

时空视角下各省居民消费对经济发展水平的影响

——基于动态函数系数自回归时空模型的实证分析

刘雨声¹, 黄振生²

¹南京理工大学数学与统计学院, 江苏 南京

²扬州大学数学科学学院, 江苏 扬州

收稿日期: 2025年9月23日; 录用日期: 2025年10月17日; 发布日期: 2025年10月24日

摘 要

国内生产总值作为衡量经济发展水平的通用指标, 消费是其核心核算要素, 因此确定消费和国内生产总值存在的关联机制, 是分析经济发展的重要依据。本文借助动态函数系数时空自回归(DyFAST)模型对各省居民消费与国内生产总值这两个经济指标进行分析, 计算结果表明, 与仅考虑时间维度或空间维度的传统线性模型相比, 采用空间权重矩阵融合策略的DyFAST模型具有更小的均方预测误差(MSPE)。此外模型分析结果表明; 居民消费通过重新构建区域竞争对时空滞后因子的响应模式, 实现对经济发展的影响, 这为中国经济发展模式向内循环转型提供实证基础。

关键词

居民消费, 国内生产总值, 动态函数系数自回归时空模型, 关联机制

The Impact of Residents' Consumption in Each Province on the Economic Development Level from the Perspective of Time and Space

—Empirical Analysis Based on the Autoregressive Spatio-Temporal Model of Dynamic Function Coefficients

Yusheng Liu¹, Zhengsheng Huang²

¹School of Mathematics and Statistics, Nanjing University of Science and Technology, Nanjing Jiangsu

²School of Mathematical Sciences, Yangzhou University, Yangzhou Jiangsu

文章引用: 刘雨声, 黄振生. 时空视角下各省居民消费对经济发展水平的影响[J]. 应用数学进展, 2025, 14(10): 347-354. DOI: 10.12677/aam.2025.1410446

Abstract

Gross Domestic Product (GDP) as a common indicator for measuring the level of economic development, consumption is a core element in the accounting of gross domestic product. Therefore, identifying the correlation mechanism between consumption and economic development level is an important basis for adjusting economic development. This paper conducts an empirical analysis through dynamic varying-coefficient spatiotemporal modeling (DyFAST) and describes the spatial proximity effect of regional economies through two spatial weight matrix setting schemes. The case study shows that compared with the traditional linear models that only consider the time dimension or the spatial dimension, the DyFAST model with the fusion strategy shows the smallest prediction deviation value. In addition, the model analysis results indicate that residents' consumption affects economic development by reconstructing the response mode of regional competition to spatiotemporal lag factors, which provides an empirical basis for the transformation of China's economic development model to internal circulation.

Keywords

Residents' Consumption, Gross Domestic Product, Dynamic Function-Coefficient Spatiotemporal Model, Association Mechanism

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

国内生产总值(GDP)是衡量某个国家或地区经济发展综合水平的通用指标,研究其增长变动的影响因素始终是经济学一个重要方向。因 GDP 的核算方法不唯一,所以研究影响经济发展因素时考虑的角度是多样的。由支出法计算 GDP 的公式可知,消费是推动经济增长的核心要素,解析其与 GDP 的动态联动具有重要的价值。

现有李洪雄等人[1] (2011)从时序关联的角度分析居民消费与 GDP 在时间维度上的互动关系,具体表现为当期 GDP 与当期居民消费相关,而当期居民消费与前期的 GDP 相关。冶涛[2] (2012)则考虑居民消费与经济互动的机制,研究指出居民消费以乘数效应的形式对经济发展产生同向的影响;在短期边际消费倾向稳定的环境下,居民消费水平由经济发展水平决定。研究结论揭示了居民消费受制于经济发展水平,但又能反过来推动经济增长的动态联动规律。闫莉莉等人[3][4] (2014)的研究进一步强调,消费是最终需求,是经济增长的根本动力。该研究的实证分析表明,相较于资本形成总额和货物服务净出口,最终消费支出与 GDP 的联动关系更为紧密。

