

城市群建设对居民消费率的影响研究

聂昀秋¹, 马晓君¹, 李海明²

(1. 东北财经大学统计学院, 辽宁 大连 116025; 2. 沈阳大学经济学院, 辽宁 沈阳 110003)

摘要: 国家级城市群作为承载区域发展的关键空间战略, 其能否有效带动消费增长, 是亟待实证检验的重要议题。基于中国 256 座地级及以上城市 2010—2023 年面板数据, 运用渐进双重差分方法评估了城市群建设对居民消费率的影响, 并运用倾向得分匹配与双重差分相结合的方法 (PSM-DID) 进一步进行验证。研究发现, 政策显著提升了被批复城市约 1.51% 的居民消费率, 该结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明, 上述政策效应通过显著降低中心城区首位度, 并进一步促进区域内收入分配改善、数字金融服务普及和数字消费平台扩散, 有效传导了其对居民消费的积极影响。进一步的异质性分析表明, 政策效应显著依赖于城市的地理形态与产业结构特征, 与人力资本水平和地铁通达性的关联度不高。研究结论对促进“十五五”时期内需提振与空间发展两大目标的协同增效具有重要参考价值。

关键词: 城市群; 准自然实验; 消费; 首位度; 传导机制

中图分类号: F290

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2025)05-0187-15

Impact of national urban agglomeration policies on the household consumption rate in China

NIE Yunqiu¹, MA Xiaojun¹, LI Haiming²

(1. School of Statistics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. School of Economics, Shenyang University, Shenyang 110003, China)

Abstract: National-level urban agglomerations represent a crucial spatial strategy tasked with the dual missions of fostering regional development and advancing national modernization. Whether this strategy can effectively stimulate consumption growth is a critical issue demanding empirical investigation. Utilizing panel data from 256 prefecture-level and above cities in China spanning 2010 – 2023, this study employs both staggered Difference-in-Differences (DID) and Propensity Score Matching Difference-in-Differences (PSM-DID) methodologies to empirically examine the impact of the national-level urban agglomeration policy on resident consumption rates and its underlying mechanisms. The findings indicate that the policy significantly increased the resident consumption rate in the designated cities by approximately 1.51%. This conclusion remains robust across a series of validation checks. Mechanism analysis reveals that the policy effect is positively transmitted to resident consumption primarily through a significant reduction in central city primacy. This reduction, in turn, facilitates improvements in intra-regional income distribution, promotes the popularization of

收稿日期: 2025-01-10 修回日期: 2025-04-20

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“数字赋能中国全球价值链攀升的路径与测度研究”(21&ZD148); 全国统计科学研究重点项目“我国产业链供应链韧性的监测与提升: 链条解构、动态测度与路径模拟”(2023LZ024); 辽宁省社会科学规划基金重大委托项目“辽宁省产业链供应链韧性和安全水平的监测与提升: 链条解构、动态测度与路径模拟”(L23ZD053)。

作者简介: 聂昀秋(1995—), 女, 辽宁大连人, 东北财经大学统计学院博士研究生, 研究方向为数字经济与区域经济。通信作者: 李海明。

digital financial services, and encourages the diffusion of digital consumption platforms. Further heterogeneity analysis suggests that the policy's effectiveness is significantly contingent upon the cities' geographical morphology and industrial structure characteristics. Conversely, its association with human capital levels and subway accessibility appears limited. These research conclusions offer significant insights for achieving synergy between the objectives of boosting domestic demand and advancing spatial development during China's upcoming "15th Five-Year Plan" period.

Key words: urban agglomeration; quasi-natural experiment; consumption; primacy; transmission mechanism

当前,全球经济格局深刻演变,单边主义与贸易保护主义抬头,以中美关税战为代表的国际经贸摩擦加剧了外部环境的不确定性与风险挑战。这一态势促使中国加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,其战略重心亦随之内移,扩大内需被置于前所未有的优先战略高度。消费作为《扩大内需战略规划纲要(2022—2035 年)》所明确的核心引擎之一,其对宏观经济稳定运行和高质量发展的支撑作用持续增强。然而,国家统计局数据显示,2023 年中国最终消费支出占国内生产总值(GDP)的比重约为 39%,与世界主要发达经济体普遍处于 50%~70% 的水平相比仍有显著差距,这不仅意味着巨大的内需潜力有待释放,也反映出单纯依赖居民收入提升来驱动消费增长的传统路径正面临边际效用递减的挑战。

面对这一局面,国家层面的政策导向日益关注通过优化结构性因素来激发消费活力,正如国务院总理李强在 2025 年全国两会所强调,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系,是营造良好消费环境、增强消费意愿的关键举措。在此战略指引下,以城市群为主体形态推进区域协调发展,不仅是提升资源配置效率、优化国土空间格局的基础工程,更承担着建设全国统一大市场、培育创新策源地、服务国家现代化建设的关键载体功能。国家级城市群的规划与建设因此获得了前所未有的战略重视与资源投入。由此,一个核心的政策评估与学术研究问题亟待研究:这些承载着多重战略目标、旨在引领区域发展方向的城市群,是否在实践中有效促进了作为国内经济循环根基的居民消费增长?对这一问题的系统性回答,对于科学衡量城市群政策的综合成效,确保空间发展战略与内需提振目标协调统一,

最终服务于中国式现代化的长远目标,具有不可或缺的理论与现实意义。

围绕城市群及区域一体化的经济社会效应,国内外学界已进行了广泛探讨,既有文献多聚焦于其对经济增长^[1]、创新绩效^[2]、产业结构演变^[3]、环境治理^[4]以及区域经济韧性^[5]等宏观层面的影响。与此同时,关于居民消费驱动因素的研究亦成果丰硕,学者普遍关注了收入预期^[6]、资产价格波动^[7]、人口结构变迁^[8]、社会保障体系^[9]以及近年来数字金融普惠^[10]与电子商务普及^[11]等因素的关键作用。然而,将国家级城市群这一特定的政策实践与居民消费行为直接关联的系统性研究仍相对不足。现有研究鲜有运用准自然实验等因果识别策略,严谨评估城市群建设对区域居民消费率产生的净效应。更进一步地,关于其内在作用机制的探讨亦有待深化,当前研究大多未能构建一个整合性的分析框架,以揭示城市群政策如何可能通过优化空间结构进而引发资源要素再配置、数字经济渗透深化等一系列连锁反应,并最终传导至居民消费层面。因此,既有研究在直接政策评估的精确性和作用机制阐释的系统性上均存在拓展空间,急需更深入地实证分析填补这一研究空白。

为回应上述研究不足,本文聚焦国家级城市群的批复与建设这一准自然实验情境,核心研究目标在于:第一,运用严谨的计量方法,准确评估城市群建设对消费的影响;第二,深入检验并识别该政策效应的主要传导路径,特别是考察其作用机制是否涉及对核心区域过度集聚的优化调整,以及这种调整如何进一步通过影响收入分配、数字金融服务可及性以及数字消费市场渗透度,最终作用于居民消费行为。为实现上述目标,本文构建了涵盖中国 256 座地级及以上城市在 2010—

2023 年的面板数据集。考虑到城市群建设具有分批次推行的“渐进性”特征,本文主要采用渐进双重差分模型进行基准回归分析。同时,为缓解样本选择偏误问题、增强研究结论的可靠性,进一步运用倾向得分匹配与双重差分相结合的方法(PSM-DID),辅以一系列稳健性检验来佐证核心结果的有效性。在此基础上,本文还构建了中介效应模型,对前述理论分析中提出的作用机制进行实证检验。

本文的研究工作可能具备以下方面的边际贡献:其一,在研究视角上,将国家级城市群这一重大空间政策干预与居民消费这一宏观经济关键变量直接联系,采用准自然实验方法进行因果推断,丰富了城市群经济效应评估的维度,也为理解居民消费驱动因素提供了有益的区域与空间政策视角;其二,在作用机制层面,本文构建并检验了一个整合“空间结构优化—多重机制传导”的分析框架,尝试揭示城市群建设如何通过影响区域空间格局,并借助资源再分配、数字金融普惠化及数字消费扩散等多重渠道对居民消费产生影响,有助于深化对大型空间战略影响微观经济活动在逻辑链条的认识;其三,本文的研究结论为评估城市群建设的综合成效提供了消费层面的实证支持,其对作用机制和异质性效应的分析,可为提升“十五五”时期相关政策设计的科学性与精准性、促进内需提振与空间发展两大目标的协同增效提供重要参考。

