



身份认同影响个体消费吗?

——以农民工在城文娱消费为例

钱龙¹, 卢海阳², 钱文荣^{1*}

(1. 浙江大学 管理学院, 浙江 杭州 310058; 2. 福建农林大学 公共管理学院, 福建 福州 350002)

摘要:基于浙江大学2013年农民工调查数据,实证分析了农民工身份认同对其在城文娱消费的影响。为克服样本选择性偏差,选择Heckit干预效应模型进行分析。结果表明:个体身份认同能够显著地影响到农民工文娱消费,拥有市民身份认同的农民工有着更高文娱消费支出水平,倾向得分法(PSM)的稳健性分析进一步证实这一结论。对新生代农民工的分析表明,市民身份认同对这一群体文娱消费影响更大。

关键词:身份认同;农民工;文娱消费;Heckit模型

中图分类号:C912 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2015)06-0051-10

一、引言

在城乡二元体制藩篱下,农民工虽饱受歧视,但为了更加美好的生活,仍源源不断来到城市打拼。截至2013年底,在城务工农民工数量达到2.69亿人,这意味着约五个中国人中就有一个是农民工。从改革之初到现在,政府对待农民工的态度逐渐从拒绝、抵触到限制进入,从经济接纳到社会融合。这一点可以从对农民工的称呼上很好地反映出来,演进的过程包括最初的“盲流”,后来的“打工仔”或“打工妹”,再到后来的“外来务工人员”或“农民工兄弟”,再到当前的“新产业工人”或“新市民”。随着城市户籍的逐渐开放,越来越多的农民工将会从农民转变为市民。但本文主要关注这部分农民工,他们虽未在户籍上转变为市民,但在城市文化的熏陶下早已认同自我为市民身份而非农民身份,可称其为市民化中的农民工。

随着时间推移,越来越多农民工尤其是新生代农民工不再认同先赋的农民身份。最近几年的调查,如李荣彬,张丽艳基于我国106个城市的调查,发现过半农民工实现市民身份认同^[1];胡宏伟等对四省市的调查,发现58%的农民工认可市民身份^[2];崔岩的研究也表明超过60%的农民工认同自己属于市民^[3]。这与早期王春光对温州等三市的调查和彭远春对武汉市的调查结果变化较大。前者发现认同市民身份的农民工比例约为10.9%,后者则发现不足20%^[4-5]。这说明虽然“制度障碍、

收稿日期:2015-03-21

基金项目:国家社会科学基金重大项目“‘十二五’时期调整城乡结构和推进城镇化研究”(10ZD&008);国家自然科学基金项目“跨区域流动农民市民化过程中地方政府之间的合作行为与机制研究”(71073137)

作者简介:钱 龙,男,浙江大学管理学院博士生,研究方向为人口经济、制度经济与土地经济。E-mail: qian-longy101@126.com

卢海阳,男,福建农林大学公共管理学院讲师,博士,研究方向为劳动经济学。

钱文荣,男,浙江大学管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为农村经济与人口经济。

* 钱文荣为通信作者。

土地牵制、交往局限、社会歧视”阻碍了农民工的身份认同转换^[6],但农民工市民化的历史潮流不可阻挡。

正如“场域”理论代表彼得·布劳所言,“流动的人……如果不接受新的角色属性,不建立新的角色属性,那么他们就不能适应他们的新位置。”^[7]这意味着个体一旦希望或实现新的身份认同,就会按照新的角色属性来规范自我行动。Wu, et al 进一步解释到,个体一旦对自我属性保持清醒认知,就不会在其他属性方面浪费资源,而且更明白自己该如何抉择^[8]。Stets and Biga 也指出身份认同实际上提供了一套行为准则或参照标准^[9]。由此可见,身份认同转变会对个体行为产生重要影响。

当今社会是消费社会,消费在人们生活中的地位越来越重要,成为吉登斯所言可以塑造或选择的领域^[10]。作为个体行动准则的身份认同一旦希望或已经转变,其消费行为会发生显著变化,这一点也得到诸多研究的证实。如 Guliz and Per 对国际移民的研究表明,外来移民希望融入主流社会时,就会参照本地人的消费标准,并通过符号化消费来进行自我形象管理^[11]。周明宝对城市滞留型农民工的身份认同研究表明,高度认可城市文化的农民工会将城市生活方式自觉内化,并外显的与市民趋同^[12]。余晓敏和潘毅研究了消费社会中“新生代打工妹”的主体性再造,发现打工妹努力在衣着等消费领域模仿市民,进而模糊其农民身份^[13]。赵晔琴和梁翠玲发现农民工越是认可自身市民身份,对住房质量的要求越高,相应的住房支出也越多^[14]。杨曼对武汉市新生代农民工手机消费表明,新生代将这一领域消费当做维持自我城市性和现代性的一种手段^[15]。总而言之,个体身份认同的痕迹会深深烙在消费领域。

