

# 内需拉动经济增长的长期宏观效应

## ——基于长三角城市群的实证研究

胡晓辉<sup>1</sup> 马立行<sup>21</sup>

(1. 嘉兴学院 商学院, 浙江 嘉兴 314001;

2. 上海社会科学院 经济研究所, 上海 200020)

**【摘要】:** 新一轮高水平对外开放背景下推动经济高质量发展, 需要重新定位“三驾马车”动力与经济增长之间的关系。文章采用 1995–2017 年苏浙沪皖三省一市全域 41 个地级市以及狭义长三角 26 个城市的高维面板数据, 通过样本分割方法 (sample-splitting methods) 消除普通固定效应 (FE) 和 Arellano–Bond (AB) 方法的估计偏差, 以提高统计推断的准确性。结果证实: “三驾马车”的长期宏观效应假设, 尤其是内需对经济增长的作用被低估, 在 DFE 去除偏差后得到更高的估计量。在正视对外开放因素基础上, 为立足内需和消费, 提供了更有力的支持。

**【关键词】:** 内需 经济增长 样本分割 长期效应

**【中图分类号】:** F124.1; F127 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1007–5097 (2020) 11–0001–08

### 一、问题提出

灰犀牛叠加黑天鹅 (新冠肺炎疫情), 全球竞争日趋激烈、复杂、尖锐, 中国发展更需要动力、活力和定力。任何国家和地区的经济增长都有赖于“三驾马车”拉动, 不同点在于消费、投资和出口的配置格局。自 1998 年开始, 我国实施“扩大内需”战略且历经多年, 但研究普遍认为国内需求 (尤其是消费) 依然不足。长期以来, 只有投资和出口“两驾马车”驱动的增长模式延缓了中国“产业结构转型”的步伐 (渠慎宁等, 2018)<sup>[1]</sup>, 促进经济增长向依靠消费、投资、出口协调拉动转变之路任重道远。刘伟等 (2014)<sup>[2]</sup> 思考过一个问题: 为何需求疲软而增长稳健? 他们的分析结果是由于宏观进度统计方法与指标的原因; 在另一篇文章中, 他们将此归结为增长率在潜在增长率区间外的短期停留所致 (刘伟等, 2019)<sup>[3]</sup>。虽然没能完美解释总量数据上的矛盾问题, 但本研究受此启发, 进一步思考消费需求数据与 GDP 年度增长之间的矛盾, 是否可能因为忽视了消费需求对经济增长的长期动态效应, 从而低估内需的作用? 在当前由高速增长向中高速增长过渡时期, 有助于探索建立扩大消费需求的长效机制。按照《关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》部署, 增强消费对经济发展的基础性作用。

作为发展强劲的全国性增长极和高质量发展样板区, 长三角城市群的经济增长率变化具有风向标的作用。长三角区域一体化目的是探索全国范围内区域一体化发展的路径模式, 在更高的能级和水平上参与全球合作与竞争。对内推进一体化进程, 使得更多外围城市受益于核心城市的溢出效应; 对外打造具有较强国际竞争力的世界级城市群, 成为亚太地区重要的国际门户。

**基金项目:** 浙江省社会科学规划一般项目“浙江大湾区世界级医疗装备制造业集群的培育机制研究” (19NDJC150YB)

**作者简介:** 胡晓辉 (1975–), 男, 浙江温州人, 讲师, 经济学博士, 研究方向: 产业经济, 政策评估;

马立行 (1954–), 男, 江苏苏州人, 研究员, 博士生导师, 经济学博士, 研究方向: 创新经济管理。

在内外两个方向和关键领域，都需要重新评估该区域“三驾马车”动力对经济增长的促进作用，尤其是高质量发展强调长期效应而非短期效应。

“三驾马车”动力被诟病的最大问题为短期静态分析，本研究贡献主要体现在：强调内需拉动经济增长的长期动态效应，结合需求驱动经济的多维度性，并在估计方法上进行纠偏改进，区分狭义长三角与广义长三角地区的宏观效应，为深度城市化等方面提出有关建议。本文余下部分的结构安排如下：第二部分对相关文献进行梳理与总结；第三部分进行研究设计，包括面板数据模型设定、研究方法选择、变量定义和样本筛选等；第四部分对长三角城市群的区域经济增长进行检验与比较；第五部分为结论与启示。

## 二、文献综述

支出法计算的 GDP 指标由三大需求组成，即消费需求、投资需求和净出口需求。对中国转型中内需不足的成因进行分析，发现消费不足是内需不足的主要体现（何代欣，2017）<sup>[4]</sup>。越来越多的学者意识到，过多的投资会挤占人力资本的增长份额，进而抑制经济发展（李强等，2012）<sup>[6]</sup>。也有观点认为固定资产投资的作用会因经济发展水平不同而出现差异（Goumrhar et al., 2017）<sup>[6]</sup>，固定资产投资对中国中部地区经济增长的影响明显高于东部和西部地区（任歌，2011）<sup>[7]</sup>。在经济新常态背景下，对外贸易和中国经济增长之间不再是简单的线性关系。净出口对经济增长的作用存在多层次非线性的特点，经济的开放程度直接影响作用临界点和作用区间（谷克鉴等，2016）<sup>[8]</sup>。林发勤等（2018）则通过对中国经济事实的分析，发现国际贸易与收入增长之间存在倒 U 型分布关系<sup>[9]</sup>。

