

服务业开放对中国居民消费增长的影响分析

陈明 林小玲¹

(广东金融学院 经济贸易学院, 广东 广州 510521)

【摘要】: 文章探讨服务业开放引致的先进服务产品供给增加对居民消费增长的作用机理, 采用服务业开放渗透增长率数据和中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行检验。结果表明: 服务业开放显著促进我国居民消费增长和消费结构升级, 并且服务业开放对城市居民消费的影响大于对农村居民消费的影响; 机制分析发现, 服务业开放通过推动企业自主创新、提升人力资本水平和催生服务新业态促进居民消费增长。研究为我国扩大服务业双向开放、助力居民消费质量提升、形成双循环新发展格局提供了理论和政策支撑。

【关键词】: 服务业开放 先进服务产品供给 消费升级

【中图分类号】: F719; F126.1 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1007-5097 (2022) 10-0031-12

一、引言

全面促进消费是我国“十四五”时期的主要目标之一。虽然, 近年来我国消费增长较快, 但服务性消费支出占比较低^[1], 通过提升高端服务产品供给促进我国居民消费增长已迫在眉睫。基于此, “十四五”规划提出放宽服务消费领域市场准入来增加高端服务产品供给。那么放宽服务消费领域市场准入, 即扩大服务业开放, 是否能推动我国居民消费增长? 其作用机制又如何? 对此类问题的研究, 不仅有助于推动服务业开放向更高层次发展, 而且能够为形成以扩大内需为基点的国内大循环提供具体方法和路径, 具有重要的研究意义。

消费是现代经济学的热点话题之一。随着全球经济发展, 消费率过低或储蓄率过高的现象引发诸多关注, 一般认为未来收支的不确定是居民消费率过低的主要原因^[2,3]。一部分学者从宏观视角认为, 推进高等教育改革、促进产业自主创新、适当提升宏观债务负担等能够促进居民消费增长^[4,5,6]; 另一部分学者从微观视角认为, 个人信用卡额度、家庭财富、人口年龄结构变动等因素会影响居民的消费水平和结构^[7,8,9]。近年来, 随着信息网络及数字技术的发展, 还有学者基于互联网和数字普惠金融等视角分析消费增长的作用^[10,11]。

综上, 现有对消费的研究涉及宏观、微观领域, 丰富了人们对消费理论的认识, 但没有涉及服务业开放对消费增长的影响。虽然毛中根和洪涛(2012)分析了服务业发展对居民消费增长的作用^[12], 但研究仅从消费需求侧的角度进行分析, 没有考虑服务业开放的情况。而增加的先进服务产品催生服务新业态、促进企业自主创新能力和本地人力资本水平提升, 最终推动了居民消费增长。为了弥补研究的不足, 本文着眼于中国居民消费市场, 试图从先进服务产品供给多样化出发, 解释服务业开放带来的先进服务产品供给变化可能对消费需求产生的深远影响, 希望能从供需循环视角分析消费增长及经济持续健康发展问题。与已有研

¹**作者简介:** 陈明(1979—), 男, 湖南岳阳人, 讲师, 博士, 研究方向: 服务业开放; 林小玲(1980—), 女, 广东深圳人, 讲师, 博士, 研究方向: 服务贸易。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“创新驱动视角下中国服务业发展政策研究: 事实特征、内在机理和政策优化”(71873040); 广东省普通高校特色创新类项目“数字服务贸易开放对我国制造业出口高质量发展的影响研究

“(2022WTSX079); 清远市哲学社会科学 2022 年度规划课题“扩大数字贸易推动清远制造业高质量发展的路径及对策研究”(QYSK2022021)

究相比，本文主要贡献体现在：首先，从开放引致的先进服务产品供给多样化出发，探讨服务业开放对居民消费增长的作用机理。其次，在实证分析服务业开放与居民消费增长关系时，通过地理距离变量克服服务业开放可能存在的内生性问题，并将此贯穿整项研究的始终，确保实证结果稳健可信。最后，为了进一步厘清服务业开放对居民消费增长的作用机制，从经验角度验证服务业开放和消费增长之间的逻辑关系，使得结论的政策含义更加丰满可靠。

二、影响机理及研究假设

现有研究主要关注服务业开放引致的先进服务产品有利于提升产业生产率、优化就业结构、激发增长质量等方面^[13]，鲜有从理论和实证层面探讨服务业开放下居民消费增长这一问题。服务业开放如何影响居民消费升级呢？结合已有研究，本文设计服务业开放影响居民消费增长的传导机制，如图 1 所示。

