

# 省际商品贸易的区域经济增长动力分解 及空间外溢效应研究

龚维进 徐春华 王宇琼

**摘要：**在中国经济进入中高速增长阶段和高质量发展阶段的新时代，消费成为经济增长的重要驱动力，对经济增长的贡献明显提升。本文基于货物贸易的新视角，将省际商品贸易分解为消费的引致增长和结构增长，运用2005—2017年的有关数据，采用空间计量经济学方法分析了消费的引致增长和结构增长对区域经济增长的差异性影响。研究表明：消费的引致增长和结构增长均会显著促进区域经济增长，但时间效应差别较大；引致增长和结构增长分别具有促进区域经济增长的短期总效应和长期总效应，也具有阻碍区域经济增长的长期总效应和短期总效应。引致增长和结构增长的不同效应均具有随距离增加而快速上升的趋势。因此，适度提升消费的引致增长水平，优化结构增长程度，加快实现消费由量的增加向质的提升转变，有利于更好地发挥消费对区域经济增长的促进作用，助力中国经济的持续快速增长。

**关键词：**经济增长；引致增长；结构增长；区域经济

[中图分类号] F252.5 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 01-0097-14

## 引言

探索区域经济增长的动力与源泉是区域经济学的一个永恒话题。新中国成立以来，中国经济的快速崛起不仅彻底改变了中国，也深刻改变了世界，创造了人类经济发展的历史奇迹，从近百万封闭、落后、贫穷的自然村落和乡村主导的乡村中国，发展成为现代人口密集的各种软硬基础设施联络的现代城市中国，经济总量跃居世界第二，区域之间的贸易为中国城市经济的快速发展发挥了重要的推动作用。随着新时代的到来，中国经济已经由高速增长阶段转向中高速增长阶段和高质量发

[收稿日期] 2019-11-20

[基金项目] 中国博士后科学基金资助项目“互联网经济与区域经济增长及趋同研究”(2018M641583)；首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务费专项资金资助项目“消费经济与区域经济增长及空间差异性研究”(XRZ2021049)；国家社会科学基金重点项目“基于多极网络空间组织的区域协调发展机制深化及创新研究”(17AJL11)；广东省软科学研究计划项目“粤港澳大湾区人才红利空间分布与知识产权密集型产业发展路径研究”(2019A101002056)

[作者信息] 龚维进：首都经济贸易大学城市经济与公共管理学院讲师；徐春华（通讯作者）：厦门大学经济学院助理教授，电子信箱 xch@xmu.edu.cn；王宇琼：中国社会科学院财经战略研究院博士后

展阶段, 正处在转变经济发展方式、优化经济结构和转换经济增长动力的攻关期, 区域之间的贸易能否继续成为中国经济增长的动力与源泉之一成为重要的学术议题。

从现有文献看, 关于经济增长的动力因素研究, 从新古典增长理论认为经济增长的动力主要是劳动、资源、资本和外生技术, 到新经济增长理论认为人力资本、内生的技术进步、知识、创新和制度, 以及新经济地理学和空间经济学认为区域经济增长产生的空间外溢效应均是区域经济增长的重要影响因素。事实上, 除了上述增长理论中的多种增长动力因素之外, 基于规模经济 and 不完全竞争框架下的新贸易理论认为, 扩大市场来增加消费需求也是促进区域经济增长的重要因素。对中国而言, 需求增加对经济长期快速增长做出的贡献得到了学者们的广泛认可。改革开放以来 40 多年的经济增长从早期的劳动力要素驱动到劳动与资本共同驱动、资本要素和自主创新共同驱动, 转向内需拉动为主、内需和外需共同拉动, 最后转向以内需拉动为主 (李建伟, 2018)<sup>[1]</sup>。

近年来, 在面对世界经济复苏乏力和增长动能不足, 以及经济环境不稳定、不确定性时, 党的十九大报告提出在中高端消费等领域培育新的经济增长点, 同时完善促进消费的体制机制, 增强消费对经济发展的基础性作用。2018 年国民经济和社会发展统计公报显示, 2018 年全年社会消费品零售总额达 380 987 亿元, 人均可支配收入 28 228 元, 人均消费性支出为 19 853 元, 分别增长了 9.0%、8.7% 和 8.4%, 均高于 GDP 增长速度 6.6%。同时, 恩格尔系数为 28.4%, 进入了联合国划分的富足区间。因此, 随着居民消费规模的扩大、升级步伐的加快和消费能力的不断提高, 有必要重新审视和评估消费对我国经济增长的作用, 进而更好地发挥消费对区域经济增长的促进作用, 有助于中国经济的持续稳健增长。

## 一、文献评述

消费能够直接反映经济社会的发展状况和居民的生活水平, 不仅是一切经济活动的目的和归宿, 也是拉动一国经济增长的重要动力。古典经济学认为, 社会需要以一定量的剩余产品为基础, 通过迂回生产方式进行生产, 进而拓展分工半径, 改进生产技术, 提高劳动有效性以及创造更多的财富和价值。不同的是, 以凯恩斯为代表的经济学家推崇需求管理理论, 认为引致危机爆发的根本原因是有效需求不足。供需均衡理论认为消费需求是推动经济增长的重要因素, 并已成为学者们的广泛共识。本文根据研究需要, 将现有文献分为两类: 一是探讨消费与经济增长关系的文献; 二是探讨消费结构变化对经济增长贡献的文献。

商品消费需求的增加能够直接促进经济增长。从需求方面看, 支出法下的 GDP 核算包括消费、投资或资本形成、出口, 这三部分共同拉动国民经济发展, 并被形象地比喻为“三驾马车”。沈利生 (2009)<sup>[2]</sup> 基于投入产出模型估算了 2002—2006 年间“三驾马车”对中国经济增长的拉动作用, 认为消费的拉动作用由 8.6% 上升至 11.1%。毛中根和孙豪 (2015)<sup>[3]</sup> 将经济自主、需求结构、消费水平、消费结构和消费环境纳入消费主导型指标体系, 认为中国东部地区已经实现以