当然,经济的增长变动是多重影响因素综合作用的结果。文静[5] (2011)指出国家财政支出为推动 GDP 增长创建坚实基础;张天霞光[6] (2012)认为进出口贸易推动国际分工、先进技术引进和新兴产业发展,以产业互补、产业升级的形式为经济发展注入动力;吴丽[7] (2013)分析第三产业的产业结构占比与经济发展水平之间的因果关系,格兰杰因果检验结果证实繁荣的第三产业是确保经济持续发展的重要支撑;程静等人[8] (2014)认为投资能直接拉动当期经济增长,并通过建设经济长期发展的产业基础,维持经济

持续发展的能力。此外, 刘雪敏等人[9]-[11] (2020, 2021)通过构建多元线性回归模型分析影响经济发展的综合因素。

此外, 在加快重新构建经济发展格局的背景下, 深入分析居民消费、市场整合与区域竞合模式之间的内在关联, 对促进区域经济发展具有重要的现实意义。现有的文献已经证实居民消费可以通过推动市场整合与重塑区域分工实现区域经济的协调发展。张昊[12] (2020)从需求的角度揭示了居民消费可以通过产生“本土市场效应”吸引产业集聚、促进统一供给市场形成。随着供给市场一体化进程的深化, 消费对经济增长的拉动作用得到不断强化, 于此同时各区域之间的发展关系通过产业分工网络的重构实现转型。任光辉[13] (2008)的研究表明完善的区域性市场体系能够催生出跨区域产业协作网络, 促使区域从供给同质性竞争向产业功能互补的转变。

综合上述的研究结果, 可以明确消费是影响经济发展的重要因素。值得注意的是, 我国各省经济发展水平存在明显的区域差异, 因此数据在空间维度上不平稳; 思薇和陈西坤[14] (2023)的研究结果证实了我国经济发展存在不平衡、不充分的问题, 具体表现为“东高、东北次之、中平、西低”。吴蕾等人[15] (2025)对各省 GDP 数据进行全局莫兰指数的分析, 证实了国内各省的经济发展存在明显的空间聚集效应, 为进行空间计量分析提供理论基础。为深入探究我国消费如何影响经济发展, 本文借助 Lu 等人[16] (2024)提出的 DyFAST 模型对国内各省居民消费和 GDP 数据进行分析, 解析消费对经济发展的影响机制, 为制定相关经济政策提供参考依据。

2. 模型介绍与分析

DyFAST 模型的自回归平滑系数同时依赖相关变量和地理位置, 该设定能有效地刻画时空数据的动态演化过程, 描述非线性动态的区域信息切换行为, 并处理不规则空间布局引起的空间非平稳性问题。为了读者方便, 引用 Lu 等人[16] (2024)的 DyFAST 模型介绍和估计方法如下:

$$\begin{aligned} Y_t(s_i) = & \beta_0(X_t(s_i), s_i) \\ & + \sum_{j=1}^p \beta_j(X_t(s_i), s_i) Y_{t-j}^{SL}(s_i) \\ & + \sum_{l=1}^q \beta_{p+l}(X_t(s_i), s_i) Y_{t-l}(s_i) \\ & + \varepsilon_t(s_i), \quad i = 1, \dots, N, t = r+1, \dots, T, \end{aligned} \quad (1)$$

方案 1: 预先指定单一的空间权重矩阵, 式(1)中给出的 DyFAST 模型可以重写为:

$$Y_t(s_i) = Z_t(s_i)' \beta(X_t(s_i), s_i) + \varepsilon_t(s_i), \quad (2)$$

其中 $t = r+1, \dots, T$, $i = 1, \dots, N$, $r = \max\{p, q\}$, 符号 A' 表述向量或矩阵 A 的转置。定义时空滞后变量的向量和相应的函数自回归系数向量:

$$Z_t(s_i) = (1, Y_{t-1}^{SL}(s_i), \dots, Y_{t-p}^{SL}(s_i), Y_{t-1}(s_i), \dots, Y_{t-q}(s_i))', \quad (3)$$

$$\beta(x, s) = (\beta_0(x, s), \beta_1(x, s), \dots, \beta_p(x, s), \beta_{p+1}(x, s), \dots, \beta_{p+q}(x, s))'. \quad (4)$$