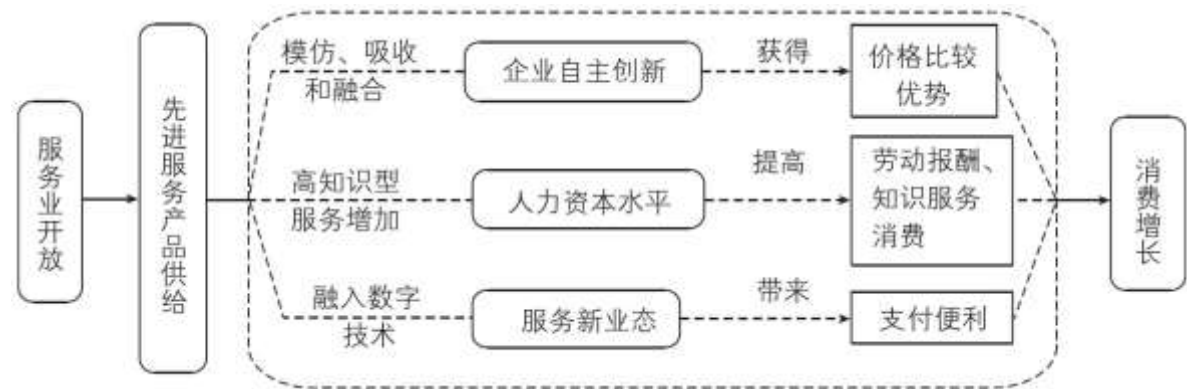


图 1 服务业开放影响居民消费增长的传导机制

一是本地企业通过模仿、吸收和融合服务业开放引致的先进服务产品，提升本地企业的自主创新能力，使之相对于国外类似产品，更具有价格和心理认同上的优势^[5]，能够吸引消费者购买本地企业自主创新产品，最终推动消费总水平的持续增长。但自主创新能力的提升，还与本地企业模仿和学习外部先进服务技术的能力有关^[14]。当本地企业的技术吸收能力较强，那么生产的产品就会符合消费者的需求，消费者会增加对该类创新型产品的购买消费，最终推动产品升级，促进消费增长；如果情况恰好相反，当地企业难以吸收服务业开放引致的先进服务技术，那么消费者必然会对当地企业生产的产品感到不满意，不利于消费增长。因此，只有当本地企业生产部门对服务业开放引致的先进服务技术具有一定吸收能力，服务业开放才可以通过企业自主创新，扩大本地产品的价格比较优势，提升居民消费增长水平。基于此，提出假设 1。

H1：服务业开放引致先进服务产品供给增加，诱发企业自主创新，扩大本地产品的价格比较优势，考虑受到本地技术吸收能力的影响，技术吸收能力越强越能促进本地消费增长。

二是服务业开放带来的先进服务产品供给多样化，使得低技能服务技术占比不断下降，高知识型服务占比不断上升，提高了本地人力资本水平，而人力资本水平的提升带来劳动报酬和知识消费服务的增加，最终推动消费结构升级。服务业开放带来的先进服务产品供给多样化，一方面，使得持续的高知识型服务技术外溢，维持着不断的“干中学”，使本地获得高层次人力资本要素积累，推动中间投入要素向人力资本和技术知识要素转变，重塑了原有效率模式^[15]。这种重塑的效率模式不但带来了要素使用效率的改进，而且直接反映为高技能知识型服务业的价格增加，最终使人力资本要素的报酬溢价上升，进而促进了消费结构升级。另一方面，服务业开放诱致持续的高知识型服务技术上升，也促进了人力资本要素的培育，而这种培育需要消费结构升级的支撑，通过知识消费服务，带来科教文卫等服务消费的增长，促进消费结构升级^[16]。因此，服务业开放引致高知识型服务供给上升，通过提升人力资本水平，带来要素使用效率的改进和知识消费服务增长，最终推动了居民消费增长。基于此，提出假设 2。

H2: 服务业开放引致高知识型服务供给上升, 通过提升人力资本水平, 增加了劳动报酬和知识服务消费, 最终推动了消费增长。

三是服务业开放引致先进服务产品供给增加, 催生服务新业态, 推动消费便利性和消费成本的降低, 进而促进消费增长。服务业开放催生以信息服务和网络服务等数字技术为代表的服务新业态快速增长。这些由信息技术与网络技术结合的服务新业态具有极高的渗透性, 并无地理和交易时间的边界, 不但带来服务产品供给多样化, 实现可持续、覆盖广和低成本的包容性发展服务模式^[17], 而且推动了消费便利性、降低消费成本、促使消费边际效益递增, 成为推动我国居民消费增长的重要力量。互联网技术给消费者提供了满意、便捷和舒适的服务, 促进消费增长的同时, 提高了数字金融的发展程度^[10]; 还可以节约购物时间, 推动稳态下的家庭消费增长^[11]。由此看来, 服务业开放引致先进服务产品供给增加, 带来与数字技术结合的服务新业态发展, 能够节约消费时间、增加消费支付的便利性、降低消费成本、优化消费结构, 这是服务业开放对居民消费增长的可能影响机制之一。基于此, 提出假设 3。