消费为主的内需主导型发展模式，即通过消费需求扩张来增加最终需求，通过提高投资效率和提升居民消费水平以引致经济扩张的经济增长模式。郭克莎和杨阔（2017）<sup>[4]</sup>基于政治经济学视角探讨了中国经济增长的长期趋势并进行国际比较，认为中国改革开放以来的经济高速增长主要是由内需扩张拉动的，经济进入新常态之后的长期增长趋势主要取决于内需增速的变化。

消费的结构升级同样有利于区域经济的增长。对发展中国家而言，需求结构变化引起的生产结构变化是影响经济增长的重要因素（郭克莎和杨阔，2017）。采用扩展线性支出系统模型（ELES），黄隽和李冀恺（2018）<sup>[5]</sup>认为随着中国服务型消费需求的快速增长，居民的消费差距逐渐缩小，消费对经济增长的贡献率明显提升。孙久文和李承璋（2019）<sup>[6]</sup>从边际消费倾向、需求收入弹性和需求价格弹性视角分析了北京、上海、广州三大都市圈的消费结构变化，认为三大都市圈已经越过了以生存型消费为主的基本阶段，进入了以发展型消费为主、享乐型消费比重不断提升的阶段。孙早和许薛璐（2018）<sup>[7]</sup>构建了一个包含基础产品和创新产品的两部门动态一般均衡模型，认为提升高端（高技术）产业自主创新效应能够推动总消费增长和消费结构的改善。采用地理加权回归（GWR）方法，Thissen等（2016）<sup>[8]</sup>认为消费结构增长对欧洲经济增长的贡献较大。当然，也有学者得出了不同的结论。欧阳晓等（2016）<sup>[9]</sup>采用阈值协整模型检验了1955—2013年中国居民消费规模对经济增长的效应，认为居民消费存在规模效应，改革开放以来居民消费对经济增长的贡献不断下降，需要在扩大居民相对消费规模的同时，通过供给侧改革使国内市场能够有效满足居民消费需求。

由此不难发现，消费的快速增加确实是拉动中国经济增长的重要动力。值得一提的是，消费促进经济增长并非是无条件的，过度消费未必能成为拉动经济长期增长的动力。长期而言，需要通过结构调整而非刺激有效需求来拉动中国经济的长期增长（朱富强和朱鹏扬，2016）<sup>[10]</sup>。黄隽和李冀恺（2018）认为需要管控居民负债率上升过快问题，进而稳固消费对经济增长的贡献率。这些不是本文关注的重点问题，在此不做过多讨论。

综上所述，现有文献关于消费对经济增长影响的研究至少存在以下不足：一是现有研究主要集中在单方面讨论消费总量或消费结构对经济增长的影响，忽视了消费总量与消费结构同时影响区域经济增长；二是多数商品的生产 and 消费并非发生在相同的区域，需要将所有区域作为一个整体同时考察商品在不同区域之间消费的情况，即考察商品在不同区域之间的竞争状况；三是现有研究很少考虑消费的空间外溢效应对区域经济增长的影响。为了弥补上述不足，本文将基于不同区域之间的货物贸易，将商品消费产生的需求增加分解为消费的引致增长和结构增长，同时考察需求总量和需求结构变化对区域经济增长的不同影响。

## 二、消费分解、模型构建及变量选取

### (一) 消费分解：引致增长与结构增长

如上所述，为了将消费的需求总量和消费结构同时纳入分析框架，本文参考Thissen等的(2016)做法，基于区域间商品贸易的新视角将区域的消费水平分解为两个部分：与输出商品有关的消费引致增长部分(Demand-Led Growth Component)，与市场竞争有关的消费结构增长部分(Structure Growth Component)。其中，引致增长部分是指由于商品销售量的增加引起的消费增长部分，表现为空间上商品销售市场范围的扩大，进而引起商品消费量的增加；结构增长部分是指商品在市场上的竞争地位增强引起的增长部分，表现为空间上商品竞争力的增强，进而引起商品消费量的增加。为了叙述方便，在后文中将研究的对象区域称为目标区域，将在空间内与目标区域存在邻居关系的区域称为邻居区域。假设区域*i*在*t*期商品*p*的市场份额可表示为：

$$M_{ijp} = \frac{H_{ijp}}{D_{jp}} \tag{1}$$

其中， $H_{ijp}$ 表示从目标区域*i*销售到邻居区域*j*的商品量， $D_{jp} = \sum_i H_{ijp}$ 表示目标区域*j*商品的市场需求或市场规模。需要说明的是，目标区域*i*和邻居区域*j*均是生产型和消费型区域，即目标区域*i*不仅生产商品*p*并销售至邻居区域*j*，邻居区域*j*也可能生产商品*p*且销售至目标区域*i*，即所有区域之间存在商品贸易并形成贸易流。因此，目标区域*i*在生产水平为*x*时的引致增长份额  $G_{ip}^{dem, x}$  可以表示为：

$$G_{ip}^{dem, x} = \sum_j M_{ijt-1p} (D_{ijp} - D_{ijp-1}) \tag{2}$$

式(2)表明，所有商品的市场份额与目标区域*i*对邻居区域*j*市场规模变化的乘积，共同构成了目标区域*i*商品消费的引致需求。相应的，结构增长部分  $G_{ip}^{stru, x}$  可表示为：

$$G_{ip}^{stru, x} = \sum_j (M_{ijp} - M_{ijt-1p}) D_{ijp} \tag{3}$$

式(3)表明，所有商品市场份额的变化与其市场规模的乘积，共同组成了目标区域*i*商品消费的结构增长。由式(2)和式(3)不难发现，无论是商品需求规模的变化抑或商品竞争地位的变化，均会对区域之间的商品贸易和区域经济增长产生重要影响。

### (二) 模型构建、变量选取与数据来源

Cortinovis和Oort(2018)<sup>[11]</sup>指出，区域之间的商品贸易流在邻近空间内产生的空间外溢效应是促进区域经济增长的重要因素。考虑到变量之间客观存在着空间相关性，本文将参考Cortinovis和Oort的做法，将本文的经验分析模型设定为SDM模型，具体如下：

$$growth_{it} = \rho \times W \times growth_{jt} + \alpha u_N + X_{it}\beta + WX_{jt}\theta + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中， $growth_{it}$ 表示目标区域*i*在*t*期的经济增长水平，在此用人均收入水平的

