

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال نهم / شماره ۳۱ / تابستان ۱۳۸۶ / صفحات ۲۷-۵۳

## تأمل بیشتر در خصوص توابع سهم مکانی نوین بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای: مطالعه موردی استان تهران

دکتر فاطمه بزازان\*  
دکتر علی اصغر بانویی\*\*  
مهدی کرمی\*\*\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۴/۱۰

تاریخ ارسال: ۱۳۸۵/۹/۲۰

### چکیده

روش‌های سهم مکانی نوین برای برآورد ضرایب داده - ستانده منطقه<sup>۱</sup> توابع متعددی دارد که می‌تواند ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای را مورد سنجش قرار دهد. در این پژوهش، ضمن معرفی این روش‌شناسی، مناسب‌ترین مقدار پارامتر سهم مکانی نوین در تعدیل ضرایب ملی را شناسایی می‌کنیم. مناسب‌ترین مقدار پارامتر بر اساس الگوی پیشنهادی عرضه محور گش و به روش حداقل کردن خطای آماری بین ارقام واقعی تولید بخش‌ها و ارقام برآوردشده تولید بخشی استان تهران انجام می‌شود. بررسی این ابعاد - که محورهای اساسی این پژوهش را تشکیل می‌دهد - مبتنی بر پرسش اساسی زیر است: "در شرایط نبود ضرایب داده - ستانده آماری منطقه‌ای در کشورهایی نظیر ایران به‌کارگیری توابع سهم مکانی نوین تا چه اندازه می‌تواند مبنای محاسبه ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای قرارگیرد؟" بدیهی است که بدون شناسایی مناسب‌ترین مقدار پارامتر تابع سهم مکانی، میزان دقت آماری ضرایب منطقه با توجه به تحلیل‌های ابعاد اقتصاد فضایی به آسانی ممکن نخواهد بود.

\* استادیار دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهرا

e-mail: Fbazzazan@alzahra.ac.ir

\*\* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی

e-mail: Banouei9@yahoo.com

\*\*\* کارشناس معاونت اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی

e-mail: Mehdi7882@yahoo.com

۱. منظور از ضریب داده - ستانده منطقه در این مقاله، ضریب داده - ستانده تک منطقه‌ای بوده و ضرایب داده - ستانده دو منطقه‌ای و چند منطقه‌ای خارج از قلمرو این مقاله است.

**طبقه بندی JEL : R12**

واژگان کلیدی: ابعاد اقتصاد فضا، توابع سهم مکانی نوین، بخش تخصصی، ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای، خطای آماری.

## مقدمه

اهمیت اقتصاد فضا<sup>۱</sup>، تعیین و شناسایی ابعاد آن در چارچوب جدول داده- ستانده منطقه‌ای موضوعی است که از دهه ۱۹۵۰ میلادی همواره مورد توجه تحلیل‌گران منطقه‌ای بوده است. شناسایی این ابعاد می‌تواند بستر الگوسازی منطقه‌ای در قالب "برنامه ریزی فضایی"<sup>۲</sup> و سیاست‌گذاری‌های مرتبط با آن را به خوبی فراهم نماید (Prasad 1992, 2000). اهمیت این موضوع در ایران نیز به تازگی مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. به طور مثال، بانویی و بزازان ضمن واکاوی ساختارهای متفاوت اقتصاد ملی - منطقه‌ای در چارچوب جداول داده - ستانده محاسبه‌شده نه استان کشور با جداول ملی، به این نتیجه رسیده‌اند که اهمیت ابعاد اقتصاد فضا در تهیه جداول منطقه‌ای اساساً نادیده گرفته شده است. متناسب با این مشاهدات، ضمن بر شمردن برخی از مشکلات اساسی این جداول، راهکار مناسب برای تکرار نکردن خطاها در آینده نیز پیشنهاد شده است (بانویی و بزازان ۱۳۸۵). راهکارها و پیشنهادها ی پژوهش یادشده زمینه شناسایی دقیق‌تر ابعاد اقتصاد فضا متناسب با نظریه متداول اقتصاد منطقه‌ای با توجه به ساختار اقتصاد مناطق بزرگتر و کوچکتر را فراهم کرد. برای این منظور آنها (بانویی و سایرین ۱۳۸۵) با طرح سه پرسش اساسی مرتبط با پایه‌های آماری موجود در سطح‌های ملی و منطقه‌ای، نبود جداول آماری و شناسایی مناسب‌ترین گزینه روش‌های سهم مکانی<sup>۳</sup>، رابطه کمی بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده - ستانده ۲۸ استان کشور را مورد سنجش قرار دادند. نتیجه کار آنها نشان می‌دهد که با اضافه کردن بخش تخصصی<sup>۴</sup> - به عنوان یک عامل اضافی اقتصاد فضا- این بخش می‌تواند نقش مؤثرتری در تبیین بهتر رابطه بین اندازه ساختار اقتصاد استان و ابعاد ضرایب داده - ستانده آنها داشته باشد. این نوع مشاهدات آماری دو نارسایی اصلی را دارد؛ اول، هر چند اندازه منطقه به عنوان یک عامل تعیین‌کننده در روش‌های نوین تر سهم مکانی مورد توجه قرار گرفته است با این حال، مناسب‌ترین مقدار پارامتری که در توابع آنها برای تعدیل ضرایب داده - ستانده منطقه<sup>۵</sup> استفاده می‌شود، شناسایی نشده است.

دوم، میزان دقت آماری ضرایب داده - ستانده هر استان تنها بر مبنای تعداد عوامل فضا در سطح منطقه نسبت به سطح ملی سنجیده شده است؛ اما نقش مقادیر مختلف پارامتر موجود در توابع سهم مکانی با توجه به میزان خطاهای آماری بین ارقام واقعی و ارقام برآوردشده در شرایط نبود ضرایب داده - ستانده آماری منطقه آزموده نشده است. توجه اصلی این پژوهش، بررسی نارسایی‌های یادشده و ارائه راه حل برای رفع آنهاست. برای این منظور، محتوای این پژوهش، در شش بخش سازماندهی شده است: در بخش اول، ویژگی کلی روش‌های سهم مکانی متعارف، محاسن و معایب آنها در ارتباط با ابعاد اقتصاد

- |                       |                                       |                      |
|-----------------------|---------------------------------------|----------------------|
| 1. Space Economy      | 2. Spatial Planning                   | 3. Location Quotient |
| 4. Specialized Sector | 5. Regional Input-Output Coefficients |                      |

