

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2024.02.005

“强省会”战略 促进非省会城市消费吗？

周先波，沈秀亨

(中山大学 岭南学院，广东 广州 510275)

摘要：立足于虹吸效应和扩散效应，利用 2006—2020 年中国 25 个省份的 246 个非省会城市的面板数据，实证研究“强省会”战略对非省会城市的消费率和人均消费的非线性影响。参数估计结果显示，非省会城市的消费率和人均消费均与省会首位度呈现 U 型关系，而平均边际效应为负。异质性分析结果显示，省份首位度对非省会城市消费率和人均消费的平均边际影响在无强核和单强核省份均为正，在多强核省份皆为负。非参数估计结果显示，当省份首位度处于适当低的水平时，非省会城市消费率与其呈 U 型关系，但过高的省份首位度具有虹吸效应，不利于提升非省会城市消费率；而人均消费与其总体上呈 U 型关系，较高的省份首位度对非省会城市人均消费具有扩散效应。各地要因地制宜实施“强省会”战略，释放消费潜力，从而实现高质量发展。

关键词：“强省会”战略；城市消费；非省会城市消费；省会首位度；高质量发展

中图分类号：F299.27 **文献标识码：**A **文章编号：**1008-2700 (2024) 02-0064-16

一、问题提出

随着区域经济发展进入新阶段，国家对中心城市集聚、辐射带动能力的重视程度日益增强。地方政府也越来越重视中心城市发展，尤其是做大做强省会城市。目前已有湖南、贵州、广西、黑龙江、山东、福建、河北等省份明确提出实施“强省会”战略，旨在通过加大对省会城市的支持力度，强化省会城市对省份整体经济和其他非省会城市经济的带动和辐射作用。在此背景下，众多学者探讨了“强省会”战略对区域经济发展、增长、创新水平等多方面的影响效应，较全面地评估了“强省会”战略的经济效果^[1-4]。

消费是全面反映个体福利的直接度量，是人民日益增长的美好生活需要得到更好满足的重要体现。消费对经济增长具有日益强劲的支撑促进作用，可为推动经济高质量发展、构建新发展格局提供有力支撑。省会城市通过优惠政策的实施和资源要素的集中固然能使自身达到释放消费潜力、促进消费提档升级的目的，但是对于非省会城市来说，要素流失导致经济预期的下降可能使本地区消费潜力难以释放。从消费层面看，“强省会”战略的实施是以抑制非省会城市消费为代价的“一枝独秀”，还是以省会城市为中心带动非省会城市协同发展、提振消费的“万花齐放”？“强省会”战略与非省会城市消费之间是否

收稿日期：2024-01-24；修回日期：2024-02-04

基金项目：研究阐释党的十九届五中全会精神国家社会科学基金重大项目“增强消费对经济发展的基础性作用研究”（21ZDA036）

作者简介：周先波（1965—），男，中山大学岭南学院教授、博士生导师，通信作者；沈秀亨（2000—），男，中山大学岭南学院硕士研究生。

存在更为复杂的非线性关系?

基于此,本文拟以“强省会”战略与非省会城市消费之间的关系为着眼点,探索“强省会”战略对非省会城市的消费率和人均消费的影响方式,在明确省会城市的功能定位、探索城市间网络的形成模式、扩展“强省会”战略政策效应的研究范围等方面,具有鲜明的理论意义和实践价值。

二、文献综述

学者们从城市空间结构出发,对城市协调发展,特别是单中心和多中心空间发展模式的选择问题进行了广泛的讨论。贝利和图罗克(Bailey & Turok, 2001)以苏格兰城市群为研究对象,发现单中心空间结构相比多中心空间结构具有更强的集聚效应^[5]。塞韦罗(Cervero, 2001)的研究也表明,城市群的单中心结构有利于经济效率的提高^[6]。张浩然和衣保中(2012)以中国十大城市群为样本考察空间结构对经济绩效的影响,发现单中心结构有利于全要素生产率的提高,且对于规模较小的城市群,这种效应更为显著^[7]。也有学者支持多中心的空间结构,认为这可以缓解单中心结构存在的拥挤效应,并借助借用规模(borrowed size)协调整个城市体系中各城市的发展^[8]。诸多实证研究均表明,多中心空间结构的城市群可以有效提高经济效率^[9-11]。

区域战略及相关政策的调整也彰显了中国对省域空间发展逻辑的转换^[12]。从理论逻辑上来看,主张优先发展省会城市以带动非省会城市发展的“强省会”战略,正是省会首位度变化带来省域内部空间结构变化的体现,呈现由单中心空间结构过渡到多中心空间结构的特征。国内学者对于实施“强省会”战略的经济和创新效应已经有了充分的探讨。王猛和王琴梅(2020)基于2006—2016年25个省份的面板数据,发现省会城市的发展促进了以多种指标衡量的省域经济增长^[13]。赵奎等(2021)使用1998—2012年城市-行业面板数据实证发现省会城市对地方城市发展起到显著的带动作用,并验证了学习机制在溢出效应中的主导作用^[14]。李铭等(2021)从人口、经济和土地利用三个方面归纳了省会城市发展的规律和模式,并提出了关于不同省会增长极发展的建议^[15]。杨博旭等(2023)的研究结果表明,“强省会”战略不仅对区域创新绩效有促进作用,同时也能促进非省会城市的创新能力^[3]。

由于空间阻力、拥挤效应的存在以及虹吸与扩散效应在不同发展阶段的强弱变化,省会城市的发展规模并非越大越好,可能具有非线性的影响。学者们对省会城市发展规模的非线性效应进行了一系列探讨。吴万运和赵雅琼(2017)利用17个省份2005—2014年经济指标数据实证研究发现,省会城市首位度与该省份经济发展水平之间呈现倒U型的关系,其内在机制是核心城市的极化效应和扩散效应在不同阶段呈现不同的强弱关系^[2]。丁任重和张航(2020)使用2006—2017年全国281个地级市的面板数据,运用聚类分析方法和空间杜宾模型,发现位于不同区间的城市首位度对经济增长的影响具有非线性特征,低、中首位度地区适当提高(而较高、高首位度地区适当降低)省会城市的首位度将更有利于省域经济增长^[1]。庄羽和杨水利(2021)选取2007—2019年26个省份的面板数据,发现省会首位度对本省份创新发展水平存在倒U型影响^[4]。上述文献大多侧重于“强省会”战略对所在省份的经济效应和创新效应的研究,没有着重探讨对非省会城市经济的跨区域影响,尤其是缺乏对“强省会”战略影响非省会城市消费的研究。

消费是国内大循环的基础,与民生福祉息息相关,城市消费也是学术文献的重要研究对象。在近期的文献中,易行健和周利(2018)、何宗樾和宋旭光(2020)、张勋等(2020)探讨了地区的数字金融发展和居民消费的关系,发现数字金融发展促进了居民消费,且支付便利性的提升和流动性约束的缓解是其主要机制^[16-18]。朱诗娥和顾欣(2021)实证研究了城市房价对居民消费的影响,发现城市的房价收入比越高,城镇居民的消费倾向就越低^[19]。刘靖和陈斌开(2021)的研究也表明,房价上涨扩大了消费不平等^[20]。杜鹏程和刘艺铭(2023)利用2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据研究发现,社会信任对居民消费有促进作用,居民社交网络、生活信念和社会安全感是其中的重要途径^[21]。同时,城镇化水平对城市消费的影响也是学者关注的一个方向。雷潇雨和龚六堂(2014)的研究表明,城镇化水平的

提高可以促进城市消费率的增长,但是城镇化速度过快则会有阻碍作用^[22]。郑得坤和李凌(2020)的研究结果显示,城市人口密度的增大可以提升居民消费率,而单纯扩大人口规模并不能提升消费率^[23]。另外,政府行为也会影响居民消费。靳涛和陶新宇(2017)研究发现,地方政府支出和对外开放均有利于居民消费水平的提升,且两者在促进消费的过程中具有互补性^[24]。曲一申等(2023)应用双重差分法研究发现,个人所得税改革有利于刺激居民消费^[25]。通过梳理关于城市消费的文献可以发现,大多数是探究城市因素(如房价、数字金融发展水平等)对居民消费的影响,忽略了城市间的交互作用对消费可能产生的影响。例如,与前述省会首位度影响省域经济的研究相比,探讨“强省会”战略影响非省会城市消费的研究十分缺乏。

