

消费型街道：道路密度与消费活力的 微观证据

彭 冲 金培振*

摘要 本文利用大数据挖掘技术、地理信息技术构建上海的网格化数据集，实证检验街区层面的道路密度对消费活力的影响。研究发现，更高的路网密度提升了服务消费的数量、质量和多样性，等级低的路网其密度越高越有利于消费活力的提升，上述效应呈现显著的“中心-外围”特征。机制分析表明，提升道路连通性通过影响人流量增强消费活力，这种机制在等级低、步行友好的道路中更加显著。进一步分析显示，消费活力会资本化到房价和住宅租金中。

关键词 路网密度，消费活力，大数据

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.13

一、引 言

在中心城市和城市群引领区域发展的新阶段，当前经济社会发展呈现消费引领、服务驱动的新特征。一方面，消费需求结构的不断升级驱动人口从农村向城市转移、从小城市向大城市流动。另一方面，近年来国内消费需求和消费空间得到极大的释放和扩展，居民对高质量、多样化的消费品需求与日俱增（陆铭和彭冲，2022）。对此，国务院及中央部委出台了一系列促进消费扩容提质和消费升级的政策措施。¹尽管国内学者关注到了消费的重要性，但多从宏观和中观视角研究消费的影响因素及其机制，忽视了城市内部消费活力的微观研究。

* 彭冲，南京审计大学经济学院、上海交通大学中国发展研究院；金培振，华东师范大学经济学院。通信作者及地址：金培振，上海市普陀区中山北路 3663 号华东师范大学经济学院，200062；电话：18621737850；E-mail: pzjin@fem.ecnu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金（72074116、71904051）、国家博士后基金（2020T130414、2020M680055）、上海交通大学行业研究院的资助。作者感谢匿名审稿人的建设性意见，感谢智慧足迹数据科技有限公司对本文数据的支持，感谢在 2021 年“城市内部的空间政治经济学”研讨会上收到的宝贵意见，感谢张海平、城市酷想家团队成员对本文提出的建设性意见和技术支持，当然文责自负。篇幅原因，最终版本未包含附录，读者如感兴趣，可向作者索取。

¹ 具体包括 2015 年发布的《国务院办公厅关于加快发展生活性服务业促进消费结构升级的指导意见》（国办发〔2015〕85 号）；2019 年 10 月，商务部等 14 部门联合发布的《关于培育建设国际消费中心城市的指导意见》（商运发〔2019〕309 号）等。

现代城市的空间结构源于交通和通信设施的发展 (Anas *et al.*, 1998)。可以说,街道和人行道是城市的主要公共场所,而更密集的路网则与非机动车出行、步行密切相关 (Jacobs, 1969; Parthasarathi, 2014)。更重要的是,基于日本和美国的大数据统计发现,非通勤出行不仅频率高、离居住地近,而且对服务业消费的带动作用更强 (Couture, 2016; Miyauchi *et al.*, 2021)。通过考察中国消费城市路网密度与消费活力的关系则发现,路网密度与服务消费的数量、质量、多样性之间具有显著正相关关系 (见图1)。有报告显示,2020年中国36个重点城市中心城区建成区的路网总体平均密度(未包括人行道)为6.4千米/平方千米。其中,达到国家提出的8千米/平方千米目标要求的城市占比仅为8%²,明显低于国际发达城市建成区路网密度水平,如大阪市(23.99千米/平方千米)、京都市(21.19千米/平方千米)、东京都(19.92千米/平方千米)³。从中国实践来看,昆明市呈贡新区作为国内第一个大规模试验“小街区、密路网”模式的城区,从昔日“鬼城”蜕变为当前富有

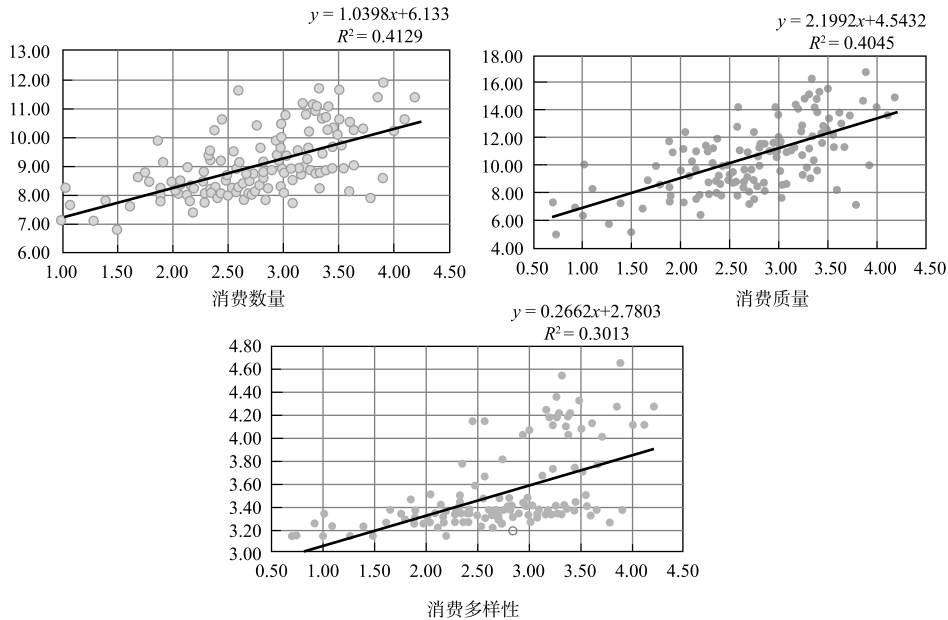


图1 路网密度(横轴)与消费活力的线性关系(以餐饮行业为例)

数据来源:根据2017年全国路网数据采用核密度方法得到138个服务业占比超过50%的地级市市辖区路网密度;消费活力的三个度量指标来自2017年大众点评网的相关数据,其中消费数量采用餐饮行业的餐馆总数、消费质量采用餐饮行业的综合评分、消费多样性采用餐饮种类数。

² 数据来源:住房和城乡建设部等部门联合发布的2021年《中国主要城市道路网密度与运行状态监测报告》,报告显示在36个主要城市中,达到国家规定的路网密度目标(8千米/平方千米)的城市只有厦门、深圳和成都。路网密度计算方法为:建成区内道路长度总和与建成区面积之比。

³ 数据来源:深圳市城市交通规划设计研究中心。

活力的宜居新区，成为“以人为本”街道改造的缩影。⁴在当前我国面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力背景下，如何优化城市内部空间结构以释放中心城市消费活力是亟待解决的现实问题。

我们的研究发现，街区路网密度增加会显著提升服务消费的数量、质量和多样性，并且道路等级越低的路网其密度越高越有利于消费活力的提升，这种效应呈现“中心-外围”特征。机制分析表明，更高的道路连通性通过增加到访人口、游憩人口、途经人口、消费出访频率进而提升消费活力。进一步分析显示，提升消费活力会显著资本化到当地的房价和租金中。