فضا ارزیابی شده است. روش‌شناسی انواع روش‌های سهم مکانی سنتی و نوین با توجه به ابعاد اقتصاد فضا و چگونگی کارکرد نقش و اهمیت مقدار پارامتر توابع آنها در تعدیل ضرایب ملی در بخش دوم ارائه می‌شود. در این بخش، همچنین، به جنبه‌های نظری روش‌شناسی نقش و اهمیت اندازه منطقه، معیار شناسایی بخش تخصصی (بخش بومی) منطقه به عنوان دو عامل اضافی ابعاد فضا و کارکرد مقدار پارامتر توابع آنها پرداخته می‌شود. بررسی این موضوع، دو مشاهده کلی را در پی دارد که سمت و سوی مطالب بعدی مقاله را هموار می‌کند. اول، به کارگیری این روش‌ها و تعیین مناسب‌ترین مقدار تابع سهم مکانی که خود بر مبنای حداقل خطای آماری مشخص می‌شود، بدون داشتن جدول آماری در سطح منطقه به آسانی امکان پذیر نیست. دوم، اگر چنین است چگونه می‌توان از این روش‌ها برای کشورهای که جداول آماری منطقه‌ای ندارد، استفاده کرد (پرسش اصلی این مقاله)؟ بررسی تفصیلی جنبه‌های نظری پرسش مطرح شده همراه با روش پیشنهادی الگوی عرضه محور گش<sup>۱</sup> برای تعیین مناسب‌ترین مقدار توابع سهم مکانی با حداقل خطاهای آماری<sup>۲</sup> در بخش سوم بیان شده است. بخش‌های چهارم و پنجم به ترتیب، به پایه‌های آماری، نحوه محاسبه و تحلیل نتایج می‌پردازند. قسمت پایانی این مقاله، به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

### ۱. ویژگی کلی روش‌های سهم مکانی متعارف

نقطه شروع و به کارگیری همه روش‌های سهم مکانی در شرایط نبود آمار و اطلاعات مورد نیاز در سطح منطقه رابطه زیر است:

$$r_{ij} = (LQ) \times a_{ij} \quad (1)$$

$r_{ij}$  عنصری از ماتریس ضرایب مبادلات واسطه درون منطقه‌ای و  $a_{ij}$  عنصری از ماتریس ضرایب ملی را نشان می‌دهد. اندیس‌های  $i, j$  به ترتیب بخش‌های عرضه‌کننده و تقاضاکننده در سطح ملی و منطقه‌ای را بیان می‌کند.  $r_{ij}$  مقدار کالا و خدمات واسطه مورد نیاز بخش عرضه‌کننده برای تولید ناخالص اضافی یک واحد از بخش تقاضاکننده سطح منطقه تعریف می‌شود. بنابراین، اقلامی نظیر واردات از مناطق دیگر و واردات خارج از مرزهای کشور، خارج از محدوده این مبادلات قرار می‌گیرد.  $r_{ij}$  و  $a_{ij}$  به دو علت متفاوت‌اند: یکی تفاوت در تکنولوژی تولید در سطح ملی و منطقه و دیگری تفاوت ضریب واردات در آنها است.  $LQ$  نیز ضریب سهم مکانی است. در عمل،  $LQ$  می‌تواند هر مقداری را اختیار کند؛ اما برای هماهنگی با ابعاد اقتصاد فضا (ساختار اقتصاد ملی - منطقه‌ای) دامنه تغییرات آن کوچکتر از واحد در نظر گرفته می‌شود. علت کوچکتر از واحد بودن آن به نقش

سنتی  $LQ$  - که برآورد ضرایب تجارت منطقه‌ای  $t_{ij}$  است - مربوط می‌شود<sup>۲</sup> (Round 1978a, 1978b). ضریب تجارت منطقه - که به صورت مقدار نهاده واسطه لازم برای یک واحد تولید در منطقه تعریف می‌شود - باید کوچکتر از یک باشد. تحمل حد  $1 \leq t_{ij} \leq 0$  بر اساس این فرض است که حجم فعالیت‌ها و تنوع کالاها و خدمات تولیدشده یک بخش در سطح منطقه به طور کلی کوچکتر از حجم و تنوع کالاهای تولیدشده متناظر آن در سطح ملی است و یا حداقل برابر با آن است؛ بنابراین، نمی‌تواند بیش از واحد باشد (Richardson 1972, Miller and Blair 1985, Round 1978b, McCann & Dewhurst 1998, Flegg & Webber 1997, Tohmo 2004). به‌کارگیری این فرض، به دلایل زیر منطقی به نظر می‌رسد: وقتی  $LQ < 1$  باشد چون ضریب ملی هم کوچکتر از واحد است، لذا، در رابطه (۱) ضریب منطقه کوچکتر از واحد هم تضمین شده است؛ اما این تضمین برای حالتی که  $LQ > 1$  باشد، وجود نداشته در این صورت ممکن است که ضریب تجارت منطقه بزرگتر از واحد شود، که برخلاف نظریه تجارت منطقه‌ای است. از سوی دیگر، چنین استدلال می‌شود که برای  $LQ > 1$  اهمیت بخش در منطقه نسبت به ملی بیشتر بوده و منطقه به‌طور نسبی نیازی به واردات از مناطق دیگر نخواهد داشت. در حالی که کوچکتر از واحد بودن  $LQ$ <sup>۳</sup> به معنی کم اهمیت‌تر و کوچک‌تر بودن بخش در منطقه نسبت به ملی است و نیاز بیشتر به واردات از خارج یا مناطق دیگر است، در نتیجه، بزرگتر بودن ضریب واردات منطقه به ملی است. اگر  $LQ = 1$  باشد، ضریب تجارت منطقه و ملی یکسان فرض می‌شود، یعنی  $a_{ij} = r_{ij}$ . با توجه به مطلب پیشگفته، در روش‌های سهم مکانی همواره فرض می‌شود که ضرایب مبادلات واسطه درون منطقه از سطح ملی کوچکتر و حداکثر مساوی آن است. در حالت کلی، مقدار  $LQ$  در رابطه (۱)، به شکل تابع و متغیرهایی که توسط آنها تعریف می‌شود، بستگی دارد. ادبیات گسترده‌ای در مورد روش‌شناسی روش‌های سهم مکانی و توابعی که معرفی می‌کنند، وجود دارد. با توجه به عوامل ابعاد اقتصاد فضا، روش‌ها را به دو گروه نام‌گذاری کرده‌ایم: روش‌های سهم مکانی سنتی و روش‌های سهم مکانی نوین. ابتدا جنبه‌های مختلف روش‌شناسی گروه اول، معایب و محاسن آنها به طور خلاصه در بخش بعدی ارائه می‌شود، سپس، گروه

### 1. Regional Trading Coefficients

۲. ضریب تجارت درون منطقه‌ای است که نشان می‌دهد چه نسبتی از کالاها و خدمات در داخل یک منطقه تولید می‌شود. لذا، مقدار آن از نظر اقتصادی نمی‌تواند از واحد بیشتر باشد. ضریب تجارت درون منطقه‌ای با ضریب مبادلات تجاری درون منطقه‌ای متفاوت است. اولی تنها به عنوان ضریب تعدیل‌کننده ماتریس ضرایب ملی استفاده می‌شود، حال آنکه ضرایب مبادلات تجاری درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای، ساختار مبادلات واسطه‌ای بین یک منطقه و مبادلات تجاری یک منطقه با منطقه دیگر را منعکس می‌کند.

### 3. Location Quotient

دوم- که پایه اصلی روش‌شناسی این مقاله را با توجه به پرسش اصلی آن تشکیل می‌دهند- به طور مفصل‌تری بررسی خواهد شد.

