

# 交通可达性提升能促进城镇居民消费升级吗?

——基于双效应 ELES 和空间面板分位数回归的实证分析

周 洲,段建强,李文兴

(北京交通大学 经济管理学院,北京 100044)

**摘 要:**交通基础设施建设能否促进城镇居民消费升级,实现经济高质量发展,尚缺乏经验证据。采用中国 2007—2018 年的省级面板数据,基于双效应 ELES 模型,将居民消费分为基本品和高档品,以高档品消费占总支出之比为消费升级指标,构建空间面板分位数模型,考察交通可达性对城镇居民消费升级的影响及内在机理。研究发现,整体而言,交通可达性提升显著抑制了城镇居民消费升级;分消费群体看,交通可达性提升促进了高收入群体消费结构升级,对中低收入群体产生了抑制效应;从内部机制看,交通设施完善显著提升了住房价格,中低收入群体住房支出大幅增加,对其他消费产生挤出效应,从而导致其消费降级;在地区关联性方面,各地区间居民消费结构关联性较强,城镇居民消费结构升级具有空间溢出效应。

**关键词:**交通可达性;消费升级;双效应 ELES 模型;住房价格;空间面板分位数回归

**中图分类号:**F542 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-4543(2022)04-0030-19

## 一、引言

消费是拉动经济增长的重要因素之一,但长期以来居民消费不足严重制约了中国经济可持续发展,扩大内需成为当今促进经济发展的重大战略(李树等,2020)<sup>[1]</sup>。改革开放 40 多年来,中国大力发展交通基础设施,特别是近 10 年来,高速公路、高速铁路等现代化交通基础设施的发展十分迅速。交通基础设施建设可以促进地区间贸易成本降低,增加各地商品种类,有利于形成统一的消费市场,整体居民消费水平得以提升(Krugman,1991;Donaldson,2018;Aggarwal,2018)<sup>[2-4]</sup>。发达的交通网络同时也降低了居民跨区域旅行时间,居民出行意愿不断提升(Olifindo,2021)<sup>[5]</sup>。此外,道路建设也为私家车出行提供了诸多方便,居民“私家车消费”偏好增强,其消费结构也相应发生改变(郭广珍等,2019)<sup>[6]</sup>。为了进一步扩大内需,推动形成强大的国内市场,2020 年 6 月,交通运输部办公厅发布了《关于做好交通运输促进消费扩容提质有关工作》(交办规划[2020]26 号)的通知,明确指出要改善交通基础设施条件,激发消费潜力;提升交通运输服务品质,服务消费升级。目前已有一些地区开展了试点工作,例如:武汉城市圈 1 小时通勤、长江中游城市群 2 小时通达、云南省开展大滇西环线交旅融合发展等。近年来,中国快速发展的交通基础设施建设是否真正促进了居民消费扩容提质呢?若未能实现,那么其受制于何种因素,未来该如何发挥交通消费效应?对这些问题的探究可以同时为交通运输规划和扩大内需政策制定提供一定经验支撑,因此探究交通与消费之间的关系具有现实意义。

收稿日期:2021-10-28

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金项目“高铁建设对城市群消费空间格局的影响研究”(2021YJS068);国家发改委项目“铁路运价形成机制研究”(B19DR00010)

作者简介:周洲(1997-),女,安徽马鞍山人,北京交通大学经济管理学院博士研究生,研究方向为运输经济理论与政策、区域经济学;段建强(1983-),男,山西浑源人,北京交通大学经济管理学院讲师、助理研究员,博士,研究方向为价格理论与政策、运输经济学、运输经济理论与政策;李文兴(1958-),男,山西临汾人,北京交通大学经济管理学院教授,博士,博士生导师,研究方向为价格理论与政策、运输经济理论与政策。

二、文献综述

交通基础设施投资是先行资本,具有较强经济效应,“交通基础设施的经济增长效应”一直备受学术界关注。一般而言,交通基础设施建设被认为是经济增长的重要因素(Storeygard,2016;Banerjee et al.,2020)<sup>[7-8]</sup>。一方面,大量基础设施投资产生乘数效应,带动区域经济增长(Diao,2018)<sup>[9]</sup>;另一方面,交通基础设施可以通过提升地区通达性来促进生产要素流动,优化区域资源配置,提高企业经营效率,最终实现经济增长(李兰冰等,2019)<sup>[10]</sup>。前者为交通基础设施的直接效应,后者为间接效应,该内在机制一直都被看作是黑箱,诸多学者尝试从不同视角阐释其内在机理。总体而言,影响机制可分为三类:一是交通基础设施可降低企业运输成本,促进劳动生产率提高,增加产业总产值(张天华等,2018;刘冲等,2019)<sup>[11-12]</sup>。二是交通基础设施可提升区域关联性,一方面,有利于产业集聚,形成规模效应;另一方面,促进地区产业转移,优化区域产业结构(张景波,2018)<sup>[13]</sup>。三是交通可达性提高促进了要素流动,提高企业创新能力,实现产业高质量发展(Debrezion et al.,2011)<sup>[14]</sup>。

现有文献主要集中于交通基础设施建设对生产的影响,关于“交通发展与消费”的研究近年来才逐渐出现,文献数量较少,所得结论也不尽相同。目前有学者间接讨论了二者之间的关系,并证实交通发展对居民消费具有促进作用。Donaldson(2018)<sup>[3]</sup>采用大量历史档案数据研究发现,英属殖民时期铁路建设有效降低了当地贸易成本,该地生产产品种类和进口产品种类均得以增加,最终促进居民总体福利提升。Aggarwal(2018)<sup>[4]</sup>在分析印度村庄减贫效果时发现道路开通使村庄消费增长了40%,尤其是非本地生产性消费。此外,有学者发现高铁开通能够有效释放铁路资源,降低运输成本,增强进口商品市场竞争力,降低国内商品价格,从而提高居民消费水平(孙浦阳等,2019)<sup>[15]</sup>。但也有学者发现交通发展对居民消费产生了负面效应。黄先明和肖挺(2018)<sup>[16]</sup>基于消费流出视角,利用合成控制法对杭州湾跨海大桥两端的宁波与嘉兴两市在通车前后的消费变化进行研究,发现交通发展造成了落后地区消费流出。侯新烁(2019)<sup>[17]</sup>采用政策时点不同的 DID 模型探究高铁对城市消费规模的影响,发现高铁对二线城市表现出刺激效应,但对三、四线城市居民消费表现出抑制效应。

交通基础设施一方面会影响生产行为,产生“生产效应”,另一方面也会直接影响居民消费行为,产生“消费效应”(郭广珍等,2019)<sup>[6]</sup>。然而,现有研究普遍重视交通基础设施对供给行为的影响,忽视了交通对居民消费的影响。一些研究探究了交通发展对居民消费水平的影响,但较少考虑其是否会促进消费提质。已有研究发现道路发展将提升私家车消费偏好,但未全面衡量交通发展对居民消费结构的影响。由于不同收入群体居民所处的环境不同,其消费习惯存在很大差别,因此交通可达性的影响具有差异,而现有文献忽视了该异质性。此外,随着交通的不断发展,各地区间的地理壁垒逐渐消除,空间关联性大幅增强,若不考虑居民消费空间溢出效应,将会导致估计结果有偏。但目前关于交通发展带来的空间溢出效应如何尚未得出一致性结论。那么,交通可达性能否促进城镇居民消费结构升级?交通可达性对不同收入层级居民的影响是否有差异?交通可达性对居民不同类别消费的影响有何不同?本地消费结构是否会对周边地区居民的消费行为产生影响?因此,考虑到消费者异质性偏好,采用中国2007—2018年30个省份(不包括港、澳、台、西藏,下同)的省级面板数据,通过双效应面板 ELES 模型划分基本品和高档品,据此计算得出消费结构指标,构建空间面板分位数模型探究交通可达性对不同层级居民消费结构的影响。

与现有文献相比,本研究主要有以下几点新意:(1)通过分析交通可达性对城镇居民消费升级的影响,补充和丰富了现有文献对“交通消费效应”的认识。(2)构建双效应面板 ELES 模型来划分基本品和高档品,同时考虑了个体差异和时间变化规律,提高参数估计一致性,为准确估计城镇居民消费结构升级提供了实证数据支持。(3)在估计方法上,构建空间面板分位数模型,一方面探究了交通发展对不同层级居民消费结构的异质性影响;另一方面将空间因素纳入分析中,模型估计结果更加精准。

本文后续部分的结构安排如下:第三部分对 DSK 理论模型进行拓展,探讨交通可达性与居民消费结构的关系;第四部分为中国城镇居民消费结构升级测度;第五部分为交通可达性对不同群体消费结构升级影响的实证分析;第六部分为研究结论与政策启示。

三、理论分析

为了分析交通可达性与居民消费结构之间的关系,拟在 DSK(Dixit - Stiglitz - Krugman)模型的基础上进行拓展,在模型中引入交通因素来探究交通基础设施建设对居民消费结构的影响。