本文立足于省会城市对非省会城市可能产生的虹吸或扩散效应,探究“强省会”战略对非省会城市消费的影响。与已有文献相比,本文可能的边际贡献是:(1)将“强省会”战略和非省会城市的消费水平纳入同一研究框架,拓展评估实施“强省会”战略效果的视野;(2)系统分析“强省会”战略对非省会城市消费率和人均消费的非线性影响,同时考虑参数模型设定和非参数模型设定;(3)加强对参数模型中“强省会”战略变量内生性的控制,以城市地形起伏度为基础构造“强省会”战略的工具变量;(4)探索不同空间发展格局的省份实施“强省会”战略在影响非省会城市消费上的异质性。

三、理论分析与假设提出

实施“强省会”战略的理论基础可以在诸多学者对经济中心带动作用的探讨中找到答案。增长极理论指出,增长极是指经济活动和劳动力、资金、技术等经济要素在区域内集聚而成的经济枢纽,集聚产生的规模效应使增长极具有较强的增长能力,在自身发展到一定阶段后又能通过扩散效应带动周围地区的发展^[26]。可见,以非均衡发展为基础的增长极理论强调的是,在城市网络内由增长极产生的由点到面的辐射影响^[4]。弗里德曼(Friedmann, 1966)基于增长极理论提出类似看法:作为处于一定联系范围内潜在相互作用力最大的核心区,增长极会吸引各生产要素的集聚,并以辐射形式带动区域整体空间经济的发展,即核心-边缘模型^[27]。克鲁格曼(Krugman, 1991)提出的中心-外围理论认为,一方面,中心区吸纳并积累从周围地区而来的生产要素,产生大量创新;另一方面,这种创新不断向外围扩展,带动周边区域经济发展及转型,进而促进整个空间体系的发展^[28]。

中国省会城市在很大程度上就是省域经济发展的中心城市,扮演着增长极或核心区的关键角色,同时也是贯彻执行区域战略的重要依托^[12]。本文从虹吸效应和扩散效应两个视角,对“强省会”战略如何影响非省会城市的消费水平展开系统阐述。

虹吸效应是指资源从边缘区向核心区的单向输出和规模集聚。对应至省会城市与非省会城市的关系上,则是在虹吸效应作用下“强省会”战略可能会抑制非省会城市的消费水平。具体来说,“强省会”战略通过采取一系列有利于省会城市发展的优惠政策,对周边非省会城市的土地、资本、劳动力等传统生产要素以及人才、信息、研发机构等创新要素产生虹吸效应,形成集聚优势和规模经济以加快自身发展,有可能造成非省会城市各种软硬生产要素的流失。软硬生产要素的流失会从供给和需求两个方面影响非省会城市的消费水平。从供给端来看,资本和创新要素的流失阻碍了非省会城市有关发展资料和享受资料消费的产业发展,限制了其消费供给质量的提升,从而减弱了对居民消费的刺激作用。从需求端来看,各种要素的流失释放了关于非省会城市后续发展的悲观信号,导致居民对本市经济的预期转弱,为抵御未来收入的不确定性,他们更多地选择储蓄而不是消费。另外,非省会城市相比省会城市本就不具备竞争优势,很可能在要素流失的发展桎梏下陷入“要素流出—预期转弱—消费潜力难以释放—要素流出”的恶性循环。最终的结果便是非省会城市的消费水平在“强省会”战略下逐步降低。

扩散效应则是指借助城市间的联动机制,省会城市通过技术、知识、管理、制度等要素的空间溢出,对周边城市经济发展起到牵引带动的作用。从消费层面看,在扩散效应作用下,“强省会”战略的实施可能会带动非省会城市消费水平的提高,形成以省会城市为中心、非省会城市为发展点的城市消费空间包

络圈。具体来说,扩散效应可能从以下方面提高非省会城市的消费水平。一方面,省会城市通过生产设备、中间品的贸易以及研究机构、企业之间的交流学习等,向非省会城市扩散技术和知识,带动非省会城市发展相关的教育、文化、娱乐产业,提高消费供给的质量,进而激发居民的消费欲望。另一方面,省会城市相关产业向周边城市的转移不仅可以形成省会城市与非省会城市的消费网络,更重要的是可以为非省会城市的经济发展注入新活力,缓解居民对于未来收入不确定性的担忧,使其敢于消费。此外,省会城市的扩散效应还可以体现在政策上的溢出。在省域发展中占据主导地位的省会城市往往能以“引路人”的身份,通过实施促消费政策来引导省份内其他城市在刺激消费领域的聚焦,引导非省会城市出台相关政策以促进消费、释放更多的消费潜力。

综上所述,当虹吸效应大于扩散效应时,“强省会”战略会抑制非省会城市的消费水平;当虹吸效应小于扩散效应时,“强省会”战略会促进非省会城市的消费水平。但是,省会城市对非省会城市的影响作用具有时空非对称性,使省会城市发展规模对经济发展具有非线性的影响^[1-2,4]。相应地,反映省会城市发展规模的“强省会”战略对非省会城市消费的影响也具有非线性特征。从时间维度上看,在省会城市的不同发展阶段,虹吸效应和扩散效应的相对强弱会发生变化,因而“强省会”战略对非省会城市消费的影响效应会随省会城市发展阶段的变化而不同;从空间维度上看,不同空间发展格局的省会城市对非省会城市的虹吸或扩散效应具有异质性,导致“强省会”战略对非省会城市消费的影响随省会城市发展规模的变化而变化。基于此,本文提出以下两个假设:

H1: “强省会”战略与非省会城市的消费水平之间存在非线性关系,“强省会”战略对非省会城市消费的边际影响与城市发展规模有关,这取决于省会城市不同发展阶段中虹吸效应和扩散效应的相对强弱变化。

H2: 不同空间发展格局的省份实施“强省会”战略,对非省会城市消费水平的影响存在异质性。

四、数据、变量与基准模型

(一) 数据来源

本文以全国非省会城市的面板数据作为研究样本,根据研究对象和目标,剔除直辖市、特别行政区等不含省会城市的省级行政单位和数据缺失较为严重的城市,最终样本包含了 25 个省份的 246 个非省会城市,时间跨度为 2006—2020 年。数据主要来源于国家统计局与《中国城市统计年鉴》,部分缺失数据采用邻近点平均法、插值法进行补充。

(二) 变量说明

1. 被解释变量: 消费水平

为全面衡量非省会城市的消费水平,本文采用消费率和人均消费作为代理指标,这两个指标广泛出现在研究消费的实证文献中^[22,24,29]。消费率以社会消费品零售总额与实际国内生产总值(GDP)的比值来衡量,而人均消费以社会消费品零售总额除以总人口来衡量。

2. 核心解释变量: 省会城市首位度(PCP)

杰弗逊(Jefferson, 1939)首次明确定义以人口规模最大的首位城市人口数量与第二位城市人口规模的比值来表示城市首位度^[30]。随后,有学者使用城市集中度来表示首位城市的人口或经济水平在省份内的集中程度^[31]。还有学者拓展首位度的维度,提出了经济首位度、土地首位度、人才首位度等概念。考虑到省份内第二位城市的变动性以及本文研究目标的契合性,本文借鉴庄羽和杨水利(2021)^[4]的研究,采用省会城市的经济总量占省份 GDP 的比重,即省会经济首位度,来衡量“强省会”战略的程度。

3. 控制变量

遗漏重要变量会对模型估计产生偏误,即遗漏变量偏差。本文参考奥弗哈默尔等(Auffhammer et al., 2016)^[32]、陈诗一和陈登科(2018)^[33]的研究,在模型中加入了城市层面的相关经济变量作为控制变量,如经济发展水平、人口密度、金融发展水平、产业结构和公共服务水平。其中,经济发展水平以人均