内需和外需对经济增长的影响毋庸置疑。近年来，国内学者深入探讨了内外需求的影响效果与作用机理。

（1）就影响效果而言，目前大量的研究强调内需的基础性作用。章潇萌等（2016）使用两国、三部门模型分析我国 1992-2014 年的产业结构转型路径，将产出结构进行分解，发现“本国效应”的重要性增强，“开放效应”的重要性减弱，提出从长期考虑，我国产业结构调整在正视对外开放因素合理性的基础上，仍应立足内需<sup>[10]</sup>。殷杰兰（2018）研究 1978-2017 年我国居民收入、消费以及平均消费倾向的变化，得出结论：我国经济要保持持续稳定增长，必定要靠内需和消费<sup>[11]</sup>。刘瑞翔等（2015）划分时间段分解“三驾马车”对中国整体经济增长的贡献率，发现从 GDP 增长率来看，消费需求在“三驾马车”中处于末位，但从 TFP 贡献度指标来看，消费需求驱动经济增长的绩效水平是最高的，因此提倡向“三驾马车”均衡驱动转变<sup>[12]</sup>。

（2）就作用机理而言，部分研究发现，内需发挥基础性作用呈现明显的时间阶段特征。王维等（2018）基于状态空间变化概念，分析 1978-2013 年我国投资、消费、出口与经济增长的关系。结果表明，改革开放后，投资和出口对经济增长的拉动作用均呈现先升后降的趋势，消费对经济的拉动作用呈现上升趋势，且已成为推动经济发展的最大动力<sup>[13]</sup>。李建伟（2018）回顾中国经济改革 40 年的历程，对经济增长需求拉动模式的判断是，早期内需拉动为主转变为内需和外需共同拉动，最后再度转向内需拉动为主<sup>[14]</sup>。另有一些研究发现，内需充分发挥作用存在边界条件等。杨子荣等（2015）构建面板门限模型，研究结果显示：当投资率较低时（ $<0.384$ ），增加投资能有效拉动经济增长，当投资率较高时，增加投资对经济增长的拉动作用将不再显著；消费拉动经济增长也存在有效边界，当投资效率较低时（ $<1.201$ ），增加消费会抑制经济增长，当投资效率足够高时，增加消费才能够有效拉动经济增长<sup>[15]</sup>。但该研究运用的数据年限过短，仅为 2 年（2012-2013 年），无法体现长期效应。郑江淮等（2018）从需求侧、供给侧及结构转换视角探寻中国经济发展的动力来源，发现持续上升的增长动能已转到要素、企业、居民等微观主体动能上<sup>[16]</sup>。

以上文献对中国“三驾马车”错配格局提供了很多解释，研究基本上运用全国层面数据，涉及长时间段或分阶段分析，但主要估计瞬时或短期效应。本研究以此为基础，在空间上针对特定区域的经济增长，并将静态分析进一步拓展到长期动态效应。

## 三、面板数据模型及估计方法

### （一）模型设置

假设一个地区的生产分为内需部门（X）和出口部门（NX）两个部门，使用 Cobb-Douglas 型生产函数进行线性化，计算国内需求和出口对产出的影响。为获得一致性、稳健的估计量，可增加因变量和自变量的时间效应，如方程（1）所示：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it} + \alpha_2 nx_{it} + \alpha_3 \sum_{j=1}^n y_{it-j} + \alpha_4 \sum_{j=1}^n x_{it-j} + \alpha_5 \sum_{j=1}^n nx_{it-j} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，i 表示城市；t 表示年份；j 表示滞后期的长度； $\delta_0$  是常数项（假设城市间不存在异质性）；参数  $\delta_i$  是不可观测的城市异质性； $\varepsilon_{it}$  是误差项；参数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  分别表示国内需求和出口相对于产出的弹性，估计这两个参数，就可以确定哪个部门对产出有更大的直接影响；参数  $\alpha_3$  是因变量滞后项的估计系数， $\alpha_4$  和  $\alpha_5$  是分别是内需和出口变量滞后项的估计系数。

式（1）的自变量没有构成产出的所有变化源。这意味着，参数并不能完全解释因变量。根据经典宏观经济理论还有其他因素解释城市间的经济增长率差异，为此可在式（1）纳入一系列协变量（ $Z_{it}$ ），以分析区域和其他因素的结构特征，包括产业结构、FDI、人口数量等，如式（2）所示：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it} + \alpha_2 nx_{it} + \alpha_3 \sum_{j=1}^n y_{it-j} + \alpha_4 \sum_{j=1}^n x_{it-j} + \alpha_5 \sum_{j=1}^n nx_{it-j} + \alpha_6 Z_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

利用 Hausman 检验，可以确定具有固定效应的面板数据模型最适合于分析内需和出口对经济增长的影响。为评估长期效应，本研究考虑如下动态线性面板数据模型：

$$Y_{it} = \delta_i + \zeta_t + D'_{it}\alpha + W'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad i=1, \dots, N; \quad t=1, \dots, T \quad (3)$$

其中， $Y_{it}$  是观测个体 i 在 t 时的经济增长结果； $D_{it}$  是主要关注的处理变量；估计系数  $\alpha$  是预测效果； $W_{it}$  是协变量或控制变量，包括常数项  $\alpha_0$  和  $Y_{it}$  的滞后项； $\delta_i$  和  $\zeta_t$  是不可观测的城市固定效应和时间固定效应，可以与  $D_{it}$  相关；误差项  $\varepsilon_{it}$  在每个单位 i 和时间 t 满足弱外生性条件式（4）时，归一化为零均值。

$$\varepsilon_{it} \perp I_{it}, \quad I_{it} := \{ (D_{it}, W_{it}, \zeta_t)'_{s=1}^T, \delta_i \} \quad (4)$$