假设有 a 和 b 两个地区,两地均分布了农业劳动者和制造业厂商。两地的产品可自由流动,但劳动者不可流动。其中农产品运输成本为 0,表明两地农民工资水平相等,工业品流动具有运输成本,满足:

$$p_{ab}(i) = \tau(H)p_a(i) \quad \tau \geq 1 \tag{1}$$

其中, $p_a(i)$  为 a 地生产的 i 产品在当地的销售价格, $p_{ab}(i)$  为 a 地生产的 i 产品销往 b 地的价格, $\tau$  为运输成本, $H$  为交通可达性(反映某地交通发展程度,交通基础设施越完善,交通可达性越高)。 $\tau = 1$  表示运输成本为 0, $\tau$  值越大说明运输成本越高。 $\tau$  是本文的研究重点,反映了地区交通发展状况。当某地区交通基础设施不断完善时,其交通可达性也随之提升,运输成本相应降低。因此运输成本  $\tau$  和交通可达性  $H$  满足以下条件:

$$\partial \tau / \partial H < 0, \quad \partial^2 \tau / \partial H^2 < 0$$

(一) 居民消费

消费者通过配置收入来实现自身效用最大化,假设 a 地和 b 地居民消费偏好相同,效用函数为柯布道格拉斯形式:

$$U = CM^\mu A^{1-\mu} \quad 0 < \mu < 1 \tag{2}$$

其中,C 为常数,为简化模型,将该系数设置为 1。 $A$  为农产品数量, $M$  为一组差异化工业品集合,该消费数量由不变替代弹性(CES) 效用函数表示:

$$M = \left( \sum_{i=1}^n q_i^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad \sigma \in (1, \infty) \tag{3}$$

式(3) 中, $\sigma$  用于反映产品替代弹性,在 a 地和 b 地产品可以互相流通背景下,以 a 地消费者为例(由于 a 地和 b 地具有对称性,因此下文均以 a 地来进行分析),其工业品效用函数如下:

$$M_a = \left\{ \int_{i \in N_a} [q_{aa}(i)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di + \int_{i \in N_b} [q_{ba}(i)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \tag{4}$$

对于消费者而言,需满足在预算约束  $\sum_{j=1}^n p_i q_j \leq E_a$  条件下达到效用最大化。 $E_a$  为 a 地所有消费者在工业品上的支出,满足  $E_a = \mu Y_a = \mu(p_a q_{aa} + \tau p_a q_{ab})$ 。构建拉格朗日函数,对其求一阶导数,可得到以下两地 a 产品的消费量:

$$q_{aa}(i) = \left[ \frac{p_a(i)}{P_a} \right]^{-\sigma} \frac{E_a}{P_a} \tag{5}$$

$$q_{ba}(i) = \left[ \frac{\tau p_b(i)}{P_a} \right]^{-\sigma} \frac{E_a}{P_a} \tag{6}$$

其中, $P_a$  为价格指数,有  $P_a = \left\{ \int_{i \in N_a} [p_a(i)]^{-(\sigma-1)} di + \int_{i \in N_b} [\tau p_b(i)]^{-(\sigma-1)} di \right\}^{\frac{1}{\sigma-1}}$ 。

(二) 生产技术

对于厂商而言,其目标是实现利润最大化。假设生产成本为特定要素生产函数,包括固定部分  $fw$  和变动部分  $mwq(i)$ ,其中  $w$  为制造业工人工资水平,生产函数为  $C[q(i)] = fw + mwq(i)$ ,通过求解利润最大化可得最优销售价格为:

$$p_a^*(i) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} m w_a \quad (7)$$

### (三) 交通可达性与消费结构的关系

#### 1. 消费结构衡量

通常采用恩格尔系数表示家庭消费结构情况,该值越大表明该家庭食品消费支出比例越高,消费结构越低。为了方便计算,本研究采用工业品消费占总消费的比重来衡量消费结构升级,该指数与恩格尔系数之和为1。为了获得该指数,需要计算 $a$ 地居民的工业品消费额,既包括 $a$ 地生产的工业品,也包括 $b$ 地生产的工业品,具体表达式如下:

$$C_a = p_a(i) q_{aa}(i) + [\tau p_b(i)] q_{ba}(i) \quad (8)$$

另外,假设 $a$ 地共有 $n_a$ 家制造业厂商, $b$ 地共有 $n_b$ 家厂商,此时 $a$ 地的价格指数为:

$$P_a = \frac{\sigma m}{\sigma - 1} [n_a w_a^{-(\sigma-1)} + n_b (\tau w_b)^{-(\sigma-1)}]^{-\frac{1}{\sigma-1}} \quad (9)$$

根据以上分析,得到消费结构指数为:

$$\frac{C_a}{E} = \frac{w_a^{-(\sigma-1)} + (\tau w_b)^{-(\sigma-1)}}{n_a w_a^{-(\sigma-1)} + n_b (\tau w_b)^{-(\sigma-1)}} \quad (10)$$

#### 2. 交通可达性与消费结构的关系

为探究交通可达性与消费结构之间的关系,根据式(10),采用消费结构指数对交通可达性 $H$ 求一阶导数,可得:

$$\frac{\partial(C_a/E)}{\partial H} = \frac{-(\sigma-1)(n_a - n_b)w_a^{-(\sigma-1)}w_b^{-(\sigma-1)}\tau^{-\sigma}}{(n_a w_a^{-(\sigma-1)} + n_b (\tau w_b)^{-(\sigma-1)})^2} \cdot \frac{\partial \tau}{\partial H} \quad (11)$$

由式(11)可以发现,当 $n_a > n_b$ 时, $\frac{\partial(C_a/E)}{\partial H} > 0$ ,表明交通可达性越高,则消费结构不断往高级化发展;当 $n_a < n_b$ 时, $\frac{\partial(C_a/E)}{\partial H} < 0$ ,即交通可达性越高,消费结构反而降级。这表明交通可达性可促进市场规模较大地区居民消费结构升级,但市场规模较小地区居民的福利将受损。运输成本降低有利于商品汇聚于大规模地区,当地居民能够消费到更多种类商品,消费结构得以升级。一般而言,市场规模较大的地区,经济发展水平较高,当地居民收入水平也较高。因此提出如下假设:

假设1:交通可达性提升有利于高收入群体居民消费升级,但是对中低收入群体居民消费产生负面影响。

#### (四) 交通可达性、房价与城镇居民消费升级

根据土地地租理论可知,商品和服务的可达性提升可促进当地土地增值(Mulley et al., 2018)<sup>[18]</sup>。大规模交通基础设施建设一定程度上降低了运输成本,促进了人口和商品流动,该地区可达性随之提升。因此,交通可达性在便利居民出行的同时,也促进了周边地区房价的上涨。张铭洪等(2017)<sup>[19]</sup>认为高铁建设显著提高了沿线城市的房地产价格。龚维进等(2017)<sup>[20]</sup>研究发现城市交通便利度变化助推了本地和周边城市的房价。住房支出是居民消费中较为重要的一部分,房价上涨将对居民消费结构产生显著影响。目前,房价与居民消费结构之间的关系尚不确定。一方面,房价上涨将会产生“财富效应”(Shih et al., 2014)<sup>[21]</sup>,房价上涨促使持有房产者财富增长,进而增加消费;另一方面,房价上涨对中国城镇居民消费具有较大挤出效应(况伟大, 2011; 李春风等, 2014; 万晓莉等, 2017)<sup>[22~24]</sup>。房产不仅具有投资品属性,而且具有消费品属性。房价上涨意味着城镇居民必须为购房而减少当期消费,因此将抑制居民消费升级(邓健等, 2011)<sup>[25]</sup>。因此提出如下假设:

假设2:交通可达性提升促进当地土地价值增值,房价上涨,进而产生财富效应和挤出效应。当财富效应大于挤出效应时,交通可达性提升可促进城镇居民消费结构升级,反之则产生抑制作用(见图1)。

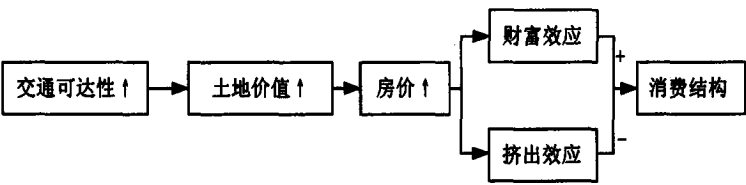


图1 交通可达性、房价与城镇居民消费升级机制路径图

四、城镇居民消费结构升级测度

目前关于居民消费结构的量化多采用扩展线性支出模型(ELES)和几乎理想需求系统模型(AIDS)。前者以各类消费支出绝对额为被解释变量,后者采用各类消费支出比重进行求解。以上两种模型各具优势,但由于 AIDS 模型所需要的各类消费品价格数据较难获取,故选取 ELES 模型进行分析。