GDP 衡量; 人口密度以城市每平方公里人口数衡量; 金融发展水平以年末人均金融机构贷款余额衡量; 产业结构以城市第二产业增加值占 GDP 的百分比衡量; 公共服务水平以人均财政支出衡量。本文还纳入了省会城市的人均消费以控制省会城市对非省会城市消费的示范效应, 并控制了城市和年份虚拟变量。

(三) 描述性统计

表 1 列出了上述各项指标的描述性统计结果。由表 1 可知, 核心解释变量省会首位度的均值为 0.262, 即样本期的省会城市生产总值占省份 GDP 的比重平均达到了 26.2%。其中, 2018 年吉林省的省会首位度最高, 达到 0.638; 2015 年山东省的省会首位度最低, 仅有 0.110^①。

表 1 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
消费率	3 690	0.356	0.106	0.032	1.013
人均消费/元	3 690	9.179	0.845	6.852	11.840
省会首位度/PCP	3 690	0.262	0.096	0.110	0.638
人均 GDP/元	3 690	10.280	0.717	7.926	12.440
人口密度(人/平方公里)	3 690	5.696	0.899	1.556	7.923
金融发展水平/万元	3 690	0.682	1.030	-1.657	4.524
产业结构	3 690	48.820	10.990	10.680	90.970
人均财政支出/万元	3 690	-0.765	0.779	-2.905	2.316
省会城市人均消费/元	3 690	10.230	0.648	8.770	11.740

注: 除消费率、省会首位度和产业结构之外的变量均取自然对数, 且以货币衡量的变量均已平减。

(四) 基准模型设定与 U 型关系检验

根据前文的理论分析, 本文以非省会城市的消费水平为被解释变量、省会城市首位度为核心解释变量, 检验两者间可能存在的非线性关系。假设非省会城市消费是“强省会”变量的二次函数形式, 则有如下基准回归面板数据模型:

$$Y_{it} = \beta_1 PCP_{it} + \beta_2 (PCP_{it} - \overline{PCP})^2 + X_{it}'\gamma + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是非省会城市 i 于年份 t 的消费水平变量; PCP_{it} 为非省会城市 i 所在省份于年份 t 时的省会城市首位度变量, 其非线性体现于平方项 $(PCP_{it} - \overline{PCP})^2$ 上, \overline{PCP} 是省会城市首位度的样本均值; X_{it} 是包括控制变量(表 1)和时间虚拟变量的解释变量向量; α_i 为非省会城市个体效应, ε_{it} 是随机扰动项。

为同时探究“强省会”战略的平均边际影响, 本文将省会首位度的二次项关于样本均值进行了中心化处理。这样处理除了可以研究 PCP 对非省会城市消费的二次非线性效应外, 还有一个便利之处: 系数 β_1 为“强省会”战略对非省会城市消费的平均边际影响, 其显著性可直接由回归估计报告。如果 β_1 显著为负, 则平均来说“强省会”战略负向挤出非省会城市的消费(即虹吸效应大于扩散效应); 如果 β_1 显著为正, 则平均来说“强省会”战略正向带动非省会城市的消费(扩散效应大于虹吸效应)。

要证实非省会城市消费水平与“强省会”战略之间的 U 型关系, 仅仅依据省会首位度一次项系数显著为负和二次项系数显著为正的结论是不够的。林德和梅勒姆(Lind & Mehlum, 2010)指出, 二次项系

^① 限于篇幅, 省略具体测算结果, 备索。

数显著为正只是判断 U 型关系的第一步,进一步地,二次函数的极值点应位于核心解释变量的数值范围内,并且斜率在数据范围的两端还必须足够陡峭^[34]①。由后者,本文作以下两种单侧检验:

Test1: 检验在 PCP 最小值 PCP_L 处的斜率 $\beta_1 + 2\beta_2(PCP_L - \overline{PCP})$ 是否显著小于 0, 其原假设为 $\beta_1 + 2\beta_2(PCP_L - \overline{PCP}) = 0$ 。

Test2: 检验在 PCP 最大值 PCP_U 处的斜率 $\beta_1 + 2\beta_2(PCP_U - \overline{PCP})$ 是否显著大于 0, 其原假设为 $\beta_1 + 2\beta_2(PCP_U - \overline{PCP}) = 0$ 。

(五) PCP 的内生性

基于上述线性参数模型设定,要正确检验非省会城市消费与“强省会”战略之间的这种设定关系,不能忽视 PCP 在模型中可能存在的内生性问题。一方面,非省会城市的消费水平与省会首位度之间可能存在反向因果关系,非省会城市可能通过消费水平的提升来影响省会城市生产总值在省份 GDP 中的比重(即省会首位度);另一方面,尽管模型中对可能影响非省会城市消费的变量进行了控制,但也无法完全排除遗漏变量偏差。为此,本文采用工具变量方法解决内生性问题。

本文选择 PCP 的工具变量为省会城市高程极差与省份地级市高程极差均值之比^②。这一地理指标与非省会城市的消费水平之间没有直接关系,符合外生性假设。地理环境禀赋是决定城市经济社会发展的重要因素之一,高程极差越小,城市经济发展条件越便利。另外,地形起伏度对人口分布也有较强的影响^[35],当省会城市高程极差相比于省份平均水平越低,越有利于人口、资本等要素集中,进而越有利于提升省会城市首位度,从而符合相关性假设。

不过,从数据结构看,上述工具变量为截面数据,是每个地区的固有特征,在第一阶段回归中与城市个体效应会产生严重的多重共线性问题。为此,参考已有文献^[36]的做法,将上述工具变量与年份虚拟变量交乘作为 PCP 的工具变量,将其平方与年份虚拟变量交乘作为 $(PCP_{it} - \overline{PCP})^2$ 的工具变量。本文使用两阶段最小二乘(2SLS)法估计模型(1),系数估计采用城市聚类稳健标准误。

五、基准回归结果

(一) 2SLS 估计

因模型(1)是含有内生解释变量和个体固定效应的面板数据模型,本文采用组内离差+2SLS方法估计,即先对模型进行组内离差变换消除固定效应,再用 2SLS 估计,结果见表 2。其中,第一阶段 Cragg-Donald Wald F 值均显著,说明各模型估计不存在弱工具变量问题。省会首位度 PCP 的一次项估计系数都显著为负,这说明从平均意义上讲,“强省会”战略对非省会城市消费率和人均消费均具有负向影响,即“强省会”战略对非省会城市消费的虹吸效应大于其扩散效应;二次项估计系数均显著为正,为非省会城市消费水平与“强省会”战略之间存在 U 型非线性关系提供了初步证据。

为验证非省会城市消费水平与“强省会”战略之间的 U 型关系,本文使用前述的 Test1 和 Test2 进行检验。由表 2 可知,上述两种检验的 P 值均很小,说明 U 型关系具有统计显著性,即满足 U 型关系的两个统计条件是成立的;另外,U 型关系总体检验也是显著的。综上,对于 PCP 二次函数的参数设定,在给定控制变量并控制城市和时间固定效应的条件下,非省会城市消费率和人均消费与“强省会”战略之间确实均存在非线性的 U 型关系,即假设 H1 中的非线性关系得到验证。

① 另外,林德和梅勒姆(2010)给出关于 U 型关系的总体检验统计量,见二次函数模型估计后检验 U 型关系的 Stata 外部命令 `utest`,其原假设是 H_0 : 单调函数或倒 U 型,备择假设是 H_1 : U 型。

② 限于篇幅,省略具体测算结果,备索。

表2 2SLS估计: 省会首位度对非省会城市消费的影响

变量	消费率	人均消费
PCP	-1.127 ^{***} (0.283)	-1.453 [*] (0.808)
PCP^2	3.033 ^{***} (0.874)	5.566 ^{**} (2.482)
省会城市人均消费	0.157 ^{***} (0.020)	0.448 ^{***} (0.047)
人均GDP	-0.112 ^{***} (0.017)	0.279 ^{***} (0.039)
人口密度	-0.112 ^{***} (0.038)	-0.490 ^{***} (0.138)
金融发展水平	-0.002 (0.009)	0.060 ^{***} (0.022)
产业结构	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.003 ^{***} (0.001)
人均财政支出	-0.000 (0.011)	0.008 (0.030)
年份虚拟变量	控制	控制
样本量	3 690	3 690
第一阶段 Cragg-Donald Wald F	14.24	14.24
Test1 P	0.000	0.018
Test2 P	0.012	0.019
总体检验 P	0.012	0.018

