

炫耀型消费与流动人口： 来自汽车按揭贷款的证据¹

孔东民² 刘宸昊³ 朱玲⁴

摘要 1899年,凡勃仑在《有闲阶级论》中首次用炫耀型消费刻画经济个体的行为。虽然这一理论对人类消费行为提供了直觉上的解释力,但囿于数据,相关的经验研究依然较少。本文利用上海某大型汽车公司提供的汽车按揭交易微观数据,实证检验了流动人口身份对炫耀型消费的影响。我们发现,流动人口的炫耀型消费支出显著高于本地居民,平均而言流动人口比本地居民的汽车消费支出高2.3%。利用参考人群平均收入与炫耀型消费行为的理论关系,本文验证了炫耀型消费的信号作用,即用来显性展示个人收入和资产等财富信息的社会地位的寻求机制。进一步的福利分析发现,炫耀型消费显著增加了流动人口的信贷负担,流动人口购置车辆的信贷负担的平均净现值比本地居民高2533.28元。此外,汽车市场的炫耀型消费还增加了高油耗车辆的购买,从而导致流动人口购置车型的百公里油耗增加,相当于每辆车寿命期间内二氧化碳排放量增加1.226吨。整体上,本文的发现对于理解流动人口消费行为、减少个人金融风险以及促进绿色消费具有明晰的现实含义。

关键词 炫耀型消费;流动人口;地位寻求;汽车按揭贷

“炫耀型消费贵重物品是绅士享有盛誉的一种手段。”

——《有闲阶级论》,凡勃仑(1899)

0 引言

一个世纪以前,凡勃仑在其著名的《有闲阶级论》中就提出炫耀型消费是经

1 作者感谢2021年国家社科基金重大课题“创新驱动发展战略下全面塑造发展新优势的路径研究”(21ZDA010)的资助,感谢何晓波、高彧、文乐和匿名审稿人的建设性意见。本文曾在第七届香樟经济学年会和南洋理工大学报告过。文责自负。

2 孔东民(通讯作者),华中科技大学经济学院,教授,E-mail:kongdm@mail.hust.edu.cn。

3 刘宸昊,北京大学光华管理学院博士研究生,E-mail:liuchenhao@stu.pku.edu.cn。

4 朱玲,华中科技大学经济学院博士研究生,E-mail:zhuling@hust.edu.cn。

济个体为了展示并享受社会身份地位的一种手段。一般而言,炫耀型消费是指能够将自己的经济地位信息传达给他人的消费。炫耀型消费反映了个人消费时与他人进行比较以获取主观效用的行为。汽车、珠宝首饰、服饰、婚礼葬礼的支出等都是易于被消费者身边人察觉到的炫耀型消费。虽然炫耀型消费理论得到经济学家的认同,并对人类消费行为提供了可信的解释力,但长期以来,相关的经验研究依然较少。

有关炫耀型消费的实证研究在近几年才逐渐兴起,且大多数研究都集中在种族和种姓等社会身份差异对炫耀型消费行为的影响。Charles et al. (2009)发现美国非裔和西班牙裔的炫耀型消费支出显著高于白色人种,Kaus (2013)在南非对这一结果进行了验证并得到了相似的结论。Khamis et al. (2012)则发现印度也存在类似的研究结论。

本文利用来自上海某大型汽车公司提供的全品牌汽车按揭交易的独特数据集,研究流动人口的炫耀型消费行为。在中国严格户籍制度和迅速城市化带来大规模人口流动的背景下,流动人口与本地居民的社会身份产生了巨大差异(Song, 2014)。现有文献证明了流动人口与本地居民在劳动力和享受公共物品服务等方面的差异^①,然而却几乎没有研究从行为的角度考察流动人口身份对其消费行为的影响。

相应地,基于中国场景对这一问题进行考察,并探索身份差异(流动性人口与本地居民)对炫耀型消费的影响,至少具有以下几点意义:首先,估计流动人口与本地居民在消费行为上的差异对于推进户籍制度改革和实现社会公平具有重要意义。中国建国初期严格的人口流动限制和长期实施的户籍制度,使得流动人口与本地居民产生了巨大差异(Ngai et al., 2019)。户籍制度限制造成流动人口难以与本地居民享受同等条件的教育医疗等公共服务,并且两者在收入、创业条件等劳动力市场表现方面也存在差异(Song, 2014)。消费作为获得效用的方式,是影响主观幸福感的关键因素。因此,有必要估计流动人口与本地居民的消费行为差异,并探索其潜在的影响机制,以推进流动人口与本地居民的融合。

其次,研究流动人口身份对炫耀型消费的影响,对于正在经历快速城市化的其他国家,特别是发展中国家具有重要意义。随着中国城市化的不断推进,中国的人口迁徙随着劳动密集型产业的发展而迅速增加。第七次全国人口普查结果显示,中国的流动人口从2010年的2.21亿人,增长至2020年的3.76亿

^① 现有文献探索了流动人口与本地居民在劳动力和享受公共物品等方面的差异,例如流动人口与本地居民劳动报酬的差异(Démurger et al., 2009; 万海远和李实, 2013; 章莉等, 2014);流动人口身份对创新创业的影响(宁光杰和段乐乐, 2017);流动人口身份对教育和医疗等公共服务享有的影响(Song, 2014)。

人,占全国总人口的26.62%。与此同时,全世界也同样经历着迅速的城市化,全球居住于城市的人口从2000年的46.69%增加至2019年的55.72%,而其中增长最迅速的国家分别是中国、赤道几内亚和哥斯达黎加^①。与研究人种和种姓等身份差异对炫耀型消费的影响不同,流动人口与本地居民的身份差异在那些正处于快速城市化阶段的国家普遍存在。估计这种身份差异导致的炫耀型消费行为对于发展中国家的城市化进程具有借鉴意义。而中国庞大的流动人口群体恰好为我们提供了一个研究流动人口群体与本地居民消费差异的机会。

最后,如果流动人口相对于本地居民购买更多的炫耀型消费商品,这种非理性的行为可能会对个人发展或者社会福利产生不利影响。炫耀型消费的商品往往价格高昂,从而可能挤兑用于教育和医疗等有利于提升人力资本的支出。为购买炫耀型消费商品,个人可能要进行贷款消费,从而增加了个人信贷负担和金融风险。另外,炫耀型消费品还具有许多外部影响,例如炫耀型消费的不平等可能会增加暴力犯罪(Hicks and Hicks, 2014)。这些影响都说明探索身份差异对炫耀型消费的影响,对于改善个人发展和促进社会群体融合具有重要意义。例如, Thaler and Sunstein (2008) 就指出,监管部门制定合理的政策以修正个体非理性行为可以在健康、财富与生活满意度方面显著提升社会福利。

本文基于独特的全国范围汽车按揭贷款交易微观数据验证了流动人口身份对炫耀型消费行为的影响。这一发现补充了有关流动人口身份差异影响的相关研究。现有研究探究了流动人口在劳动力市场(Démurger et al., 2009; 万海远和李实, 2013; 章莉等, 2014)和创业(宁光杰和段乐乐, 2017)中的差异。一支新兴的文献从行为经济学的角度探究了身份差异对主观幸福感(Akay et al., 2012)、对激励的反应(Afridi et al., 2015)和信任(Luo and Wang, 2020)等的影响。本文则是首个使用交易记录微观数据,探究流动人口与本地居民消费行为差异的实证研究,弥补了有关移民身份对消费影响的空白,并补充了身份对行为影响的文献。

我们利用中国数据实证检验了Veblen(1899)所述的财富信号展示机制,即身份差异通过信息展示机制影响炫耀型消费行为。我们的研究丰富了Veblen(1899)的经典理论,这一支文献已经讨论了人种身份差异(Charles et al., 2009; Kaus, 2013)和种姓身份差异(Khamis et al., 2012)对炫耀型消费行为的影响。本文利用汽车交易记录数据,验证了炫耀型消费背后的信号显示机制。除了发现炫耀型消费支出的差异外,本文还通过探索购车级别、外形和车型的差异揭示了财富信息展示机制对消费选择多方面的影响。

本文还进一步考察了身份差异导致的炫耀型消费对于个体和社会带来的

^① 世界银行数据 <https://data.worldbank.org/indicator/SP.URB.TOTL.IN.ZS>

福利影响,发现汽车市场的炫耀型消费导致了个人贷款负担的增加,并加剧了能源消耗和污染排放与碳排放等环境影响。这一发现丰富了有关炫耀型消费影响的研究。炫耀型消费行为对于个体行为具有许多不利的影响,一方面炫耀型消费品支出会教育和医疗等有助于提高人力资本的支出(Moav and Neeman, 2012),另一方面炫耀型消费的不平等加剧了暴力犯罪(Hicks and Hicks, 2014)。我们的研究从个人金融风险和社会的环境外部性两方面,丰富了有关炫耀型消费行为产生影响的研究。这也对进一步深化户籍制度改革具有一定的现实指导意义,符合 Thaler and Sunstein(2008)所提倡的政府部门应该制定合理的政策引导社会中的非理性行为以提升个人和社会福利。

本文的其余部分安排如下:第 1 节讨论研究背景,综述相关文献;第 2 节讨论本文的实证模型和数据来源;第 3 节讨论实证结果;第 4 节进行稳健性检验;第 5 节进一步讨论炫耀型消费的影响;第 6 节总结全文。

1 研究背景与文献综述

1.1 流动人口

人口流动是城市化和经济发展进程中不可或缺的重要话题。在中国背景下,人口流动的状况发生了多次巨大变迁,户籍制度和劳动力市场发展对中国人口流动产生了重要影响。在新中国成立初期的 30 年间,为了应对农业劳动生产率低下与城市工业化对农业产品需求量巨大的矛盾,农村与非农村户籍制度严格限制了城乡人口流动,当时将近 80% 的中国人居住于农村(Meng, 2012)。20 世纪 70 至 80 年代,由于农业生产效率的提升,户籍制度对人口流动的限制了农村劳动力充分就业,阻碍了农业产业化,并且由于户籍制度决定了医疗和教育等公共物品的获取,进一步影响了流动人口在城市的发展(Ngai et al., 2019)。90 年代中后期,特别是 2001 年中国加入 WTO 后,随着城市劳动密集型产业的发展,城市对非技术劳动力的需求大增。自此,中国农村劳动力迅速涌入城市,流动人口从 2000 年的 1 亿人,增长至 2014 年的 2.53 亿人,占总人口的 18.5%。

回顾中国流动人口的变迁,不难发现,中国流动人口群体数量庞大,且长期的户籍制度导致流动人口和本地居民间存在很大的身份差异。这一背景为讨论流动人口的经济影响,以及流动人口与本地居民身份差异导致的行为差异提供了一个良好的机会。

一支文献将注意力集中于户籍制度对人口流动限制造成的负面经济影响。Song(2014)综述了户籍对流动人口与本地居民身份差异的两个主要原因:第

一,流动人口与本地居民在城市生活中享受的教育、医疗和社会保障等公共物品存在显著差异;第二,中国劳动力市场存在显著的户籍歧视,农民工与城镇职工的收入差异有36%无法用禀赋解释(Démurger et al., 2009; 万海远和李实, 2013; 章莉等, 2014)。首先,在宏观方面,这种身份差异对经济产生了负面影响。Au and Henderson(2006)和 Whalley and Zhang(2007)证明户籍制度限制了农村和城市之间以及地区间的劳动力流动,影响了产业集聚和劳动生产率,造成了GDP损失和日益严重的相对不平等。其次,户籍制度带来的身份差异还限制了流动人口对于城市发展的其他积极作用。叶文平等(2018)从市场规模扩大、知识外溢性和中间投入品价格的角度,证明了流动人口对创新创业的积极作用,而户籍制度则限制了流动人口对创新创业的正效应(宁光杰和段乐乐, 2017)。余运江和高向东(2017)实证证明了市场潜能对流动人口工资具有正效应,而行政限制低技能劳动力流动会牺牲市场潜能的正外部性,造成经济效率的损失。