借助局部线性拟合的思想, 可以得到 $\beta(x, s)$ 的局部线性估计量如下:

$$\hat{\beta}(x, s) = \hat{b}_0 = e_1 U_{TN}^{-1} V_{TN}, \quad (5)$$

式(5)中 $e_1 = (1, 0, 0, 0) \otimes \text{diag}(1'_{p+q+1})$, 其中 $\otimes$ 为 Kronecker 积, $1_{p+q+1} = (1, 1, \dots, 1)'$ 为 $(p+q+1)$ 维向量, $U_{TN} = (NT_0)^{-1} \tilde{Z}' \tilde{W} \tilde{Z}$, $V_{TN} = (NT_0)^{-1} \tilde{Z}' \tilde{W} \tilde{Y}$ 。

方案 2: 空间权重矩阵的融合

Lu 等人[16] (2024)提出了空间权重融合的思想, 在实际应用中同时考虑多个空间权重矩阵来表征数据的不同特征具体形式为 $W=a_1W_1+a_2W_2$, 其中 a_1 和 a_2 是未知常数, 满足 $a_1+a_2=1$, a_k 无需假设一定为非负的。空间权重融合策略通过数据驱动自适应地确定各空间权重矩阵的贡献权重, 对候选空间权重矩阵进行加权组合, 实现空间信息的全面保留, 解决预先指定空间权重矩阵无法判断其准确确定与适用性的问题。Lu 等人[16] (2024)采用空间权重矩阵融合策略的具体模型和估计量引述如下:

$$Y_t(s_i) = \beta_0(X_t(s_i), s_i) + \sum_{j=1}^p \beta_j(X_t(s_i), s_i) \sum_{k=1}^K a_k Y_{t-j}^{SL(k)}(s_i) + \sum_{l=1}^q \beta_{p+l}(X_t(s_i), s_i) Y_{t-l}(s_i) + \varepsilon_t(s_i), \quad i=1, \dots, N, t=r+1, \dots, T, k=1, 2, \quad (6)$$

其中 $Y_t^{SL(k)}(s_i) = \sum_{j=1}^N w_{ij,k} Y_t(s_j)$, $k=1, 2$, $w_{ij,k}$ 为 w_{ij} 的 (i, j) 分量, 满足 $w_{ij,k} \geq 0$ 和 $\sum_{j=1}^N w_{ij,k} = 1$ 。定义新的模型时空滞后变量向量和相应的函数自回归系数向量如下:

$$Z_t(s_i) = \left(1, Y_{t-1}^{SL(1)}(s_i), Y_{t-1}^{SL(2)}(s_i), \dots, Y_{t-p}^{SL(1)}(s_i), Y_{t-p}^{SL(2)}(s_i), Y_{t-1}(s_i), \dots, Y_{t-q}(s_i) \right)', \quad (7)$$

$$\beta(x, s) = \left(\beta_0(x, s), \beta_1^{(1)}(x, s), \beta_1^{(2)}(x, s), \dots, \beta_p^{(1)}(x, s), \beta_p^{(2)}(x, s), \beta_{p+1}(x, s), \dots, \beta_{p+q}(x, s) \right)', \quad (8)$$

按照方案 1 的估计过程获得估计量:

$$\hat{\beta}(x, s) = \left(\hat{\beta}_0(x, s), \hat{\beta}_1^{(1)}(x, s), \hat{\beta}_1^{(2)}(x, s), \dots, \hat{\beta}_p^{(1)}(x, s), \hat{\beta}_p^{(2)}(x, s), \hat{\beta}_{p+1}(x, s), \dots, \hat{\beta}_{p+q}(x, s) \right)', \quad (9)$$