H3: 服务业开放引致先进服务产品供给增加, 催生服务新业态, 即数字技术的发展使得支付更为便捷, 推动了居民消费升级。

三、实证策略和数据

(一) 计量模型设定: 服务业开放与居民消费

在前文理论分析的基础上, 本文建立计量模型实证检验服务业开放与居民消费增长之间的关系。用 C_{ijt} 表示第 t 年 j 省(市) i 居民家庭的消费情况; 家庭所在省(市)的服务业开放程度用 SO_{jt} 表示, 且取对数纠偏。实证模型设定如下:

$$C_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln SO_{j,t-1} + \alpha_2 X_{ijt} + \sigma_i + \eta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $\ln SO_{j,t-1}$ 为服务业开放滞后一期, 这样有可能减弱存在的反向因果关系。同时, 将标准误按地区层面分类, 以避免属于同一省(市)家庭之间因某种相关性, 造成模型估计结果偏误, 这样 α_1 衡量的就是服务业开放对居民消费的总体影响, σ_i 、 η_t 分别表示家庭、年份的固定效应, ε_{ijt} 是随机扰动项, X_{ijt} 为相应的控制变量。为了有效衡量服务业开放对居民家庭消费需求的影响, 本文选取具有户主层面特征的控制变量, 主要包括: ①户主受教育年限 (edu_y)、婚姻状况 (ms)、健康水平 ($health$) 和工作状况 (ws); ②具有家庭整体层面特征的控制变量包括用家庭中人口总数表示的家庭规模 (fs)、用人均家庭收入表示的人均收入 (fp)、用家庭 16 岁及以下人数占比表示的少儿比 (cdr)、用家庭 65 岁及以上家庭成员数占比表示的老人比 (odr)。一般而言, 家庭人均收入越高、家庭规模越大, 会提升居民消费水平; 家庭中少儿占比越高, 对食品、服饰等一般消费品的要求更高, 这不利于家庭消费增长, 也与家庭消费升级负相关; 家庭中老年人占比越高, 会加重家庭负担, 不利于消费增长, 但同时会增加对医疗保健、康养服务及护理服务等方面的需求, 有利于消费结构升级。另外, 在地区层面上, 考虑居民家庭所在镇(乡)的经济发展状况 (ace) 也是影响居民消费的核心变量, 故用中国家庭追踪调查 (CFPS) 中的村居经济状况表示。同时, 在实证分析中, 本文将标准误聚类到城市层面以减少属于同一地区家庭间的相关性对回归结果的影响。

(二) 内生性考量

考虑不同地区、不同居民对服务业开放引致的服务技术的接受存在差别, 导致模型 (1) 中可能存在相关遗漏变量, 不但会影响服务业开放, 也可能会影响居民消费行为。为了克服可能存在的遗漏变量对回归结果的偏误, 本文将构建固定面板效应模型对此进行控制。同时, 居民消费增长也可能会增加对高端服务技术的购买, 进而推动服务业的进一步发展和开放。如果这种反向因果关系存在, 内生性就不可避免。借鉴张勋等 (2020) 的思路^[11], 通过地理信息系统 (Geographic Information System) 计

算得到居民村居地与中国香港的球面距离、居民村居地与省会的球面距离，并将这两类距离分别与除本省外全国层面服务业引进来和走出去的均值相乘作为工具变量。一方面，这两类工具变量与该地区服务业开放具有一定相关性。之所以选取香港，是因为香港的服务业开放及城市营商环境相对要高于上海、北京和深圳。不过，在稳健性检验中，本文还利用居民村居地与北京、上海和深圳的平均球面距离进行检验，因为这三大城市的开放度在我国城市排名中位列前三。此外，省会通常是一省经济最发达城市之一，也可能是该省服务业开放的中心，因此，距离省会城市越近，服务业开放水平也可能越高。另一方面，与香港或者省会城市的球面距离越大，并不说明该地区的居民消费水平就会越低，因此，本文控制了镇（乡）的经济发展水平这一指标。

（三）主要变量的测度及数据来源

（1）对服务业开放的测度。目前文献主要从世界银行公布的服务贸易限制指数、服务业 FDI 和服务业对外直接投资等方面来测量服务业开放^[13, 14, 18]。但服务贸易限制指数和服务业 FDI 只表明服务业开放的一个状态及开放的某一个方面，并不能反映服务业开放的实际结果。从动态角度看，应该分析扩大服务业引进来和走出去这一具体结果对居民消费增长的作用。因此，本文借鉴陈明和魏作磊（2018）的思路^[14]，首先，将投入产出表投入中的 16 个服务业部门加总，将其当成总服务业投入，并计算 42 个产出部门对其完全消耗系数；其次，用服务业走出去（以 FDI 代表）和引进来（以服务业对外直接投资代表）分别与投入产出表中 42 个产出部门的完全消耗系数相乘后加总，得到服务业走出去和引进来对总产出中的渗透量。具体如下：

$$\begin{aligned}\sum sfdi_{it} &= \sum_k c_{ijk} \times sfdi_{kt}^G; \\ \sum sodi_{it} &= \sum_k c_{ijk} \times sodi_{kt}^G\end{aligned}\tag{2}$$

其中：i 为服务业；t 为年份；k 为 16 个服务业部门； $sfdi_{it}$ 表示服务业进口对 42 个产出部门的产品渗透率； $sodi_{it}$ 为服务业出口对 42 个产出部门的产品渗透率； $sfdi^G$ 和 $sodi^G$ 分别表示服务业进口和出口实际数额，原始数据源自 2004—2020 年的《中国统计年鉴》； c_{ijk} 表示 42 个产出部门每生产一个单位的最终产品，需要完全消耗服务部门的产品数量，原始数据源自 2002 年、2007 年、2012 年和 2017 年《中国投入产出表》。2003—2019 年， $sfdi$ 和 $sodi$ 对我国各省（市）总产出年均渗透增长率，见表 1 所列。从表 1 可以看出，服务业开放对我国总产出渗透的年均增长率较高，超过了 70% 以上，说明我国在产品生产过程中，越来越趋向采用服务业开放带来的先进服务技术。从省域情况看，服务业开放对总产出渗透年均增速排在前列的分别是上海、广东、北京、江苏和浙江等省（市），均属于沿海地区，也是我国改革开放的先行区。

