

人情消费与农村居民的幸福感

——来自 2015 年 CSS 的经验证据

吴清华¹,冷晨昕²,祝仲坤³

(1. 武汉大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430072;

2. 中国农业大学 经济管理学院,北京 100083;

3. 中国人民大学 农业与农村发展学院,北京 100872)



摘要 人情消费是中华民族的传统习俗,并在社会互动过程中扮演着重要角色。结合 2015 年中国社会状况综合调查(CSS)数据,以人情消费作为代理变量,采用有序 Logit 模型、有序 Probit 模型,在考虑个体异质性因素、地区因素基础上,考察人情消费对农村居民主观幸福感的影响。研究表明:人情消费与农村居民幸福感呈现典型的“倒 U 型”关系,人情消费具有福利效应的“拐点”出现在家庭人情消费占总消费支出的比例约为 42% 处。通过变换估计方法、替换被解释变量进行稳健性检验后,这一结果依然成立;当人情消费位于均值 11.41% 处,农村居民自我幸福感评价为“非常幸福”的概率显著提高 8.8%;人情消费对农村居民幸福感的影响表现出鲜明的群体差异,西部地区、低收入、已婚、中老年群体人情消费超过“拐点”的比例更高,党员超过“拐点”的比例则明显低于普通群众。

关键词 人情消费;主观幸福感;中国社会状况综合调查;有序 Logit 模型

中图分类号:F 061.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2018)04-0128-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.04.015

人情消费是农村居民人际交往的表达方式与情感纽带。中国是传统的人情社会,历来以“礼仪之邦”著称。在绵延数千载的历史长河中,人情消费^①不仅作为中华民族的传统美德深入人心^[1-2],还逐步演化为尽人皆知的行为规范与社会法则^[3],在社会互动过程中扮演着重要角色,对国民行为观念与生活状态产生着深刻影响。在中国农村,人情消费发展历史悠久,村民之间人情消费情结也颇为浓厚^[4],早已成为农村居民熟谙于心的“潜规则”。随着市场经济大潮的不断侵蚀,农村社会正在发生着激烈的震荡与转型,人情消费也在发生着实质性变化。在当下的农村,人情消费早已不只是传统意义上的情感寄托,相反,其内在的情感性、互惠性与公共性等特征开始模糊^[5],世俗的经济效益的烙印愈发显现。

众所周知,幸福是绝大多数人生活的终极目标^[6-7],是个人对生活质量的总体评价与内心状态的主观反馈^[6]。那么,人情消费如何影响农村居民的幸福感?是“浓缩”还是“稀释”,抑或是其他呢?本文对这一话题展开研究,以期加深对“人情消费”的认识,进一步理清“人情消费”之于中国农村的重要性,更对广大农村居民建构理性的人情交往具有启示性意义。

一、文献综述

近年来,伴随着对“唯 GDP 论”经济发展战略的反思,幸福感逐渐成为经济学的研究热点,并逐渐

收稿日期:2017-12-12

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“后金融危机时期我国经济发展方式研究”(10JZD0016)。

作者简介:吴清华(1983-),男,讲师,博士;研究方向:福利经济学,农业发展。

① 从过往文献来看,人情消费与人情往来、礼尚往来、人情支出及礼金支出等虽然在表述上有差异,但内涵基本一致,后文会出现一定程度的混用。

形成了新的交叉学科“幸福经济学”^[8]。众多学者致力于探讨影响幸福感的因素,伴随着Easterlin提出“收入-幸福悖论”,收入便成了学者们关注的焦点,从绝对收入到相对收入再到收入不平等,相关研究大量出现^[9-11]。其中,个体因素方面,诸如年龄、教育程度、婚姻、健康、住房状况、宗教信仰等也得到了众多关注^[6,12-14];外部因素同样被纳入研究范畴,包括失业、通货膨胀、环境污染、民主发育、政府质量等^[15-18]。综合来看,可以从两个方面来理解人情消费与主观幸福感的关系。一方面,人情消费指的是礼节上的互动与来往,现在常常指的是礼物、礼金的相互馈赠,是一项重要的家庭支出^[3,19],也被称为“人情支出”或“礼尚往来”;另一方面,人情消费并非简单的消费行为,而是一种社会性消费,在过往研究中往往与社会网络联系在一起,还经常作为社会网络的代理变量^[20]。为此,本文将从以上两个层面阐述过往文献所做的研究。