因为 $a_1+a_2=1$, 所以对于 $j=1, 2, \dots, p$, 可获得估计量

$$\hat{\beta}_j(x, s) = \hat{\beta}_j^{(1)}(x, s) + \hat{\beta}_j^{(2)}(x, s). \quad (10)$$

此外, 由于 $\beta_j^{(k)}(X_t(s_i), s_i) = a_k \beta_j(X_t(s_i), s_i)$, 对于 $k=1, 2$ 和 $a_1+a_2=1$, 因此可以构造一个 a_k 的估计量, 具体计算公式如下:

$$\hat{a}_k = \frac{\sum_{j=1}^p \sum_{i=1}^N \sum_{t=r+1}^T \hat{\beta}_j^{(k)}(X_t(s_i), s_i)}{\sum_{j=1}^p \sum_{i=1}^N \sum_{t=r+1}^T \hat{\beta}_j(X_t(s_i), s_i)}. \quad (11)$$

现有的文献已经明确指出我国各省经济发展水平具有“东高、东北次之、中平、西低”的特点, 所以 GDP 数据存在明显的空间不平稳性。本文通过采用 Lu 等人[16] (2024)提出的 DyFAST 模型、Anselinti [17] (1988)讨论的线性空间滞后模型、Box [18]等人(2015)应用的线性时间序列模型分别对空间不平稳的 GDP 数据处理并建模, 通过比较各模型的 MSPE 确定最优模型, 借此分析居民消费影响经济发展的机制。

3. 案例分析

国内生产总值和居民消费数据可在国家统计局官网(<https://data.stats.gov.cn>)查询, 地理位置坐标取自天地图(<https://map.tianditu.gov.cn>)。在构建模型前先排除海南、香港、澳门和台湾地区, 海南因地理隔离不纳入分析, 由于国家统计局数据缺失所以不考虑港澳台。将 1992~2017 年中国 30 个省级行政区(不含港澳台及海南)的居民消费与 GDP 年度数据进行对数处理, 在此基础上构建 DyFAST 模型来分析各省居民消费对经济发展的影响机制。空间处理方面, 以各省质心经纬度(经缩小 100 倍处理, 便于非参数平滑)

作为空间观测点。

在确定 GDP 的空间邻近效应时有不同的候选权重矩阵。在本研究中, 我们考虑两个预先指定的基于距离的空间权重矩阵 w_1 和 w_2 。设每个空间单位(省) i 到所有其他单位 $j \neq i$ 的质心距离排序如下: $d_{ij(1)} \leq d_{ij(2)} \leq \dots \leq d_{ij(N-1)}$, 其中 $N = 30$, d_{ij} 为两个省 s_i 和 s_j 质心之间的欧氏距离, $j_i(k)$ 表示离省 i 第 k 近的省, 集合

$$N_k(i) = \{j_i(1), j_i(2), \dots, j_i(k)\},$$

其中 $k = 1, \dots, N-1$ 。对于 w_1 我们考虑 $k = 4$, $N_4(i) = \{j_i(1), j_i(2), j_i(3), j_i(4)\}$, 对于 $j \in N_4(i)$, w_1 的元素设为 $w_{ij} = 1/d_{ij}$, 否则设为 $w_{ij} = 0$ 。对于 w_2 我们考虑所有省, 有 $j \in N_{29}(i), k = 29$, 然后对所有空间权重矩阵进行逐行标准化, 本文确定 $p = 2$, $q = 1$, 具体模型如下:

$$\begin{aligned} Y_t(s_i) = & \beta_0(X_t(s_i), s_i) \\ & + \sum_{j=1}^2 \beta_j(X_t(s_i), s_i) Y_{t-j}^{SL(2)}(s_i) \\ & + \beta_3(X_t(s_i), s_i) Y_{t-1}(s_i) + \varepsilon_t(s_i) \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} Y_t(s_i) = & \beta_0(X_t(s_i), s_i) + \sum_{j=1}^2 \beta_j(X_t(s_i), s_i) \left(\sum_{k=1}^2 a_k Y_{t-j}^{SL(k)}(s_i) \right) \\ & + \beta_3(X_t(s_i), s_i) Y_{t-1}(s_i) + \varepsilon_t(s_i). \end{aligned} \quad (13)$$

