

# 女性受教育水平对家庭消费升级的影响

肖 琴, 张贝贝

(昆明理工大学 管理与经济学院, 昆明 650093)

**摘要:**基于 2018 年 CFPS 数据,利用最小二乘法和工具变量法研究女性受教育水平对家庭消费结构的影响。结果表明,女性受教育水平能显著提升家庭消费总需求,且对发展型消费具有正向作用,但对生存型和享受型消费具有负向作用。异质性分析表明,随着女性年龄的增长,家庭对服务型消费需求增加;从城乡和地区角度分析,城市地区对服务型消费需求高于农村地区,中东部对服务型消费的需求高于西部地区。

**关键词:**女性受教育水平;家庭消费需求;消费升级

**中图分类号:**F063.2    **文献标识码:**A    **文章编号:**1671-1807(2022)05-0033-06

“双循环”发展格局是中国经济发展新常态下制定的重要战略部署,该战略部署意味着中国的经济增长将由出口导向型转为内需拉动型,也意味着“全面促进消费”成为实现“国内国际双循环”的重要战略举措。国家统计局数据显示,2018 年与 2019 年,消费是经济增长的第一动力,其对经济增长的贡献率高达 76.2%和 58.6%。然而,相对于较高的贡献率,中国居民消费率却呈现下降趋势。2000—2010 年,中国居民消费率由 63.2%降为 49.3%,此后,居民消费率逐渐回升,但不曾突破 56%,且无论是横向比较还是纵向比较,中国居民消费率均低于同期的英国、美国和日本<sup>[1]</sup>。由此可见,中国居民消费潜力有待进一步释放。

众多学者对释放中国居民消费力进行了研究,发现收入结构、金融发展、家庭年龄结构和女性教育水平等都会影响居民消费力。值得一提的是,随着中国女性受教育水平和社会地位不断提升,女性对家庭消费的支配能力也不断加强,女性消费行为也颇受研究者的关注。研究表明,家庭中约 6 成的消费行为由女性主导,其中日用品消费行为和家庭出游行为超 7 成由女性决策。女性的消费行为与女性受教育水平相关,女性受教育水平越高,家庭消费对品质要求越高,家庭中日用品消费占比降低,教育支出占比增加<sup>[2]</sup>。女性主导家庭消费行为,女性受教育水平影响女性消费偏好。由此可见,女性教育水平通过女性消费偏好进而主导家庭消费行为。因此,从女性教育视角研究中国家庭消费行

为,对构建双循环发展格局和促进经济发展具有重大现实意义。

本文以已婚女性为研究对象,利用 2018 年 CFPS 数据,研究女性受教育水平对家庭消费行为的影响,并多角度分析不同女性群体的异质性消费行为。本文的贡献主要体现在以下两个方面:①从女性视角出发,探讨了女性受教育水平与家庭消费行为的关系,丰富了相关研究。②选取母亲受教育水平与自评智力水平作为工具变量,减少了内生性对实证结果的影响。

## 1 文献综述

本文主要从家庭消费以及女性消费行为两个维度梳理相关文献。关于家庭消费与家庭消费升级的相关文献主要从收入、金融发展和家庭结构等视角出发;关于女性消费行为主要从劳动参与与女性消费偏好梳理。

收入对家庭消费总量与家庭消费结构均有影响。韩立岩等研究发现家庭收入的增加能够促进消费,但是阶层间的收入差距过大会阻碍总消费的提高<sup>[3]</sup>。韩蕾等利用 CFPS 研究收入结构对消费的影响,发现转移性收入能显著提高非生存型消费,财产性收入和工资性收入能显著提高家庭生存型消费需求<sup>[4]</sup>。金融市场产品能够帮助家庭实现消费的跨期平滑,提高家庭总效用。姚健等利用 CHFS 数据研究普惠金融与家庭消费行为,发现普惠金融能显著促进中低分为数家庭消费支出,对流动性资