对数值来表示。 $X = (G_{it}^{demx}, G_{it}^{strux})$  为解释变量矩阵,  $W$  为空间权重矩阵,  $u_i$ 、 $v_t$  和  $\varepsilon$  分别表示空间固定效应、时间固定效应和误差项,  $\rho$ 、 $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\theta$  均为待估参数。需要说明的是, 当  $\theta = 0$ 、 $\rho = 0$  或  $\theta = -\rho\beta$  时, SDM 模型将分别简化为 SAR、SLX 或 SEM 模型; 当  $\rho = 0$ 、 $\theta = 0$  或  $\lambda = 0$  时, SAR、SLX 或 SEM 均简化为 OLS 模型。

值得一提的是, 本文探讨的是区域经济增长问题。Elhorst (2014)<sup>[12]</sup>、Fischer (2016)<sup>[13]</sup> 和龚维进等 (2019)<sup>[14]</sup> 指出, 在研究区域经济增长问题时需要在空间杜宾模型的基础上引入时间效应, 即需要采用动态的空间杜宾模型 (DSDM) 来研究。因此, 本文在考虑时间因素的基础上和基于数据的可得性, 参考 Ertur 和 Koch (2007)<sup>[15]</sup>、Fischer (2016) 的做法, 在 SDM 的基础上将消费引致区域经济增长的经验分析模型设定 DSDM 形式, 具体如下:

$$\begin{aligned} growth_{it} = & \tau growth_{it-1} + \delta \times W \times growth_{jt} + \eta \times W \times growth_{jt-1} \\ & + X_{it}\beta_1 + WX_{jt}\beta_2 + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

式 (5) 表明,  $\tau$  和  $\delta$  均为待估参数。目标区域  $t$  期经济增长不仅受到目标区域自身要素投入  $X_{it}$ 、邻居要素投入  $WX_{jt}$ 、邻居区域经济增长  $W \times growth_{jt}$  的影响, 还将受到自身  $t-1$  期经济增长  $growth_{it-1}$ , 以及邻居区域  $t-1$  期经济增长  $W \times growth_{jt-1}$  的综合影响。

需要说明的是, 由于统计年鉴并未给出区域间分商品的商品贸易数据, 因此本文对式 (2) 和式 (3) 进行了简化, 仅考虑区域之间的大宗商品贸易, 具体表示为:

$$G_{it}^{demx} = \sum_j M_{ijt-1} (D_{ijt} - D_{iji}) \quad (6)$$

$$G_{it}^{strux} = \sum_j (M_{ijt} - M_{ijt-1}) \times D_{ijt} \quad (7)$$

式 (6) 和式 (7) 分别表示目标区域不区分商品类型时商品消费的引致增长和结构增长, 因此式 (4) 中的解释变量矩阵  $X$  可简化为  $X = (G_{it}^{dem, x}, G_{it}^{stru, x})$ 。

本文的数据主要来源于 2006—2018 年《中国交通年鉴》和《中国统计年鉴》。其中, 区域消费需求的引致增长部分和结构增长部分来源于国家铁路行政区域间的货物贸易数据, 经本文整理和计算后得出。区域经济增长数据来源于《中国统计年鉴》, 经 CPI 平减后得出。需要说明的是, 由于山西省和内蒙古自治区为资源输出型省区, 海南省和西藏自治区数据缺失较多, 香港特别行政区和澳门特别行政区也不在本文研究范围内, 因此本文的研究对象为中国 27 个省、直辖市、自治区。

### 三、最优模型选择、稳健性检验及消费的效应分析

#### (一) 最优模型选择

空间计量经济学的模型有 SDM、SAR、SEM、SLX 和 DSDM 等多种, 因此, Vega 和 Elhorst (2015)<sup>[16]</sup> 建议对全模型进行估计, 在此基础上根据参数检验来选择最优的计量模型进行分析。接下来, 本文将参考其方法, 对式 (5) 进行估计, 在此基础上选择最优的经验分析模型。表 1 给出了  $W$  为二进制邻接矩阵时不同空间计量模型 (包括 OLS) 仅固定空间效应、仅固定时间效应, 以及同时固定空间效应和时间效应的估计结果。其中, 第 (1) 列为既不固定空间效应也不固定时间

效应的 OLS 模型估计结果，第 (2) — (3) 列分别为时空双固定效应的 SAR 和 SEM 的估计结果，第 (4) — (6) 列分别为仅固定空间效应、仅固定时间效应，以及同时固定时间效应和空间效应的 SDM 估计结果，第 (7) 列为时空双固定效应下 DSDM 的估计结果。