相比以往文献，本文贡献在于：第一，在研究视角上，本文从城市内部微观街区尺度研究街区的物理布局对中心城区消费空间的塑造及其机制，为中心城市消费优势的起源与消费活动的集聚基础提供了直接的证据。第二，在数据获取和指标构建上，本文强调前沿大数据技术在塑造微观地理中的作用，利用多源空间微观地理数据集展开分析。在指标构建上，本文将消费活力分解为消费的数量、质量和多样性（Kuang, 2017; Long and Huang, 2017; Sun *et al.*, 2019），相较以往文献更全面地衡量消费便利设施（consumption amenities）的特征。此外，与以往从需求端研究消费便利性不同，本文从供给端采用核密度估计路网密度来刻画消费城市街区的全局交通可达性与局部可达性，是对以往文献的补充。第三，在研究内容上，本文从严谨的经济学视角考察了路网密度与消费活力的因果关系，为当前打造国际消费中心城市、畅通国际国内双循环、塑造经济增长新优势提供来自微观层面的决策依据。

本文其他部分安排如下：第二部分为文献评述，第三部分为数据来源与实证策略，第四部分是实证分析，第五部分是机制检验，第六部分是进一步分析，第七部分是结论与启示。

二、文献评述

关于消费活力的研究起源于现代消费城市理论（Glaeser *et al.*, 2001）。高质量的消费空间不仅提升居民福利（Mazzolari and Neumark, 2012），也吸引年轻一代的移民尤其是年轻大学生向中心城区集聚从而推动城市复兴（Glaeser and Gottlieb, 2006; Lee *et al.*, 2019; Couture and Handbury, 2020）。有关消费活力的研究集中在如下三个方面：

第一，关注不同城市间消费活力差异的根源以及政策带来的消费者福利

⁴ 2013年呈贡新区先后被英国《金融时报》（*Financial Times*）和美国《外交政策》（*Foreign Policy*）在报道中称为“鬼城”。资料来源：“呈贡变形记：中国城市的小街区试验”，《中外对话》，<https://chinadialogue.net/zh/1/43982/>，访问时间：2022年5月13日。

损失。重点探讨了人口规模与人口密度、移民对消费多样性的影响 (Schiff, 2015; Mazzolari and Neumark, 2012)、土地利用管制与消费质量和多样性的关系 (Shoag and Veuger, 2019) 以及室外环境质量如何影响消费城市活力 (Sun *et al.*, 2019)。其中, Couture (2016) 的研究显示, 人口密度的增加使消费者能从餐饮服务多样性中获益。在大城市内部, 从城市外围到人口稠密的市中心, 餐饮价格指数通常会下跌 20% 以上。这一降幅意味着, 仅考虑餐馆, 一个普通家庭每年可以增加约 400 美元的收入。

第二, 关注道路基础设施的消费活力效应。研究显示, 新火车站点等交通基础设施不仅促进了车站周边零售业就业 (Schuetz, 2015), 还可以提高消费设施便利性与消费者支付意愿 (Zheng *et al.*, 2016)。同时, 代表道路连通性的十字路口密度增加也会显著地提高城市的消费活力 (Long and Huang, 2017)。需要指出, 当道路基础设施连通性带来的人流达到一定规模时, 零售企业有进入市场的激励, 这种购物外部性不仅会带来零售商的集聚 (Koster *et al.*, 2019), 也可以提高当地可供消费的产品数量 (Waldfoegel, 2008)。根据城市消费优势理论和内生产品质量理论, 随着市场规模的扩大, 城市产品的垂直差异 (产品质量) 会进一步提高 (Berry and Waldfoegel, 2010)。而人口集聚的规模效应也驱使更多不同种类的厂商入驻, 加上交易效率的改进, 进一步提高当地消费品多样性 (Glaeser *et al.*, 2001; Schiff, 2015; 庞春, 2019)。遗憾的是, 以往实证研究很少综合考虑消费产品的规模效应 (消费数量)、垂直差异 (消费质量) 和水平差异 (消费多样性)。

第三, 从消费活力的价值和经济效应角度探寻高质量消费机会产生的影响。研究发现, 高质量消费机会促进了城市的复兴 (Glaeser and Gottlieb, 2006; Lee *et al.*, 2019; Couture and Handbury, 2020) 和经济增长 (Carlino and Saiz, 2019); 消费便利设施的数量和质量具有显著的资本化效应 (Kuang, 2017) 等。其中, Lee (2010) 认为城市工资溢价是由消费便利性偏好所驱动的。Rappaport (2008) 发现大都会区在消费便利性的适度差异对房价的资本化效应大于工资。Miyachi *et al.* (2021) 构建了包括消费出行的城市内部结构模型, 为消费可达性促进城市内部经济活动集聚提供了新的理论解释。综上, 消费城市理论已经成为国外城市经济学普遍关注的前沿研究方向, 对于理解城市内生增长具有重要的理论和现实意义。

国内关于“消费城市”的理论和实证研究方兴未艾, 基于中国知网的检索表明虽然偶有相关文献闪现, 譬如李兵等 (2019) 从需求端发现城市规模和人口结构多样性对城市间消费多样性具有显著的推动作用, 但遗憾的是, 该研究尚未深入城市内部。严朝霞等 (2017) 讨论了上海城市道路对消费活力的影响, 但未对两者关系及其特征、相应机制展开严谨的测度、因果识别和分析。总体来看, 现有国内外研究从微观地理视角针对道路密度对城市消费便利性的塑造作用的实证研究依然少见。本文从供给端出发, 利用大数据

技术展开城市内部消费活力评测、机制探讨与资本化效应讨论，是对以往文献的有益补充。

三、数据描述和实证策略

（一）研究区域、数据情况与指标构建

本文选择上海作为研究区域，理由如下：（1）上海是后工业化时期以服务业为主的“国际消费中心城市”培育城市。2019年第三产业对经济增长的贡献达到了97.6%。⁵2020年社会消费品零售总额达到1.6万亿元⁶，位居全国之首。（2）上海互联网的高度普及和完善的通信基础设施为研究城市内部问题提供了丰富的精细化大数据。依据《上海市城市总体规划（2004—2020）》以及人口的空间分布⁷，本文的研究区集中在上海外环线以内的中心城区。基础回归的空间尺度为300×300米六方格网格（即本文定义的街区）⁸。

针对不同数据质量的原始数据，我们分别进行坐标转换、拓扑检查、数据清理、计算几何和数据入库等不同的预处理。其中地理坐标系为WGS84，投影坐标系为CGCS2000。具体指标构建、数据来源及说明如下：

1. 道路基础设施数据及指标构建

路网连通性的度量，本文采用核密度法⁹计算路网密度，即考虑了一个平滑的连续表面、路网密度的衰减效应以及不同网格之间路网的空间关联。根据模型提供的最小带宽和研究的实际，本文的带宽选择为200米¹⁰。原始数据来源于OpenStreetMap（简称OSM）并经高德地图对比处理，包括2017年上海的高速公路、国道、省道、市道、县道、人行道。本文同时采用Roche（2020）的方法基于每个网格路网总长度与面积之比计算路网密度，作为基础回归的对比组。