综上所述,由于流动人口的身份差异,尽管中国的流动人口推进了城市化发展进程,但与本地居民相比,他们从城市化中却获益较少(Combes et al., 2020)。

得益于微观数据可得性和实验经济学的发展,另一支新的文献则从偏好、风险规避等角度,揭示了中国流动人口身份认同对行为差异的影响。Akay et al. (2012)发现移民的主观幸福感取决于参照群体,其他移民的收入对其幸福感具有负面影响,而本地居民的收入则对其具有积极的信号效应。Afridi et al. (2015)发现在计件工资制度下,强调户口身份显著降低了农民工相对于本地居民在激励性任务上的表现,从而显著降低了他们在收入分配中的相对排名。Hao et al. (2016)发现与本地居民相比,在面对不确定性决策时,流动人口表现出更低的风险厌恶态度。Luo and Wang(2020)利用田野实验发现户籍的身份认同在学生群体中存在显著差异,本地身份学生表现出更高的信任度,且被试者对相同身份的同伴具有更高的信任度。

本文补充发展了有关移民身份认同与行为差异的相关文献。首先,现有文献多将注意力集中于劳动力市场,讨论人口流动、移民身份与收入等的关系。本文则将视角转移至商品市场,探究移民身份对消费行为的影响。其次,有关移民身份认同与行为的文献揭示了移民与本地居民在效用与偏好、风险规避等方面的差异。本文则考察移民身份对炫耀型消费行为的影响,从而进一步补充了移民身份差异造成影响的相关研究。最后,中国的流动人口问题具有数量庞大和户籍制度限制等特殊性的特点,但对中国移民的研究对于其他国家仍具有重要意义。移民问题是各个国家,尤其是发展中国家在城市化进程中无法逃避的环节。正确估计中国移民身份对于消费行为的影响,对于正在经历快速城市化和人口流动的国家具有借鉴意义。

1.2 炫耀型消费

本文着眼于移民身份对于炫耀型消费的影响。一百多年前, Veblen (1899) 在他著名的《有闲阶级论》中提出了炫耀型消费的概念。与传统的消费者理论不同, 消费者通过购买炫耀型消费商品发出信号, 以向他人展示自己无法被直接观测到的财富实力和经济社会地位, 从而获得他人的身份认可。这类商品主要包括珠宝首饰、汽车、婚嫁丧葬仪式等消费。

尽管炫耀型消费早在百年前就被提出, 但囿于数据可得性等原因, 有关的实证研究则较少。与本文最为相关的实证文献是考察身份对炫耀型消费影响的文献。Charles et al. (2009) 利用美国的收入调研数据进行实证研究, 发现相对于白人, 非裔和西班牙裔人群的炫耀型消费显著更多, 并证明了这种差异是为了发出显示个人收入水平信息, 而非单纯的偏好差异。然而, 少数族裔群体总体的经济状况相对于白人更加糟糕, 他们这种炫耀型消费的行为使其在婚礼葬礼、服装、汽车和珠宝等消费方面投入较多, 并进而挤出了教育和医疗等对其发展有利的消费。所以, 身份差异导致的炫耀型消费模式, 对于少数族裔的未来发展具有不利的影响, 对于种族融合也具有不利影响。这使得炫耀型消费的种族差异成为一种发展问题, 因此有必要考察身份导致的炫耀型消费行为在发展中国家是否也具有显著影响。Kaus (2013) 在南非进行研究, 进一步证明了人种的炫耀型消费差异在发展中国家也显著存在。Khamis et al. (2012) 发现在印度低等级种姓的群体在炫耀型消费的支出显著高于婆罗门等高级种姓, 并显著挤出了低等级种姓群体的教育和医疗支出。Friehe and Mechtel (2014) 将东德和西德合并作为自然实验, 实证发现东德居民的炫耀型消费的支出显著高于西德。最近, Bricker et al. (2020) 考察了汽车市场的炫耀型消费行为, 发现社区内财富水平越高的个体为了显示财富身份, 购买更高档次的汽车从而负担了更高的贷款, 但并没有探究社会身份造成的消费影响, 也没有进一步考察汽车市场炫耀型消费行为导致的社会外部性影响。

尽管在中国背景下不存在种族或种姓等社会身份差异, 但根据本节的文献综述可知中国的流动人口与本地居民的身份存在差异, 且对于收入、就业选择、幸福感等存在显著的影响。因此, 我们聚焦于汽车消费市场, 针对流动人口身份对炫耀型消费的影响提出假说 H1 和 H2:

H1: 流动人口的身份差异可能导致流动人口的炫耀型消费支出显著高于本地居民;

H2: 流动人口与本地居民在炫耀型消费的差异是由于显示财富机制驱动的, 这一差异随个体收入的增加而增加, 随群体平均收入的增加而减少。

少数文献探究了中国背景下的炫耀型消费行为。Jinkins (2016) 通过比较

研究,认为与美国相比,在中国的文化背景下,相对社会地位更容易受到炫耀型消费的影响。Brown et al. (2011)利用中国农村的消费数据实证证明了出于寻求社会地位的动机,穷人在葬礼和婚礼等炫耀型消费的支出显著增加。而 Wei and Zhang (2011)则发现性别比例失衡,造成了中国农村婚礼彩礼这类炫耀型消费的攀比行为,导致了农村的过度储蓄。可见,在中国背景下,炫耀型消费行为广泛存在。本文丰富了中国炫耀型消费行为相关的研究,试图从人口流动的视角揭示炫耀型消费的社会获取的潜在机制。

此外,炫耀型消费对经济发展存在重要的外部影响。Eaton and Eswaran (2009)通过理论模型证明了随着生产力的提高,炫耀型商品最终将在经济中占据主导地位,最终导致幸福悖论现象,即居民幸福感并未随着收入增长而提升的现象。而 Hicks and Hicks (2014)则将炫耀型消费与犯罪联系起来,实证证明了总消费的不平等对暴力犯罪并无显著影响,炫耀型消费的不平等对暴力犯罪具有显著的促进作用。炫耀型消费行为对于社会发展具有广泛的外部影响,考察其背后的机制具有深远的意义。因此,本文结合汽车信贷市场和汽车作为消费品的特点,进一步探索了炫耀型消费的福利影响,并提出了假说 H3:

H3: 在个人影响方面,炫耀型消费将增加个人金融风险 and 贷款负担;在社会外部影响方面,汽车市场炫耀型消费会导致负的环境外部性。

2 数据来源、研究设计与描述性统计

2.1 数据来源

本文基础数据集来自上海某大型汽车公司提供的全品牌汽车按揭交易数据。该数据包含了全国 31 个省、直辖市、自治区 2018 年 1 月至 8 月在该平台的汽车贷款数据。剔除车型缺失的样本后,最终获得 21333 个观测值,其中流动人口观测值为 8180 个,常住人口观测值为 13153 个。这一独特数据集包含丰富的个人贷款以及个人特征数据,这为研究炫耀型消费提供了便利。首先,分期贷款数据提供了消费者性别、年龄、学历、所从事的行业、工作所在地和家乡所在地等详细的个人信息,这为控制人口特征提供了丰富的变量。其中,样本中汽车购买者的家乡分布了 271 个地级市,整体分布均匀。其次,贷款数据集包含银行的征信的信息,这为控制消费者的永久收入提供了可能。最后,该数据还提供了消费者所购买的车型以及车贷合同信息,从而反映了消费者购车选择和所承受的个人贷款负担。

为详细探索汽车消费的特征,本文从汽车之家网^①获取了车辆的厂商建议

^① 汽车之家网 (<https://www.autohome.com.cn/>)

零售价、车型、车辆外形和性能特征。汽车之家是目前全球访问量最大的汽车网站,汽车之家产品库拥有互联网最全面准确的车型数据。

2.2 模型设计和变量定义

炫耀型消费的背后是寻求身份认同的行为,人们通过增加更易被观察到的消费以向他人发出通常无法被观察到的财富信号。Veblen(1899)对炫耀型消费行为的论述中提到,社会的低收入群体渴望高收入群体的生活水平,进而增加高收入群体相关商品的消费。而高收入群体为了区分自己和低收入群体,进一步增加炫耀型商品的消费。Veblen(1899)还推断炫耀型消费会随着社会凝聚力的下降和流动性的上升而增加。

为检验信息展示行为是炫耀型消费的内在机制,Charles et al. (2009)将身份认同纳入效用函数。根据约束条件下个体的效用最大化,可以得出以下两点结论:(1)炫耀型消费支出随着收入的增加而增加;(2)炫耀型消费支出随着参考人群人均收入的增加而减少。

第一条结论的经济含义较为直观。通过提高炫耀型消费支出,个人发出了有关潜在收入的信号,从而凸显自己更高的社会经济地位。因此,个人收入越高,则通过炫耀型消费来区分个人与其他人的动机就越强。

第二条结论说明群组人均收入降低,则炫耀型消费增加。其背后的含义是,假设一个群体不断加入更贫困的人,则每个收入水平的人都必须发出更多的信号以区分自己和那些更贫困的人。反过来说,随着群组收入水平的提高,炫耀型消费这种收入地位信息展示行为减少。

基于 Charles et al. (2009)的模型,本文利用汽车市场消费记录,探索流动人口炫耀型消费行为差异。本文的实证模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{migrant}_{it} + \beta_2 \ln(\text{credit}_{it}) + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为个体*i*在*t*月购买汽车的相关参数。为了探索炫耀型消费行为,本文参考(Bricker et al., 2020)有关汽车购买相关的研究选取指标。我们首先考察了汽车的对数交易价格 $\ln(\text{purchase price})$ 以及该车型客观的对数市场价格 $\ln(\text{market price})$ 。交易价格与市场价格可能由于购车时的内饰、天窗等选择和中间商差价等原因与市场价格存在差异,但两者都是该车价值的衡量方式。本文还选取了与车辆外形有关的变量,level为汽车车型等级的序数变量,当该车型被分类为小型车或微型车时,level等于0;当该车型被分类为紧凑型车时,level等于1;当该车型被分类为中型车时,level等于2;当该车型被分类为大型车时,level等于3,且该分类来源于厂商对该车型的定位等级。车辆级别与车型不同,例如SUV这类车型包含小型SUV、中型SUV和大型SUV等级别。车辆外形相关的变量height,width和length分别表示车辆的高度、宽度和长度,单位为mm。

另外,本文还选取了其他与炫耀型消费有关的车辆特征,SUV是运动型多用途汽车的虚拟变量,当购买的车型为SUV时取1。 model age 被定义为该车型发售日到购买日时间长度,单位为月, model age 越小的车型表示该车型在市场上越新颖。本文还根据车辆品牌定义了高档车的虚拟变量 high status car ,如车辆品牌被包含于凯利蓝皮书^①的奢侈品品牌中时,该车被认为是高档车,虚拟变量为1,否则为0。详细变量定义和数据来源可见附表1。

本文关键的解释变量为 migrant_{it} ,当消费者 i 为流动人口时,虚拟变量为1;当消费者 i 为本地居民时,虚拟变量为0。因此, β_1 衡量了流动人口相对于本地居民在汽车消费上的差异。