表 1 动态与静态 SDM 模型比较分析 matrix=binary

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	SAR	SEM	SDM	SDM	SDM	DSDM
<i>Interpret</i>	9.495*** (184.14)	—	—	—	—	—	—
<i>Time-lag pgdp</i>	—	—	—	—	—	—	1.026*** (36.279)
<i>Spac-time-lag pgdp</i>	—	—	—	—	—	—	-0.030 (-0.289)
<i>dema</i>	-0.389** (-3.682)	-0.015* (-1.784)	-0.009 (0.375)	-0.010 (-1.077)	-0.147 (-1.444)	-0.009 (-0.937)	0.009** (2.122)
<i>stru</i>	0.371 (2.519)	0.022** (1.937)	0.014 (1.063)	0.018 (1.407)	0.072 (0.532)	0.014 (1.137)	-0.011** (-1.948)
<i>W×dema</i>	—	—	—	-0.014 (-1.126)	-0.098 (-0.599)	0.001 (0.093)	0.015** (2.173)
<i>W×stru</i>	—	—	—	0.016 (0.802)	0.058 (0.247)	-0.001 (-0.054)	-0.022** (-2.156)
$\rho$	—	0.956*** (116.26)	—	0.952*** (107.11)	0.514*** (10.001)	0.402*** (6.937)	0.180** (2.082)
$\lambda$	—	—	0.457*** (8.331)	—	—	—	—
<i>Spatial fixed</i>	NO	YES	YES	YES	NO	YES	YES
<i>Time fixed</i>	NO	YES	YES	NO	YES	YES	YES
$R^2$	0.0430	0.9948	0.9942	0.9948	0.4320	0.9951	0.9991
<i>Adj-R<sup>2</sup></i>	0.0371	0.2449	0.0040	0.2395	0.0259	0.0039	0.8357
$\sigma^2$	0.3582	0.0049	0.0047	0.0049	0.5117	0.0042	0.0007
<i>Durbin-Watson</i>	1.4133	—	—	—	—	—	—
<i>Log-Likelihood</i>	-429.5993	344.7785	417.202	335.538	-359.288	417.229	650.825
$\phi^2$ -test	—	—	—	—	—	0.027 [0.000]	—
Hausman-test	—	—	—	—	—	7.291 [0.199]	—
<i>LM-SAR</i>	131.884 [0.00]	—	—	—	—	—	—
<i>Robust LM-SAR</i>	5.793 [0.000]	—	—	—	—	—	—
<i>LM-SEM</i>	126.287 [0.000]	—	—	—	—	—	—
<i>Robust LM-SEM</i>	0.196 [0.000]	—	—	—	—	—	—

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上是显著的；括号内是参数估计的 T 统计量；方括号是参数估计的 P 值。

由表 1 的估计结果可知，第 (6) 列 SDM 的  $\phi^2$ -test 检验值为 0.027，接近于

0, Hausman-test 检验值为 7.291, 拒绝了经验分析模型不需要固定空间效应或者不需要固定时间效应的原假设, 即需要同时固定时间效应和空间效应。同时, 第(7)列时空双固定效应下 DSDM 的残差平方和  $\sigma^2$  最小, 为 0.0007, 最大似然函数值 Log-Likelihood 检验值最大, 为 650.825。LM-SAR、稳健的 Robust LM-SAR, 以及 LM-SEM、稳健的 Robust LM-SEM 拒绝了 SDM 应该简化为 SAR、SEM 或者 OLS 模型。同时, DSDM 的  $R^2$  最大为, 0.9991,  $adj - R^2$  为 0.8357, 是所有模型中最大的。因此, 第(7)列时空双固定效应的 DSDM 为本文的最优估计模型。

根据第(7)列时空双固定效应 DSDM 的估计结果, 影响目标区域经济增长的因素可分为四类: 一是目标区域自身商品消费的引致增长和结构增长增加; 二是邻居区域商品消费的引致增长和结构增长增加; 三是邻居区域经济增长; 四是自身与邻居区域  $t-1$  期的经济增长。具体而言, 目标区域商品消费的引致增长每提升 1%, 会引起自身经济增长 0.009 个百分点, 且在 5% 的显著性水平上显著。目标区域商品消费的结构增长每提升 1%, 会降低自身经济增长 0.011 个百分点, 同样在 5% 的显著性水平上是显著的。就弹性大小的绝对值而言, 目标区域商品消费的结构增长对其经济增长的阻碍作用大于商品消费的引致增长对其自身经济增长的促进作用。

邻居区域商品消费引致增长的增加和结构增长的提升同样对目标区域的经济增长产生差异性影响。邻居区域商品消费的引致增长每增加 1%, 会提升目标区域经济增长 0.015 个百分点, 且在 5% 的显著性水平上显著。同时, 邻居区域商品消费的结构增长每提升 1%, 会引起目标区域经济增长下降 0.022 个百分点, 同样在 5% 的显著性水平上显著。与目标区域商品消费的引致增长和结构增长促进自身经济增长相比, 一是邻居区域商品消费的引致增长和结构增长对目标区域经济增长的弹性值为 0.015 和 -0.022, 其绝对值均远大于其自身引致增长和结构增长的弹性值 0.009 和 -0.011; 二是相对于目标区域消费的引致增长和结构增长弹性的绝对值而言, 邻居区域消费的结构增长弹性的绝对值大于引致增长。邻居区域消费结构增长阻碍经济增长的弹性值的绝对值为 0.022, 约为引致增长弹性值 0.015 的 1.5 倍。这就证实了商品消费的引致增长和结构增长是通过不同作用机制促进目标区域经济增长, 即商品消费的引致增长主要通过目标区域自身需求增加来促进经济增长, 而结构增长主要通过邻居区域的空间外溢效应来阻碍目标区域的经济增长。因此, 这也为促进目标区域经济增长提供了一个新的思路, 即在提升自身商品消费的引致增长和结构增长的同时, 还可以利用引致增长和结构增长的空间外溢效应来影响目标区域的经济增长。

邻居区域经济增长是促进目标区域经济增长的又一重要因素。目标区域经济增长的空间滞后项系数  $\rho$  的弹性值高达 0.180, 不仅远高于目标区域引致增长对其经济增长的促进作用以及结构增长对区域经济增长的阻碍作用, 还高于邻居区域引致增长和结构增长对目标区域的空间外溢效应, 大于目标区域自身和邻居区域引致增长增加对目标区域经济增长的促进作用之和, 也大于目标区域自身结构增长对区域经济增长的阻碍作用, 但小于邻居区域结构增长对目标区域经济增长的阻碍作用。因此, 利用邻居区域经济增长的空间外溢效应是实现目标区域经济增长的又一重要途径。

目标区域自身和邻居区域  $t - 1$  期经济增长对  $t$  期经济增长同样具有重要的影响。目标区域  $t - 1$  期经济增长对  $t$  期经济增长的弹性值高达 1.026，是所有要素中弹性值最大的，在数量上大于目标区域自身  $t$  期经济增长、自身引致增长和邻居区域引致增长的弹性值之和。邻居区域  $t - 1$  期经济增长对目标区域  $t$  期经济增长虽然具有阻碍作用，但是并不显著。