2. 消费活力数据及指标构建

消费便利性所体现出的城市舒适性福利不仅体现在消费品的数量，而且体现在质量以及多样性福利上（Armington, 1969；李兵等，2019）。因此，本文从消费品数量、质量和多样性角度展开消费活力的度量。我们从大众点评网收集了2017年所有注册商铺且在营业商铺的全部信息，具体包括商铺名

⁵ 数据来源：《上海市统计年鉴（2020）》。

⁶ 数据来源：《2020年上海市国民经济和社会发展统计公报》。

⁷ 根据手机信令大数据统计的2019年6月外环以内的白天人口占全上海总就业人口的53.22%。

⁸ 参照2018年12月实施的《城市居住区规划设计标准》，居民5分钟生活圈的距离界定为300米，基本满足基本生活需求。采用六方格的理由是根据中心地理论，一般均衡状态下的中心地空间分布模式会形成一个有规律递减的稳定六边形空间结构。

⁹ 该方法考虑了观测值在一定带宽内的二维距离衰减模型，描述了沿道路和垂直于道路的密度变化的空间格局，带宽越大，核密度分布越平滑。

¹⁰ 我们也将带宽设置为100米和300米，后续的所有回归结果均存在。

称、地址、店铺所属分类等信息,经地理编码统计到每个网格中。本文的主回归采用餐饮类的商铺,具体构建方法如下:在数量维度,采用网格内餐饮店数量来表示;在质量维度,采用大众点评网上餐饮店口味、环境、服务三类评分的均值来表示;在结构维度,参考李兵等(2019)采用大众点评网上菜系种类数来表示。

3. 房价、住宅租金数据及指标构建

房价数据来自贝壳网,经清洗后包括2017年1月至2020年1月共计47 809套二手商品房成交样本¹¹。该数据不仅包含成交价格,还提供了所有房屋的物理属性特征,包括房屋建筑面积、房屋朝向、建成年代、建筑结构、卧室数量、客厅数量、洗手间数量、建筑类型、是否配备电梯、所在楼层、是否装修等和经纬度信息。住宅租金来自链家App,经清洗后包括了2017年1月至2020年1月共计207 315套的成交样本。该数据包括了成交价格、房屋建筑面积、房屋朝向、卧室数量、客厅数量、洗手间数量、所在楼层等和经纬度信息。

4. 日间与夜间人口、人流数据及指标构建

基于智慧足迹数据科技有限公司2019年6月份采集的联通手机设备GPS时空轨迹数据,本文测算出用户的居住地和工作地作为基础数据源来构建网格层面的人口指标。¹²

(1) 白天人口、工作人口(日间)与居住人口(夜间)的构建。该数据源的筛选规则是一个月内在上海停留了10天以上的设备作为处理样本。设备日间分布则选取9:00—12:00、13:00—18:00工作日累计时长最多的网格。夜间分布选取20:00—次日7:00,为一个月累计时长最多的网格。因此,通常认为夜间位置就作为设备主人的居住位置,日间位置即为全年龄段人口的日间分布,其中日间工作人口定义为女性20—60岁,男性20—65岁。由于联通设备数无法代表全部上海的常住人口,我们以2010年第六次人口普查数据和上海统计年鉴的人口总量为基础,对设备数进行扩样,得到上海人口 250×250 米栅格的总体空间分布。¹³经1%的缩尾处理后输出上海300米六方格的人口数据。

(2) 人流量数据及其构建。人流数据主要分为四个指标。第一,到访人口(*pass_1*),采用白天人口减去夜间人口,即在该地区工作或游憩但不居住的人口。第二,休憩人口(*pass_2*),采用居住人口在周末及节假日的10:00—24:00时间段出现在非就业非住宅的区域,一次驻留超过2小时及以上的用户,统计每一个网格的游憩总人数。同时,根据用户证件号将其分为本地人

¹¹ 所选商品房数量占2017—2019年12月整个上海成交总数的61.2%。

¹² 通过记录手机用户在收发短信、切换基站、展开通话、位置更新等事件时手机连接的基站位置来分析手机用户的时空轨迹。

¹³ 原始数据排除异常并消除“乒乓效应”的影响。

和外地人。第三，途经人口 (*pass_3*)，构建规则为在工作日或者周末以1小时作为时间分段，统计每个时间段内，所有在网格内出现过，但累计停留时间不超过10分钟的用户。第四，消费出访人口 (*pass_4*)，参考 Sun *et al.* (2019) 的做法，统计顾客在用餐期间或之后在大众点评网上针对每一家餐馆发表评论的总数，进而汇总到每个网格中。评论数采用三种方式，分为年度总数、月度平均数与每周平均数。

5. 其他变量及指标构建

为缓解遗漏变量导致的内生性偏误，我们尽可能控制影响消费活力的变量。第一，区位、城市规划等外生宜居性因素，包括到市中心的距离、到最近公交、高速公路、地铁的距离（分别用 *Cz*、*Bus*、*Freeway*、*Subway* 表示）、到上海四个副中心（包括真如、徐家汇、花木、五角场）的距离（分别用 *Distance_zr*、*Distance_xjh*、*Distance_hm*、*Distance_ujc* 表示）¹⁴等。第二，公共服务等内生宜居性因素。基于高德 POI 计算不同空间尺度网格内的教育、医疗、公园广场、金融等公共设施数（分别用 *Education*、*Hospital*、*Park*、*Finance* 表示）。第三，影响消费的变量可能与周边火车站点和室外环境质量有关。因此，控制变量还考虑了火车线经过每个网格的条数 (*hcx*) 以及是否网格中有火车站 (*hcz*)。最后，我们还采用夜间人口 (*POP*) 控制需求端的影响。

（二）实证模型设定：路网密度与消费活力

在控制影响消费活力的城市规划、公共设施便利性等主要变量后，路网密度是否显著影响消费活力？是否存在异质性？机制是什么？居民对消费活力的支付意愿如何？主要的实证策略如下：

1. 道路密度与消费活力

本文的基础回归是考察路网密度是否影响服务消费的数量、质量和多样性，在此基础上考虑不同等级路网密度的异质性效应。回归方程如下：

$$Consumption_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln rd_i + \alpha_2 X_i + \kappa_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

其中，*Consumption_i* 代表消费活力的三个维度：消费数量（取对数）、消费质量、消费多样性（取对数）。*lnrd_i* 代表第 *i* 个网格的路网密度的对数，包括整体路网密度或不同等级结构的路网密度。*X_i* 为包含所有控制变量的向量；*κ_i* 表示 *i* 网格所在街镇的固定效应¹⁵，*ε_i* 为扰动项。