为了验证这种差异是由于身份造成的,Charles et al. (2009)进一步利用对数总消费 $\ln(\text{total expenditure})$ 作为个人终身收入的代理变量,以控制 $\ln(\text{permanent income})$ 对消费的影响。由于数据不可得,我们无法直接控制个人收入,但交易中的个人征信信息为我们提供了控制个人收入的可能。我们选取了银行授信额度 $\ln(\text{credit})$ 作为个人收入的衡量方式。银行对于个人的授信额度是基于个人收入、从事工作、教育水平和年龄等基本情况估计的个人可贷款额度水平,可以客观地代表个人永久收入水平。我们所选取的授信额度来源于多家银行的评估,包含以下三个变量: $\ln(\text{total credit})$ 表示银行个人授信额度的总额, $\ln(\text{credit max})$ 和 $\ln(\text{credit min})$ 表示各银行对该卖家给出授信额度的最大值和最小值。银行授信额度的回归系数 β_2 衡量了个人收入对汽车购买消费的影响,若该系数为正则验证了炫耀型消费机制的第(1)条假设。

我们还进一步控制了可能与偏好和收入有关的变量。控制变量 X_{it} 包含了购车者的个人信息: female 为性别的虚拟变量,当购车者为女性时该变量为1。 age 和 age^2 分别表示购车者的年龄和年龄的平方。 married 是表示婚姻状况的虚拟变量,当购车者已婚时,该变量为1。 educ 表示购车的受教育年限。 house 表示购车者是否拥有房产的虚拟变量,当购车者拥有房产时,该变量为1。 license 表示购车者是否拥有驾照的虚拟变量,当购车者拥有驾照时,变量为1。

本文还控制了可能影响消费行为的多种固定效应。由于消费者从事的工作所在行业可能同时影响收入和消费偏好,因此本文加入工作行业固定效应 industry FE 。由于各车型,如轿车、跑车、商务车、SUV和面包车等车辆类型可能系统性地影响汽车价格和外形参数,因此本文加入了车型控制变量 vehicle type FE 。由于汽车行业可能存在季节等周期性,本文加入了月度时间固定效应 purchase month FE 。此外,本文还控制了所在城市的固定效应 city FE 。

^① 凯利蓝皮书是有一家70年历史的汽车报刊出版社,凯利蓝皮书中的奢侈品车包含以下品牌:讴歌、阿斯顿马丁、奥迪、宾利、宝马、凯迪拉克、英菲尼迪、兰博基尼、路虎、雷克萨斯、林肯、莲花、玛莎拉蒂、迈巴赫、奔驰、保时捷、劳斯莱斯、特斯拉和沃尔沃。

为了验证身份信息发出行为是消费差异的潜在机制,还需要验证炫耀型消费机制的第(2)条假设。本文进一步地将各地级市的人均 GDP 加入回归方程中,用以表示人均收入水平,进而得到回归方程(2):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{migrant}_{it} + \beta_2 \ln(\text{credit}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{GDP per capita})_{it} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

由于购车所在城市的居民为消费者决策时的参考群体,因此在身份信号模型下,ln(GDP per capita)作为参考群体人均收入水平的衡量会影响炫耀型消费行为。由于炫耀型消费支出随着参考人群人均收入的增加而减少,如果 β_3 显著为正则验证了炫耀型消费机制的假设(2)。

2.3 描述性统计

表 1 汇报了本文所使用变量的描述性统计。我们观察到所有样本购车价格的均值为 9.59 万元,汽车市场价格的均值为 11.08 万元。中国汽车市场中高档车占比不高,在我们的样本中仅有约 1%的高档车消费。

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	最小值	中位数	最大值	方差
被解释变量:汽车特征变量						
purchase price	21333	9.59	2.39	8.50	108.80	5.614
market price	21333	11.08	2.79	9.68	198.80	8.041
核心解释变量:流动人口						
migrant	21333	0.38	0.00	0.00	1.00	0.486
migrant in the province	21333	0.19	0.00	0.00	1.00	0.391
migrant from other province	21333	0.20	0.00	0.00	1.00	0.396
控制变量:个人授信额度与群体平均收入						
total credit	21333	4.98	0.00	2.20	136.35	7.687
credit max	21333	2.44	0.00	1.50	100.00	3.559
credit min	21333	0.81	0.00	0.50	42.13	1.190
GDP per capita	21333	7.86	1.27	6.69	42.43	4.562
控制变量:个人特征						
female	21333	0.11	0.00	0.00	1.00	0.310
age	21333	35.33	19.00	34.00	65.00	8.022
age2	21333	1312.50	361.00	1156.00	4225.00	617.391
married	21333	0.30	0.00	0.00	1.00	0.457
educ	21333	5.44	0.00	0.00	18.00	6.629
house	21333	0.29	0.00	0.00	1.00	0.453
license	21333	0.97	0.00	1.00	1.00	0.180

续表						
变量	样本量	均值	最小值	中位数	最大值	方差
外生变量:春运客流强度						
home city move-in intensity	21333	35.07	2.34	25.87	184.94	33.586
work city move-out intensity	21333	48.24	0.00	33.06	167.35	41.959
其他汽车参数及购车信息变量						
level	21333	1.65	0.00	2.00	3.00	0.915
height	21318	1663.43	1295.00	1679.00	2680.00	168.796
width	21320	1799.31	1400.00	1809.00	2374.00	75.811
length	21320	4600.95	2695.00	4599.00	5990.00	335.171
model age	17980	13.05	0.00	11.00	90.00	10.654
suv	21333	0.50	0.00	0.00	1.00	0.500
high status car	21333	0.02	0.00	0.00	1.00	0.130
loan amount	21333	8.54	0.00	0.12	580.00	24.200
loan balance	21,333	7.28	0.00	0.01	555.00	21.941
down pay ratio	21333	0.13	0.00	0.09	0.75	0.124
payment monthly	21333	0.27	0.07	0.25	4.00	0.137
EV	21333	0.02	0.00	0.00	1.00	0.131
displacement	21125	1.63	1.00	1.50	5.70	0.316
fuel consumption	18072	6.82	1.40	6.70	12.40	1.024

在所有购车者中,移民占总样本的 38%,其中省内移民占有所有样本的 19%,省外移民占 20%。对数移民授信额度的均值为 4.98 万元。本文所使用的购车样本中仅有 11%为女性,30%购车者的婚姻状态为已婚,29%的购车者拥有房产,购车者的平均年龄为 35 岁。

图 1 对本研究结论给出了描述性的统计。图 1(a)报告了流动人口和本地居民对数购车价格的核密度估计图,图 1(b)报告了流动人口和本地居民对数授信额度的核密度估计图,其中实线表示本地居民的分布曲线,虚线表示流动人口分布曲线。两者总体分布较为接近。但是,汽车价格的购买分布,流动人口与本地居民相比存在显著右偏,这意味着流动人口相对于本地居民的购车

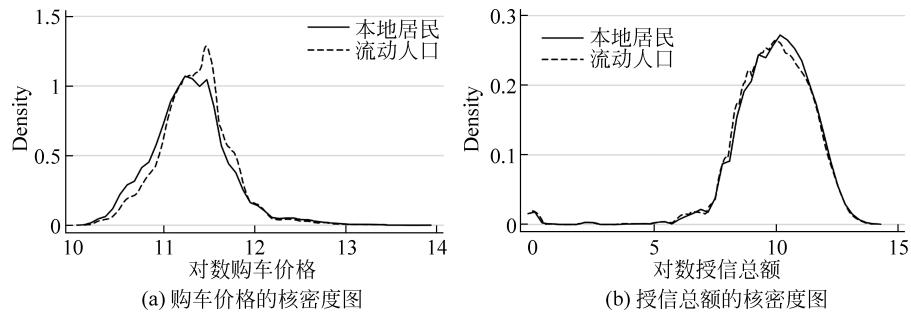


图 1 购车价格与授信额度的核密度图

价格更高。然而,从授信额度的分布曲线可以看出,流动人口与本地居民相比授信额度相对左偏,这意味着流动人口的授信额度相对较低。购车价格和授信额度的分布差异为炫耀型消费提供了描述性的证据。

3 实证结果

3.1 基准结果

表 2 汇报了流动人口与本地居民在汽车消费选择的差异,其中列(1)的被解释变量为对数实际交易价格,并控制了个人特征、购车类型、时间和城市固定效应。在基准回归结果中,migrant 的系数为 0.018,并在 5%的水平下显著。这意味着汽车作为一种炫耀型消费,流动人口在汽车消费方面的支出显著高于本地居民。

表 2 基准结果:估计流动人口与本地居民的购车选择差异(汽车价格)

	(1)	(2)	(3)
	ln(purchase price)	ln(purchase price)	ln(market price)
migrant	0.018 ** (0.007)	0.023 *** (0.007)	0.016 ** (0.008)
ln(total credit)		0.023 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)
ln(credit max)		0.013 * (0.007)	0.016 ** (0.007)
ln(credit min)		-0.003 ** (0.002)	-0.002 (0.002)
female	0.054 *** (0.010)	0.049 *** (0.010)	0.040 *** (0.010)
age	0.004 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)
age2	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.003 (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.004 (0.009)
educ	0.004 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)
house	0.033 *** (0.007)	0.028 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)
license	0.022 (0.015)	0.017 (0.015)	0.015 (0.016)

续表

	(1)	(2)	(3)
	ln(purchase price)	ln(purchase price)	ln(market price)
constant	12. 343 (8353. 301)	12. 136 (986. 555)	2. 824 (8799. 297)
industry FE	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21333
R ²	0. 263	0. 277	0. 272

注:本表报告了流动人口与本地居民汽车购车选择的差异。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

列(2)相对于列(1)加入了消费者的银行授信额度变量以控制个人收入差异。Charles et al. (2009)认为个人当期收入无法充分反映个体的持久收入,因此将消费支出总额作为永久收入的代理变量。考虑到银行授信额度是对个体持久收入、工作性质等因素的客观评价,本文则使用银行授信额度作为永久收入的代理变量。加入银行授信数据后,migrant 的系数为 0. 023,且仍在 1%的水平下显著。在控制个体收入后,流动人口与本地居民在汽车消费方面的差异依然稳健。此外,对数总授信额度的系数为 0. 023,且也在 1%的水平下显著。这与 Charles et al. (2009)模型中的推断一致,个体收入的增加显著提高了炫耀型消费品支出。

我们进一步将被解释变量更换为该车型的对数市场价格,用以表示市场对车型价值的客观评价。列(3)汇报了市场价格作为被解释变量的回归结果。加入授信额度以控制个体收入差距,migrant 的系数变为 0. 016,并且在 5%的水平下显著。这意味着在个人特征和收入相同的情况下,流动人口购买车型的市场价值也显著高于本地居民,从而验证了假说 H1。

上述结果说明,流动人口在汽车消费方面的支出显著高于本地居民,购买车型的价值也显著高于本地居民。图 2 的分样本汽车消费恩格尔曲线也为流动人口与本地居民在汽车消费方面的差异提供了直观的证据。汽车恩格尔曲线是由对数汽车消费支出关于对数个人授信额度进行局部加权回归得到。其中,虚线表示流动人口的汽车消费恩格尔曲线,实线表示本地居民的汽车消费恩格尔曲线。

两组汽车恩格尔曲线都呈现上升趋势,这意味着个人持久收入越高,则购车价值越高。比较两组恩格尔曲线,在相同个人持久收入的条件下,流动人口的汽车消费支出显著高于本地居民。另外,汽车恩格尔曲线呈现凹函数的形式,表明汽车消费对于一个家庭而言是一种奢侈型消费。

