

网络消费渠道对大学生传统文化认同 符号消费的影响及其机制研究

罗振男^{*}

摘要:在数字经济时代,具有历史深度和传统积淀的正能量文化在网络空间中出现;与此同时,数字技术完全颠覆了传统的商业模式,改变了人们的消费方式。在这种背景下,网络消费渠道是否对大学生传统文化认同符号消费产生重要影响,值得关注。本文基于调查数据实证分析了网络消费渠道对传统文化认同符号消费的影响关系及其作用机制,发现网络消费渠道对大学生的传统文化认同符号消费起到了积极的促进作用。分样本检验发现,网络消费渠道对澳门内地生的传统文化认同符号消费未产生显著影响,内地网络消费渠道对传统文化认同符号消费的作用在内地澳门生群体中也未见显现。中介机制分析表明,冲动消费观念、理性消费观念均是网络消费渠道影响大学生传统文化认同符号消费的重要中介因子。调节效应分析发现,相对于女性大学生,网络消费渠道会增强男性大学生传统文化认同消费;相对于澳门身份大学生而言,网络消费渠道对内地大学生群体的影响更大;大学生社会兼职时间越长,网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的影响越小。

关键词:网络消费渠道 传统文化认同 符号消费 冲动消费 理性消费

一、引言

随着信息技术的飞速发展,互联网正逐步重塑社会的消费形态,人们的

^{*} 罗振男,北京师范大学。

消费方式,尤其是大学生这一青年群体的消费习惯,已发生了翻天覆地的变化。这些变化催生出了一系列新的消费平台、业态和模式,它们以开放性、快捷性、互动性和虚拟性为主要特征。与此同时,中国居民的消费结构正经历从生存型、物质型向发展型、情感型、服务型的深刻转变,并呈现出显著的符号化倾向。商品所蕴含的品位、格调、时尚、地位等社会文化符号意象,已成为驱动部分人群消费行为的关键因素。在此背景下,消费者的行为特征日益显现为从众性、情绪化、注重精神娱乐、结构多元及追求时尚等(田维绪,2018)。

当前,我国在校大学生数量已超过4000万,他们与全球化、消费主义和信息化浪潮相伴而生。随着经济水平的显著提升,他们的购买力也呈现出爆炸式增长,并裂变出定制消费、智能消费、信息消费、时尚消费等众多新的消费热点和模式(马香品,2020)。大学生正处于世界观、人生观、价值观形成的关键时期,因此教育工作者需高度重视这一时期大学生的健康价值取向和理性思维培养。大学生消费心理与行为的背后,是消费观与价值观的深刻互动,它们往往受到个体认同、人际关系、社会体制以及文化生态等多重因素的影响。深入研究网络消费渠道对内地与澳门两地大学生群体传统文化认同符号消费的具体影响,剖析其内在机制,并适时进行引导和规范,对于促进他们的健康发展具有至关重要的意义。

二、文献回顾与研究假设

(一) 文献回顾

文化就其本质而言,是“整个生活方式”(威廉斯,1991)的集中体现,一定程度上可被视为一个复杂的符号系统(仇卫平,2018)。文化认同则是个体或群体对自身民族文化的承认、接纳与欣赏,这一过程激发归属感的产生,进而

推动文化自觉的形成(詹小美、王仕民,2013)。作为一种先天具备稳定性的认知体系,文化认同会自然而然地对消费行为产生深远的影响,而符号消费则是传统文化认同的重要途径。各类消费习俗与方式,既是文化认同的重要组成部分和象征,也是文化认同在生活方式层面的逻辑延伸。在日常购买富含传统文化元素的商品、穿着蕴含传统文化精髓的服饰等消费行为中,消费者的传统文化认同得到了充分的体现(Castelló & Mihelj, 2018)。当前,“国潮崛起”已成为消费领域的新热点,90后青年群体已成为国货和国潮的主要消费群体。一些民族品牌将复古、国风等传统文化元素与时尚潮流巧妙融合在一起,不断提升国货品牌的文化内涵、符号价值和附加价值(孙嘉,2021),使传统文化符号成功转型为具有鲜明时代特色的文化符号。国潮在年轻人中的流行,反映出中华优秀传统文化已获得这一群体的广泛认同,成为他们表达民族自豪感和文化自信心的独特符号(邢海燕,2021)。

就大学生传统文化认同符号消费的影响因素而言,网络购物渠道的多样化和互联网金融产品的丰富性为大学生消费提供了前所未有的便利条件(庞鑫鑫,2022)。大学生追求身份认同的自我需求、消费主义的广泛渗透以及网络与符号消费的协同发展,共同推动了大学生对网络符号消费的热爱(刘伟杰、卢姿悦,2022)。此外,制造业的转型升级、互联网经济的蓬勃发展以及新媒体的助力传播,为国潮文化的发展提供了广阔的舞台。其中,互联网技术带来的媒体传播方式的变革,是小众文化得以蓬勃发展的重要推手。同时,基于互联网技术的电商与互动平台,促进了文化产品和文化内容线上线下的深度融合,催生了新业态与新模式的涌现(吴倩,2022)。

(二) 研究假设

从新兴网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费影响的角度审视,互联网信息时代不仅改变了传统的生产生活方式,还通过全方位应用互联网信息技术,为传统文化的传播开辟了高效便捷的新途径,从根本上打破了传

统现实空间在传承与传递上的局限性。在互联网的海洋中,海量的传统文化信息使得人们能够随时随地按照个人意愿获取所需内容,从而大大增加了接触并了解中华优秀传统文化的机会,促进了传统文化更为广泛且持久的传播与传承。

不仅互联网信息技术丰富了传统文化的传播方式,并拓宽了其时空范围,数字全媒体技术更是让传统文化的表现形式变得丰富多样。强大的数字技术将原本抽象甚至被神化的传统历史文化素材,生动刻画成直观、细腻甚至栩栩如生的形式。这种多感官的参与,让人们仿佛穿越时空,身临其境,带来强烈的身心触动,使得人们更容易感悟、理解和把握传统文化的精髓。数千年的传统文化因此焕发出新时代的青春活力,同时也吸引了更多青年投身其中。他们深受传统文化新表现形式的激发,文化认同的情感明显提升。尤其是那些数媒技术接受和运用能力较强的大学生,对传统文化认同表现出明显的热情和动力,主动接触、密切关注并高度重视中华优秀传统文化的意识得到了显著增强。