## ۲. روش شناسی روش‌های سهم مکانی

### ۲-۱. روش سنتی

روابط زیر، چهار روش سهم مکانی سنتی را در ارتباط با عوامل فضای ملی و منطقه‌ای بیان می‌کنند:

$$r^1_{ij} = (SLQ_i)a_{ij} \quad (۲)$$

$$r^2_{ij} = (SLQ_j)a_{ij} \quad (۳)$$

$$r^3_{ij} = (CILQ_{ij})a_{ij} \quad (۴)$$

$$r^4_{ij} = (ACILQ_{ij})a_{ij} \quad (۵)$$

روابط (۲)، (۳)، (۴) و (۵) به ترتیب سهم مکانی ساده بخش عرضه‌کننده  $(SLQ_i)$ ، سهم مکانی ساده بخش تقاضاکننده  $(SLQ_j)$ ، سهم مکانی متقاطع بخش عرضه‌کننده و تقاضاکننده همزمان  $(CILQ_{ij})$  و سهم مکانی ساده متقاطع بخش عرضه‌کننده و تقاضاکننده همزمان اصلاح شده  $(ACILQ_{ij})$  هستند. به‌کارگیری هر یک از این روابط در برآورد ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای بدون توجه به نکات زیر به آسانی امکان‌پذیر نخواهد بود.

**یک:** روش سهم مکانی در هر یک از این روابط به عنوان تعدیل‌کننده ضرایب ملی  $a_{ij}$  در نظر گرفته می‌شود. این تعدیل به صورت  $0 < t_{ij} \leq 1$  در این روابط تبدیل می‌شود.

**دو:**  $t_{ij}$  در این روابط می‌تواند تابع چهار عامل فضای زیر باشد: اندازه نسبی بخش عرضه‌کننده منطقه به ملی، اندازه نسبی بخش تقاضاکننده منطقه به ملی، اندازه منطقه و عوامل نامشخص دیگر. عوامل نامشخص دیگر عبارتند از: عوامل اجتماعی، فرهنگی و جز اینها که به نوعی موجب تغییر در الگوی مصرفی خانوارها در مناطق می‌شود (Round 1978a, 1978b).

**سه:** هیچ یک از این روابط نمی‌تواند چهار عامل فضا را به‌طور همزمان در تعدیل ضرایب ملی در نظر گیرد. به عنوان نمونه، رابطه (۲)، (۳) و (۴) هر کدام دو عامل فضا و تنها رابطه (۵) سه عامل فضا را در

1. Simple Location Quotient
2. Cross Industry Location Quotient
3. Adjusted Cross Industry Location Quotient

۴. برای مطالعه بیشتر به بانویی و سایرین (۱۳۸۵) مراجعه کنید.

نظر می‌گیرند<sup>۱</sup>. بنابراین، به‌کارگیری هر یک از آنها می‌تواند تصویر متفاوتی از ساختار اقتصادی یک منطقه را منعکس نماید.

**چهار:** طبیعی است که هر چه تعداد همزمان عوامل فضا در یک روش بیشتر باشد، میزان تعدیل ضرایب ملی متناسب با ساختار اقتصاد منطقه (ضرایب داده - ستانده منطقه) منطقی‌تر خواهد بود (بانویی و سایرین ۱۳۸۵). با این شرایط انتظار می‌رود که میزان تعدیل ضرایب فنی در سطح ملی در رابطه (۵) نسبت به روابط دیگر بیشتر باشد؛ اما مشکل اصلی این رابطه این است که میزان تعدیل ضرایب ملی مستقل از نقش و اهمیت اندازه نسبی منطقه، اندازه نسبی بخش تخصصی یا بخش بومی منطقه و مهم‌تر از آنها مقادیر مختلف توابعی اندازه منطقه و ضرایب داده - ستانده آن است. به نظر ما، در نظر گرفتن اندازه نسبی منطقه، اندازه نسبی بخش تخصصی و مهم‌تر از همه مقادیر تابع اندازه منطقه و ضرایب آن در کنار سه عامل دیگر فضا می‌تواند در تعدیل ضرایب فنی در سطح ملی متناسب با ساختار منطقه انعطاف‌پذیری بیشتری داشته باشد. در نظر گرفتن این ابعاد می‌تواند بستر بررسی رابطه کمی بین اندازه منطقه با ضرایب داده - ستانده آن را در چارچوب نظریه متداول اقتصاد منطقه‌ای<sup>۲</sup> فراهم نماید.

## ۲-۲. روش شناسی روش‌های سهم مکانی نوین

این نوع روش‌ها ابتدا توسط روند (Round 1978a, 1978b, 1983) و سپس، توسط فلگ و همکاران وی بسط و گسترش یافت (Flegg, Webber and Elliot 1994, 1995, 1997, Flegg & Webber 1995, 2000). سه دلیل اصلی زیر در معرفی این روش‌ها مؤثر بوده است:

- برطرف کردن نارسایی‌های روش‌های سهم مکانی سنتی که در بند (۲-۱) توضیح داده شد.
- تبیین منطقی رابطه بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای با اتکا بر نظریه متداول اقتصاد منطقه‌ای.
- شناسایی مناسب‌ترین اندازه نسبی منطقه بر مبنای مقادیر مختلف رابطه توابعی اندازه منطقه با ضرایب داده - ستانده آن. شناسایی مناسب‌ترین مقدار بر مبنای حداقل خطای آماری بین ضرایب آماری منطقه و ضرایب برآوردشده از رابطه توابعی با استفاده از روش‌های آماری متداول خطاهای آماری مورد سنجش قرار می‌گیرند. بررسی عمیق‌تر دلایل، یک پرسش اساسی را پیش روی هر تحلیل‌گر منطقه‌ای در شرایط نبود جداول آماری منطقه‌ای قرار می‌دهد: "آیا تابع سهم مکانی نوین می‌تواند مبنای محاسبه ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای قرار گیرد؟" پاسخ به پرسش مطرح شده نیاز به واکاوی بیشتر روش شناسی روش‌های سهم مکانی نوین دارد.

۱. بر اساس این نظریه، بین اندازه منطقه و میل به واردات آن رابطه معکوسی وجود دارد

به طور کلی چهار نوع روش سهم مکانی نوین وجود دارد که عبارت است از:

- روش شبه لگاریتمی اندازه بخش تقاضاکننده  $RLQ_{ij}$ ؛
  - روش شبه لگاریتمی اندازه منطقه  $FLQ_{ij}$ ؛
  - روش اصلاح شده شبه لگاریتمی اندازه منطقه  $FLQ_{ij}^*$ ؛
  - روش اصلاح شده شبه لگاریتمی بخش تخصصی یا بخش بومی منطقه  $AFLQ_{ij}^*$ .
- مبنای روش اول بسط و گسترش رابطه (۴) است، حال آن که مبنای سه روش بعدی تداوم رابطه (۵) است که میزان انعطاف پذیری آنها را در میزان تعدیل ضرایب فنی در سطح ملی متمایز می‌کند.