(一)ELES 模型构建

ELES 模型假定某一时期人们对各类商品或服务的需求仅取决于收入水平和价格,同时将需求分为基本需求和超额需求两部分。基本需求与收入无关,当居民基本需求得以满足之后,才将剩余收入按照某种比例在各类商品之间进行分配。该模型的基本表达式如下:

$$V^{(k)} = p^{(k)} q^{(k)} = p^{(k)} \gamma^{(k)} + \beta^{(k)} \left( I - \sum_{l=1}^M p^{(l)} \gamma^{(l)} \right) = \alpha^{(k)} + \beta^{(k)} I \quad k = 1, 2, \dots, M \tag{12}$$

其中,  $\alpha^{(k)} = p^{(k)} \gamma^{(k)} - \beta^{(k)} V_0$ ,  $V_0 = \sum_{k=1}^M p^{(k)} \gamma^{(k)}$ 。  $V^{(k)}$  为第  $k$  类商品总消费,  $p^{(k)}$  为第  $k$  类商品价格,  $q^{(k)}$  为第  $k$  类商品消费量,  $\beta^{(k)}$  为第  $k$  类商品边际消费倾向,  $I$  为居民收入。此外,以上模型有三个基本假设:一是居民对各类商品的需求仅取决于收入和商品价格;二是需求包括两个部分:基本需求  $\gamma$  和附加需求,基本需求与居民收入水平无关;三是消费者同质,即所有消费者的边际消费倾向一致。

根据 ELES 模型的基本假设和面板数据模型的特点,借鉴赵卫亚(2015)<sup>[26]</sup> 和孙久文等(2019)<sup>[27]</sup> 的做法,构建面板 ELES 模型,一般形式如下:

$$\begin{aligned} V_{it}^{(k)} &= p_t^{(k)} \gamma_{it}^{(k)} + \beta_t^{(k)} (I_{it} - V_{0t}) + \lambda_i^{(k)} + \mu_i^{(k)} I_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= (p_t^{(k)} \gamma_{it}^{(k)} - \beta_t^{(k)} V_{0t}) + \lambda_i^{(k)} + \beta_t^{(k)} I_{it} + \mu_i^{(k)} I_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= \alpha_i^{(k)} + \lambda_i^{(k)} + \beta_t^{(k)} I_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{13}$$

其中,  $\alpha_i^{(k)} = p_t^{(k)} \gamma_{it}^{(k)} - \beta_t^{(k)} V_{0t}$ ,  $V_{0t} = \sum_{k=1}^n p_t^{(k)} \gamma_{it}^{(k)}$ 。模型(13)为基准模型,包括以下三个假设:一是居民基本需求不存在个体差异,但存在时间效应;二是附加需求可能具有时间效应,边际消费倾向为时变参数;三是与个体有关的潜变量可能会产生个体效应,从而影响截距和斜率。

(二)模型识别

模型识别检验过程主要包括以下三个步骤:(1)判断面板数据模型是否存在个体效应或时间效应;(2)判断是双效应还是单效应;(3)判断模型是变截距还是变系数。本研究采用协方差分析法识别模型类型,具体过程如下:将一个基础模型作为“无约束模型”,用作比较;将另一个模型对参数施加约束得到“约束模型”。检验时先估计这两个模型,分别计算残差平方和,再通过比较这两个模型的残差平方和是否具有显著差异进而判断约束假设是否成立。假设无约束模型、约束模型的残差平方和分别为  $S_R$ 、 $S_U$ ,然后采用  $F$  统计量进行检验:

$$F = \frac{(S_R - S_U)/(f_R - f_U)}{S_U/f_U} \sim F(f_R - f_U, f_U) \tag{14}$$

模型(14)为面板 ELES 模型的非约束形式,其残差平方和为  $S_0$ ;然后对模型施加约束,估计得到混合模型、个体固定效应模型、时间固定效应模型,残差平方和分别为  $S_1$ 、 $S_2$ 、 $S_3$ ,同时可得到统计量  $F_1$ 、 $F_2$ 、 $F_3$ 。

选取中国 2007—2018 年 30 个省份的城镇居民各项消费支出数据,包括食品、衣着、居住、家庭设备用品及服务、交通通信、教育文化娱乐服务、医疗保健、其他商品与服务。为了消除价格因素的影响,采用各类商品消费价格指数和 CPI 指数对城镇居民各项消费支出和城镇居民可支配收入进行不变价处理,以上处理均以 2006 年为基期。经过模型识别发现,各项消费支出的面板 ELES 模型均具有双向固定效应,即以上模型同时存在个体效应和时间效应(见表 1)。

表 1 面板 ELES 模型类型识别检验

项目	S <sub>0</sub>	S <sub>1</sub>	S <sub>2</sub>	S <sub>3</sub>	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	模型类型
食品	25840.560	377573.380	65382.490	220195.560	75680.800	19.340	36.050	双效应
衣着	14599.890	129456.040	48325.230	103304.390	43740.070	29.190	29.120	双效应
居住	107125.290	801078.700	728155.020	257251.840	36017.460	73.260	6.720	双效应
家庭设备	6812.030	27692.290	8513.200	23777.640	17042.540	3.160	11.940	双效应
交通通信	59282.510	141910.420	108372.640	113569.000	7749.520	10.460	4.390	双效应
教育文化	46117.560	219820.320	164324.840	107492.180	20941.860	32.390	6.380	双效应
医疗保健	46578.270	276886.440	179352.250	75548.020	27491.650	36.020	2.980	双效应
其他商品	3015.987	15715.130	6432.040	8605.900	23410.990	14.310	8.880	双效应

(三)模型回归结果

1. 边际消费倾向分析

通过构建双效应面板 ELES 模型得到 2007—2018 年各类商品边际消费倾向  $\beta_i^{(k)}$ 。从表 2 可以看出,2007—2018 年 12 年中,各类商品的边际消费倾向发生了较大变化。2007 年时,食品边际消费倾向为 0.174,即中国城镇居民将 17.4% 的收入用于食品消费。但是到了 2018 年,该值仅为 0.084,降低约 5%。据此可知,中国城镇居民的恩格尔系数(食品支出/总消费支出)处于下降态势,表明整体居民消费结构正处于升级阶段。此外,居住、交通通信及教育文化的边际消费倾向均在 0.100 以上,其余商品的边际消费倾向在 0.050 左右。

表 2 2007—2018 年各类商品/服务边际消费倾向

年份	食品	衣着	居住	家庭设备	交通通信	教育文化	医疗保健	其他商品
2007	0.174	0.047	0.142	0.067	0.222	0.208	0.031	0.031
2008	0.163	0.053	0.137	0.066	0.209	0.193	0.033	0.031
2009	0.155	0.058	0.132	0.065	0.207	0.182	0.034	0.032
2010	0.142	0.064	0.126	0.067	0.210	0.176	0.032	0.031
2011	0.133	0.070	0.117	0.066	0.198	0.172	0.034	0.031
2012	0.127	0.070	0.108	0.062	0.195	0.162	0.034	0.031
2013	0.118	0.064	0.110	0.061	0.172	0.107	0.098	0.031
2014	0.098	0.050	0.209	0.058	0.155	0.108	0.088	0.023
2015	0.094	0.047	0.205	0.056	0.155	0.104	0.093	0.023
2016	0.090	0.045	0.199	0.056	0.156	0.103	0.093	0.022
2017	0.088	0.042	0.196	0.055	0.152	0.099	0.086	0.022
2018	0.084	0.041	0.199	0.054	0.145	0.100	0.082	0.022

注:表 2 中数据均在 5% 显著性水平下显著。

2. 消费需求收入弹性计算

由边际消费倾向、各类别消费和城镇居民可支配收入计算出 2007—2018 年不同类别消费需求收入弹性。经计算,平均消费需求弹性约为 0.894。从表 3 可以看出,食品、衣着和居住三种消费需求的收入弹性在均值以下,因此将这三种消费定义为基本品,其余五种消费定义为高档品。根据上述结果,将后五种消费占总消费支出的比重作为消费结构升级指标。

表 3 2007—2018 年中国城镇居民各项消费需求的收入弹性

年份	食品	衣着	居住	家庭设备	交通通信	教育文化	医疗保健	其他商品
2007	0.454	0.392	0.447	0.783	1.231	1.343	0.358	0.830
2008	0.489	0.448	0.472	0.784	1.088	1.241	0.372	0.870
2009	0.483	0.499	0.456	0.799	1.053	1.142	0.386	0.919
2010	0.480	0.577	0.451	0.811	1.039	1.082	0.350	0.935
2011	0.526	0.688	0.440	0.824	1.020	1.064	0.384	0.987
2012	0.559	0.746	0.405	0.817	1.052	1.059	0.381	1.053
2013	0.543	0.748	0.419	0.842	0.937	0.678	1.055	1.037
2014	0.639	0.720	1.304	1.184	1.253	1.156	1.792	1.149
2015	0.635	0.716	1.305	1.161	1.196	1.089	1.857	1.128
2016	0.625	0.711	1.259	1.138	1.148	1.047	1.802	1.137
2017	0.624	0.706	1.242	1.119	1.148	1.015	1.725	1.134
2018	0.623	0.719	1.219	1.104	1.131	1.053	1.587	1.166
平均值	0.557	0.639	0.785	0.947	1.108	1.081	1.004	1.029