自20世纪70年代著名的“伊斯特林”悖论提出以来,收入如何影响幸福就成为学者关注的核心问题,而与之相关的消费研究成果较少。直到近年来,部分学者才真正开始意识到消费对幸福感的重要意义。Ahuvia指出消费才对效用产生直接影响,收入只是消费的代理变量^[21]。吴丽民等也指出消费是财富影响幸福感的中介因素,财富本身并不必然带来幸福,对财富的消费才是决定幸福的关键^[22]。在实证研究方面,胡荣华等利用2010年中国综合社会调查(CGSS)数据同样发现消费的“幸福效应”^[8],来自美国、德国等地区的证据也支持了消费对于幸福的重要价值^[23-24]。此外,许玲丽等利用CGSS2006数据,全面分析了货币因素对幸福感的作用机制,研究发现,相对于赚钱而言,花钱更有助于提升幸福感^[7]。然而,在探讨消费与幸福关系的相关研究中,聚焦农村居民的研究寥寥无几,且暂未发现专门考察人情消费与农村居民幸福感的研究。

社会网络俗称“关系”,与信任、规范一起被称为社会资本的主要内容^[25],是社会学和经济学研究的重要范畴。众多研究将“人情消费”作为社会网络的代理变量,研究这种非市场力量在资源配置中所发挥的作用^[19,26]。已有研究表明,社会资本会显著影响幸福感^[27-29]。其中,作为社会资本重要维度的社会网络同样备受关注^[30-31],但专门针对农村居民的相关研究却稍显不足。从过往文献来看,Yip等基于2004年山东的调查,探讨了社会资本对农村居民幸福感的影响,但并未关注社会网络^[32]。李树等基于CGSS2006数据发现社会关系会显著提高中国农村居民的幸福感^[18]。这一研究与本文具有较高的关联度,但李树等实质上探讨的是社会关系对幸福感的影响,对于社会关系的衡量选用的是“您家与下列各类人员打交道的频繁程度”^①^[18];而本文实质上关注的是人情消费,更为明确地说是人情消费数量与农村居民幸福感的关系,并重点考察人情消费对农村居民幸福感可能的非线性影响。此外,李树等在研究中所用的数据(CGSS2006)距今已有十余年^[18],本文运用2015年中国社会状况综合调查数据更具有时效性。

二、数据、变量与模型

1. 数据来源与说明

本文使用中国社会状况综合调查(Chinese social survey, CSS)2015年度数据,该项调查是由中国社会科学院社会学研究所于2005年发起的一项涵盖劳动就业、家庭及社会生活、社会态度等内容的纵贯抽样调查项目,目的在于获取转型时期中国社会变迁的数据资料,为社会科学研究和政府决策提供翔实而科学的基础信息。CSS2015年度数据利用第5次人口普查和第6次人口普查分市区市资料设计抽样框,采用多阶段分层概率抽样的入户访问方式,在全国的31个省份、151个县(区)、604个居(村)民委员会展开调查。本文关注的是人情消费与农村居民主观幸福感的关系,为此从数据中选取农业户籍样本,在对变量的缺失值、错误值等进行初步处理后,得到含有7389个观测值的基准样本。

2. 变量选择

(1)主观幸福感。本文的被解释变量为农村居民的主观幸福感。CSS2015问卷中通过向被访者询问“总的来说,我是一个幸福的人”,被访者的回答分别为“非常不幸福、不太幸福、一般、比较幸福、

① 打交道的人员,选项主要包括本村人、外村人、城里人以及各层级干部等。

非常幸福”,文中分别赋值为1~5的整数。如表1所示,在被访的7389位农村居民当中,回答“比较幸福”的比例最大,为40.61%,回答“一般”的比例次之,为26.96%,而回答“非常不幸福”的比例最小,为4.32%。进一步,通过表2的描述性统计发现,被访的农村居民主观幸福感平均水平为3.52,大致处于“一般”和“比较幸福”之间。

表1 被访农村居民主观幸福感的分布情况

主观幸福感	非常不幸福	不太幸福	一般	比较幸福	非常幸福	合计
频数	319	888	1992	3001	1189	7389
频率/%	4.32	12.02	26.96	40.61	16.09	100.00

(2)人情消费。本文的核心解释变量是人情消费,文中所用的衡量指标为家庭人均人情消费比例,即被访家庭2014年人情消费支出除以生活总消费支出。问卷向被访者询问了“2014年自家红白喜事支出、人情往来支出(如礼品、现金等)金额”,由此得到家庭人情消费支出指标;生活总消费金额则是由饮食支出、衣着支出、交纳房租支出、购房支出、各项(水、电、燃气、物业和取暖等)收费、家用电器购置支出、医疗保健支出、通讯支出、交通支出、教育支出、文化娱乐支出、赡养支出、人情支出以及其他支出等14项相加构成。样本范围内农村家庭2014年人情消费占总消费的平均水平为11.41%,这一结果与西南财经大学家庭金融调查(CHFS)2011年数据公布的结果基本一致,CHFS2011显示我国户均人情支出在家庭总收入比重为7.9%,其中农村家庭为11.4%。