2. 消费活力与房价、住宅租金

为考察居民对消费活力的支付意愿，我们控制房屋的物理特征以及最大程度上控制影响房屋价格或者租金的系列变量诸如公共服务、区位及规划因

¹⁴ 到四个副中心的距离是基于中央 CBD 或者地铁站点坐标计算。

¹⁵ 涉及本研究的街镇包括了113个。

素等。模型设定形式如下：

$$\ln HP_{ijym} = \beta_0 + \beta_1 Consumption_i + \beta_2 D_{ij} + \beta_3 X_i + \varphi_y + \gamma_m + c_g + \pi_i, \quad (2)$$

其中， HP_{ijym} 为网格 i 内（即街区层面）第 j 套商品房第 y 年第 m 月的成交单价或租金， $Consumption_i$ 代表网格 i 内的消费活力指标。 D_{ij} 表示网格 i 内的第 j 套商品房的物理特征变量。 X_i 为网格 i 的控制变量向量； φ_y 代表房屋成交的年份固定效应； γ_m 代表房屋成交的月份固定效应； c_g 为网格 i 所在乡镇或街道 g 的固定效应； π_i 为扰动项。

四、路网密度与消费活力：实证分析

（一）基准回归

本部分旨在检验路网密度对消费活力的影响。首先，根据式（1），针对两种不同计算方法得到的整体路网密度对消费活力进行线性最小二乘（OLS）回归。

表 1 的结果显示，路网密度系数在消费活力的三个维度回归中均为正向，且在 1% 的水平上高度显著。表明路网密度对服务消费的数量、质量与多样性存在显著促进作用。第（4）—（6）列采用 Roche（2020）的方法可得类似结论。根据以往研究，核密度估计考虑周边路网的影响，并能平滑不同网格的路网密度。故后续回归均采用核密度估计的路网密度指标进行相应解释。

表 1 路网密度影响消费活力的回归结果¹⁶

变量名称	采用核密度法			采用 Roche (2020) 的方法		
	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln rd$	0.964*** (0.174)	0.656*** (0.117)	0.953*** (0.172)			
$\ln rd_1$				1.504*** (0.158)	0.990*** (0.105)	1.480*** (0.156)
$\ln POP$	1.551*** (0.182)	0.906*** (0.135)	1.502*** (0.182)	1.516*** (0.195)	0.882*** (0.143)	1.468*** (0.194)
hcx	-0.508*** (0.185)	-0.316** (0.126)	-0.493*** (0.181)	-0.517*** (0.181)	-0.322** (0.124)	-0.502*** (0.177)
hcz	0.343** (0.172)	0.192* (0.104)	0.336** (0.161)	0.327* (0.190)	0.181 (0.127)	0.320* (0.185)
$\ln Bus$	-0.191*** (0.018)	-0.121*** (0.012)	-0.189*** (0.018)	-0.174*** (0.017)	-0.110*** (0.011)	-0.172*** (0.017)

¹⁶ 我们也同时展开加入路网密度二次项的回归，发现路网密度二次项系数是一次项的 10% 左右，且显著为正。

(续表)

变量名称	采用核密度法			采用 Roche (2020) 的方法		
	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnFreeway</i>	0.012 (0.061)	0.031 (0.035)	0.014 (0.059)	0.032 (0.059)	0.044 (0.034)	0.034 (0.056)
<i>lnSubway</i>	-0.059*** (0.015)	-0.028*** (0.010)	-0.052*** (0.015)	-0.054*** (0.015)	-0.025** (0.010)	-0.047*** (0.014)
<i>lnCz</i>	-0.842 (0.597)	-0.667* (0.395)	-0.839 (0.592)	-0.693 (0.574)	-0.576 (0.383)	-0.693 (0.571)
<i>lnDistance_zr</i>	0.144 (0.139)	0.072 (0.102)	0.126 (0.137)	0.105 (0.126)	0.047 (0.094)	0.088 (0.125)
<i>lnDistance_xjh</i>	-0.070 (0.262)	-0.062 (0.162)	-0.046 (0.262)	-0.047 (0.231)	-0.047 (0.143)	-0.023 (0.232)
<i>lnDistance_wjc</i>	-0.757* (0.396)	-0.401 (0.272)	-0.722* (0.397)	-0.742* (0.386)	-0.392 (0.265)	-0.707* (0.387)
<i>lnDistance_hm</i>	-0.105 (0.229)	-0.047 (0.145)	-0.090 (0.223)	-0.085 (0.220)	-0.035 (0.139)	-0.071 (0.215)
<i>Park</i>	0.154* (0.093)	0.092 (0.059)	0.150 (0.090)	0.105 (0.090)	0.060 (0.057)	0.101 (0.088)
<i>Finance</i>	0.104*** (0.026)	0.016 (0.012)	0.084*** (0.025)	0.093*** (0.027)	0.009 (0.013)	0.073*** (0.025)
<i>Education</i>	0.039*** (0.013)	0.020*** (0.007)	0.037*** (0.012)	0.034*** (0.013)	0.017** (0.007)	0.032*** (0.012)
<i>Hospital</i>	0.105*** (0.024)	0.038*** (0.014)	0.097*** (0.023)	0.098*** (0.023)	0.034** (0.013)	0.090*** (0.022)
<i>Constant</i>	-5.815 (6.684)	3.140 (4.430)	-6.052 (6.626)	-7.575 (6.532)	2.132 (4.359)	-7.757 (6.487)
街镇固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.598	0.506	0.584	0.592	0.496	0.577
N	2 644	2 644	2 644	2 596	2 596	2 596

注：(1) 括号内为估计系数的稳健性标准误，残差在街镇层面聚类调整。*、**、***分别表示10%、5%、1%的统计显著性水平。下表同。

(二) 不同等级道路结构的估计结果

路网密度对城市消费活力的影响可能受不同等级道路结构的影响。我们将道路网络从大到小划分为三个等级：一级（高速公路、国道、省道）、二级

(市区道路、县道)、三级(人行道)道路(分别用 rd_h1 、 rd_h2 、 rd_h3 表示),通过两种方法分别计算对应的路网密度指标。¹⁷从表2可见,路网密度对消费活力的影响随等级下降而不断提升。一级道路对城市内部消费活力的提升作用不显著,甚至为负。其原因在于,本文采用上海的高速公路(包括环城高速)、国道、省道为代表的一级道路主要是环状和径向结构,这些高等级公路尤其是环状结构公路使中心区人口空间分布趋于均衡,但不利于形成消费商圈。作为城市内部交通出行的主要道路,二级路网密度则对消费活力具有显著的促进作用。表征街区局部可达性的三级路网密度对消费活力的促进作用大幅高于二级道路。更强的步行友好性通过吸引人流为厂商提供更多获取收益的市场潜力,强化厂商在规模、产品质量和多样性方面的循环累积效应。采用 Roche (2020) 的方法计算路网密度也可得到相似的结论,但系数相对偏小,原因是采用核密度测度的指标考虑不同等级结构道路的配置功能。总的来说,街道的连通性使不同街区得以共享城市空间,提高人流,进而带来消费活力的提升。