五、实证分析

(一)模型设定

1. 基准模型

通过理论分析可知,交通可达性对居民消费结构有着较大影响,为了验证该假设,采用中国 2007—2018 年的省级面板数据,以居民消费结构为被解释变量,交通可达性为核心解释变量构建以下回归模型:

$$consmpt_{it} = \beta_0 + \beta_1 access_{it} + \beta_2 X_{it} + u_i + v_{it} \tag{15}$$

其中,consmpt<sub>it</sub> 为 i 地区 t 时期的消费结构指标;access<sub>it</sub> 为 i 地区 t 时期的交通可达性情况;X<sub>it</sub> 为控制变量;u<sub>i</sub> 为不可观测的地区效应,v<sub>it</sub> 为同时受时间和地区影响的随机效应;β<sub>0</sub> 为常数项,β<sub>1</sub> 和 β<sub>2</sub> 为各变量前的系数。

2. 面板分位数模型

由于不同消费层级居民的消费偏好有差异,若仅看交通可达性对全体居民消费结构的影响必定会有偏差。另外,根据理论模型分析发现,交通可达性提升可以促进市场规模较大地区居民消费升级。一般而言,市场规模越大的城市,居民收入水平越高,消费层级也越高。因此,采用分位数回归模型探究交通可达性对不同层级居民消费升级的影响,进而验证前文所提出的理论假设。分位数回归是一种

以被解释变量的条件分布来拟合自变量线性函数的回归方法。邢春冰(2006)<sup>[28]</sup>认为,分位数回归可以在被解释变量的任一分位点进行参数估计,并且该方法未对误差项分布进行具体假设,对异常值的敏感程度远小于均值回归,因此回归结果比 OLS 回归更稳健。面板分位数模型由 Koenker 和 Bassett(2004)<sup>[29]</sup>提出,具体形式如下:

$$Quant_{\tau}(Y_{it}X_{it}) = \beta(\tau)X_{it} + \mu_i(\tau) + e_{it} \quad (16)$$

其中,  $Quant_{\tau}(Y_{it}X_{it})$  为被解释变量的  $\tau$  分位数;  $X_{it}$  为解释变量;  $\tau$  分位数的取值范围为  $\tau \in (0,1)$ ;  $\beta(\tau)$  为  $\tau$  分位数处的回归系数;  $\mu_i(\tau)$  为  $\tau$  分位数处的个体效应;  $e_{it}$  为扰动项。

### 3. 空间面板分位数模型

杜森贝利相对收入理论指出,居民不仅受自身消费习惯的影响,同时还容易被他人的消费观念感化,因此各区域居民在消费过程中可能会相互影响。此外,随着交通事业的大力发展,各地区居民的联系日益紧密,地区间的消费关联性不可忽视。本研究将消费结构空间滞后项加入到解释变量中,以期探究消费是否具有空间溢出效应,为此构建空间自相关模型(SAR)如下:

$$consm_{it} = \beta_0 + \rho Wconsm_{it} + \beta_1 X_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

同样,为探究交通可达性对不同层级居民消费结构的影响,构建空间面板分位数模型进行分析。为了解决空间滞后项和误差项相关的内生性问题,现有研究通常将分位数回归引入空间计量模型中,采用两阶段回归(2SQR)或工具变量回归(IVQR)。本文借鉴俞路等(2019)<sup>[30]</sup>的做法,采用 2SQR 方法进行空间面板分位数回归。该方法简便且计算效率高,具体形式如下:

$$consm_{it} = \beta_{0\tau} + \rho_{\tau} Wconsm_{it} + \beta_{1\tau} X_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中,  $\tau$  为相应的分位数;  $W$  为空间权重矩阵,本文为 0-1 邻近矩阵。2SQR 估计包括以下两个阶段:第一阶段为在某分位数下,采用空间滞后内生变量  $Wconsm_{it}$  对空间滞后外生变量  $WX$ 、 $X$  进行回归,得到空间滞后变量估计值  $dWconsm_{it}$ ,并采用该变量代替  $Wconsm_{it}$ ;第二阶段进行分位数回归,得到各变量的回归系数。

### 4. 中介效应模型

为了验证交通可达性通过住房价格影响城镇居民家庭消费结构的机制是否存在,参照温忠麟等(2004)<sup>[31]</sup>的检验方法,在模型(15)的基础上加入以下两个模型:

$$hp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 access_{it} + \alpha_2 X_{it} + u_i + v_{it} \quad (19)$$

$$consm_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 access_{it} + \gamma_2 hp_{it} + \gamma_3 X_{it} + u_i + v_{it} \quad (20)$$

在中介效应模型中,若系数  $\alpha_1$  不显著,则说明住房价格不具备中介效应;若式(19)中系数  $\alpha_1$  和式(20)中系数  $\gamma_2$  都显著,则一定存在中介效应。

由于采用传统的回归分析方法估计中介效应时标准误较大,并且回归分析框架下使用 Sobel 检验需要假定服从正态分布,而在结构方程模型(SEM)框架下进行中介效应分析可以弥补上述缺陷,能够对所有模型参数同时进行估计,并且 SEM 本身有助于中介效应分析,因此该方法是进行中介效应分析的最佳框架(Zhao et al., 2010; Lacobucci et al., 2007)<sup>[32-33]</sup>。基于此,采用在 SEM 框架下进行中介效应分析。检验步骤如下:第一步,通过 SEM 拟合模型同时估计直接效应  $a$  和中介效应系数  $b$ 。若  $a$  和  $b$  都不显著,则不存在中介作用,反之存在中介作用,可以进行下一步探究。第二步,计算 Sobel  $Z$  值,以检验中介效应相对于直接效应的大小。(1)若  $b$  显著且直接效应  $c$  不显著,则为完全中介;(2)若  $b$  和直接效应  $c$  都显著,则为部分中介;(3)若  $b$  不显著而直接效应  $c$  显著,则为部分中介,有直接效应;(4)若  $b$  和直接效应  $c$  都不显著,则为部分中介,且无直接效应。此外,由于 Sobel 检验需要假定近似正态对称分布,检验力度较低,因此 Zhao 等(2010)<sup>[32]</sup>认为应使用自助法进行检验。尽管自助法比 Sobel 检验更优,但是其估计过程比较耗时,因此 Jose(2013)<sup>[34]</sup>提出采用蒙特卡罗法进行替代。该方法根据系数  $a$  和  $b$  及各自标准误,生成  $a$  和  $b$  的随机正态变量,以产生  $a \times b$  值的分布,然后计算出其标准误和相应的置信区间。为保证结果的稳健性,本研究同时采用这三种检验方法。中介效应如图 2 所示。



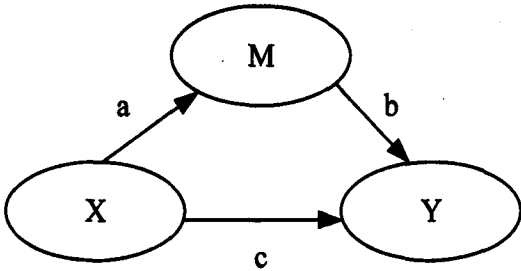


图2 中介效应示意图

(二)变量选取与数据说明

1. 被解释变量

本研究主要探究交通可达性对居民消费结构升级的影响,因此被解释变量为消费结构升级指标。根据上文中城镇居民消费结构的测度可知,除食品、衣着和居住外的五种消费均为高档品消费,为此本研究以这五种消费占总消费的比重作为消费结构升级指标,该值越大说明该地区居民消费结构越高级。

2. 核心解释变量

一般而言,运输成本受到交通可达性的影响(张俊等,2020)<sup>[35]</sup>。在古典区位论中,可达性被看作反映交通成本的基本指标。目前大多数学者采用交通可达性对运输成本进行测量(Holl,2004)<sup>[36]</sup>,该指标越大表明当地交通运输状况越好,此时商品在途中的损耗较小,运输成本较低。因此,选取交通可达性作为核心解释变量来反映地区交通发展状况。