除了动态线性面板模型（3）中由系数  $\alpha$  衡量经济增长的短期效应外，本研究感兴趣的是长期效应，如式（5）所示：

$$\alpha / \left( 1 - \sum_{j=1}^T \beta_j \right) \quad (5)$$

其中，系数  $\beta_1, \dots, \beta_T$  分别对应于  $Y_{it}$  的滞后项。根据 Akaike（1974）、Schwartz（1978）、Hannan 和 Quinn（1979）的

准则，确定滞后  $j$  的最优长度。

假设  $Z_i := \{(Y_{it}, D'_{it}, W'_{it})'\}_{t=1}^T$ ，观测单位  $i$  的这些变量是独立同分布的，且符合其他常规的假设。面板数据模型估计的主要问题是处理未观测到的效应，主要考察两种方法：固定效应（FE）方法与 Arellano-Bond（AB）方法。

## （二）固定效应（FE）方法

固定效应方法将个体效应和时间效应作为模型中 OLS 估计的参数：

$$Y_{it} = D'_{it}\alpha + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， $X_{it} := (W'_{it}, Q'_i, Q'_t)'$ ， $Q_i$  是观测单位的  $N$  维向量，当在第  $i$  个位置时取值=1，否则取值=0； $Q_t$  是时间周期的  $T$  维向量，当在第  $t$  个时点取值=1，否则取值=0。 $Q_i$  和  $Q_t$  的系数  $\gamma$  分别称为个体固定效应和时间固定效应。就本研究目的而言，它们可以看作是分数函数（the score function）的 GMM 估计量。

$$g(Z_i, \alpha, \gamma) = \{(Y_{it} - D'_{it}\alpha - X'_{it}\gamma) M_{it}\}_{t=1}^T \quad (7)$$

其中， $M_{it} := (D'_{it}, X'_{it})'$ 。固定效应（FE）估计的  $N/(NT) = 1/T$  阶是有偏差的，由于  $NT$  观测具有  $N$  个干扰参数的估计，且随着  $T$  增大，偏差减小。当  $NT$  和  $T$  都变大时，估计系数  $\hat{\alpha}$  接近真实  $\alpha$ ，但与随机误差的阶数  $1/\sqrt{NT}$  相比，估计量的偏差仍然过大，可能导致无效估计。因此，需要使用偏差校正方法来恢复统计推断的有效性。

## （三）Arellano-Bond（AB）方法

AB 方法采取时间差分、变量差分以及运用矩条件，消除个体固定效应  $a_i$ 。即通过定义随机变量  $V_{it}$  的差分  $\Delta V_{it} = V_{it} - V_{it-1}$ ，并应用到式（3）的两边得到式（8）：

$$\Delta Y_{it} = \Delta D'_{it}\alpha + \Delta X'_{it}\gamma + \Delta \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， $X_{it} := (W'_{it}, Q'_t)'$ 。根据弱外生条件式（4），则  $\Delta \varepsilon_{it} \perp (Dis, Wis)_{s=1}^{t-1}$ ， $t=1, \dots, T$ ，意味着可以用 GMM 方法对分数函数进行估计和推断。

$$g(Z_i, \alpha, \gamma) = \{(\Delta Y_{it} - \Delta D'_{it}\alpha - \Delta X'_{it}\gamma) M_{it}\}_{t=2}^T \quad (9)$$

其中， $M_{it} = [(D'_{is}, W'_{is})_{s=1}^{t-1}, Q'_t]$ 。当  $T$  很小时，AB 估计量  $g(Z_i, \alpha, \gamma)$  具有很好的性质，但当  $T$  较大时，使用了许多个矩条件（ $m=O(T^2)$ ），从而导致  $m/NT = O(T/N)$  阶偏差，相对于估计量的随机误差  $1/\sqrt{NT}$  的值可能过大，也需要采用偏差校正方法来恢复其有效性。

## （四）偏差纠正的 DFE 估计方法

在 FE 方法中， $\alpha$  的维数较低，但扰动参数  $\gamma$  的维数  $p$  较高。当  $n \rightarrow \infty$ ，而  $d\alpha = \dim(\alpha)$  固定时，可近似为  $p = \dim(\gamma) \rightarrow \infty$ 。在 AB 方法中，矩条件的个数  $m = \dim(g(Z_i, \alpha, \gamma))$  可能很高，所以当  $n \rightarrow \infty$  时，可近似为  $m \rightarrow \infty$ 。这两种情况都存在一个速率条件<sup>[17]</sup>：

$$\begin{aligned} & \text{当 } (p \vee m)^2 < n, \text{ 且 } n \rightarrow \infty, \text{ 则} \\ & (p \vee m)^2/n \rightarrow 0 \end{aligned} \quad (10)$$

然而，GMM 估计的标准近似正态性和一致性结果仍然成立<sup>[18]</sup>，即

$$\sqrt{n} (\hat{\alpha} - \alpha) \overset{d}{\sim} N(0, V_{11}) \quad (11)$$

其中， $V_{11}$  对应于  $\hat{\alpha}$  的 GMM 估计量渐近方差的  $d\alpha \times d\alpha$  左上角块。