一、政策背景与机制分析

(一)政策背景

城市群这一概念源自对城市空间布局及区域联结机制的深入探索,其理论内涵自 20 世纪中期以来经历了由简单地理聚集向多维协同整合的演变过程。早期学者主要关注大都市对周边区域的辐射作用,随后“都市区”“多中心城市”“城市网络”等概念相继提出,构建了涵盖人口、交通、行政边界及文化联结等多要素互动的理论体系。以波士顿、纽约、费城、巴尔的摩、华盛顿等城市组成的美国“东北走廊”为例,西方学者曾揭示跨州城市连续体在行政分区调整与区域规划中的内在联

系^[12];德国的“莱茵—鲁尔区域”以其跨行政区协调与区域融合实践展现城市群内部多中心互动的复杂性^[13];荷兰的“兰斯塔德区”则借由高效的交通网络和科学的空间规划,形成了互补互促的多核协同模式^[14]。与此同时,位于亚洲的“东京都市圈”亦成为学界关注的重要对象,其不仅涵盖东京及横滨、川崎等卫星城市,而且依托公共交通网络与城市规划制度,实现首都与神奈川县、栃木县、群马县等“一都七县”之间的高度联动^[15]。各国经典案例的比较表明,不同地域在自然条件、历史沿革与政策驱动下所呈现出的城市群模式具有显著差异,但均彰显了区域内城市间通过互补功能和无缝连接实现空间联动的内在规律。

在国际城市群理论与典型实践成果的启示下,中国顺势探索出一条具有自身特色的城市群发展路径。随着城镇化进程不断加速和区域协调发展需求日益凸显,中国政府逐步将城市群建设上升为国家战略层面的重大举措,并不断完善顶层设计与政策支持体系。近年来,《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》《中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》等多项规划和政策文件陆续出台,而《2025 年国务院政府工作报告》也再次强调“发展现代化都市圈,促进大中小城市和小城镇协调发展”是未来经济工作的重点,为城市群建设指明了战略方向和实施路径。截至 2019 年,共有 10 个国家级城市群得到国家发展改革委批复,其范围涵盖中部、东北、西南、华东、华南等地,逐步构成了拥有 164 座城市、结构层次分明的城市群体系。

(二)机制分析

1. 理论基础:从集聚到协同的演进

国家级城市群战略作为一项优化空间格局、促进区域协调发展的重大战略,其对居民消费行为的潜在影响机制根植于区域经济与城市地理学的相关理论,并与当代数字经济发展紧密交织。本文借鉴并整合增长极理论、多中心理论构建分析框架,诠释城市群建设通过优化区域空间结构、促进要素流动进而提升居民消费率的内在逻辑。

增长极理论主要描述了经济活动在城市发展

初始阶段倾向于核心区集聚,形成具有规模经济与创新优势的“极点”现象,从而实现中心城区首位度的提升^[16]。然而,经济活动的过度集聚可能同时引发资源虹吸和区域发展失衡等问题^[17]。对此,多中心理论则强调,通过培育区域内多个次级中心并促进各中心城市间实现功能上的专业化分工与紧密协作,形成更具韧性、效率和公平性的区域发展格局^[18]。城市群建设正是突破单一增长极模式局限、迈向功能性多中心格局的政策实践。该战略并非单一维度干预,而是通过系统性举措重塑区域空间关系:通过前瞻性的差异化功能定位与产业布局规划,引导各城市基于比较优势承担特定区域功能,避免核心区域对高端要素与功能的过度垄断,为次级中心的成长和功能专业化创造空间。这种功能上的多中心化趋势,进一步依赖于高效率基础设施网络的支撑;大规模投建的城际高速铁路与轨道交通体系,促进了生产要素在城市间的自由流动与优化配置,削弱了传统地理邻近性对单一核心的依附。在此基础上,政策还着力于深化跨区域制度协同与市场一体化,通过建立有效的协调机制与统一的市场规则,破除行政壁垒对要素流动和区域合作的阻碍,保障功能专业化与基础设施网络效应得以在更广阔的制度空间内充分发挥。因此,城市群建设正是凭借功能布局的优化、基础设施的联通以及制度环境的整合这套组合性策略,系统性地推动了经济要素从中心向外围的合理扩散与城市间功能网络的构建,最终实现了对中心城区首位度的有效降低和区域结构性矛盾的缓解。

2. 传导路径

城市群建设对居民消费的影响机制可能较为复杂,除了潜在的整体经济增长效应或投资拉动效应外,本文认为,其通过优化空间结构所引发的资源要素再配置和效率提升是更为核心且具有特色的传导路径。因此,本文重点分析以下 3 个与空间结构优化紧密相关的机制。

首先,资源再分配是降低中心城区首位度并提升居民消费水平的基础性路径。一方面,城市群建设通过财政转移支付机制在缩小区域间收入

差距方面发挥着关键作用^[19]。通过增加外围城市的公共服务投入,使外围地区居民享受到与中心城市接近的教育、医疗、交通等公共服务水平,这种公共服务均等化直接提升了外围地区居民的生活质量和消费能力。另一方面,高速铁路、城际轨道交通、高速公路网等基础设施建设均等化能够降低外围城市居民的出行与消费成本,改善外围城市的营商环境,促进产业布局合理化。产业的合理布局使外围城市居民的就业机会和收入水平得到有效提升,从而能够直接提高居民的边际消费倾向,扩大消费市场规模。

其次,数字金融服务均衡化机制在资源再分配基础上进一步解除外围城市居民消费的资金约束。传统的金融服务倾向于中心区域,外围地区常常面临较高的融资成本与较低的金融服务覆盖水平,极大地限制了外围地区居民的消费潜力。近年来,随着数字技术的快速发展,以互联网银行、移动支付和线上金融产品为核心的数字金融服务实现了低成本、广覆盖、高效率的资金供给模式^[20]。城市群建设推动跨区域数字金融服务布局的均衡化,使更多的外围城市能够享受到与中心城市同质同价的金融服务,缓解了资金获取难度,降低了消费贷款的门槛。同时,数字金融服务的普及还有助于外围地区居民更好地进行财富管理,增强其对未来收入的信心和消费安全感,从而降低居民预防性储蓄动机,释放更多的即时消费需求。

最后,数字消费平台扩散机制则进一步拓宽了消费增长空间。在传统单一中心模式下,数字消费由于受到信息流通成本高、物流配送困难等限制,往往难以惠及外围地区。然而,城市群通过基础设施联通、信息网络建设及政策扶持,有效降低了外围城市参与数字消费平台的成本。例如,通过跨区域物流枢纽建设,电商平台在外围城市的配送效率和成本得以大幅改善,外围城市居民的线上购物体验得到明显提升;同时,数字支付的普及降低了外围地区支付服务的门槛,提升了外围地区消费者参与数字经济的能力和意愿^[21]。数字消费平台的扩散不仅可以满足外围地区居民日益多样化的消费需求,还可以构建新的消费场景和消费习惯,持

续释放消费潜力。

上述3种机制之间还存在紧密的协同效应,可共同推动居民消费水平的提升。资源再分配机制解决了外围地区的基本消费能力问题;数字金融服务均衡化机制则进一步降低了外围地区居民消费的资金约束;数字消费平台扩散机制又创造了新的消费场景与便利条件。三者相互作用,形成了消费能力、消费资金、消费场景“三位一体”的联动体系,确保了城市群建设对居民消费率提升的持续推动力。综上所述,城市群建设通过降低中心城区首位度,能够实现区域经济资源的再均衡配置。这种战略不仅缓解了传统单一增长极模式下的资源配置失衡问题,还通过具体的资源再分配、数字金融服务均衡化以及数字消费平台扩散机制,共同促进了居民整体消费水平的显著提升。本文据此提出如下研究假设。

主效应假设 H1:城市群建设能够显著提高区域居民的整体消费水平。

一级中介效应假设 H2:城市群建设能够有效降低中心城区首位度。

次级中介效应假设 H3a:中心城区首位度的降低能够促进区域内经济资源的再分配,缩小核心与外围地区的收入差距,进而提高居民整体的消费水平。

次级中介效应假设 H3b:中心城区首位度的降低能够改善区域内数字金融服务的均衡性,有效缓解外围地区居民的融资约束,从而显著提升区域整体居民的消费水平。

次级中介效应假设 H3c:中心城区首位度的降低能够促进电子商务与在线支付平台在区域内的均衡扩散,提升外围地区居民参与数字消费的能力与意愿,从而提高区域整体居民的消费水平。