目前交通可达性的衡量方式很多,尚无统一论,常用指标有交通基础设施密度、最短旅行时间、加权平均旅行时间等。从这几种衡量方式看,交通基础设施密度仅能够反映当地基础设施的存量情况,无法衡量其实际通达性。此外,最短旅行时间仅能说明某地到达最近中心城市的便利程度,忽视了交通网络化效应,未考虑地区之间的相互通达性。因此,采用加权平均旅行时间来衡量交通可达性(Diao,2018)<sup>[9]</sup>,具体测算方式如下:

$$access_{it} = \frac{\sum_{j=1}^n M_{jt} T_{ijt}}{\sum_{j=1}^n M_{jt}} \tag{21}$$

$$M_{jt} = (POP_{jt} \times GDP_{jt})^{\frac{1}{2}} \tag{22}$$

其中, $access_{it}$ 为*i*市*t*时期的加权平均旅行时间, $T_{ijt}$ 为*i*市到*j*市在*t*期的最短旅行时间, $POP_{jt}$ 、 $GDP_{jt}$ 分别为*j*市常住人口数、地区生产总值。关于最短旅行时间,参考王雨飞等(2016)<sup>[37]</sup>的研究方法,比较各城市间公路与铁路旅行时间的长短,取较短者。公路旅行时间根据地区间运营里程及相应速度可得,例如:高速公路为100km/h,国道为70km/h,省道为50km/h。铁路旅行时间数据主要来源于《全国铁路旅行时刻表》、12306 官网和相关网站资讯。该值越大说明当地可达性越差,反之则越好。另外,采用各省份省会城市之间的加权平均旅行时间来度量该省份的可达性情况。

3. 控制变量

为了减小遗漏变量偏差,还控制了一些相关变量,包括:(1)年龄结构。不同年龄阶段的居民商品需求不一样,例如:老年人由于健康状况下降,所以医疗保健消费支出显著增加,而少儿对食品和衣着的需求更大,因此年龄结构变动将对消费结构产生影响(张忠根等,2016)<sup>[38]</sup>。本研究拟采用老年抚养比和少儿抚养比作为年龄结构代理变量。(2)教育水平。刘曦子等(2017)<sup>[39]</sup>认为,教育可以从精神领域影响居民消费观念、意识和习惯,因此同时采用动态面板分位数模型验证该假设。基于此,加入各地区平均受教育水平对模型进行控制,该变量采用平均受教育年限表示,计算公式为:受教育水平=(小学文化程度人口数×6+初中人口数×9+高中人口数×12+大专及以上学历人口数×16)/6岁以上抽样总人口。(3)城镇化率。城市化一方面可以促进经济增长,提升居民收入水平,扩大消费需

求;另一方面城市化进程加快可以促进居民之间的联系,高消费水平居民对周边居民形成一定示范效应,从而促进整体消费水平和质量的提升(刘玉飞等,2019)<sup>[40]</sup>。因此,采用城镇常住人口比重作为代理变量纳入模型中。(4)对外开放水平。开放性城市可以吸引大量外资,增加当地产品多样性,为居民消费提供多种选择,一定程度上可以促进居民消费结构升级。本研究拟采用外商直接投资作为其代理变量。(5)产业结构。孙早等(2018)<sup>[41]</sup>以产业结构为中介变量,验证了地区产业创新可以通过促进产业结构升级来实现消费结构高级化。由于产业结构逐步向二、三产业发展,因此采用第三产业增加值与第二产业增加值之比作为衡量指标。(6)住房价格。选取住房销售价格作为住房价格的代理变量,该销售价格仅为房地产开发企业本年售出的商品房价格,剔除别墅和高档公寓价格。

为了消除通货膨胀因素的影响,同样以 2006 年为基期,分别对人均消费支出、人均可支配收入等变量进行不变价处理。以上相关数据来自 EPS 数据分析平台、《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》和各省份历年统计年鉴。

变量选取与数据说明详见表 4。

表 4 变量选取与数据说明

变量类型	变量	符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	消费结构升级	<i>consmp</i>	360	0.480	0.040	0.372	0.578
核心解释变量	交通可达性(小时)	<i>access</i>	360	17.479	7.339	5.846	39.169
中介变量	房价(万元/平方米)	<i>hp</i>	360	0.598	0.406	0.196	3.261
控制变量	城镇居民平均收入(元)	<i>uincome</i>	360	19671.470	7239.012	9515.109	50761.450
	老年抚养比(%)	<i>roldcare</i>	360	13.338	2.821	7.440	22.690
	少儿抚养比(%)	<i>rchildcare</i>	360	22.796	6.349	9.640	42.220
	受教育水平(年)	<i>educ</i>	360	8.900	0.972	6.764	12.555
	城镇化率(%)	<i>urban</i>	360	54.687	13.372	28.240	89.600
	外商直接投资(万元)	<i>lnfdi</i>	360	12.650	1.677	6.100	16.490
	产业结构	<i>indus</i>	360	0.436	0.095	0.286	0.810

(三)实证分析

1. 面板分位数回归结果分析

采用加权平均旅行时间计算交通可达性指标,该值越大说明当地交通通达状况越差,因此式(15)中  $\beta_1$  为负表明交通可达性提升促进了居民消费升级,反之则表现为抑制效应。由表 5 可知,在固定效应回归中,交通可达性系数显著为正,说明交通可达性使得城镇居民消费层级有所下降。可能的原因是:(1)根据前文的计算得到基本品包括食品、衣着和住房三大类。交通设施改善可能在一定程度上促进居民到周边地区寻觅美食,同时也可以激发居民到发达地区购买时装。(2)便捷的交通还会带来更多异地购房、炒房等现象(肖挺,2018)<sup>[42]</sup>。从以上分析可知,交通可达性提升将会促进居民基本消费支出增加,挤占了部分高档品消费。

表 5 消费结构面板分位数回归结果

变量	FE	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>lnaccess</i>	0.114*** (0.022)	0.026*** (0.002)	0.076*** (0.006)	0.011*** (0.002)	0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
<i>roldcare</i>	-0.000 (0.002)	0.002*** (0.001)	0.008*** (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.002*** (0.0002)	-0.004*** (0.000)

表 5(续)						
变量	FE	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>rchildcare</i>	-0.001 (0.002)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.0002)	-0.002*** (0.000)	-0.0002 (0.000)	0.0004*** (0.000)
<i>educ</i>	-0.007 (0.007)	0.018*** (0.001)	-0.020*** (0.003)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.012*** (0.001)
<i>urban</i>	0.006*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.0002** (0.000)
<i>indus</i>	-0.091 (0.065)	-0.035 (0.024)	-0.084*** (0.048)	-0.029 (0.021)	0.041 (0.033)	-0.113*** (0.004)
<i>lnfdi</i>	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.018*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.010*** (0.000)
<i>lnincome</i>	0.068** (0.032)	0.051*** (0.010)	0.115*** (0.003)	0.106*** (0.006)	0.101*** (0.009)	0.139*** (0.002)

注:\*\*表示在5%显著性水平下显著,\*\*\*表示在1%显著性水平下显著;固定效应模型中括号内数值为聚类稳健性标准误;面板分位数回归中括号内数值为bootstrap得到的标准误,bootstrap次数为1000次;鉴于回归结果中有些数据的值较小,取3位小数近似于0,因此延长其小数位数至4位。

从面板分位数回归结果看,交通可达性对不同层级居民的消费结构产生了差异性影响。在0.1-0.75分位点上,交通可达性系数显著为正,并呈先上升后下降态势;在0.9分位点上,该系数显著为负。这表明交通发展仅会促进消费结构较为高级的家庭消费升级,而对中低等消费结构家庭造成负面影响,并且对中等收入家庭产生的影响最大。潜在原因为:交通改善促进了房价上升,增加的住房支出极大地挤占了中低收入群体的高档品消费,从而导致其消费降级。而对于消费结构较为高级的家庭而言,无需顾虑住房问题,因此高房价不会挤占其高档品消费。由以上分析可知,交通可达性提升仅会促进高收入群体消费结构升级,而对于中低收入家庭会产生较大负面影响。为此,政府需要采取相应措施,避免各阶层居民之间的福利差距扩大。

2. 各类消费支出面板分位数回归结果分析

为探究交通可达性对城镇居民消费结构的影响机制,利用交通可达性分别对八大类消费支出进行回归,同样系数为负表明该项支出随交通可达性提升而增加,反之减少。从表6中可以看出,在固定效应模型中,交通可达性提升显著增加了住房、交通通信和其他支出。该结果表明,交通发展一方面压缩了时空距离,促使居民到周边地区购房,增加住房支出;另一方面交通便利地区吸引了大量购房者,造成当地房屋供不应求,房价上涨,居民住房支出随之增加。此外,交通可达性提升也激发了人们的出行意愿,交通通信支出也有所增加。