注: PCP^2 为中心化的指标, 即 $(PCP - mean)^2$, 其中 $mean$ 为 PCP 的样本均值; PCP 的估计系数表示省会首位度在样本均值处的边际影响; Test1 和 Test2 报告的 P 是单侧检验的概率值。*、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 括号内为城市聚类稳健标准误; 如无额外说明, 后表同。

图1展示了非省会城市消费率和人均消费与省会首位度之间的U型关系, 其中虚竖线是U型关系的转折点直线, 阴影部分是95%置信区间。可见, 转折点及95%的置信区间均处于省会首位度 PCP 的样本数据范围 $[0.110, 0.638]$ (见表1) 内。这进一步说明, 在 PCP 二次函数的参数设定之下, 非省会城市消费率和人均消费与“强省会”战略之间均呈现U型非线性关系。这印证了假设H1的结论。

进一步分析系数的经济含义可以发现, 省会首位度的样本均值 (0.262) 均位于两个U型曲线转折点的左侧; 表2结果显示, 省会首位度在0.262处对非省会城市消费率和人均消费的边际影响 (即 β_1 的估计) 分别为-1.127和-1.453, 并分别在1%和10%的显著性水平下显著。这意味着, 省会首位度在其样本均值处提升1个百分点, 本省份非省会城市的消费率约降低1.13个百分点、人均消费约降低1.45个百分点; 而在转折点的右侧, 省会首位度的提升有利于提高非省会城市的消费率和人均消费。产生这些结果的原因可能是, 当省会首位度较小时, 省会城市对非省会城市消费的虹吸效应带来的负向影响大于扩散效应所能提供的正向影响, 因此“强省会”战略对非省会城市消费的净影响效应为负; 而当省会首位度较大

时，扩散效应大于虹吸效应，因而“强省会”战略对非省会城市消费的净效应为正。

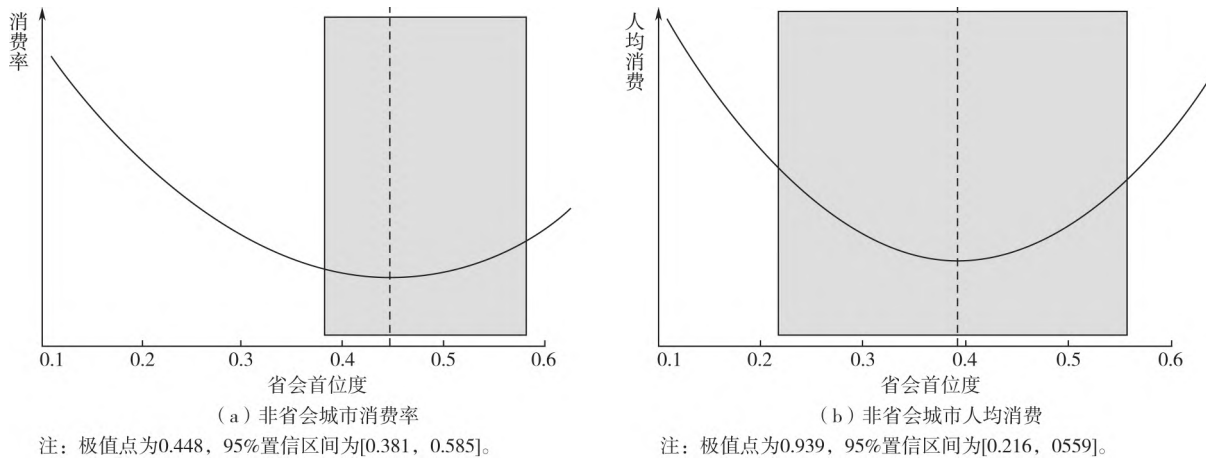


图 1 非省会城市消费与省会首位度的 U 型关系

在控制变量方面，省会城市消费水平的估计系数在 1% 的水平下显著，表明省会城市的消费对于非省会城市的消费具有正向示范效应。其他控制变量的影响效应与文献中的结果一致，不再赘述。

(二) 稳健性检验

从以下五个方面讨论上述回归结果的稳健性^①。

第一，更换面板模型设定与估计方法：一是采用广义矩估计 (GMM) 法重新进行估计，因为在扰动项存在异方差或自相关时，广义矩估计更为有效；二是引入消费水平的滞后项，控制城市消费可能存在的棘轮效应，即滞后消费对当期消费的影响，采用差分广义矩估计和系统广义矩估计 (SYS-GMM) 方法进行检验。表 3 结果显示，“强省会”战略对非省会城市消费率和人均消费的平均边际影响均为负（虽然有的模型因方法不同显著性不高），且二次项系数均显著为正，说明具有非线性 U 型关系，这与表 2 结论是一致的。

表 3 稳健性检验：更换面板模型的设定与估计方法

变量	组内离差变换+GMM		差分 GMM		SYS-GMM	
	消费率	人均消费	消费率	人均消费	消费率	人均消费
PCP	-0.609*** (0.127)	-0.603** (0.296)	-0.475*** (0.144)	-0.451 (0.391)	-0.102 (0.078)	-0.508** (0.231)
PCP ²	1.509*** (0.402)	2.464** (1.111)	1.189*** (0.332)	1.899** (0.786)	0.832*** (0.265)	3.622*** (0.657)
L. 消费率			0.206*** (0.047)		0.358*** (0.062)	
L. 人均消费				0.142** (0.058)		0.189*** (0.068)
控制变量与固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 690	3 690	3 198	3 198	3 444	3 444

① 限于篇幅，这里仅报告第一个稳健性检验的结果，其他检验结果备索。

第二, 替换核心解释变量的衡量方法, 采用人口首位度而非经济首位度来衡量省会首位度。参考丁任重和张航 (2020)^[1]的研究, 用省会城市与所在省份的城区人口之比 (省会人口首位度) 作为核心解释变量重新估计模型 (1), 结果显示, U 型非线性结论不变。

第三, 将样本期内平均省会首位度最高 (吉林省) 和最低 (山东省) 的省份样本剔除, 以避免省会首位度中可能存在的极端值对回归结果的影响, 结果显示, 基准结论仍稳健。

第四, 从样本中随机剔除一年 (如 2015 年) 数据进行估计, 结果显示, U 型非线性结论不变。

第五, 引入非省会城市样本初期 (即 2006 年) 消费的线性时间变量, 以控制时间趋势。估计结果显示基准回归结论不变。

综上, 总体上看, “强省会”战略对非省会城市消费率和人均消费的平均边际影响为负, 且非省会城市消费与“强省会”战略之间具有非线性 U 型关系的结论是稳健的。

六、不同空间发展格局下“强省会”战略的非线性异质性

由于自然禀赋、历史沿革等因素, 中国经济发展存在着明显的地区差距, 且不同省份的内外部发展格局也存在差异。李铭等 (2021) 根据省域增长极数量和社会经济发展情况, 划分出了三种省域空间发展格局: 单强核省份、多强核省份以及无强核省份^[15]。单强核省份是指省会城市首位度较高的省份, 如陕西、吉林、四川等; 多强核省份指省域经济较发达, 但各城市发展相对均衡的省份, 如山东省济南、青岛等前五位城市经济总量超过省域 GDP 的一半, 江苏省南京、苏州、无锡、常州这四个城市加在一起超过省域 GDP 的一半; 无强核省份指省域经济体量不算很大, 且省会和其他城市均不强的省份, 如山西、江西、广西的前三位甚至前四位城市生产总值之和还不能达到所在省份的一半。省域空间发展格局不同, “强省会”战略的实施强度就不同, 对非省会城市消费的影响可能具有差异性。对这种非线性影响进行异质性分析有益于进一步考察不同地区发展模式的特点, 进而更好地因地施策。