速率条件式 (10) 也可以解释为较小偏差条件。当  $p=O(N_2+T_2)$  和  $n=NT$  时，该条件在 FE 方法中不能成立；当  $T$  很大时，由于  $m=O(T_4)$  和  $n=NT$ ，该条件在 AB 方法中不能成立。为理解速率条件式 (10) 的来源，首先关注  $\hat{\alpha}$  关于  $\alpha$  的渐近二阶展开式：

$$\hat{\alpha} - \alpha = Z_n/\sqrt{n} + b/n + r_n \quad (12)$$

其中， $Z_n \sim aN(0, V_{11})$ ， $b=O(p)$  是展开二次项的一阶偏差项， $r_n$  是高级残差，如  $r_n=O_p((p/n)^{3/2}+p^{1/2}/n)$ 。为使公式 (11) 成立，需要满足下面两个条件：

$$\begin{aligned} & \sqrt{n} b/n \rightarrow 0, \text{ i.e. } p^2/n \rightarrow 0; \\ & \sqrt{n} r_n \rightarrow p0, \text{ i.e. } p^{3/2}/n \rightarrow 0 \end{aligned} \quad (13)$$

以某种方式消除了偏差，就可以将速率条件式

(5) 改进到后面的较弱条件中。实践中，常见有多种消除偏差的方法，如 bootstrap、leave-one-out 等，本研究主要讨论分割样本偏差纠正方法。对于样本分割 (DFE) 的估计量，偏差的来源是单位固定效应的估计，所以沿着时间序列维度将面板数据拆分。根据 Dhaeneetal. (2015) [19] 的研究，各拆分子面板包含了观测值  $\{i=1, \dots, N; t=1, \dots, \lceil T/2 \rceil\}$  和  $\{i=1, \dots, N; t=\lfloor T/2 \rfloor, \dots, T\}$ ，其中  $\lceil \cdot \rceil$  和  $\lfloor \cdot \rfloor$  是高限和低限函数。该拆分保留了时间序列结构，并提供了两个相同数量的单位固定效应的面板，其中有  $T/2$  观测值，这些观测数据对每个结果都有信息，因此，第一个面板包含观测值  $\{i=1, \dots, \lceil N/2 \rceil; t=1, \dots, T\}$ ，第二个面板包括观测值  $\{i=\lfloor N/2 \rfloor, \dots, N; t=1, \dots, T\}$ ，两者矩条件的数量分别是原始面板数据的一半。为降低可变性，本研究将样本分成平均的两部分，计算  $\hat{\alpha}(1)$  和  $\hat{\alpha}(2)$  两部分的估计量，得到  $\tilde{\alpha} = (\hat{\alpha}(1) - \hat{\alpha}(2))/2$ ，然后设定： $\tilde{\alpha} = \alpha - (\alpha - \hat{\alpha}) = 2\alpha - \hat{\alpha}$ 。假设全样本中估计相同数目的干扰参数，并使用相同的矩条件，且这些部分是同质的，那么  $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\alpha}(1)$  和  $\hat{\alpha}(2)$  的一阶偏差分别为  $b/n$ 、 $b/(n/2)$  和  $b/(n/2)$ ，则  $\tilde{\alpha}$  的一阶偏差为：

$$\frac{2b}{n} - \left( \frac{1}{2} \left[ \frac{b}{n/2} \right] + \frac{1}{2} \left[ \frac{b}{n/2} \right] \right) = 0 \quad (14)$$

由此去除偏差之后，得到新的速率条件就变弱，如式（15）所示：

$$(p \vee m)^{3/2}/n \rightarrow 0 \text{ 当 } n \rightarrow \infty \tag{15}$$

类似式（11），修正后 GMM 估计量的近似正态性和一致性结果仍然成立：

$$\sqrt{n} (\check{\alpha} - \alpha) \overset{d}{\sim} N(0, V_{11}) \tag{16}$$

四、实证研究

本研究的目的是分析 1995-2017 年内部需求与出口部门对长三角城市群经济增长的影响，以验证文献综述所呈现内需拉动经济增长的具体区域特征。研究分为三个步骤：首先，将《长江三角洲城市群发展规划》（2016）所包含的 26 个城市（上海 1 个、江苏 9 个、浙江 8 个、安徽 8 个）界定为狭义长三角，将苏浙沪皖三省一市全域所包含的 41 个地级市界定为广义长三角。对狭义长三角 26 个城市和广义长三角 41 个城市分组的内部需求和外部需求变量分别进行初步固定效应估计；其次，主要研究居民消费需求的时间动态，在动态面板模型中加入因变量 Y 的最优滞后项，并估计式（5）所确定的长期效应；最后，根据理论和实证证据，进一步加入协变量（产业结构、FDI 和人口数量），以分析该地区其他结构特征以及其他因素对经济增长的长期影响。

（一）变量说明

研究常用一些容易获取的经济统计指标对相应构成项目做替代分析，比如利用社会消费品零售总额替代居民消费（毛中根等，2015；刘伟等，2014）<sup>[20, 21]</sup>；用财政支出替代政府消费（陈高等，2014；李君妍等，2015）<sup>[21-22]</sup>；用全社会固定资产投资替代固定资本形成总额（李晖等，2018）<sup>[23]</sup>；用海关统计的贸易差额替代货物和服务净出口（刘修岩等，2013）<sup>[24]</sup>。到目前为止，很难找到比这些指标更好的替代指标来分析居民消费、政府消费、固定资本形成总额等（许宪春，2010）<sup>[25]</sup>。消费需求等单变量方法可能无法识别对经济增长的真正“独立”效应，本研究将某种需求作为解释变量的时候，其他两种需求作为控制变量纳入模型分析，还包括三个描绘区域特征的协变量（产业结构、FDI 和人口数量），具体见表 1 所列。