#### ۱-۲-۲. روش شبه لگاریتمی اندازه بخش تقاضاکننده

این روش - برای اولین بار توسط راند معرفی شده است - تلاش می‌کند تا سه عامل فضا را به طور همزمان با توجه به رابطه زیر در نظر بگیرد:

$$RLQ_{ij} = SLQ_i / [\log_2(1 + SLQ_j)] \quad (۶)$$

که در آن:

$$SLQ_i = (RO_i / TRO) \div (NO_i / TNO)$$

و

$$SLQ_j = (RO_j / TRO) \div (NO_j / TNO)$$

بنابراین،

$$RLQ_{ij} = (RO_i / NO_i) \times (TNO / TRO) / \log_2 \left\{ \left[ 1 + (RO_j / NO_j) \times (TNO / TRO) \right] \right\}$$

$$r_{ij}^{\Delta} = (RLO_{ij}) a_{ij} \quad (۷)$$

$RO_i$  = تولید ناخالص بخش  $i$ ام در سطح منطقه

$NO_i$  = تولید ناخالص بخش  $i$ ام در سطح ملی

$TNO$  = کل تولید ناخالص در سطح ملی

$TRO$  = کل تولید ناخالص در سطح منطقه

به طوری که  $RLQ_{ij} \leq 1$  یعنی  $(0 \leq t_{ij} \leq 1)$  است. رابطه (۷)، سه عامل فضا را به طور همزمان در

نظر می‌گیرد. اول، اندازه نسبی بخش عرضه‌کننده  $(RO_i / NO_i)$ . دوم، اندازه نسبی بخش تقاضاکننده

$(RO_j / NO_j)$ . سوم، اندازه نسبی منطقه  $(TRO / TNO)$ . به بیان دیگر، تعدیل ضرایب فنی ملی

$a_{ij}$  از طریق ضرایب تجاری  $t_{ij}$  بر مبنای سه عامل پیشگفته به‌طور همزمان تعدیل می‌شود. دو انتقاد



بر این روش وارد شده است (Flegg & Webber 1997). اول، اندازه نسبی منطقه بطور ضمنی وارد شده است و دوم، میزان اثر بخشی آن بر ضرایب تجاری  $t_{ij}$  مشخص نیست. بنابراین، به‌کارگیری این روش نمی‌تواند رابطه ابعاد اقتصاد فضا را با توجه به اندازه‌های مختلف ضرایب داده - ستانده منطقه‌ای در چارچوب نظریه متداول اقتصاد منطقه به خوبی تبیین نماید.

### ۲-۲-۲. روش شبه لگاریتمی اندازه منطقه

این روش در اصل به منظور رفع نارسایی‌های روش قبلی توسط فlegg و همکاران وی معرفی شده است. از نظر روش‌شناسی سه ویژگی اساسی دارد که آن را از روش قبلی متمایز می‌کند. اول، مبنای به‌کارگیری این روش از رابطه (۵) آغاز می‌شود. دوم، اندازه نسبی منطقه به طور مستقیم وارد می‌شود و بدین ترتیب می‌تواند تأثیر به‌سزایی در ضرایب تجارت  $t_{ij}$  و در نهایت، در تعدیل ضرایب فنی در سطح ملی داشته باشد و سوم، اندازه نسبی منطقه به شکل توابعی منظور می‌شود؛ به طوری که مقادیر مختلف توابع می‌تواند نقش مؤثری را در تبیین دقیق ساختار منطقه (ضرایب داده- ستانده) و به تبع آن میل به واردات با توجه به اندازه‌های متفاوت آن داشته باشد. رابطه کلی این روش به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$FLQ_{ij} = ACILQ_{ij} \times \lambda^{\beta} \quad \beta > 1 \quad (8)$$

$$\lambda = (TRO/TNO) / [\log_e(1 + TRO/TNO)] \quad \text{و} \quad ACILQ_{ij} = \frac{RO_i/NO_i}{RO_j/NO_j} \quad (1-8)$$

$$r_{ij}^* = FLQ_{ij} \times a_{ij} \quad (9)$$

رابطه (۹) در مقایسه با رابطه (۷)، چهار عامل فضا را به طور همزمان در نظر می‌گیرد. سه عامل فضا در عبارت  $ACILQ_{ij}$  پنهان است که در رابطه (۵) توضیح داده شد و عامل چهارم (اندازه نسبی منطقه) نیز با  $\lambda^{\beta}$  مشخص می‌شود. حساسیت  $\lambda$  در تعدیل ضرایب ملی  $a_{ij}$  بستگی زیادی به مقادیر مختلف  $\beta$  و مهم‌تر از همه انتخاب مناسب‌ترین مقدار آن دارد. بر اساس منطق رابطه ابعاد فضای منطقه - ملی، فرض می‌شود که  $\beta > 1$  است. مقدار  $\lambda$  زمانی حداقل است که اندازه منطقه آن قدر کوچک شود که نسبت  $TRO/TNO$  به سمت صفر میل کند. به بیان دیگر، اقتصاد ملی بدون مناطق بوده، بنابراین، منطق به کارگیری هر نوع روش سهم مکانی اساساً موضوعیت پیدا نمی‌کند. در آن صورت،  $\lambda$  به سمت  $0/693$  میل می‌کند. زمانی  $\lambda$  حداکثر است که اندازه منطقه آن قدر بزرگ شود که با اندازه ملی برابر و نسبت  $TRO/TNO$  به سمت یک میل کند که در آن صورت  $\lambda$  هم به سمت یک میل خواهد کرد. بنابراین، دامنه  $\lambda$  بین  $0/693$  و واحد است ( $0/693 < \lambda < 1$ ). با افزایش اندازه منطقه مقدار  $\lambda$  هم بزرگتر می‌شود و بدین ترتیب،  $FLQ_{ij}$  و ضریب داده - ستانده

منطقه‌ای محاسبه شده نیز بزرگتر، در نتیجه، ضریب واردات کوچکتر خواهد شد. در حالت خاص، زمانی  $\lambda^\beta$  برابر واحد می‌شود که یا  $\beta = 0$  و یا  $\lambda$  برابر واحد باشد. از آنجایی که هیچ‌گاه اندازه یک منطقه برابر ملی نمی‌شود و بر اساس فرض هم  $\beta$  همواره بزرگتر از واحد است، هیچ‌گاه مقدار  $\lambda^\beta$  واحد نخواهد شد. اگر هر یک از این دو حالت محال اتفاق بیافتد در آن صورت، دو روش  $FLQ$  و  $ACILQ$  پاسخ یکسان خواهند داشت. حساسیت مقدار  $\lambda^\beta$  به ازای مقادیر فرضی  $\beta = 1, 2, 4, 5$  برای اندازه‌های مختلف نسبی منطقه  $TRO/TNO$  در جدول ۱ آمده است. بر اساس ارقام جدول می‌توان به سه مشاهده کلی زیر دست یافت: اول، بین اندازه نسبی منطقه - ملی با مقدار  $\lambda^\beta$  یک رابطه مستقیم وجود دارد (مقادیر سطری جدول)؛ اما با افزایش  $\beta$ ، مقادیر  $\lambda^\beta$  کوچکتر می‌شود (مقادیر ستونی جدول). با این شرایط انتظار می‌رود که ضرایب  $FLQ_{ij}$  و به دنبال آن، ضرایب تجارت منطقه‌ای  $(t_{ij})$  - که درجه خودکفایی هر منطقه را مشخص می‌کند- برای مناطق کوچکتر کمتر و برای مناطق بزرگتر بیشتر باشد. بدیهی است که بین درجه خودکفایی یک منطقه با میل به واردات همان منطقه یک رابطه معکوس وجود دارد.

