

就业状况对人情消费的影响

——基于 CGSS2010 的实证研究

杨 森

重庆工商大学 法学与社会学学院, 中国·重庆 400067

【摘 要】近年来,随着社会经济发展和人民生活水平的提高,人情消费日益成为居民消费支出的重要组成部分。本文通过同群效应、地位寻求、风险分担等理论说明了就业状况对于人情消费的影响作用。基于 CGSS2010 数据,本文从微观层面探讨了社会阶层对居民人情消费的影响。实证结果显示,社会阶层对居民人情消费具有显著的正相关影响,同时,不同人群的就业状况对人情消费具有异质性。

【关键词】就业状况;人情消费;CGSS;同群效应

【基金项目】本文为重庆市重庆工商大学科研创新项目“农村彩礼异化对农户贫困脆弱性的影响研究——以河南省滑县脱贫地区为例”(yjscxx2021-112-36)阶段性成果。

引言

随着经济社会的发展,我国居民的消费水平不断提升,自 2019 年中央农办等 11 个部门颁布《关于进一步推进移风易俗建设文明乡风的指导意见》以来,各地在改善农村陋习现状,加强文明乡风建设方面的工作都取得了显著成效,但是天价彩礼、名目繁多的人情礼金等问题依然存在^[1]。据 2019 年腾讯理财通《90 后理财与消费报告》,在“90”后人群的消费结构中,人情消费高居第三,大部分调查样本都有来自人情消费的压力。

影响我国居民的人情消费因素众多,而近几年来分析影响我国人情消费的因素既存在于社会层面,也存在于个人层面,人情消费作为居民重要的一个消费支出,就业状况作为一个多层面的因素,其对人情消费存在重要的影响。本文基于 CGSS2010 数据,通过既有文献,分析了就业状况对于人群消费影响的理论机制,并进行了实证分析。

1 理论分析及研究假设

对于人情消费的动机,从理论上分析,就业状况可以从以下几个方面对人情消费产生影响。

1.1 同群效应

由于消费具有同群效应,即消费者的消费行为往往会受到周围其他人的影响,因此人情消费也不例外。就业状况恰恰决定了人们的社交网络是处于哪一人群的,因此基于同群效应社会阶层会影响人们的人情消费^[2]。

1.2 地位寻求

在现代社会,人情消费已经不再是单纯的“份子钱”,礼钱的多少同时也代表了社会地位的高低,社会地位往往也决定了社会财富的多少,人们为了结识和进入更高的阶层,实现某种利益,以及通过人情消费跨越阶级,获得更好的工作,高额的人情往来成为其手段之一^[3]。

1.3 风险分担

不同的就业状况的人对于风险分担的作用不同,不同工作类型的人们社会资本和经济财富也往往不同,他们在进行人情交往的过程中可以支配更多的财富和社会资本,他们通过人情消费来帮助较低社会阶层抵御风险时则更有能力^[4]。因此,从防范风险的角度看,人情社会的交换是风险防范的一种方式,人情社会交换的过程也就是买保险的过程。人情交换越频繁,就意味着

买保险越多,防范风险的能力越强,也就越安全^[5],就业状况不同的人所能购买的这种保险的能力也不尽相同。

综上所述,提出一下研究假设:

假设一:就业状况对居民的人情消费支出具有正向影响作用;

假设二:就业类型对居民的人情消费支出具有影响作用。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文所使用的调查数据来源于中国人民大学中国调查与数据中心主持的中国综合社会调查,CGSS 系统、全面地收集社会、社区、个人多个层次的数据,本文采用的是 CGSS2010 数据,其中包含了人情消费和人们的就业状况。

2.2 变量设置

本研究的被解释变量是人情消费,CGSS (2010) 中含有“人情消费支出”(C2I3) 这一项,本文借鉴了陈建英等(2020) 的方法,设置三个指标来衡量居民人情消费状况:第一,RQ 为人情送礼支出的金额;第二,RQR 为人情送礼支出占总消费的比例;第三,DumRQ 为虚拟变量,若人情送礼支出数额大于 0,则赋值为 1,否则为 0^[6]。

解释变量是就业状况,选取两个指标来进行衡量,第一个采用 CGSS (2010) 中的问题“您上一周是否为了取得收入而从事了一小时以上的劳动?”,将其设置为虚拟变量 Work,如果回答“是”、“带薪休假,学习、临时停工或季节性歇业等”、“带薪休假,学习、临时停工或季节性歇业等”设置为 1,“未从事任何以获得经济收入为目的的工作”设置为 0,第二个变量 Worktype 采用问题“您目前工作的单位或公司的单位类型”来衡量不同类型的就业状况。

以居民性别、年龄、教育程度、户籍、社会阶层、经济地位作为控制变量,具体操作化如表 1。

2.3 计量模型

为检验就业状况对居民人情消费的影响,本文构建了如下的回归模型:

$$RQ = a_0 + a_1 Work + \sum a_i Control + \varepsilon \quad (1)$$

$$RQR = \beta_0 + \beta_1 Work + \sum \beta_i Control + \varepsilon \quad (2)$$

$$DumRQ = y_0 + y_1 Work + \sum Y_i Control + \varepsilon \quad (3)$$

在模型(1)－(3)中,被解释变量分别为人情消费RQ和人情消费占比RQR,解释变量是就业状况Work, $\sum a_i Control$ 为一系列控制变量,具体包括:性别(Genger)、年龄(Age)、户籍(Residence)、教育程度(Education)、经济地位(Rank)、社会阶层(Status)。变量的定义方式如表1所示。 a_1 、 β_2 、 y_1 、为估计系数, a_0 、 β_0 、 y_0 、为常量, ε 为随机扰动项。构建DumRQ这一虚拟变量,设置模型(3)为Logit模型。