本部分参照李铭等 (2021) 对省域空间发展格局的划分^[15], 按无强核省份、单强核省份和多强核省份, 在表 2 的基础上进行分组回归。由表 4 可知, 无论被解释变量为消费率还是人均消费, 在无强核省份和单强核省份的子样本中, 省会首位度的一次项系数均为正。在无强核省份, 省会首位度在其样本均值处 (0.208) 对非省会城市消费率和人均消费的边际影响分别为 0.607 和 1.443, 并分别在 5% 和 1% 的水平下显著。这意味着, 对于无强核省份来说, 省会首位度在均值处提升 1 个百分点, 本省份非省会城市的消费率提升 0.607 个百分点, 人均消费提高 1.443%; 而在多强核省份, 省会首位度的平均边际影响则为负。

究其原因, 多强核省份拥有相对完善的省域空间发展格局, 呈多中心发展态势, 伴随“强省会”战略而来的资源重新整合可能会打破原有生态, 降低其他非省会城市的消费水平; 而在无强核以及单强核省份, 省会首位度在均值处的提升将提高非省会城市的消费水平。这可能是由于这些省份目前的发展阶段仍然缺乏经济发力点, 强省会可以起到龙头牵引的作用, 进而带动非省会城市的消费水平。

表 4 不同空间发展格局下“强省会”战略的非线性效应分析

变量	无强核省份		单强核省份		多强核省份	
	消费率	人均消费	消费率	人均消费	消费率	人均消费
<i>PCP</i>	0.607 ** (0.253)	1.443 *** (0.530)	0.675 *** (0.234)	0.236 (0.862)	-0.957 *** (0.307)	-1.870 ** (0.879)
<i>PCP</i> ²	-8.649 ** (4.145)	-22.434 ** (10.949)	-0.529 (0.732)	1.656 (2.745)	-1.175 (1.483)	3.701 (5.139)

表4(续)

变量	无强核省份		单强核省份		多强核省份	
	消费率	人均消费	消费率	人均消费	消费率	人均消费
省会城市人均消费	0.073 *** (0.018)	0.308 *** (0.059)	0.158 *** (0.028)	0.463 *** (0.076)	0.172 *** (0.038)	0.445 *** (0.100)
人均 GDP	-0.167 *** (0.042)	0.091 (0.083)	-0.108 *** (0.025)	0.302 *** (0.086)	-0.054 ** (0.026)	0.233 *** (0.063)
人口密度	-0.107 (0.084)	-0.598 *** (0.163)	-0.077 ** (0.038)	-0.198 (0.124)	-0.064 (0.063)	-0.748 *** (0.244)
金融发展水平	0.010 (0.013)	0.065 ** (0.029)	-0.000 (0.015)	0.071 (0.050)	-0.044 ** (0.022)	-0.005 (0.047)
产业结构	-0.002 *** (0.001)	-0.005 *** (0.002)	-0.001 *** (0.000)	-0.003 ** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.004 ** (0.002)
人均财政支出	0.064 ** (0.027)	0.159 *** (0.057)	0.047 *** (0.014)	0.077* (0.041)	0.015 (0.019)	-0.036 (0.038)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	690	690	1 755	1 755	1 245	1 245

可以看到, 在不同空间发展格局下, “强省会” 战略对于非省会城市的消费水平存在差异化的影响, 这也从侧面印证了两者之间的非线性关系。图 2 展示了三种空间发展格局 (无强核省份、单强核省份和多强核省份) 下, 省会首位度与非省会城市消费水平的非线性关系。其中, 长虚线表示转折点; 短虚线表示省会首位度的样本均值, 用以明晰其平均边际影响; 阴影部分表示各个子样本省会首位度所处的区间范围。虽然省会首位度与非省会城市消费水平之间的非线性关系在不同子样本中异质性较大, 但是从省会首位度的平均边际影响来看, 图 2 给出了直观的结论: 对于无强核和单强核省份, 省会首位度的平均边际影响为正; 而对于多强核省份, 省会首位度的平均边际影响为负。

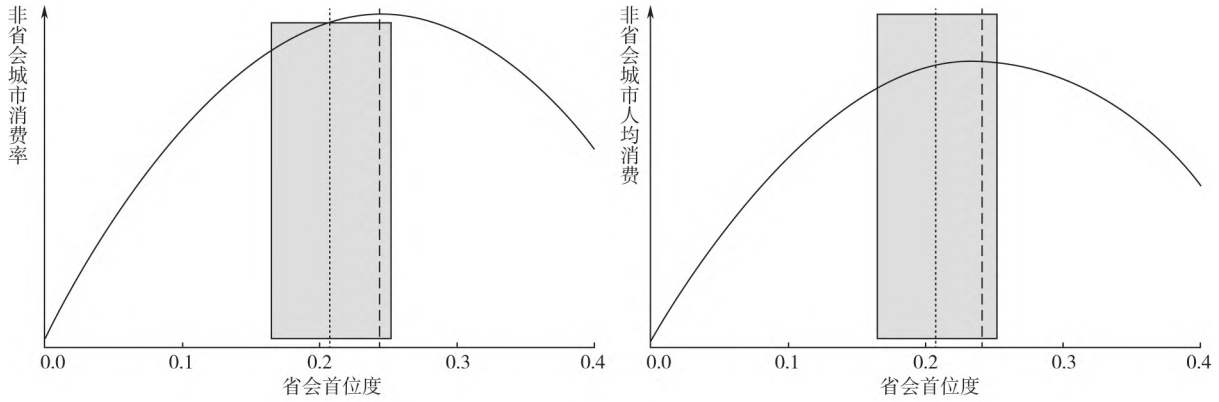
另外, 从各个子样本省会首位度所处的区间范围来看 (即图 2 阴影部分), 无强核省份的 PCP 为 0.16~0.25, 多强核省份的 PCP 为 0.11~0.37; 单强核省份的 PCP 跨度最大, 为 0.16~0.63。这在数值上也基本符合李铭等 (2021) [15] 的分类定义。从全样本的基准回归结果可知 (见图 1), 省会首位度与非省会城市消费水平 U 型关系的拐点在 0.4 附近, 将其放置于图 2 中可以发现, 拐点左侧的负相关关系主要是由多强核省会驱动的, 拐点右侧的正相关关系则主要由单强核省份驱动。这些结果验证了假设 H2。

七、“强省会” 战略非线性效应的非参数估计

面板数据模型的估计结果及其解读往往以研究者对模型的设定作为条件。本文基于二次函数参数模型 (1) 的设定, 应用不同估计方法均得到了较为稳健的估计结果。但由上文的异质性分析结果看, 非省会城市消费与“强省会” 战略之间的非线性关系可能远比 U 型关系复杂, 因此还需要在不事先设定两者间二次函数关系的前提下, 估计其中更为稳健的非线性函数关系。