从面板分位数回归结果可以看出,以下各类消费支出几乎在每个分位点都显著,但结果不尽相同。在食品支出回归中,各分位点上交通发展效应均为负。可能的原因是运输时间压缩减少了食品腐烂率,运输成本极大降低,食品价格相应下调,因此居民食品支出随之减少。在衣着消费回归中,低分位点上,居民消费随着交通发展而增加,但超过0.5分位点后,该效应正好相反。这表明交通便利度提升极大地方便边远地区居民前往衣物品种较多的大城市挑选衣物,衣着消费相应增加。但是对于消费结构较为高级的家庭而言,其本身热衷于品牌服装,交通设施建设并不会改变其消费意愿,而低物流成本使得这些居民的衣着消费支出有所减少。在住房消费回归中,各分位点上,交通可达性提

升均显著促进了该项支出增加,并且对中等收入群体影响最大。

在高档消费品中,交通可达性的影响也不尽相同。家庭设备回归中,在 0.5 和 0.75 分位点上,交通可达性提升显著降低了其消费支出,其他分位点上系数均不显著,这说明交通设施完善带来家庭设备运费降低,促使城镇居民家庭设备支出减少。医疗保健消费支出回归中,0.5 分位点以下的居民消费随着交通可达性提升而增加,说明对于低消费结构居民而言,交通便利度提升有助于其跨区就医。交通通信支出系数在所有分位点上均显著为负,表明便捷的交通激发了居民的出行意愿,交通消费支出随之增加。

表 6 各类消费支出面板分位数回归结果

变量	FE	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
lnufood	0.097*** (0.029)	0.190*** (0.004)	0.094*** (0.030)	0.108*** (0.006)	0.087*** (0.004)	0.147*** (0.008)
lnucloth	0.273*** (0.079)	-0.084*** (0.012)	0.099*** (0.020)	0.172*** (0.009)	0.151*** (0.024)	0.277*** (0.020)
lnuhouse	-0.872*** (0.150)	-0.195*** (0.022)	-0.331*** (0.012)	-0.194*** (0.009)	-0.060*** (0.014)	-0.082** (0.041)
lnumachine	0.188** (0.070)	-0.001 (0.019)	-0.003 (0.008)	0.047*** (0.010)	0.023*** (0.004)	-0.009 (0.008)
lnumedical	-0.376*** (0.179)	-0.324*** (0.026)	-0.140*** (0.012)	-0.122*** (0.009)	0.335*** (0.024)	0.193*** (0.014)
lnueduc	0.032 (0.020)	0.039*** (0.000)	0.018*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.011*** (0.004)
lnucommun	-0.018 (0.011)	-0.020*** (0.003)	-0.025*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.007** (0.003)	-0.008*** (0.002)
lnuothers	-0.037** (0.016)	0.025*** (0.007)	-0.001 (0.002)	-0.021** (0.008)	-0.018*** (0.002)	-0.006 (0.006)

注:\*\*表示在 5% 显著性水平下显著,\*\*\*表示在 1% 显著性水平下显著;固定效应模型中括号内数值为聚类稳健性标准误;面板分位数回归中括号内数值为 bootstrap 得到的标准误,bootstrap 次数为 1000 次。

(四)中介效应检验

表 7 展示了传统中介效应的回归结果,整体来看,交通可达性提升显著促进了房价上涨,同时房价也是导致城镇居民消费降级的重要原因。该结果表明,目前大规模交通设施投资不仅推动了经济发展,而且促进了人口流动和城市土地价值提升,这些都将资本转化于房地产价格中。同时,现阶段中国城镇居民住房整体上仍然是以消费为主,因此房价上涨对消费结构升级带来的影响更多是“挤出效应”,而不是“财富效应”。

为保证回归结果的稳健性,采用 SEM 进行中介效应分析。从表 8 中可以看出,Delta、Sobel、Monte Carlo 检验说明房价对城镇居民消费结构的间接影响显著,为 -0.112,并且在中介效应检验中可以看出存在完全中介效应。该结果表明交通可达性提升的确通过促进房价上涨来抑制城镇居民消费结构升级。

表 7 交通可达性、房价与城镇居民消费结构升级的中介效应回归结果

	FE		0.1		0.25		0.75		0.9	
	hp	consump	hp	consump	hp	consump	hp	consump	hp	consump
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
lnaccess	-0.451*** (0.096)	0.098*** (0.024)	-0.105*** (0.007)	0.024*** (0.011)	-0.143*** (0.008)	0.0004 (0.003)	-0.087*** (0.004)	0.005*** (0.002)	-0.133*** (0.015)	0.002*** (0.001)
hp		-0.035* (0.018)		-0.069*** (0.013)		-0.638*** (0.004)		-0.048*** (0.002)		-0.020*** (0.001)
roldcare	-0.009 (0.009)	-0.0003 (0.001)	-0.016*** (0.001)	0.001* (0.000)	-0.014*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.021*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003 (0.002)	-0.004*** (0.000)
rchildcare	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.002)	0.001** (0.001)	-0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.002*** (0.003)	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.002)	0.0005*** (0.000)
educ	0.095*** (0.034)	-0.003 (0.007)	-0.065*** (0.003)	0.010 (0.007)	-0.036*** (0.008)	-0.009*** (0.001)	0.024*** (0.003)	0.007*** (0.002)	-0.001 (0.002)	0.001*** (0.000)
urban	-0.046*** (0.013)	0.004** (0.002)	0.009*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	0.005*** (0.001)	-0.0002 (0.000)	0.006*** (0.001)	0.0002 (0.000)	0.061*** (0.007)	0.014*** (0.001)
indus	0.124 (0.480)	-0.086 (0.054)	0.932** (0.053)	0.024 (0.017)	1.616*** (0.038)	-0.063*** (0.023)	1.617*** (0.024)	0.001 (0.009)	0.001 (0.002)	-0.0001** (0.000)
lnfdi	-0.005 (0.019)	-0.003 (0.003)	0.014*** (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.017*** (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.009*** (0.000)	2.699*** (0.136)	-0.090*** (0.004)
lnincome	1.043*** (1.639)	0.105* (0.038)	0.214*** (0.019)	0.121*** (0.004)	0.292*** (0.013)	0.122*** (0.005)	0.392*** (0.017)	0.136*** (0.002)	0.238*** (0.058)	0.145*** (0.002)

注：\*表示在10%显著性水平下显著，\*\*表示在5%显著性水平下显著，\*\*\*表示在1%显著性水平下显著；固定效应模型中括号内数值为聚类稳健性标准误；面板分位数回归中括号内数值为bootstrap得到的标准误，bootstrap次数为1000次；鉴于回归结果中有些数据的值较小，取3位小数近似于0，因此延长其小数位数至4位。

表 8 交通可达性、房价与城镇居民消费结构的结构方程检验

估计	Delta	Sobel	Monte Carlo
间接效应	-0.112	-0.112	-0.112
标准误	0.027	0.027	0.027
Z 值	-4.147	-4.124	-4.190
P 值	0.000	0.000	0.000
置信区间	(-0.165, -0.059)	(-0.164, -0.060)	(-0.167, -0.061)
Baron & Kenny 中介效应检验			
Step 1	hp:lnaccess (X -> M)	B = -0.442	p = 0.000
Step 2	consump:hp (M -> Y)	B = 0.254	p = 0.000
Step 3	lnaccess (X -> Y)	B = 0.066	p = 0.247

(五)稳健性检验

1. 空间面板分位数回归

(1)空间相关性分析

为了判断消费结构是否存在空间相关性,采用 Moran's I 指数进行检验,该指数表示如下:

$$I = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$
 (23)

其中, $x_i, x_j$  分别表示区域*i*与区域*j*的观测值, $w_{ij}$ 为空间权重矩阵。当 Moran > 0 时,说明地区之间存在正相关关系,反之存在负相关关系;当 Moran = 0 时,说明地区之间不存在空间相关关系。

表 9 消费结构莫兰指数

年份	0-1 邻近	地理距离	经济距离	年份	0-1 邻近	地理距离	经济距离
2007	0.221 **	0.050 ***	0.483 ***	2013	0.189 **	0.005	0.250 *
2008	0.274 ***	0.061 ***	0.488 ***	2014	0.133 *	0.020 *	0.204 *
2009	0.282 ***	0.059 ***	0.548 ***	2015	0.282 ***	0.077 ***	0.328 **
2010	0.282 ***	0.062 ***	0.439 ***	2016	0.355 ***	0.103 ***	0.420 ***
2011	0.311 ***	0.056 ***	0.527 ***	2017	0.447 ***	0.118 ***	0.443 ***
2012	0.278 ***	0.056 ***	0.434 ***	2018	0.332 ***	0.074 ***	0.288 **

注:\*表示在 10% 显著性水平下显著,\*\*表示在 5% 显著性水平下显著,\*\*\*表示在 1% 显著性水平下显著。

分别采用 0-1 邻近矩阵、地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵对消费结构进行检验,结果如表 9 所示。检验结果表明,除 2013 年外,Moran 指数均通过了显著性检验,表明地区之间消费结构存在较强关联。