收稿日期:2022-01-24

基金项目:国家自然科学基金(71863022);云南省部门决策咨询研究课题(4530000HT202109097)。

作者简介:肖琴(1984—),女,湖北安陆人,昆明理工大学管理与经济学院,副教授,经济学博士,研究方向为宏观经济学。

产充足的家庭消费行为影响不稳健<sup>[5]</sup>。江红莉等研究指出普惠金融能够提升居民消费需求,优化居民消费结构<sup>[6]</sup>。家庭人口结构影响家庭收入,从而影响家庭消费行为。齐红倩等利用 CFPS 数据研究人口年龄结构对消费的影响,发现老年抚养比的增加能显著改善家庭消费结构,少儿抚养比的增加会抑制家庭消费结构的改善,且少儿抚养负担对高层次消费的挤出效应远大于老年抚养负担<sup>[7]</sup>。

从女性视角研究家庭消费的文献较少,而从女性教育视角出发的文献则主要研究其对女性劳动参与与生育意愿的影响。故本文主要从女性劳动参与与女性消费偏好视角梳理相关文献。女性劳动参与影响家庭收入,同时劳动参与可能会影响女性消费偏好。肖国安等利用 CHFS 数据研究已婚女性劳动参与对消费行为的影响,发现已婚女性劳动参与能显著降低家庭恩格尔系数并促进家庭消费升级<sup>[8]</sup>。女性消费偏好与男性不同。文健东等利用 CHFS 数据研究奢侈品购买行为时发现同等经济条件下,女性购买奢侈品的概率远高于男性<sup>[9]</sup>。李聪等则利用调查数据研究家庭消费结构,发现当家庭性别平等或女性权力较大时,家庭子中女教育支出和健康支出有所增加<sup>[10]</sup>。女性教育受教育影响女性劳动市场以及劳动回报率,从而影响女性家庭地位。故从女性视角研究家庭消费具有现实意义。

以上文献从不同的角度分析中国居民消费现状,主要从收入、金融等视角,鲜少从女性受教育水平视角进行研究。本文利用 2018 年 CFPS 数据,探讨女性受教育水平对家庭消费行为的影响,并分析不同女性群体其消费行为的异质性。

## 2 数据描述和方法

### 2.1 数据样本

本文使用的数据来源于 2018 年“中国家庭调查(CFPS)”,CFPS 调查样本覆盖全国 25 个省份,涵盖个体、家庭、社区 3 个层次,是当前学术界研究中国经济问题的权威追踪调查数据库之一。该数据库包含家庭成员的受教育水平以及家庭经济状况,为本文从女性教育视角研究家庭消费升级提供了数据支持。

根据研究主题,对 CFPS 的家庭数据、家庭关系数据、成人数据进行合并。此外,对数据库进行了以下处理:①仅保留户主为女性的样本;②剔除调查期间仍然在上学的样本;③剔除存在主要变量缺失的数据;④剔除了未婚和同居样本;⑤仅保留 18~74 岁的样本。上述处理后,共获得 14 247 个

样本。

### 2.2 变量说明

被解释变量为居民家庭消费需求和居民家庭消费结构。借鉴齐徐雪和宋海涵的方法,使用家庭人均消费衡量居民家庭消费需求。居民家庭消费升级涵盖居民家庭消费内容升级、消费方式升级和消费者主权维护 3 个方面,本文侧重研究消费内容升级,即消费支出结构升级问题,故将居民消费支出结构划分为生存型消费、发展型消费和享受型消费。使用家庭食品支出、衣着支出和居住支出衡量生存型消费,使用文教娱乐支出衡量发展型消费,使用家庭设备及日用品支出、医疗保健支出和交通及通信支出衡量享受型消费。本文也将从物质性消费和服务性消费的角度分析,物质性消费使用生存型消费衡量,服务型消费使用享受型消费与发展型消费衡量。