表 1 2003—2019 年 $sfdi$ 和 $sodi$ 对总产出的年均渗透增长率

地区	$sfdi$	$sodi$	地区	$sfdi$	$sodi$	地区	$sfdi$	$sodi$
全国	0.7467	0.8901	浙江	0.9819	0.9867	重庆	0.8754	0.9387
北京	0.9942	1.4314	安徽	0.7673	0.9087	四川	0.8647	0.9487
天津	0.8402	0.9527	福建	0.6738	0.8673	贵州	0.5968	0.7867
河北	0.8507	0.9436	江西	0.5417	0.9015	云南	0.5807	0.7394
山西	0.7408	0.8286	山东	0.9419	0.9642	陕西	0.7867	0.8634

内蒙古	0.6656	0.7213	河南	0.7968	0.9468	甘肃	0.6025	0.5875
辽宁	0.7231	0.8840	湖北	0.8174	0.9522	青海	0.5563	0.5115
吉林	0.6581	0.8167	湖南	0.8052	0.9563	宁夏	0.5102	0.5436
黑龙江	0.6038	0.8599	广东	1.0705	1.4029	新疆	0.5641	0.5956
上海	1.0918	1.4992	广西	0.7193	0.9043	西藏	0.3218	0.3243
江苏	0.9735	1.0848	海南	0.7315	0.9383			

注：数据由作者根据本文公式计算得出

(2) 对居民消费升级的测度。当前文献较多的是对居民消费增长的测度，主要以总量研究为主，多采用居民总消费占生产总值的比值，或采用家庭消费支出占家庭总收入的比值等进行衡量，也有从居民消费的8大项支出，如非食品和衣着支出占家庭总收入的比重来衡量。综合分析，本文从两个方面来衡量消费增长：一是直接以中国家庭追踪调查（CFPS）数据库中家庭问卷的居民消费性支出衡量消费增长（cg），这是对居民消费增长最直接的反映；二是借鉴齐红倩和刘岩（2020）的思路^[9]，利用医疗保健、文教娱乐、交通通信、家庭设备及日用品等支出占居民消费性支出比代表居民消费结构（cs），测度居民消费质量的变化。

(3) 数据来源及描述性统计结果。在测度服务业开放所选的数据中，sfdi数据根据2004—2020年《中国统计年鉴》及各省统计年鉴汇总计算得出；sodi原始数据源于2003—2019年《中国对外直接投资统计公报》；被解释变量为消费增长、消费结构变化以及控制变量，其原始数据来自中国家庭追踪调查的数据；工具变量为居民村居所在地到中国香港（toHK）及居民村居所在地到该省省会（toSH）的球面距离，其数据通过地理信息系统（GIS）计算获得。由于消费增长、消费结构变化及控制变量的数据始于2010年，且每两年进行一次，因此，其样本数据年份为2010年、2012年、2014年、2016年和2018年。同时，在数据处理中，为了减少同一地区居民间存在的相关性及与服务业开放数据相匹配问题，本文将标准误聚类到省级层面来进行考量。另外，为了与之配套，根据模型（1）的设定，实证分析中服务业开放样本数据的年份为2011年、2013年、2015年、2017年和2019年，地区为CFPS中的25个省份。相关变量的统计结果见表2所列。

表2 变量定义及描述性统计结果

变量	代码	含义	最大值	最小值	平均值	标准差
消费增长	cg	CFPS中的居民消费性支出（元）	4608220	24	48725	60533
消费结构	cs	医疗保健支出、文教娱乐支出、交通通信支出、家庭设备及日用品支出占居民消费性支出比	0.9964	0.0002	0.3253	0.1578
服务业走出去	sodi	服务业对外直接投资与投入产出表中42个产出部门的完全消耗系数相乘后加总获得（万美元）	15216	3155	9074	1847

服务业引进来	sfdi	服务业 FDI 与投入产出表中 42 个产出部门的完全消耗系数相乘后加总获得（万美元）	11937	3086	7694	1275
婚姻状况	ms	已婚为 1, 未婚为 0	1	0	0.9152	0.2786
健康水平	health	健康记为 1, 非健康记为 0	1	0	0.8084	0.3935
工作状态	ws	有工作记为 1, 其他记为 0	1	0	0.6947	0.4605
家庭规模	fs	家中人口总数（人/户）	26	2	3.9462	1.8574
人均收入	fp	家庭人均收入（元）	1518023	100	13897	21644
少儿比	cdr	家中 16 岁及以下人数占比	1	0	0.1376	0.1439
老人比	odr	家中 65 岁及以上家庭成员数量占比	1	0	0.1468	0.3825
镇/乡经济水平	ace	CFPS 中的村居经济状况	7	1	4.6341	1.4072