与既有成果关注领域不同,本文将聚焦于身份认同对农民工文娱消费的影响。之所以选择这一领域,是考虑到城市文化和乡村文化差异巨大,市民文娱消费理念、惯习与农民工差异较大。因而,城市文娱消费可被视为一种典型市民符号性消费。当农民工受到城市文化影响进而形成市民认同时,在文娱消费领域能够得到显著体现。当前,学界多关注农民工收入和生活问题,对其精神文化需求方面的研究并不多见。即使有部分成果有所提及,着墨也不多。其次,既往研究多从社会学、心理学视角来衡量身份认同的影响,普遍使用案例研究或简单描述,很少采用计量模型进行验证。据笔者所知,占绍文、杜晓芬的文章是首篇实证性论文。占文运用多元线性回归,证实市民身份认同不足是农民工文化消费低迷的重要原因。但占文存在着研究样本较少和忽视可能的样本选择性偏差问题。为此,本文采用 Heckit 干预效应模型,在有效控制样本选择性偏差基础上,试图分析身份认同差异对个体文娱消费的影响^[16]。为保证结论可靠性,本文同时使用 PSM 方法进行稳健性分析。

本文后续安排如下:第二部分为理论分析与研究假设,第三部分为数据描述、模型选择和变量设置,第四部分为实证结果与分析,第五部分为结论与政策建议。

二、理论分析与研究假设

英文“identity”一词通常被译作认同或者身份认同,Jenkins 对这一词汇做了词源学考察,指出身份认同通常包含两种含义:一是同一性,二是差异性^[17]。对“identity”的研究最早出现在哲学领域,按照主体论视角,哲学对身份认同的研究经历了启蒙身份认同、社会身份认同和去中心化身份认同三个阶段^[18]。上世纪四十年代,埃里克森最早将身份认同引入心理学,并以此来研究整体认同、族群认同、生命过程的认同发展等^[19]。斯特劳斯则促使认同一词成为符号互动论的一个核心术语,在 1959 年出版的《镜子与面具:关于认同的研究》一书中,强调认同来自社会交往和互动过程,指出认同的本质是个体的心灵归属^[19]。格里高利·斯通进一步将情景引入身份认同理论,指出“认同是个体在情境中所获得的一种意义,而且认同是不断变化的”^[19]。社会学对身份认同研究也颇为丰富,Tajfel 是社会认同理论的先驱,在对族群和群际关系进行研究时,Tajfel 将身份认同定义为“个人对他/她从属于特定社会群体的认知,并且群体成员资格对他/她具有情感和价值意义”^[20]。Deaux 则认为“身份认同是一个人对自己归属哪个群体的认知,这是自我概念中极其重要的一个方面”^[21]。罗兰德·罗伯森和波卡特·豪兹纳则是集大成者,在 1979 年编辑出版的《认同与权威:社会理论的探查》中,

他们将心理分析、符号互动论与经典社会学理论和功能主义相结合,从而将身份认同理论纳入社会学主流理论^[19]。综合而言,身份认同得到社会学和心理学广泛研究并产生深刻影响。

结合既有文献,我们认为身份认同是在一系列文化符号和隐喻共同作用下,每个人对其自身角色的理解与把握。通过对自我身份的定位,个体解决了“我是谁”“我和谁一样(属于哪一群体)”“我应该如何做”等根本性问题^[22]。每一种身份认同都有相应的理念、文化和规范,并以此来指导个体进行诸多社会活动,即身份认同赋予个体行动的本位点^[23]。这暗示有着相同身份认同的人,会拥有共同的文化理念、文化符号和行为规范等。就农民工的身份认同而言,可以理解为他们与城市居民互动过程中,基于城乡差异而产生的自我感情归属。其身份认同主要区分为农民或市民认同^[3],但此种认同并非基于个体真实身份。以市民身份认同为例,是否具备身份认同并不于其为真正的市民,关键在于拥有归属市民群体的自我感觉,这是心理层面的归属感^①^[24]。因而,在某种意义上来说,农民工身份认同既是其与市民互动的本位点,也是其市民化程度的体现^[25]。

接受某一种身份认同意味着接受了特定的行为准则、角色规范和形象要求,并内化为自觉行动。身份认同如同一个框架,限制着个体活动的展开,让人们在此范围内配置资源^[23]。消费是人类最为重要的资源配置活动之一,尤其是在后现代社会,消费的地位愈发重要^[26]。因而,身份认同对消费的影响不可忽视。关于身份认同与消费的研究早已有之,如凡勃伦在《有闲阶级论》中指出消费方式与身份认同具有关联性,个体“明显消费”的目的在于炫耀和证明财富地位^[27]。齐美尔在研究时尚本质时也指出“时尚是阶级分野的产物”^[28],即时尚显示个人阶层和社会等级地位。布迪厄在其著名的《区隔》一书中认为,人的划分完全以品味为基础,不同身份认同者通过消费来区别彼此^[29]。姚建平在《消费认同》一书中指出身份认同对消费方式具有约束作用,个人总是选择与其身份相符合的消费方式^[30]。波德里亚一语道破真谛,指出“人们从来不消费物的本身,而是把物用来当作能够突出符号,或让你加入视为理想的团体,或参考一个地位更高的团体来摆脱本团体”^[31]。即人们消费商品从更深层次来说,消费的是商品的“意义”。此时,商品成为一种代表身份的符号,以表明个体审美原则、价值取向和人生态度等^[32]。