表 1 变量定义

| 变量      | 变量名称（单位）        | 简写      | 指标说明       | 指标含义           |
|---------|-----------------|---------|------------|----------------|
| 1. 因变量  | 国内生产总值（亿元）      | GDP     | ln(GDP)    | 支出法计算的 GDP 取对数 |
| 2. 内需变量 | 消费品零售总额（万元）     | TRS     | ln(TRS)    | 居民非食品支出取对数     |
|         | 全社会固定资产投资总额（万元） | IFA     | ln(IFA)    | 固定资产投资总额取对数    |
|         | 地方政府财政支出（万元）    | FisE    | ln(FisE)   | 财政支出取对数        |
| 3. 外需变量 | 出口总额（万元）        | Export  | ln(Export) | 出口总额取对数        |
| 4. 区域特征 | 产业结构（%）         | Sec_Ter | Sec/Ter    | 二产/三产比重        |
|         | 外商直接投资（万元）      | FDI     | ln(FDI)    | 外商直接投资额取对数     |
|         | 常住人口（万人）        | Pop     | ln( Pop)   | 常住人口取对数        |

（二）样本选择与数据说明

研究采用 1995-2017 年苏浙沪皖 41 个地级市的高维面板数据。为保持分析的简单性，使用数据集中提取 41 个城市组成的平衡子面板，观测数均为 943 个。表 2 列出除了协变量之外所有变量的描述性统计，各变量取对数之后的均值、方差甚至偏度都比较接近。国内生产总值（GDP）即为结果变量  $Y_{it}$ ，消费需求（TRS）等经济动力指标就是处理变量  $D_{it}$ 。

表 2 描述性统计

| 变量名称 | GDP   | TRS   | Export | IFA    | FisE  |
|------|-------|-------|--------|--------|-------|
| 均值   | 6.682 | 5.616 | 4.372  | 5.778  | 4.308 |
| 方差   | 1.662 | 1.784 | 5.551  | 2.935  | 2.450 |
| 偏度   | 0.164 | 0.130 | 0.089  | -0.265 | 0.097 |
| 峰度   | 2.547 | 2.612 | 2.455  | 2.166  | 2.227 |
| 观测数  | 943   | 943   | 943    | 943    | 943   |

（三）实证结果解析

本研究使用上文描述的模型设置和计量经济方法，分析“三驾马车”对经济增长的因果效应，并进行固定效应偏差纠正的应用。

1. 城市分组普通固定效应模型

将三省一市 41 个城市与长三角城市群 26 个城市分组进行普通固定效应回归分析，结果见表 3 所列。发现内需（TRS、IFA 与 FisE）对 GDP 的影响保持稳定，其显著性参数范围在 0.07-0.69 之间，外需（Export）的估计系数为负值，但统计意义上并不显著。本研究结果验证了文献中有关内需的基础性作用<sup>[10-11]</sup>，尤其是消费需求（TRS）。另外，“三驾马车”也并非同时发挥重要的作用，估计参数  $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$  的情况表示，也不是单一动力就可完全拉动经济增长，基本符合刘瑞翔等（2015）得出的全国需求结构失衡状态<sup>[12]</sup>。具体来讲，长三角城市群主要靠双引擎驱动，但不是渠慎宁等（2018）<sup>[1]</sup>所谓的投资与出口，而是消费与投资。其中，狭义长三角城市群的居民消费需求（TRS）和投资需求（IFA）估计系数大于广义城市群，狭义长三角城市群的政府消费需求（FisE）估计系数小于广义城市群。总体结果表明，就整个区域而言，内需增长率对国内生产总值增长率具有显著的正向作用，其对狭义长三角的影响要大于广义长三角，可以用地区城市化水平的差异来解释。

表 3 41 个城市和 26 个城市分组回归

| 城市分组                              | 4 省市 41 个城市 |       | 长三角 26 个城市 |       |
|-----------------------------------|-------------|-------|------------|-------|
|                                   | 系数          | 标准误   | 系数         | 标准误   |
| TRS                               | 0.546***    | 0.102 | 0.694***   | 0.052 |
| Export                            | -0.003      | 0.029 | -0.013     | 0.032 |
| IFA                               | 0.074***    | 0.028 | 0.112***   | 0.035 |
| FisE                              | 0.202***    | 0.073 | 0.085***   | 0.032 |
| 常数项                               | 2.333***    | 0.303 | 1.908***   | 0.124 |
| F 值                               | 1033.70***  | —     | 1103.87*** | —     |
| R <sup>2</sup> <sub>within</sub>  | 0.967***    | —     | 0.977***   | —     |
| R <sup>2</sup> <sub>between</sub> | 0.964***    | —     | 0.969***   | —     |
| R <sup>2</sup> <sub>overall</sub> | 0.953***    | —     | 0.969***   | —     |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

## 2. 无协变量的动态面板模型

为研究内外需求的时间动态，使用线性面板模型（3）控制未观测的地区效应、时间效应和 GDP 的动态性，其中  $W_{it}$  包含最优滞后项  $Y_{it}$ ，根据准则确定式（5）滞后  $j$  的最优长度为四阶。弱外生性条件（4）意味着“三驾马车”和 GDP（过去、同期和未来）冲击是正交的，而这些冲击是不相关的（因为  $W_{it}$  包含  $Y_{it}$  滞后值）。如前所述，由于 AB 和 FE 方法不能满足较小偏差条件。其中，AB 方法利用  $m=632$  矩条件估计  $p=169$  个参数（ $n=NT=147 \times 18=2646$ ），以前面 5 个周期为初始条件，使  $(m \vee p)^2/n \approx 150$ （ $632 \times 632/2646=150.95$ ）不接近于零。FE 方法估计利用  $p=170$  个参数， $n=N \times T=147 \times 19=2793$ ，以前面 4 个周期为初始条件，得到不接近于零的  $(m \vee p)^2/n \approx 10$ （即  $170 \times 170/2793=10.35$ ）。故本研究采用 DFE 实现样本分割消除固定效应估计偏差，长期效应则通过在式（5）中插入系数的估计得到。