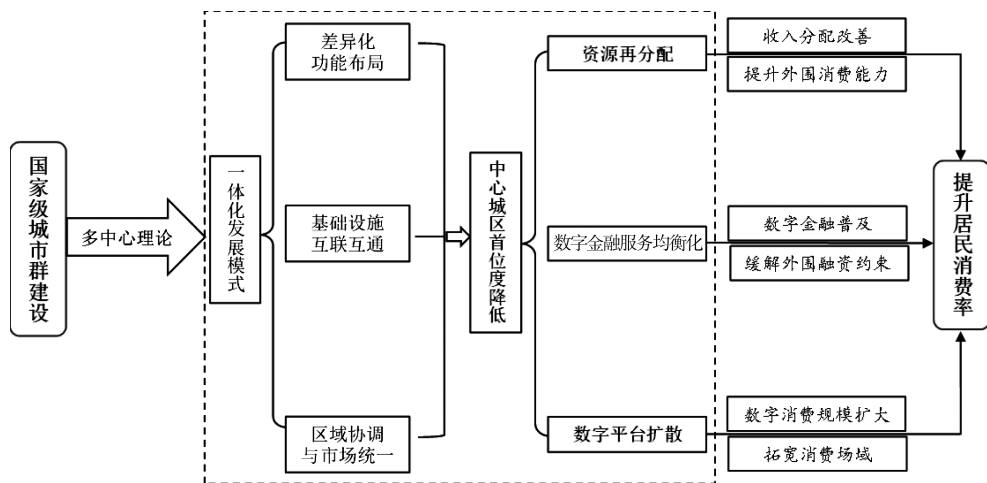


图1 理论分析框架

三、研究设计

(一)模型设定

1. 基准回归模型

截至2019年,国家发展改革委已陆续批复10个国家级城市群,充分体现了国家在推动区域协调发展方面的战略决心。具体而言,长江中游城市群于2015年3月26日批复,涉及31座城市;哈长、成渝、长江三角洲及中原城市群于2016年批复,涉及84座城市(自治区);北部湾城市群于2017年1月20日批复,涉及15座城市;关中平原、呼包鄂榆及兰西城市群于2018年批复,共涉及

24座城市(自治区);粤港澳大湾区于2019年2月18日批复,共涉及11座城市(自治区)。

在政策效应评估方面,双重差分法(DID)是一种广泛应用的计量经济学方法。鉴于国家级城市群批复工作的分批进行,本文采用渐进DID模型处理时间异质性问题。由于在政策批复期间,各城市所处的经济社会发展阶段和面临的发展任务各有差异,不同城市难以满足时间效应一致的条件,因此在运用DID方法前需要让实验组和控制组城市在各方面特征上尽可能相似。对此问题,本文借鉴石大千等^[22]的研究,采用倾向得分匹配

(PSM)与 DID 相结合的方法(PSM-DID)缓解实验组与控制组之间在政策实施前可能存在的差异。操作步骤如下:首先,利用 PSM 方法从总体样本中筛选出与批复城市特征相匹配的控制组,确保两组在经济发展、城市规模、产业结构等方面具有可比性;随后,在匹配后的样本上应用渐进 DID 模型捕捉政策前后居民消费率的变化。渐进 DID 与 PSM-DID 模型设定如下:

$$rate_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \sum_{j=1}^5 \gamma_j control_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^1 \quad (1)$$

$$rate_{it}^{PSM} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \sum_{j=1}^5 \gamma_j control_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^1 \quad (2)$$

从国民经济核算角度,居民消费率通常作为衡量居民消费水平的量化指标,本文以该指标作为被解释变量 $rate_{it}$,其推导过程为:

居民消费率 = 居民平均消费倾向 × 居民收入份额

$$\begin{aligned} &= \frac{\text{居民消费支出}}{\text{居民可支配收入}} \times \frac{\text{居民可支配收入}}{\text{GDP}} \\ &= \frac{\text{居民消费支出}}{\text{GDP}} \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中,居民消费支出的计算方法为:

居民消费支出 = 城镇居民人均消费支出 × 城镇人口 + 农村居民人均消费支出 × 农村人口 (4)

同时,GDP 应以支出法核算,但鉴于国家统计局自 2017 年以来不再发布相关支出法数据,本文构建了一个理想化的理论框架,前提条件包括:统计数据完整且精确、核算口径与分类标准一致、核算技术与方法无误以及各行为主体均能如实申报并被系统记录。在此假设下,文中忽略核算中的偏差,进而采用收入法 GDP 作为其替代指标。

核心解释变量 did_{it} 为代表政策效应的哑变量,衡量城市 i 在年份 t 是否已被纳入城市群。对于每座城市,从其获得政策批复的年份起, did 取值为 1,表明其被纳入城市群,归入实验组;在批复前或未被批复的城市中,该变量取值为 0,归入控制组。

$control_{it}$ 为影响居民消费率的一系列控制变

量。其一,城镇人均可支配收入($lnincome$)。通过引入这一变量,可以有效剔除因居民整体经济水平差异而对消费率产生的影响,为检验政策对消费行为的独立作用提供了必要的内生控制。其二,人口密度($density$)以年末户籍人口与行政区域面积的比值来衡量,用以控制因城市规模和人口分布差异引起的经济活动集中效应。其三,产业结构($industrial$)以第三产业总产值占地区生产总值的比重作为度量方法。控制这一变量有助于隔离因各城市第三产业占比不同而导致的消费行为差异。其四,城镇化率($urban$)采用城镇人口占总人口的比率来反映农村向城市转移的规模及进程,对城镇化率的控制可以消除因人口集聚程度差异带来的干扰。其五,住房价格波动是影响居民财富分配和消费支出结构的重要因素,本文采用房屋均价作为住房价格水平($lnhousing$)的代理变量。

此外, $cityFE$ 、 $yearFE$ 分别为城市和年份控制效应; ε_{it}^1 为影响被解释变量的随机扰动项。

2. 机制效应模型

尽管各城市在经济与社会发展水平上存在较大异质性,但城市群的批复与建设目标基本保持一致,即通过降低中心城区首位度来构建以中心城市引领、城市群联动区域协同发展的新模式。基于前文理论推演,若能实现这一目标,不仅可以缓解传统单中心模式下因资源、人才与公共服务高度集聚而引发的核心与外围之间的结构性矛盾,而且可以改善收入分配不均、提升数字金融服务均衡性,并促进数字消费红利在全区域的扩散。三大传导机制协同作用,共同构成了促使整体居民消费水平提升的内在驱动力。

为检验上述机制,本文采用分阶段的三步法实证策略。第一阶段检验城市群建设是否显著降低了中心城区首位度。第一步,将政策变量与一级中介变量进行回归分析,若该回归系数显著为负,则表明政策有效地缓解了核心区域过度集中的现象。第二步,分别考察政策变量对收入差距、数字金融服务水平、数字消费扩散三大传导机制的影响。通过单独回归检验政策对各次级中介变

量的影响效应,若系数符合预期,则证明城市群建设在改善资源配置和促进多中心协同发展方面发挥了积极作用。第三步,将政策变量与一级中介变量同时纳入模型中,考察如果在控制中心城区首位度后,政策变量系数显著性减弱或绝对值降低,将进一步验证中心城区首位度的传导作用,从而支持整体机制效应的成立。第一阶段三步模型设定如下:

$$cup_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^2 \quad (5)$$

$$tel_{it}(\ln fi_{it}, \ln gm v_{it}) = \alpha_{0-2} + \beta_{1-3} did_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^3 \quad (6)$$

$$tel_{it}(\ln fi_{it}, \ln gm v_{it}) = \alpha_{0-2} + \beta_{1-3} did_{it} + \beta_{4-6} cup_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^3 \quad (7)$$

第二阶段验证城市群建设通过三大传导机制对居民消费率的提升作用。第一步,需确认式(6)的回归系数是否符合理论预期,以确保三大传导机制在政策作用下均呈现出预期方向的变化。第二步,将政策变量单独引入居民消费率模型进行回归分析,若政策变量的系数显著为正,则表明城市群建设对居民消费率存在积极影响。第三步,在回归模型中同时纳入政策变量与3个次级中介变量,若在控制次级中介变量后,政策变量系数显著性减弱或绝对值降低,即可证明政策效应主要通过三大传导机制发挥作用。第二阶段的三步模型设定如下:

$$tel_{it}(\ln fi_{it}, \ln gm v_{it}) = \alpha_{0-2} + \beta_{1-3} did_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^3 \quad (8)$$

$$rate_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \sum_{j=1}^5 \gamma_j control_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^1 \quad (9)$$

$$rate_{it} = \alpha_{0-2} + \beta_{1-3} did_{it} + \beta_{4-6} tel_{it}(\ln fi_{it}, \ln gm v_{it}) + \sum_{j=1}^5 \gamma_j control_{it} + \sum cityFE + \sum yearFE + \varepsilon_{it}^1 \quad (10)$$