جدول ۱- مقادیر تابع  $\lambda^\beta$  به ازای پارامترهای آن

TRO/TNO	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۱	۰/۲	۰/۵	۰/۸	۰/۹	۱
$\lambda^1$	۰/۶۹۳	۰/۶۹۷	۰/۷۰۰	۰/۷۱۰	۰/۷۲۲	۰/۷۶۰	۰/۸۵۵	۰/۹۴۳	۰/۹۷۲	۱
$\lambda^2$	۰/۴۸۰	۰/۴۸۵	۰/۴۹۰	۰/۵۰۵	۰/۵۲۹	۰/۵۷۸	۰/۷۳۱	۰/۸۹۰	۰/۹۴۵	۱
$\lambda^4$	۰/۲۳۱	۰/۲۳۵	۰/۲۴۰	۰/۲۵۵	۰/۲۸۰	۰/۳۳۴	۰/۵۳۴	۰/۷۹۲	۰/۸۹۲	۱
$\lambda^5$	۰/۱۶۰	۰/۱۶۴	۰/۱۶۸	۰/۱۸۱	۰/۲۰۳	۰/۲۵۴	۰/۴۵۶	۰/۷۴۷	۰/۸۶۷	۱

منبع: محاسبات این پژوهش

دوم، ارقام محاسبه شده، نشان می‌دهد که میزان درجه خودکفایی با افزایش  $\beta$ ، برای مناطق بزرگتر بیشتر و برای مناطق کوچکتر کمتر است. به طور مثال، اگر اندازه نسبی منطقه - ملی از ۰/۱ به ۰/۲ میل کند، مقدار  $\lambda^\beta$  به ازای  $\beta = 5$  از ۰/۲۰۳ به ۰/۲۵۴ می‌رسد، حال آن که ارقام مشابه برای اندازه نسبی منطقه - ملی ۰/۸ و ۰/۹ به ترتیب ۰/۷۴۷ و ۰/۸۶۷ است. بنابراین، مشاهده می‌شود که بین اندازه مناطق و میل به واردات آنها یک رابطه معکوس وجود دارد. سوم، با این حال، مشکل اصلی تعیین و شناسایی مناسب‌ترین مقدار  $\beta$  است. فلگ و همکارانش مناسب‌ترین مقدار  $\beta$  را به روش زیر تعیین کرده‌اند:

ابتدا منطقه‌ای را انتخاب می‌کنند که برای آن جدول داده- ستانده به روش آماری تهیه شده باشد (مانند آون انگلستان و اسکاتلند). سپس، برای آن منطقه مجموعه‌ای از ماتریس‌های ضرایب داده - ستانده و همچنین، ضرایب فزاینده تولید غیر آماری به ازای مقادیر مختلف  $\beta = ۱, ۲, ۳, ۴, \dots$  با استفاده از رابطه (۸) و (۹) را محاسبه می‌کنند. در مرحله بعد، خطاهای آماری ضرایب فزاینده تولید برآورد شده بالا را نسبت به ضرایب فزاینده تولید به دست آمده از جدول آماری محاسبه می‌کنند. در نهایت، مناسب‌ترین مقدار  $\beta$  بر اساس حداقل خطای آماری تعیین می‌شود. در این مورد، مطالعات تجربی فلگ و همکاران وی نشان می‌دهد که مناسب‌ترین مقدار  $\beta$  برای منطقه آون انگلستان  $۴/۵$  و برای منطقه اسکاتلند کمتر از  $۲$  است (Flegg et al. 1994). با محاسبه مقدار بهینه  $\beta$ ، خطای آماری روش شبه‌لگاریتمی اندازه منطقه نسبت به روش‌های غیر آماری دیگر سهم مکانی - که تا آن زمان تجربه شده بود- به حداقل رسید که پیشرفت قابل ملاحظه‌ای بود.

### ۲-۳. روش اصلاح شده شبه‌لگاریتمی اندازه منطقه

اگرچه روش شبه لگاریتمی اندازه منطقه  $FLQ_{ij}$  به عنوان روش جایگزین روش‌های سهم مکانی به شمار می‌رود، در برخی موارد نیز دارای نارسایی است. این نارسایی بیشتر در نحوه عملکرد و حساسیت  $\lambda^\beta$  نسبت به تعدیل ضرایب ملی است. به بیان دیگر، استیون نشان می‌دهد که  $\lambda^\beta$  در رابطه (۸-۱) حساسیت کمی نسبت به تغییرات اندازه منطقه دارد (Steven 1997). یک علت آن به محدود بودن دامنه آن بر می‌گردد و متناسب با بزرگ شدن منطقه تغییراتش اندک است. برای رفع این نارسایی، فلگ و همکارانش (Flegg and Webber 1997) رابطه جدیدی به صورت زیر ارائه دادند:

$$FLQ^*_{ij} = ACILQ_{ij} \times \lambda^* \quad (۱۰)$$

که در آن:

$$\lambda^* = [\log_2(1 + TRO/TNO)]^\delta \quad 0 < \delta < 1 \quad (۱-۱۰)$$

$$r_{ij}^V = FLQ^*_{ij} \times a_{ij} \quad (۲-۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، اگر دامنه  $0 < \delta < 1$  باشد، دامنه  $\lambda^*$  هم بین صفر و یک خواهد بود؛ که وسیع‌تر از دامنه  $\lambda^\beta$  است. با مقایسه توابع  $\lambda^\beta$  و  $\lambda^*$  در روابط (۸) و (۱۰) مشاهده می‌کنیم که  $\lambda^*$  به دلایل زیر حساسیت بیشتری در تعدیل ضرایب فنی ملی دارد:

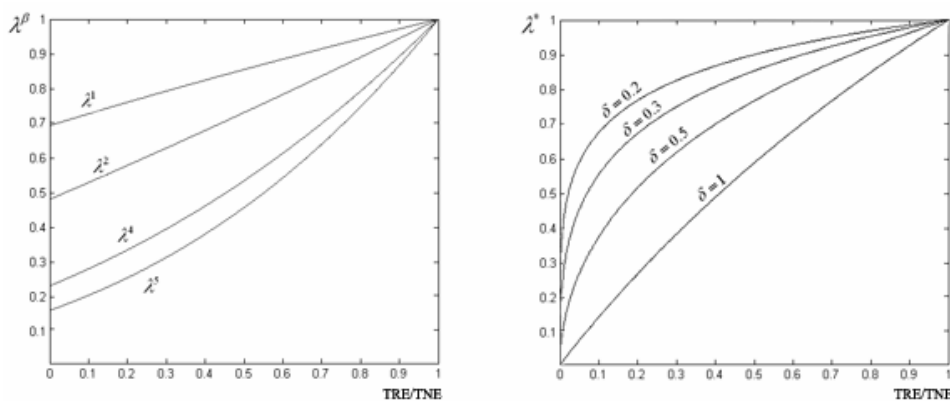
**اول:**  $\lambda^*$  در مقایسه با دامنه  $\lambda^\beta$  دامنه بیشتری را در تعدیل ضریب ملی ایجاد می‌کند.