(二) 稳健性检验

表 1 是基于二进制邻接空间矩阵的估计结果，为了保证本文的估计结果是稳健和可信的，接下来参考龚维进和徐春华（2017）<sup>[17]</sup>、Fachin 和 Ciccarelli（2017）<sup>[18]</sup>、覃成林和杨霞（2018）<sup>[19]</sup>、龚维进和倪鹏飞（2020）<sup>[20]</sup>的方法，基于不同类型距离的空间权重矩阵和经济距离矩阵对式（5）进行稳健性检验。具体如下：

$$W_{economic} = 1 / (|\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|), W_{exponen} = \begin{cases} \exp^{-d_{ij}/d_{min}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (8)$$

$$W_{gravity} = 1/d_{ij}^2, W_{cut-off} = \begin{cases} 1, & d_{ij} \leq d_{cut-off} \\ 0, & d_{ij} \geq d_{cut-off} \end{cases}$$

其中， $W_{economic}$ 、 $W_{exponen}$ 、 $W_{gravity}$  和  $W_{cut-off}$  分别为经济距离空间权重矩阵、指数距离空间权重矩阵、引力权重矩阵和不同截断距离的距离阈值矩阵， $|\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|$  表示目标区域  $i$  和邻居区域  $j$  的 GDP 均值的绝对值， $d_{ij}$  表示目标区域与邻居区域之间的欧氏距离（Euclid Distance）。表 2 显示了不同类型空间权重矩阵的时空双固定效应的 SDM 估计结果。需要说明的是，本文以 Rodríguez-Pose 和 Crescenzi（2008）<sup>[21]</sup> 提出的 3 小时旅行时间（大约 200km）为基础，考虑到绝大多数省、直辖市、自治区之间的距离均超过 200km，以及超过 1200km 时部分变量将不再显著，因此第（8）—（10）列分别为经济权重矩阵、指数距离矩阵和引力权重矩阵的估计结果，第（11）—（14）列分别为截断距离为 300km、600km、900km 和 1200km 时距离阈值矩阵的估计结果。

表 2 的估计结果显示，不同类型经济和距离矩阵时空双固定效应 SDM 估计结果中残差平方和  $\sigma^2$  均小于 0.008，对数似然函数值 Log-Likelihood 均大于 637.628，调整平方和 adj-R<sup>2</sup> 最小值为 0.990，adj-R<sup>2</sup> 最小值为 0.8217。与表 1 第（7）列二进制邻接矩阵下 DSDM 的估计结果相比，不同经济和距离矩阵下时空双固定效应得到的 DSDM 估计结果具有较强的稳健性，且估计结果是可信的。

在表 2 不同经济和距离阈值的时空双固定效应 DSDM 估计结果中，目标区域商品消费的引致需求每增加 1%，经济距离矩阵、指数距离矩阵和引力权重矩阵分别引起自身经济增长 0.015、0.011 和 0.102 个百分点，且至少在 5% 的显著性水平上显著。目标区域商品消费的结构增长每提升 1%，将会阻碍目标区域经济增长 0.017、0.013 和 0.014 个百分点。与上述三种距离矩阵不同的是，截断距离矩阵给出了更加稳健的结果。目标区域自身引致增长对经济增长的弹性值介于 0.011~0.012，结构增长对区域经济增长阻碍作用的弹性绝对值介于 0.012~0.015，且均



在5%的显著性水平上显著。就其大小而言,与表1第(7)列的结果较为相近,不同空间权重矩阵下引致增长和结构增长对区域经济增长的影响是稳健的。

表2 多种类型空间权重矩阵的稳健性检验结果

Matrix	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	<i>economic</i>	<i>exponen</i>	<i>gravity</i>	$d=300$	$d=600$	$d=900$	$d=1200$
<i>Time-lag</i>	1.211 ***	1.049 ***	1.053 ***	1.112 ***	1.055 ***	1.063 ***	1.088 ***
<i>pgdp</i>	(44.307)	(37.743)	(37.481)	(39.502)	(37.809)	(38.267)	(38.294)
<i>Spac-time-lag</i>	-0.075	-0.034	0.053	-0.127	-0.069	-0.067	0.067
<i>pgdp</i>	(-0.569)	(-0.272)	(0.302)	(-1.130)	(-0.323)	(-0.271)	(1.121)
<i>dema</i>	0.015 ***	0.011 **	0.102 ***	0.012 ***	0.011 **	0.011 **	0.011 **
	(3.329)	(2.445)	(2.604)	(2.769)	(2.502)	(2.420)	(2.409)
<i>stru</i>	-0.017 ***	-0.013 **	-0.014 **	-0.015 **	-0.013 **	-0.012 **	-0.014 **
	(2.904)	(-2.273)	(-2.444)	(2.496)	(-2.199)	(-2.099)	(-2.361)
$W \times dema$	0.026 *	0.013 *	0.013	0.003	0.018 *	0.024 *	0.049
	(1.858)	(1.765)	(1.231)	(0.457)	(1.630)	(1.899)	(1.431)
$W \times stru$	-0.051 **	-0.021 **	-0.021 *	-0.010	-0.025 *	-0.037 **	-0.079 *
	(2.460)	(-2.133)	(-1.608)	(-0.996)	(1.613)	(-1.972)	(-1.637)
$\rho$	0.189 *	0.184 *	0.203	0.154 *	0.284 *	0.283	0.590
	(1.920)	(1.783)	(1.391)	(1.663)	(1.673)	(1.409)	(1.467)
<i>Spatial fixed</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Time fixed</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.9990	0.9991	0.9991	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991
$Adj-R^2$	0.8253	0.8341	0.8332	0.8217	0.8334	0.8349	0.8305
$\sigma^2$	0.0008	0.0007	0.0007	0.0008	0.0007	0.0007	0.0008
<i>Log-Likelihood</i>	639.723	649.164	647.101	637.628	647.022	648.058	645.243