在数字经济时代,我们同样不能忽视一个现象:随着信息技术与传统文化的深度融合,一种基于数字经济思维的网络传统文化传播方式正逐步转向商业化。电商平台、网络频道、在线博物馆、虚拟旅游等网络传统文化商业模式层出不穷,与传统文化紧密相连的文化产品、影视文学作品及旅游商品等也持续推陈出新。实际上,文化的商业化与产业化已成为文化可持续传承的一种有效途径。例如,近年来在互联网媒体的推动下,“汉服热”成为一股青年传统文化认同符号消费热潮。青年人通过网上逛故宫、虚拟游长城等虚拟体验,在深受互联网消费渠道影响的同时,也增强了对传统文化的认同与消费力度。基于以上现象,本文提出以下研究假设:

研究假设1:网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费具有强化作用,即大学生受网络消费渠道的影响越大,其传统文化认同符号消费倾向就越强。

上述推演提出了一个假设:网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费具有强化作用。那么,理性消费倾向与冲动消费倾向在这一过程中又扮演着怎样的中介角色呢?本文认为,这两者均可能起到促进的中介作用,但具体作用方式有所不同。理性消费倾向主要为大学生认同传统文化提供了认知上的理性支撑,而冲动消费倾向则主要为大学生传统文化认同符号消费注入了行为上的动力与热情。

理性,其主要功能在于帮助我们在众多可能性中做出客观的选择。在面对多样的文化消费选择时,理性消费倾向更能推动大学生对传统文化的认同与消费。本文认为,从网络消费渠道的视角来看,随着“净网行动”的全面展开,网络监管力度不断加强,网络空间已不再是法外之地。包括中华优秀传统文化在内的正能量,通过网络得到弘扬与传播,已成为主流趋势。传统文化所倡导的理性消费观念在网络消费渠道中得到大力倡导,因此网络消费渠道对理性消费倾向具有塑造作用。由于理性消费倾向在一定程度上源于对传统文化的认同,因此它对传统文化认同符号消费具有强化作用。

所谓“冲动”并非全然是负面的情感倾向,它也代表着从事某种行为的动力与热情。网络消费渠道提供的传统文化产品购买多样化与便捷性,点燃了大学生的消费激情,激发了他们的冲动消费倾向,这种消费激情同样会刺激大学生产生更多的传统文化认同符号消费行为。基于传统文化的同源性,传统家庭消费观念蕴含着对传统文化商品的认同与信任。此时,对传统文化商品的冲动消费倾向可能会表现为对传统文化的深厚情感与偏爱。因此,冲动消费倾向同样会对传统文化认同符号消费产生强化作用。

基于上述理论推演,我们可以梳理出以下逻辑路径:传统家庭消费观念能够增强大学生的理性消费倾向与冲动消费倾向,从而进一步推动他们的传统文化认同符号消费;与此同时,新兴的网络消费渠道也在提升大学生的冲动消费倾向与理性消费倾向,进而促进他们的传统文化认同符号消费。基于这一逻辑链条,我们提出以下中介效应假设:

研究假设 2:新兴网络消费渠道通过塑造大学生的冲动消费倾向与理性消费倾向,间接地促进他们的传统文化认同符号消费。

三、研究设计

(一) 样本选择与来源

本文主要采用定量研究方法,在比较分析内地与澳门大学生消费总体状况的基础上,基于场域理论视角深入探究大学生符号消费的特征、影响因素及其作用机制。研究设计方面,本文采用了社会调查(social survey)的方法,通过自填问卷的形式,直接、系统地收集内地与澳门两地高校大学生的相关数据。通过对这些数据的全面统计分析,运用社会学实证方法来研究大学生符号消费的特征、影响因素及其作用机制,为相关社会政策分析提供基础性一手资料。

本文数据来源于 2020 年由清华大学社会科学学院相关课题组主持的“澳门—内地两地大学生消费调查”项目。该项目共发放问卷 8214 份,回收有效问卷 7133 份,问卷回收率高达 86.8%。在剔除 150 份无效问卷后,最终获得了 6983 份有效问卷。其中,澳门地区样本总数为 3076 份,包括澳门澳门生 1570 份和澳门内地生 1506 份;内地样本总数为 3907 份,包括内地澳门生 1273 份和内地内地生 2634 份。根据就读地和生源地两个维度,我们将调查对象划分为四个分样本:内地就读内地籍大学生(内地内地生)、内地就读澳门籍大学生(内地澳门生)、澳门就读内地籍大学生(澳门内地生)和澳门就读澳门籍大学生(澳门澳门生)。样本涵盖了专科、本科、硕士研究生和博士研究生等不同学历层次,专业范围涉及 13 个学科门类。学生年龄跨度从 17 岁到 40 岁,平均年龄为 22 岁。在性别比例上,女性学生填写问卷的比例(55.4%)略高于男性学生(44.6%)。受访学生中,67.13%的学生正在攻读

本科及以下学位,29.82%的学生正在攻读硕士学位,3.05%的学生正在攻读博士学位。

(二) 模型设计与变量定义

根据上述理论分析与研究假设,为有效检验本文所提出的研究假设,构建了如下多元回归分析模型:

$$Tradition_cst = \beta_0 + \beta_1 Internet + \sum \beta_{control}vars + \varepsilon$$

上述模型的主要拟用变量具体定义和度量方法如下:

- 1. 因变量“传统文化认同符号消费”(Tradition_cst)。“传统文化认同符号消费”主要体现的是大学生在消费行为中对自身民族身份、传统及历史文化的认同,彰显了一种文化身份归属感与对传统文化符号(诸如语言、标志、文字表达等)的认可。传统服饰消费,尤其是汉服消费,蕴含了对中华优秀传统文化的深刻认同。汉服作为“衣冠上国”“礼仪之邦”的象征,被广大民众视为一种常用的民族替代符号,在寻求文化归属感的过程中被发掘。多样的符号性象征成为汉服爱好者群体构建身份认同与人际交往的关键途径,人们通过符号化的消费来传达个人的价值观与生活态度(田丰,2020;刘筱燕,2016;王心妍、唐韵芝,2019)。
- 2. 自变量“网络消费渠道”(Internet)。具体到网络消费渠道影响,我们选取了以下题目进行度量:“以下会刺激您消费的是?(最多选三项)”本题旨在通过分析大学生消费受网络信息技术影响的程度,以此评估网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的影响。
- 3. 中介变量。本文基于场域理论,将习性作为研究模型的中介变量。考虑到变量的可操作性,我们将“冲动消费习性”与“理性消费习性”分别具体化为“冲动消费倾向”与“理性消费倾向”进行度量。根据前文关于“冲动消费习性”的理论探讨,消费习性是当下消费场域内的场景、意图及他者行为所激发的内在消费倾向系统(李才香,2019)。因此,“冲动消费倾向”可定义为基