注：除服务业开放数据外，其他数据根据 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年 CFPS 数据库整理计算得出，在计算中剔除了问卷回答不完整的样本，最终得到 39191 个样本

四、实证分析

（一）基准回归及内生性分析结果

首先，将模型标准误差聚类到城市层面以减少同一地区居民间存在的相关性，先对模型（1）直接进行 OLS 回归，并加入年份和地区的固定效应，控制户主、家庭以及地区的经济特征。表 3 第（1）（2）列报告了服务业开放对消费增长和结构变化的作用。结果表明：无论是服务业走出去（sodi）还是服务业引进来（sfdi）对居民消费增长和结构变化的作用至少在 5%显著性水平上为正，服务业走出去和服务业引进来每提高 1%，居民的消费水平将分别提升 0.0742 和 0.0919，消费结构将分别提升 0.0075 和 0.0086，表明服务业开放推动了居民消费增长和消费结构的改变。通过比较服务业走出去和服务业引进来系数时发现，服务业引进来系数稍大，说明服务业开放之后，国外先进服务产品供给增加为居民的消费提供了更多选择。从户主层面控制变量看，健康水平系数显著为正，虽然健康家庭减少了医疗服务消费，但正因为健康导致家庭在其他方面消费顾虑较少，促进了消费增长。从家庭层面控制变量看，家庭规模和人均收入水平的增大，有助于促进家庭消费增长，符合收入消费的一般理论；家庭少儿比和老人比的增长对消费的影响也符合预期，对小孩的抚养压力和养老压力会抑制居民消费，老人比上升增加对养老、医疗等服务需求，助推消费结构改变。镇（乡）的经济发展水平促进消费增长，表明居民所在镇（乡）经济越好，居民家庭从中受益也会越多，带来消费增长。

其次，前文所述服务业开放对居民消费增长的影响可能有反向因果关系，故本文用工具变量法进行内生性分析。表 3 第（3）（6）列报告了使用工具变量法第一阶段的回归结果。结果表明：工具变量与服务业开放存在的负关系符合预期，表明所选工具变量与内生解释变量高度相关，且离服务业开放中心（香港或省会城市）越远，服务业开放水平相对较低；第一阶段 F 值分别为 93.76

和 87.45，说明不存在弱工具变量问题。表 3 的第 (4) (5) (7) (8) 列为第二阶段回归结果，Hansen 统计量的 p 值均大于 0.10，表明所选工具变量是外生变量。从经济显著性上看，核心解释变量服务业走出去和服务业引进来的系数至少在 5%的水平上显著为正，服务业走出去和服务业引进来每提高 1%，居民的消费水平将分别提升 0.0682 和 0.0834，消费结构将分别提升 0.0018 和 0.0025，支持了基准回归结果。综上，第一阶段和第二阶段的结果表明工具变量有效。

表 3 服务业开放对居民消费增长的影响

因变量	(1) cg		(2) cs		(3) lnsodi	(4) cg	(5) cs	(6) lnsfdi	(7) cg	(8) cs
lnsodi	0.0742** (0.0327)		0.0075*** (0.0021)			0.0682*** (0.0214)	0.0018** (0.0009)			
lnsfdi		0.0919*** (0.0286)		0.0086*** (0.0027)					0.0834*** (0.0298)	0.0025** (0.0011)
toHK					- 0.0537*** (0.0166)			- 0.0368*** (0.0118)		
toSH					-0.0195** (0.0086)			-0.0099** (0.0043)		
ms	0.0596 (0.8409)	0.0847 (0.1218)	0.0054 (0.0139)	0.0071 (0.0285)	0.3885 (0.4472)	0.0746 (0.1481)	-0.0002 (0.0004)	0.1593 (0.2148)	0.0862 (0.0978)	-0.0001 (0.0004)
health	0.0778*** (0.0251)	0.0862*** (0.0269)	0.0059*** (0.0081)	0.0042*** (0.0093)	-0.0235 (0.0486)	0.0886** (0.0391)	0.0024** (0.0011)	-0.0359 (0.0474)	0.0922*** (0.0304)	0.0035*** (0.0011)
ws	0.0263 (0.0472)	0.0385 (0.0616)	0.0017 (0.0052)	0.0039 (0.0064)	0.0097 (0.0052)	0.0453 (0.0516)	0.0048 (0.0072)	0.0085** (0.0037)	0.0375 (0.0596)	0.0078 (0.0093)