女性受教育水平为核心解释变量,CFPS 对户主及户主父母以及其家庭成员的学历水平进行了仔细的调查,受访者的回答为“文盲及半文盲”“小学”“初中”“高中”“大专”“大学本科”“硕士”“博士”,本文将其分别用受教育年限 0、6、9、12、15、16、19、22 表示。

个人特征变量主要引入年龄、婚姻状况等。考虑到年龄可能存在非线性影响,在回归中引入了年龄的平方项,用“age2”表示。“在婚”用“1”表示,“离婚”或“丧偶”使用“0”表示。使用自评健康水平反映健康状况,CFPS 中的取值范围为 1~5,本文将其划分为两类,其中,取值“1~3”为“不健康”,用“0”表示,取值“4~5”为“健康”,用“1”表示。“在业”用“1”表示,“失业”或“退出劳动力市场”用“0”表示。使用自评智力反映智力水平,CFPS 中的取值范围为 1~7,本文将其划分为 3 类,其中“1~3”为低智力水平,用“1”表示,取值为“4”为中等智力水平,用“2”表示,取值为“5~7”为代表高智力水平,用“3”表示。

家庭特征变量主要控制了家庭资产、人口规模等变量。为反映家庭的经济状况,引入家庭净资产和家庭年纯收入。房屋是家庭的载体,拥有自住房可能直接影响家庭的消费规模,故引入是否拥有自住房。家庭规模直接影响到家庭消费总量,而子女数量直接影响到家庭消费结构,故引入家庭规模和子女数量。养老保险能分散家庭风险,降低家庭预防性储蓄,从而提高家庭消费率,故引入是否购买养老保险。

表 1 报告了主要变量和描述性统计。由表 1 可知,生存型消费占比最大,占家庭总消费的 46.7%,而发展型消费仅占家庭总消费的 8.7%。从物质型消费与服务型消费的角度来看,家庭物质型消费比重高出服务型消费 11.1 个百分点。已婚女性平均受教育年限为 6.44,而户主母亲的平均受教育年限为 2.93,可见国内教育普及取得了一定的

成绩,但是仍需要进一步普及。国内家庭平均子女数量为 1.89,与 2016 年相比略有提升,但仍然低于人口替换水平 2.1。国内女性劳动参与率高达 70.5%,养老保险覆盖率为 75.5%,但距国内基本养老保险全覆盖仍然有一定的差距。住房拥有率高达 82.5%,这在一定程度上反映了国内现有的婚前买房习俗。

表 1  变量描述性统计

| 变量类型   | 变量符号           | 变量定义             | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值     |
|--------|----------------|------------------|--------|--------|--------|---------|
| 被解释变量  | consume        | 家庭年人均消费取对数       | 1.416  | 4.048  | 0.000  | 239.778 |
|        | service_ration | 发展型和享受型消费占家庭总消费比 | 0.356  | 0.190  | 0.000  | 1.000   |
|        | basic_ration   | 生存型消费占家庭总消费比     | 0.467  | 0.201  | 0.000  | 1.000   |
|        | senior_ration  | 享受型消费占家庭总消费比     | 0.269  | 0.177  | 0.000  | 1.000   |
|        | high_ration    | 发展型消费占家庭总消费比     | 0.087  | 0.121  | 0.000  | 0.881   |
| 核心解释变量 | education      | 女性户主受教育年限        | 6.439  | 5.189  | 0.000  | 19.000  |
| 个人特征变量 | age            | 年龄               | 48.271 | 14.180 | 18.000 | 74.000  |
|        | iq             | 智力水平,分为 3 级      | 2.446  | 0.775  | 1.000  | 3.000   |
|        | health         | 自评健康水平,分为 2 级    | 0.357  | 0.479  | 0.000  | 1.000   |
|        | work           | 是否参与工作           | 0.705  | 0.456  | 0.000  | 1.000   |
|        | income_p       | log 个人收入         | 3.024  | 4.622  | 0.000  | 13.122  |
|        | marry          | 婚姻状况,在婚 1,其他 0   | 0.914  | 0.280  | 0.000  | 1.000   |
|        | insurance      | 是否购买了养老保险        | 0.755  | 0.430  | 0.000  | 1.000   |
| 家庭特征变量 | income_f       | log 家庭收入         | 10.968 | 1.086  | 0.000  | 15.920  |
|        | hold_house     | 是否拥有自住房,拥有为 1    | 0.825  | 0.380  | 0.000  | 1.000   |
|        | net_asset      | log 家庭净资产        | 12.378 | 2.376  | 0.000  | 17.737  |
|        | education_m    | 母亲的受教育年限         | 2.933  | 4.002  | 0.000  | 22.000  |
|        | familysize     | 家庭规模             | 4.283  | 2.051  | 1.000  | 21.000  |
|        | kid_num        | 家庭子女数量           | 1.890  | 0.921  | 1.000  | 9.000   |
|        | hukou          | 户口,城镇为 1,农村为 0   | 0.759  | 0.428  | 0.000  | 1.000   |
|        | urban          | 城镇为 1,乡村为 0      | 0.498  | 0.500  | 0.000  | 1.000   |