**دوم:** براساس روابط (۸) و (۱۰)، دو سری تابع  $\lambda^*$  و  $\lambda^\beta$  به ازای مقادیر مشخص  $\delta$  و  $\beta$  در نمودارهای (۱) و (۲) نشان داده شده است. همان‌طور که در نمودار آمده  $\lambda^\beta$  یک تابع مقعر نسبت به

اندازه نسبی منطقه - ملی است. محل تقاطع تابع  $\lambda^\beta$  با محور  $\lambda^\beta$ ، مقداری مثبت و مساوی  $(0.693)^\beta$  است. هر چه مقدار  $\beta$  بیشتر باشد، درجه تقعر هم بیشتر می‌شود. با افزایش اندازه نسبی منطقه - ملی، مقدار تابع با نرخ کاهنده‌ای افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، حساسیت آن نسبت به اندازه منطقه کمتر می‌شود. از سوی دیگر، تابع  $\lambda^*$  نسبت به اندازه نسبی منطقه - ملی یک تابع محدب است. هر چه  $\delta$  کوچکتر باشد درجه تحدب آن بیشتر و به همین دلیل، میزان حساسیت آن نسبت به تأثیر اندازه نسبی منطقه - ملی در تعدیل ضرایب فنی بیشتر می‌شود.

**سوم:** تفسیر بیشتر دلایل ذکر شده را می‌توان با کمک ارقام جدول (۲) و مقایسه آن با ارقام جدول (۱) بررسی کرد. چنانچه ارقام جداول (۲) و (۱) را با هم مقایسه کنیم، به مشاهده کلی زیر خواهیم رسید: با بزرگتر شدن اندازه نسبی منطقه - ملی، مقدار  $\lambda^*$  به ازای هر مقدار مشخص  $\delta$  افزایش می‌یابد؛ اما این حساسیت در مناطق کوچکتر از مناطق بزرگتر بیشتر است (به ویژه در محدوده ۲ و ۵ درصد) و با بزرگتر شدن اندازه منطقه، میزان حساسیت آن نیز کمتر می‌شود. عکس این روند در مورد جدول (۱) صادق است. با این شرایط، چنانچه ارقام جداول (۱) و (۲) را بدون در نظر گرفتن مناسب‌ترین مقدار توابع  $\lambda^*$  و  $\lambda^\beta$  مبنای محاسبه جدول داده - ستانده و به تبع آن ضرایب فزاینده تولید بخش‌های مناطق قرار دهیم، مشاهده خواهیم کرد که ضرایب فزاینده تولید به دست آمده به ویژه برای بخش‌های کوچک، خیلی کوچک می‌شود که تقریباً غیر واقعی به نظر می‌رسد. ولی ارقام  $\lambda^*$  این مشکل را به خوبی از بین می‌برد. به طور مثال، در جدول (۲) زمانی که اندازه منطقه از ۰/۰۱ به ۰/۰۵ می‌رسد، مقدار  $\lambda^*$  به ازای  $\delta = 0.3$  از ۰/۲۸۰ به ۰/۴۵۱ خواهد رسید (بیش از ۶۱٪ افزایش) در حالی که مقدار  $\lambda^\beta$  (به ازای  $\beta = 5$ ) با همان اندازه نسبی منطقه در جدول (۱) از ۰/۱۶۴ به ۰/۱۸۱ (در حدود ۱۰٪ افزایش) تغییر می‌کند.

نمودار-۱. توابع  $\lambda^*$  و  $\lambda^\beta$  بر حسب اندازه منطقه



منبع: محاسبات به دست آمده از پژوهش.

جدول ۲- رفتار تابع  $\lambda^*$  برای مناطق با اندازه‌های مختلف به ازای مقادیر مختلف  $\delta$

TRO/TNO	۰/۰۱	۰/۰۱۶	۰/۰۵۰	۰/۰۸۵	۰/۱۰۰	۰/۲۰۰	۰/۵۰۰	۰/۸۰۰	۱
$\lambda^*$ به ازای $\delta = ۰/۱$	۰/۱۶۵۴	۰/۱۶۸۵	۰/۱۷۶۷	۰/۱۸۰۷	۰/۱۸۲۰	۰/۱۸۷۵	۰/۱۹۴۸	۰/۱۹۸۴	۱۰۰۰۰
$\lambda^*$ به ازای $\delta = ۰/۲$	۰/۱۴۲۸	۰/۱۴۷۰	۰/۱۵۸۸	۰/۱۶۵۲	۰/۱۶۷۲	۰/۱۷۶۶	۰/۱۸۹۸	۰/۱۹۶۸	۱۰۰۰۰
$\lambda^*$ به ازای $\delta = ۰/۳$	۰/۱۲۸۰	۰/۱۳۲۲	۰/۱۴۵۱	۰/۱۵۲۶	۰/۱۵۵۱	۰/۱۶۷۰	۰/۱۸۵۱	۰/۱۹۵۲	۱۰۰۰۰
$\lambda^*$ به ازای $\delta = ۰/۵$	۰/۱۱۲۰	۰/۱۱۵۱	۰/۱۲۶۵	۰/۱۳۴۳	۰/۱۳۷۱	۰/۱۵۱۳	۰/۱۷۶۵	۰/۱۹۲۱	۱۰۰۰۰
$\lambda^*$ به ازای $\delta = ۰/۷$	۰/۱۰۵۱	۰/۱۰۷۱	۰/۱۱۵۶	۰/۱۲۲۴	۰/۱۲۴۹	۰/۱۳۹۳	۰/۱۶۸۷	۰/۱۸۹۱	۱۰۰۰۰
$\lambda^*$ به ازای $\delta = ۰/۹$	۰/۱۰۲۲	۰/۱۰۳۳	۰/۱۰۹۲	۰/۱۱۴۶	۰/۱۱۶۸	۰/۱۳۰۱	۰/۱۶۱۷	۰/۱۸۶۲	۱۰۰۰۰

منبع: محاسبات به دست آمده از پژوهش.

بنابراین، تابع  $\lambda^*$  نه تنها حساسیت بیشتری نسبت به اندازه نسبی مناطق از خود نشان می‌دهد، بلکه ارقام به دست آمده ضرایب تولید و میل به واردات از تابع یادشده با توجه به ساختار متفاوت مناطق نیز منطقی‌تر است. از سوی دیگر، می‌توان ثابت کرد که رابطه ساده زیر بین  $\delta$  و  $\beta$  برای یک منطقه معین با اندازه  $R$  وجود دارد (Flegg & Webber 1997).

$$[\beta / 3.2193 \text{ Log}_{10}(1+R)]^\delta = [0.30103 R / \text{Log}_{10}(1+R)]^\beta \quad (11)$$

به سادگی ملاحظه می‌شود که رابطه  $\beta$  و  $\delta$  ثابت نبوده و به اندازه منطقه بستگی دارد؛ به طوری که برای هر منطقه یک رابطه منحصر به فرد بین دو پارامتر بالا برقرار است. تعیین و شناسایی مناسب‌ترین مقدار  $\delta$  همانند  $\beta$  بر اساس ضرایب آماری منطقه به دست می‌آید که در بخش پیشین توضیح داده شد.