(3)控制变量。依据CSS2015问卷,参考当前关于主观幸福感的研究,将一系列控制变量纳入实证分析。如表2所示,本文选取的控制变量主要包括年龄、年龄平方项、性别、教育程度、婚姻状态、政治面貌、收入水平、收入平方项、医疗保险、社会评价等。考虑到不同地区(省份)农村居民人情消费情况可能存在差异,故以虚拟变量控制地区(省份)效应。需要作出说明的是,文中所有实证分析均运用Stata13.1软件进行处理,考虑到模型可能存在异方差,如无特殊说明,实证结果均汇报经过Robust命令校正的稳健标准误差。

表2 描述性统计

类别	变量	变量定义	观测值	平均值	标准差
被解释变量	主观幸福感	非常不幸福=1;不太幸福=2;一般=3;比较幸福=4;非常幸福=5	7389	3.52	1.04
	生活满意度*	总体来说,您对生活的满意度 1分表示非常不满意,10分表示非常满意	7370	6.33	1.97
核心解释变量	人情消费	2014年被访家庭人均人情消费比例	7325	0.11	0.14
	人情消费平方	验证是否存在“拐点”	7325	0.03	0.08
	年龄	被访者实际年龄	7395	46.60	13.57
	年龄平方项/100	关注年龄可能的非线性影响	7395	23.55	12.31
	性别	男=1;女=0	7395	0.45	0.50
	教育程度	未上学=1;小学=2;初中=3;高中=4;中专=5;职高=6;大专=7;本科=8;研究生=9	7386	7.50	4.11
控制变量	婚姻状态	未婚=1;在婚=2;离异或丧偶=3	7388	1.97	0.37
	政治面貌	党员=1;非党员=0	7376	0.11	0.31
	宗教信仰	有=1;无=0	7386	0.17	0.37
	收入水平	被访者家庭人均收入的自然对数	6991	10.29	1.43
	收入平方	关注收入水平可能的非线性影响	6991	107.97	23.92
	医疗保险	有=1;无=0	7395	0.91	0.29
	社会评价	您对社会的总体评价 非常不好=1,非常好=10	7373	6.44	1.67

注:* 变量用于后文的稳健性检验。

3.模型设定

主观幸福感是离散型的排序数据(Order Data),本文遵循国内外研究文献的通用处理方式,采用

有序概率模型(Ordered Logit 或 Ordered Probit)^①进行回归^[23]。

$$Happiness_i = \alpha + \beta Gift_i + \delta Gift_i^2 + \gamma Z_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中 $Happiness_i$ 表示第 i 个农村居民的主观幸福感, $Gift_i$ 表示第 i 个农村居民家庭人情消费, $Gift_i^2$ 表示人情消费的平方项, Z_i 为控制变量(包括年龄、性别、教育程度、婚姻状况、医疗保险、社会评价等)。 α 、 β 、 δ 为待估参数, γ 则为控制变量对应的待估系数的向量, ϵ_i 为随机扰动项。

O-Logit 模型将农民工的幸福感受为排序变量看待, 需要使用潜变量推导出 MLE(极大似然估计)估计量。 $Happiness_i^*$ 是潜变量, 当 $Happiness_i^*$ 低于临界值 C_1 时, 居民感到非常不幸福($Happiness_i = 1$), 高于 C_1 但低于 C_2 时, 感到不太幸福($Happiness_i = 2$), 以此类推, 当 $Happiness_i^*$ 高于 C_4 时, 居民感到非常幸福($Happiness_i = 5$)。如式(2)所示:

$$Happiness_i = \begin{cases} 1, Happiness_i^* \leq C_1 \\ 2, C_1 < Happiness_i^* \leq C_2 \\ \dots \dots \\ 5, C_4 < Happiness_i^* \end{cases} \quad (2)$$

假设 ϵ_i 服从于 Logistic 分布, X 表示所有解释变量, $\Phi(\cdot)$ 表示累积分布函数, 则 $Happiness_i$ 可以表示为:

$$\begin{aligned} P(Happiness_i = 1) &= \Lambda(C_1 - X\beta) \\ P(Happiness_i = 2) &= \Lambda(C_2 - X\beta) - \Lambda(C_1 - X\beta) \\ \dots \dots \dots \dots \\ P(Happiness_i = 5) &= 1 - \Lambda(C_4 - X\beta) \end{aligned} \quad (3)$$

由于 O-Logit 模型估计出的系数并不直观, 只能从显著性和参数符号方面给出有限的信息, 因此, 在实证分析中汇报的是各解释变量对主观幸福感影响的边际效应。对于各解释变量 X 对农村居民汇报“非常幸福”(即 $Happiness_i = 5$) 的边际影响, 可以表述为:

$$\partial P(Happiness_i = 5) / \partial X = \beta \Lambda(C_4 - X\beta) \quad (4)$$

三、实证结果与分析

1. 人情消费会影响农村居民的幸福感吗?