2.3  模型设定

参考已有文献,采用线性概率模型估计女性受教育水平对家庭消费升级的影响,计量模型为

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 edu_i + \alpha_3 X_i + \epsilon_i \tag{1}$$

式中: $y_i$  代表被解释变量; $X_i$  代表控制变量,包括个人特征变量和家庭特征变量; $\epsilon_i$  为残差项。

2.4  模型内生性

内生性主要来源于反向因果和遗漏变量。一般而言,消费水平较高的家庭能为家庭教育提供更多的物质基础,从而对受教育水平产生反向影响。此外,存在一些不可观测的第三方控制变量,比如家庭教育重视程度、家庭是否有重男轻女的思想等,既影响女性的受教育水平,又影响家庭消费结构。为了解决由此产生的内生性问题,采取工具变量法重新估计上述方程。

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 edu_i + \alpha_3 X_i + \epsilon_i \tag{2}$$

$$edu = \beta_0 + \beta_1 edu_m + \beta_2 iq + \gamma \tag{3}$$

式中: $edu_m$  代表女性母亲的受教育的水平; $iq$  代表

女性的智力水平; $\gamma$  为随机扰动项。

由于女性的受教育水平不仅仅受到父母的教育水平的影响,还受到自身学习能力的影响,故选取母亲的受教育水平和自评智力作为女性受教育水平的工具变量。母亲受教育水平和自评智力与女性受教育水平完全外生,恰好满足工具变量的相关性和排他性要求。为检验工具变量的有效性,对其进行了相关检验。Kleibergen-Paap 所对应的 LM 值为 429.2, Cragg-Donald Walds 所对应的 F 值为 285.5,远大于 Stock-Yogo 临界值,故不存在不可识别和弱工具变量问题,即母亲的受教育水平和自评智力为有效工具变量。

3  实证分析

3.1  女性受教育水平对家庭消费需求影响分析

分别使用最小二乘法和工具变量法估计女性受教育水平对家庭消费需求的影响,回归结果见表 2。从回归结果来看,女性受教育水平能显著提高家庭消费需求。无论使用最小二乘法还是工具

变量法,在控制家庭特征变量的情况下,女性受教育水平对家庭消费需求的影响显著低于不控制家庭特征变量。说明家庭消费需求很大程度上受到家庭因素的影响。对比两种回归发现,在使用工具变量之后,女性受教育水平对家庭消费需求的提升效应增强,这说明内生性会削弱女性受教育水平对家庭消费需求的影响。