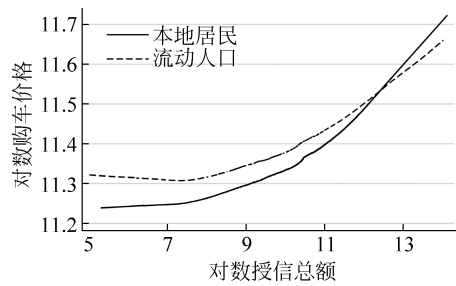


图 2 汽车消费恩格尔曲线

表 3 为流动人口与本地居民的汽车消费差异提供了进一步检验的结果。列(1)估计了车辆级别的消费差异,其中被解释变量 level 表示车辆的分级,最低级别为微型或小型车,最高级别为大型车。此时 migrant 的系数为 0.062,且在 1%的水平下显著。这意味着在其他条件相同时,流动人口相对于本地居民购车时会选择更高级别的车型。列(2)、列(3)和列(4)则分别将购买车型的高度、宽度和长度作为被解释变量,考察身份对车辆外形选择的差异。migrant 的系数在列(2)、列(3)和列(4)分别为 11.386,8.436 和 35.454,并均在 1%的水平下显著,这意味着流动人口选择购买的车型相对于本地居民在外形上显著更大。列(5)考察了购买车型的差异,migrant 的系数为 0.031,且在 1%的水平下显著为正,这表示流动人口相对于本地居民更倾向于购买 SUV 类车型。

表 3 基准结果:估计流动人口与本地居民的购车选择差异(汽车特征)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	level	height	width	length	suv	model age	high status car
migrant	0.062 *** (0.011)	11.386 *** (1.638)	8.436 *** (1.250)	35.454 *** (4.665)	0.031 *** (0.009)	-0.301 (0.214)	-0.002 (0.003)
ln(total credit)	0.011 (0.009)	-1.336 (1.308)	-0.114 (1.004)	1.039 (3.877)	-0.012 * (0.007)	-0.266 * (0.160)	0.002 (0.002)
ln(credit max)	0.012 (0.011)	4.451 *** (1.548)	3.436 *** (1.187)	8.578 * (4.602)	0.008 (0.009)	0.136 (0.189)	0.002 (0.002)
ln(credit min)	0.000 (0.002)	-0.856 ** (0.350)	-0.665 ** (0.262)	-0.969 (0.977)	0.003 (0.002)	0.018 (0.042)	-0.000 (0.001)
female	-0.021 (0.015)	-2.633 (1.892)	2.250 (1.531)	-5.393 (5.493)	0.047 *** (0.012)	-0.355 (0.275)	0.009 ** (0.004)
age	0.001 (0.004)	0.961 * (0.567)	-0.742 * (0.424)	1.217 (1.599)	0.010 *** (0.003)	0.145 * (0.075)	0.000 (0.001)
age2	0.000 (0.000)	-0.003 (0.007)	0.013 ** (0.006)	0.006 (0.021)	-0.000 ** (0.000)	-0.002 * (0.001)	0.000 (0.000)

	续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	level	height	width	length	suv	model age	high status car
married	0.031 ** (0.013)	2.362 (1.692)	1.703 (1.388)	8.974 * (5.069)	-0.002 (0.011)	-0.291 (0.261)	-0.005 (0.003)
educ	-0.002 (0.001)	-0.077 (0.175)	-0.005 (0.139)	-0.198 (0.513)	0.001 (0.001)	0.042 (0.026)	0.000 (0.000)
house	0.030 *** (0.010)	1.318 (1.469)	1.388 (1.135)	9.968 ** (4.222)	0.013 (0.009)	-0.159 (0.195)	0.008 *** (0.002)
license	-0.061 *** (0.023)	-3.873 (3.225)	-1.913 (2.319)	-17.056 ** (8.363)	-0.061 *** (0.019)	-0.097 (0.421)	-0.000 (0.006)
constant	1.591 (556.758)	1244.649 *** (23.605)	1797.412 *** (24.226)	4455.480 *** (81.707)	-0.147 (1437.719)	0.542 (1.964)	0.769 (263.035)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21318	21320	21320	21333	17980	21333
R ²	0.638	0.772	0.335	0.529	0.066	0.137	0.067

注:本表报告了流动人口与本地居民汽车购车选择的差异。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

列(6)考察了对于新车型的购买倾向,系数为负表示流动人口相对于本地人口更倾向于购买新发售的车型,这与 Bricker et al. (2020)的结论相符。然而该系数并不显著,这可能是由于新车型这一特征无法被直观察觉从而无法发出足够的财富信号,且 Bricker et al. (2020)研究的美国汽车市场保有更多的高端车型,这导致了我们的结果存在一定差异。列(7)汇报了购买高档车的差异,migrant 的系数为-0.002,接近于 0,且不显著。这主要是由于在我们的样本数据中,购买高档品牌车型的样本仅有 544 笔,占总样本的 1.19%,这与中国本身在汽车市场的购买力有关。样本中大部分城市没有发生高档车型的购买交易行为,90%以上的城市购买高档车的交易不超过 10 笔,购买车型超过 10 笔的城市仅有 8 个。在高档车购买方面并未观察流动人口与本地居民的显著差异。

3.2 影响机制：竞争性解释

在检验流动人口与本地居民汽车购买差异的炫耀型消费机制之前,我们首

先对一些竞争性解释进行讨论。流动人口相对本地居民购买价格更高的汽车可能由一些理性机制导致。首先,我们考察流动人口与本地居民的出行需求差异是否能完全解释我们的发现。其次,我们考虑价格歧视的可能性。

一种潜在的影响机制是,流动人口可能出于时常往返家乡的远距离出行需求,更加偏好价格更高、质量更好的车^①。一般而言,远距离出行的交通选择中,500 公里至 1000 公里高铁具有绝对优势,而 1000 公里以上飞机则占据绝对优势。在其他交通工具的替代效应下,超远距离的流动人口将不太受到这一机制的影响,因为距离过远的消费者将会选择飞机和高铁等交通工具。为了检验这一机制,我们计算流动人口家乡与工作地的距离,并将不同距离的流动人口分组加入回归中。如果这一机制成立,我们预期随着家乡与工作地距离的增加,流动人口相对于本地居民购买购车的价格差距先上升后下降。

图 3 和图 4 分别汇报了不同距离的流动人口与本地居民购车价格的差异,所有回归都加入了授信额度、其他控制变量和固定效应。图 3 的结果说明,流动人口相对于本地居民选择更高价格的汽车,这一效应首先随着距离的增加而增加,然后始终保持显著为正。即使是超过 1200 公里的距离(约为上海到北京的距离,驾车大概需要 15 小时),这一效应也没有随着其他交通工具的替代效应而下降。这说明,流动人口与本地居民购车价格差异,即使对于日常驾车往返家乡需求较低的远距离样本也仍然保持稳健,意味着远行需求效应之外还存在流动人口和本地居民差异的影响。我们进一步将购买价格替换为汽车的市场价格,发现这一效应仍然随着距离的增加保持稳健。我们还检验了汽车级别和外观的选择差异随着流动人口家乡距离增加的变化。图 4 说明流动人口相

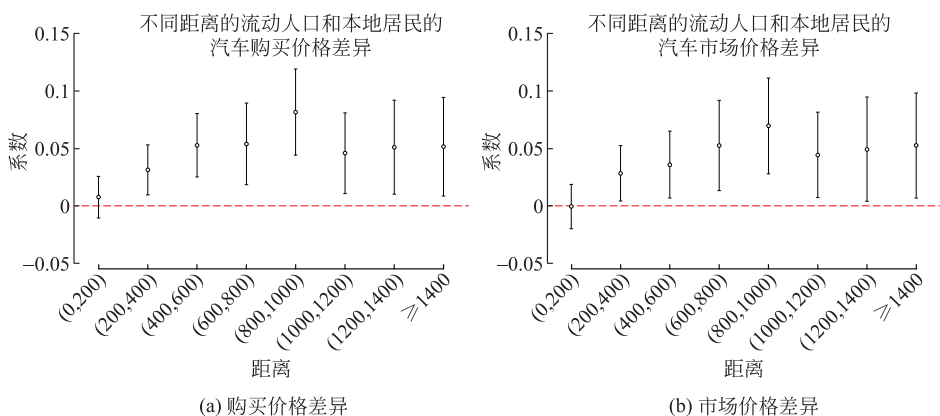


图 3 不同距离的流动人口和本地居民购车价格和市场价格差异

^① 我们的基准回归也在一定程度上缓解了这一效应。我们在基准回归中加入了车型的固定效应,那些由于远行需求较大而选择 SUV 或 MPV 而非轿车的消费者并不会影响我们的结果的解释。

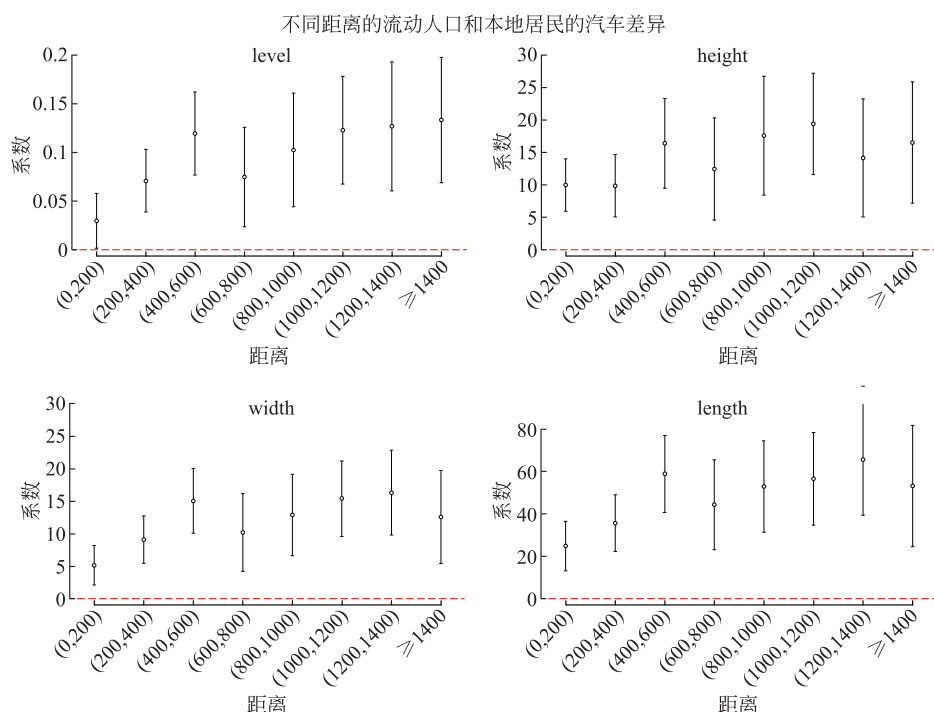


图4 不同距离的流动人口和本地居民购车选择差异

对于本地居民对级别更高、外观更大汽车的选择并没有随着距离的增加而减少,即使在高铁和飞机具有绝对优势的远行距离,流动人口与本地居民的消费差异仍然存在。

另外一种解释我们发现的机制是,流动人口由于更多日常出行的需求而购买更高质量的汽车。例如,流动人口可能因为没有个人房产而需要购买更大的车用于搬家,或者流动人口因为没有固定房产而产生更多的出行需求。如果这一机制成立,我们预期那些有房产的流动人口购车价格将因为搬家和通勤等需求减少而降低。因此,我们进一步在回归中加入流动人口和房产的交乘项以检验这一机制。

表4汇报了加入房产和流动人口交乘项后的回归结果,所有的控制变量和固定效应都已控制。所有的流动人口虚拟变量都显著为正,这意味着流动人口与本地居民购车选择差异稳健。房产与流动人口虚拟变量的交乘项相对于流动人口虚拟变量都较小并且不显著,这意味着流动人口房产减少的日常通勤需求并没有抵消两类人群购车选择的差异。这提供了证据表明搬家等日常出行需求并没有办法完全解释身份差异带来的汽车消费选择。