表 4 列出将居民消费需求（TRS）作为解释变量而无协变量情况下，分别采用 FE、AB 和 DFE 三种方法，并根据模型方程（1）和（2）估计城市群所得到的实证结果。三种方法估计产生了非常相似的结果，长期效应估计系数都显著大于短期效应，但 DFE 估计的短期效应小于其他两种方法，尤其是狭义长三角城市，长期效应估计系数则相反，并且长期或短期估计系数与普通固定模型的 TRS 估计系数也不一致。长期效应与短期效应估计结果的差异性，既验证了郑江淮等（2018）<sup>[16]</sup> 有关经济增长动能的累积性作用，又为内需发挥基础性作用的时间阶段特征增添了一个全新的阐释。这些差异可能也表明，分析标准误差漏掉了较小面板中的估计所带来的额外抽样误差，需要探索更精细的问题（Chudik A et al., 2018）<sup>[26]</sup>。

表 4 无协变量的动态模型

| 估计方法                    | 4 省市 41 城市           |                |                      | 长三角 26 城市            |                |                     |
|-------------------------|----------------------|----------------|----------------------|----------------------|----------------|---------------------|
|                         | FE                   | DFE            | AB                   | FE                   | DFE            | AB                  |
| 短期效应 (TRS)              | 0.069***<br>(0.029)  | 0.064***<br>—  | 0.057***<br>(0.034)  | 0.053***<br>(0.308)  | 0.017***<br>—  | 0.041***<br>(0.030) |
| 一阶滞后 GDP                | 0.884**<br>(0.045)   | 1.047<br>—     | 0.785**<br>(0.051)   | 0.994**<br>(0.042)   | 1.148<br>—     | 0.956<br>(0.425)    |
| 二阶滞后 GDP                | -0.043<br>(0.054)    | -0.081<br>—    | -0.028*<br>(0.055)   | -0.038<br>(0.047)    | -0.048***<br>— | -0.029<br>(0.452)   |
| 三阶滞后 GDP                | -0.022<br>(0.081)    | -0.057<br>—    | 0.007<br>(0.063)     | -0.075*<br>(0.040)   | -0.073<br>—    | -0.069*<br>(0.038)  |
| 四阶滞后 GDP                | -0.029***<br>(0.014) | -0.026***<br>— | -0.038***<br>(0.017) | -0.023<br>(0.033)    | -0.055***<br>— | -0.016<br>(0.033)   |
| 长期效应 (TRS)              | 0.331***<br>(0.121)  | 0.403***<br>—  | 0.209***<br>(0.092)  | 0.3715***<br>(0.207) | 0.413***<br>—  | 0.257***<br>(0.175) |
| F 值/Wald                | F=9597.86***         | F=13742.36     | Wald=269911.86***    | F=9597.86***         | F=18587.19     | Wald=192000***      |
| R <sup>2</sup> _overall | 0.995***             | 0.996***       | —                    | 0.997***             | 0.998***       | —                   |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著；括号内的标准差由去偏估计的 bootstrap 获得。

### 3. 协变量动态面板模型

根据理论和实证证据，加入协变量（产业结构、FDI 和常住人口数），以分析各城市的结构特征以及其他因素对经济增长的影响。鉴于后续要分析这三种需求的短期和长期效应，且限于篇幅，本研究仅给出居民消费需求（TRS）的短期与长期效应估计系数，结果见表 5 所列。将表 5 与表 4 进行比较，发现协变量模型估计的短期和长期效应系数值均大于无协变量情况下的估计系数。这意味着，这些协变量对于经济增长具有统计意义非常显著的影响，添加该变量在很大程度上提高了模型的精准度。产业结构、FDI 与常住人口数等变量与消费需求存在密切联系，且都可能存在类似杨子荣等（2015）<sup>[15]</sup> 门限模型中的门槛值，因此可用来间接验证消费需求拉动经济增长是否存在有效边界等问题。DFE 估计的短期效应系数与其他两种方法（FE 和 AB）的差距缩小，短期效应和长期效应估计系数都大于另两种方法估计系数。长期效应估计系数仍然显著大于短期效应，尤其是 DFE 去偏方法估计的城市分群组中。FE 和 AB 方法发现类似的结果，居民消费需求（TRS）增加使经济增长在第一年大约增加 0.10%，长期增加了 0.4%，包括估计准确性（相对于标准误差）。DFE 方法发现，居民消费（TRS）使第一年的经济增长同样增加约 0.1%，从长远来看则增加约 0.7%，狭义 26 个城市长期效应系数比短期效应系数增大约 6.75 倍，41 个城市放大系数约 5.48 倍。