如表3所示, 本文同时运用普通最小二乘法(OLS 回归)^②和 O-Logit 模型进行估计。其中, 第(1)~(4)列将人情消费作为核心解释变量, 第(5)~(8)列将人情消费及其平方项共同纳入模型作为核心解释变量。此外, 第(1)、(3)、(5)、(7)各奇数列纳入模型的是核心解释变量与控制变量, 第(2)、(4)、(6)、(8)各偶数列在奇数列的基础上加入了地区虚拟变量。从前四列来看, OLS 回归和 O-Logit 模型的结果均显示, 人情消费对农村居民幸福感有正向影响, 估计结果具有统计层面的显著性, 在加入地区虚拟变量后结果保持一致。其中, 第(4)列的结果表明, 人情消费每增加1个单位, 即人情消费比例增加1%, 农村居民汇报“非常幸福”的概率提高4.1%。从加入人情消费平方项的后四列来看, 人情消费与农村居民幸福感依然显著正相关, 而人情消费的平方项对农村居民幸福感存在显著负向影响。这表明人情消费对农村居民幸福感的影响呈“倒U型”分布, 即在初始阶段, 伴随着人情消费的增加, 农村居民幸福感呈上升趋势; 当人情消费接近或达到临界值时, 其对农村居民幸福感的影响会非常微弱甚至没有影响; 当人情消费超过临界值后, 农村居民幸福感会随着人情消费的增加而下降。

① 本文余下部分中 Ordered Logit 模型、Ordered Probit 模型, 分别被简称“O-Logit”模型、“O-Probit”。

② Ferrer 在研究中指出, 对于主观幸福感的研究, OLS 估计和排序选择模型显著性和系数的符号具有较高程度的一致性^[9]。为此, 本文同时汇报了 OLS 回归和 O-Logit 模型结果。当然, 这样还能形成相互比较、相互对照, 有助于判别回归结果的稳健性。

表 3 人情消费对农村居民主观幸福感的影响

N=6 904

变量	OLS 回归		O-Logit 模型		OLS 回归		O-Logit 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
人情消费	0.227** (2.56)	0.155* (1.69)	0.059*** (2.72)	0.041* (1.79)	0.710*** (3.44)	0.492** (2.31)	0.177*** (3.61)	0.121** (2.41)
人情消费平方	—	—	—	—	-0.867*** (-2.60)	-0.594* (-1.74)	-0.212*** (-2.67)	-0.143* (-1.75)
年龄	-0.049*** (-6.92)	-0.048*** (-6.83)	-0.012*** (-6.89)	-0.012*** (-6.68)	-0.049*** (-6.84)	-0.048*** (-6.71)	-0.012*** (-6.96)	-0.012*** (-6.71)
年龄平方	0.051*** (6.92)	0.050*** (6.78)	0.013*** (6.94)	0.012*** (6.70)	0.052*** (6.78)	0.050*** (6.61)	0.013*** (7.00)	0.012*** (6.73)
性别(男性=1)	-0.079*** (-3.20)	-0.070*** (-2.88)	-0.018*** (-3.08)	-0.017*** (-2.84)	-0.078*** (-3.18)	-0.070*** (-2.86)	-0.018*** (-3.07)	-0.017*** (-2.85)
教育程度	0.044*** (4.45)	0.040*** (4.04)	0.009*** (4.24)	0.008*** (3.64)	0.043*** (4.70)	0.040*** (4.29)	0.009*** (4.20)	0.008*** (3.64)
未婚为参照								
再婚	0.299*** (5.16)	0.286*** (4.95)	0.056*** (4.92)	0.053*** (4.63)	0.295*** (4.86)	0.282*** (4.68)	0.055*** (4.84)	0.053*** (4.57)
离异/丧偶	-0.067 (-0.86)	-0.074 (-0.96)	-0.017 (-1.21)	-0.018 (-1.24)	-0.066 (-0.79)	-0.073 (-0.87)	-0.017 (-1.21)	-0.018 (-1.23)
政治面貌(党员=1)	0.158*** (3.46)	0.163*** (3.60)	0.037*** (3.45)	0.040*** (3.80)	0.156*** (3.69)	0.162*** (3.85)	0.036*** (3.42)	0.040*** (3.77)
宗教(是=1)	0.009 (0.28)	0.042 (1.20)	0.005 (0.59)	0.014 (1.56)	0.014 (0.42)	0.043 (1.16)	0.006 (0.75)	0.014 (1.59)
收入水平	0.139*** (4.71)	0.142*** (4.78)	0.031*** (3.75)	0.032*** (3.97)	0.141*** (4.32)	0.143*** (4.47)	0.031*** (3.82)	0.033*** (4.02)
收入平方	-0.014*** (-8.07)	-0.015*** (-8.12)	-0.003*** (-6.89)	-0.003*** (-7.12)	-0.015*** (-7.61)	-0.015*** (-7.72)	-0.003*** (-6.98)	-0.003*** (-7.18)
医疗保险(有=1)	0.112*** (2.69)	0.111*** (2.65)	0.026*** (2.64)	0.026*** (2.72)	0.108** (2.55)	0.109** (2.55)	0.025** (2.55)	0.026*** (2.66)
社会评价	0.105*** (14.44)	0.095*** (12.81)	0.028*** (13.65)	0.025*** (11.93)	0.105*** (12.87)	0.094*** (11.35)	0.028*** (13.58)	0.025*** (11.88)
常数	3.275*** (16.05)	3.418*** (16.32)	—	—	3.273*** (15.24)	3.411*** (15.82)	—	—
地区效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
R ² /Pseudo R ²	0.089	0.111	0.034	0.044	0.090	0.112	0.034	0.044
χ ²	—	—	573.838	833.317	—	—	585.081	838.104