(2)空间面板分位数回归结果

从表 10 可以看出,空间滞后项在各分位数下均显著,这说明消费结构存在较强空间溢出效应,因此,若不考虑空间因素将会导致估计结果有偏。在空间自相关模型(SAR)中,交通可达性系数显著为正,这表明交通发展在一定程度上会抑制消费结构升级。在空间面板分位数回归模型中,除 0.75、0.9 分位点上交通可达性系数为负外,其他各分位点上交通可达性系数均显著为正。该结果与面板分位数结果一致,表明本研究的回归结果稳健。

表 10 空间面板分位数回归结果

变量	SAR	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
$\rho$	0.568 *** (0.045)	0.0002 (0.001)	0.002 * (0.001)	0.003 * (0.001)	-0.001 *** (0.000)	-0.0001 (0.001)
lnaccess	0.072 *** (0.009)	0.016 *** (0.003)	0.036 *** (0.004)	0.012 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)
roldcare	0.0003 (0.001)	0.002 *** (0.000)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.004 *** (0.000)	-0.004 *** (0.000)
rchildcare	0.0002 (0.001)	-0.002 *** (0.000)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	0.0003 *** (0.000)

表 10(续)

变量	SAR	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>educ</i>	-0.007 (0.005)	0.014*** (0.002)	-0.008 (0.006)	-0.0004 (0.005)	0.006*** (0.001)	0.011*** (0.002)
<i>urban</i>	0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.0003 (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.0002*** (0.000)
<i>indus</i>	-0.052 (0.037)	-0.148*** (0.259)	-0.174*** (0.034)	-0.173*** (0.029)	-0.010 (0.008)	-0.107*** (0.005)
<i>lnfdi</i>	-0.004* (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.009*** (0.002)	-0.016*** (0.004)	-0.008*** (0.000)	-0.010*** (0.001)
<i>lnincome</i>	0.033** (0.015)	0.075*** (0.005)	0.130*** (0.009)	0.138*** (0.005)	0.123*** (0.002)	0.142*** (0.002)

注：\*表示在10%显著性水平下显著，\*\*表示在5%显著性水平下显著，\*\*\*表示在1%显著性水平下显著；括号内数值为bootstrap得到的标准误，bootstrap次数为1000次；空间自相关模型回归中括号内数值为聚类稳健性标准误；鉴于回归结果中有些数据的值较小，取3位小数近似于0，因此延长其小数位数至4位。

2. 工具变量法

一般而言，交通可达性较好的地区其经济发展状况也较好，因此交通可达性与城镇居民消费结构之间的反向因果关系产生了相应的内生性问题。借鉴江鑫等(2019)<sup>[43]</sup>的做法，采用各省份省会城市到四大中心城市(北京、上海、广州、深圳)的最近地理距离与当年平均气温交互项<sup>①</sup>作为工具变量进行回归。

选择该工具变量主要有以下原因：一是各省份省会城市到四大中心城市的地理空间距离不随时间和经济发展状况而变化，当省会城市距离四大中心城市越近时，其更有动机融入到中心城市带动的经济辐射圈中，同时发展交通的意愿更加强烈；二是中国主要处于亚热带和温带气候区间地带，年平均气温有利于基础设施建设，一般而言，年平均气温越高，越有利于交通基础设施建设。将以上两个变量相乘表明，若某地区距离中心城市越近，且年平均气温越高，则交通通达性越好。同时，以上两个变量不会直接影响到城镇居民消费结构，具有外生性，因此可以将该变量作为交通可达性的一个工具变量。基于此，进行面板工具变量<sup>②</sup>回归，结果如表11所示。

从表11可以看出，在0.9分位点之前，交通可达性提升显著降低了城镇居民消费品质。但是随着交通的不断发展，0.9分位点上居民的消费呈升级态势，这表明本研究的结果稳健。在过度识别检验中，由Hansen J统计量和相应P值可以看出，工具变量不存在过度识别问题。同时，在弱识别检验结果中可以看出，第一阶段F值均大于10，且Kleibergen - Paaprk Wald F统计量大于其对应的Stock - Yogo 偏误值，这说明不存在弱工具变量问题。

表 11 工具变量法回归结果

	FE + IV	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>lnaccess</i>	0.123*** (0.014)	0.013*** (0.002)	0.026*** (0.003)	0.013*** (0.002)	0.021*** (0.007)	-0.004** (0.002)

①地理距离根据两地经纬度数据计算得到，各城市平均气温数据来源于《中国气象年鉴》和《中国环境统计年鉴》。  
②回归结果均由stata计算得到，其中面板工具变量法使用xtivreg2命令，面板分位数回归使用qregpd命令，在该命令选项中加入工具变量以解决内生性问题。

表 11(续)

	FE + IV	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>roldcare</i>	-0.000 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002*** (0.001)
<i>rchildcare</i>	-0.001 (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.0004** (0.000)	-0.001 (0.001)
<i>educ</i>	-0.005 (0.007)	0.003 (0.003)	0.003*** (0.001)	-0.005 (0.003)	0.006*** (0.002)	-0.002 (0.003)
<i>urban</i>	0.006*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.0003 (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>indus</i>	-0.095* (0.053)	-0.110*** (0.023)	-0.078** (0.038)	-0.118*** (0.029)	0.120** (0.056)	-0.070*** (0.010)
<i>lnfdi</i>	-0.003 (0.003)	-0.005*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.002 (0.003)	-0.008*** (0.000)
<i>lnincome</i>	0.066*** (0.022)	0.085*** (0.006)	0.075*** (0.016)	0.133*** (0.008)	0.083*** (0.016)	0.121*** (0.007)
First Stage F	323.110					
Cragg - Donald Wald F	356.011					
Kleibergen - Paaprk Wald F	228.044					
Hansen J	1.973 [0.160]					

注：\*表示在 10% 显著性水平下显著，\*\*表示在 5% 显著性水平下显著，\*\*\*表示在 1% 显著性水平下显著；固定效应模型中小括号内数值为聚类稳健性标准误；面板分位数回归中括号内数值为 bootstrap 得到的标准误，bootstrap 次数为 1000 次；Hansen 检验的中括号内数值表示 P 值，其主检验的原假设为 H0：变量是外生的；Cragg - Donald Wald F 检验和 Kleibergen - Paaprk Wald F 检验为弱识别检验，其原假设为 H0：工具变量为弱识别，若 F 统计量大于 Stock - Yogo 则拒绝原假设，说明工具变量是有效的；鉴于回归结果中有些数据的值较小，取 3 位小数近似于 0，因此延长其小数位数至 4 位。

六、结论与政策启示

(一) 结论

交通基础设施的“生产效应”已得到广泛探讨，但是其“消费效应”长期被忽视，本研究主要从城镇居民消费结构视角探讨交通可达性所产生的经济效应。首先，基于拓展的 DSK 模型从理论层面探究交通可达性与居民消费结构的关系，采用中国 2007—2018 年城镇居民八大类消费支出和居民可支配收入数据构建双效应面板 ELES 模型，计算出居民各类商品需求收入弹性，据此将商品划分为基本品和高档品。其次，以高档品消费占总支出比重作为消费结构升级指标构建空间面板分位数模型，分析交通可达性对中国城镇居民消费结构升级的影响。最后，以住房价格为中介变量探究交通可达性影响居民消费结构的机制。得到以下结论：

第一，整体而言，交通可达性提升抑制了中国城镇居民消费结构升级。

第二，分消费群体而言，交通可达性提升促进了高收入群体消费结构进一步升级，但是对低消费层级居民产生了抑制作用。

第三，交通便利度提升显著增加了城镇居民住房和交通通信支出，其中，住房支出增加是导致中



低收入群体消费降级的重要原因。同时构建中介效应模型,研究发现交通设施完善带动了城市房价上涨,大幅增加了城镇居民住房支出,进而挤出居民高档品消费。

第四,地区之间居民消费结构关联性较强,城镇居民消费结构升级具有空间溢出效应。

## (二)政策启示

第一,大力建设跨区域交通设施网络,破除行政区域壁垒。中国的交通设施对居民消费具有显著空间溢出效应,说明跨区域交通设施网络可以扩大地区消费空间,逐渐形成国内大市场。跨区域交通网络还可以拉近不同区域之间居民的联系,中心城市居民的消费习惯会对周边地区居民产生一定示范效应,从而促进居民消费质量提升。此外,中国地方保护主义所带来的贸易壁垒是区域之间贸易自由往来的一大障碍,因此推动中国区域市场整合,打破区域之间的贸易壁垒,降低贸易成本,可以进一步发挥交通设施对居民消费的促进作用。

第二,打造1小时通勤圈,放大高铁同城效应。交通设施的完善促进了运输成本降低,同时吸引了大量资本在城市集聚。但是随着中心城市资本集聚的日益增多,城市“拥挤效应”日益凸显,最明显的现象是中心城市房价上涨,这将给中低收入群体造成较大负担。政府应继续重点发展和完善各都市圈城际铁路和高速客运专线,缩短城市居民通勤成本,鼓励部分居民到邻近地区购房,尽可能地减少住房支出对中低收入群体消费的挤出效应,从而促进其消费升级。