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;括号内是参数估计的T统计量。

与目标区域自身消费引致增长和结构增长对目标区域经济增长的差异化结果类似,邻居区域消费结构增长对目标区域经济增长同样表现出差异化影响。邻居区域消费引致增长每提升1%,对目标区域经济增长的弹性值介于0.003~0.049之间,仅在经济距离、指数距离以及截断距离为600km和900km的权重矩阵下是显著的。不同的是,邻居区域消费结构的的增长对目标区域经济增长的阻碍作用表现出更强的稳健性。邻居区域消费结构增长每提升1%,将会阻碍目标区域经济增长0.010~0.079个百分点,仅在截断距离为300km的权重矩阵下不显著,其他矩阵下至少在10%的显著性水平上显著。本文认为,其原因是绝大多数省份之间的空间距离是大于300km的,随着空间距离的扩大,邻居区域消费的结构升级对目标区域经济增长的阻碍作用一定是稳健的。同时,与表1第(7)列的结果一致,一是所有不同类型权重矩阵下邻居区域消费的引致增长对目标区域经济增长的促进作用大于目标区域自身引致增长的促进作用,同时邻居区域消费结构增长对目标区域经济增长的阻碍作用也大于目标区域自身结构增长的阻碍作用;二是所有不同类型权重矩阵下消费的结构增长对目标区域经济增长的阻碍作用大于消费的引致增长对目标区域经济增长的促进作用。因此,稳健性检验结果再次证实了消费需求引致增长的作用机制主要通过自身需求增加来实现,而结构增长主要通过区域之间的空间外溢效应来实现。

邻居区域的经济增长依然是促进目标区域经济增长的重要因素。邻居区域经济增长每提升1%，经济距离矩阵、指数距离矩阵以及截断距离分别为300km和600km的距离阈值矩阵的弹性值分别为0.189、0.184、0.154和0.284，且均在10%的显著性水平上显著。正如覃成林和杨霞（2017）所言，发达地区经济增长对落后地区经济增长的带动作用是有限的，只在一定的空间范围内才具有显著的带动作用。就其大小而言，邻居区域经济增长对目标区域经济增长的促进作用不仅大于目标区域和邻居区域引致增长对目标区域经济增长的促进作用之和，也大于目标区域和邻居区域结构增长对目标区域经济增长的阻碍作用之和。这也为实现目标区域的经济增长提供了新的思路，即通过促进邻居区域的经济增长来实现目标区域的经济增长，最终实现目标区域和邻居区域的共同增长。

值得一提的是，商品消费的引致增长和结构增长对目标区域经济增长的影响均表现出随空间距离的增加而波动且快速上升的趋势。具体而言，目标区域消费引致增长和结构增长的增加受空间距离的影响较小，但在300km~1200km范围内邻居区域消费引致增长提升对目标区域经济增长的弹性值由0.003快速提升至0.049，结构增长对目标区域经济增长阻碍作用的弹性值由0.010快速提升至0.079。这也表明需要以全局的视角来规划利用消费的引致增长和结构增长，充分利用消费的引致增长促进区域经济增长，削弱消费的结构增长阻碍区域的经济增长。

目标区域和邻居区域 $t-1$ 期经济增长对目标区域 $t$ 期经济增长同样具有重要影响。在经济、指数和截断距离等不同类型的空间权重矩阵中，目标区域 $t-1$ 期经济增长每增加1%，会促进 $t$ 期经济增长1.049%~1.211%，且均在1%的显著性水平上显著。同时，邻居区域 $t-1$ 期经济增长对目标区域 $t$ 期经济增长总体上起着阻碍作用，但是并不显著。这与表1第（7）列的估计结果高度一致，即本文的估计结果具有很强的稳健性，估计结果也是可信的。

### （三）引致增长与结构增长的空间效应分析

表1和表2的结果表明，商品消费的引致增长和结构增长不仅会直接影响目标区域的经济增长，还将通过空间外溢效应影响目标区域的经济增长，但是估计结果未考虑引致增长和结构增长在区域之间的反馈效应。因此，Elhorst（2014）、Ciccarelli和Elhorst（2018）<sup>[22]</sup>建议通过计算引致增长和结构增长的直接效应、间接效应和总效应来准确测度其影响大小。需要说明的是，动态空间面板模型有短期效应和长期效应之分。其中，短期效应包括短期直接效应、间接效应和总效应，长期效应也包括直接效应、间接效应和总效应。本文参考Elhorst（2014）、Ciccarelli和Elhorst（2018）计算短期和长期直接效应、间接效应和总效应的方法，给出不同空间权重矩阵下商品消费的引致增长和结构增长的直接效应、间接效应和总效应。表3显示了不同空间权重矩阵下商品消费的引致增长和结构增长的直接效应、间接效应和总效应，其中第（15）—（18）列分别为二进制邻接矩阵、经济距离矩阵、指数距离矩阵和引力权重矩阵下的估计结果，第（19）—（22）列分别为截断距离为300km、600km、900km和1200km时截断距离阈值矩阵的估计结果。