式(5)~式(10)中, cup_{it} 为一级中介变量中心城区首位度,其指数计算方法为:

$$中心城市首位度 = \frac{中心城市常住人口}{全市常住人口} \quad (11)$$

借鉴 Meijers 等^[23]采用中心与次中心人口衡量城市空间结构的思路,本文将中心城区定义为户籍人口数排名前三位的行政区(县)。该测算方式能够有效反映中心城区在人口分布中的相对重要性和集中度,即中心城区的人口占比越高,意味着该区域在全市范围内的相对主导地位越强,从而推动该区域的消费和经济活动。从数据可行性上来看,各城市户籍人口和常住人口的数据易于获取,能够确保指标测算的精确性与统一性。

tel_{it} 、 $\ln fi_{it}$ 、 $\ln gm v_{it}$ 分别为三大传导机制的代理变量,即次级中介变量。其一,采用泰尔 T 指数(tel)反映收入差异^[24],其计算公式为:

$$tel = \frac{\text{城镇收入}}{\text{总收入}} \times \ln\left(\frac{\text{城镇收入} / \text{总收入}}{\text{城镇人口} / \text{总人口}}\right) + \frac{\text{农村收入}}{\text{总收入}} \times \ln\left(\frac{\text{农村收入} / \text{总收入}}{\text{农村人口} / \text{总人口}}\right) \quad (12)$$

其二,采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的《数字普惠金融指数》描述各城市的数字金融服务水平($\ln fi$)^[25]。该指数被广泛用于分析中国数字金融发展状况及其经济效应,具有相当的代表性和可靠性。

其三,电子商务交易额($\ln gm v$)作为数字消费转型的重要指标,反映消费者借助线上平台突破地域限制的趋势。本文利用地级市快递业务量占本省快递业务量的比重作为权重,将省级数据分解为城市层面的电子商务交易额^[26]。

此外, ε_{it}^2 、 ε_{it}^3 分别为影响式(6)、式(7)中被解释变量的随机扰动项;其余变量和上下标同式(1)。

(二)数据来源与描述性统计

行政区(县)户籍人口与 GDP 数据来自《中国县域统计年鉴(县市卷)》;《数字普惠金融指数》则基于蚂蚁金服交易账户的大数据构建;省级电子商务指标选取自阿里研究院发布的网商指数与网购指数;房屋均价信息则综合“安居客”等房地产交易平台的数据;其他相关指标数据主要取自《中国城市统计年鉴》,辅以城市统计公报、地方政府工作报告等资料进行完善,并对部分原始数据实施对数化处理以方便计算。在实验组与控制组的划分过程中,为避免仅部分区(县)被纳入而导致对居民消费率影响的低估,诸如江西吉安、四川

雅安、甘肃庆阳等城市被剔除;此外,还剔除了香港、澳门以及数据严重缺失的城市,并通过线性插值法对少量缺失值予以补全。最终,本文以 2010—2023 年为样本期,选取中国 256 座城市作为研究对象,其中实验组城市 126 座,控制组城市 130 座,描述性统计结果见表 1。

表 1 描述性统计结果

变量类型	变量名	观测值	标准差	平均值	最大值	最小值
被解释变量	rate	3 584	0.150 3	0.386 4	0.975 6	0.077 9
核心解释变量	did	3 584	0.493 5	0.418 9	1.000 0	0.000 0
中介变量	cup	3 584	0.064 5	0.336 2	0.753 0	0.261 7
	tel	3 584	0.037 3	0.070 1	0.261 5	0.006 7
	lnefi	3 584	0.392 5	5.025 4	6.074 8	3.499 2
	lngmw	3 584	1.570 3	13.900 5	18.843 7	10.135 6
控制变量	lnincome	3 584	0.279 8	10.362 0	10.870 7	9.435 6
	density	3 584	0.036 2	0.048 0	0.268 2	0.000 6
	industrial	3 584	0.086 8	0.473 3	0.838 7	0.206 2
	urban	3 584	0.130 0	0.562 0	0.950 0	0.267 0
	lnhousing	3 584	0.493 2	8.743 5	11.007 9	7.624 6

四、实证结果及分析

(一)城市群建设对居民消费率的影响

本文采用 DID 方法评估城市群建设对居民消费率的影响,其合理性源于政策实施的外生性与非随机性。国家级城市群的批复是由政府主导的政策变动,且批复的时机与对象存在显著的时空异质性,这使得政策的实施不完全依赖于城市的经济特征或发展水平,从而为本文提供了准自然实验的框架。同时,政策的时空异质性使得实验组(被批复城市)与控制组(未批复城市)之间的差异具有可比性,为政策效应评估提供了有效的识别基础。通过对比两组城市在政策实施前后的变化,本文能够准确识别城市群建设对居民消费率的具体影响。

表 2 中,列(2)在列(1)模型的基础上加入了控制变量。两列中,核心解释变量 *did* 的差分系数均显著为正,表明城市群建设对消费水平的提升具有显著的正向影响。列(2)的差分系数(0.015 1)表明,在考虑其他可能影响消费的因素情况下,城市群建设依然显著提升了约 1.51% 的居民消费率,这一结果与本文的主效应假设 H1 相符。控制变量方面,*lnincome* 和 *industrial* 的回归系数显著为正,表明收入水平是影响消费能力的重要因素,符合消费理论中边际消费倾向随收入的增加而上升的观点;产业结构的优化通常伴随经济转型和升级,

有助于改善就业结构和消费环境,推动消费水平的提升。*lnhousing* 的回归系数显著为负,表明住房价格的不断上涨限制了居民在非住房消费上的可支配资金,进而导致整体消费率下降。*density* 和 *urban* 两个变量的回归系数未通过显著性检验,表明高人口密度既能够带来规模经济效应,也可能引发拥挤和资源竞争问题,两种作用在总体上相互抵消;此外,较高水平的城镇化率可能使得城市发展趋于稳定,其对消费的影响已经通过收入和产业结构等其他控制变量体现,未能在模型中表现出独立的显著性。

表 2 城市群建设对居民消费率的影响

变量	(1)	(2)
	rate	rate
<i>did</i>	0.027 1 *** (0.006 4)	0.015 1 *** (0.003 0)
<i>lnincome</i>	—	0.213 0 *** (0.033 0)
<i>density</i>	—	-0.718 4 * (0.379 0)
<i>industrial</i>	—	0.270 8 *** (0.028 0)
<i>urban</i>	—	0.134 6 * (0.071 0)
<i>lnhousing</i>	—	-0.009 3 ** (0.004 2)
常数项	0.529 6 *** (0.012 4)	2.576 7 *** (0.341 0)
控制变量	否	是
城市、年份固定效应	是	是
观测值	3 584	3 584
调整后 <i>R</i> ²	0.833 8	0.932 9

注: *、**、*** 表示 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义;括号内为标准误。下同。

(二)基于 PSM-DID 方法的检验

在应用 PSM-DID 方法进行政策效应识别之前,需首先检验共同支撑假设是否成立。该假设要求在匹配完成后,实验组与控制组在所选协变量上的特征分布应高度重叠,协变量的均值差异不应具有统计显著性,从而保证两组样本在特征空间中的可比性与匹配的有效性。鉴于本文所选的控制变量涵盖经济(*lnincome*)、人口(*density*)、产业结构(*industrial*)、城市化水平(*urban*)及住房市场(*lnhousing*)等多个维度,这些变量能够全面表征城市的经济与社会特征,因此被选作匹配协变量。考虑到实验组与控制组观测值相近,本文采用 1:1 比例的近邻匹配方式,以尽可能减少样本损失并提升匹配后的可比性。进而,本文计算匹

配前后各协变量及核心解释变量的均值差异,并通过 t 检验评估显著性(见表3)。结果显示,匹配后协变量的均值差异均不具有统计显著性,表明匹配在平衡样本特征方面表现良好;而被解释变量 $rate_{it}$ 的 t 值依然显著,表明两组之间在居民消费率上的差异仍然存在,符合政策效应识别的要求。