注:括号内为稳健标准差校正过的 t 统计量,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 置信水平下显著。

$$\begin{aligned} \partial P(Happiness_i = 5) / \partial Gift_i &= 2 \times \delta \times Gift_i + \beta \\ &= 2 \times (-0.143) \times Gift_i + 0.121 \end{aligned} \tag{5}$$

如式(5)所示,根据第(8)列结果可以得出,当人情消费处于均值位置,即人情消费为 11.41%时,农村居民汇报“非常幸福”的概率显著提高 8.8%。此外,还可以大致计算出,当人情消费为 5%、10%、20%时,农民汇报“非常幸福”的概率分别显著提高 10.67%、9.24%和 6.38%。进一步还得出,人情消费与农村居民幸福感“倒 U 型”关系的“拐点”(以下部分简称为“拐点”)大约为 42.31%,第(6)列的 OLS 回归计算得出的“拐点”约为 41.41%,两者非常接近,也验证了结果的可信度。这一结果表明,一旦人情消费占家庭总消费支出的比例超过 42%,人情消费将会对农村居民的幸福感产生显著的负面影响。根据 CSS2015 数据可知,样本范围内有 309 个农村居民人情消费超过 42%,占总体比例约为 4.22%。进一步来看,人情消费超过 30%的农村居民有 622 个,占总体比例仅为 8.49%。这意味着,绝大部分农村居民其人情消费处于“倒 U 型”曲线的左侧,即处于人情消费具有福利效应的良好状态。

控制变量方面,绝大多数变量也会显著影响主观幸福感,且估计结果与以往文献基本一致。根据第(8)列结果来看,年龄对主观幸福感的影响呈现“U 型”,这一结果与 Alesina 等^[16]的结论一致;收入

水平对农村居民主观幸福感的影响呈现“倒U型”分布态势,这与“伊斯特林悖论”吻合,即农村居民主观幸福感并不随收入的增长而持续增加,也与张学志等^[11]研究结论一致;女性比男性主观幸福感水平更高^[4],教育程度对主观幸福感在1%置信水平有显著正向影响^[12];党员的主观幸福感比非党员要更高;拥有医疗保险的农村居民幸福感更高^[33];相比于未婚农村居民,在婚农村居民的主观幸福感更强^[12]。此外,社会评价水平越高,农村居民的主观幸福感更高,而宗教对农村居民幸福感影响不显著。当然,考虑到控制变量可能有潜在的内生性问题,不对这些变量的结果进行过多的讨论与引申。

2. 人情消费对农村居民幸福感影响的稳健性检验

为了验证实证结果的可信度,本文通过两种方式展开稳健性检验。其一,将估计方法由原来的OLS回归和O-Logit模型替换为O-Probit模型;其二,将被解释变量由原来的主观幸福感替换为生活满意度,并利用O-Logit模型进行回归。

表4 稳健性检验

变量	O-Probit 模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)
人情消费	0.177*** (3.48)	0.120** (2.29)	0.037* (1.95)	0.038** (1.98)
人情消费平方	-0.216*** (-2.64)	-0.144* (-1.73)	-0.044* (-1.75)	-0.047* (-1.79)
年龄	-0.012*** (-6.68)	-0.012*** (-6.57)	-0.004*** (-6.32)	-0.005*** (-6.36)
年龄平方	0.013*** (6.69)	0.012*** (6.54)	0.005*** (6.42)	0.005*** (6.56)
性别(男性=1)	-0.020*** (-3.20)	-0.018*** (-2.94)	-0.004* (-1.72)	-0.004 (-1.58)
教育程度 未婚为参照	0.010*** (4.35)	0.009*** (3.87)	0.004*** (4.86)	0.005*** (5.14)
在婚	0.060*** (5.01)	0.057*** (4.79)	0.014*** (2.85)	0.012** (2.40)
离异/丧偶	-0.012 (-0.80)	-0.013 (-0.88)	-0.006 (-1.02)	-0.007 (-1.08)
政治面貌(党员=1)	0.041*** (3.71)	0.043*** (3.91)	0.016*** (4.05)	0.016*** (3.88)
宗教(是=1)	0.005 (0.54)	0.013 (1.36)	0.004 (1.11)	0.001 (0.29)
收入水平	0.036*** (4.43)	0.037*** (4.58)	0.013*** (4.37)	0.014*** (4.81)
收入平方	-0.004*** (-7.54)	-0.004*** (-7.68)	-0.002*** (-7.99)	-0.002*** (-8.43)
医疗保险(有=1)	0.027*** (2.64)	0.027*** (2.65)	0.010** (2.55)	0.009** (2.16)
社会评价	0.026*** (12.80)	0.024*** (11.32)	0.024*** (17.64)	0.022*** (16.98)
地区效应	No	Yes	No	Yes
Pseudo R ²	0.033	0.042	0.052	0.059
c ²	561.411	787.366	1 138.651	1 406.980
N	6 904	6 904	6 887	6 887