消费都是对认同的消费,在消费商品同时,个体也在消费“认同感”。作为内生性价值观,个人的自我定位和对所属群体认同,直接决定其行为取向^[33],而个体消费是这一取向的外在表现。这时候商品已经不仅仅具有价值功能,而且被赋予符号意义,成为身份认同构建的“原材料”,在身份认同提供的模板下塑造个体外在形象^[32]。文娱支出是典型的符号性消费^[16],城市居民和农民工在文化娱乐方面有着显著的差异。城市居民在精神文化方面追求更高,其文娱活动呈现多样化姿态,包括去看电影、观看文艺演出、去KTV唱歌、去酒吧泡吧、去健身房锻炼、参观博物馆、外出旅游等文娱活动。对他们而言,文娱消费不仅能够提供精神上的愉悦,而且是保持社会网络和拓展社会关系的有效手段。与此同时,大部分农民的文娱消费表现为理念落后、层次较低、内容贫乏和支出不多,多数农民工的日常文娱多限于看电视、上网、打牌、和工友聊天、逛街等^[34]。

在一个高度自反性的社会,稳定的身份定位受到极大冲击。对农民工而言,在法定户籍制度和实际定居状态、乡村记忆和城市体验、进城期望和生存现状的激烈碰撞中,明确自我身份越来越困难。因而,自我身份的选择成为了一个不得不面对的问题,并导致了这一群体身份认同的分化^[35]。越来越多的农民工开始不认同自己是农民。相反,更多农民工尤其是新生代农民工开始认同市民身份,在感情归属上更加认同城市文化和城市生活。拥有市民身份认同个体会摒弃农民的固化形象,通过符号性的“形象管理”来体现和传播内心市民认同。因而在城乡文化碰撞下,娱乐消费实际上充当了农民工文化意识觉醒和文化系统重建的一种外在表现。这意味着认同自身为市民的农民工文娱消费会发生变异。相较没有转变身份认同的农民工,他们的消费结构从简单转向复杂、消费理念从保守转向开放、消费工具从传统转向现代^[36],最终与市民基本无异。鉴于市民和农民工的消费内容存在差异,前者文娱消费多为货币性支出,消费额度较高;而后者文娱消费通常是免费的,消费额度较低。一旦

① 因而我们所指的身份并不是韦伯所言的 status, status 主要跟外部评价相联系,而 identity 则强调自我意识。

农民工具有市民身份认同,参照市民群体进行文娱消费,消费支出就会迅速攀升。基于上述分析,提出下述假说:

拥有市民身份认同的农民工有着更高的文娱消费支出。

三、数据、模型与变量

1. 数据来源与描述

本文数据来源于浙江大学中国农村发展研究院于 2013 年年初组织的一次问卷调查,此次调研共发放问卷 1500 份,收回问卷 1206 份。利用寒假学生放假回家机会,从校三农协会成员和农经专业本科生中选取 100 名学生,对其进行培训后对东部地区(江浙沪粤闽辽)、中部地区(皖赣豫冀鄂湘晋吉黑)和西部地区(川渝贵桂陕新)共 21 个省份进行了农民工调查。值得说明的是,由于调查员均为浙江大学学生,受学生籍贯影响,浙江省问卷比重较高,这是本文的一个局限。但由于调查范围较广,对农民工的文娱消费调查和其他研究也基本一致,因而仍然具有较高可信度。剔除缺乏文娱消费信息的部分样本,最终获得有效样本 724 份。

表 1 数据描述性分析

变量名称	变量赋值	均值	标准差
性别	1 = 男性;0 = 女性	0.684	0.465
年龄(岁)		31.63	9.479
婚姻	1 = 未婚;2 = 已婚	1.679	0.467
民族	1 = 少数民族;2 = 汉族	1.923	0.266
城市生活年限(年)		9.036	6.46
学历水平	1 = 小学及以下;2 = 初中;3 = 高中或中专;4 = 大专及以上	2.533	0.85
职业技能	1 = 有;0 = 无	0.374	0.495
务农经验	1 = 有务农经历;0 = 没有	0.439	0.497
老家承包地	1 = 有农地;0 = 没农地	0.655	0.476
来源地	3 = 东部;2 = 中部;1 = 西部	2.37	0.703
加入工会	1 = 有;0 = 没有	0.169	0.235
就业稳定性	1 = 没有换过;2 = 1-2 次;3 = 2 次或更多	1.624	0.732
平均劳动强度(小时/每天)		9.159	1.593