表 4 影响机制：房产造成的日常出行需求增加的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ln(purchase price)	ln(market price)	level	height	width	length
migrant×house	0.002 (0.015)	-0.006 (0.015)	-0.000 (0.021)	-2.813 (3.031)	-2.488 (2.303)	-12.235 (8.509)
migrant	0.023 *** (0.008)	0.017 ** (0.009)	0.062 *** (0.012)	12.100 *** (1.788)	9.067 *** (1.366)	38.557 *** (5.110)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21333	21318	21320	21320
R ²	0.277	0.272	0.638	0.772	0.335	0.529

注：本表报告了房产对于流动人口购买选择影响的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

最后，我们考虑商家的价格歧视和购车讨价还价造成的流动人口与本地居民购车价格的差异。本地居民可能相对于流动人口拥有更多的购买渠道而得到价格优惠。在与供应商讨价还价的过程中，本地居民也可能更容易获得优惠。为了检验这一效应，我们已经在之前的回归中都使用了车辆的市场价格，即该车在网络上的平均报价，作为被解释变量，发现结果仍然是稳健的。我们进一步计算了该笔消费的购买价格和市场价格之差用以衡量价格歧视和讨价还价。

表 5 汇报了价格歧视效应的检验结果，回归中加入了所有的控制变量和固定效应。流动人口虚拟变量的结果并不显著，这意味着流动人口身份并没有显著地增加购车价格与市场价格差额。也就是说，厂商的价格歧视和消费者讨价还价这一机制都没法完全解释我们的发现。

表 5 潜在影响机制：价格歧视与讨价还价

	(1)
	ln(purchase difference)
migrant	0.128 (0.107)
controls	Yes
industry FE	Yes
vehicle type FE	Yes
purchase month FE	Yes

续表

	(1)
	ln(purchase difference)
city FE	Yes
N	21333s
R ²	0.066

注：本表报告了价格歧视和讨价还价潜在机制的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

3.3 影响机制：身份地位信号效应

上一节我们的结果说明出行需求差异和营销机制无法完全解释我们的发现,那么如何解释流动人口与本地居民在购车选择方面的差异呢?我们聚焦于考察 Veblen(1899)的炫耀型消费机制。汽车作为一种炫耀型消费品,是彰显社会地位与身份的象征,购车选择可以被视为发出象征个人收入和财富地位的信号,已达到炫耀的目的。若炫耀型消费这一财富信息展示的机制成立,那么即使完全相同的效用函数下,我们仍然能观察到消费选择的差异。

将流动人口与本地居民的财富状况相比,平均收入和家庭资产都相对较低(Liu,2005),因此,在个人收入和其他特征相同的条件下,我们预期流动人口为了发出更多其收入和经济地位相关的信号,将增加其炫耀型消费支出,这导致了两类人群在汽车消费选择的差异。

为验证财富信息展示机制,我们参考了 Charles et al. (2009)的研究,认为随着参考群体平均收入的增加,炫耀型消费支出会降低。其背后的经济直觉是,若在人群中加入更加贫穷的个体,原本的人群为了将自己与贫穷的人区分开来,则会增加炫耀型消费的支出。随着群体人均收入的提升,炫耀型消费支出将下降。对于购车者而言,购车者所在城市的群体即为其参考群体。因此,我们进一步将购车者所在城市的人均收入加入实证模型中。若人均收入的系数为负数,则可验证炫耀型消费的影响机制,即为了发出身份地位信号而增加炫耀型消费。

表 6 汇报了炫耀型消费机制检验的结果。加入人均 GDP 后,流动人口和本地居民在购车方面仍存在显著差异。对数人均 GDP 的系数为-0.717,并在 1%的水平下显著,这意味着随着参考群体即购车者所在城市的人均收入提高,汽车购买方面的炫耀型消费将减少,也即验证了炫耀型消费模型的第二条关键结论,炫耀型消费支出随着人均收入的增加而减少。进一步加入对数人均 GDP 和流动人口哑变量的交乘项,发现对数人均 GDP 的系数为-0.685,交乘项系数为-0.033,并且都在 1%的水平下显著。这表明人均收入的提高对于移民通过炫耀型消费发出财富地位信号具有调节作用,验证了移民群体存在显著的炫耀

表 6 影响机制:炫耀型消费的财富信号展示机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(purchase price)		ln(market price)	
migrant	0.023 *** (0.007)	0.391 ** (0.155)	0.016 ** (0.008)	0.290 * (0.164)
ln(GDP per capita)	-0.717 *** (0.010)	-0.685 *** (0.221)	-0.674 *** (0.235)	-0.650 *** (0.235)
ln(GDP per capita) × migrant		-0.033 ** (0.014)		-0.024 * (0.015)
ln(total credit)	0.023 *** (0.006)	0.023 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)
ln(credit max)	0.013 * (0.007)	0.013 * (0.007)	0.016 ** (0.007)	0.016 ** (0.007)
ln(credit min)	-0.003 ** (0.002)	-0.003 ** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
female	0.049 *** (0.010)	0.049 *** (0.009)	0.040 *** (0.010)	0.040 *** (0.010)
age	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
age2	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.004 (0.009)	-0.004 (0.009)
educ	0.003 *** (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)
house	0.028 *** (0.007)	0.028 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)
license	0.017 (0.015)	0.016 (0.015)	0.015 (0.016)	0.015 (0.016)
constant	20.156 (482.364)	19.850 (9029.895)	10.308 (8798.781)	10.034 (8796.827)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21333	21333
R ²	0.277	0.278	0.272	0.272

注:本表报告了炫耀型消费影响机制检验的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

型消费机制,即假说 H2。将汽车价值更换为市场价格,得到列(3)和列(4)的结果,对数人均 GDP 的系数分别为-0.674 和-0.650,均在 1%的显著水平下显著,这证明了炫耀型消费机制的稳健性。

流动人口的身份差异是其在消费时增加炫耀型消费的原因,为进一步验证这种身份的影响,我们将移民身份区分为省内移民和省外移民,省外移民对本地居民在劳动力和享受公共服务方面的差异相对于省内移民更大。尽管同样是移民,省外移民与本地居民的身份差异相对更大。因此我们预期,省外移民比省内移民进行炫耀型消费的程度更大。

表 7 汇报了将移民身份按照省内移民和省外移民进行区分后的回归结果。

Ding(2021)的实证证据表明省内移民和跨省移民由于户籍存在身份差异,在我们的研究背景下,跨省移民与省内移民的身份差异也可能会对消费行为产生影响。列(1)中,省外移民的系数为 0.037,并在 1%的水平下显著,省内移民的系数为 0.009 但不显著。列(1)汇报了省内外移民联合显著检验,F 统计量为 8.84,且在 1%的水平下显著,这意味着移民相对于本地居民在炫耀型消费的支出更高。检验省内与省外移民系数相等原假设的 F 统计量为 7.99,并在 1%的水平下显著,这意味着省外移民的炫耀型消费显著高于省内移民。进一步将汽车价值的衡量方式替换为市场价值,得到的列(2)结果依旧稳健。在汽车登记和外观方面,省内和省外移民都呈现显著为正的系数,且 F 统计量均显著为正。列(3)到列(6)的结果验证了,省际移民的身份差异是流动人口进行炫耀型消费的原因。

3.4 稳健性检验

尽管上文已估计了移民身份对于汽车市场消费行为的影响,但仍然存在一定的干扰因素。具体而言,一个潜在的机制是,在汽车购买市场的消费者中,流动人口消费者可能存在自选择问题。购车者中的流动人口可能与本地居民相比,为了完成从一个地区到另一个地区生活的转换需付出更多的努力,且在能力等无法观测的变量上存在显著差异。

为了缓解自选择问题,本文使用 Heckman 两步法进行稳健性检验。现有研究发现移民存在显著的社会网络效应(Munshi,2003;Pedersen et al.,2008;Chen et al.,2010),同乡外出打工行为对于个人外出决策具有显著的正向影响。本文选取了 2019 年百度地图提供的春运期间各城市人口流动强度作为外生变量进行 Heckman 两步法的第一阶段估计。本文选取了春运开始日 1 月 21 日(腊月十六)至 2 月 4 日(腊月三十)期间各城市人口流出和流入强度数据。

表 7 影响机制:身份与炫耀型消费的关系

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ln(purchase price)	ln(market price)	level	height	width	length	suv	model age
migrant in the province	0.009 (0.009)	-0.000 (0.009)	0.023 * (0.013)	8.392 *** (1.886)	4.019 *** (1.457)	21.012 *** (5.422)	-0.003 (0.011)	0.009 (0.009)
migrant from other province	0.037 *** (0.009)	0.031 *** (0.010)	0.101 *** (0.013)	14.282 *** (2.076)	12.709 *** (1.533)	49.424 *** (5.712)	0.064 *** (0.011)	0.037 *** (0.009)
ln(total credit)	0.023 *** (0.006)	0.016 *** (0.006)	0.012 (0.009)	-1.257 (1.309)	0.002 (1.003)	1.420 (3.875)	-0.012 (0.007)	0.023 *** (0.006)
ln(credit max)	0.013 * (0.007)	0.016 ** (0.007)	0.011 (0.011)	4.375 *** (1.548)	3.323 *** (1.186)	8.210 * (4.601)	0.007 (0.009)	0.013 * (0.007)
ln(credit min)	-0.003 ** (0.002)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.863 ** (0.350)	-0.675 *** (0.261)	-1.002 (0.975)	0.002 (0.002)	-0.003 ** (0.002)
female	0.050 *** (0.010)	0.041 *** (0.011)	-0.020 (0.015)	-2.602 (1.891)	2.295 (1.529)	-5.247 (5.490)	0.047 *** (0.012)	0.050 *** (0.010)
age	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.004)	0.913 (0.567)	-0.813 * (0.424)	0.986 (1.597)	0.009 *** (0.003)	-0.001 (0.003)
age2	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.003 (0.007)	0.014 ** (0.006)	0.009 (0.021)	-0.000 ** (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.002 (0.009)	-0.004 (0.010)	0.031 ** (0.013)	2.345 (1.692)	1.678 (1.386)	8.890 * (5.066)	-0.002 (0.011)	-0.002 (0.009)
educ	0.003 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.075 (0.175)	-0.002 (0.139)	-0.186 (0.513)	0.001 (0.001)	0.003 *** (0.001)
house	0.029 *** (0.007)	0.021 *** (0.007)	0.030 *** (0.010)	1.369 (1.469)	1.463 (1.135)	10.211 ** (4.221)	0.013 (0.009)	0.029 *** (0.007)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ln(purchase price)	ln(market price)	level	height	width	length	suv	model age
license	0.016 (0.015)	0.015 (0.016)	-0.061*** (0.023)	-3.898 (3.226)	-1.951 (2.319)	-17.179** (8.370)	-0.061*** (0.019)	0.016 (0.015)
constant	12.152 (882.833)	2.853 (486.142)	1.679 (457.325)	1252.547*** (23.448)	1802.700*** (24.373)	4472.768*** (82.382)	-0.104 (10660.373)	12.152 (882.833)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
F(migrant)	8.84*** (0.000)	6.07*** (0.002)	29.43*** (0.000)	25.90*** (0.000)	34.51*** (0.000)	37.54*** (0.000)	19.06*** (0.000)	3.86*** (0.021)
p-value	7.99*** (0.004)	8.59*** (0.003)	27.61*** (0.000)	6.87*** (0.009)	27.76*** (0.000)	21.65*** (0.000)	26.95*** (0.000)	5.39*** (0.020)
N	21333	21333	21333	21318	21320	21320	21333	17980
R ²	0.278	0.272	0.638	0.772	0.336	0.529	0.068	0.137

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响的机制检验结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

表 8 汇报了 Heckman 两步法的回归结果,将逆米尔斯比率加入回归后, migrant 的系数为 0.034,且仍在 1%的水平下显著。这意味着考虑潜在的自选择问题后,流动人口在购车选择上仍然与本地居民存在显著差异。将被解释变量替换为市场价格,系数变为 0.026,并依然在 1%的水平下显著。考察移民在汽车等级、外形和车型的购买选择,在控制自选择影响后,系数仍都显著为正。这证明了移民身份对炫耀型消费支出的促进作用具有稳健性。