表3 PSM-DID 方法的有效性检验结果(共同支撑假设)

变量	是否匹配	均值		差分值	t 值
		实验组	控制组		
rate	否	0.356 2	0.303 5	-0.052 7	9.402 4 ***
	是	0.343 5	0.267 0	-0.076 1	13.629 2 ***
lnincome	否	10.461 0	10.355 9	-0.105 1	15.870 0 ***
	是	10.583 8	10.574 5	-0.009 3	1.408 0
density	否	0.052 7	0.048 6	-0.004 1	4.658 7 ***
	是	0.057 1	0.057 3	0.000 2	-0.188 8
industrial	否	0.454 9	0.443 1	-0.011 8	5.556 7 ***
	是	0.476 6	0.481 6	0.005 0	-1.018 2
urban	否	0.582 8	0.567 9	-0.014 9	4.907 7 ***
	是	0.615 3	0.611 7	-0.003 6	-1.197 0
lnhousing	否	8.895 5	8.800 8	-0.094 7	7.803 4 ***
	是	9.077 7	9.101 3	0.023 6	-0.808 3

此外,本文采用核匹配方法进行稳健性检验,并绘制了匹配前后实验组与控制组的倾向得分密度图(见图2),从概率密度函数形态上直观比较两组在匹配前后的分布差异。结果表明,匹配后实验组与控制组在倾向得分上的分布高度相似,密度曲线趋于一致,验证了匹配在特征平衡性方面的有效性。综上,本文在共同支撑假设得到验证的基础上,再次确认了 PSM-DID 方法在本文研究中的适用性与有效性。

表4 汇报了基于 PSM-DID 方法的估计结果。列(3)中的 did 差分估计值为 0.016 1,通过了 1% 水平上的显著性检验,表明居民消费率在城市被纳入城市群后产生了约 1.61% 的增幅。PSM-DID 的估计结果与表2 中列(2)所示的双重差分估计结果基本一致,进一步增强了对主效应假设 H1 的支持,即城市群建设在促进居民消费方面具有显著的正向影响。

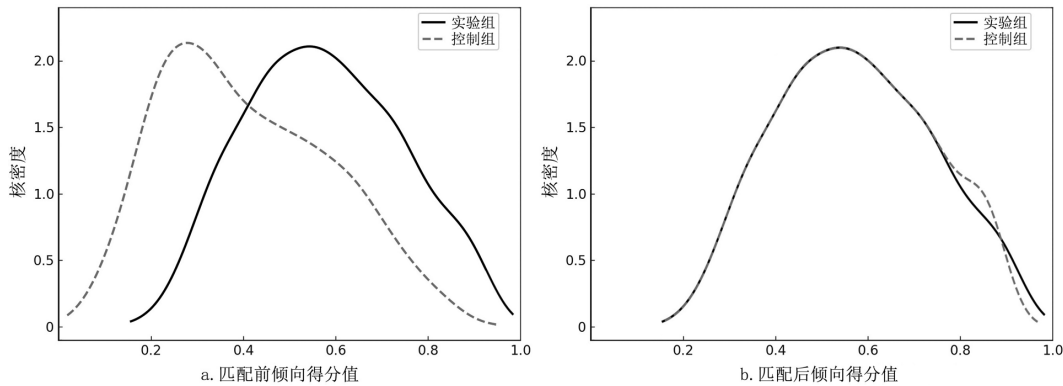


图2 倾向得分值概率分布密度函数

表4 PSM-DID 稳健性检验结果

统计量	(1)	(2)	(3)
	rate	rate	rate
	政策前实验组与控制组的差分值	政策后实验组与控制组的差分值	双重差分结果
差分值	0.004 1	0.020 2	0.016 1
标准误	0.007 2	0.005 1	0.003 7
t 值	0.569 4	3.960 8	4.351 4
p 值	0.570 3	0.000 1 ***	0.000 0 ***

(三)安慰剂检验

1. 时间安慰剂检验

为验证实验组与控制组之间居民消费率差异并非受时间趋势影响,本文采用时间安慰剂检验,具体方法为:将实际政策生效时间分别向前平移 1

年、2 年和 3 年,构造 3 个虚拟政策变量,分别记为 $did_{it}^{-false1}$ 、 $did_{it}^{-false2}$ 、 $did_{it}^{-false3}$,并在式(1)框架下对模型进行重新估计^[27]。理论上,若时间因素而非政策效应驱动了消费率的差异,则在采用虚拟政策时应能观察到显著的差分系数变化;反之,如虚拟政策变量的估计系数不显著,说明两组样本的时间趋势并无系统性差异,政策批复对居民消费率的提升才是主要原因。回归结果显示,虚拟政策变量的差分估计系数均未达到显著性水平,这表明在虚拟干预下并不存在显著效应,从而排除了因时间趋势导致的伪效应。由此,可以认为本文所识别到的城市群建设对居民消费率的正向影响

是真实存在的,并非由先天时间变化所致。

2. 城市安慰剂检验

为排除因不可观测遗漏变量引发的系统性偏差,本文参考 Cai 等^[28]的做法,采用城市安慰剂检验方法。在样本中共有 126 座实验组城市的前提下,随机抽取 126 座城市作为虚拟实验组,其余城市构成虚拟控制组。基于这一随机分组方式,利用与基准模型相同的双重差分框架,估计虚拟处理效应,从而获得一次差分估计值。为增强检验力度,此过程重复 500 次,得到 500 个虚拟差分系数及其对应的 p 值。图 3 为对虚拟估计值绘制的核密度分布图,结果显示这些虚拟的差分系数大多趋近于 0 值附近,并呈现正态分布,且大部分均未达到统计显著性水平。而基准回归中政策变量的差分系数(0.015 1,图中垂直虚线处)则显著且位于这一虚拟效应分布的末端,属于小概率事件。由此可以较为有力地排除基准回归估计值是由遗漏变量或其他随机因素所导致的可能性,验证政策效应与识别策略的稳健性。

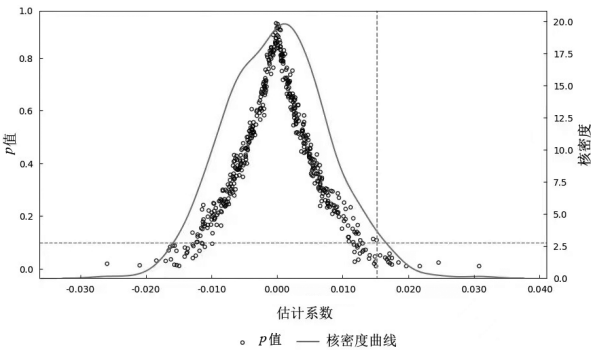


图3 城市安慰剂检验结果

(四)其他稳健性检验

1. 基于控制变量扩展的稳健性检验

为规避因城市选择上的内生性问题而导致的估计偏差,本文引入了城市属性变量以缓解非随机选择的干扰。理想的渐进 DID 模型假定实验组与控制组城市的选取是随机的。然而,若政策批复与城市的资源禀赋、经济发展水平或历史文化积淀等固有特征相关,则这些因素在时间演进中可能对居民消费产生不同的影响,从而导致系统性偏差。为此,参照宋弘等^[29]的研究,本文将城市是否为省会、是否位于沿海区域、是否属于第七次

全国人口普查中划分的超大特大城市,以及是否位于胡焕庸线以东作为城市属性,并分别构造这些属性与时间线性趋势的交互项 $capital_i \times trend_t$ 、 $coastal_i \times trend_t$ 、 $metro_i \times trend_t$ 、 $east_i \times trend_t$,将其纳入式(1)中进行控制,检验结果见表5。结果显示,无论单独引入或同时引入上述4个交互项, did 的差分系数均保持正向且至少在5%的水平上显著,从而既确保了研究结论的稳健性,又表明政策批复在城市选择方面具备一定的随机性。

表5 稳健性检验结果1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	rate	rate	rate	rate	rate
did	0.013 6 *** (0.005 5)	0.012 7 *** (0.004 3)	0.013 6 *** (0.005 4)	0.011 7 ** (0.004 9)	0.012 0 ** (0.005 6)
$capital \times trend$	0.007 9 ** (0.003 9)	—	—	—	0.008 1 * (0.004 6)
$coastal \times trend$	—	-0.010 4 (0.012 8)	—	—	-0.010 7 * (0.006 0)
$metro \times trend$	—	—	0.085 7 ** (0.040 4)	—	0.066 3 ** (0.031 0)
$east \times trend$	—	—	—	0.015 0 *** (0.005 1)	0.016 2 ** (0.007 0)
控制变量	是	是	是	是	是
城市、年份 固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 584	3 584	3 584	3 584	3 584
调整后 R^2	0.902 5	0.832 6	0.922 7	0.904 7	0.870 2