于直观感受与激情而做出消费行为的倾向;相应地,“理性消费倾向”则指避免冲动,综合考虑自身实际情况与消费效用后做出消费行为的倾向。

4. 控制变量(controlvavs)。鉴于本文聚焦大学生个体的符号消费行为,因此需对影响大学生符号消费的人口学变量进行控制。

表 1 展示了以上变量的测量题器及编码方式。

表 1 变量的测量题器及编码方式			
变量类型	变量名称	测量题器	编码方式
因变量	传统文化认同符号消费	戏曲、民乐、书法、国画、汉服等中华优秀传统文化消费的频率	1=从不;2=很少;3=一般;4=有时;5=经常
	媒介符号建构	消费是否受网络渠道的影响(包括网络大 V 推荐、网红主播推荐、小红书等平台推荐、微商广告、短视频、网媒自动推送)	1=是;0=否
中介变量	冲动消费倾向	周围人都有的东西,即使不一定适合我,也会购买	1=非常不认同;2=不太认同;3=一般;4=比较认同;5=非常认同
	理性消费倾向	我经常冲动买入不需要的商品	1=非常认同;2=比较认同;3=一般;4=不太认同;5=非常不认同
控制变量	1. 性别:男性=1,女性=0 2. 年龄:2020 与大学生出生年份间差值的自然对数 3. 地区身份:内地学生=1,澳门学生=0 4. 学历:大专=1,本科=2,硕士=3,博士=4 5. 家庭收入情况:大学生家庭过去一年里总收入(万元)取对数 6. “您家中还有几位兄弟姐妹?”选项包括“没有、1 位、2 位、3 位以上”,分别赋值为 1、2、3、4 7. 家庭债务:“您的家庭是否有贷款或债务?”选项包括“没有、有但可以负担、有且难以负担”,分别赋值为 1、2、3 8. 个人主观社会地位,即自身在社会中所处的主观地位,给自己的主观地位赋值打分(1—10),数值越大,个人主观地位越高		

（三）描述性统计与相关性分析

表 2 报告了本文主要变量定性数据样本的基本分布情况。从传统文化认同符号消费情况来看,在所调查的大学生样本中,绝大多数大学生的传统文化认同符号消费倾向较弱。例如,在涉及戏曲、民乐、书法、国画、汉服等中华优秀传统文化的消费题项中,选择“从不”或“很少”消费的大学生占比高达 80%以上,而仅有 6.26%的大学生表示有时或经常在这些传统文化领域进行消费。在家庭消费观念的影响方面,我们发现,分别有 6.46%和 11.33%的大学生受父亲和母亲的消费观念影响很大,同时分别有 20.86%和 32.06%的大学生受父亲和母亲的消费观念影响较大。在网络消费渠道的影响方面,有 57.14%的大学生表示其消费行为受到了网络渠道的影响,而另一部分(42.86%)大学生则表示其购买行为未受到网络渠道的影响。在冲动消费倾向方面,对“周围人都有的东西,即使不一定适合我,也会购买”这一观点表示认同(包括“比较认同”和“非常认同”)的大学生占比较低,仅为 3.26%。这表明,大部分大学生在冲动消费方面持有谨慎态度。在理性消费倾向方面,对“我经常冲动买入不需要的商品”这一观点表示不认同(包括“不太认同”和“非常不认同”)的大学生占比较高,达到了 63.09%。这表明,大部分大学生都倾向理性消费行为。

表 2 描述性统计(定性数据分布情况)

变量	选项	样本量(所占比例)
传统文化认同 符号消费	1(从不)	3663(52.46%)
	2(很少)	2019(28.91%)
	3(一般)	864(12.37%)
	4(有时)	350(5.01%)
	5(经常)	87(1.25%)

(续表)

变量	选项	样本量(所占比例)
网络消费渠道	1(购买行为未受网络渠道的影响)	2993(42.86%)
	2(购买行为受网络渠道的影响)	3990(57.14%)
冲动消费倾向	1(非常不认同)	3404(48.75%)
	2(不太认同)	2553(36.56%)
	3(一般)	799(11.44%)
	4(比较认同)	191(2.74%)
	5(非常认同)	36(0.52%)
理性消费倾向	1(非常认同)	107(1.53%)
	2(比较认同)	622(8.91%)
	3(一般)	1848(26.46%)
	4(不太认同)	2702(38.69%)
	5(非常不认同)	1704(24.40%)

表3报告了本文主要变量定量数据样本的基本分布情况。具体而言,在因变量“传统文化认同符号消费”方面,其均值达到了1.737(约等于2),这一数值对应于调查问卷选项中的“很少”,从而反映出大学生在传统文化认同方面的消费水平整体偏低。然而,从统计分析结果来看,传统文化认同符号消费的最大值高达5,这意味着仍有部分大学生在传统文化认同符号消费上展现出强烈的倾向。整体而言,不同大学生样本在传统文化认同符号消费上的偏好存在较大差异。从自变量“网络消费渠道”的描述性统计分析来看,超过一半(57.14%)的大学生消费行为受到了当前新兴网络技术媒介的影响。进一步分析中介变量,冲动消费倾向和理性消费倾向的描述性统计结果显示,大学生既较为认同代表非理性消费态度的观点,如“周围人都有的东西,即使不一定适合我,也会购买”,同时也认同代表理性消费态度的反向观点,如“我经常冲动买入不需要的商品”。

表 3		描述性统计(定量数据分布情况)			
变量	Obs	平均值	Std. Dev.	最小值	最大值
传统文化认同符号消费	6983	1. 737	0. 944	1	5
网络消费渠道	6983	0. 571	0. 495	0	1
冲动消费倾向	6983	3. 755	0. 971	1	5
理性消费倾向	6983	1. 697	0. 816	1	5
性别(男性=1)	6983	0. 446	0. 497	0	1
年龄	6983	21. 652	2. 738	18	33
地区身份(内地=1)	6983	0. 560	0. 496	0	1
学历程度	6970	2. 269	0. 548	1	4
兄弟姐妹个数	6983	1. 763	0. 844	1	4
家庭年收入(自然对数)	6983	2. 982	0. 926	1. 099	5. 303
家庭债务负担	6983	1. 455	0. 538	1	3
主观社会地位	6983	4. 514	1. 668	1	10