4 实证结果

表2报告了回归分析结果,当被解释变量是RQ时,第(1)列就业状况的估计系数为正,在1%的水平上通过统计检验,这说明相比未就业的人群,已就业人群更有可能产生人情消费支出。在工作中人们可能会接触到更多的人,可能产生更多的互动,那么相比那些待业的人群来说,他们在日常生活和工作中更倾向于产生人情消费。当解释变量是RQR时,第(2)列是否就业(Work)也通过了1%水平上的统计检验,RQConR是人情消费与总消费支出之比,这说明了就业人群比待业人群可能产生更多的人情消费支出,由于人们的就业状况和职业类型会影响社会阶层,从而会通过同群效应的影响对于人们的社会交往产生带动作用,并且社会阶层能够通过阶层差异进行风险分担,这更加增强了居民通过人情消费构建社会网络以实现风险分担的动机。实证结果也支持了上文所述的理论预期,即就业状况对于居民人情消费具有显著的影响作用。最后,观察logit模型回归结果可知,DumRQ的估计系数均在1%的水平上显著为正,据此本文推测,待业人群由于缺少工作上的社会互动和联系,这减弱了居民通过人情消费构建社会网络以实现风险分担的动机。此外,从表2第(4)列中可以看出,不同职业的居民对人情消费支出具有影响作用。

在控制变量方面,Rank的估计系数均在1%的水平上显著为正,说明主观的经济地位评价与人情消费正相关;Status的估计系数为正,也通过了1%水平下的显著性检验,说明社会阶层对人情消费有着正向影响;Education通过了1%水平的检验,说明了受教育程度对于人情消费支出有着正向的影响,而受教育程度往往与社会阶层和经济地位有着密切的联系,这也佐证了上述两个变量;Residence估计系数均通过了1%水平的统计检验,说明非农业户口的样本人情消费更高。

5 结论与启示

近年来,社会中的过度人情消费问题备受关注。虽然已有文献从社会、经济、家庭和个体特征等方面分析了影响居民人情消费的因素以及其对人情消费的影响状况,但是鲜有文献从就业状况出发,探讨其对人情消费的影响,鉴于此,本文基于CGSS2010数据,通过实证分析,研究了就业状况对居民人情消费的影响,得到以下结论:即就业状况对居民人情消费具有显著的正向影响,即就业比待业人群更可能进行人情消费。

总体而言,本文的研究结论表明就业状况会对居民人情消费产生显著的影响,这对现有文献进行了有益地补充。此外,本文的研究对抑制过度人情消费的现象也具有一定的启示意

义:一方面,由于人群消费具有同群效应,因此要教育、引导和帮助居民切实转变观念,树立节俭文明新风尚,营造健康的社会风气,减少多度的人情消费给人们带来的经济负担和恶劣影响;另一方面,要完善正式的社会保障制度,健全相关机制,减弱居民通过人情消费去构建和维系社会网络的动机,为居民提供多渠道的社会网络帮助。

表2 就业状况与人情消费回归分析

	(1) RQ	(2) RQR	(3) DumRQ	(4) RQ
Work	303.758*** (86.562)	0.006*** (0.002)	0.698*** (0.061)	
Worktype				156.660** (52.822)
Age	-0.687 (1.211)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	8.118** (2.569)
Education	115.757*** (16.447)	-0.001*** (0.000)	0.087*** (0.011)	114.592*** (29.786)
Gender	111.341 (84.171)	0.002 (0.002)	0.003 (0.065)	-17.284 (161.395)
Residence	90.817 (85.659)	-0.011*** (0.002)	0.234*** (0.057)-	300.629* (153.297)
Rank	142.992*** (25.928)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.020)	207.668*** (51.620)
Status	587.216*** (57.444)	0.008*** (0.001)	0.084* (0.043)	864.802*** (113.094)
_cons	-1092.786*** (222.729)	0.056*** (0.004)	2.239*** (0.159)	-2502.988*** (476.887)
N	11783	11772	11783	4599

注:括号内为标准误;***, **, *分别表示在1%, 5%和10%的水平上显著(下同)。

参考文献:

- [1] 耿羽,王德福. 类型比较视野下的中国村庄“人情”研究[J]. 青年研究, 2010(04): 14-23+94.
- [2] 刘艳瑞. 居民消费行为的同群效应: 理论假设与实证检验[J]. 商业经济研究, 2020(20): 43-46.
- [3] 杭斌,曹建美. 中国农户的人情支出行为研究——基于收入不平等和社会地位寻求视角[J]. 统计与信息论坛, 2017, 32(05): 116-122.
- [4] 李伟民. 论人情——关于中国人社会交往的分析和探讨[J]. 中山大学学报(社会科学版), 1996(02): 57-64.
- [5] 冯必扬. 人情社会与契约社会——基于社会交换理论的视角[J]. 社会科学, 2011(09): 67-75.
- [6] 陈建英,张欢,杜勇. 宗教信仰与居民人情消费——基于CGSS微观数据的实证研究[J]. 中国经济问题, 2020(02): 123-136. DOI: 10.19365/j.issn1000-4181.2020.03.09.

作者简介:

杨森(1995,8-),河南省林州市,重庆工商大学法学与社会学学院硕士研究生。