上述两个 DyFAST 均通过交叉验证确定所使用的带宽, 对于模型(13)本文需通过式(11)计算出空间权重矩阵融合权重, 最后计算出估计的泛函系数 $\beta_j(x, s_i)$, $j = 0, 1, 2, 3$ 。同时用上述两个 DyFAST 模型以及线性时间空间滞后模型与线性时间序列模型对 2013~2017 年的数据进行估计得到 $\hat{Y}_{NT}$, 通过计算均方预测误差(MSPE)来比较各模型效果, 计算公式如下:

$$MSPE = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T [\hat{Y}_{NT} - Y_{NT}]^2. \quad (14)$$

根据表 1 各模型的 MSPE 可知, 模型 13 的预测效果更好。模型同时考虑了邻省时空滞后与全国时空滞后两类空间影响因素, 通过分析模型系数随消费提升的演变规律, 揭示居民消费通过重塑区域竞争格局影响经济发展的机制。

Table 1. Comparison of forecasting results

表 1. 预测结果比较

模型	线性空间滞后模型	线性时间序列模型	模型 12	模型 13
MSPE	0.00674	0.00208	0.00222	0.00136

由图 1 可知, 居民消费水平的提升重新构建了区域竞争对时空滞后经济发展水平的响应机制。在邻省一阶时间滞后低消费阶段状态中, 由于省内经济产业内循环薄弱, 经济发展对周边省份短期的经济溢出效应高度依赖。经济溢出效应因区域产业互补或竞争呈现两端影响: 当区域内产业互补, 邻省的经济溢出效应能正向拉动当地经济发展; 若区域产业同质化严重, 那区域内各省均受到邻省资源挤压, 具体表现为回归系数离散度高且多呈负向波动, 这反映出区域产业协同合作的脆弱。随着本地消费的扩张, 省内形成了产业市场壁垒, 内需规模能有效缓冲邻省短期经济波动对本省经济发展的冲击, 模型回归系数呈现出向零收敛且离散度降低的变化趋势, 这表明省份间的竞争形式从被动防御转向主动协同合作, 进而实现经济的同步发展。

在邻省两阶时间滞后低消费阶段状态中, 区域内的竞争是依赖型: 欠发达省份为追求经济发展多会

参照邻省的发展模式或承接其转移的传统产业, 因此空间溢出效应是正向的, 回归系数呈现离散且正向的波动, 但回归系数存在向零收敛的趋势, 这揭示了照搬历史发展路径限制了本省经济的发展上限。消费升级后各省通过需求牵引创新, 促使经济主体摆脱历史发展路径对经济发展上限的约束。回归系数收敛至零的现象反映出区域内的发展逻辑从被动追随邻省发展轨迹转向依托消费开辟差异化产业赛道的根本转变, 进而实现区域经济的差异化发展。