此外,本文还对主要变量进行了相关性分析。结果显示,新兴网络渠道因素与传统文化认同符号消费倾向之间存在显著的正相关性,即受新兴网络信息技术影响越大,大学生传统文化认同符号消费倾向越强,从而初步验证了研究假设 1。从变量相关系数来看,虽然大部分变量的相关系数均低于 0. 5,但年龄和学历程度两变量之间的相关系数较高,达到了 0. 668,这可能表明模型变量间存在多重共线性问题的潜在风险。因此,为了提升本文后续研究结论的稳健性,本文在回归分析前对各自变量(包括控制变量)进行了膨胀因子分析。结果显示,各自变量的膨胀因子最大值仅为 2. 03,均值则为 1. 28,这充分表明本文所设计的模型变量之间并不存在较为严重的多重共线性问题。

四、实证分析

（一）基准回归结果

表4主要报告了网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费影响的实证分析结果。结果显示,网络因素方面,网络消费渠道与大学生传统文化认同符号消费之间存在显著的正相关性,并且在1%的置信水平上通过了显著性检验。具体而言,网络消费渠道的影响系数为0.204(T 值为4.104),这充分表明互联网是影响大学生传统文化认同符号消费的关键因素,受其影响越大的大学生在传统文化认同方面的消费倾向越强。由此,研究假设1得到了经验证据的有力支撑。

在控制变量方面,性别与大学生传统文化认同符号消费呈显著负相关,意味着相较于男性大学生,女性大学生的传统文化认同符号消费倾向更为显著。此外,年龄也与大学生传统文化认同符号消费呈显著负相关,反映出随着年龄的增长,大学生在传统文化认同方面的消费逐渐减少。地区身份与大学生传统文化认同符号消费呈显著正相关,相较于澳门大学生群体,内地大学生在传统文化认同符号消费上表现出更强的倾向。这可能与不同地区大学生受中华优秀传统文化影响的程度不同有关,同时也可能受到市场供给差异的影响。一般而言,内地大学生接受的传统文化教育更为全面、深刻,受传统文化的影响也更大。同时,相较于澳门大学生,内地大学生在国货消费上的选择更为丰富,这也促使内地大学生群体在传统文化认同符号消费上表现出更强的倾向。兄弟姐妹个数与大学生传统文化认同符号消费同样呈显著正相关,表明大学生所在家庭中兄弟姐妹个数越多,其传统文化认同符号消费倾向就越强。另外,家庭收入水平与大学生传统文化认同符号消费也呈显著正相关,反映出大学生所在家庭的年收入水平越高,越能为大学生提供经

济支持,进而使大学生有能力增加在传统文化认同符号消费方面的支出。最后,大学生个人主观社会地位与其传统文化认同符号消费呈显著正相关,暗示个人的主观态度可能是影响其传统文化认同符号消费倾向的重要因素之一。大学生认为自己的主观社会地位越高,往往会赋予自己身份更高的自豪感和认同感。而热爱中华优秀传统文化作为这种认同感的重要表现形式之一,使得大学生在主观社会地位偏好和倾向的驱使下,有动力增加在传统文化认同符号方面的消费力度。

表 4 网络因素对大学生传统文化认同符号消费的影响

网络消费渠道	0. 204 *** (4. 104)
性别(男=1)	-0. 461 *** (-9. 325)
年龄	-0. 595 ** (-2. 131)
地区身份(内地=1)	0. 519 *** (9. 690)
学历程度	0. 240 *** (4. 038)
兄弟姐妹个数	-0. 106 *** (-3. 586)
家庭年收入	0. 106 *** (3. 954)
家庭债务负担	0. 060 (1. 364)
主观社会地位	0. 047 *** (3. 216)
cut1_cons	-0. 546 (-0. 696)
cut2_cons	0. 886 (1. 130)

(续表)

cut3_cons	2.142*** (2.721)
cut4_cons	3.819*** (4.831)
N	6970
Log likelihood	-7899.446
Wald chi ²	333.47(9)
Prob > chi ²	0.000
Pseudo R ²	0.023

注：* $p<10\%$ ，** $p<5\%$ ，*** $p<1\%$ 。

（二）稳健性检验

为了确保本文主效应结论的稳健性,本文进一步从其他视角对大学生传统文化认同符号消费进行了度量。根据调查问卷的设计情况,本文从大学生对中华传统节日的消费热情、重大突发卫生事件期间大学生对政府消费刺激政策的响应两个角度,设计了传统文化认同符号消费指标。具体题项为:“您消费较多的节日是?(可多选)”提供了春节、七夕、中秋节、国庆节四个最具代表性和影响力的中华传统节日作为选项。基于问卷题项,本文设计了两个关于中华传统节日消费热情的变量:(1)倘若在大学生消费较多的节日中,选择“春节、七夕、中秋节、国庆节”四个节日中的任意一个,则赋值因变量传统文化认同符号消费为1,否则为0,由此形成一个哑变量(0—1)。此外,考虑到因变量是一个哑变量,在后续回归分析中我们将采用logit方法进行数据分析。(2)将春节、七夕、中秋节、国庆节四个节日选项设计为4个哑变量(0—1),大学生在春节、七夕、中秋节、国庆节四个节日中可选择多项并由此加总,则形成一个离散性且具有泊松分布特征的变量,取值范围为0—4,数值越大,表明大学生在中华传统节日期间的消费欲望越强,大学生传统文化认同符号

消费频率越高。鉴于因变量具有泊松分布特征,在后续回归分析中我们将采用泊松方法进行数据分析。

表 5 主要报告了网络消费渠道对大学生传统文化认同感影响的实证分析结果。结果显示,网络消费渠道与大学生传统文化认同符号消费之间呈显著正相关。具体而言,网络渠道影响的系数分别为 0.154(T 值为 2.961)、0.101(T 值为 3.397)和 0.318(T 值为 6.813),且在 1%的置信水平上通过了显著性检验。这表明网络消费渠道不仅激发了大学生在中华传统节日期间的消费热情,还促进了大学生在重大突发卫生事件期间对政府消费刺激政策的积极响应。这一结论与前文“网络消费渠道促进了大学生传统文化认同符号消费”的论断相吻合,进一步验证了研究假设 1。