2. 排除其他政策干扰

尽管基准回归结果表明城市群建设对居民消费率具有显著正向效应,但必须充分考虑样本期内其他政策事件所可能引发的混杂效应,以免导致政策效应估计偏高或偏低。为识别并校正这种潜在偏差,本文首先考察了城市群批复后陆续推出的相关政策事件。研究发现,《跨境电子商务综合试验区》试点政策在6批扩展至165座城市的过程中,通过实施税收优惠、通关便利化及扩大商品供给多样性,有效改变了居民消费偏好并促进了消费结构升级。为准确捕捉该政策对消费水平提升的边际效应,本文在基准模型中引入了哑变量 $CBECP_{it}$,若城市 i 在年份 t 被批准设立跨境电商综试区,则取值为1,否则为0。

此外,样本期间中国还相继推出了汽车限购松绑、文旅消费试点和国际消费中心城市试点等多项政策,这些政策可能对居民消费产生叠加影响。具体而言,随着汽车限购政策逐步放宽,北京、上海、广州、深圳、杭州、天津、石家庄及海口等8座城市陆续实现了车牌指标调整或资格放宽;文

旅消费试点方面,2021 年和 2022 年共确定了 30 座示范城市;首批国际消费中心城市试点(2021 年)则涵盖北京、上海、广州、天津和重庆 5 座城市。鉴于各单项政策所涵盖的城市数量较少、难以独立估计其净效应,本文将上述政策整合为复合政策哑变量 $co-post_{it}$ 。为避免重复计数,对试点城市名单中的重复出现城市仅计为一次,最终构成 33 座独立试点城市,若城市 i 在年份 t 属于上述任一政策试点,则令 $co-post_{it}$ 取值为 1,否则为 0。

表 6 的回归结果显示,在基准模型中单独或同时引入 $CBECpost_{it}$ 和 $co-post_{it}$ 两个政策哑变量后,两个哑变量的差分系数值均呈正向显著,表明跨境电商综试区以及其他政策的复合效应确实对消费水平提升起到了积极作用。与此同时,列(1)~列(3)中 did 的系数值虽相较于基准回归(0.015 1)有所下降,但至少在 5% 的水平上保持正向显著。这一结果说明,尽管基准回归可能在未控制其他政策干扰时存在一定程度的效应高估,但在剔除混杂因素后,城市群建设对提升居民消费率的正向效应依然稳健且具有统计显著性。

表 6 稳健性检验结果 2

变量	(1)	(2)	(3)
	rate	rate	rate
did	0.013 5 ** (0.006 1)	0.012 7 *** (0.004 0)	0.012 1 *** (0.003 7)
$CBECpost$	0.006 9 ** (0.003 1)	—	0.005 7 ** (0.002 3)
$co-post$	—	0.011 1 *** (0.003 7)	0.011 0 *** (0.003 7)
控制变量	是	是	是
城市、年份固定效应	是	是	是
观测值	3 584	3 584	3 584
调整后 R^2	0.925 8	0.888 0	0.903 4

五、拓展性讨论

(一) 机制检验

如前文所述,本文的机制检验采用分两个阶段、每个阶段三步法的实证策略。第一阶段机制检验依次考察城市群建设→中心城区首位度→三大机制的链条,检验结果见表 7。列(1)中,将政策哑变量 did 单独回归于中心城区首位度(cup)时,差分系数为 0.001 2,通过了 5% 水平上的显著性检验,确认城市群建设显著缓解了实验组城市的单中心集聚效应,为中心城区首位度作为一级中介变量奠定事实基础。列(2)、列(4)、列(6)的检验结果表明,分别以收入差距(tel)、数字普惠金融水平($lnefi$)和数字消费规模($lngmv$)为被解释变量时, did 系数依次为 0.001 6、0.013 2 和 0.192 0,全部通过显著性检验,表明城市群建设直接缩小了被批复城市的收入差距,并同步提升了其数字金融服务与数字消费活动。列(3)、列(5)、列(7)的检验结果则表明,在列(2)、列(4)、列(6)的模型中加入 cup 后,其系数呈 tel 为负、 $lnefi$ 与 $lngmv$ 为正的显著特征,即中心城区首位度的下降能够缩小收入差距、强化数字金融普惠并扩大数字消费规模; did 系数绝对值则明显减小并失去显著性,充分印证政策效应对收入差距、数字金融服务水平与数字消费规模的影响几乎完全经由中心城区首位度传递。综上,表 7 的检验结果验证了城市群批复→降低中心城区首位度→缩小收入差距、数字金融普惠化、数字消费规模增长的因果链,一级中介效应假设 H2 得到验证。

表 7 机制检验结果 1

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	cup	tel	tel	$lnefi$	$lnefi$	$lngmv$	$lngmv$
did	-0.001 2 ** (0.000 5)	-0.001 6 ** (0.000 7)	-0.001 1 (0.001 1)	0.013 2 *** (0.004 4)	0.013 9 (0.011 2)	0.192 0 *** (0.038 2)	0.192 2 * (0.109 8)
cup	—	—	0.006 8 *** (0.001 9)	—	-0.022 8 *** (0.002 9)	—	-0.337 6 *** (0.104 8)
城市、年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 584	3 584	3 584	3 584	3 584	3 584	3 584
调整后 R^2	0.837 4	0.924 4	0.946 7	0.944 1	0.944 2	0.927 3	0.927 3

第二阶段主要验证城市群建设通过缩小收入差距、提升数字金融服务以及扩大数字消费规模三大传导机制对居民消费率的提升作用,检验结果见表 8。列(1)、列(4)、列(7)中的回归结果表明,城市群

建设有效缩小了实验组城市的收入差距,并显著提升了其数字金融服务水平与数字消费活动,这与表 7 中的结果一致;列(2)、列(5)、列(8)中的回归结果与表 2 列(2)的基准回归结果相同,验证了城市

群建设对居民消费率的显著正向影响。本文在此部分重点观察列(3)、列(6)、列(9)的回归结果,在纳入收入差距(*tel*)、数字金融服务(*lnefi*)与数字消费规模(*lngmv*)三大中介变量后,其系数值分别为-0.026 9、0.001 2、0.009 0,全部通过显著性检验,表明收入差距缩小、数字金融服务的普及与数字消费规模的扩大对居民消费率的提升起到了重要作用。同时,尽管三列中的 *did* 系数相较于无中介变量的回归结果有所减小,但仍保持显著性,表明城市群建设的效果通过上述三大机制得到了有效传导。至此,本文的次级中介效应假设 H3a、H3b、H3c 得到了充分验证,再次印证了城市群建设通过降低收入差距、提升数字金融普惠化及扩展数字消费规模的途径,显著促进了居民消费率的提升。

表 8 机制检验结果 2

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>tel</i>	<i>rate</i>	<i>rate</i>
<i>did</i>	-0.001 6 ** (0.000 7)	0.015 1 *** (0.003 0)	0.018 2 *** (0.004 9)
<i>tel</i>	—	—	-0.026 9 ** (0.011 1)
调整后 <i>R</i> ²	0.924 4	0.932 9	0.953 5
变量	(4)	(5)	(6)
	<i>lnefi</i>	<i>rate</i>	<i>rate</i>
<i>did</i>	0.013 2 *** (0.004 4)	0.015 1 *** (0.003 0)	0.012 2 ** (0.005 5)
<i>lnefi</i>	—	—	0.001 2 *** (0.000 4)
调整后 <i>R</i> ²	0.944 1	0.932 9	0.953 5
变量	(7)	(8)	(9)
	<i>lngmv</i>	<i>rate</i>	<i>rate</i>
<i>did</i>	0.192 0 *** (0.038 2)	0.015 1 *** (0.003 0)	0.012 9 ** (0.005 9)
<i>lngmv</i>	—	—	0.009 0 *** (0.002 0)
调整后 <i>R</i> ²	0.927 3	0.932 9	0.954 2
控制变量	否	是	是
城市、年份固定效应	是	是	是
观测值	3 584	3 584	3 584