从性别来看,男性占比 68.4%。从婚姻情况来看,32% 农民工是未婚。从民族来看,约 8% 为少数民族。样本以新生代农民工为主,占比约 64%,平均年龄约为 32 岁。农民工受教育水平以初中和高中为主,分别占比 41.5% 和 32.7%^①。农民工教育职业培训情况依然不容乐观,只有 37% 的农民工参加过至少一次培训。从农村经历来说,只有 44% 农民工有务农经验。从城市经验来看,大部分农民工实现了稳定的城市居住,平均居住年限为 9 年,近 65% 的农民工实现了家庭式的迁移。从工作情况来看,不足 17% 的农民工加入了工会组织。农民工的工作稳定性较差,近三年来没有更换工作的农民工比例只有 51%。大部分农民工每天上班时间超过国家法定规定,平均为 9.2 小时。从来源地看,超过 55% 的农民工来自中西部地区。数据具体描述如表 1 所示。

2. 模型选择

样本选择性偏差问题是社科研究常常面对的问题。以本文为例,农民工是否具有市民身份认同受到诸多因素影响。如果不予考虑,我们可能观察不到部分样本,导致样本选择的偏差性。对于这种内生截断导致的样本偏差,可以使用 Heckman 开发出“两步法”来解决这一问题。Heckman 两步法又

① 《2014 年全国农民工监测调查报告》显示,高中及以上农民工占 23.8%。这可能是与我们的调研样本中新生代农民比例较高有关,因而受高中教育比例较高。

称 Heckit 干预效应模型,其步骤包括:首先构建选择方程,将影响关键自变量 w_i 的影响因素纳入方程,对关键自变量进行干预^[37]。选择方程为:

$$w_i = z_{i\gamma} + u_i, \text{ 如果 } w_i^* > 0, \text{ 则 } w_i > 0, \text{ 否则 } w_i = 0$$

(1)

$$\text{Prob}(w_i = 1 | z_i) = \Phi(z_{i\gamma})$$

(2)

$$\text{Prob}(w_i = 0 | z_i) = 1 - \Phi(z_{i\gamma})$$

(3)

其中, γ 为待估计参数, ε_i 和 u_i 服从二元正太分布,且均值为 0。通过第一步对个体参与干预(选择市民身份认同)的概率进行推测,计算出每一个观察值的反向 Mills 比率(Inverse Mills Ratio)。第二步和普通的 OLS 回归一致,将干预后关键自变量 w_i 和其他变量一起纳入回归方程,同时将反向 Mills 比率比作为控制变量以获得一致估计量。如果 Mills 比率的回归系数显著,则证明存在样本选择偏误,从而选择 Heckit 模型更合理,其回归结果也更可信。

$$y_i = x_i\beta + w_i\delta + \varepsilon_i$$

(4)

其中 x_i 为影响 y_i 的一系列影响因素的向量组, β 和 δ 为变量影响系数。需要注意的是,方程 2 和方程 3 表达的模型是一个转换回归,用方程 2 去替代方程 1 中的 w_i 时,我们得到两个不同结果的回归方程:

$$\text{当 } w_i^* > 0 \text{ 时, } w_i = 1; y_i = x_i\beta + (z_{i\gamma} + u_i)\delta + \varepsilon_i$$

(5)

$$\text{当 } w_i^* \leq 0 \text{ 时, } w_i = 0; y_i = x_i\beta + \varepsilon_i$$

(6)

上述转换回归明确地表明了两种机制,即干预和非干预的。对于被干预的成员,结果模型为方程 5,而对于未被干预的成员,结果模型为 6。

3. 变量设置

(1) 文娱消费。文娱消费主要包括文化型消费和娱乐型消费,本文侧重于后者,并使用个体 2012 年度在城市文娱消费总量作为因变量。为体现文娱消费的符号性和市民性,借鉴占绍文、杜晓芬的做法,将文娱消费范围限定为农民工在城一年用于看电影、唱 KTV、旅游三种项目的总货币支出^[16]。在问卷中,请其回忆本年度每一种文娱消费次数并估算相应支出。由于农民工假期集中且不多,能够出门消费的次数也较少,因而使用此种方法进行估计应该是可信的。调查显示农民工人均年文娱消费仅为 359 元,说明他们的文娱消费依然不容乐观,但标准差达到 685 元,也反映出农民工群体内部文娱消费差异较大。

(2) 身份认同。对于农民工身份认同的度量没有明显争议,作为一种心理归属感,主要通过询问农民工对自己属于哪一群体来确定。常用的有两分法(工人或农民,市民或农民)、三分法(市民,农民工和农民,市民、市民与农民之间和农民)。本文借鉴崔岩、胡宏伟等采用的两分类法,即农民工拥有市民身份认同或者拥有农民身份认同^[2-3]。调研结果显示 19% 的农民工认同市民身份,这与岳中志等和彭远春的调查结果相差无几^[5,38]。与此同时,身份认同也是选择方程中自变量,诸多因素会影响个体身份认同。借鉴既有研究,引入个体特征(性别、年龄、婚姻、民族、城市生活年限)、人力资本特征(学历、职业技能、务农经验)、家庭特征(家庭年收入、老家承包地、来源地、迁移模式)和工作特征(是否加入工会、就业稳定性、职业分层和劳动强度)四个维度 16 个变量(参见表 1 和表 2)。