注:括号内为稳健标准差校正过的t统计量,***、**、*分别代表在1%、5%、10%置信水平下显著。篇幅所限,地区效应的实证结果,本文未列出,有兴趣的读者可以向作者索取。

如表4所示,将估计方法替换为O-Probit模型后,人情消费与农村居民幸福感仍然呈“倒U型”关系,且人情消费对农村居民幸福感在5%置信水平显著,人情消费平方项对农村居民幸福感在10%置信水平显著。经测算,人情消费对农村居民幸福感影响的“拐点”位置大致在41.67%,与前文OLS回归和O-Logit模型估计结果保持一致。同时,将主观幸福感替换为生活满意度后,人情消费对农村

居民幸福感的影响呈“倒 U 型”依然成立,且影响的“拐点”约为 40.43%,与上文结果略有差异但基本接近。此外,各控制变量的估计结果与前文基本一致,此处不再赘述。

通过两种方式的稳健性检验,人情消费与农村居民主观幸福感呈“倒 U 型”关系的实证结果得到更加充分地证明。结合上文,可以作出判断,当前绝大多数农村居民的人情消费处于“倒 U 型”曲线的左侧,人情消费在很大程度上呈现“福利效应”,即人情消费的适度增加有助于提升农村居民的幸福感。但是,一旦人情消费出现过度“货币化”倾向,达到甚至超过临界值,极易导致农村居民的幸福感下降。

3. 人情消费对农村居民幸福感影响的群体差异性

上述分析已经表明,人情消费与农村居民幸福感呈“倒 U 型”关系,样本范围内有 4.22% 的农村居民人情消费处于“倒 U 型”曲线右侧。然而,这只是人情消费对农村居民幸福感影响的平均水平,不同类型的农村居民受到人情消费的影响很可能存在差异。为此,本文从地区、婚姻、收入、年龄、政治面貌等五个角度分组^①,通过描述人情消费超过“拐点”的比例(见图 1),探究人情消费对不同群体影响的差异性,以期得到更为细致的研究结论。

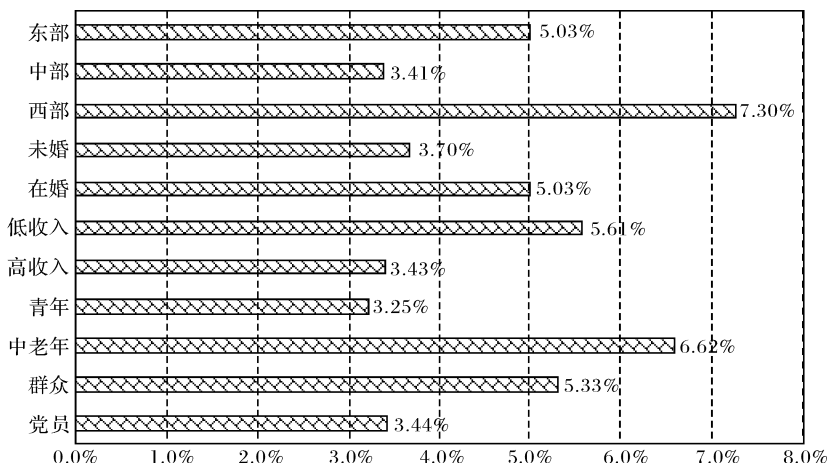


图 1 不同类型农村居民人情消费超过“拐点”的比例

地区层面来看,中部地区农村居民的人情消费超过“拐点”的比例最低,为 3.41%;东部地区次之,为 5.03%;相比之下,西部地区超过“拐点”的比例最高,达到了 7.30%,说明西部地区有 7.30% 的农村居民因为人情消费而导致幸福感下降。婚姻方面,未婚的农村居民人情消费超过“拐点”的比例明显偏低,仅为 3.70%,而在婚的农村居民超过“拐点”的比例则为 5.03%。收入层面,高收入组的农村居民中超过“拐点”的比例仅为 3.43%,而低收入组超过“拐点”的比例则高达 5.61%。年龄方面,45 岁及以下农村居民超过“拐点”的比例相对较低,为 3.25%;而 45 岁以上的农村居民超过“拐点”的比例高达 6.62%。政治面貌方面也存在明显的差异,党员中人情消费超过“拐点”的比例仅为 3.44%,而普通群众人情消费超过“拐点”的比例则为 5.33%。