fs	0.4191*** (0.1385))	0.3526*** (0.1137))	0.0438*** (0.0127))	0.0126*** (0.0042))	0.0239 (0.0612))	0.4565*** (0.1515))	0.1483*** (0.0636))	0.0285 (0.0344))	0.3357*** (0.1084))	0.1865** (0.0824))
fp	1.0524*** (0.3476))	1.2743*** (0.4185))	0.0603*** (0.0201))	0.0285*** (0.0094))	2.7573*** (1.2148))	1.1285*** (0.3746))	0.0851*** (0.0279))	2.9862*** (0.9917))	1.2843*** (0.4268))	0.0981*** (0.0318))
cdr	- 0.2358*** (0.0716))	- 0.2264*** (0.0675))	0.0316*** (0.0284))	0.0237*** (0.0078))	0.3195 (0.4216))	- 0.2736*** (0.0902))	- 0.0116*** (0.0045))	0.3619 (0.5308))	- 0.2062*** (0.0654))	- 0.0127*** (0.0063))
odr	-0.1758** (0.0776))	-0.1525** (0.0673))	- 0.0632*** (0.0208))	- 0.0685*** (0.0224))	-0.2478 (0.3059))	- 0.4231*** (0.1396))	0.0028*** (0.0009))	-0.2154 (0.3535))	- 0.5169*** (0.1732))	0.0017*** (0.0004))
ace	0.1747 (0.0949))	0.2385** (0.1053))	0.0862*** (0.0275))	0.0637*** (0.0212))	0.3268 (0.4535))	0.1674** (0.0728))	- 0.1651*** (0.0533))	0.3561 (0.4892))	0.2285*** (0.0693))	- 0.1962*** (0.0629))
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家庭	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R	0.0418	0.0376	0.0389	0.0352	0.6583	0.0329	0.0471	0.6789	0.0392	0.0466
Obs	36802	36802	36802	36802	36802	31965	30817	36802	31965	30817
F 值	24.54	25.71	31.06	29.87	93.76	45.81	56.63	87.45	47.09	62.24
Hansen_P 值						0.7954	0.7438		0.8163	0.8256

注：括号内数值为标准误差；*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；常数项系数不显著而未列出。下同

（二）考虑城市与农村居民家庭的异质性

为厘清服务业开放对城乡居民消费因外部环境、城乡差异、消费习惯等不同而存在的异质性，本文按 CFPS 中的家庭居民户籍将样本分为城市和农村两类，分别进行回归。城市和农村的居民消费增长（cg）、消费结构变化（cs）以及其他控制变量数据的计算思路与前文一致。居民村居地与中国香港的球面距离以及与省会的球面距离作为工具变量第二阶段的回归结果，结果表明，不论是在城市还是在农村，主要解释变量系数符号均显著为正，这一结果也说明了前文结论的稳健性。另外，比较城市和农村样本主要解释变量系数大小时发现，扩大服务业开放对城市居民消费的推动作用更为明显。产生这一现象的可能原因是，我国城镇化发展过程往往是由初期的加工制造向制造服务化转型，形成与服务业开放引致的先进生产服务技术有效结合，吸引人口、技术等资源流向城市，进而推动了城市经济进一步发展，最终对城市居民消费的影响自然大于对农村居民消费的影响，该结论也反映了我国城乡分割的严重性和乡村振兴的紧迫性。

（三）考虑不同地区服务业开放的异质性

因为地理位置及区位优势，我国东部沿海地区的服务业开放水平明显高于内陆地区，这对地区消费增长是否存在不同的影响呢？本文按 CFPS 中的家庭居民户籍将样本分为东部沿海和内陆地区两类，分别进行回归报告了东部沿海和内陆地区服务业开放对消费增长影响的第二阶段回归结果，结果显示，无论是东部沿海地区还是内陆地区， $\lnsodi$ 和 $\lnsfdi$ 的系数显著为正，说明服务业开放对东部地区和内陆地区的消费增长都有促进作用，但作用的强度存在差异，扩大服务业开放对东部沿海地区居民消费增长的推动作用更为明显。可能的原因是，我国东部沿海地区服务业发展较好，使得沿海地区的制造业企业更易与服务业开放引致的先进生产服务技术有效结合，生产更多物美价廉的产品，进而促进了居民消费增长。

（四）稳健性分析

其一，服务业开放的稳健性。前文采用服务业引进来和服务业走出去渗透量衡量服务业开放，为了进一步避免可能的内生性，本文将《外商投资产业指导目录（2017 年修订）》与国民经济行业名称库中分类四位行业代码进行匹配^[19]，根据外资参股比例（fer），构建与 CFPS 数据对应的 25 个省（市）服务行业的开放指标。具体而言：首先，对各省（市）服务业外资参股比例分类，禁止为 0；限制外资参股，比例 <0.5 ；鼓励但不允许外资独资，比例小于 1。其次，对各省（市）服务业外资参股按比例赋值，赋值为 1 的比例为 0；赋值为 0.5 的比例小于 0.5；赋值为 0.25 的比例小于 1；其他的赋值为 0。最后，构建各省（市）42 个部门的服务业开放指数，并将 42 个部门对服务投入的依赖度作为权重进行加总。为匹配国民经济行业分类标准、各省（市）投入产出表和《外商投资产业指导目录》等 3 类数据，本文以 2007 年、2012 年和 2017 年 42 个部门投入产出系数作为不变权重，分别计算 2011 年、2013 年、2015 年和 2019 年各省（市）服务业开放数据，希望在一定程度上缓解因服务业开放政策变化而产生的服务开放指数内生性问题。计算的原始数据源于相应年份各省（市）统计年鉴及中国地区投入产出表。服务业开放的稳健性检验所列。第（1）列给出了服务业开放替代指标外资参股比例（fer）对消费增长的回归结果，证实了原估计结果稳健。