表 5 稳健性检验			
	(1) 中华传统节日 消费热情(哑变量)	(2) 中华传统节日 消费热情(泊松变量)	(3) 重大突发卫生事件 期间政府消费政策的刺激
网络消费渠道	0.154*** (2.961)	0.101*** (3.397)	0.318*** (6.813)
性别(男=1)	0.507*** (9.762)	0.307*** (10.329)	-0.201*** (-4.285)
年龄	0.153 (0.534)	0.372** (2.227)	0.443* (1.713)
地区身份 (内地=1)	0.501*** (9.075)	0.333*** (9.990)	-0.847*** (-15.932)
学历程度	0.120* (1.864)	0.009 (0.250)	0.030 (0.532)
兄弟姐妹个数	0.006 (0.181)	0.014 (0.782)	0.073*** (2.640)
家庭年收入	0.003 (0.125)	0.020 (1.233)	0.023 (0.927)
家庭债务负担	0.021 (0.464)	0.011 (0.411)	0.004 (0.105)

(续表)

	(1) 中华传统节日 消费热情(哑变量)	(2) 中华传统节日 消费热情(泊松变量)	(3) 重大突发卫生事件 期间政府消费政策的刺激
主观社会地位	0.032 ** (2.101)	0.015 * (1.765)	0.029 ** (2.033)
_cons	-1.407 * (-1.753)	-2.154 *** (-4.621)	
cut1_cons			-0.982 (-1.346)
cut2_cons			0.459 (0.629)
cut3_cons			2.397 *** (3.285)
cut4_cons			4.223 *** (5.776)
N	6970	6970	6970
Log likelihood	-4701.2777	-7281.92	-9581.3873
Wald chi ²	228.34(9)	257.86(9)	472.71(9)
Prob> chi ²	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0244	0.0160	0.0255

注：* $p<10\%$ ，** $p<5\%$ ，*** $p<1\%$ 。

（三）分样本检验分析

鉴于本次调查样本涵盖了内地与澳门两地的大学生,且两地的社会文化环境和网络环境存在显著差异,因此笔者在本节实证分析中,着重探讨了网络因素对两地大学生传统文化认同符号消费的不同影响,以期获取更丰富、精确的一手资料。为实现此目标,笔者依据样本的就读地与生源地,将总体样本细分为内地内地生、内地澳门生、澳门澳门生及澳门内地生四个子样本,并分别考察各子样本中网络因素对传统文化认同符号消费的影响。

表 6 主要报告了不同样本下,网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费影响的实证结果。结果显示,新兴网络渠道对大学生传统文化认同符号消费的显著正向影响仅在内地内地生子样本中显现,其影响系数为 0.354(*T* 值为 4.491),且在 1%的置信水平上通过了显著性检验。这表明,对于在内地就读的内地大学生而言,新兴网络渠道对其传统文化认同符号消费具有显著影响。而在内地澳门生、澳门澳门生及澳门内地生这三个子样本中,大学生传统文化认同符号消费倾向并未受到新兴网络渠道的显著影响,其影响系数分别为-0.040(*T* 值为 -0.348)、0.095(*T* 值为 0.854) 和 0.172(*T* 值为 1.505),均未通过显著性检验。这种差异性结果可能源于以下原因:相较于其他三个子样本,内地内地生主要在内地生活和学习,自幼受中华优秀传统文化的熏陶;相较于澳门,内地的社会文化环境更为传统,网络消费渠道更为发达。在这种环境下成长的大学生,其网上传统文化认同符号消费行为更为普遍。

表 6 分样本检验分析:网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	因变量:传统文化认同符号消费			
	内地内地生	内地澳门生	澳门澳门生	澳门内地生
网络消费渠道	0.354 *** (4.491)	-0.040 (-0.348)	0.095 (0.854)	0.172 (1.505)
性别(男=1)	-0.478 *** (-6.168)	-0.668 *** (-5.958)	-0.465 *** (-4.227)	-0.302 ** (-2.561)
年龄	-1.213 ** (-2.176)	0.177 (0.274)	-0.523 (-0.776)	-0.264 (-0.558)
学历程度	0.333 *** (3.463)	-0.041 (-0.303)	0.331 * (1.681)	0.245 * (1.775)
兄弟姐妹个数	-0.085 * (-1.725)	0.026 (0.360)	-0.017 (-0.270)	-0.238 *** (-3.730)

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	因变量:传统文化认同符号消费			
	内地内地生	内地澳门生	澳门澳门生	澳门内地生
家庭年收入	0.143 *** (2.929)	0.064 (0.920)	0.102 * (1.789)	-0.009 (-0.164)
家庭债务负担	-0.062 (-0.898)	0.157 (1.549)	0.055 (0.544)	0.233 ** (2.366)
主观社会地位	0.055 ** (2.264)	0.047 (1.429)	0.020 (0.643)	0.056 * (1.713)
cut1_cons	-2.640 * (-1.680)	0.460 (0.260)	-0.268 (-0.142)	0.291 (0.215)
cut2_cons	-1.149 (-0.732)	1.876 (1.061)	1.188 (0.626)	1.654 (1.222)
cut3_cons	0.019 (0.012)	3.189 * (1.795)	2.640 (1.385)	2.901 ** (2.121)
cut4_cons	1.630 (1.033)	4.914 *** (2.773)	4.300 ** (2.249)	4.724 *** (3.431)
N	2629	1273	1500	1568
Log likelihood	-3095.384	-1640.415	-1541.804	-1587.427
Wald chi ²	115.14(8)	42.49(8)	33.30(8)	39.73(8)
Prob> chi ²	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0194	0.0128	0.0111	0.0135

注: * $p<10\%$, ** $p<5\%$, *** $p<1\%$ 。

五、进一步分析

(一) 中介机制探讨

如前所述,本文认为网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的中

介路径集中体现在大学生消费习性上,具体涵盖冲动消费倾向与理性消费倾向两大方面。

一方面,冲动消费倾向是指依据直观感受与激情冲动而做出消费行为的倾向。本文设计了如下问题来度量这一倾向:“您是否认同下列说法?”子问题包括“周围人都有的东西,即使不一定适合我,也会购买”,选项包括“非常不认同”“不太认同”“一般”“比较认同”“非常认同”五个定性分类,分别赋值 1—5 分。数值越大,说明大学生越认同这种消费行为,其冲动消费倾向越强。显然,该选项所反映的消费习性带有一种冲动倾向。

另一方面,理性消费倾向则强调为避免冲动,综合考量个人实际需求与消费效用而做出消费决策。本文设计了如下问题来度量这一倾向:“您是否认同下列说法?”子问题包括“我经常冲动买入不需要的商品”,选项包括“非常认同”“比较认同”“一般”“不太认同”“非常不认同”五个定性分类,分别赋值 1—5 分。数值越大,说明大学生越认同这种消费行为,其理性消费倾向越强。显然,该选项所反映的消费习性带有一种理性倾向。