表2 不同等级路网结构影响消费活力的回归结果

变量名称	核密度测度指标			采用 Roche (2020) 的方法		
	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln rd_h1$	-0.000 (0.024)	-0.003 (0.016)	-0.002 (0.023)	0.015 (0.023)	0.010 (0.015)	0.014 (0.023)
$\ln rd_h2$	0.242*** (0.062)	0.183*** (0.042)	0.240*** (0.061)	0.103*** (0.026)	0.068*** (0.018)	0.100*** (0.026)
$\ln rd_h3$	0.498*** (0.067)	0.326*** (0.047)	0.491*** (0.067)	0.293*** (0.025)	0.196*** (0.018)	0.290*** (0.025)
控制变量	是	是	是	是	是	是
街镇固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.603	0.511	0.589	0.616	0.526	0.603
N	2 647	2 647	2 647	2 647	2 647	2 647

(三) 内生性分析

消费活力越高的地区在城市更新中进行道路改、扩建的概率越高,故路网密度与消费活力之间可能存在反向因果关系。主流研究多采用历史上的交

¹⁷ 通常来说,一级和二级道路主要代表街区的全局连通性,而三级道路主要代表步行友好性的局部连通性。

通网络或者规划变量作为当前交通的工具变量 (Duranton *et al.*, 2014)。上海市的现代市政、公用设施建设始于 19 世纪 60 年代东南部的租界地区, 由法租界公董局和美英租界的工部局负责开展。20 世纪 20 年代末, 英美法租界形成了稳定的道路网络格局, 这些道路主要用于有轨电车和行人出行。我们选取 1925 年上海市租界路网密度 (rd_Zujie) 作为当前路网密度的工具变量。其理由在于, 由英、美、法国设计的“窄马路, 密路网”的历史路网系统被最大程度保留。考虑到民国时期路网较密集区域的消费活力也可能较强, 从而对当前的消费活力产生干扰。因此, 在考虑内生性问题时为尽可能保证选取的工具变量是外生的, 我们将研究样本缩小到租界范围, 且以租界线为基准选取其内外 500 米缓冲区进入回归模型。进一步, 由于我们无法控制民国时期租界边界 500 米的商业活力, 作为替代, 我们控制每个网格到上海总商会 (建于 1912 年) 的距离来反映商业的繁荣程度 ($Dist_SH$)。数据来源于商务印书馆民国十四年出版的《袖珍上海新地图》, 通过将其电子化到 ArcGIS 数据库中得到租界范围内的历史路网。在回归之前, 我们对租界边界左右 500 米的路网密度进行均值 T 检验, 结果显示边界两边是存在显著差异的。接下来, 我们进一步做 2SLS 回归, 结果呈现在表 3 中。

表 3 第 (1) 列报告了第一阶段的回归结果, 显然历史租界的路网密度与现代路网密度呈现显著正相关关系, 意味着路网具有显著的路径依赖。同时, 考虑异方差的弱工具变量检验 F 统计量为 17.16, 说明工具变量是有效的。表 3 第 (2)—(4) 列报告了第二阶段回归结果。结果显示, 路网密度对消费活力的三个维度均存在明显的推动效应。从系数的解释来看, 路网密度提高 1%, 消费数量提高 2.452%、质量评分提高 0.02 个单位、消费的种类提高 2.339%。通过均值计算, 如果 300 米网格内的路网密度提高 1 千米/平方千米, 美食店铺的数量将增加约 2 个, 综合满意度评分将增加 0.3 分, 美食店铺的种类将增加约 1 种。显然, 提高路网密度会显著改善居民的福利。

表 3 路网密度与消费活力：工具变量回归结果

被解释变量	路网密度	消费数量	消费质量	消费多样性
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln rd$		2.452*** (0.604)	1.977*** (0.493)	2.339*** (0.575)
$\ln rd_Zujie$	0.246*** (0.059)			
$\ln Dist_SH$		-0.843 (1.082)	-0.697 (0.883)	-0.873 (1.030)

(续表)

被解释变量	路网密度	消费数量	消费质量	消费多样性
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	是	是	是	是
街镇固定效应	是	是	是	是
R^2		0.536	0.317	0.508
第一阶段 F 值	17.16	17.16	17.16	17.16
N	251	251	251	251

(四) 空间异质性分析

城市内部由于不同区位在设施上存在差异,越靠近市中心的位置人流量越大,需求外部性使得路网密度的作用可能更强。因此,我们根据每个网格距离市中心的距离,计算每个1千米圈层的白天人口、白天工作人口和夜间人口。由图2可知,上海中心区人口呈现典型的“白天向心,夜间离心”的空间分布特征。为此,我们将城市按照人口比例分为两个人口相等的区域,即市中心周边6千米范围内为核心区¹⁸,6千米之外为边缘区,然后展开子样本异质性回归。在稳健性分析中,我们将上海交通规划中的内环区域视作核心区,其他作为边缘区。为检验子样本的组间系数差异,采用GLS模型执行似无相关估计(SUR),表明系数可比¹⁹,回归结果见表4。

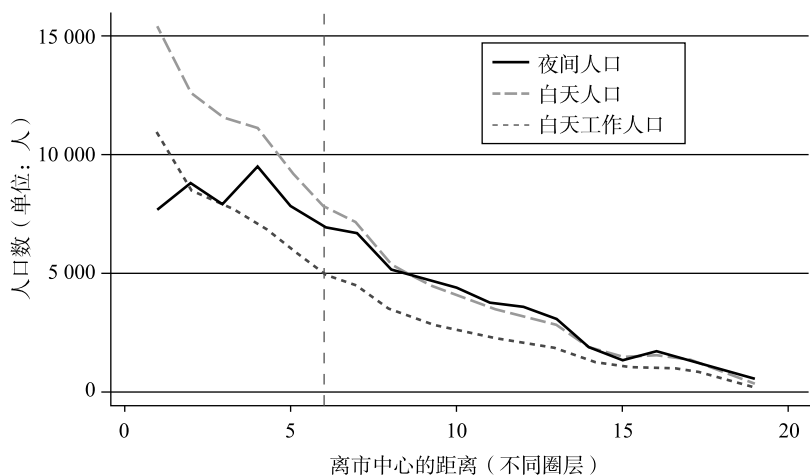


图2 人口数与离市中心的距离关系

数据来源:作者绘制。

¹⁸ 夜间人口与常住人口更为接近。经统计,6千米大体属于人口超过一半的门槛值,我们选取6千米以内为核心区,6千米外为边缘区。

¹⁹ 限于篇幅,结果未汇报。

表4第(1)—(6)列和第(7)—(12)列均证实核心区路网密度对消费活力的影响无论是在消费数量、消费质量还是多样性方面显著大于边缘地区,说明核心区的路网密度在人口集聚的规模效应下发挥着更大的消费活力提升作用。这与 Couture (2016) 研究结果类似,在大城市内部从外围到人口稠密的市中心,消费者福利会大幅提升。