#### ۲-۴. روش اصلاح شده شبه‌گاریتمی بخش تخصصی یا بومی

از نظر اهمیت ابعاد فضایی و تحلیل منطقی‌تر ساختار اقتصاد منطقه، بخش تخصصی و یا بومی منطقه، ابتدا توسط مک کان و دوهرست (McCann & Dewhurst 1998) - برای تکمیل روش اصلاح شده

شبه لگاریتمی - وارد ادبیات اقتصاد منطقه شده است. سپس، فلگ و وبر (Flegg & Webber 2000) و توهمو (Tohmo 2004) آن را به عنوان یک عامل اضافی دیگر فضا در کنار چهار عامل دیگر به ترتیب، برای مناطق انگلستان و فنلاند در نظر گرفته‌اند. از نظر اهمیت ابعاد فضا، این بخش دو ویژگی دارد:

- این بخش از نظر جغرافیایی تنها می‌تواند منحصر به یک منطقه خاص باشد.
  - تقریباً خودکفاست و ضرایب فزاینده تولید آن در سطح منطقه نسبت به بخش‌های دیگر بیشتر، بنابراین، میل به واردات آن از مناطق دیگر کمتر است.
- با توجه به ویژگی‌های اشاره شده، برای بخش تخصصی منطقه می‌توان انتظار داشت که احتمالاً ضرایب داده - ستانده منطقه برای بخش تخصصی از سلول‌های متناظرشان در سطح ملی بزرگتر باشد، یعنی  $a_{ij}^r > a_{ij}^n$  اگر چه امکان دارد که تخصصی شدن همراه با کاهش هزینه تولید باشد که در آن صورت رابطه بالا صادق نخواهد بود. اگر بخش تخصصی موجب افزایش احتمالی  $a_{ij}^r / a_{ij}^n$  شود، پس نیاز داریم تا آن را در محاسبه ضرایب داده - ستانده منطقه در نظر بگیریم. از آنجایی که بخش تخصصی، بخشی خودکفا در منطقه است، پس انتظار این است که خریدهای زیادی از منطقه داشته و از منظر بازار خرید در توابع لحاظ شود و در این صورت،  $SLQ_j$  می‌تواند شاخص مناسبی برای سنجش اندازه نسبی بخش خریدار در نظر گرفته شود. فلگ رابطه زیر را برای منطقی کردن ضرایب منطقه‌ای بخش‌های تخصصی معرفی می‌کند (Flegg 2000):

$$AFLQ_{ij}^* = FLQ^* \times [\log_{\psi}(1 + SLQ_j)] \quad (12)$$

رابطه (۱۲)، از نظر ابعاد فضایی دارای سه مؤلفه اساسی است:

- جمله  $ACILQ_{ij}$ ، اندازه نسبی بخش فروشنده  $i$  را به اندازه نسبی بخش خریدار  $j$  نشان می‌دهد. هر قدر اندازه بخش عرضه‌کننده  $i$ ، نسبت به بخش  $j$  بزرگتر باشد، تعدیل کمتری در ضرایب ملی انجام می‌شود. به بیان دیگر، براساس نظریه، عرضه تقاضای خود را به وجود می‌آورد، بازار تقاضا همواره برای تولیدات این بخش وجود دارد. بازار تقاضا در قالب داده - ستانده به سه نوع قابل تفکیک است: تقاضای واسطه درون منطقه، تقاضای نهایی داخلی منطقه و تقاضای خارجی (صادرات).
- دیگری بردار  $\lambda^*$  است که اثر اندازه منطقه را در نظر می‌گیرد، یعنی اثراتی که توسط مؤلفه اول لحاظ نشده بود. با کوچکتر شدن اندازه منطقه، مقدار آن کوچکتر و بدین ترتیب، میل به واردات که در ضریب واردات منطقه منعکس می‌شود، بزرگتر می‌شود.
- سرانجام  $\log_{\psi}(1 + SLQ_j)$  که اثر بخش خریدار منطقه یا بخش تخصصی را در نظر می‌گیرد. در این جا منظور از بخش تخصصی خریدار، بخشی است که هم پیوند بیشتری با بخش‌های دیگر

اقتصادی در سطح منطقه دارد، یعنی خرید از منطقه در مقایسه با بخش‌های دیگر بیشتر است و در نتیجه، ضریب فزاینده تولید آن بزرگتر، همچنین، میل به واردات آن از مناطق دیگر کمتر است. همان‌طور که در رابطه (۱۲) مشاهده می‌شود، عبارت  $\log_2(1 + SLQ_j)$  تنها در صورتی که  $SLQ_j > 1$  باشد، مقدار آن بزرگتر از واحد و ضریب منطقه‌ای به دست آمده از رابطه (۱۲) از ضریب متناظر آن در رابطه (۱۱) بزرگتر می‌شود ( $AFLQ_{ij}^* > FLQ_{ij}^*$ ). رابطه  $AFLQ_{ij}^* > FLQ_{ij}^*$  به طور کامل با تعریف ارائه شده بخش تخصصی یا بومی با توجه به معیارهای ابعاد فضا به دو دلیل زیر منطقی به نظر می‌رسد:

- ماتریس ضرایب واسطه به دست آمده از روش  $AFLQ_{ij}^*$  برای بخش تخصصی بزرگتر و در نتیجه، در سطح منطقه نسبت به روش  $AFLQ_{ij}$  ضریب فزاینده تولید بخشی بزرگتری به دست خواهد داد.
- با چنین شرایطی انتظار می‌رود که میل به واردات منطقه نسبت به روش  $AFLQ_{ij}$  کوچکتر شود.

وقتی  $SLQ_j > 1$  است، اندازه نسبی بخش تقاضاکننده  $j$ ام در منطقه از اندازه نسبی همان بخش در سطح ملی بزرگتر است. در حالت کلی ممکن است که تعداد زیادی از بخش‌ها در منطقه باشند که دارای  $SLQ_j > 1$  باشند، آیا همه آنها را می‌توان بخش تخصصی تلقی کرد؟ با توجه به تعریف بخش تخصصی، به ویژه خودکفایی آن و پیوند بالا با بخش‌های منطقه، به نظر می‌رسد که  $SLQ_j$  باید به اندازه کافی بزرگ باشد تا بخش، تخصصی محسوب شود. به احتمال قوی به همین دلیل است که "توهمو" بخش تخصصی را به صورت  $SLQ_j > 2$  تعریف می‌کند (Tohmo 2004). جدول (۳) رفتار تابع  $\log_2(1 + SLQ_j)$  را به ازای مقادیر مختلف  $SLQ_j$  نشان می‌دهد.

جدول ۳- رفتار تابع  $\log_2(1 + SLQ_j)$

$SLQ_j$	۱	۱/۲	۱/۵	۲	۲/۵	۳	۵	۸
$\log_2(1 + SLQ_j)$	۱	۱/۱۳۸	۱/۳۲۲	۱/۵۸۵	۱/۸۰۷	۲	۲/۵۸۵	۳/۱۷۰

منبع: محاسبات به دست آمده از پژوهش.

رابطه  $AFLQ_{ij}^*$  یک جهش اساسی در ادبیات روش‌های غیرآماري سهم مکانی است. چرا که همواره در ساختار این روش‌ها، ضرایب منطقه از ملی کوچکتر فرض می‌شد. در حالی که تابع

می‌تواند مقادیری بزرگتر از واحد در عناصر  $t_{ij}$  را اختیار کند. منظور از واحد در عناصر  $t_{ij}$  که بعد از تعدیل روش‌های سهم مکانی به دست می‌آیند، خصوصیات  $0 \leq t_{ij} \leq 1$  است؛ ولی با این شرایط برخی از عناصر آن در قالب بخش تخصصی ممکن است بزرگتر از واحد باشند. در این صورت، باید یکی از حالت‌های زیر را بپذیریم:

الف) بخش تخصصی در منطقه نسبت به ملی از تکنولوژی متفاوتی استفاده می‌کند و در فرآیند تولید خود از کالاها و خدمات واسطه بیشتری نسبت به بخش متناظرش در سطح ملی استفاده می‌کند.