(二)异质性分析

前文的实证结果表明,城市群建设通过资源再分配、数字金融服务普惠化以及数字消费平台扩散等机制,提升了被批复城市的居民消费水平。然而,城市的异质性特征可能导致政策效果的差异。首先,地形起伏度较大的地区通常面临更高的基础设施建设成本,这可能限制资源再分配效率和消费市场扩展,从而影响政策效应。在此背景下,地形起伏度作为影响城市基础设施和空间布局的关键因素,可能导致政策效应在不同地理

条件的城市间产生差异。其次,地铁系统能显著降低居民的出行成本并增强人口流动性,这对消费水平可能产生重要影响,因此拥有地铁系统的城市可能表现出更强的政策效应。从产业结构来看,服务业主导的城市通常具有较高的消费能力,因为服务消费是城市化过程中的重要消费模式之一。因此,产业结构的异质性分析有助于评估政策效应在不同经济结构背景下的差异。最后,人力资本水平作为决定收入和消费能力的关键因素,通常与较高的收入水平和消费能力相关。尤其在数字金融服务和数字消费平台的推动下,高人力资本城市可能对政策刺激表现出更强的回应。综上所述,本文从地理形态、地铁通达性、产业结构和人力资本水平 4 个方面对样本城市进行异质性检验。

在分组依据方面,相较于数据的平均值,中位数更能稳健地反映数据的整体分布,按照中位数对样本分组能够避免偏态分布或异常值对分组结果的干扰,使得政策效应的检验结果更加可靠和具有普遍性。据此,在地理形态异质性检验中,本文依据地形起伏度的中位数将样本城市划分为平原城市(地形起伏度低)、丘陵城市(地形起伏度高)两组。产业结构采用各城市第三产业占比表示,依据中位数将样本城市划分为传统工业型城市(三产占比低)、现代服务型城市(三产占比高)两组。人力资本水平以普通高等学校在校学生数与户籍人口的比值衡量,并基于该比值在全样本的中位数,将样本城市划分为劳动密集型城市(人力资本水平低)、知识密集型城市(人力资本水平高)两组。

从地铁通达性方面,根据《地铁设计规范》(GB 50157—2013)、《轻轨交通设计标准》(GB/T 51263—2017)等文件,对地铁定义为采用非铰接的 A、B 型车辆,编组 4~10 节,拥有重型轨道、专有路权和独立信号系统,且必须获得政府正式批准并投入运营。依据上述标准,样本期内中国大陆地区共有 47 座城市陆续开通了地铁。地铁开通作为一项重大基础设施建设,通常与城市的经济实力和发展水平密切相关。这一过程并非随机发生,因为地铁的建设需要显著的财政投入,并且往往优先选择经济实力较强、发展潜力较大的城市进行规划和实施。因此,将是否拥有地铁作为一个二分类变量,能够有效地捕捉到城市在地铁建

设之前所存在的经济发展差异。基于这一逻辑,本文采用2023年是否拥有地铁作为分组标准,将样本城市划分为无地铁(取值为0)、有地铁(取值为1)两组。异质性检验结果见表9。

1. 地理形态异质性分析

列(1)中,*did*系数显著为正,且系数值(0.050 7)远大于基准回归(0.015 1),表明城市群建设在平原城市对居民消费率的提升作用非常明显。列(2)中,*did*系数没有通过显著性检验,表明政策效应在丘陵城市中未达到预期。这一差异的原因可能在于,丘陵城市面临较高的基础设施建设成本,复杂的地形条件导致交通和基础设施建设难度加大,限制了资源的高效流动和消费市场的扩展。此外,过于复杂的地势可能使城市间的联动效应较弱,导致政策实施的效果受限。相较之下,平原城市群通常基础设施建设成本较低,且交通网络较为便捷,能够更好地实现资源配置和市场整合,从而有效促进消费水平的提升。此部分检验结果表明,地理形态的差异在很大程度上影响了城市群建设提振消费的政策效果。

2. 地铁通达异质性分析

*did*系数在列(3)和列(4)中均通过了5%水平上的显著性检验,且在有地铁组中的系数值(0.007 2)远大于无地铁组(0.003 9)。但是,结合组间差异系数没有通过显著性检验,表明政策效应并没有因为城市是否拥有地铁而改变效应强度。这一结果表明,城市群建设可能通过数字金融服务普惠化和数字消费平台扩散等非物理基础设施依赖的渠道实现消费刺激。例如,数字支付与线上购物无须依赖地铁网络便可全面覆盖城市居民,弱化了传统交通条件对消费扩散的制约。同时,政策中的财政转移支付和基础设施均等化建设不仅涵盖轨道交通,还包括公路、城际铁路与信息网络等多种交通和通信网络,这些综合性投入在无地铁城市同样有效地改善了居民的消费便利性。因此,地铁通达性并非衡量城市群建设促进消费的主要因素。

3. 产业结构异质性分析

列(5)中,*did*系数显著为正(0.009 8),表明城市群建设在三产占比较低传统工业型城市中显著提升了居民消费率。然而,在列(6)中,*did*系数显著为负,且绝对值较大(-0.024 8),结合组间

系数差异通过了显著性检验,表明在三产占比较高的现代服务型城市中,城市群建设显著降低了居民消费率,且产业结构差异是决定政策效应方向和强度的重要因素。该结果表明,在政策实施前,以服务业为主导的城市已经具备较高的数字消费和服务供给水平,政策实施新增的基础设施与平台建设边际贡献有限,且公共投资可能短期挤出可支配收入,从而出现负向响应。相反,传统工业型城市群在交通网络、消费场景和数字化服务方面仍有较大缺口,城市群建设所带来的互联互通和数字平台扩散能够显著激发居民的新增消费需求,实现显著的消费率提升。

表9 异质性检验结果

变量	地理形态异质性		地铁通达异质性	
	平原城市	丘陵城市	无地铁	有地铁
	(1)	(2)	(3)	(4)
	rate	rate	rate	rate
<i>did</i>	0.050 7 *** (0.006 4)	0.008 5 (0.008 1)	0.003 9 ** (0.001 7)	0.007 2 ** (0.003 6)
组间系数差异	0.042 2 ***		-0.003 3	
观测值	1 628	1 956	658	2 926
调整后 R^2	0.631 2	0.599 3	0.944 3	0.954 7
变量	产业结构异质性		人力资本异质性	
	传统工业型	现代服务型	劳动密集型	知识密集型
	(5)	(6)	(7)	(8)
	rate	rate	rate	rate
<i>did</i>	0.009 8 *** (0.003 5)	-0.024 8 *** (0.005 0)	-0.010 9 * (0.005 8)	-0.004 4 (0.003 8)
组间系数差异	-0.034 6 ***		-0.006 5	
观测值	1 759	1 825	1 660	1 924
调整后 R^2	0.925 5	0.919 5	0.934 7	0.953 2
控制变量	是	是	是	是
城市、年份固定效应	是	是	是	是

4. 人力资本异质性分析

*did*系数在列(7)和列(8)中均为负值(-0.010 9、-0.004 4),表明两组城市均未表现出明显的政策驱动下的消费率提升,与理论预期的积极效应存在一定偏离。分析可能的内在逻辑,对于劳动密集型城市而言,政策实施初期大量资源可能倾向于基础设施建设与产业引导,难以在短期内直接转化为居民可支配收入的增长,甚至由于产业结构转型与就业调整带来收入不确定性,从而抑制消费倾向。对于知识密集型城市,由于其原有经济发展水平、基础设施条件和消费能力较高,城市群建设所带来的边际改善空间相对有限,政策效果面临“增长平台期”的边际递减,难以进一步撬

动消费总量的显著增长。此外,知识密集型城市的政策侧重点可能更多聚焦于高端服务、创新链构建与区域协同,相关投资短期内对居民部门的直接拉动较弱。

六、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

结果显示,相较于未纳入政策的城市,被批复的城市其居民消费率显著提升约 1.51%,且该效应在 PSM-DID 方法、时间与城市安慰剂检验以及包括控制变量扩展、排除其他政策干扰在内的一系列稳健性检验中保持稳定。从机制识别方面,本文构建了以城市群建设→中心城区首位度→三重中介变量(收入差距、数字金融服务、数字消费扩散)为主线的传导路径,采用分阶段三步法展开实证检验。结果表明,城市群建设显著降低了城市内部中心城区的空间集聚程度,进而通过缩小收入差距、提升数字金融可及性与推动消费平台覆盖,间接增强了城市整体的居民消费能力。同时,三重中介变量的引入显著削弱了政策哑变量的直接影响,验证了中心城区首位度在政策效应传导中的关键作用。