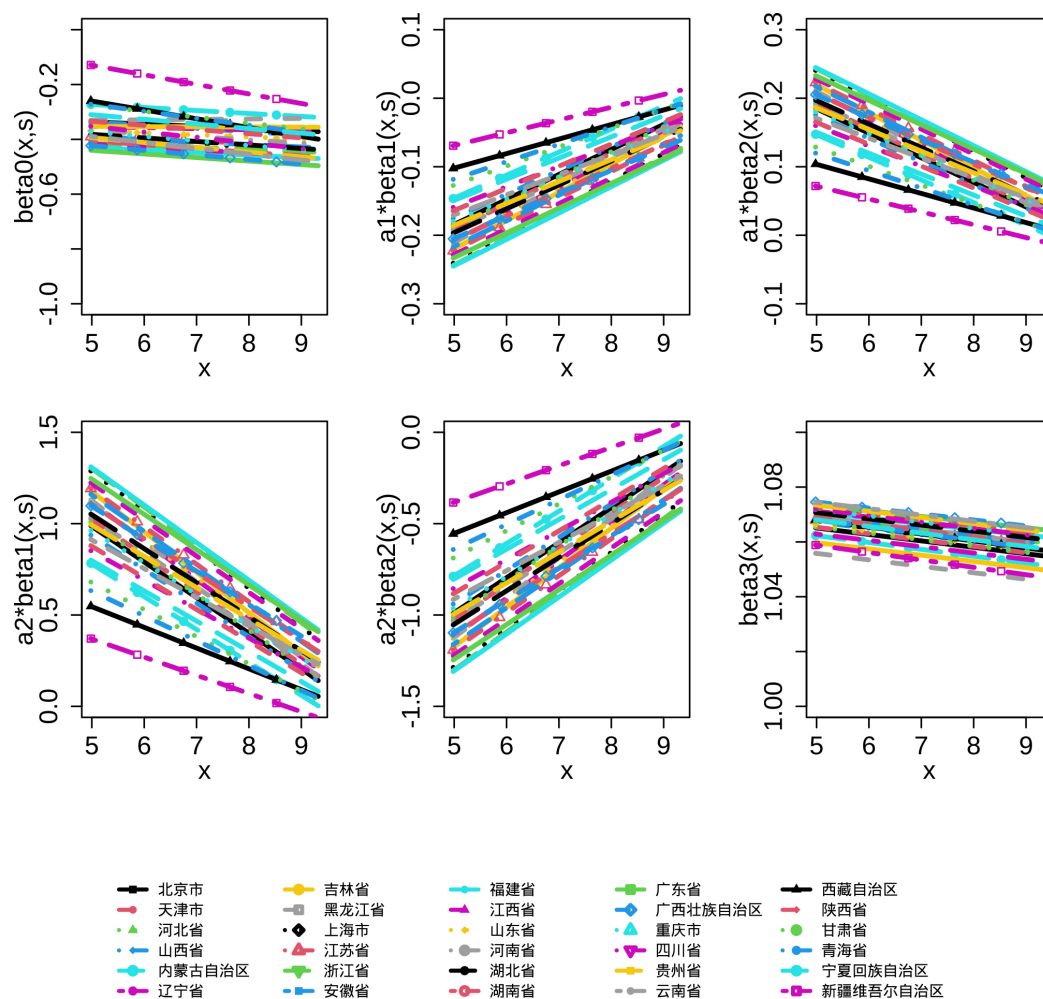


Figure 1. Model 3.2 The impact of residents' consumption in each province on the gross domestic produce
图 1. 模型 3.2 各省居民消费对国内生产总值的影响

全国时空滞后 GDP 回归系数的变动趋势进一步证实了上述规律: 全国一阶滞后经济发展水平的回归系数在低消费阶段因全国产业同质化严重, 导致了激烈的产业竞争。消费提升后因国内区域性市场网络的构建, 使得区域内各省有能力抵御外部的经济冲击, 回归系数的收敛印证了区域性市场网络内各省的经济内循环具有自主防御效能; 前两阶时空滞后经济发展水平在消费薄弱期表现为历史发展路径的压制效应, 即同质化传统产业限制了区域经济的发展。高消费阶段则依托区域创新共同体突破代际约束, 而弱正系数证实了内需驱动型增长对历史桎梏的破除, 对区域经济的强力驱动。

以安徽省为案例, 可验证其区域竞争随居民消费水平提升, 对时空滞后经济发展水平的响应机制与前述分析一致。邻省一阶时间滞后维度: 安徽在低消费阶段其经济产业内循环弱于江浙沪, 因此经济发