表 5 协变量动态模型

| 估计方法                    | 4 省市 41 城市          |               |                     | 长三角 26 城市           |               |                     |
|-------------------------|---------------------|---------------|---------------------|---------------------|---------------|---------------------|
|                         | FE                  | DFE           | AB                  | FE                  | DFE           | AB                  |
| 短期效应<br>(TRS)           | 0.096***<br>(0.034) | 0.127***<br>— | 0.105***<br>(0.051) | 0.082***<br>(0.034) | 0.107***<br>— | 0.086***<br>(0.038) |
| 一阶滞后<br>GDP             | 0.844<br>(0.044)    | 1.021<br>—    | 0.732<br>(0.052)    | 0.926<br>(0.050)    | 1.082<br>—    | 0.858<br>(0.050)    |
| 二阶滞后<br>GDP             | -0.033<br>(0.054)   | -0.071<br>—   | -0.013<br>(0.054)   | -0.023<br>(0.044)   | -0.031<br>—   | 0.002<br>(0.043)    |
| 三阶滞后<br>GDP             | -0.001<br>(0.070)   | -0.046<br>—   | 0.023<br>(0.051)    | -0.065<br>(0.036)   | -0.104<br>—   | -0.052<br>(0.032)   |
| 四阶滞后<br>GDP             | -0.020<br>(0.013)   | -0.021<br>—   | -0.033<br>(0.018)   | -0.009<br>(0.021)   | 0.026<br>—    | -0.010<br>(0.020)   |
| 长期效应<br>(TRS)           | 0.438***<br>(0.136) | 0.699***<br>— | 0.359***<br>(0.139) | 0.478***<br>(0.188) | 0.721***<br>— | 0.424***<br>(0.165) |
| R <sup>2</sup> _overall | 0.994***            | 0.995***      | —                   | 0.996***            | 0.997***      | —                   |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号内为标准差。

#### （四）稳健性检验

长三角城市群范围曾经历过多次扩容和调整，本研究为增强结论的有效性，采用城市群扩容的形式来检验“三驾马车”对经济增长的长期宏观效应。表 3 至表 5 呈现了从 26 个城市扩展到四省市全域（41 个城市）对经济增长的影响。无论从短期效应或是长期效应系数来看，并未出现正负号等较大的波动变化，说明 DFE 偏差纠正的实证结果是稳健的。需要说明的是，如表 4 至表 5 所呈现的，新进城市对整体短期似乎起到增长作用，但对长期效应起到稀释作用，估计系数均变小了，可能的原因是部分新进城市距离核心城市距离较远，且对外开放程度显著低于原 26 个城市，基本符合许建伟等（2016）的研究结论<sup>[27]</sup>。

除了居民消费（TRS）之外，本研究同样以 DFE 方法分城市群组分别估计其他两种需求（IFA、FisE 与 Export），限于篇幅

仅给出 DFE 方法的估计结果，具体见表 6 所列。由表 6 可见，长期效应同样被低估，并且这三个变量的估计系数要小于 TRS 系数。需要注意的是，Export 变量估计系数与表 3 有不同之处，意味着外部需求（Export）在 26 城市存在负向效应，而在 41 城市中无论是短期或长期来看仍然是正向作用，说明对于新加入的 15 个非核心城市来说，出口仍然发挥较大作用，东部向中部城市的制造业转移是有效的。

表 6 协变量的 DFE 估计系数

| 变量                      | 出口<br>(Export) |           | 固定资产投资<br>(IFA) |          | 财政支出<br>(FisE) |          |
|-------------------------|----------------|-----------|-----------------|----------|----------------|----------|
|                         | 41 城市          | 26 城市     | 41 城市           | 26 城市    | 41 城市          | 26 城市    |
| 短期效应                    | 0.018***       | 0.001***  | 0.065***        | 0.046*** | 0.061***       | 0.015*** |
| 一阶滞后 GDP                | 1.181          | 1.298     | 1.071           | 1.134    | 1.048          | 1.129    |
| 二阶滞后 GDP                | -0.084         | -0.053    | -0.073          | -0.046   | -0.080         | -0.049   |
| 三阶滞后 GDP                | -0.074         | -0.097    | -0.042          | -0.051   | -0.056         | -0.067   |
| 四阶滞后 GDP                | -0.046         | -0.103    | -0.032          | -0.043   | -0.027         | -0.050   |
| 长期效应                    | 0.095***       | -0.080*** | 0.426***        | 0.598*** | 0.391***       | 0.397*** |
| R <sup>2</sup> _overall | 0.998***       | 0.996***  | 0.998***        | 0.994*** | 0.997***       | 0.996*** |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

五、结论与启示

我国的区域发展仍然是非均衡的，内陆腹地纵深幅员辽阔，因此研究内需动力对区域经济增长的作用具有重要现实意义，深度城市化应该是全国范围内的若干个超级城市群同时发力。本文针对新一轮高水平对外开放背景下推动经济高质量发展的样板区域，比较 1995-2017 年长三角城市群的长期动态宏观经济效应。研究的主要结论为：

- （1）总体来说，“三驾马车”作为短期需求调节的工具促进了长三角地区的经济增长，并且扩大内需的作用显著强于其他动力。无 GDP 滞后项固定效应模型（表 3）与有滞后项动态模型（表 4、表 5）比较发现，非动态模型的短期增长效应均被高估，而拟合度较低（R2 约等于 0.96 相比 0.99 较小），显著性水平也较低。
- （2）多种模型的比较分析证实，内需的经济增长效应被严重低估，尤其是消费需求。有 GDP 滞后项的普通固定效应模型（FE）与纠偏估计方法（DFE）比较，短期增长效应被 FE 高估，而长期增长效应被 FE 低估，因此 FE 估计方法需要进行修正。相对于未修正的估计方法（FE 与 AB），DFE 对长期和短期增长效应估计值都有很大的影响，尤其是长期宏观效应。本研究也为有关中国经济增长因素的经验性分析提供了丰富的实践性证明。
- （3）为了更加深入地阐释长三角一体化促进区域经济增长以及引领长江经济带高质量发展的作用，本研究通过城市群扩容来检验增长效应的稳定性，结果显示，新进入城市可能由于产业结构、城市化水平、对外开放程度差异等原因，在一定程度上对经济增长的促进作用较弱。

