对家庭消费水平有更强的解释作用。第二,综合考虑省份基础设施因素和居民个人因素的影响后,省份基础设施因素对消费便利效应作用途径复杂,既能直接影响消费便利性,又能通过居民个人因素起间接作用。具体来说,快递数购买更多、高速公路里程数更大、互联网接入用户更多则直接影响消费便利效应。城镇户口家庭人员、采取网购消费、受教育程度更高、且使用移动终端等数字化支付方式等因素对消费便利效应的提升具有显著影响。

消费作为最终需求,是一切生产活动的最终目的,也是人们对美好生活向往的直接体现。由于我国疫情控制持续向好,国家对我国今年的消费判断为呈现恢复性快速增长,为加快消费性转型,提升传统消费等级,政府首当其冲将政策对准城乡融合,网络消费是如今消费占比中的大头,数字化支付是网络消费的桥梁,因此为促进消费,政府应实现乡村移动基站和互联网的接入,加强公路等交通建设,并完善农村消费供应链、网店经营及电子商务进入农村的覆盖面,在基础设施上解决消费的后顾之忧。网购消费对家庭消费水平提高起到相当高作用,提倡网购并做好网络安全知识普及,加大居民网络使用且加强居民的网络安全意识,既能提升消费水平,又能促进消费便利性。总的来看,我国东西部地区的基础设施建设并不完善,并且对消费有显著的负向影响,因此东部地区省份应注重完善公路及高速公路交通基础设施建设而西部地区省份则更应该注重铁路交通和进

村入户基础性设施的建设。其次，消费者的学历水平显著影响消费，故应当重视高学历人才的消费行为和消费意。再者总收入对消费的影响不言而喻，政府应当多渠道增加城乡居民收入；家庭成员的增多无疑将增加家庭消费水平，现如今平均每个家庭人口为 2.62 人，应当鼓励人们生育，在思想上和政策上同时进行。对于家庭消费水平的提升，更多还需要跟从当今互联网时代的脚步，在数字经济发展过程中进一步扩大消费，在网络的覆盖面和便捷程度上不断加强，同时加快数字经济、数字化支付方式同各行各业相融合。

参考文献

- [1].Andrianaivo · M,Kpodar · K.Mobile Phones,Financial Inclusion,and Growth[J].Review of Economics and Institutions,2012,3 (2) .
- [2].高孝平.网络经济对居民消费影响分析[J].人民论坛,2015 (20) .
- [3].郑英隆.基于关系网络的电子商务创新与消费行为变革[J].中国流通经济,2012 (10) .
- [4].陈一稀,李纳.互联网金融下第三方支付的发展及对策建议[J].新金融,2014 (8) .
- [5].杨晓霏.浅谈移动支付的发展现状、问题及对策[J].现代营销(经营版),2019 (4) .
- [6].Trutsch M.,Tobias,J.The impact of mobile payment on payment choice[J].Financial Markets and Portfolio Management , 2016,30 (3) .
- [7].Norazah Mojd Suki.Consumer Shopping Behavior on the Internet : Insights from Malaysia[J].Electronic Commerce Research ,2013,13(4) .
- [8].董云飞,李倩 ,张璞.我国数字普惠金融发展对农村居民消费升级的影响分析 [J].商业经济研究,2019 (20) .
- [9].史运,田珍.邻里效应对农村电子支付平台使用意愿的影响研究[J].农村经济与科技,2018,29 (3) .
- [10].谢佩鸿,陈昌东.农村居民网购支付意愿及其影响因素——基于途径——的链的实证研究[J].上海管理科学,2018,40 (4) .
- [11].尹雪瑞,夏咏.农村普惠金融测度及减贫效应——基于新疆 82 个县 (市) 面板数据的实证研究[J].商业经济研究,2019 (18) .
- [12].吴学品.市场化、流通设施环境和农村消费结构——基于省级面板数据模型的实证分析[J].经济问题,2014, (10) .

- [13]. 谢漾, 刘思亚. 社会保险政策选择与农户消费行为[J]. 保险研究, 2015, (06) .
- [14]. 甘犁、尹志超、贾男、徐舒和马双, 2013, 《中国家庭资产状况及住房需求分析》, 《金融研究》第4期, 第1 ~ 14 页.
- [15]. Cohen J. Statistical Power Analysis for the Behavioral Science[J]. Technometrics, 1988, 31 (4) : 499-500.
- [16]. 郭志刚, 李剑钊. 农村二孩生育间隔的分层模型研究 [J] . 人口研究, 2006 (4) : 2-11.

致谢

经过数月的努力，我们完成了建模论文的写作。虽然过程总是曲曲折折，遇到各种各样的问题，但结果终是比较圆满。在这里首先我要感谢我的导师，感谢她在我们遇到困惑时耐心的指导我们，感谢老师严谨的态度，不断的指出并纠正我们的错误，使得我们能够顺利的完成论文。其次，我要感谢我们的队友，是大家分工明确，认真负责，齐心协力的完成了我们的论文。最后，我要在这里感谢各位评委老师，感谢你们百忙之中抽空评审我们的论文。