表 8 稳健性检验:Heckman 两步法检验

购车价格的 Heckman 两步法检验			
	(1)	(2)	(3)
	the 1st step	ln(purchase price)	ln(market price)
home city move-in intensity	-0.017 *** (0.000)		
work city move-out intensity	0.023 *** (0.000)		
migrant		0.034 *** (0.008)	0.026 *** (0.008)
ln(total credit)		0.023 *** (0.006)	0.043 *** (0.013)
ln(credit max)		0.013 * (0.007)	0.016 *** (0.006)
ln(credit min)		-0.003 ** (0.001)	0.016 ** (0.007)
female		0.049 *** (0.009)	-0.002 (0.002)
age		-0.001 (0.003)	0.040 *** (0.010)
age2		0.000 (0.000)	0.002 (0.003)
married		-0.002 (0.009)	0.000 (0.000)
educ		0.002 *** (0.001)	-0.003 (0.009)
house		0.028 *** (0.007)	0.002 ** (0.001)
license		0.016 (0.015)	0.021 *** (0.007)
IMR		0.043 *** (0.012)	0.014 (0.016)

续表

购车价格的 Heckman 两步法检验						
	(1)	(2)	(3)			
	the 1st step	ln(purchase price)	ln(market price)			
constant	-0.714 *** (0.010)	12.014 (8237.367)	2.778 (8795.965)			
industry FE	Yes	Yes	Yes			
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes			
purchase month FE	Yes	Yes	Yes			
city FE	Yes	Yes	Yes			
N	45634	21333	21333			
R ²		0.278	0.272			
车辆特征的 Heckman 两步法检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	level	height	width	length	suv	model age
migrant	0.064 *** (0.012)	11.217 *** (1.710)	9.103 *** (1.332)	37.910 *** (4.900)	0.034 *** (0.010)	-0.318 (0.231)
ln(total credit)	0.011 (0.009)	-1.337 (1.308)	-0.107 (1.004)	1.066 (3.878)	-0.012 * (0.007)	-0.266 * (0.160)
ln(credit max)	0.012 (0.010)	4.454 *** (1.548)	3.426 *** (1.187)	8.542 * (4.603)	0.008 (0.009)	0.136 (0.189)
ln(credit min)	0.000 (0.002)	-0.857 ** (0.350)	-0.662 ** (0.262)	-0.960 (0.976)	0.003 (0.002)	0.018 (0.042)
female	-0.021 (0.014)	-2.627 (1.892)	2.230 (1.531)	-5.467 (5.492)	0.047 *** (0.012)	-0.354 (0.275)
age	0.001 (0.004)	0.959 * (0.567)	-0.735 * (0.424)	1.244 (1.599)	0.010 *** (0.003)	0.145 * (0.075)
age2	0.000 (0.000)	-0.003 (0.007)	0.013 ** (0.006)	0.005 (0.021)	-0.000 ** (0.000)	-0.002 * (0.001)
married	0.031 ** (0.013)	2.358 (1.692)	1.720 (1.388)	9.037 * (5.068)	-0.002 (0.011)	-0.291 (0.261)
educ	-0.002 (0.001)	-0.077 (0.175)	-0.008 (0.139)	-0.209 (0.513)	0.001 (0.001)	0.042 (0.026)
house	0.030 *** (0.010)	1.319 (1.469)	1.386 (1.135)	9.957 ** (4.222)	0.013 (0.009)	-0.158 (0.195)
license	-0.061 *** (0.022)	-3.869 (3.225)	-1.929 (2.318)	-17.114 ** (8.366)	-0.061 *** (0.019)	-0.096 (0.421)
IMR	0.006 (0.018)	-0.689 (2.346)	2.715 (1.819)	10.003 (7.059)	0.011 (0.016)	-0.070 (0.337)
constant	1.577 (12163.676)	1249.622 *** (23.626)	1793.775 *** (24.383)	4442.076 *** (82.468)	-0.155 (1026.708)	0.622 (2.000)

续表

车辆特征的 Heckman 两步法检验						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	level	height	width	length	suv	model age
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	21333	21318	21320	21320	21333	17980
<i>R</i> ²	0.638	0.772	0.335	0.529	0.066	0.137

注：本表报告了 Heckman 两步法检验的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

为进一步缓解潜在的内生性问题，我们使用倾向得分匹配法构造了可比的流动人口和本地居民样本。PSM 的想法是基于可观测到的样本特征计算得到处理组和对照组的相似性，从而获得相类似的处理组和对照组样本进行匹配估计。倾向得分匹配估计的结果汇报于表 9 中。对于交易价格和市场价格，移民的系数分别为 0.034 和 0.036，均在 1% 的水平下显著。这进一步证明了移民身份对炫耀型消费行为影响的显著性。

表 9 稳健性检验：倾向得分匹配 PSM 估计结果

	(1)	(2)
	ln(purchase price)	ln(market price)
migrant	0.034 *** (0.012)	0.036 *** (0.013)
ln(total credit)	-0.034 (0.023)	-0.035 * (0.021)
ln(credit max)	0.085 *** (0.028)	0.079 *** (0.026)
ln(credit min)	-0.008 ** (0.003)	-0.007 ** (0.004)
female	0.059 *** (0.021)	0.017 (0.024)
age	-0.011 (0.008)	-0.013 (0.009)
age2	0.000 * (0.000)	0.000 * (0.000)
married	-0.010 (0.019)	-0.021 (0.022)

	(1)	(2)
	ln(purchase price)	ln(market price)
educ	0.002 (0.002)	0.004 * (0.002)
house	0.092 *** (0.030)	0.055 * (0.028)
license	0.034 (0.034)	0.038 (0.040)
constant	12.448 *** (0.234)	1.417 *** (0.187)
industry FE	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes
N	15819	15818
R ²	0.371	0.335

注：本表报告了倾向得分匹配 PSM 估计的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

4 异质性分析

本节我们将考察移民身份对炫耀型消费促进作用的异质性。具体而言,我们根据移民的个人特征和所在地区进行了多组分样本回归。通过比较子样本中移民身份对消费选择的影响,对消费差异的异质性进行讨论。

4.1 异质性分析：年龄的影响

本文首先对炫耀型消费的年龄异质性进行探索,将样本划分为 30 岁以下,30 至 45 岁和 45 岁以上三组样本,分别就交易价格对移民身份进行回归。表 10 汇报了按年龄进行划分的子样本回归结果。30 岁以下组样本中,migrant 的系数为 0.016 但不显著;45 岁以上的样本中,migrant 系数为 0.026,但仍然不显著。对于 30 至 45 岁的样本,migrant 的系数为 0.027,并在 1% 的水平下显著。

表 10 异质性分析：年龄

	(1)	(2)	(3)
	age≤30	30<age≤45	age>45
migrant	0.016 (0.013)	0.027 *** (0.010)	0.026 (0.024)

续表

	(1)	(2)	(3)
	age ≤ 30	30 < age ≤ 45	age > 45
ln(total credit)	0.027 ** (0.011)	0.020 ** (0.008)	0.028 (0.018)
ln(credit max)	-0.003 (0.014)	0.021 ** (0.009)	0.009 (0.020)
ln(credit min)	-0.003 (0.003)	-0.005 ** (0.002)	0.003 (0.005)
female	0.069 *** (0.017)	0.044 *** (0.013)	0.044 (0.037)
age	-0.058 (0.039)	-0.031 * (0.017)	0.111 ** (0.045)
age2	0.001 (0.001)	0.000 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)
married	-0.015 (0.014)	0.004 (0.013)	-0.050 (0.040)
educ	0.003 ** (0.001)	0.001 (0.001)	0.013 *** (0.003)
house	0.028 ** (0.013)	0.032 *** (0.009)	0.013 (0.021)
license	0.013 (0.024)	0.035 * (0.021)	-0.124 ** (0.056)
constant	12.068 *** (0.819)	12.682 *** (0.327)	9.278 *** (1.202)
industry FE	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes
N	6753	11851	2729
R ²	0.296	0.294	0.358

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

这意味着炫耀型消费行为具有年龄效应。对于年轻个体，可能受制于收入和储蓄较低，流动人口身份对炫耀型消费并未产生显著影响。而对于年纪较大的样本，由于从炫耀型消费中获得效用的减少，移民身份也并未导致炫耀型消费方面的显著差异。这一发现与有关人种和种姓等身份差异对炫耀型消费影响的实证结果相符合 (Khamis et al., 2012; Kaus, 2013)。

4.2 异质性分析：所从事行业的影响

本文进一步对购车者所从事工作的行业进行一致性分析。我们考虑炫耀型消费的主要影响机制是通过购买炫耀型消费产品,发出有关个人收入和财富信号已获得效用的机制。第一和第二产业的从业者分别主要从事农林牧渔和工业工作。而对于从事第三产业工作的样本,他们在信息服务、金融、商业等服务行业工作将有更多的机会与他人接触,从而通过购车这种炫耀型消费行为发出信号的可能性更大。因此,我们预期第一、二产业的子样本中,身份对炫耀型消费的影响不显著,而在第三产业的样本中移民身份显著增加炫耀型消费支出。

表 11 汇报了分行业子样本回归的结果。第一、二产业子样本中,migrant 的系数分别为 0.016 和 0.018,且都不显著。而第三产业的子样本系数为 0.024,并在 1%的显著水平下显著。这意味着,由于财富信息展示这一潜在的作用机制,流动人口身份对炫耀型消费支出的促进作用对于第三产业从业者的影响更加显著,这与 Khamis et al. (2012)利用印度消费数据发现白领工人更倾向于购买更多的炫耀型鞋类和服饰等消费品相一致。这意味着从事服务业工作的群体,身份差异导致的炫耀型消费行为更显著。

表 11 异质性分析:从事的行业

	(1)	(2)	(3)
	Primary industry	Secondary industry	Tertiary industry
migrant	0.016 (0.058)	0.018 (0.014)	0.024 *** (0.009)
ln(total credit)	0.021 (0.039)	0.030 ** (0.013)	0.019 *** (0.007)
ln(credit max)	0.004 (0.046)	0.006 (0.015)	0.017 ** (0.008)
ln(credit min)	0.001 (0.011)	-0.005 (0.003)	-0.003 (0.002)
female	-0.053 (0.058)	0.048 ** (0.023)	0.053 *** (0.011)
age	0.006 (0.014)	-0.006 (0.005)	0.001 (0.003)
age2	-0.000 (0.000)	0.000 * (0.000)	0.000 (0.000)
married	0.008 (0.053)	0.014 (0.016)	-0.009 (0.011)
educ	0.003 (0.005)	0.002 (0.001)	0.003 ** (0.001)

	(1)	(2)	(3)
	Primary industry	Secondary industry	Tertiary industry
house	-0.007 (0.036)	0.015 (0.014)	0.036*** (0.009)
license	0.087 (0.100)	0.016 (0.028)	0.016 (0.019)
constant	11.777*** (0.354)	11.999*** (0.242)	12.173*** (0.174)
industry FE	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes
N	921	5657	14755
R ²	0.544	0.300	0.282

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

4.3 异质性分析：教育水平的影响

此外，我们还根据受教育程度对炫耀型消费影响进行了异质性分析。本文将样本按照是否受到过大学教育进行划分进行回归。表 12 中的列(1)汇报了拥有大学学历购车者样本的回归结果，列(2)汇报了最高受教育程度低于大学学历的购车者的影响。migrant 的系数在两类子样本中分别为 0.042 和 0.020，且都在 5% 的水平下显著。因此，流动人口的身份差异对于不同受教育程度的人群炫耀型消费的行为均具有显著的促进作用。