通过分类比较发现,各类型农村居民的人情消费超过“拐点”的比例的确存在显著差异,这其中存在现实的自洽性逻辑。近年来,人情消费的“货币化”与“工具化”趋势愈发明显,不仅人情名目越来越多,而且奢侈浪费以及攀比现象比比皆是。然而,在农村这一特殊的“关系”场域之下,人情消费似乎还让人避之不及,这就给农村居民,尤其是低收入群体带来沉重的经济负担。进一步来看,西部地区经济发展相对落后,传统的以血缘和地缘为基础的人情传统社会氛围更加浓厚,表现为该地区人情消

^① 地区分组方面,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南 12 个省级行政单位;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 9 个省级行政单位;西部地区则包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 10 个省级行政单位,暂时缺乏中国港澳台地区的数据。当然,这仅限于学术方面的处理。收入分组方面,以平均值为分割点,平均值以下为低收入组,平均值及以上为高收入组。年龄分组方面,45 岁及以下为青年组,45 岁以上为中老年组。

费超过“拐点”的比例明显高于东部和中部地区。同样,中老年群体、已婚群体人际关系相对复杂,需“应付”、“照顾”的人情关系要多于青年群体及未婚群体。

党员超过“拐点”的比例低可能有两方面的原因:(1)党员是一种特殊的社会身份,身为党员要讲究党性修养、做到修身律己,发挥模范带头作用。虽然人情消费是人之常情,但坚守纪律底线,抵御人情腐蚀,是最起码的底线;(2)身为党员还要接受组织监督,尤其是在中央“八项规定”出台之后,各地对于一些“越界”的党员加大了处罚力度,在一定程度上降低了党员人情消费支出的比例。

四、结论与启示

本文使用CSS2015数据,将人情消费作为礼尚往来的代理变量,系统考察了人情消费对农村居民主观幸福感的影响。研究表明:第一,人情消费与农村居民幸福感呈现典型的“倒U型”关系,“拐点”位置出现在家庭人情消费占总消费支出的比例约为42%,样本范围内,仅有4.22%的农村居民超过“拐点”,绝大多数农村居民处于“倒U型”曲线的左侧,且与“拐点”有一定距离。这一结果在调整估计方法、替换被解释变量后依然成立。第二,人情消费对农村居民幸福感的平均边际效应为8.8%,即当人情消费位于均值处(11.41%),农村居民汇报“非常幸福”的概率显著提高8.8%。第三,人情消费对农村居民幸福感的影响表现出鲜明的群体差异。西部地区、低收入、已婚、中老年群体人情消费超过“拐点”的比例更高,同时,党员超过“拐点”的比例则明显低于广大群众。

综上所述,中国农村的人情消费处于相对良性的发展轨道,绝大多数农村居民因人情消费的增加而使幸福感有所提升。不过,需要引起重视的是,一旦人情消费过“度”,也极易成为农村居民的经济和心理负担。这一点说明应理性看待农村中的人情消费。人情消费虽不像一些媒体报道中所言的如洪水猛兽般可怕,但必须承认人情消费早已不只是互惠性、公平性的情感表达,对于部分农村居民,已成为沉重的经济负担。

人情消费作为数千载的历史文化传承,具有深厚的历史底蕴与文化基础。对于农村居民而言,短期内,脱离甚至根除人情消费是不可能也是不可取的。实质上,当前问题的关键在于防止或遏制人情消费的过度“货币化”、“功利化”倾向,使人情消费回归情感性、互惠性、公共性的价值本源。具体可以采取以下措施:首先,营造良好的社会风气,减少“吃喝风”、“酒席风”等大操大办、奢侈浪费行为,减轻农村居民尤其是低收入群体的经济负担。在这方面,尤其要发挥党员同志的模范带头作用,努力带动农村居民形成自我约束机制。其次,通过完善公共管理制度建设,弱化人情关系的农村居民交往过程中的寻租等负面社会行为。最后,提高农村公共服务水平,推进农村基层综合公共服务资源优化整合,丰富农村居民,尤其是中老年群体的精神文化生活。