表4 路网密度与消费活力：空间异质性检验

被解释变量	核心	边缘	核心	边缘	核心	边缘
	消费数量	消费数量	消费质量	消费质量	消费多样性	消费多样性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
以离市中心6千米为界划分子样本						
<i>lnrd</i>	2.089*** (0.360)	0.874*** (0.158)	1.301*** (0.255)	0.603*** (0.109)	2.029*** (0.352)	0.866*** (0.156)
控制变量	是	是	是	是	是	是
街镇固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.626	0.566	0.443	0.488	0.600	0.555
<i>N</i>	500	2144	500	2144	500	2144
被解释变量	核心	边缘	核心	边缘	核心	边缘
	消费数量	消费数量	消费质量	消费质量	消费多样性	消费多样性
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
以交通规划规定的高架路为界划分子样本						
<i>lnrd</i>	1.643*** (0.346)	0.882*** (0.169)	1.000*** (0.226)	0.608*** (0.116)	1.601*** (0.332)	0.872*** (0.167)
控制变量	是	是	是	是	是	是
街镇固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.612	0.563	0.406	0.485	0.579	0.553
<i>N</i>	459	2185	459	2185	459	2185

(五) 稳健性检验

本文展开如下稳健性检验²⁰：

(1) 替换被解释变量。考虑到测量误差引致的内生性,我们将消费数量替换为高德 POI 餐饮数据。消费质量采用大众点评网商铺的好评数,同时也采用美团网商铺评分数据作为对比。消费多样性采用辛普森多样性指数计算

²⁰ 限于篇幅,我们未列出具体的实证结果,欢迎作者索要。

(Simpson, 1949; 严朝霞等, 2017)。结果显示, 前文结论是稳健的。

(2) 替换解释变量。核心变量的测度对本文的回归结果至关重要。我们参考 Long and Huang (2017) 的做法, 采用道路十字路口密度衡量路网连通性, 据此设计三个稳健性回归。第一, 采用整体十字路口密度; 第二, 考虑不同等级道路结构的三级路网十字路口密度; 第三, 采用历史路网的十字路口密度作为现代十字路口密度的工具变量。所有回归系数和显著性均与基础回归结果十分吻合, 表明结果是稳健的。

(3) 改变空间尺度的稳健性检验。考虑空间尺度可能会影响本文的结果, 因此, 我们将研究区域划分为 500 米边长的四方格进行重新回归。此外, 我们也将研究区域拓展到全上海, 并将空间尺度由 300 米六方格变为 500 米四方格展开稳健性检验。结论与前文基础回归结论高度一致。

(4) 考虑替代性假说。一种担忧是路网密度与消费活力的相关性可能是城市内不同网格之间消费的转移 (displacement effects) 造成的。因此, 我们通过扩展网格的空间尺度为六方格 800 米网格 (面积 1.67 平方千米) 和乡镇 (平均面积 2.67 平方千米) 来检验替代性假说。估计结果与前文基础回归一致。

(5) 将餐饮消费拓展到整个生活性服务业消费。前文基础回归样本集中在餐饮业, 我们将研究对象从餐饮行业拓展到整个生活性服务业, 包括美食、丽人、家装、学习培训、休闲娱乐等共计 16 大类、222 小类。据此, 基于基准回归的计算方法测度相应网格的消费数量、质量和多样性。回归结果显示与基础结果类似。

(6) 基于新城与老城的分样本稳健性检验。本文选取的中心城区包括浦西和浦东, 后者属于新区, 前者可近似认为是老城。整体样本回归可能更多地反映浦西城区单侧的平均效应。因此, 我们以黄浦江为分界点, 对浦东和浦西两个子样本展开回归。尽管浦西早在 19 世纪 80 年代就开始建设道路, 而浦东地区在 20 世纪 80 年代末才跨过黄浦江全面开发, 但从路网密度的均值来看, 浦西均值为 38.39 千米/平方千米, 略高于浦东 (均值为 31.70 千米/平方千米)²¹。但整体来看, 新老城区在路网密度的消费活力提升效应均显著, 且系数几乎相同。当采用十字路口密度回归时, 其对消费活力的提升效应在浦西和浦东具有显著差异, 这与浦西 (均值为 79.44) 和浦东 (均值 51.55) 的十字路口布局有很大关系, 提示在新城开发过程中应防止断头路, 重视十字路口的积极作用。

²¹ 为与现有报告具有可比性, 我们采用 Roche (2020) 的方法, 计算得到浦西均值为 15.56 千米/平方千米, 浦东为 12.69 千米/平方千米, 如果剔除人行道等三级道路, 浦西为 8.37 千米/平方千米, 浦东则为 7.10 千米/平方千米, 远低于日本东京的水平。

(7) 考虑需求外部性因素的影响。由于数字平台技术的发展，网格周边的人口可能会通过外卖需求影响本网格的效应。因此，我们在回归中控制了本网格周边3千米的人口规模来消除需求外部性影响。结果显示，前文结论是稳健的。

(8) 排除停车场与商圈影响。大型商圈²²往往是消费出访最为频繁的地方，而以停车场为代表的交通局部可达性也是影响消费活力的重要因素。我们统计每个网格中停车场的个数，计算每个网格到最近大型热门商圈的距离变量。加入停车场数量后，路网密度估计系数相较基准回归略有下降。在控制到最近大型热门商圈的距离后，相较于之前几乎没有变化。即使剔除商圈周边300米的网格样本，回归结果同样稳健。

(9) 排除历史经济活动影响。前文内生性检验采用历史路网密度作为工具变量，然而历史上的基础设施建设可能通过集聚机制对当前产生影响。因为政府和私人投资者倾向于在既有基础设施比较发达的地方投资，从而吸引人口集聚。为确保工具变量与残差项无关，还应进一步控制历史经济活动潜在的集聚效应。存量建筑被视作衡量经济活动集聚的重要指标（Ahlfeldt and Barr, 2020；De Bellefon *et al.*, 2021）。我们基于高德地图采集上海外环以内的建筑矢量数据并计算建筑密度。一是采用建筑基底面积与网格面积之比；二是采用网格建筑的平均楼层高。结果显示，估计系数与基准回归结果十分接近。

(10) 排除旅游景点的影响。旅游景点可能会对路网密度的效应产生干扰。我们从著名的旅游网站马蜂窝（<http://www.mafengwo.cn/>）获取上海的地标建筑、上海夜景、小清新摄影地、人气免票公园、历史烙印等共计300个景点的精确地址坐标。然后，剔除景点所在的网格展开回归。结果显示，其系数几乎没有变化。

五、路网密度与消费活力：传导机制

现实中，更高的可达性会降低与面对面消费有关的执行成本（出行时间）和搜寻成本（寻找多样性消费品的成本），从而提高出行消费的频率。而城市居民依托便利的出行与宜居性汇集到城市消费中心，更高的人流量（购物外部性）为消费提供源源不断的市场。我们从到访人数、游憩人口、途经人口、消费出行访问次数等四个人流量的角度利用中介效应模型展开机制检验，厘清路网密度影响消费活力的作用渠道，结果呈现在表5中。

²² 本文涉及的大型热门商圈包括了静安寺、陆家嘴、南京西路、打浦桥/田子坊、五角场/大学区、龙柏地区、新天地/马当路等16个商圈。资料来源于大众点评网。

(续表)