表3 直接效应、间接效应和总效应估计结果

Matrix	Column	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	
	variable	binary	economic	Exp	gravity	d=300	d=600	d=900	d=1200	
Short-Time effect	Direct effect									
	dema	0.010**	0.016***	0.011***	0.012***	0.012***	0.012***	0.012***	0.012***	0.012
		(2.277)	(3.443)	(2.586)	(2.699)	(2.785)	(2.648)	(2.639)	(2.639)	(0.149)
	stru	-0.012**	-0.020***	-0.014**	-0.015**	-0.015**	-0.014**	-0.013**	-0.013**	-0.014
		(-2.095)	(-3.234)	(-2.427)	(-2.487)	(2.443)	(-2.300)	(-2.263)	(-2.263)	(-0.075)
	Indirect effect									
	dema	0.019**	0.034**	0.018**	0.019	0.006	0.031*	0.041*	0.041*	0.079
		(2.322)	(1.961)	(2.014)	(1.426)	(0.721)	(1.709)	(1.645)	(1.645)	(0.037)
	stru	-0.027**	-0.064***	-0.029**	-0.029*	-0.014	-0.042*	-0.061*	-0.061*	-0.061
		(-2.229)	(-2.588)	(-2.346)	(-1.188)	(-1.204)	(1.665)	(1.629)	(1.629)	(-0.013)
	Total effect									
	dema	0.029***	0.050***	0.029***	0.031**	0.018*	0.042**	0.053**	0.053**	0.091
(3.134)		(2.618)	(2.933)	(2.232)	(1.879)	(2.229)	(2.035)	(2.035)	(0.041)	
stru	-0.039***	-0.084***	-0.043***	-0.045**	-0.029**	-0.055**	-0.075*	-0.075*	-0.075	
	(-2.750)	(3.125)	(3.008)	(-2.515)	(-2.035)	(-2.066)	(-1.902)	(-1.902)	(-0.015)	
Long-time effect	Direct effect									
	dema	-0.105	-0.055	-0.130	-0.201	-0.085	0.329	-0.233	-0.233	0.061
		(-0.032)	(-0.828)	(-0.061)	(-0.049)	(-0.062)	(0.037)	(-0.084)	(-0.084)	(0.008)
	stru	0.158	0.044	0.128	0.268	0.121	-0.398	0.233	0.233	0.016
		(0.043)	(0.307)	(0.057)	(0.059)	(0.109)	(-0.037)	(0.065)	(0.065)	(0.002)
	Indirect effect									
	dema	-0.042	-0.070	0.005	0.120	-0.037	-0.443	0.095	0.095	-0.109
		(-0.013)	(-0.865)	(0.002)	(0.029)	(-0.027)	(-0.049)	(0.034)	(0.034)	(-0.014)
	stru	0.041	0.167	0.055	-0.152	0.069	0.546	-0.038	-0.038	0.059
		(0.011)	(1.045)	(0.025)	(-0.034)	(0.062)	(0.051)	(-0.011)	(-0.011)	(0.008)
	Total effect									
	dema	-0.147	-0.126***	-0.125**	-0.081**	-0.022	-0.114*	-0.137**	-0.137**	-0.048*
(-0.248)		(-2.585)	(2.290)	(-2.120)	(-1.384)	(-1.821)	(-2.001)	(-2.001)	(-1.621)	
stru	0.198**	0.211***	0.183**	0.116**	0.189	0.149*	0.195*	0.195*	0.076*	
	(2.096)	(2.970)	(2.383)	(2.382)	(1.482)	(1.728)	(1.844)	(1.844)	(1.799)	

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内是参数估计的T统计量。

就短期效应而言，消费引致增长的提升对目标区域经济增长具有显著的促进作用。二进制、经济、指数、引力和900km以内的截断距离矩阵分别显示消费的引致增长对区域经济增长的直接效应介于0.010~0.016之间，且至少在5%的显著性水平上显著，间接效应介于0.006~0.041之间，总效应介于0.029~0.053之间，且至少在10%的显著性水平上显著。就引致增长不同效应的大小而言，一是引致增长的间接效应总体大于直接效应，在数值上约为直接效应的2倍；二是消费引致增长对区域经济增长的促进作用随着空间距离的增加快速增大，900km时的短期总效应约为300km时的3倍。因此，空间范围的扩大有利于消费的引致增长促进区域经济增长。

消费结构增长的提升会阻碍目标区域的经济增长。在二进制、经济、指数、引力和900km以内的截断距离等不同形式的空间权重矩阵下，消费的结构增长对区域经济增长的直接效应介于0.012~0.020之间，间接效应介于0.014~0.061之间，

总效应介于0.029~0.075之间,总体上至少在10%的显著性水平上显著。就消费结构增长的不同效应而言,一是结构增长的间接效应大于直接效应,在数值上约为直接效应的2倍,这与直接效应是类似的;二是消费结构增长对区域经济增长的阻碍作用同样会随着空间距离的增加快速增大,900km时的短期总效应约为300km时的2.5倍,幅度略小于引致增长的促进作用。因此,需要在较大的空间范围内削弱结构增长对区域经济增长的阻碍作用。

与短期内消费的引致增长会促进区域经济增长、结构增长会阻碍区域经济增长完全不同的,在长期内消费的引致增长会阻碍区域经济增长,结构增长会促进区域经济增长。总体而言,无论是消费的引致增长还是结构增长,其长期直接效应和长期间接效应对区域经济增长的影响并不显著,其原因有待于进一步研究。但是,二进制邻接矩阵、经济距离矩阵、指数距离矩阵、引力权重矩阵以及1200km范围内的截断距离矩阵的结果均表明,长期内消费引致增长的提升会阻碍区域经济增长,总效应绝对值介于0.022~0.147之间。长期内消费结构增长的提升会促进区域经济增长,总效应介于0.076~0.211之间,总体上至少在10%的显著性水平上显著。就总效应的大小而言,长期内消费的结构增长对区域经济增长的促进作用约为引致增长阻碍区域经济增长的1.5倍。因此,消费促进区域经济增长的效果是明显的,需要在短期内提升消费的引致增长,长期内提升消费的结构增长,实现由引致增长向结构提升转型,发挥消费促进区域经济的长期效应。

#### 四、结论及对策建议

本文基于中国商品贸易省际货物贸易的新视角,把商品消费市场范围的扩大和竞争地位的增强同时纳入研究范围,将区域之间商品贸易的货物贸易分解为消费的引致增长和结构增长两个部分,探讨其对区域经济增长的不同影响,并采用中国2005—2017年的省际动态空间面板数据进行了实证检验。

结果表明:引致增长和结构增长均会促进区域经济增长,但是作用机制具有差异性。一是商品消费的引致增长在短期内能够促进区域经济增长,总效应的最大值为0.053,长期会阻碍区域经济增长,总效应弹性值最大,为0.147,且引致增长的空间外溢效应远大于直接效应;二是商品消费的结构增长在短期内会阻碍区域经济增长,总效应的最大值为-0.084,长期会促进区域经济增长,总效应弹性值最大,为0.211,且结构增长的空间外溢效应同样大于直接效应;三是消费的引致增长和结构增长效应具有随空间距离的增加快速上升的趋势。当空间距离由300km左右增加为900km时,引致增长和结构增长的短期效应分别增加3倍和2.5倍,长期效应也会相应增大,均具有显著的空间外溢效应。