表 2 自变量描述

变量	变量设置	均值	标准差
2012 家庭总收入(元)		73956.16	59423.08
工作单位缴纳保险情况	1=没有;2=有	1.51	0.5
参加农村新型合作医疗	0=否;1=有	0.76	0.43
单位提供住宿或住房补贴	1=提供;0=不提供	0.57	0.496
家庭迁移模式	1=个体式迁移;2=家庭式迁移	1.64	0.479
收入增长速度	1=增长快;0=增长慢	0.25	0.433
职业分层	1=企业主、经理、个体户或技术人员;2=普通工人	1.71	0.456
务工地点	3=东部;2=中部;1=西部	2.63	0.688
身份认同	1=市民;0=农民	0.19	0.392

(3)控制变量。为提高回归结果可靠性,引入一系列控制变量。收入是影响消费最为重要的变量之一,部分研究使用个体收入来表示,但考虑到家庭对个体的支持作用,因而选择家庭年总收入作为显示变量。依据持久性收入理论,个体消费还受到风险和未来预期的影响,社会保障因素和收入增长预期必须予以考虑。因而引入单位是否缴纳保险,是否参加新型农村合作医疗和近年来收入增长速度三个变量。农民工在城市其他消费支出也会对其文娱消费产生影响,住房消费构成农民工在城支出的一个重要组成部分,单位提供住宿或住房补贴能够增加农民工可支配收入,可能会提升个体文娱消费额。家庭式迁移可能会对农民工文娱消费量产生显著负向影响,实现家庭式迁移的农民工必然会产生更多生活支出,导致其减少文娱消费支出,因而也予以引入。引入职业分层情况是考虑到不同社会地位的人群有显著的消费差异。地区消费水平、消费环境等因素也不同,因而引入务工地这一虚拟变量。当然,农民工个体特征的影响也不可忽视,对其描述见表 1,其他自变量描述见表 2。

四、计量结果与分析

1. Heckit 干预效应模型

首先判断 Heckit 模型是否比 OLS 模型更合理,从 Heckit 的第一步选择方程中^①得到反向 Mills 比率值回归系数为-699.56,且在 1% 的显著性水平下显著。因而样本选择性偏差是存在的,Heckit 回归的结论更为可靠。同时,为进行有效的对比,也将 OLS 回归一并列出(表 3)。结果显示,OLS 模型与 Heckit 干预效应模型的回归结果十分相似,除身份认同外,性别、家庭总收入、收入增长速度、职业分层和务工所在地在两个方程中的系数值十分接近,且作用方向一致,说明上述因素对农民工文娱消费的影响具有稳健性。

表 3 OLS 回归与 Heckit 干预效应模型

自变量	OLS 模型		Heckit 模型	
	系数	标准差	系数	标准差
性别	116.415 *	65.814	145.99 *	88.369
年龄	-5.886	4.401	-3.406	5.982
民族	115.468	110.133	142.012	144.998
婚姻	-70.212	84.89	-122.377	113.493
学历水平	47.683	40.96	-68.839	53.644
2012 家庭总收入	0.003 * * *	0.001	0.002 * * *	0.001
保险	-10.015	62.916	20.091	66.557
合作医疗	-88.291	72.6	-112.535	72.656
收入增长速度	169.874 * *	74.859	143.479 *	75.599
住房或住房补贴	-38.594	63.836	-54.573	65.82
迁移模式	-21.72	65.822	-143.231	87.967
职业分层	-187.955 * * *	67.307	-190.767 * *	89.148
务工所在地	-85.74 * *	43.574	-110.109 * *	53.729
身份认同	7.979	81.153	1105.556 * * *	95.859
常数	656.884	346.322	997.507 * *	443.048

注: *、* *、* * * 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平,下同。

具体而言,男性相对女性的文娱消费支出更多。这可能与中国传统的“男主外,女主内”的分工密切相关,导致男性更有可能接触到娱乐消费。家庭总收入高的农民工文娱消费额更高,说明收入对

① 选择方程中,身份认同受到年龄、城市生活年限、教育水平、老家承包地情况、就业稳定性和家庭总收入的显著影响。如需要具体回归结果,请向作者索取。

消费的影响十分明显。这主要是由于收入提升使得个体有能力拓展消费内容和提升消费层次。收入增长速度代表着未来的收入保障,表现为收入增长速度快的农民工有着更高的文娱消费支出,这说明未来预期对个体消费有着深刻影响。职业分层对农民工文娱消费的影响也十分显著,普通工人的文娱消费支出要低于企业主、管理层和技术层人员。这一方面是由于普通工人收入较低、休闲时间更少;另一方面,可能是因为较高职业层需要通过娱乐消费来维系社会网络或凸显社会地位。务工地方面,表现为务工地点经济越发达,农民工文娱消费支出越少。这可能是由于发达区域的文化消费价格水平更高。虽然东部地区农民工收入稍高于中西部^①,但购买力却不如中西部地区农民工。