被解释变量	游憩人口	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
<i>lnpass_2</i>		1.774*** (0.151)	1.025*** (0.113)	1.684*** (0.151)	1.732*** (0.154)	0.998*** (0.118)	1.643*** (0.155)
<i>lnrd</i>	0.097*** (0.019)	0.792*** (0.167)	0.557*** (0.113)	0.790*** (0.166)			
<i>lnrd_h1</i>					-0.002 (0.023)	-0.003 (0.016)	-0.003 (0.023)
<i>lnrd_h2</i>					0.187*** (0.061)	0.151*** (0.041)	0.188*** (0.060)
<i>lnrd_h3</i>					0.421*** (0.067)	0.282*** (0.047)	0.418*** (0.067)
<i>R</i> ²	0.794	0.618	0.523	0.603	0.622	0.527	0.607
<i>N</i>	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646
被解释变量	途经人口 (工作日)	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
<i>lnpass_3</i>		1.790*** (0.178)	1.057*** (0.126)	1.709*** (0.175)	1.764*** (0.179)	1.037*** (0.131)	1.683*** (0.177)
<i>lnrd</i>	0.113*** (0.025)	0.762*** (0.159)	0.537*** (0.108)	0.760*** (0.157)			
<i>lnrd_h1</i>					-0.008 (0.023)	-0.007 (0.016)	-0.009 (0.023)
<i>lnrd_h2</i>					0.146** (0.058)	0.127*** (0.040)	0.149** (0.057)
<i>lnrd_h3</i>					0.424*** (0.068)	0.282*** (0.047)	0.420*** (0.068)
<i>R</i> ²	0.801	0.618	0.523	0.603	0.622	0.528	0.607
<i>N</i>	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646
被解释变量	途经人口数 (周末)	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)
<i>lnpass_3</i>		1.739*** (0.180)	1.057*** (0.134)	1.672*** (0.179)	1.736*** (0.193)	1.050*** (0.147)	1.668*** (0.193)

(续表)

被解释变量	途经人口数	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(周末)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)
	(22)						
<i>lnrd</i>	0.114*** (0.027)	0.766*** (0.154)	0.536*** (0.105)	0.762*** (0.152)			
<i>lnrd_h1</i>					-0.009 (0.023)	-0.008 (0.016)	-0.010 (0.023)
<i>lnrd_h2</i>					0.130** (0.054)	0.116*** (0.037)	0.133** (0.053)
<i>lnrd_h3</i>					0.436*** (0.067)	0.288*** (0.047)	0.431*** (0.067)
R^2	0.790	0.617	0.524	0.602	0.621	0.528	0.606
N	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646
被解释变量	消费出访次数	消费数量	消费质量	消费多样性	消费数量	消费质量	消费多样性
	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)
<i>lnpass_4</i>		0.172*** (0.025)	0.107*** (0.018)	0.168*** (0.025)	0.163*** (0.026)	0.101*** (0.019)	0.159*** (0.026)
<i>lnrd</i>	0.586*** (0.134)	0.863*** (0.165)	0.594*** (0.112)	0.855*** (0.163)			
<i>lnrd_h1</i>					0.000 (0.022)	-0.002 (0.015)	-0.001 (0.022)
<i>lnrd_h2</i>					0.212*** (0.058)	0.165*** (0.040)	0.211*** (0.058)
<i>lnrd_h3</i>					0.445*** (0.067)	0.293*** (0.047)	0.440*** (0.067)
R^2	0.540	0.611	0.519	0.597	0.615	0.522	0.600
N	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646	2 646

注：(1) 表中均控制街镇固定效应以及其他控制变量。(2) 被解释变量均采用核密度计算消费活力。

六、进一步分析：消费活力与房价、租金的关系

前文证实道路基础设施会带来消费活力的提升，公众对消费活力的支付意愿如何仍然有待考证。本文采用房价和住房租金作为被解释变量从消费的

数量、质量、结构三个维度来评估消费活力的资本化效应。表6显示消费活力的三个维度均有利于房价和住宅租金的提升。从系数大小和显著性来看,采用住宅租金作为被解释变量的结果更显著,这是因为租金相比住房价格更加能反映市场供需关系,从而更能体现居民为获取消费便利设施的支付意愿。

表6 消费活力的资本化效应回归结果

被解释变量	房价的对数			住宅租金的对数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
消费数量	0.002*			0.004***		
	(0.001)			(0.001)		
消费质量		0.006***			0.006***	
		(0.002)			(0.002)	
消费多样性			0.002*			0.003***
			(0.001)			(0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
月份/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
街镇固定效应	是	是	是	是	是	是
街镇与月份/年份交叉固定效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.678	0.678	0.678	0.696	0.696	0.695
N	43 494	43 494	43 494	207 315	207 315	207 315

注:(1)控制变量包括房屋物理特征,教育、医疗、金融、公园数量,到市中心的距离、到上海四个副中心的距离,到最近地铁、公交、高速公路的距离,火车线经过每个网格的条数以及是否网格中有火车站,人口密度、建筑密度(建筑基底面积与网格面积之比),以及城市投诉案件数²³。(2)通过设置虚拟变量和交叉项的形式我们同样得到类似结论。(3)房价的回归方程中,控制月份固定效应及其与街镇固定效应的交叉项,但住宅租金的回归中,控制年份固定效应及其与街镇固定效应的交叉项。

七、结论与政策启示

本文是国内较早从微观地理视角分析消费城市以及影响因素的实证文章。研究发现:第一,路网密度会带来消费数量、质量和多样性的提升,等级低的路网密度越高越有利于消费活力的提升。第二,空间异质性估计表明,路网密度的消费活力提升效应呈现显著的“中心-外围”的特征。第三,路网密

²³ 城市投诉案件数来源于2018年上海市城市综合执法局,该数据是城市运行和管理过程中产生的执法数据,具体数据描述参见贾宁等(2021)。

度影响消费活力的机制主要是通过影响人流来实现。第四,消费活力的提升会资本化到当地的房价和房租中。

本文研究结论具有明确的政策意义。第一,优化城市建设模式,科学规划路网,着力提高新城路网连通性,避免“浪费型街道”。在城市旧区更新改造过程中要强调提升商业街区的路网密度,更加注重密度对高质量消费空间的支撑作用。第二,优化道路等级结构,将“以人为本”的理念进一步融入城市更新中,推广“小街区,密路网”的道路布局理念。尤其要以提高人行道的宜于行走性作为城市街区改造的关键抓手来吸引人口,将街道空间让位于人,而非汽车。同时规划更为便捷的轨道交通网络来降低其他出行工具引致的拥堵问题。第三,在城市更新过程中,营造良好的消费环境以激发城市中心区对消费城市的推动作用。