本文的研究结论可以为新时代消费拉动中国经济增长的动力与源泉提供如下几点重要启示:第一,在保持商品消费需求持续拉动中国经济增长的同时,尊重引致增长和结构增长的时间效应,加快商品消费的结构升级,引导商品消费由注重量的满足转向追求质的提升,从模仿型排浪式消费向多样化消费转变,保障消费驱动中区域经济实现接力增长;第二,推进商品流动的市场化改革,打破阻碍

商品流动的障碍,增强商品在区域之间的流动性,提升商品消费的结构增长和激发区域经济增长潜力,提高消费对区域经济增长的贡献率;第三,改革收入分配制度,缩小居民的收入差距,适度提升居民的消费水平,释放商品消费潜能,保持消费对区域经济增长的基础性作用;第四,利用消费的引致增长和结构增长具有随距离增加其效应快速提升的特性,以消费在 1000km 左右具有显著空间外溢效应为参考,采取多中心发展策略,充分发挥消费引致增长的促进作用,削弱结构增长的阻碍作用,发挥城市群和都市圈消费提升对区域经济增长的拉动作用。

### [参考文献]

- [1] 李建伟. 中国经济增长四十年回顾与展望 [J]. 管理世界, 2018 (4): 11-23.
- [2] 沈利生. “三驾马车”的拉动作用评估 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009 (4): 139-151.
- [3] 毛中根, 孙豪. 中国省域经济增长模式评价: 基于消费主导型指标体系的分析 [J]. 统计研究, 2015, 32 (9): 68-75.
- [4] 郭克莎, 杨阔. 长期经济增长的需求因素制约——政治经济学视角的增长理论与实践分析 [J]. 经济研究, 2017 (10): 4-20.
- [5] 黄隽, 李冀恺. 中国消费升级的特征、度量与发展 [J]. 中国流通经济, 2018 (4): 94-101.
- [6] 孙久文, 李承璋. 中国三大都市圈核心城市消费结构升级研究 [J]. 当代财经, 2019 (7): 17-27.
- [7] 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.
- [8] THISSEN M, GRAAFF T, OORT F. Competitive Network Positions in Trade and Structural Economic Growth: A Geographically Weighted Regression Analysis for European Regions [J]. Papers in Regional Science, 2016, 95 (1): 159-180.
- [9] 欧阳晓, 傅元海, 王松. 居民消费的规模效应及其演变机制 [J]. 经济研究, 2016 (2): 56-68.
- [10] 朱富强, 朱鹏扬. 经济增长的根源: 投资推动抑或消费拉动 [J]. 财经研究, 2016 (2): 50-62.
- [11] CORTINOVIS N, OORT F. Between Spilling over and Boiling Down: Network-mediated Spillovers, Local Knowledge Base and Productivity in European Regions [J]. Journal of Economic Geography, 2018 (12): 1-28.
- [12] ELHORST J P. Spatial Economics: From Cross-Section Data to Spatial Panels [M]. 2014, Springer Berlin Heidelberg.
- [13] FISCHER M M. Spatial Externalities and Growth in a Mankiw-Romer-Weil World: Theory and Evidence [J]. International Regional Science Review, 2016, 25 (2): 1-17.
- [14] 龚维进, 覃成林, 徐海东. 交通扶贫破解空间贫困陷阱的效果及机制分析——以滇桂黔石漠化区为例 [J]. 中国人口科学, 2019, (6): 113-125.
- [15] ERTUR C, KOCH W. Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence [J]. Journal of Applied Economics, 2007, 22 (6): 1033-1062.
- [16] VEGA S H, ELHORST J P. The SLX Model [J]. Journal of Regional Science, 2015, 55 (3): 339-363.
- [17] 龚维进, 徐春华. 空间外溢效应与区域经济增长: 基于本地利用能力的分析 [J]. 经济学报, 2017, 4 (1): 41-61.
- [18] FACHIN S, CICCARELLI C. Regional Growth with Spatial Dependence: A Case Study on Early Italian Industrialization [J]. Papers in Regional Science, 2017, 96 (4): 675-695.
- [19] 覃成林, 杨霞. 先富地区带动了其他地区共同富裕吗——基于空间外溢效应的分析 [J]. 中国工业经济, 2017 (10): 44-61.
- [20] 龚维进, 倪鹏飞. 联动发展与亚洲城市可持续竞争力水平整体提升: 基于空间外部性视角 [J]. 北京

工业大学学报(社会科学版), 2020, 20(2): 59-70.

- [21] RODRÍGUEZ-POSE A, CRESCENZI R. Research and Development, Spillovers, Innovation Systems and the Genesis of Regional Growth in Europe [J]. *Regional Studies*, 2008, 42(1): 51-67.
- [22] CICCARELLI C, ELHORST J P. A Dynamic Spatial Econometric Diffusion Model with Common Factors: The Rise and Spread of Cigarette Consumption in Italy [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2018, 72(4): 131-142.

(责任编辑 王 瀛)

## Research on the Decomposition of Regional Economic Growth's Driving Force and its Spatial Spillover Effects of Inter-provincial Commodity Trade

GONG Weijin XU Chunhua WANG Yuqiong

**Abstract:** Based on the new perspective of commodity trade and goods exchange, this paper broke down inter-provincial commodity trade into demand-led growth and structural growth. Using the relevant data from 2005 to 2017, the spatial econometrics method was used to analyze the different impacts of demand-led growth and structural growth on regional economic growth. The research results show that both consumption demand-led growth and structural growth will significantly promote regional economic growth, but the time effect is quite different. Demand-led growth and structural growth not only have the short-term total effect and the long-term total effect of promoting regional economic growth, the maximum value is 0.053 and 0.211 respectively, but also have the long-term total effect and short-term total effect of hindering regional economic growth, the maximum value is 0.147 and 0.084 respectively. At the same time, the different effects that both demand-led growth and structural growth have show a rapid upward trend with the increase of distance, reaching a maximum around 1000km. Therefore, moderately increasing the consumption demand-led growth level, optimizing the degree of structural growth, and accelerating the transformation of consumption from an increase in volume to an increase in quality will help to play a better role of consumption in promoting regional economic growth and China's sustained and rapid economic growth.

**Keywords:** Demand-led Growth; Structure Growth; Economic Growth; Regional Economic; Consumption