---

本研究结论对探索实现《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》(2019)的具体路径、长三角城市群扩容、一体化发展推进、发掘新动能等方面具有如下几点启示。

(1) 大力发挥消费拉动我国区域经济增长的主要动力作用。在服务消费、线上消费等增速较快的领域,为居民创造良好的消费环境,适应群众多元化的消费需求,增强人们的消费意愿,不断提升居民的消费能力,尤其在当前克服新冠肺炎疫情带来地区间流动受限等不利影响的情况下。

(2) 关注内需拉动经济增长的时间特征和累积效应,及时调整经济增长模式。纳入多阶滞后项 GDP,相当于不仅仅采用单一的消费支出变量,引入消费驱动经济的多维度性。本研究表明,在不同的发展阶段,政府应积极引导经济增长动力转换,以促进区域经济增长。

(3) 准确把握区域经济增长动力发挥作用的有效边界,包括地理距离相关的有效边界。狭义长三角 26 个城市的短期增长效应比 4 省市 41 个城市的估计系数要小,而长期效应的估计系数则相反,意味着城市群扩容短期有利,长期效果不明显,因此仍然需要围绕重点区域和重点领域进行突破,“以点带面”加快一体化进程。也间接证明,部分学者提出“新三驾马车”中的城市化深入仍然是一个渐进的过程,东部城市的主要任务是精细化运作,而中部城市首先要通过接续产业转移、实现产业转型。

#### 参考文献:

- [1]渠慎宁,李鹏飞,吕铁,等.“两驾马车”驱动延缓了中国产业结构转型?——基于多部门经济增长模型的需求侧核算分析[J].管理世界,2018(1):66-77.
- [2]刘伟,蔡志洲.宏观经济决策与宏观进度统计:为何需求疲软增长稳健[J].经济学动态,2014(8):4-8.
- [3]刘伟,蔡志洲.经济周期与长期经济增长——中国的经验与特点(1978-2018)[J].经济学动态,2019(7):4-8.
- [4]何代欣.大国转型与扩大内需:中国结构性改革的内在逻辑[J].经济学家,2017(8):19-26.
- [5]李强,郑江淮.基础设施投资真的能促进经济增长吗?——基于基础设施投资“挤出效应”的实证分析[J].产业经济研究,2012(3):50-58.
- [6]GOURMUR H,OUKHALLOU Y. Public Investment and GDP Growth in Developing and Advanced Countries:A Panel Data Analysis[J]. Journal of Economics Bibliography,2017,4(1):77-86.
- [7]任歌.我国固定资产投资对经济增长影响的区域差异性研究[J].财经论丛,2011(5):25-31.
- [8]谷克鉴,陈福中.净出口的非线性增长贡献——基于 1995-2011 年中国省级面板数据的实证考察[J].经济研究,2016(11):13-27.
- [9]林发勤,冯帆,符大海.国际贸易与经济增长一定是线性关系吗?[J].国际贸易问题,2018(8):11-23.
- [10]章潇萌,杨宇菲.对外开放与我国产业结构转型的新路径[J].管理世界,2016(3):25-35.
- [11]殷杰兰.改革开放 40 年居民消费对经济结构转型的影响[J].财经科学,2018(10):73-83.

- 
- [12]刘瑞翔,晏维龙“.三驾马车”绩效评估与中国经济需求结构失衡[J].南京社会科学,2015(8):22-30.
- [13]王维,杜子芳.消费、投资和出口对我国经济增长影响的状态空间分析——兼与马学俊等商榷[J].安徽师范大学学报(人文社会科学版),2018,46(1):101-107.
- [14]李建伟.中国经济增长四十年回顾与展望[J].管理世界,2018(10):11-23.
- [15]杨子荣,代军勋.新常态下内需拉动经济增长是否存在有效边界[J].经济理论与经济管理,2015(12):19-29.
- [16]郑江淮,宋建,张玉昌,等.中国经济增长新旧动能转换的进展评估[J].中国工业经济,2018(6):24-42.
- [17]HAHN J Y, KUERSTEINER G. Bias Reduction for Dynamic Nonlinear Panel Models with Fixed Effects[J]. *Econometric Theory*, 2011, 27(6):1152-1191.
- [18]FERNANDEZ-VAL I, WEIDNER M. Fixed Effects Estimation of Large-T Panel Data Models[J]. *Annual Review of Economics*, 2018, 10(1):109-138.
- [19]DHAENE G, JOCHMANS K. Split-panel Jackknife Estimation of Fixed-effect Models[J]. *The Review of Economic Studies*, 2015, 82(3):991-1030.
- [20]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.
- [21]陈高,王朝才.中国地方财政支出与经济增长关系研究——基于1990-2012年省际数据的线性混合模型分析[J].财政研究,2014(8):42-45.
- [22]李君妍,夏祥谦.财政支出结构对经济增长影响的实证检验[J].统计与决策,2015(9):139-142.
- [23]李晖,唐志鹏.中国经济增长的内需动力因素分析——基于WIOD数据库的国际比较研究[J].现代经济探讨,2018(6):20-28.
- [24]刘修岩,吴燕.出口专业化、出口多样化与地区经济增长[J].管理世界,2013(8):30-40.
- [25]许宪春.准确理解中国经济统计[J].经济研究,2010(5):21-31.
- [26]CHUDIK A, PESARAN M H, YANG J C. Half-Panel Jackknife Fixed Effects Estimation of Linear Panels with Weakly Exogenous Regressors[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2018, 33(6):816-836.
- [27]许建伟,郭其友.外商直接投资的经济增长、就业与工资的交互效应——基于省级面板数据的实证研究[J].经济学家,2016(6):15-23.