表 12 异质性分析：受教育程度

	(1)	(2)
	College degree	Below college degree
migrant	0.042** (0.017)	0.020** (0.008)
ln(total credit)	0.012 (0.015)	0.024*** (0.007)
ln(credit max)	0.033* (0.018)	0.010 (0.008)
ln(credit min)	0.001 (0.003)	-0.004** (0.002)
female	0.075*** (0.016)	0.035*** (0.012)

续表		
	(1)	(2)
	College degree	Below college degree
age	-0.019 ** (0.008)	0.001 (0.003)
age2	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)
married	-0.008 (0.017)	0.010 (0.011)
educ	0.039 *** (0.012)	-0.001 (0.001)
house	0.061 *** (0.018)	0.020 ** (0.008)
license	0.071 ** (0.035)	0.001 (0.017)
constant	10.421 *** (0.282)	11.618 *** (0.134)
industry FE	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes
N	3873	17460
R ²	0.312	0.281

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

4.4 异质性分析：区域差异

除了个人特征的异质性外,我们还对炫耀型消费的区域异质性进行了探索。我们将样本分别划分为东部省份、中部省份和西部省份进行回归分析。表 13 汇报了分区域回归的结果。

表 13 异质性分析：所在区域

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(market price)	model age	suv	high status car
东部省份				
migrant	0.018 * (0.011)	-0.221 (0.304)	0.064 *** (0.014)	0.000 (0.004)
N	9503	8007	9503	9503
R ²	0.273	0.143	0.070	0.059

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(market price)	model age	suv	high status car
中部省份				
migrant	0.013 (0.014)	0.023 (0.414)	0.015 (0.018)	-0.003 (0.005)
N	6965	5882	6965	6965
R ²	0.279	0.154	0.067	0.093
西部省份				
migrant	0.044 *** (0.017)	-0.980 ** (0.485)	-0.007 (0.020)	-0.009 (0.005)
N	3980	3377	3980	3980
R ²	0.300	0.147	0.079	0.063
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes		Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes
	(1)	(2)	(3)	(4)
	level	height	width	length
东部省份				
migrant	0.095 *** (0.017)	13.601 *** (2.419)	10.514 *** (1.877)	45.279 *** (6.798)
N	9503	9502	9502	9502
R ²	0.618	0.768	0.338	0.480
中部省份				
migrant	0.046 ** (0.021)	5.388 * (3.160)	3.957 * (2.403)	19.190 ** (8.986)
N	6965	6953	6953	6953
R ²	0.646	0.777	0.345	0.576
西部省份				
migrant	0.026 (0.022)	14.859 *** (3.588)	8.962 *** (2.651)	32.308 *** (10.328)
N	3980	3978	3980	3980
R ²	0.671	0.779	0.335	0.562
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes

注：本表报告了身份对炫耀型消费影响异质性分析的结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

对比东中西部省份的分样本回归结果,我们发现移民的系数主要在西部省份和东部省份显著。西部省份中,流动人口身份对炫耀型消费具有显著影响的原因主要由于西部省份的人均收入相对较低,这与 Charles et al. (2009) 的模型相符合。而东部省份仍具有一定显著性的原因,主要由于移民身份在东部省份体现出更显著的差异性,特别是在公共服务的享有等方面。此外,群体收入的离散程度也可能影响炫耀型消费,但 Charles et al. (2009) 认为离散程度对炫耀型消费作用的方向不能确定。这也是东部省份炫耀型消费仍然显著的潜在原因。

5 福利分析:炫耀型消费的影响

炫耀型消费存在多方面的负面影响,现有文献证明了炫耀型消费的不平等显著促进了暴力犯罪 (Hicks and Hicks, 2014); 对于贫困人口而言,炫耀型消费挤兑了教育医疗等有助于人力资本积累的支出,进一步加剧了不平等,不利于消除贫困 (Moav and Neeman, 2012)。在流动人口与本地居民融合的过程中,炫耀型消费行为也对个人和社会产生了负面影响。本文从个人贷款负担和环境外部性的角度,补充了炫耀型消费产生的影响,进一步验证假说 H3。

5.1 炫耀型消费对个人贷款负担的影响

本节考察了流动人口身份导致的炫耀型消费行为对个人金融负担的影响。我们首先对流动人口和非流动人口在消费前的个人信贷状况差异进行比较,随后估计了购车这一炫耀型消费行为对流动人口产生的贷款负担。

表 14 汇报了炫耀型消费对个人贷款负担影响的结果。列(1)汇报了流动人口相对于本地居民在购车前的对数贷款总额差异, migrant 的系数为 -0.159, 且在 1% 的水平下显著。这意味着在个人特征等条件相同的情况下,流动人口在购车前的贷款负担显著低于本地居民。进一步将流动人口区分流动人口为本省流动人口和非本省流动人口,得到列(2)的结果。本省移民和非本省移民哑变量的系数分别为 -0.146 和 -0.172, 显著性水平分别低于 5% 和 1%。这意味着在购车前移民相对本地人口具有更低的贷款负担。我们还将被解释变量替换为贷款余额的对数,得到的结果依然显著为负,这为流动人口相对于本地人口信贷负担更低的结论提供了证据。

随后我们考察流动人口与本地人口在汽车消费贷款的差异。列(1)汇报了流动人口与本地居民在汽车消费贷款首付金额上的差异, migrant 的系数为 -0.004, 并在 10% 的水平下显著。这意味着在车贷方面,即使控制了授信额度和个人特

征等变量的影响,移民的首付比例仍然低于本地居民,也就是说移民在购车消费上的杠杆率更高。列(3)和列(4)则将购车贷款的月供额度作为被解释变量,分析炫耀型消费行为对月供的影响。*migrant* 的系数为 0.032,且在 1%的水平下显著。将移民区分为本省移民和非本省移民,得到的系数分别为 0.017 和 0.047,且分别在 5%和 1%的水平下显著。这说明移民身份导致的炫耀型消费行为使其个人贷款压力增加。对比购车前的信贷状况,可以认为移民在其他消费的信贷压力要低于本地居民,但由于购车的炫耀型消费行为,其承受了更高的贷款负担。

表 14 进一步研究:炫耀型消费对贷款负担的影响

	购车前的信贷状况			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln(loan amount)		ln(loan balance)	
<i>migrant</i>	-0.159 *** (0.048)		-0.171 *** (0.054)	
<i>migrant in the province</i>		-0.146 ** (0.057)		-0.166 *** (0.064)
<i>migrant from other province</i>		-0.172 *** (0.059)		-0.176 *** (0.066)
<i>N</i>	10852	10852	10682	10682
<i>R</i> ²	0.247	0.247	0.234	0.234
	购车贷款的信贷状况			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	down pay ratio		ln(monthly payment)	
<i>migrant</i>	-0.004 * (0.002)		0.032 *** (0.007)	
<i>migrant in the province</i>		-0.004 (0.003)		0.017 ** (0.008)
<i>migrant from other province</i>		-0.004 (0.003)		0.047 *** (0.008)
<i>N</i>	21333	21333	21333	21333
<i>R</i> ²	0.142	0.142	0.244	0.244
controls	Yes	Yes	Yes	Yes
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes

注:本表报告了炫耀型消费对个人信贷状况影响的估计结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

图5汇报了本地居民和流动人口汽车贷款月供的“恩格尔曲线”。其中,实线表示本地居民月供情况,虚线表示流动人口的月供情况。图中两条曲线呈现上升趋势,意味着随着授信额度的增加,即个人收入水平的提高,个体购车贷款的月供金额增加。流动人口的月供恩格尔曲线显著高于本地居民,这证明在相同的个人收入水平下,流动人口相对于本地居民在购车这一消费中承担了更高的信贷负担。

我们进一步估计了炫耀型消费对移民贷款负担的净现值。样本平均的月供金额为2533.28元,平均车贷期限为30个月,并假设银行基准利率为1.5%。我们估计得到流动人口的炫耀型消费行为导致平均购车月供与本地居民差异的净现值为2388.73元。考虑到购车的均值仅为9.30万元,炫耀型消费导致的贷款负担净现值是重要的。这一显著的信贷负担对于减少不平等以及流动人口与本地居民的融合也将产生不利影响。

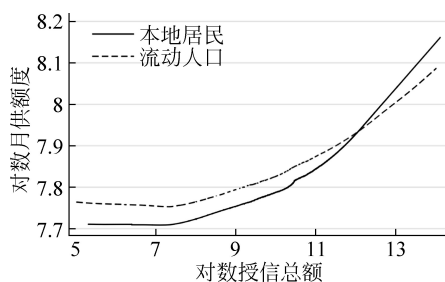


图5 汽车贷款月供的恩格尔曲线

5.2 炫耀型消费造成的环境外部性影响

现有文献及上一节大部分都估计了炫耀型消费对个人产生的影响,本节我们将从环境外部性的角度估计炫耀型消费对社会产生的外部影响。汽车消费是空气污染产生和能源消耗的关键部门,那些外形上更大、价格更高的车以及SUV等车型,往往在能效和污染排放等方面表现更加糟糕。因此,我们试图探究炫耀型消费在汽车市场导致的环境外部性。

表15报告了环境外部性影响的估计结果。列(1)和列(2)报告了流动人口和本地居民在新能源汽车购买方面的差异,这里的新能源汽车被定义为纯电动汽车(BEV)、油电混合动力汽车(HEV)以及插电式混合动力汽车(PHEV)。列(1)中,migrant的系数为-0.009,且在1%的水平下显著。这意味着相对于本地居民,流动人口购买新能源汽车的概率更低。即使进一步将流动人口区分为本省移民和外省移民得到列(2)的结果仍然稳健。列(3)和列(4)报告了消费者购买汽车在排量方面的差异,排量是衡量汽车动力强度的指标。migrant的系

数为 0.026,并在 1%的水平下显著,这表明流动人口相对于本地人口购买的汽车排量更大、动力更足。

表 15 进一步研究：环境影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	EV		displacement		fuel consumption	
migrant	-0.009 *** (0.003)		0.026 *** (0.005)		0.087 *** (0.018)	
migrant in the province		-0.009 *** (0.003)		0.018 *** (0.006)		0.057 *** (0.021)
migrant from other province		-0.009 *** (0.004)		0.032 *** (0.007)		0.117 *** (0.022)
industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
vehicle type FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
purchase month FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	21333	21333	21125	21125	18072	18072
R ²	0.102	0.102	0.300	0.301	0.373	0.373

注：本表报告了炫耀型消费对车辆能源效率和环境影响的估计结果。括号内是稳健标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

对排量差异产生关键影响的是汽车的百公里油耗。列(5)和列(6)报告了汽车消费选择导致的百公里油耗差异,migrant 的系数为 0.087,并在 1%的水平下显著。这意味着流动人口购置的车辆比本地居民在能源利用效率方面更低,具体而言每百公里将多消耗 0.087 升汽油。

图 6 报告了购置车辆的环境影响的“恩格尔曲线”。图 6(a)中购置车辆的排量随着个人收入额度的增加显著提升,并且在相同的收入水平下,流动人口相对于本地人口购置的汽车排量相对更大。图 6(b)汇报了汽车能源效率指标百公里油耗的差异,流动人口相对于本地人口购置的汽车百公里油耗更低,也就是说炫耀型消费行为下,流动人口相对于本地居民更倾向于购置能源效率更低的汽车。