本部分的分析采用中介效应检验程序,分别从冲动消费倾向与理性消费倾向两条路径出发,深入探究网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费倾向的中介机制(表 7)。

一方面,中介变量冲动消费倾向的实证分析结果显示,网络消费渠道与大学生冲动消费倾向之间呈正相关,并在 1% 的置信水平上通过了显著性检验。具体而言,网络消费渠道的系数为 0.583(T 值为 11.816),表明个人购买行为受现代网络信息技术影响越大,大学生越可能表现出冲动消费倾向。进一步,将中介变量冲动消费倾向纳入主效应模型并予以控制后,发现冲动消费倾向对大学生传统文化认同符号消费具有显著的正向影响。冲动消费倾向的系数为 0.289(T 值为 9.651),表明大学生冲动消费倾向越强,其在传统文化认同方面的消费倾向就越强。而且,此时主效应中的网络消费渠道对传统文化认同符号消费倾向的影响系数有所减小,网络消费渠道的系数为

0.141(T 值为2.813),明显低于0.204(T 值为4.104)。由此可见,冲动消费倾向是网络消费渠道影响大学生传统文化认同符号消费倾向的重要中介因子。

另一方面,针对中介变量理性消费倾向的实证分析结果显示,网络消费渠道与大学生理性消费倾向之间呈负相关,并在1%的置信水平上通过了显著性检验。具体而言,网络消费渠道的系数为-0.658(T 值为-13.812),表明个人消费行为受现代网络信息技术影响越大,大学生越倾向于非理性消费。进一步,将中介变量理性消费倾向纳入主效应模型并予以控制后,我们发现理性消费倾向对大学生传统文化认同符号消费具有显著的负向影响。理性消费倾向的系数为-0.196(T 值为-7.680),意味着大学生理性消费倾向越强,其在传统文化认同方面的消费倾向就越弱。而且,此时主效应中的网络消费渠道对传统文化认同符号消费倾向的正向影响系数有所减小,网络消费渠道的系数为0.140(T 值为2.781),明显低于0.204(T 值为4.104)。由此可见,理性消费倾向同样是网络消费渠道影响大学生传统文化认同符号消费倾向的重要中介因子,但其影响的方向与我们的研究假设相反。因此,研究假设2仅部分得到了实证支持。

针对上述现象,笔者认为,当前快消品、快时尚、快餐式消费文化盛行,大学生普遍追求“倍速模式”的生活方式,个体不再探寻深度,转而追求速度,“倍速生活”的突出表现即“倍速消费”(孙凤,2020)。网络消费渠道的高效性、多样性和生动性,使得传统文化认同符号迅速转化为大众心理层面的即时反应,与冲动消费倾向相互融合,共同推动了大学生对传统文化认同符号消费的热情,满足了个人通过符号消费获得肯定的欲望。然而,我们也应看到,对于经济条件并不宽裕的大学生而言,戏曲、国画、汉服等传统文化产品仍属于非必需品。在面对这些文化消费选择时,理性消费预期往往会抑制他们进行相关文化产品的消费。

表 7 网络消费渠道影响大学生传统文化认同符号消费的中介路径分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	传统文化认同符号消费	冲动消费倾向	传统文化认同符号消费	理性消费倾向	传统文化认同符号消费
网络消费渠道	0.204*** (4.104)	0.583*** (11.816)	0.141*** (2.813)	-0.658*** (-13.812)	0.140*** (2.781)
冲动消费倾向			0.289*** (9.651)		
理性消费倾向					-0.196*** (-7.680)
性别(男=1)	-0.461*** (-9.325)	0.091* (1.861)	-0.477*** (-9.677)	0.517*** (10.858)	-0.411*** (-8.220)
年龄	-0.595** (-2.131)	-0.176 (-0.658)	-0.580** (-2.069)	-0.194 (-0.740)	-0.606** (-2.152)
地区身份 (内地=1)	0.519*** (9.690)	-0.070 (-1.331)	0.528*** (9.869)	0.307*** (6.100)	0.552*** (10.273)
学历程度	0.240*** (4.038)	0.051 (0.873)	0.233*** (3.912)	-0.004 (-0.075)	0.238*** (3.994)
兄弟姐妹个数	-0.106*** (-3.586)	0.092*** (3.231)	-0.116*** (-3.887)	-0.085*** (-3.079)	-0.116*** (-3.880)
家庭年收入	0.106*** (3.954)	0.072*** (2.710)	0.093*** (3.489)	-0.114*** (-4.438)	0.093*** (3.471)
家庭债务负担	0.060 (1.364)	0.025 (0.578)	0.059 (1.340)	0.064 (1.549)	0.065 (1.479)
主观社会地位	0.047*** (3.216)	0.023 (1.554)	0.046*** (3.116)	0.000 (0.012)	0.048*** (3.233)
cut1_cons	-0.546 (-0.696)	0.380 (0.504)	-0.125 (-0.159)	-5.270*** (-7.074)	-1.360* (-1.705)
cut2_cons	0.886 (1.130)	2.222*** (2.947)	1.324* (1.677)	-3.234*** (-4.372)	0.081 (0.102)
cut3_cons	2.142*** (2.721)	3.863*** (5.097)	2.588*** (3.266)	-1.552** (-2.102)	1.342* (1.676)

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	传统文化认同符号消费	冲动消费倾向	传统文化认同符号消费	理性消费倾向	传统文化认同符号消费
cut4_cons	3.819 *** (4.831)	5.735 *** (7.425)	4.267 *** (5.365)	0.224 (0.303)	3.021 *** (3.761)
N	6970	6970	6970	6970	6970
Log likelihood	-7899.4461	-7518.7168	-7848.4165	-9067.2537	-7868.5665
Wald chi ²	333.47(9)	176.00(9)	437.56(10)	572.34(9)	397.55(10)
Prob> chi ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0230	0.0120	0.0293	0.0312	0.0268

注：* $p<10\%$ ，** $p<5\%$ ，*** $p<1\%$ 。

本节进一步运用 KHB 分析方法进行了中介效应检验,该方法的显著优势在于能够精确估算中介变量的效应,并准确测算其贡献率。此外,当存在多个中介变量时,KHB 分析方法能够高效地提供对中介效应的分析与分解结果(表 8)。