参考文献

- [1] Ahlfeldt, G. M., and J. Barr, “Viewing Urban Spatial History from Tall Buildings”, *Regional Science and Urban Economics*, 2020, 103618.
- [2] Anas, A., R. Arnott, and K. A. Small, “Urban Spatial Structure”, *Journal of Economic Literature*, 1998, 36 (3), 1426-1464.
- [3] Armington, P. S., “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 1969, 16 (1), 159-178.
- [4] Berry, S., and J. Waldfoegel, “Product Quality and Market Size”, *Journal of Industrial Economics*, 2010, 58 (1), 1-31.
- [5] Carlino, G. A., and A. Saiz, “Beautiful City: Leisure Amenities and Urban Growth”, *Journal of Regional Science*, 2019, 59 (3), 369-408.
- [6] Couture, V., “Valuing the Consumption Benefits of Urban Density”, Working Paper, 2016.
- [7] Couture, V., and J. Handbury, “Urban Revival in America”, *Journal of Urban Economics*, 2020, 119, 103267.
- [8] De Bellefon, M., P-P. Combes, G. Duranton, L. Gobillon, and C. Gorin, “Delineating Urban Areas Using Building Density”, *Journal of Urban Economics*, 2021, 125, 103226.
- [9] Duranton, G., P. M. Morrow, and M. A. Turner, “Roads and Trade: Evidence from the US”, *The Review of Economic Studies*, 2014, 81 (2), 681-724.
- [10] Glaeser, E. L., J. Kolko, and A. Saiz, “Consumer City”, *Journal of Economic Geography*, 2001, 1 (1), 27-50.
- [11] Glaeser, E. L., and J. D. Gottlieb, “Urban Resurgence and the Consumer City”, *Urban Studies*, 2006, 43 (8), 1275-1299.
- [12] Jacobs, J., *The Economy of Cities*. New York: Vintage, 1969.
- [13] 贾宁、韩立彬、彭冲, “政府治理效率价值几何? ——基于上海市城市治理微观数据的实证分析”, 《公共管理评论》, 2021年第3卷第1期, 第25—46页。
- [14] Kuang, C., “Does Quality Matter in Local Consumption Amenities? An Empirical Investigation with Yelp”, *Journal of Urban Economics*, 2017, 100, 1-18.
- [15] Koster, H. R. A., I. Pasidis, and J. van Ommeren, “Shopping Externalities and Retail Concentra-

- tion: Evidence from Dutch Shopping Streets”, *Journal of Urban Economics*, 2019, 114, 103194.
- [16] Lee, S., “Ability Sorting and Consumer City”, *Journal of Urban Economics*, 2010, 68 (1), 20-33.
- [17] Lee, Y., B. Lee, and M. T. H. Shubho, “Urban Revival by Millennials? Intraurban Net Migration Patterns of Young Adults, 1980-2010”, *Journal of Regional Science*, 2019, 59 (3), 538-566.
- [18] Long, Y., and C. C. Huang, “Does Block Size Matter? The Impact of Urban Design on Economic Vitality for Chinese Cities”, *Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science*, 2017, 46 (3), 406-422.
- [19] 陆铭、彭冲, “再辩大城市: 消费中心城市的视角”, 《中山大学学报(社会科学版)》, 2022年第62卷第1期, 第175—181页。
- [20] 李兵、郭冬梅、刘思勤, “城市规模、人口结构与不可贸易品多样性——基于‘大众点评网’的大数据分析”, 《经济研究》, 2019年第54卷第1期, 第150—164页。
- [21] Mazzolari, F., and D. Neumark, “Immigration and Product Diversity”, *Journal of Population Economics*, 2012, 25 (3), 1107-1137.
- [22] Miyauchi, Y., K. Nakajima, and S. J. Redding, “Consumption Access and Agglomeration: Evidence from Smartphone Data”, *Working Paper* 28497, <http://www.nber.org/papers/w28497>, 2021.
- [23] Parthasarathi, P., “Network Structure and Metropolitan Mobility”, *Journal of Transport and Land Use*, 2014, 7 (2), 153-168.
- [24] 庞春, “交易效率、人口密度与厚实市场——内生分工的经济分析”, 《经济学报》, 2019年第6卷第4期, 第158—214页。
- [25] Rappaport, J., “Consumption Amenities and City Population Density”, *Regional Science and Urban Economics*, 2008, 38 (6), 533-552.
- [26] Roche, M. P., “Taking Innovation to the Streets: Micro-geography, Physical Structure and Innovation”, *The Review of Economics and Statistics*, 2020, 102 (5), 912-928.
- [27] Schiff, N., “Cities and Product Variety: Evidence from Restaurants”, *Journal of Economic Geography*, 2015, 15 (6), 1085-1123.
- [28] Schuetz, J., “Do Rail Transit Stations Encourage Neighborhood Retail Activity?”, *Urban Studies*, 2015, 52 (14), 2699-2723.
- [29] Shoag, D., and S. Veuger, “Do Land Use Restrictions Increase Restaurant Quality and Diversity?”, *Journal of Regional Science*, 2019, 59 (3), 435-451.
- [30] Simpson, E. H., “Measurement of Diversity”, *Nature*, 1949, 163, 688.
- [31] Sun, C., S. Zheng, J. Wang, and M. E. Kahn, “Does Clean Air Increase the Demand for the Consumer City? Evidence from Beijing”, *Journal of Regional Science*, 2019, 59 (3), 409-434.
- [32] 童世亨, 《袖珍上海新地图》。上海: 上海商务印书馆, 民国14年(1925)。
- [33] Waldfogel, J., “The Median Voter and the Median Consumer: Local Private Goods and Population Composition”, *Journal of Urban Economics*, 2008, 63 (2), 567-582.
- [34] 严朝霞、季民河、宋太新, “上海城市道路对消费活力的影响: 基于POI密度与多样性分析”, 《苏州科技大学学报(自然科学版)》, 2017年第34卷第2期, 第73—80页。
- [35] Zheng, S., Y. Xu, X. Zhang, and R. Wang, “Transit Development, Consumer Amenities and Home Values: Evidence from Beijing’s Subway Neighborhoods”, *Journal of Housing Economics*, 2016, 33, 22-33.

Consumer Streets: Microscopic Evidence of Road Density and Consumption Vitality

PENG Chong

(Nanjing Audit University, Shanghai Institute for National Economy)

JIN Peizhen *

(East China Normal University)

Abstract The influence of road density on consumption vitality is tested, using big data. The results show that the increase of road density will lead to the improvement of consumption quantity, quality and diversity, and the lower grade of the road network density is, the better the consumption vitality is. This effect shows a significant “center-periphery” characteristic. The mechanism shows that higher road connectivity increases consumption vitality by affecting the number of abortions, which is more significant in the low-grade roads. The improvement of consumption vitality will be significantly capitalized into the local housing price and residential rents.

Keywords road network density, consumption vitality, big data

JEL Classification D11, O18, R14

* Corresponding Author: Jin Peizhen, School of Economics, East China Normal University, No. 3663 Zhongshan North Road, Putuo District, Shanghai 200062, China; Tel: 86-18621737850; E-mail: pzjin@fem.ecnu.edu.cn.