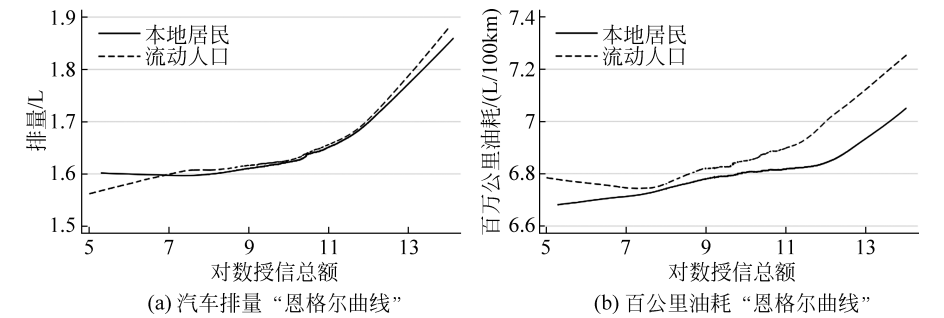


图 6 环境影响和能源效率“恩格尔曲线”

根据机动车强制报废标准规定^①,汽车满 60 万公里将引导报废。也就是说流动人口在汽车市场的炫耀型消费选择,将导致平均而言每辆汽车全生命周期油耗增加 522 升汽油。根据美国环境保护局的测算^②,乘用车每加仑汽油约产生 8.887 千克碳排放,约为 2.348 千克每升。因此,流动人口的炫耀型消费行为将导致每辆汽车在其使用寿命期内比本地居民多产生 1.226 吨的碳排放。除了温室气体排放的增加,购买高油耗的汽车还将增加氮氧化物和一氧化碳等污染物的排放。

6 结论

本文利用中国汽车市场交易数据实证检验了流动人口身份对炫耀型消费行为的影响,并验证了(Veblen, 1899)所提出的炫耀型消费的潜在机制,即财富信息展示行为。此外,本文还进一步补充了炫耀型消费行为负面影响的相关研究,发现汽车市场的炫耀型消费行为显著增加了个人的信贷负担,并且增加了温室气体排放和大气污染物排放等环境外部性。

据此,本文根据现有结论提出以下具有现实意义政策建议。首先,在流动人口与本地居民融合的背景下,应进一步推进户籍制度改革,增加流动人口保障,缩小流动人口与本地居民的差异。其次,完善户籍制度有助于减少炫耀型消费行为,从而降低个人金融风险,以促进社会公平的实现。最后,本文的发现还从侧面证明了联合国可持续发展目标(SDGs)中社会平等与气候行动的相关性,推进社会公平有助于通过减少炫耀型消费行为,引导消费者进行绿色低碳消费,这对社会发展和环境保护具有一定的启示意义。

附录

附表 1 变量定义与数据来源表

变量	变量定义	单位	数据来源
被解释变量:汽车特征变量			
purchase price	对数购车合同价格	万元	交易记录
market price	对数汽车市场价格	万元	汽车之家
核心解释变量:流动人口			
migrant	是否流动人口		交易记录
migrant in the province	是否本省流动人口		交易记录
migrant from other province	是否外省流动人口		交易记录

① 《机动车强制报废标准规定》<http://www.mofcom.gov.cn/article/b/d/201301/20130100003957.shtml>
② Greenhouse Gas Emissions from a Typical Passenger Vehicle <https://www.epa.gov/greenvehicles/greenhouse-gas-emissions-typical-passenger-vehicle>

续表

变量	变量定义	单位	数据来源
控制变量：个人授信额度与群体平均收入			
total credit	银行总授信额度	万元	交易记录
credit max	银行最高授信额度	万元	交易记录
credit min	银行最低授信额度	万元	交易记录
GDP per capita	购车者所在城市人均 GDP	万元	城市统计年鉴
控制变量：个人特征			
female	是否女性		交易记录
age	年龄		交易记录
age2	年龄平方		交易记录
married	是否已婚		交易记录
educ	教育年限		交易记录
house	是否拥有房产		交易记录
license	是否拥有驾照		交易记录
外生变量：春运客流强度			
home city move-in intensity	春运时人口流入强度		百度地图
work city move-out intensity	春运时人口流出强度		百度地图
其他汽车参数及购车信息变量			
level	车辆级别		汽车之家
height	车辆高度	mm	汽车之家
width	车辆宽度	mm	汽车之家
length	车辆长度	mm	汽车之家
model age	车型发售至购买的间隔时间	月	汽车之家
suv	是否 SUV 车型		汽车之家
high status car	是否凯利蓝皮书高档车型		汽车之家
loan amount	贷款总额	万元	汽车之家
loan balance	贷款余额	万元	汽车之家
down pay ratio	首付比例	万元	汽车之家
payment monthly	月供金额	万元	汽车之家
EV	是否新能源汽车		汽车之家
displacement	排量	升	汽车之家
fuel consumption	百公里油耗	升/公里	汽车之家

参考文献

宁光杰, 段乐乐. 2017. 流动人口的创业选择与收入——户籍的作用及改革启示 [J]. 经济学(季刊), 16(2): 771-792.

Ning G J, Duan L L. Migrant's Self-employment choice and income: The role of household registration system and reform implication[J]. *China Economic Quarterly*, 2017, 16(2): 771-792. (in Chinese)

- 万海远, 李实. 2013. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究, 48(9): 43-55.
- WAN H Y, LI S. The Effects of household registration system discrimination on urban-rural income inequality in China[J]. *Economic Research Journal*, 2013, (9): 43-55. (in Chinese)
- 叶文平, 李新春, 陈强远. 2018. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据[J]. 经济研究, 53(6): 157-170.
- Ye W P, Li X C, CHEN Q Y. How immigrant populations affect city entrepreneurship activity: Mechanisms and evidence[J]. *Economic Research Journal*, 2018, (6): 157-170. (in Chinese)
- 余运江, 高向东. 2017. 市场潜能与流动人口工资差异: 基于异质性视角的分析[J]. 世界经济, 40(12): 98-118.
- YU Y J, GAO X D. Market potential and wage disparity of floating population: An analysis from the perspective of heterogeneity[J]. *The Journal of World Economy*, 2017, (12): 98-118. (in Chinese)
- 章莉, 李实, Darity Jr W A, 等. 2014. 中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视[J]. 管理世界, 30(11): 35-46.
- Zhang L, Li S, A. Darity, W, et al. Registered residence Discrimination of Wage Income in China's Labor Market[J]. *Journal of Management World*, 2014, (11): 35-46. (in Chinese)
- Afridi F, Li S X, Ren Y F. 2015. Social identity and inequality: The impact of China's hukou system[J]. *Journal of Public Economics*, 123: 17-29.
- Akay A, Bargain O, Zimmermann K F. 2012. Relative concerns of rural-to-urban migrants in China[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 81(2): 421-441.
- Au C C, Henderson J V. 2006. How migration restrictions limit agglomeration and productivity in China[J]. *Journal of Development Economics*, 80(2): 350-388.
- Bricker J, Krimmel J, Ramcharan R. 2020. Signaling status: The impact of relative income on household consumption and financial decisions[J]. *Management Science*, 67(4): 1993-2009.
- Brown P H, Bulte E, Zhang X B. 2011. Positional spending and status seeking in rural China[J]. *Journal of Development Economics*, 96(1): 139-149.
- Charles K K, Hurst E, Roussanov N. 2009. Conspicuous consumption and race[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2): 425-467.
- Chen Y Y, Jin G Z, Yue Y. 2010. Peer migration in China[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Combes P P, Démurger S, Li S, et al. 2020. Unequal migration and urbanisation gains in China[J]. *Journal of Development Economics*, 142: 102328.
- Démurger S, Gurgand M, Li S, et al. 2009. Migrants as second-class workers in urban

- China? A decomposition analysis[J]. *Journal of Comparative Economics*, 37(4): 610-628.
- Ding X Z. 2021. College education and internal migration in China[J]. *China Economic Review*, 69: 101649.
- Eaton B C, Eswaran M. 2009. Well-being and affluence in the presence of a veblen good [J]. *The Economic Journal*, 119(539): 1088-1104.
- Friehe T, Mechtel M. 2014. Conspicuous consumption and political regimes: Evidence from East and West Germany[J]. *European Economic Review*, 67: 62-81.
- Hao L, Houser D, Mao L, et al. 2016. Migrations, risks, and uncertainty: A field experiment in China [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 131: 126-140.
- Hicks D L, Hicks J H. 2014. Jealous of the Joneses: Conspicuous consumption, inequality, and crime[J]. *Oxford Economic Papers*, 66(4): 1090-1120.
- Jenkins D. 2016. Conspicuous consumption in the United States and China[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 127: 115-132.
- Kaus W. 2013. Conspicuous consumption and “race”: Evidence from South Africa[J]. *Journal of Development Economics*, 100(1): 63-73.
- Khamis M, Prakash N, Siddique Z. 2012. Consumption and social identity: Evidence from India[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3): 353-371.
- Liu Z Q. 2005. Institution and inequality: The hukou system in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 33(1): 133-157.
- Luo J, Wang X X. 2020. Hukou identity and trust—Evidence from a framed field experiment in China[J]. *China Economic Review*, 59: 101383.
- Meng X. 2012. Labor market outcomes and reforms in China[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 26(4): 75-102.
- Moav O, Neeman Z. 2012. Saving rates and poverty: The role of conspicuous consumption and human capital[J]. *The Economic Journal*, 122(563): 933-956.
- Munshi K. 2003. Networks in the modern economy: Mexican migrants in the U. S. labor market[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 549-599.
- Ngai L R, Pissarides C A, Wang J. 2019. China’s mobility barriers and employment allocations[J]. *Journal of the European Economic Association*, 17(5): 1617-1653.
- Pedersen P J, Pytlikova M, Smith N. 2008. Selection and network effects—Migration flows into OECD countries 1990—2000[J]. *European Economic Review*, 52(7): 1160-1186.
- Song Y. 2014. What should economists know about the current Chinese hukou system? [J]. *China Economic Review*, 29: 200-212.
- Thaler R H, Sunstein C R. 2008. *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*[M]. New Haven: Yale University Press.

- Veblen T. 1899. *The theory of the leisure class—An economic study of institutions* [M]. New York: Oxford University Press.
- Wei S J, Zhang X B. 2011. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China [J]. *Journal of Political Economy*, 119 (3): 511-564.
- Whalley J, Zhang S M. 2007. A numerical simulation analysis of (Hukou) labour mobility restrictions in China [J]. *Journal of Development Economics*, 83 (2): 392-410.

Conspicuous Consumption and Migrants: Evidence from Auto Mortgage Loan

Dongmin Kong¹ Chenhao Liu² Ling Zhu¹

(1. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology;

2. Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract In 1899, Veblen first used conspicuous consumption to depict the behavior of economic individuals in his *The Theory of the Leisure Class*. Although this theory provides an intuitive explanation for consumption behavior, limited by the data, the relevant empirical work is still rare. This paper uses a micro data of auto mortgage transaction provided by a large company in Shanghai to empirically test the impact of migrant identity on conspicuous consumption. We find that the conspicuous consumption expenditure of the migrants is significantly higher than that of local residents. On average, the automobile consumption expenditure of migrants is 2.3% higher than that of local residents. Using the theoretical relationship between the average income of reference group and conspicuous consumption behavior, this paper verifies the status signaling nature of conspicuous consumption, that is, the mechanism of seeking wealth social status by showing personal information, such as income and assets. Further welfare analysis shows that conspicuous consumption significantly increases the credit burden of the migrants, specifically, the average net present value of the credit burden of the migrants for purchasing automobile is 2533.28 yuan higher than that of the local residents. Furthermore, conspicuous consumption in the automobile market has also increased the purchase of gas guzzler, resulting in an increase in fuel consumption per 100 km of automobiles purchased by the migrants, which is equivalent to an increase of 1.226 tons of carbon dioxide emissions per vehicle during its lifetime. Overall, our findings have clear implication for understanding the consumption behavior of the migrants, reducing personal financial risk and promoting green consumption.

JEL Classification D12, D70, O12