通过对表 8 的深入分析,笔者发现当以网络消费渠道影响为自变量时,两个中介变量所产生的间接效应(中介效应)为 0.0435,对总效应的贡献率高达 55.14%,且在 1%水平上高度显著。这表明,冲动消费倾向与理性消费倾向在网络渠道影响大学生传统文化认同符号消费的因果关系中,发挥着重要作用。进一步分解中介效应后,发现冲动消费倾向与理性消费倾向均对中介效应保持了较高的贡献率;但相对而言,冲动消费倾向所发挥的中介效应占比更大。

表 8 基于 KHB 分析方法的中介效应检验结果

效应类别	因变量:传统文化认同符号消费
自变量	网络消费渠道
总效应	0.0789 ***

(续表)

效应类别	因变量:传统文化认同符号消费
直接效应	0.0354
间接效应	0.0435***
贡献率(%)	55.14
冲动消费倾向效应	0.0247
理性消费倾向效应	0.0188
冲动消费倾向贡献率(%)	56.80
理性消费倾向贡献率(%)	43.20

注: * $p<10\%$, ** $p<5\%$, *** $p<1\%$ 。

(二) 调节效应分析

鉴于大学生个体异质性特征可能对网络消费渠道与传统文化认同符号消费之间的关系产生影响,本节将分别考察大学生性别、地区身份以及社会兼职情况在这一关系中的调节效应。分析结果显示,这些个体特征具有显著的调节效应(表9)。

表 9 调节效应分析

	(1)	(2)	(3)
	因变量:传统文化认同符号消费		
网络消费渠道	2.033*** (5.095)	0.197*** (3.952)	0.199*** (3.990)
网络消费渠道 * 性别	0.452*** (4.604)		
网络消费渠道 * 地区身份		0.171* (1.766)	
网络消费渠道 * 社会兼职			-0.090** (-2.379)
性别(男=1)	-0.456*** (-9.362)	-0.462*** (-9.346)	-0.457*** (-9.239)

(续表)

	(1)	(2)	(3)
	因变量:传统文化认同符号消费		
年龄	-0.645** (-2.313)	-0.620** (-2.213)	-0.648** (-2.301)
地区身份(内地=1)	0.518*** (9.670)	0.513*** (9.583)	0.525*** (9.688)
学历程度	0.243*** (4.097)	0.243*** (4.078)	0.244*** (4.089)
兄弟姐妹个数	-0.105*** (-3.533)	-0.106*** (-3.568)	-0.109*** (-3.671)
家庭年收入	0.109*** (4.089)	0.105*** (3.931)	0.106*** (3.965)
家庭债务负担	0.058 (1.320)	0.060 (1.366)	0.060 (1.371)
主观社会地位	0.046*** (3.165)	0.047*** (3.234)	0.048*** (3.268)
社会兼职			0.019 (1.011)
cut1_cons	1.227 (1.513)	-1.025 (-1.309)	-0.816 (-1.030)
cut2_cons	2.663*** (3.280)	0.408 (0.522)	0.618 (0.780)
cut3_cons	3.920*** (4.813)	1.665** (2.119)	1.874** (2.358)
cut4_cons	5.596*** (6.841)	3.342*** (4.237)	3.551*** (4.450)
N	6970	6970	6970
Log likelihood	-7888.8884	-7897.8703	-7896.1172
Wald chi ²	347.41(10)	340.34(10)	344.13(11)
Prob> chi ²	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0243	0.0231	0.0234

注：* $p<10\%$ ，** $p<5\%$ ，*** $p<1\%$ 。

网络消费渠道和大学生性别的交叉项(网络消费渠道 * 性别)对大学生传统文化认同符号消费具有显著的正向影响,如交叉项“网络消费渠道 * 性别”的系数为 0.452(T 值为 4.604),并在 1% 置信水平上通过显著性检验,表明大学生性别促进了网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的强化机制。具体而言,相对于女性大学生而言,网络消费渠道对男性大学生传统文化认同符号消费的促进作用更大。这表明,性别因素对网络消费渠道影响大学生传统文化认同符号消费产生了重要影响。相对于男性大学生,女性大学生更加谨慎,在决策时更加理性,其传统文化认同符号消费受到的干扰更小。

网络消费渠道和大学生地区身份的交叉项(网络消费渠道 * 地区身份)对大学生传统文化认同消费具有显著的正向影响,如交叉项“网络渠道影响 * 地区身份”的系数为 0.171(T 值为 1.766),并在 10% 置信水平上通过显著性检验,表明大学生地区身份促进了网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的强化机制。具体而言,相对于澳门籍大学生,网络消费渠道对内地籍大学生的传统文化认同符号消费的影响更大。产生这种差异的原因与分样本检验相一致。

网络消费渠道和大学生社会兼职的交叉项(网络消费渠道 * 社会兼职)对大学生传统文化认同符号消费具有显著的负向影响,如交叉项“网络消费渠道 * 社会兼职”的系数为-0.090(T 值为-2.379),并在 5% 置信水平上通过显著性检验,表明大学生社会兼职强度抑制了网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的强化机制。具体而言,大学生每周所进行的社会兼职时间越长,网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的影响越弱。原因可能在于:一方面,大学生从事社会兼职活动在一定程度上分散了进行传统文化认同符号消费的时间和精力,从而抑制了网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的强化机制;另一方面,社会兼职时间较长的大学生,其家庭或自身经济状况可能较差,他们在可支配收入方面存在明显的支出限制,有限的

预算支出降低了大学生消费的动力,从而抑制了网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的强化机制。

(三) 拓展性分析

传统文化认同符号消费是当前社会消费领域的一个重要现象,也是消费者个体展现民族传统文化情怀的重要方式。这种消费不仅体现了社会成员的购买行为,更深刻地反映了他们的民族认同情结和传统文化偏好。因此,消费者个人的民族认同情结和传统文化情怀,成为呈现其传统文化认同符号消费倾向的重要信号。前文分析已揭示,网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费具有强化作用。那么,这一渠道是否也对大学生的传统文化认同感产生重要影响呢?本节将对此进行探讨。

基于“澳门—内地两地大学生消费调查”项目所收集的一手数据,我们从民族文化和国家认同等维度来考察大学生的认同感。问卷中对应的题器为:“您是否认同如下说法?”具体包括:“新冠疫情期间国家的危机应对能力让我安心。”“中华文化源远流长,相比其他文化更有魅力。”“我为我是中国人感到骄傲。”每个题目均设有“很不认同”“不太认同”“一般”“比较认同”“非常认同”五个选项,并分别赋值1—5分,数值越大表示认同度越高。鉴于因变量为排序型程度变量,笔者在后续的回归分析中采用了排序logit(Ologit)方法进行数据分析。