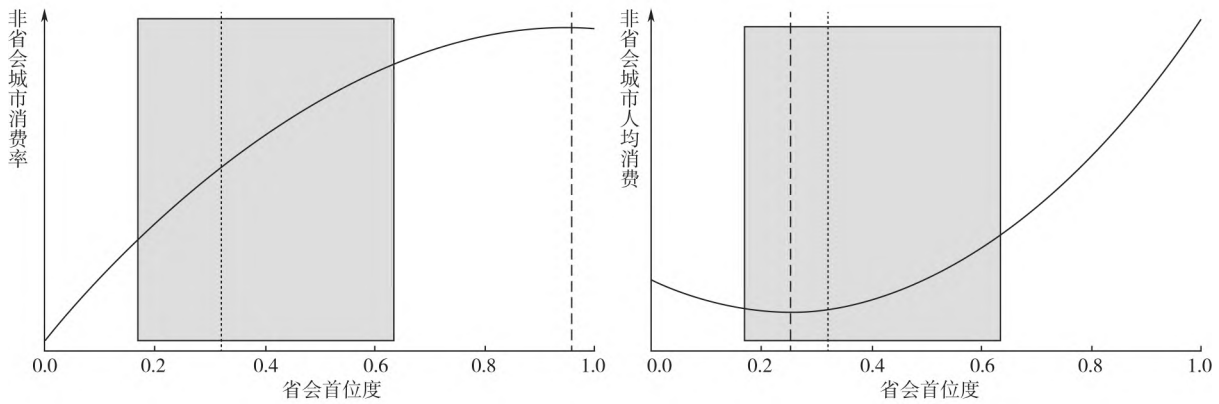
考虑到在模型 (1) 设定中, 核心解释变量 PCP 具有内生性, 即 $E[\varepsilon_{it} | PCP_{it}] = E[\varepsilon_{it} | PCP_{it}, X_{it}] \neq 0$, 记 $u_{it} = \varepsilon_{it} - E[\varepsilon_{it} | PCP_{it}]$ 及 $m(PCP_{it}) \equiv \beta_0 + \beta_1 PCP_{it} + \beta_2 (PCP_{it} - \overline{PCP})^2 + E[\varepsilon_{it} | PCP_{it}]$, 则模型 (1) 成为以下非参数部分线性回归模型:

$$y_{it} = \alpha_i + m(PCP_{it}) + X'_{it}\gamma + u_{it} \tag{2}$$



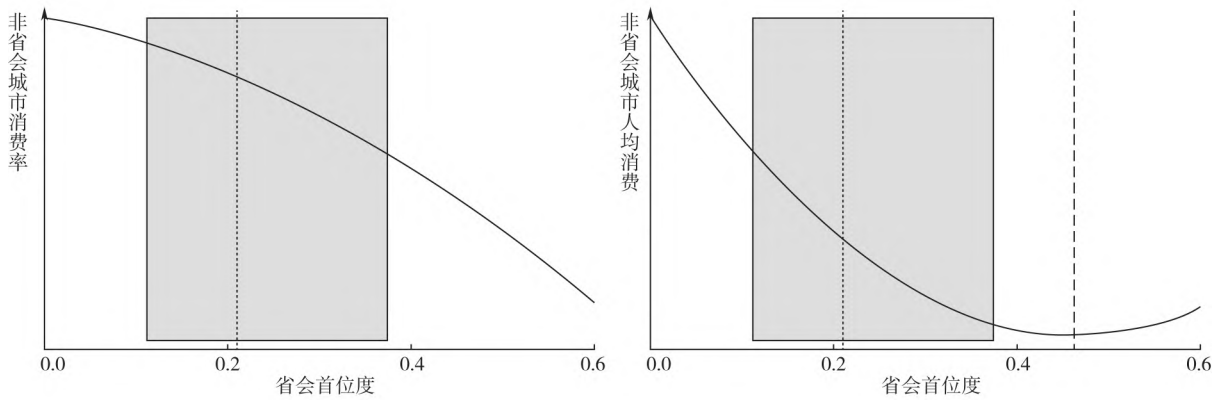
(a) 无强核省份

注: 无强核省份PCP均值为0.208。



(b) 单强核省份

注: 单强核省份PCP均值为0.322。



(c) 多强核省份

注: 多强核省份PCP均值为0.208。

图2 不同空间格局下“强省会”战略与非省会城市消费的非线性关系

其中, u_{it} 满足 $E[u_{it} | PCP_{it}, X_{it}] = 0$ 。非参数函数 $m(PCP_{it})$ 反映“强省会”战略影响非省会城市消费率或人均消费总的非线性关系, 可看成是 PCP 对非省会城市消费的总贡献, 其偏导数 $m'(PCP)$ 是 PCP

影响非省会城市消费的总边际效应^①。 $X_{it}'\gamma$ 是关于控制变量的线性参数部分; α_i 是城市固定效应。

模型 (2) 符合亨德森等 (Henderson et al., 2008)^[37] 的非参数部分线性回归模型设定, 可由核方法进行估计。表 5 给出非参数部分线性回归模型 (2) 的估计结果, 其中非参数部分给出函数 $m(\cdot)$ 及其导函数 $m'(\cdot)$ 在 PCP 的样本均值及其 3 个四分位数处的非参数估计, 参数部分给出控制变量系数的估计。在两种消费模型中, $m(PCP)$ 在不同点处的估计均显著大于 0, 说明 $m(PCP)$ 作为消费率函数或人均消费函数的重要部分是不可忽视的; $m'(PCP)$ 在省会首位度样本均值和四分位点处的估计值基本为负, 大小和显著性因分位点不同存在较大差异。这表明, 省会首位度对消费率和人均消费的边际影响关于 PCP 不是常数, 省会首位度与两种消费变量之间的关系是非线性的。参数部分控制变量系数估计的大小与表 2 估计结果基本一致, 但显著性更高。

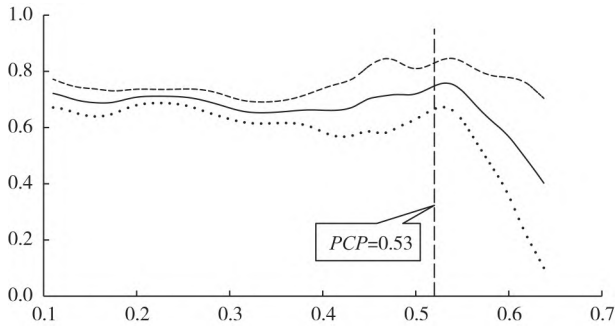
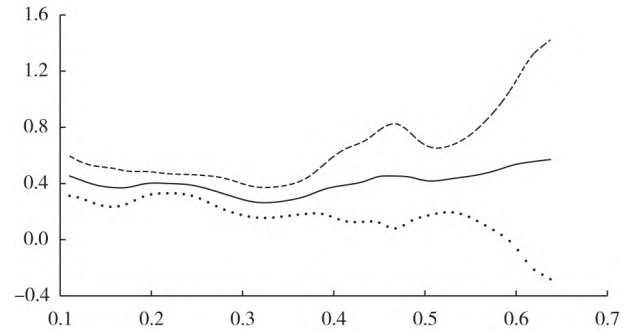
表 5 部分线性回归模型的非参数估计

分类	变量	消费率模型		人均消费模型	
		$m(PCP)$	$m'(PCP)$	$m(PCP)$	$m'(PCP)$
非参数部分	PCP (平均值)	0.703*** (0.017)	-0.008** (0.004)	0.361*** (0.048)	-0.029*** (0.011)
	PCP (25%分位数)	0.710*** (0.014)	0.003 (0.002)	0.403*** (0.039)	-0.004 (0.007)
	PCP (50%分位数)	0.711*** (0.013)	-0.001 (0.004)	0.394*** (0.036)	-0.008 (0.009)
	PCP (75%分位数)	0.656*** (0.020)	-0.009*** (0.003)	0.265*** (0.056)	-0.009 (0.007)
参数部分	省会城市人均消费		0.124*** (0.006)		0.498*** (0.018)
	人均 GDP		-0.097*** (0.007)		0.407*** (0.020)
	人口密度		-0.083*** (0.010)		-0.044 (0.028)
	金融发展水平		0.016*** (0.004)		0.101*** (0.011)
	产业结构		-0.293*** (0.017)		-0.603*** (0.049)
	人均财政支出		0.003 (0.004)		0.034*** (0.012)

注: 非参数函数 $m(PCP)$ 估计下方括号内的值为由其渐近方差估计计算的标准误; 偏导数估计下方括号内的值为自抽样 (bootstrap) 重复 500 次的标准误。

图 3 和图 4 绘出两种消费变量关于 PCP 的函数 $m(PCP)$ 的非参数估计曲线图 (实线), 其中两条虚线分别为 $m(PCP)$ 的 95% 置信区间估计, 其标准误由亨德森等 (2008)^[37] 利用非参数估计 $\hat{m}(PCP)$ 的渐近方差计算。可见, $m(PCP)$ 置信区间基本上与 0 水平线不相交, 说明 $m(PCP)$ 显著大于 0 (除图 4 中 $PCP > 0.6$ 非常高的情形外)。从两条曲线的变化态势看, $m(PCP)$ 关于 PCP 的非线性程度较高。