就身份认同而言,在 OLS 回归中,身份认同的影响系数不显著。但在 Heckit 干预效应模型很好地解决样本偏差后,身份认同对农民工的文娱消费影响系数变得极为显著,通过了 1% 显著性水平检验且影响系数达到 1105.6。这与理论预期判断相一致,即农民工越是认可自身的市民身份,其文娱消费额越大,因而文章第二部分提出的假说得到证实。但值得说明的是,市民身份认同带来文娱消费支出增加是通过带动消费理念和行为取向转换,进而带动消费内容和消费层次变化来实现的,消费量仅为外在表现。

2. PSM 稳健性分析

Heckit 干预模型能够有效减少样本选择性偏差,但其结果随着选择方程设定的不同而不同。与 Heckit 模型不同,PSM 则是建立反事实思路上的一种数据处理模型。在评估某个具体因素对个体的影响时,将整体区分为干预组和控制组。通过一定的计算方法,将诸多维度合成为一个综合指标——倾向得分值 PS (Propensity Score)。当干预组和控制组的 PS 值相同时,意味着两者有着基本相同的特征^[39]。在此基础之上最小化样本之间的偏差,从而测度出特定因素的“纯粹干预效应”。因而相对 Heckit 模型,PSM 模型能够更有效地消除选择性偏差。PSM 方法的另一优点就是可以很好地解决内生性问题。在工具变量常常难以获得的背景之下,近年来,PSM 已经成为一种有效的应对方法^[40]。就本文而言,被解释变量农民工的文娱消费与其身份认同可能存在反向因果关系。即身份认同可能影响农民工文娱消费,而文娱消费也可能促进个体市民身份认同的形成。社会学家将其表述为,消费虽然受到身份认同的影响,但消费同时作为原材料构建起自我身份认同^[30]。遭遇身份认同危机的农民工,也可能会通过文娱消费来“外显的”主动构建起新身份^[35]。Heckit 模型无法解决这一内生性问题,因而有必要使用 PSM 方法进行稳健性分析。

依据身份认同的差异将农民工群体区分为干预组和控制组,并使用 PSM 方法进一步验证身份认同对农民工文娱消费的影响。倾向得分 PS 被定义为,给定资源禀赋 Z 下,个体进入干预组的概率:

$$P(Z) = \Pr(\text{Dis} = 1 | Z) = E[\text{Dis} | Z] \quad (7)$$

其中 $\text{Dis} = 1$ 表示个体进入干预组,否则 $\text{Dis} = 0$ 。对任意个体 i 而言,市民身份认同对其在城娱乐消费的平均影响 ATT 为:

$$\begin{aligned} \text{ATT} &= E(Y_{1i} | \text{Dis}_i = 1) - E(Y_{10} | \text{Dis}_i = 1) = E(Y_{1i} - Y_{10} | \text{Dis}_i = 1) \\ &= E\{E[Y_{1i} - Y_{10} | \text{Dis}_i = 1, P(Z_i)]\} \\ &= E\{E[Y_{1i} | \text{Dis}_i = 1, P(Z_i)] - E[Y_{10} | \text{Dis}_i = 1, P(Z_i)]\} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, Y_{1i} 和 Y_{10} 分别表示市民身份认同和农民身份认同的文娱消费,资源禀赋 Z_i 包括农民工的个体特征、人力资本特征、家庭特征和工作特征。

PSM 常用的匹配方法有核匹配法、半径匹配法和最近邻匹配法。从表 4 中的结果来看,市民身份认同依然正向影响农民工个体平均娱乐消费额,这与 Heckit 模型保持一致,因而假说得到进一步证实。解释下 PSM 回归结果,即通过匹配构造两个完全相同禀赋的虚拟个体 A 和 B 时,两者只有身份认同存在差异,如果 A 是市民身份认同,而 B 是农民身份认同,那么 A 会因为身份认同差异比 B 在文娱消费方面多支出 425 ~ 594 元/年。

① 国家统计局发布 2012 年全国农民工监测调查报告显示,东部地区农民工收入为每月 2286 元,中部地区为 2257 元,西部地区为 2226 元,三个区域的收入差别并不大。

表 4 PSM 分析结果

匹配方法	ATT
核匹配法	424.549
半径匹配法($r=0.01$)	594.303
最邻近匹配法(非替代)	435.976

3. 新生代农民工分析

与老一代农民工相比,新生代的市民身份认同比例更高,文娱消费习惯和理念也更接近市民。为进一步验证身份认同对新生代群体的影响,基于 Heckit 干预效应模型进行分析。结果显示,反向 Mills 比率值的系数通过 5% 的显著性水平检验,使用 Heckit 模型更加合理。结果显示,市民身份认同依然正向促进新生代农民工的文娱消费,相应系数为 1238.4(表 5),大于整体样本影响系数 1105.6,说明身份认同差异对新生代影响更大^[22]。新生代农民工多半在初中或高中毕业后即进入城市,缺乏务农经验。部分新生代甚至跟随父母在城市长大,对农村十分陌生。与第一代农民工相比,新生代受城市文化熏陶更浓厚,更渴望融入城市。他们不再将自己视为匆匆的过客,而是期待成为新市民。希望或实现身份认同转变的新生代,通常会按照市民标准约束自我,摒弃旧的农民身份,并在消费理念和消费模式方面自觉的内化为市民模式,融入城市文化生活。