进一步的异质性分析表明,上述政策效应在不同类型城市之间呈现出显著分化。从地理形态上,城市群建设对平原城市的消费提升效应更为显著,而在丘陵城市中因基础设施建设难度较大,政策效果不显著,反映出基础设施建设难度对政策效应的约束性。从产业结构上,传统工业型城市受益于政策带来的资源注入与平台拓展,其居民消费率显著提升,而服务业主导城市因消费市场饱和与基础设施边际效应递减,政策效应反而呈负。从人力资本方面,无论是劳动密集型还是知识密集型城市,政策效应均不显著,显示出在消费倾向已被既有结构锁定的情形下,城市群建设对短期消费行为的撬动空间有限。而地铁通达性异质性检验结果表明,政策效应并不依赖于轨道交通等传统基础设施的先决条件,而更多通过数字金融与平台经济等非接触式机制间接推动消费增长。

(二) 政策建议

其一,城市群建设的消费促进效应通过缓解中心城区过度集聚、缩小收入差距、普及数字金融服务和扩展数字消费平台等传导路径间接实现。这表明,消费增长并不依赖于单一要素的直接刺激,而来

源于城市空间与资源配置的系统性优化。对此,应进一步强化政策的结构性引导功能,使其从单一投资导向转向综合治理型模式。建议在城市群一体化框架下,推动“人口—空间—要素”三位一体的配置机制,重点加强次级中心城市与周边节点城市之间的职住协调、服务互补与功能嵌套布局,缓解资源集中于中心城区的“虹吸效应”。同时,应以数字金融基础设施建设为抓手,推动城市群建设与“数字中国”战略深度融合,在城市群范围内部署一体化数据平台和跨境支付系统,提升政策对消费能力分布与消费行为数据的感知与响应能力,从而释放平台经济与公共数字服务对内需增长的中介作用。

其二,消费响应效应在不同类型城市中表现出明显异质性。在地理条件优越、产业结构较为传统的城市中,政策作用效果更为显著;而在地势复杂地区以及服务业主导、市场饱和的城市中,政策效果则显著减弱甚至出现负向响应。对此,应建立城市群差异化政策反馈机制,推动政策制定从普适型向精准型转变。在地势复杂或基础条件薄弱的城市群,应重点支持智能公交、数字物流节点和公共服务数字终端等成本可控、建设周期短的基础设施项目,提升区域间的物理与信息连接强度。在传统工业型城市,应优先引入社区电商平台、智能零售终端和线上线下融合型消费场景等新型消费基础设施;在服务业主导城市,则应推动消费升级与绿色低碳转型,鼓励发展文化创意、医养康旅、教育培训等高附加值消费新业态,通过财政引导与税收优惠撬动社会资本参与服务型消费体系优化。

其三,人力资本结构的差异未显著改变城市群建设对消费的激励,表明政策效应在推动居民消费方面缺乏与人口素质结构精准匹配的机制。该政策含义表明,在人力资本不同的城市中,政策传导路径尚未有效对接居民预期与消费行为之间的深层逻辑,存在政策激励效能“钝化”的风险。对此,建议构建“人力资本—消费结构—政策工具”联动机制。在劳动密集型城市,应加大对低技能劳动力的转岗培训、社区就业服务和基础性社保支持,增强收入安全感以提升边际消费倾向。在知识密集型城市,应通过购房积分制度优化人才落户通道、完善公共服务供给体系、增加文化与创新型消费供给,强化中高收入群体对本地的居

住黏性和消费意愿。此外,应探索将人力资本结构指标纳入城市群政策资源配置的权重考量体系,实现政策工具与城市消费激励潜力的动态匹配,从而提高政策传导的有效性与可持续性。

参考文献:

- [1]安树伟,李瑞鹏.城市群核心城市带动外围地区经济增长了吗?:以京津冀和长三角城市群为例[J].中国软科学,2022(9):85-96.
- [2]刘彦平,钱明辉,王玉玺.孵化网络创新协同对区域创新效率的溢出效应:基于我国三大城市群的实证研究[J].中国软科学,2023(3):32-41.
- [3]徐丹,于渤.空间溢出视角下长三角城市群高技术产业集聚与城市创新:产业结构优化升级的中介效应与时空异质性分析[J].研究与发展管理,2023,35(2):15-29.
- [4]郝智娟,文琦,施琳娜,等.黄河流域城市群社会经济与生态环境耦合协调空间网络分析[J].经济地理,2023,43(12):181-191.
- [5]叶堂林,李国梁,梁新若.社会资本能有效提升区域经济韧性吗?:来自我国东部三大城市群的实证分析[J].经济问题探索,2021(5):84-94.
- [6]田文文,岳阳.机关事业单位养老保险改革的福利效应:不确定性与消费的视角[J].经济研究,2024,59(2):171-189.
- [7]赵昕东,王勇.住房价格波动对异质性自有住房家庭消费率影响研究[J].经济评论,2016(4):102-117.
- [8]张继海,姚健,刘文玲.家庭内部人口年龄结构对家庭消费的影响研究:基于消费支出、消费率和消费结构的实证分析[J].南开经济研究,2023(12):237-255.
- [9]徐舒,廖健伶,徐嘉珧.累退社会保险缴费率、流动性约束与低收入家庭消费[J].中国工业经济,2023(3):133-151.
- [10]张中祥,胡雅慧.数字普惠金融如何影响家庭过度负债?:基于主客观双重视角的微观证据[J].经济学(季刊),2024,24(2):643-660.
- [11]唐学朋,余林徽,王怡萱,等.跨境电子商务与中国家庭福利:基于家庭消费视角的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(11):137-157.
- [12]ATACK J, MARGO R A, RHODE P W. Industrialization and urbanization in nineteenth century America[J]. Regional science and urban economics, 2022, 94(5): 103678.
- [13]YAN S, GROWE A. Regional planning, land-use management, and governance in German metropolitan regions—the case of Rhine-Neckar metropolitan region[J]. Land, 2024, 13(9): 1511.
- [14]VAN SCHAICK J, COLOMBO F, WITSEN P. Shaping Holland—regional design and planning in the southern Randstad[J]. Journal of housing and the built environment, 2025, 40(5): 497-499.
- [15]LIU K, MURAYAMA Y, ICHINOSE T. Exploring the relationship between functional urban polycentricity and the regional characteristics of human mobility: a multi-view analysis in the Tokyo metropolitan area[J]. Cities, 2021, 111(4): 103109.
- [16]FRANÇOIS P. Note sur la notion de ‘pôle de croissance’[J]. Économie appliquée, 1955, 8(1/2): 307-320.
- [17]YAKITA A, MUROISHI M. Agglomeration economies, congestion diseconomies, and fertility dynamics in a two-region economy[J]. Letters in spatial and resource sciences, 2021, 14(3): 51-63.
- [18]郑佳宁,聂昀秋,马晓君.数字贸易对新型城镇化优化布局的影响与机制[J].中国流通经济,2025,39(2):60-72.
- [19]方向明,金吴文浩.政府转移支付对居民收入再分配效应的研究:基于相对贫困和地区差异的视角[J].财经理论与实践,2023,44(5):59-67.
- [20]周亚虹,邱子迅,姜帅帅,等.数字经济发展与农村共同富裕:电子商务与数字金融协同视角[J].经济研究,2024,59(7):54-71.
- [21]马述忠,张道涵,陈逸凡.跨境电子商务与市域协调发展:兼论跨境电商的普惠逻辑[J].经济学动态,2024(3):77-95.
- [22]石大千,丁海,卫平,等.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济,2018(6):117-135.
- [23]MEIJERS E J, BURGER M J. Spatial structure and productivity in US metropolitan areas[J]. Environment and planning A, 2010, 42(6): 1383-1402.
- [24]干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(5):4-16,31.
- [25]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [26]黄馥琳,秦淑悦,张雨朦.数字经济如何驱动制造业升级[J].经济管理,2022,44(4):80-97.
- [27]王锋,葛星.低碳转型冲击就业吗:来自低碳城市试点的经验证据[J].中国工业经济,2022(5):81-99.
- [28]CAI X, LU Y, WU M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? evidence from a quasi-national experiment in China[J]. Journal of development economics, 2016, 123(11): 73-85.
- [29]宋弘,孙雅洁,陈登科.政府空气污染治理效应评估:来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J].管理世界,2019,35(6):95-108,195.

(本文责编:希 文)