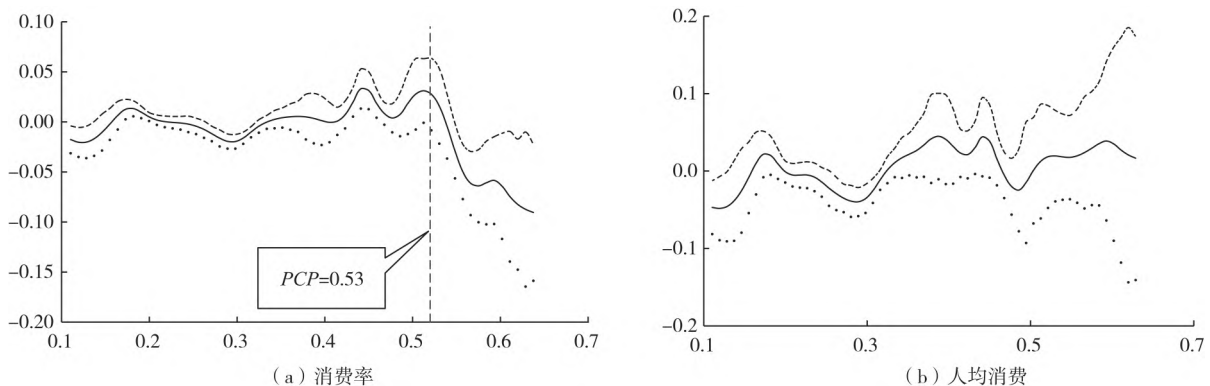
① 这是统计上的影响效应, 是模型 (1) 中由二次函数设定而剥离出的边际效应与包含于不可观察扰动项中没有被剥离出的边际效应的加总。本质上, 模型 (2) 研究的是 PCP 影响非省会城市消费的总效应, 其优点是 unlimited 函数形式, 且不必找工具变量。

图3 消费率关于 PCP 的非参数函数的估计图4 人均消费关于 PCP 的非参数函数的估计

首先, 由图3可见, 消费率关于 PCP 的变化看起来呈现较为复杂的非线性关系, 大约在直线 $PCP = 0.53$ 左边部分, 曲线总体呈U型; 而在其右边, 消费率关于 PCP 是单调下降的, 说明过高的省会首位度不利于非省会城市消费率的提升。结合所估计的样本, 满足 $PCP > 0.53$ 和 $PCP < 0.53$ 的样本观察数分别为77和3613, 前者在样本中占比仅为2.1%。可见, 对于大多数非省会城市, 其消费率关于 PCP 的变化呈U型非线性特征, 这与二次函数参数模型(1)基准回归估计所得的图1(a)是一致的。不过, 基于 PCP 二次函数的参数设定, 图1仅能体现U型特征, 比如在 PCP 高于0.53之后, U型二次曲线并未随 PCP 增加而向下。非参数估计的优点在于, 它衡量出当省会首位度已在高位(如 $PCP > 0.55$)时, 继续增加省会首位度将不会提升消费率, 而是降低消费率。可见, 非参数估计为参数估计补充了重要的结论。

其次, 由图4可知, 非省会城市人均消费关于 PCP 的非参数函数 $m(PCP)$ 的估计曲线总体上呈U型非线性特征, 与二次函数参数模型估计所得的图1(a)是一致的。其最低点约在0.34处, 与图1(b)的转折点0.39也相近。

最后, 考察偏导数 $m'(PCP)$ 的估计。图5分别给出非省会城市消费率和人均消费关于 PCP 非参数函数的导函数 $m'(PCP)$ 的估计曲线(实线)。其中, 两条虚线分别为两者95%置信区间估计, 其标准误差由自抽样(bootstrap)计算所得, 重复次数为500。可见, 两种情形下的偏导数在不同的 PCP 处的估计值在0上下呈波动态势, 均不是常数, 且不是 PCP 的线性函数。这进一步确定非省会城市消费率和人均消费关于 PCP 具有较复杂的非线性特征。图5(a)显示, 在直线 $PCP = 0.53$ 右边附近, PCP 对消费率的边际影响由正变负, 且随 PCP 增大, 负向效应增加, 这与图3是一致的, 即当省会首位度太高时, 虹吸效应又会占据主导地位, 省会首位度将抑制非省会城市的消费率。图5(b)显示, PCP 对非省会城市人均消费的边际影响在0上下也呈波动态势, 当省会首位度较高(如高于0.5)时, 此边际影响总为正, 即当省会首位度较高时, 省会首位度促进非省会城市人均消费, 这与参数估计得到的结论是一致的。

图5 边际影响关于 PCP 的函数 $m'(PCP)$ 的非参数估计

另外,图 5 还显示,省会首位度边际影响的置信区间估计在一些点处包括 0,在其他点处不包括 0,说明省会首位度对两种消费变量的边际影响的显著性也随省会首位度高低而变化。

八、研究结论及政策建议

本文从“强省会”成为各地“十四五”期间战略性安排的现实背景出发,利用 2006—2020 年 25 个省份的 246 个非省会城市的面板数据,实证分析了省会首位度提升对本省份非省会城市消费率和人均消费的影响。

在二次函数参数回归模型设定下,应用固定效应模型 2SLS 估计发现:第一,平均来看,“强省会”战略可以促进非省会城市的消费率和人均消费。第二,非省会城市的消费率和人均消费与“强省会”战略均存在 U 型非线性关系,随着省会首位度的提升,非省会城市的消费率和人均消费先下降后上升。第三,不同省域空间发展格局下“强省会”战略对非省会城市消费率和人均消费的影响具有较大差异性。对于无强核和单强核省份,省会首位度的平均边际影响为正,而在多强核省份,省会首位度的平均边际影响为负;不同省域空间发展格局下“强省会”战略与非省会城市消费率和人均消费的非线性关系没有统一的形式。

在部分线性非参数面板数据回归模型设定下,应用非参数估计发现:第一,消费率关于 PCP 的变化在 PCP 较小(如 $PCP < 0.53$) 时总体呈 U 型非线性关系,但具有波动性,而在 PCP 较大(如 $PCP > 0.53$) 时,消费率关于 PCP 是逐渐下降的;省会首位度对非省会城市消费率的边际影响在 0 附近呈波动式变化,但当 PCP 超过 0.53 后持续为负,过高省会首位度不利于非省会城市消费率的提升,这补充了参数估计的结果。第二,人均消费关于 PCP 的非参数函数 $m(PCP)$ 曲线总体上呈 U 型非线性特征,其值在 0.4 上下波动。省会首位度对非省会城市人均消费的边际影响在 0 附近呈波动式变化,但当 PCP 超过 0.5 时持续为正,即省会首位度会促进非省会城市的人均消费,这与参数估计结果一致。

虽然本文参数与半参数模型设定得出的结论不完全相同,但因为前者用工具变量估计,后者用非参数差分核估计,故在数值上没有可比性,但消费关于 PCP 的非线性函数关系、 PCP 对消费的影响方向等可以比较。两者一致的实证结论是,“强省会”战略对非省会城市消费的影响呈现较为复杂的非线性关系,对消费率的影响方向在 PCP 极高时不同,但对人均消费的影响总体上都呈 U 型关系。

本文的实证结论对“强省会”战略的实施具有政策上的启示。第一,把握“强省会”战略内核,切忌单纯追求省会城市的发展而忽略非省会城市的发展,顾此失彼。既要意识到省会虹吸效应在区域层面产生的结构性破坏,也要注重省会城市的引领带动作用,增强溢出效应,激发非省会城市的消费潜力。第二,因地制宜实施“强省会”战略,避免“一刀切”。对于多强核省份,得益于多中心发展的模式,“强省会”战略的实施可能会破坏省域原有的生态,不利于非省会城市消费潜力的释放。但对于无强核和单强核省份来说,大部分省份资源缺乏整合,经济发展缺乏着力点,因此实施“强省会”战略可以趁势发挥省会城市的龙头带动作用,促进非省会城市经济发展和消费水平提升。