展较为依赖周边省份短期的经济溢出效应。但随着长三角一体化的推进以及安徽经济产业与江浙沪地区的深度协作, 安徽经济实现与长三角的同步发展, 于此同时本地消费支出增长与内需市场扩容形成产业市场壁垒, 能够缓冲邻省短期经济波动的冲击, 符合模型回归系数向零收敛且离散度下降的趋势, 印证安徽省与邻省竞争从被动防御向主动协同转变。邻省两阶时间滞后维度: 安徽经济相对欠发达时期的产业发展模式多参照邻省, 或承接传统产业, 虽然获得正向的空间溢出效应, 但产业存在显著的经济发展上限。消费升级后, 安徽以需求牵引创新突破传统产业发展约束, 从产业层面发展智能家电家居等新兴产业激活当地消费市场, 从场景层面打造合肥新粮仓“商文旅融合”案例, 以消费为导向开辟差异化发展赛道, 实现经济发展从路径依赖到自主创新的转型。全国时空滞后 GDP 维度, 低消费阶段存在全国产业同质化激烈竞争, 安徽通过融入长三角, 构建区域市场网络强化抵抗经济冲击的能力, 推动本地消费提升; 高消费阶段依托长三角区域创新共同体, 突破传统产业代际约束, 实现区域内需驱动经济增长。

4. 结论建议

分析结果表明, 消费扩张是促进区域竞争格局重组, 推动区域经济发展的根本动力。消费水平的提高表明区域内需市场的扩大, 这增强了区域内市场对外部经济冲击的抵抗力。在此基础上通过区域经济合作形成区域内差异化产业链结构, 进而打破各地区经济发展对传统发展路径的过度依赖, 推动地区产业改革创新, 充分释放经济发展潜能, 最终实现区域产业协同发展, 经济水平同步提升。根据上述实证分析结果, 可以提出如下对策。

(1) 保障居民收入、释放居民消费潜能

首先, 在制造业、服务业等重点产业扩大岗位招聘确保劳动力就业市场的稳定, 同时推进岗位技能培训、保护劳动者合法权益来提高居民就业质量, 保障居民具有长期可靠且稳定的收入来源。在此基础上根据经济发展增速、劳动生产率提升等要素动态调整薪资水平, 完善居民工资性收入长效增长机制, 以确保居民收入能长期稳定增长, 实现居民消费潜力的不断增加。其次, 深化收入分配体制改革, 提高劳动报酬在初次分配中的占比, 完善再分配调节机制, 缩小收入差距; 完善社会保障制度, 减少居民在医疗、养老、失业等领域意外性的经济压力。通过保障居民收入增长稳定、减少居民不确定性支出、提高居民抗风险能力, 来弱化居民预防性储蓄的动机、降低居民预防性储蓄存量、提高居民消费能力与消费意愿, 实现居民消费潜能的系统释放。

(2) 优化消费市场结构, 促进区域产业合作

首先, 深度融合扩大内需与供给侧结构性改革两大战略, 形成高水平需求牵引供给, 供给创造需求的动态均衡。一方面避免同质化产业结构导致的过量供给与不必要市场竞争, 破坏消费市场的稳定性; 另一方面根据消费市场需求解决由于供给不足导致内需市场存在消费短板的问题, 确保消费市场结构完整。其次, 将居民消费需求作为产业结构优化与技术创新突破的导向, 构建对消费市场需求变化高灵敏的产业供给体系。可以通过大数据、物联网等技术精准捕捉居民消费需求与趋势, 将生产要素向高需求潜力领域集中; 另一方面, 将需求作为技术创新的动力, 加大技术研发投入以满足居民对产品功能、品质、体验的新要求, 推动传统产业向高端化、智能化转型。最后, 基于区域内消费升级趋势与本地现有产业基础发展新型特色产业, 通过区域产业协作, 培育地区异质性产业, 避免区域内产业结构同质化的市场竞争和产业重复建设的资源浪费, 实现区域内产业链分段协作, 形成特色产业。

上述策略体现“收入影响消费、消费扩大内需, 内需牵引产业升级”的产业转型逻辑, 对推动区域经济发展模式从外溢追赶向内需引领的转变, 实现经济的持续健康发展具有一定的指导意义。