第三,推进交通运输与旅游业融合,提升居民旅行意愿。政府部门应继续推进“交通强国试点工作”,包括推进旅游公路和旅游航线建设,加强高速公路与景区的交通衔接。通过交通与景区的一体化建设,提升旅游区交通通达性,吸引更多游客前往。此外,各地区还应当因地制宜拓展旅游消费等功能,结合当地特色配套相应设施,例如:房车车位、加气站等,满足游客多样化需求。

## 参考文献:

- [1] 李树,于文超.幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究[J].经济研究,2020,(6):172-188.
- [2] Krugman P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. Journal of Political Economy,1991,99(3):483-499.
- [3] Donaldson D. Railroads of the Raj:Estimating the Impact of Transportation Infrastructure[J]. American Economic Review,2018,(4-5):899-934.
- [4] Aggarwal S. Do Rural Roads Create Pathways Out of Poverty? Evidence from India[J]. Journal of Development Economics,2018,(4):375-395.
- [5] Olifindo R. Transport Accessibility, Residential Satisfaction, and Moving Intention in A Context of Limited Travel Mode Choice[J]. Transportation Research Part A:Policy and Practice,2021,145:153-166.
- [6] 郭广珍,刘瑞国,黄宗晔.交通基础设施影响消费的经济增长模型[J].经济研究,2019,(3):166-180.
- [7] Storeygard A. Father on Down the Road:Transport Costs,Trade and Urban Growth in Sub-Saharan Africa[J]. Review of Economics Studies,2016,83:1263-1295.
- [8] Banerjee A,Esther D,Nancy Q. On the Road:Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China[J]. Journal of Development Economics,2020,145:102442.
- [9] Diao M. Does Growth Follow the Rail? The Potential Impact of High-speed Rail on the Economic Geography of China[J]. Transportation Research Part A:Policy and Practice,2018,113:279-290.
- [10] 李兰冰,阎丽,黄玖立.交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长:市场势力、生产率及其配置效率[J].经济研究,2019,(12):182-197.
- [11] 张天华,陈力,董志强.高速公路建设、企业演化与区域经济效率[J].中国工业经济,2018,(1):79-99.
- [12] 刘冲,刘晨冉,孙腾.交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据[J].管理世界,2019,(7):78-88.

- [13] 张景波. 交通基础设施建设对产业结构转型的影响研究[J]. 云南财经大学学报,2018,(11):35-46.
- [14] Debrezion G, Eric P, Piet R. The Impact of Rail Transport on Real Estate Prices[J]. Urban Studies,2011,48(5):997-1015.
- [15] 孙浦阳,张甜甜,姚树洁. 关税传导、国内运输成本与零售价格——基于高铁建设的理论与实证研究[J]. 经济研究,2019,(3):135-149.
- [16] 黄先明,肖挺. 交通设施建设完善与消费转移——来自杭州湾跨海大桥周边城市的经验证据[J]. 当代财经,2018,(7):14-24.
- [17] 侯新烁. 高铁与消费:刺激效应还是抑制效应——来自中国城市分级的证据[J]. 消费经济,2019,35(1):13-24.
- [18] Mulley C, Tsai C H, Ma L. Does Residential Property Price Benefit from Light Rail in Sydney? [J]. Research in Transportation Economics,2018,67:3-10.
- [19] 张铭洪,张清源,梁若冰. 高铁对城市房价的非线性及异质性影响研究[J]. 当代财经,2017,(9):3-13.
- [20] 龚维进,徐春华. 交通便利性、开放水平与中国房价——基于空间杜宾模型的分析[J]. 国际贸易问题,2017,(2):50-60.
- [21] Shih Y N, Li H C, Qin B. Housing Price Bubbles and Inter-Provincial Spillover: Evidence from China[J]. Habitat International,2014,43(2):142-151.
- [22] 况伟大. 房价变动与中国城市居民消费[J]. 世界经济,2011,(10):21-34.
- [23] 李春风,刘建江,陈先意. 房价上涨对我国城镇居民消费的挤出效应研究[J]. 统计研究,2014,31(12):32-40.
- [24] 万晓莉,严予若,方芳. 房价变化、房屋资产与中国居民消费——基于总体和调研数据的证据[J]. 经济学(季刊),2017,(2):525-544.
- [25] 邓健,张玉新. 房价波动对居民消费的影响机制[J]. 管理世界,2011,(4):171-172.
- [26] 赵卫亚. 双效应面板 ELES 模型的构建与实证研究[J]. 统计研究,2015,32(5):76-83.
- [27] 孙久文,李承璋. 中国三大都市圈核心城市消费结构升级研究[J]. 当代财经,2019,(7):17-27.
- [28] 邢春冰. 中国不同所有制部门的工资决定与教育回报:分位数回归的证据[J]. 世界经济文汇,2006,(4):1-26.
- [29] Koenker R, Bassett G. Quantile Regression for Longitudinal Data[J]. Journal of Multivariate Analysis,2004,91(1):74-89.
- [30] 俞路,赵佳敏. 京沪高铁对沿线城市地区间溢出效应的研究——基于 2005~2013 年地级市面板数据[J]. 世界地理研究,2019,28(1):47-57.
- [31] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004,(5):614-620.
- [32] Zhao X, Lynch Jr J G, Chen Q. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths About Mediation Analysis [J]. Journal of Consumer Research,2010,37(2):197-206.
- [33] Lacobucci D, Saldanha N, Deng X. A Meditation on Mediation: Evidence That Structural Equations Models Perform Better Than Regressions[J]. Journal of Consumer Psychology,2007,17(2):139-153.
- [34] Jose P E. Doing Statistical Mediation and Moderation[M]. New York: The Guilford Press,2013.
- [35] 张俊,钟春平,彭飞. 交通可达性的提高是否加剧了中国跨省河流污染?——来自中国工业企业的证据[J]. 经济学(季刊),2020,19(2):617-636.
- [36] Holl A. Manufacturing Location and Impacts of Road Transport Infrastructure: Empirical Evidence from Spain [J]. Regional Science and Urban Economics,2004,34(3):341-363.
- [37] 王雨飞,倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J]. 中国工业经济,2016,(2):21-36.
- [38] 张忠根,何凌霄,南永清. 年龄结构变迁、消费结构优化与产业结构升级——基于中国省级面板数据的经验证据[J]. 浙江大学学报:人文社会科学版,2016,46(3):81-94.

- [39] 刘曦子,侯锐,陈进.人口受教育程度对居民消费的影响研究——基于动态面板分位数回归法[J].西北人口,2017,38(1):50-65.
- [40] 刘玉飞,汪伟.城市化的消费结构升级效应——基于中国省级面板数据的分析[J].城市问题,2019,(7):17-29.
- [41] 孙早,许薛璐.产业创新与消费升级:基于供给侧结构性改革视角的经验研究[J].中国工业经济,2018,(7):98-116.
- [42] 肖挺.交通设施、居民的消费区域流向与消费结构——来自我国省际层面的经验证据[J].财贸研究,2018,(9):12-27.
- [43] 江鑫,黄乾.城乡公路体系网络化与共同富裕:基于超边际分工理论分析[J].南开经济研究,2019,(6):64-85.

责任编辑、校对:陆为群

**Can Transportation Accessibility Promote the Consumption Upgrade of  
Urban Residents? Empirical Analysis Based on Dual-effect  
ELES and Spatial Panel Quantile Regression**

ZHOU Zhou, DUAN Jian-qiang, LI Wen-xing

(School of Economics and Management, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China)

**Abstract:** There is not enough empirical evidence on whether the construction of transportation infrastructure can promote the upgrading of urban residents' consumption and achieve high-quality economic development. By using China's provincial panel data from 2007 to 2018, the consumption of residents is divided into primary products and high-end products based on dual-effect ELES model. The ratio of high-end product consumption to total expenditure is taken as the indicator of consumption upgrading. A spatial panel quantile model is constructed to examine the impact of transportation accessibility on urban residents' consumption upgrading and the internal mechanism. The study finds that the improvement of transportation accessibility significantly inhibited the consumption upgrading of urban residents. From the perspective of consumption groups, the improvement of transportation accessibility promoted the upgrading of the consumption structure of high-income groups. However, it has a restraining effect on low and middle-income groups. As for internal mechanisms, the improvement of transportation facilities has significantly increased housing prices, and the housing expenditure of low and middle-income groups has increased significantly. It leads to the crowding-out effect on the other consumptions, leading to the consumption downgrading of the residents. Regarding regional relevance, the consumption relevance of residents in different regions is closely related, which means the consumption structure upgrading of urban residents has spatial spillover effects.

**Key words:** Transportation Accessibility; Consumption Upgrading; Double-effect ELES Model; House Price; Spatial Panel Quantile Regression