表 2 女性受教育水平对家庭人均消费的影响分析结果

| 变量                               | (1)                         | (2)                            | (3)                         | (4)                          |
|----------------------------------|-----------------------------|--------------------------------|-----------------------------|------------------------------|
|                                  | OLS1                        | OLS2                           | 2SLS1                       | 2SLS2                        |
| education                        | 0.060 2***<br>(0.004 28)    | 0.019 4***<br>(0.001 76)       | 0.127***<br>(0.013 6)       | 0.033 8***<br>(0.008 02)     |
| age                              | 0.196***<br>(0.013 4)       | 0.010 7***<br>(0.003 83)       | 0.029 5**<br>(0.014 5)      | -0.003 49<br>(0.006 21)      |
| age2                             | -0.001 73***<br>(0.000 130) | -0.000 149***<br>(0.000 038 9) | -0.000 085 3<br>(0.000 152) | 0.000 027 8<br>(0.000 064 8) |
| married                          | -0.025 8<br>(0.023 9)       | 0.004 59<br>(0.008 93)         | -0.025 1<br>(0.038 0)       | 0.005 30<br>(0.017 8)        |
| health                           | -0.002 70<br>(0.036 5)      | 0.024 1*<br>(0.014 5)          | 0.123***<br>(0.047 0)       | 0.034 3<br>(0.021 4)         |
| work                             | -0.098 4***<br>(0.014 6)    | -0.025 8*<br>(0.014 8)         | -0.065 5***<br>(0.023 1)    | -0.013 8***<br>(0.020 5)     |
| income_p                         | 0.030 3***<br>(0.004 89)    | 0.001 87<br>(0.001 74)         | 0.007 24<br>(0.006 74)      | 0.000 562<br>(0.002 51)      |
| insurance                        | 0.105**<br>(0.046 3)        | 0.019 4<br>(0.015 7)           | 0.037 5<br>(0.052 7)        | 0.042 8*<br>(0.021 9)        |
| income_f                         |                             | 0.354***<br>(0.007 65)         |                             | 0.366***<br>(0.029 1)        |
| net_asset                        |                             | 0.042 8***<br>(0.003 11)       |                             | 0.032 6***<br>(0.005 81)     |
| hold_house                       |                             | -0.065 9***<br>(0.020 6)       |                             | -0.050 3*<br>(0.027 8)       |
| familysize                       |                             | -0.166***<br>(0.003 76)        |                             | -0.181***<br>(0.007 03)      |
| hukou                            |                             | -0.189***<br>(0.018 4)         |                             | -0.109***<br>(0.034 3)       |
| constant                         | 3.571***<br>(0.342)         | 5.863***<br>(0.127)            | 7.227***<br>(0.388)         | 5.971***<br>(0.329)          |
| 观测数                              | 12 795                      | 11 138                         | 6 181                       | 5 460                        |
| R <sup>2</sup>                   | 0.056                       | 0.414                          | 0.022                       | 0.430                        |
| Kleibergen-<br>Paap rk<br>Wald F |                             | 512.328                        |                             | 426.485                      |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。下同。

从控制变量的回归结果来看,随着年龄的增长,家庭人均消费需求增强,而女性婚姻状况对家庭人均消费需求影响不显著,即从统计学上不存在意义。女性劳动参与抑制家庭消费需求,这可能是因为生存型消费占比为家庭主要消费类型,而女性劳动参会抑制家庭除教育支出外的其余消费。女性个人收入对家庭消费需求具有正向影响,但是在

统计学角度不具有意义,但家庭总收入和家庭净资产在 1%的显著性水平上对家庭消费需求具有正向影响,这可能是因为女性个人收入与家庭总收入存在一定的共线性。养老保险对家庭消费需求具有正向影响,这可能是因为养老保险能降低家庭预防性储蓄,从而提高家庭消费需求。家庭拥有自住房对家庭消费总需求具有负效应,这可能是因为购买自有住房对其余消费具有挤出效应。