尽管本研究从消费驱动经济增长的角度提供了有价值的经验证据, 但仍存在一些局限性。正如李青伦[19] (2016)的研究证实消费支出与 GDP 之间存在双向格兰杰因果关系, 因此本文的局限在于忽略了消

费与 GDP 之间存在双向因果关系。本文模型的基本设定是验证消费支出对 GDP 的拉动效应, 然而, 在经济理论中经济增长能够通过提高居民可支配收入实现消费需求提高, 消费与 GDP 之间存在的强相关性可能同时呈现“需求拉动”和“收入推动”两种关联模式, 因此, 研究估计出的消费系数可能不是纯粹的“需求拉动”的模型。由于数据和方法上的限制, 本研究未能彻底解决这一问题, 因此本文更倾向于将回归稀释解释为消费支出与 GDP 之间关联强度的依据, 而非严格的因果效应。

致 谢

作者对撰写文章时提供帮助的师生表示感谢。

参考文献

- [1] 李洪雄, 汪浩瀚. 向量自回归模型与向量误差修正模型预测功能的比较——基于我国国内生产总值和居民消费支出变量的实证研究[J]. 宁波大学学报(理工版), 2011, 24(2): 119-123.
- [2] 冶涛. 国内生产总值影响因素实证分析——以新疆 GDP 增长因素为例[J]. 金融经济, 2012(16): 36-38.
- [3] 闫莉莉. 国内生产总值与消费需求关系的计量分析[J]. 大众科技, 2014, 16(7): 209-210+216.
- [4] 石咏梅. 最终消费支出与国内生产总值互动关系实证研究——基于 1978-2011 年的经验数据[J]. 商业时代, 2014(17): 8-10.
- [5] 文静. 影响国内生产总值的因素分析[J]. 商业文化(下半月), 2011(5): 109.
- [6] 张天霞. 云南进出口企业对国内生产总值的影响分析[J]. 中国商贸, 2012(22): 197-198.
- [7] 吴丽, 张丽娟. 第三产业增加值与国内生产总值关系的实证分析[J]. 东方企业文化, 2013(9): 125+71.
- [8] 程静. 国内生产总值影响因素分析[J]. 经济研究导刊, 2014(7): 7+46.
- [9] 刘雪敏. 对国内生产总值的影响因素分析[J]. 现代营销(经营版), 2020(2): 80.
- [10] 刘莫凝. 国内生产总值影响的影响要素及其实证分析[J]. 中国市场, 2020(24): 53-55.
- [11] 韩乔, 魏子鲲, 王建忠, 等. 我国国内生产总值影响因素研究[J]. 合作经济与科技, 2021(1): 11-13.
- [12] 张昊. 居民消费扩张与统一市场形成——“本土市场效应”的国内情形[J]. 财贸经济, 2020, 41(6): 144-160.
- [13] 任光辉. 市场规模扩张、区际分工转换与“义乌商圈”之谜——一个基于新经济地理的分析[J]. 经济研究导刊, 2008(1): 147-149.
- [14] 王思薇, 陈西坤. 中国区域经济高质量发展水平测度、空间分布及动态演进[J]. 统计与决策, 2023, 39(21): 90-96.
- [15] 吴蕾, 沈一杰. 中国经济高质量发展时空演变特征与影响因素研究[J/OL]. 中国商论, 2025: 1-5. <https://doi.org/10.19699/j.cnki.issn2096-0298.2025.20.001>, 2025-07-25.
- [16] Lu, Z., Ren, X. and Zhang, R. (2023) On Semiparametrically Dynamic Functional-Coefficient Autoregressive Spatio-Temporal Models with Irregular Location Wide Nonstationarity. *Journal of the American Statistical Association*, **119**, 1032-1043. <https://doi.org/10.1080/01621459.2022.2161386>
- [17] Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Springer Science & Business Media.
- [18] Box, G.E.P., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C., *et al.* (2015) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Wiley.
- [19] 李青伦. 我国国内生产总值与消费水平的实证分析[J]. 全国经济, 2016(8): 51-52.