参 考 文 献

- [1] 费孝通. 乡土中国[M]. 北京:人民出版社,2008.
- [2] BIAN Y. Bringing strong ties back in: indirect ties, network bridges, and job searches in China[J]. American sociological review, 1997, 62(3): 366-385.
- [3] 周广肃, 马光荣. 人情支出挤出了正常消费吗? ——来自中国国家户数据的证据[J]. 浙江社会科学, 2015(3): 15-26, 156.
- [4] 陈刚, 李树. 政府如何能够让人幸福? ——政府质量影响居民幸福感的实证研究[J]. 管理世界, 2012(8): 55-67.
- [5] 贺雪峰. 论熟人社会的人情[J]. 南京师大学报(社会科学版), 2011(4): 20-27.
- [6] FREY B S, STUTZER A. What can economists learn from happiness research? [J]. Journal of economic literature, 2002(40): 402-435.
- [7] 许玲丽, 龚美, 艾春荣. 幸福, 赚钱还是花钱? [J]. 财经研究, 2016(6): 17-26.
- [8] 胡荣华, 孙计领. 消费能使我们幸福吗[J]. 统计研究, 2015(12): 69-75.
- [9] FERRER-I-CARBONELL A. Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect[J]. Journal of public economics, 2005, 89(5/6): 997-1019.
- [10] CLARK A E, FRIJTERS P, SHIELDS M A. Relative income, happiness, and utility: an explanation for the easterlin paradox and other puzzles[J]. Journal of economic literature, 2008, 46(1): 95-144.

- [11] 张学志,才国伟. 收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据[J]. 管理世界,2011(9):63-73.
- [12] BLANCHFLOWER D G,OSWALD A J. Well-being over time in Britain and the USA[J]. Journal of public economics,2004,88(7/8):1359-1386.
- [13] DIETZ R D,HAURIN D R. The social and private micro-level consequences of homeownership[J]. Journal of urban economics, 2003,54(3):401-450.
- [14] BROWN P H,TIERNEY B. Religion and subjective well-being among the elderly in China[J]. The journal of socio-economics, 2009,38(2):310-319.
- [15] TELLA R D,MACCULLOCH R J,OSWALD A J. Preferences over inflation and unemployment:evidence from surveys of happiness[J]. American economic review,2001,91(1):335-341.
- [16] ALESINA A,TELLA R D,MACCULLOCH R. Inequality and happiness:are Europeans and Americans different? [J]. Journal of public economics,2004,88(9/10):2009-2042.
- [17] STADELMANN-STEFFEN I,VATTER D. Does satisfaction with democracy really increase happiness? Direct democracy and individual satisfaction in Switzerland[J]. Political behavior,2012,34(3):535-559.
- [18] 李树,陈刚.“关系”能否带来幸福? ——来自中国农村的经验证据[J].中国农村经济,2012(8):66-78.
- [19] 杭斌.人情支出与城镇居民家庭消费——基于地位寻求的实证分析[J].统计研究,2015(4):68-76.
- [20] 杨汝岱,陈斌开,朱诗娥.基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J].经济研究,2011(11):116-129.
- [21] AHUVIA A C. Consumption,income and happiness[M]. Cambridge ;Cambridge University Press,2017.
- [22] 吴丽民,袁山林.幸福视角划分消费类型的理论构想与实证解析[J].财经论丛,2012(6):99-105.
- [23] ZIMMERMANN S. The pursuit of subjective well-being through specific consumption choice[J]. Social science electronic publishing,2014(9):1-54.
- [24] NOLL H H,WEICK S. Consumption expenditures and subjective well-being:empirical evidence from Germany[J]. International review of economics,2015,62(2):101-119.
- [25] PUTNAM R D,LENARDI R,NONETTI R Y. Making democracy work:civic traditions in modern Italy[M].Princeton;Princeton University Press,1993.
- [26] 赵剑治,陆铭.关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J].经济学(季刊),2010(1):363-390.
- [27] HELLIWILL J F,PUTNAM R D. The social context of well-being[J]. Philosophical transactions of the royal society of London, 2004,359(1449):1435-1446.
- [28] SARRCINO F. Social capital and subjective well-being trends:comparing 11 western European countries[J]. The journal of socio-economics,2010,39(4):482-517.
- [29] RODRIGUEZ-POSE A,BERLEPSCH V V. Social capital and individual happiness in Europe[J]. Journal of happiness studies, 2013,15(2):357-386.
- [30] LEUNG A,KIER C,FUNG T,et al. Searching for happiness:the importance of social capital[M].Berlin;Springer Netherlands, 2013.
- [31] 李平,朱国军.社会资本、身份特征与居民幸福感——基于中国居民社会网络变迁的视角[J].经济评论,2014(6):113-125.
- [32] YIP W,SUBRAMANIAN S V,MITCHELL A D,et al. Does social capital enhance health and well-being? Evidence from rural China[J].Social science & medicine,2007,64(1):35-49.
- [33] 鲁元平,王军鹏,王品超.身份的幸福效应——基于党员的经验证据[J].经济学动态,2016(9):29-40.
- [34] 秦立建,陈波.医疗保险对农民工城市融入的影响分析[J].管理世界,2014(10):91-99.

(责任编辑:陈万红)