3.2 女性受教育水平对家庭消费结构影响分析

接下来将分析女性受教育水平对家庭消费类型的影响,回归结果见表 3。由表 3 可知,女性受教育水平对生存型消费在 1%的显著性水平上具有负向作用,对享受型消费也具有负向作用,但不具备统计学意义,而女性受教育水平对发展型消费在 5%的显著性水平上具有正向作用。从物质型消费与服务型消费角度分析,女性受教育水平对物质型消费具有负向作用,且该负向作用在 1%统计水平上显著;女性受教育水平对服务型消费具有正向作用,但该正向作用不显著。以上分析表明,随着女性受教育水平的提升,家庭消费类型存在由物质型消费向服务型消费转移的倾向。

表 3 女性受教育水平对家庭消费结构的影响回归结果

| 变量             | (1)                      | (2)                   | (3)                    | (4)                  |
|----------------|--------------------------|-----------------------|------------------------|----------------------|
|                | 生存型消费占比<br>(物质型消费比)      | 享受型消<br>费占比           | 发展型消<br>费占比            | 服务型消<br>费占比          |
| education      | -0.001 6***<br>(0.000 5) | -0.000 3<br>(0.000 4) | 0.000 7**<br>(0.000 3) | 0.000 4<br>(0.000 5) |
| 控制变量           | Yes                      | Yes                   | Yes                    | Yes                  |
| 观测数            | 11 135                   | 11 135                | 11 135                 | 11 135               |
| R <sup>2</sup> | 0.032                    | 0.046                 | 0.043                  | 0.038                |

3.3 稳健性检验

为了检验结果是否稳健,利用最大似然估计和 GMM 重新估计。同时对样本进行重新筛选,仅保留年龄在 35~55 岁的女性样本,该年龄段的女性职业以及家庭状况基本稳定,具有相对稳定的消费偏好。利用最大似然估计和 GMM 重新估计后,其回归结果与工具变量估计结果基本一致,均约等于 0.34。重现筛选样本后,女性受教育水平对家庭消费需求在 1%的显著性水平上正相关,回归系数为 0.27,与前文的 0.34 比较接近,故本文的结果是稳健的。

3.4 异质性分析

为了进一步考察女性受教育水平对不同特征的女性群体的异质性影响,本文将已婚女性分别按

照不同年龄段、不同地区、不同区域分组并回归,考察女性受教育水平对家庭服务型消费的影响,回归结果见表4。

表4中A部分将已婚女性按照年龄划分为3组,分析不同年龄段的女性其受教育水平对家庭服务型消费的影响。回归结果显示,对于18~35岁的女性,其受教育水平对服务型消费具有负向作用,而其余阶段则对家庭服务型消费具有正向作用。这可能是因为18~35岁为家庭财富累计阶段,女性会削弱家庭需求,以实现家庭财富的累计,当家庭财富累计起来后,则会寻求高阶消费需求。

表4中B部分按照城乡进行分组,考察城乡地区女性受教育水平对服务型消费的差异性影响。城市地区的女性受教育水平对家庭服务型消费具

有正向作用,而农村地区其受教育水平对家庭服务型消费具有负向作用,这可能是因为城市地区女性平均受教育水平要高于农村地区女性平均受教育水平,且城市地区由于服务资源更加集中,女性更具备服务意识,对服务型需求也更加高。

表4中C部分按照区域进行分组,考察不同区域的女性受教育水平对服务型消费的影响。三大区域中,东中部地区,女性受教育水平对服务型消费具有正向影响;西部地区,女性受教育水平对服务型消费需求具有负向作用。这可能与中国经济发展不平衡有关。在中国,相较于中部和东部,西部的经济发展水平较为落后,女性平均受教育水平低于东部和中部,从而导致西部地区女性受教育水平与服务型消费需求存在负效应。