控制变量方面,家庭总收入通过了 1% 的显著性水平检验,表现为收入越高,新生代相应支出越高,这与整体方程保持一致,不再赘述。迁移模式也在 10% 的显著性水平下通过检验,表现为已经实现家庭式迁移的新生代文娱消费支出较低。这可能是因为家庭人口增加导致生活压力增大,挤占了新生代的文娱消费支出;也可能是由于家庭成员的监督,使得新生代的文娱消费支出被控制。新生代职业分层对新生代文娱消费作用方向与整体样本相同,具体解释参照前述。

表 5 新生代农民工^①

变量	系数	标准差
2012 家庭总收入	0.003***	0.0008
保险	-8.152	86.333
合作医疗	-48.791	92.201
收入增长速度	87.302	98.837
住房或住房补贴	57.089	90.63
迁移模式	-199.534*	116.612
职业分层	-275.064**	25.057
务工所在地	-99.988	69.614
身份认同	1238.403***	121.756
常数	944.542	396.599
Inverse Mills Ratio	-830.947**	60.082

五、结论与政策启示

农民工的物质生活得到广泛关注,但关于其精神文化需求的研究并不多见。本文从身份认同视角,重点考察了农民工在城文娱消费活动。相较既往研究使用案例分析或统计描述分析,本文基于浙江大学 2013 年农民工调查问卷,通过构建计量模型,实证分析了身份认同对农民工文娱消费的影响。并且本文考虑到样本选择性偏差问题,进而使用 Heckit 干预效应模型予以消除。回归结果证实市民

① 为节省篇幅,与表 3 相比,表 5 中没有包含个体特征(性别、年龄、民族、婚姻、学历水平),而上述五个因素的影响也并不显著。

身份认同显著正向影响个体文娱消费,即具有市民身份认同的农民工有着更高的文娱消费额度。为克服内生性问题,进一步引入PSM模型进行稳健性分析,证实上述结论具有稳健性。此外,性别、农民工家庭总收入、收入增长预期和职业分层也会对个体文化娱乐消费产生显著影响。新生代农民工更认可城市文化,其城市性也更强。分析结果表明,新生代的文娱消费受市民身份认同的影响程度更大。

基于上述结论得出以下两点政策启示。首先,农民的消费尤其是文娱消费并不只是一个经济问题,而且是一个文化认同问题。缺乏市民身份认同会导致农民工文娱消费需求低迷。因而,为增强农民工的文娱消费意愿和能力,需要尽快弥补农民工市民认同感不足这一短板。城市政府可以从降低城市户籍门槛、加强文化引导和营造良好的社会接纳氛围等方面着手,增强农民工群体的市民身份认同。其次,要特别重视新生代农民工的身份认同引导。随着时间推移,新生代农民工在农民工群体的比例逐渐上升。国家统计局发布的《2013年全国农民工监测调查报告》显示,1980年及以后出生的新生代农民工12528万人,占农民工总量的46.6%。新生代对乡村不再留恋,更希望在城市扎根,对城市文化更认可,市民化意愿也更高。因而,城市政府一方面要加强对新生代农民工身份认同引导,另外一方面也需要改善外在环境、放开怀抱接纳新生代农民工融入城市,实现这一群体从心理层面身份认同向真正市民转变。如果这一过程顺利,不仅对于新型城镇化的实现大有裨益,也对提升文娱内需意义重大。改变了身份和身份认同的新生代,势必展现出强劲的购买力。

本文还存在着一些不足:首先,本文通过对个体的调查直接获得身份认同现状,但这可能存在一定偏差。后续研究中,可能需要开发借鉴认知心理学方面成果,开发出农民工身份认同问卷,从而更准确地显示出个体的身份认同情况。其次,限于数据收集的难度,本文仅将农民工的文娱消费限定为三种,但实际上农民工的文娱消费活动越来越丰富,如何准确度量出文娱消费额度,将更多文娱消费方式囊括进来值得进一步研究。第三,本文仅讨论了身份认同对个体文娱消费的影响,但身份认同能够对个体多种经济社会行为产生影响,如生产、就业、婚姻等,这需要在后续研究中予以拓展。

参考文献:

- [1]李荣彬,张丽艳.流动人口身份认同的现状 & 影响因素研究——基于我国106个城市的调查数据[J].人口与经济,2012(4):87-86.
- [2]胡宏伟,曹杨,吕伟,叶玲.新生代农民工自我身份认同研究[J].江西农业大学学报:社会科学版,2011(3):41-48.
- [3]崔岩.流动人口心理层面的社会融入和身份认同问题研究[J].社会学研究,2012(5):141-160.
- [4]王春光.新生代农村流动人口的社会认同与城乡融合[J].社会学研究,2001(3):63-67.
- [5]彭远春.论农民工身份认同及其影响因素——对武汉市杨园社区餐饮服务员的调查分析[J].人口研究,2007(2):81-90.
- [6]朱力.农民工阶层的特征与社会地位[J].南京大学学报:哲学·人文科学·社会科学版,2003(6):41-50.
- [7]彼得·布劳.社会生活中的交换与权力[M].张黎勒,译.北京:华夏出版社,1988.
- [8]Eugenia C W, Keisha M C, Gavan J, Fitzsimons. How Asking “Who Am I?” Affects What Consumers Buy: The Influence of Self Discovery on Consumption [J]. *Journal of Marketing Research*, 2011(4):296-307.
- [9]Stets J E, Biga C F. Bringing Identity Theory into Environmental Sociology [J]. *Sociological Theory*, 2003 (21):398-423.
- [10]安东尼·吉登斯.社会的构成[M].李康,李猛,译.北京:生活·读书·新知三联书店,1998:89-92.
- [11]Guliz, Per. Constructing Immigrant Identities in Consumption: Appearance Among the Turko-Danes [J]. *Advances in Consumer Research*, 1998(149):48-52.
- [12]周明宝.城市滞留型青年农民工的文化适应与身份认同[J].社会,2004(5):4-23.
- [13]余晓敏,潘毅.消费社会与“新生代打工妹”主体性再造[J].社会学研究,2008(3):143-166.
- [14]赵晔琴,梁翠玲.融入与区隔:农民工的住房消费与阶层认同——基于CGSS 2010的数据分析[J].人口与发展,2014(2):23-32.
- [15]杨嫒.消费与身份构建:一项关于武汉新生代农民工手机使用的研究[J].新闻与传播研究,2011(6):65-74.

- [16] 占绍文,杜晓芬.农民工城市文化认同和文化消费行为研究[J].农村经济,2013(11):88-93.
- [17] Jenkins R. *Social Identity* [M]. London:Routledge, 1996.
- [18] 陶家俊.身份认同导论[J].外国文学,2004(2):37-44.
- [19] 王莹.身份认同与身份建构研究评析[J].河南师范大学学报:哲学社会科学版,2008(1):50-53.
- [20] Tajfel H, Billig M G., Bundy R P. Social Categorization and Intergroup Behavior [J]. *European Journal of Social Psychology*, 1971(1):149-178.
- [21] Deaux K. Reconstructing Social Identity [J]. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 1993(19):4-12.
- [22] Blunt A, Gruffud P, May J. *Cultural Geography in Practice* [M]. London:Edward Arnold, 2003:71-73.
- [23] 王宁.消费与认同:对消费社会学的一个分析框架的探索[J].社会学研究,2001(1):12-13.
- [24] 陈映芳.“农民工”:制度安排与身份认同[J].社会学研究,2005(3):119-132.
- [25] 杨同卫,康兴娜,陈晓阳.论新生代农民工身份认同的困境及应对措施[J].经济纵横,2011(8):79-81.
- [26] 戴安娜 克兰.文化生产:媒体与都市艺术[M].赵国新,译.南京:译林出版社,2001.
- [27] 凡勃伦.有闲阶级论[M].蔡受百,译.北京:商务印书馆,1964:31.
- [28] 齐美尔.时尚的哲学[M].费勇,等,译.北京:文化艺术出版社,2001:72-88.
- [29] 罗伯特 金 默顿.理论社会学[M].北京:华夏出版社,1990:96.
- [30] 姚建平.消费认同[M].北京:社会科学文献出版社,2006:21.
- [31] 让·波德里亚.消费社会[M].刘成亩,等,译.南京:南京大学出版社,2000:156.
- [32] 班建武.符号消费与青少年身份认同[J].教育学术月刊,2009(7):19-24.
- [33] 汪丽萍.融入社会视角下的新生代农民工消费行为——市民化消费和炫耀性消费[J].农村经济,2013(6):126-129.
- [34] 高梦媛,郑欣.文化自觉:从娱乐消费看新生代农民工的城市适应——基于长三角地区外来务工人员的考察[J].新疆社会科学,2013(3):108-114.
- [35] 金晓彤,崔宏静.新生代农民工社会认同建构的路径选择:外显性炫耀与内隐性积累的文化消费模式对比分析[J].江苏社会科学,2014(3):70-75.
- [36] 严翅君.长三角城市农民工消费方式的转型——对长三角江苏八城市农民工消费的调查研究[J].江苏社会科学,2007(3):224-230.
- [37] Heckman J. Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equations System [J]. *Econometrica*, 1978(46):931-960.
- [38] 岳中志,彭程,徐磊.我国新生代农民工身份认同的现状及其影响因素研究[J].西北人口,2011(6):96-100.
- [39] Heckman J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. *Econometric*, 1979(1):153-161.
- [40] 郭申阳,马克 W 弗雷泽.万卷方法·倾向值分析:统计方法与应用[M].郭志刚,巫锡炜,等,译.重庆:重庆大学出版社,2012:32-35.

(责任编辑:李良木)