参考文献:

- [1]丁任重 张航.城市首位度与区域经济增长的互动——基于空间多重形式分析[J].当代经济科学,2020,42(5):16-27.
- [2]吴万运 赵雅琼.省会城市首位度与地区经济发展均衡性的研究——基于 17 个省数据的实证分析[J].当代经济,2017(24):30-33.
- [3]杨博旭 柳卸林 常馨之.“强省会”战略的创新效应研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(3):168-188.
- [4]庄羽 杨水利.“强省会”战略对区域创新发展的影响——辐射还是虹吸? [J].中国软科学,2021(8):86-94.
- [5]BAILEY N, TUROK I. Central Scotland as a polycentric urban region: useful planning concept or chimera? [J]. Urban Studies, 2001, 38(4): 697-715.
- [6]CERVERO R. Efficient urbanization: economic performance and the shape of the metropolis[J]. Urban Studies, 2001, 38(10): 1651-1671.
- [7]张浩然 衣保中.城市群空间结构特征与经济绩效——来自中国的经验证据[J].经济评论,2012(1):42-47.

- [8]MEIJERS E J, BURGER M J. Spatial structure and productivity in US metropolitan areas [J]. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 2010, 42(6): 1383-1402.
- [9]刘修岩,李松林,秦蒙.城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J].*管理世界*, 2017(1): 51-64.
- [10]孙斌栋,郭睿,陈玉.中国城市群的空间结构与经济绩效——对城市群空间规划的政策启示[J].*城市规划*, 2019, 43(9): 37-42.
- [11]于斌斌,郭东.城市群空间结构的经济效率:理论与实证[J].*经济问题探索*, 2021(7): 148-164.
- [12]徐琴.省域发展的空间逻辑——兼论“强省会”战略的地方实践[J].*现代经济探讨*, 2020(6): 107-110.
- [13]王猛,王琴梅.省会城市扩张及其增长效应研究[J].*当代财经*, 2020(4): 101-112.
- [14]赵奎,后青松,李巍.省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析[J].*经济研究*, 2021, 56(3): 150-166.
- [15]李铭,易晓峰,刘宏波,等.作为增长极的省会城市经济、人口和用地的集聚机制分析及对策建议[J].*城市发展研究*, 2021, 28(8): 70-76.
- [16]易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].*金融研究*, 2018(11): 47-67.
- [17]何宗樾,宋旭光.数字金融发展如何影响居民消费[J].*财贸经济*, 2020, 41(8): 65-79.
- [18]张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].*管理世界*, 2020, 36(11): 48-63.
- [19]朱诗娥,顾欣.高房价是否挤压了城镇居民的消费需求? [J].*消费经济*, 2021, 37(4): 84-93.
- [20]刘靖,陈斌开.房价上涨扩大了中国的消费不平等吗? [J].*经济学(季刊)*, 2021, 21(4): 1253-1274.
- [21]杜鹏程,刘艺铭.社会信任对居民消费的影响及其机制研究[J].*经济与管理研究*, 2023, 44(1): 38-54.
- [22]雷潇雨,龚六堂.城镇化对于居民消费率的影响:理论模型与实证分析[J].*经济研究*, 2014, 49(6): 44-57.
- [23]郑得坤,李凌.城镇化、人口密度与居民消费率[J].*首都经济贸易大学学报*, 2020, 22(2): 13-24.
- [24]靳涛,陶新宇.政府支出和对外开放如何影响中国居民消费? ——基于中国转型式增长模式对消费影响的探究[J].*经济学(季刊)*, 2017, 16(1): 121-146.
- [25]曲一申,臧旭恒,姚健.税制结构变动对居民消费的影响研究[J].*经济与管理研究*, 2023, 44(1): 25-37.
- [26]PERROUX F. Economic space: theory and applications[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1950, 64(1): 89-104.
- [27]FRIEDMANN J. Regional development policy: a case study of Venezuela[M]. Cambridge: MIT Press, 1966.
- [28]KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [29]万广华,罗知,张勋,等.城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究[J].*经济研究*, 2022, 57(5): 87-105.
- [30]JEFFERSON M. The law of the primate city[J]. *Geographical Review*, 1939, 29(2): 226-232.
- [31]周文.我国城市集中度对经济发展的影响及其机制——基于面板数据的实证研究[J].*经济社会体制比较*, 2015(4): 76-87.
- [32]AUFFHAMMER M, SUN W Z, WU J F, et al. The decomposition and dynamics of industrial carbon dioxide emissions for 287 Chinese cities in 1998-2009[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2016, 30(3): 460-481.
- [33]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].*经济研究*, 2018, 53(2): 20-34.
- [34]LIND J T, MEHLUM H. With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2010, 72(1): 109-118.
- [35]封志明,唐焰,杨艳昭,等.中国地形起伏度及其与人口分布的相关性[J].*地理学报*, 2007, 62(10): 1073-1082.
- [36]孙传旺,罗源,姚昕.交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J].*经济研究*, 2019, 54(8): 136-151.
- [37]HENDERSON D J, CARROLL R J, LI Q. Nonparametric estimation and testing of fixed effects panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 2008, 144(1): 257-275.

Does “Strengthening the Provincial Capital” Strategy Promote Consumption in Non-provincial Capital Cities?

ZHOU Xianbo , SHEN Xiuheng
(Sun Yat-sen University , Guangzhou 510275)

Abstract: Along with the new stage of regional economic development , China attaches increasing importance to the agglomeration and radiation of central cities. More than half of the provinces in China have explicitly proposed the “strengthening the provincial capital” strategy , which aims to strengthen the driving and radiating effect of provincial capitals on the overall economy of a province and the economies of other non-provincial capital cities. However , few studies focus on how the strategy affects the consumption rate and per capita consumption in non-provincial capital cities. Therefore , this paper conducts an empirical analysis based on the siphon effect and the diffusion effect using the panel data of 246 non-provincial capital cities in 25 provinces in China from 2006 to 2020. The provincial capital primacy (*PCP*) , defined as the GDP ratio of the provincial capital , is used as the proxy variable for the strategy.

Parametric estimation shows a U-shaped relationship between *PCP* and the consumption rate of non-provincial capital cities. With the increase of *PCP* , the consumption rate and per capita consumption first decrease and then increase , but the average marginal effects are adverse. Heterogeneity analysis indicates that for provinces with no strong core and single strong core , the average marginal effects of *PCP* on both the consumption rate and per capita consumption of non-provincial capital cities are positive. In contrast , for provinces with multiple strong cores , both average marginal effects are negative.

Nonparametric estimation reveals that when *PCP* is at a suitably low level (e.g. $PCP < 0.53$) , the consumption rate shows a U-shaped relationship. However , when *PCP* is at a sufficiently high level (e.g. $PCP > 0.53$) , the consumption rate decreases , meaning that an excessively high *PCP* has a siphon effect on the consumption rate of non-provincial capital cities. The relationship between per capita consumption and *PCP* is generally U-shaped. showing that a high *PCP* has a diffusion effect on per capita consumption in non-provincial capital cities. The findings are of policy implications for those provinces to implement the strategy to achieve high-quality development and unleash consumption potential.

The possible contributions are as follows. First , this paper assesses the effect of the strategy by incorporating the strategy and the consumption level of non-provincial capital cities into the same research framework. Second , it systematically analyses the non-linear effects of the strategy on the consumption rate and per capita consumption of non-provincial capital cities by taking both the parametric and the non-parametric model specifications into account. Third , it constructs an instrumental variable for the *PCP* based on the degree of urban topographic relief to control the endogeneity. Finally , it explores the heterogeneity of the effects of the strategy in those provinces with different spatial development patterns on the consumption of non-provincial capital cities.

Keywords “strengthening the provincial capital” strategy; urban consumption; consumption in non-provincial capital city; provincial capital primacy; high-quality economic development

(责任编辑: 宛恬伊; 蒋 琰)