表 4 异质性分析结果

| 分类    | 回归样本    | 回归系数        | 标准差       | 观测数   | 拟合优度  |
|-------|---------|-------------|-----------|-------|-------|
| A 按年龄 | 18~35 岁 | -0.000 241  | 0.001 08  | 2 236 | 0.020 |
|       | 36~64 岁 | 0.001 21**  | 0.000 545 | 7 160 | 0.047 |
|       | 65~75 岁 | 0.000 571   | 0.001 36  | 1 739 | 0.059 |
| B 按地区 | 农村      | -0.000 563  | 0.000 686 | 5 606 | 0.030 |
|       | 城市      | 0.001 70*** | 0.000 651 | 5 483 | 0.029 |
| C 按区域 | 东部      | 0.002 31*** | 0.000 903 | 4 734 | 0.037 |
|       | 中部      | 0.000 862   | 0.000 882 | 3 324 | 0.041 |
|       | 西部      | -0.001 49*  | 0.000 730 | 3 077 | 0.031 |

4 结论与启示

本文利用2018年CFPS数据,分析研究了女性受教育水对家庭消费升级的影响。结果表明,女性受教育水平对家庭消费需求具有正向作用。将消费类型分为生存型消费、享受型消费与发展型消费,发现女性受教育水平能显著提升发展型消费,但对生存型消费具有负向作用。异质性分析发现,女性受教育水平对服务型消费的抑制效应在18~32岁年龄段影响最大;相对于农村地区,城市地区的女性其受教育水平对服务型消费需求具有正向作用,而农村地区则相反;从区域来看,中东部地区女性受教育水平对服务型消费具有正向作用,但西部地区女性受教育水平对服务型消费具有负向作用。

针对上述分析结论提出以下建议。①加大教育资本投入,提升中国女性受教育水平,从而促进中国居民消费结构升级转型。②制定差异化消费政策。年龄、城乡和区域对女性消费行为产生异质性影响,故针对不同特质的女性,制定差异化消费策略。③合理配置教育资源,减轻家庭教育负担。女性受教育水平越高,家庭发展型消费支出增加,

在促进家庭消费升级的同时也应引导家庭适度投资于子女教育,避免产生过重的家庭教育负担。

参考文献

[1] 方福前.从消费率看中国消费潜力与实现路径[J].经济学家,2020(8):27-38.

[2] 胡万钟.从马斯洛的需求理论谈人的价值和自我价值[J].南京社会科学,2000(6):25-29.

[3] 韩立岩,杜春越.收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异[J].经济研究,2012,47(S1):15-27.

[4] 韩雷,谷阳.社会资本、信贷约束与居民消费升级:基于CFPS家户数据的经验分析[J].消费经济,2019,35(4):14-26.

[5] 姚健,臧旭恒.普惠金融、流动性约束与家庭消费[J].财经理论与实践,2021,42(4):2-9.

[6] 江红莉,蒋鹏程.数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2020,40(10):18-32.

[7] 齐红倩,刘岩.人口年龄结构变动与居民家庭消费升级:基于CFPS数据的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2020,30(12):174-184.

[8] 肖国安,易雨瑶.已婚女性劳动参与、家庭地位与消费行为[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2021,45(6):26-31.

[9] 文建东,蔡智全.异质性消费群体奢侈品购买行为差异研究:基于 CHFS 数据的经验分析[J].财经问题研究,2019 (9):128-136.

[10] 李聪,黎洁,李亚莉.社会性别视角下的西部贫困山区农户家庭消费结构分析[J].妇女研究论丛,2014 (1): 22-29.

The Influence of Female Education Level on Family Consumption Upgrading

XIAO Qin, ZHANG Beibei

(School of Management and Economics,Kunming University of Science and Technology,Kunming 650093,China)

**Abstract:** Based on CFPS data of 2018, the least square method and instrumental variable method were used to study the impact of female education level on family consumption structure. The results show that female education level can significantly improve the total household consumption demand, and has a positive effect on development consumption, but has a negative effect on survival and enjoyment consumption. Heterogeneity analysis shows that with the increase of female age, household demand for service consumption increase. From the perspective of urban and rural areas and regions, the demand for service-oriented consumption in urban areas is higher than that in rural areas, and the demand for service-oriented consumption in central and eastern areas is higher than that in western areas.

**Keywords:** female education level;household consumption demand;consumption upgrading