其二，考虑不同的工具变量。在前文分析中，工具变量选取的是居民村居地与香港的球面距离，但不能以此认为离香港越近的服务业开放程度就越高。因此，本文将居民村居地到香港的球面距离这一工具变量替换为居民村居地与上海、北京和深圳球面距离的均值，用符号 $toSBS$ 表示。之所以选取这三大城市，是因为这三大城市是中国目前发展最强劲及服务业开放程度最高的三大核心城市，其数据的计算和处理与前文一致。第（2）—（7）列报告的结果表明，使用到香港的球面距离作为工具变量有其稳健性，在后文的分析中将继续采用这一工具变量。

五、影响机制

根据前文理论分析可知，服务业开放带来先进服务产品供给增加，并通过促进企业自主创新、提升人力资本水平和推动服务业新业态发展影响居民消费增长，下面将采用中介效应模型对此进行验证，设置的相应检验模型如下：

$$ME = \beta_0 + \beta_1 \ln SO_{jt-1} + \beta_2 X_{jt} + \sigma_i + \eta_i + \varphi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$C_{ijt} = \xi_0 + \xi_1 \ln SO_{jt-1} + \xi_2 \ln ME_{jt} + \xi_3 \ln SO_{jt-1} \times \ln ME_{jt} + \xi_4 X_{ijt} + \sigma_i + \eta_i + \varphi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$C_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln SO_{jt-1} + \gamma_2 ME_{jt} + \gamma_3 X_{ijt} + \sigma_i + \eta_i + \varphi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中：ME 为理论分析中衡量企业自主创新、人力资本水平和服务新业态的中介变量； β 、 ξ 、 η 为相应系数；其他符号与前文解释一致。

（一）中介效应一：企业自主创新

考虑本地吸收能力，采用模型（3）（4）测度服务业开放通过推动企业自主创新促进居民消费增长的作用^[14]。用各省（市）高技术产业 R&D 支出实际值的自然对数表示中介变量企业自主创新^[5]，原始数据源于相应年份的《中国高技术产业统计年鉴》。在其他条件不变情况下，若 ξ_3 显著为正，则说明本地企业吸收服务业开发带来的先进技术能力较强，自主创新效应更易发生，有助于促进消费增长和质量提升；若 ξ_3 不显著，表明本地企业吸收服务业开发带来的先进技术能力较弱，难以有效促使消费增长和质量提升；若 ξ_3 显著为负，表明服务业开放引致的先进服务技术不但本地企业吸收不了，还带来了负面影响，不足以推动消费增长。企业自主创新影响的检验结果，第（1）列结果表明服务业开放估计系数显著为正，表明服务业开放提高了企业自主创新能力。第（2）（3）列是服务业开放对居民消费增长的第二阶段回归结果表明， ξ_1 和 ξ_2 的系数显著为正，表明服务业开放通过企业自主创新助推了居民消费的量增质提。同时， ξ_3 系数显著为正，说明我国本地企业吸收因服务业开放引致的先进技术能力较强，企业自主创新更易发生。据此，H1 得到验证。

（二）中介效应二：人力资本水平

本文采用模型（3）（5）检验服务业开放下人力资本水平提升对居民消费增长的作用，将中介变量人力资本水平设定为受到“专科及以上”的教育水平^[20]。原始数据根据中国家庭动态跟踪调查（CFPS）进行设置，具体做法是将户主具有“专科及以上”教育程度设为 1，其他设为 0。人力资本水平提升的检验结果显示，服务业开放的估计系数为正，表明服务业开放提升了人力资本水平。第（2）（3）列为服务业开放对居民消费增长和消费结构的第二阶段回归结果， γ_1 和 γ_2 的系数显著为正，表明服务业开放通过提升人力资本水平助推了居民消费的量增质提，H2 得到验证。

（三）中介效应三：服务新业态发展

本文采用模型（3）（5）检验服务业开放下服务新业态发展对居民消费增长的作用。根据理论推理，服务业开放带来服务新业态，推动了居民消费增长。将中介变量服务新业态发展设定为数字服务支持指数^[21]，该指数反映了服务新业态发展带来的支付便利性对消费增长的作用，原始数据源于中国数字普惠金融发展指数中的数字支持服务程度^[22]。检验结果见第（1）列结果显示，服务业开放估计系数为正，表明服务业开放推动了服务新业态发展。第（2）（3）列为服务业开放对居民消费增长和消费结构的第二阶段回归结果， γ_1 和 γ_2 的系数显著为正，表明服务业开放通过服务新业态发展对居民消费提质升级产生了正向影响，H3 得到验证。

六、结论与启示

本文从理论层面推导服务业开放引致的先进服务产品增加对消费增长的作用机理，并运用数据对此进行验证。主要结论如下：一是服务业开放对居民消费增长和消费结构升级的影响显著为正，服务业开放对产业的渗透程度越高，越有助于促进居民消费增长和结构升级。二是城市与农村居民家庭的异质性分析表明，扩大服务业开放对城市居民消费的推动作用更为明显，也反映了我国城乡分割的严重性和乡村振兴的紧迫性。三是服务业开放带来的先进服务产品供给对消费的影响，能通过数字经济发展效应、人力资本累积效应和企业自主创新效应产生作用。