表10主要报告了网络消费渠道对大学生传统文化认同感影响的实证分析结果。结果显示,网络消费渠道与国家执政能力认同感、中华优秀传统文化认同感以及民族自豪感均呈显著正相关。具体而言,网络消费渠道影响的系数分别为0.125(T 值为2.653)、0.150(T 值为3.181)和0.177(T 值为3.530),且均在1%的置信水平上通过了显著性检验。这表明,网络消费渠道能够提升大学生群体的国家执政能力认同感、中华优秀传统文化认同感以及民族自豪感。这一结论与前文所得“网络消费渠道促进大学生传统文化认同

符号消费”的结论相呼应,进一步验证了研究假设 2 的理论预设。

表 10 拓展性分析:网络消费渠道对大学生传统文化认同感的影响

	(1)国家执政能力 认同感	(2)中华优秀传统 文化认同感	(3)民族自豪感
网络消费渠道	0.125 *** (2.653)	0.150 *** (3.181)	0.177 *** (3.530)
性别(男=1)	-0.078 (-1.642)	-0.112 ** (-2.374)	-0.207 *** (-4.141)
年龄	-1.547 *** (-5.975)	-0.116 (-0.454)	-1.685 *** (-6.350)
地区身份(内地=1)	0.941 *** (18.081)	0.782 *** (15.217)	1.222 *** (22.996)
学历程度	0.329 *** (5.633)	0.248 *** (4.407)	0.307 *** (5.077)
兄弟姐妹个数	-0.068 ** (-2.481)	-0.045 (-1.634)	-0.094 *** (-3.244)
家庭年收入	-0.049 * (-1.929)	0.029 (1.151)	-0.014 (-0.535)
家庭债务负担	0.173 *** (4.075)	0.067 (1.599)	0.191 *** (4.239)
主观社会地位	0.007 (0.473)	-0.014 (-1.003)	-0.002 (-0.111)
cut1_cons	-7.032 *** (-9.602)	-3.275 *** (-4.528)	-7.970 *** (-10.554)
cut2_cons	-6.103 *** (-8.363)	-1.921 *** (-2.668)	-6.909 *** (-9.196)
cut3_cons	-4.354 *** (-5.980)	0.101 (0.141)	-5.043 *** (-6.739)
cut4_cons	-2.894 *** (-3.977)	1.698 ** (2.359)	-3.658 *** (-4.900)
N	6970	6970	6970
Log likelihood	-8776.0912	-8952.3740	-7845.1528

(续表)

	(1)国家执政能力 认同感	(2)中华优秀传统 文化认同感	(3)民族自豪感
Wald chi ²	640.59(9)	421.94(9)	909.85(9)
Prob> chi ²	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.0361	0.0233	0.0572

注：* $p<10\%$ ，** $p<5\%$ ，*** $p<1\%$ 。

六、研究结论与启示

本文聚焦大学生的传统文化认同符号消费,深入探讨在符号消费场域内,网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的影响力、影响机制,并考察这些影响在不同大学生群体中的异质性表现。具体问题包括:网络消费渠道是否影响大学生传统文化认同符号消费?在不同地区的大学生群体中,这种影响是否存在差异?传统文化认同符号消费受网络消费渠道影响的具体机理是什么?大学生的个体特征在网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的影响中扮演何种角色?基于“澳门—内地两地大学生消费调查”项目所收集的一手数据,本文采用排序 logit(Ologit) 回归方法对上述问题进行了系统解答,并得出以下结论。

网络空间中,越来越多具有历史深度和传统积淀的文化正能量不断涌现,在青年群体中掀起了一股又一股传统文化热和“中国风”浪潮。这股文化自信的浪潮,使中华优秀传统文化日益受到社会各界的重视与认同。在此背景下,网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费起到了积极的推动作用。分样本检验结果显示,网络消费渠道对澳门内地生群体传统文化认同符号消费并未产生显著影响,内地网络消费渠道对内地澳门生群体传统文化认同符号消费也未显现出明显作用。中介机制分析进一步表明,冲动消费观念和理性消费观念均是网络消费渠道影响大学生传统文化认同符

号消费的重要中介因子。调节效应分析发现,相较于女性大学生,网络消费渠道对男性大学生传统文化认同符号消费具有更强的增强作用;相较于澳门大学生群体,网络消费渠道对内地大学生群体的影响更为显著。此外,大学生社会兼职时间越长,网络消费渠道对大学生传统文化认同符号消费的影响越小。

参考文献

- 李才香,2019,《网络社会背景下新型消费惯习的形成机制——以“双十一”购物节为例》,《社会建设》第1期。
- 刘伟杰、卢姿悦,2022,《大学生网络符号消费的表现形式、生成机理及教育引导研究》,《思想教育研究》第8期。
- 刘筱燕,2016,《当代汉服文化活动历程与实践》,北京:知识产权出版社。
- 马香品,2020,《数字经济时代的居民消费变革:趋势、特征、机理与模式》,《财经科学》第1期。
- 庞鑫鑫,2022,《高校校园消费文化视域下大学生消费观教育研究》,太原科技大学硕士学位论文。
- 仇卫平,2018,《卡西尔文化哲学的理论观念:人是符号的动物》,《天津大学学报(社会科学版)》第3期。
- 孙凤,2020,《“流动的现代性”视角下的“倍速生活”》,《人民论坛》第2期。
- 孙嘉,2021,《老国货—新国货—国潮,是商品也是文化》,《美术观察》第2期。
- 田丰,2020,《当代社会思潮对青年群体的影响研究》,《人民论坛》第4期。
- 田维绪,2018,《消费社会视野下大学生消费状况实证研究:贵州高校例证》,《黑龙江高教研究》第6期。
- 王心妍、唐韵芝,2019,《探析汉服与汉服迷群的符号传播》,《传媒论坛》第12期。
- 威廉斯,1991,《文化与社会》,吴松江、张文定译,北京:北京大学出版社。
- 吴倩,2022,《国潮文化影响青年价值观的逻辑及导引路径》,《理论导刊》第5期。
- 邢海燕,2021,《“国潮”与“真我”:互联网时代青年群体的自我呈现》,《西南民族大学学报

(人文社会科学版)》第1期。

詹小美、王仕民,2013,《文化认同视域下的政治认同》,《中国社会科学》第9期。

Castelló, E. & S. Mihelj 2018, “Selling and Consuming the Nation: Understanding Consumer Nationalism.” *Journal of Consumer Culture* 18(4).