目前，我国正在实行更高层次服务业双向开放，因此，开放带来的先进服务产品供给将会得到显著增加，这不仅能满足人民对美好生活的需要，也会极大促进我国消费增长和结构升级，更会推动双循环新发展格局的形成。本文认为通过扩大服务业开放引致的先进服务产品供给增加以促进消费增长，至少应包括：

第一，以服务业开放为重要着力点，扩大先进服务产品消费供给。目前，我国消费面临升级，内需潜力巨大，而前文的结果表明，服务业开放带来的先进服务产品对我国居民消费增长和结构提升有着显著作用。因此，应加快形成以服务业市场开放为重点的供给侧结构性改革，优化营商环境，打破服务业领域的贸易壁垒，通过改善高端服务产品消费供给解决服务消费的“供给短缺”问题。

第二，全面推进乡村振兴，促进乡村宜居宜业，使村民富裕富足。根据第七次人口普查数据，我国居住在乡村的人口占比达到 36.11%，消费增长离不开乡村居民的消费增长。因此，要全面推进乡村振兴，消除城乡分割，逐步建立覆盖城乡的教育、科技、医疗、文化等薄弱领域等公共服务体系，要加快发展乡村产业，让村民更多分享服务业开放带来的增值收益。只有彻底破除城乡分割的二元体制，服务业开放才能有效促进村民富裕富足和消费升级，才能更好地促进国内大循环。

第三，加快信息网络及数字技术的发展，协同推进服务业企业数字化转型。本文理论和实证均表明，服务业开放下的数字经济发展是居民消费增长和结构升级作用渠道之一，因此，推进服务业企业数字化转型已经时不我待。特别是“十四五”时期，我国加快了建设双循环相互促进的新发展格局，该格局将贯通生产、分配、流通、消费各环节，推动各环节在更高水平上达到“供需循环”的动态平衡，而服务业企业数字化转型，将在“供需循环”的动态平衡中发挥承上启下的功能。

第四，推动高端人力资本积累力度，提升企业自主创新水平。本文结果表明，服务业开放下的人力资本累积效应和企业自主创新效应是居民消费增长和结构升级的主要渠道。因此，要加大人才培养与人才引进力度，大力培育教育型人才和技能型人才，扶持创新型人才。同时，人力资本积累与企业自主创新是互补的，要通过人力资本积累推动企业创新能力提升，进而促进居民消费增长的良性协同。

参考文献：

- [1]江小涓，孟丽君.内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环：国际经验与中国实践[J].管理世界，2021(1):1-18.
- [2]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.
- [3]JAPPELLI T,PISTAFERRI L.The Economics of Consumption:Theory and Evidence[M].Oxford:Oxford University Press, 2017.
- [4]杨汝岱，陈斌开.高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为[J].经济研究，2009(8):113-124.
- [5]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.

-
- [6]卢倩倩, 许坤, 许光建. 宏观债务负担与消费扩容[J]. 财贸经济, 2021(1):107-119.
- [7]KARLAN D,ZINMAN J. Expanding Credit Access:Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts[J]. Review of Financial Studies,2010,23(1):433-464.
- [8]张大勇, 曹红. 家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 2012(1):53-65.
- [9]齐红倩, 刘岩. 人口年龄结构变动与居民家庭消费升级: 基于 CFPS 数据的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2020(12):174-184.
- [10]牡丹清. 互联网助推消费升级的动力机制研究[J]. 经济学家, 2017(3):48-54.
- [11]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(11):48-62.
- [12]毛中根, 洪涛. 中国服务业发展与城镇居民消费关系的实证分析[J]. 财贸经济, 2012(12):125-133.
- [13]王晗, 何梟吟. 服务业开放与地区绿色全要素生产率提升: 基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 华东经济管理, 2021(11):1-11.
- [14]陈明, 魏作磊. 服务业开放打破中国制造业“低端锁定”了吗[J]. 经济学家, 2018(2):70-79.
- [15]BUERA F J,KABOSKI J P.The Rise of the Service Economy[J].American Economic Review,2012,102(6):2540-2569.
- [16]袁富华, 张平, 刘霞辉, 等. 增长跨越: 经济结构服务化、知识过程和效率模式重塑[J]. 经济研究, 2016(10):12-26.
- [17]黄卫东, 岳中刚. 信息技术应用、包容性创新与消费增长[J]. 中国软科学, 2015(5):163-171.
- [18]FERNANDES A M,PAUNOY C.Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity:Evidence for Chile[J]. Journal of Development Economics,2012,97(2):305-321.
- [19]邵朝对, 苏丹妮, 李坤望. 服务业开放与企业出口国内附加值率: 理论和中国证据[J]. 世界经济, 2020(8):123-147.
- [20]杨晶, 丁士军, 邓大松. 人力资本、社会资本对失地农民个体收入不平等的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(3):148-158.
- [21]CHATTERJEE P,ROSE R L. Do Payment Mechanisms Change the Way Consumers Perceive Products?[J].Journal of Consumer Research,2012,38(6):1129-1139.
- [22]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(4):1401-1418.