ب) سهم ارزش افزوده در بخش تخصصی در سطح منطقه کمتر از متناظر آن در سطح ملی است.

ج) میل به واردات این بخش نسبت به بخش متناظر آن در سطح ملی کمتر است<sup>۱</sup>. این مورد قابل تأمل است، زیرا که انباشت‌های بخش تخصصی در منطقه می‌تواند جایگزین واردات کالا از خارج منطقه شود (Flegg & Webber 2000).

اما مشکل اساسی این است که بر اساس روش‌های سهم مکانی چه معیاری برای اندازه تعیین و شناسایی بخش تخصصی در نظر گرفته شود. پارادوکسی که در مورد ایران نیز وجود دارد، این است که به فرض بخش نفت در استان خوزستان  $SLQ_j$  تا حد ۹ دارد، ولی ممکن است پیوندهای آن با بخش‌های دیگر بسیار پایین باشد. به هر حال، به نظر می‌رسد برای آنکه مقدار  $SLQ_j$  با تعریف بخش تخصصی سازگاری بیشتری داشته باشد، باید این بخش، آن قدر بزرگ باشد که اگر از منطقه حذف شد، تأثیر به‌سزایی در اقتصاد آن داشته باشد. به هر حال، معیار بخش تخصصی بر مبنای  $SLQ_j > 2$  در نظر گرفته شده است. بررسی مطالب پیشگفته یک واقعیت را آشکار می‌کند و آن این است که به‌کارگیری روش‌های سهم مکانی نوین و شناسایی مناسب‌ترین مقدار تابع با حداقل خطای آماری بدون داشتن ضرایب آماری منطقه‌ای امکان‌پذیر نیست. با این شرایط چگونه می‌توان روش‌ها را با تعیین مناسب‌ترین گزینه مقدار توابع و حداقل خطای آماری برای آن دسته از کشورهای نظیر ایران که جداول آماری منطقه‌ای ندارند، استفاده کرد؟ پاسخ به پرسش مطرح شده، می‌تواند دو نارسایی ذکر شده در مقدمه مقاله را بر طرف نماید. این ابعاد را در بخش بعدی بررسی قرار خواهیم کرد.

### ۳. شناسایی مناسب‌ترین گزینه مقدار $\delta$ بر مبنای الگوی عرضه گش

ملاک اصلی تعیین مناسب‌ترین گزینه مقدار توابعی سهم مکانی رابطه (۱۰)، حداقل خطاهای آماری است. حداقل خطاهای آماری نیز بر اساس ضرایب فزاینده (یا ضرایب فنی) برآورد شده به ازای مقادیر مختلف  $\delta$  و ضرایب فزاینده (یا ضرایب فنی) آماری با استفاده از روش‌های آماری متداول محاسبه می‌شوند. به علت نبود جداول آماری منطقه‌ای در ایران، محاسبه ضرایب فنی آماری و همچنین، ضرایب

۱. همانند بخش نفت در خوزستان.



فزاینده آماری امکان پذیر نبوده و به جای آن از تولید که آمار آن در دسترس است به عنوان مناسب‌ترین گزینه استفاده می‌شود. به کارگیری این گزینه دو مزیت دارد؛ اول، به‌طور کامل بر معیارهای عوامل فضا در روش‌های سهم مکانی نوین، یعنی تولید منطبق است. دوم: با حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران به روش تولید سازگاری دارد. تولید برآوردشده هم از الگوی عرضه محور گش برای مقادیر مختلف  $\delta$  محاسبه می‌شود. الگوی طرف عرضه گش در دو دوره  $t$  و دوره  $t+1$  به صورت زیر بیان می‌شود (Ghosh 1958, Sengupta 1987):

$$\begin{aligned} O_t^r &= V_t^r (I - B_t^r)^{-1} \\ \hat{O}_{t+1}^r &= V_{t+1}^r (I - B_t^r)^{-1} \end{aligned} \quad (13)$$

$O_t^r$  و  $\hat{O}_{t+1}^r$  به ترتیب، تولید بخشی منطقه در دوره  $t$  (مبدأ) و دوره  $t+1$  (مقصد) است و  $B_t^r$  ماتریس ضرایب به‌دست آمده از جدول منطقه‌ای براساس رابطه (۱۲) برای سال  $t$  ام به‌دست می‌آید و

به صورت  $B = \frac{O_{ij}^r}{O_i^r}$  تعریف می‌شود.  $V_t^r$  و  $V_{t+1}^r$  به ترتیب، بردار ارزش افزوده منطقه در دوره  $t$

(مبدأ) و  $t+1$  (مقصد) است. براساس دو رابطه (۱۳) و (۱۴)، مقدار خطای آماری بین تولید برآوردشده بخشی و تولید واقعی بخشی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E_t = \hat{O}_{t+1}^r - O_{t+1}^r \quad (14)$$

$E_t$  در رابطه بالا، بردار مقدار خطای مطلق را نشان می‌دهد که از تفاضل بین عناصر متناظر بردار تولید برآوردشده در دوره  $t+1$  و بردار تولید واقعی همان دوره به‌دست می‌آید. در آمار مقدار خطای کل از رابطه‌های متعددی محاسبه می‌شود که در اینجا به چهار نمونه متداول اشاره می‌کنیم.

مجموع خطای ساده که از تفاوت تولید برآوردشده و تولید واقعی بخشی محاسبه می‌شود ( $E_j$ ):

$$E = \sum_j E_j = (\hat{O}_1 - O_1) + (\hat{O}_2 - O_2) + \dots + (\hat{O}_n - O_n) \quad (1-14)$$

مجموع خطای وزنی نسبی (WPE):

$$\begin{aligned} WPE &= \sum_j W_j E_j / O_j = W_1(\hat{O}_1 - O_1) / O_1 + W_2(\hat{O}_2 - O_2) / O_2 + \dots \\ &+ W_n(\hat{O}_n - O_n) / O_n \end{aligned} \quad (2-14)$$

که در آن  $W_j$ ، سهم تولید بخش  $j$  ام،  $E_j$  همان تعریف در رابطه (۱-۱۴) است.

۱. توجه داشته باشیم که عناصر ماتریس  $B$  برای مقادیر مختلف  $\delta$  متفاوت است.

مجموع قدرمطلق خطای وزنی (WAPE) است که در آن مقادیر مثبت و منفی در WPE هر دو مثبت در نظر گرفته می‌شوند.

$$WAPE = \sum_j W_j |E_j| / O_j = W_1 |\hat{O}_1 - O_1| / O_1 + W_2 |\hat{O}_2 - O_2| / O_2 + \dots + W_n |\hat{O}_n - O_n| / O_n \quad (3-14)$$

مجموع مربعات خطای وزنی نسبی که در آن مقدار خطا مجذور شده است (WSPE):

$$WSPE = \sum_j W_j (E_j / O_j)^2 = W_1 [(\hat{O}_1 - O_1) / O_1]^2 + W_2 [(\hat{O}_2 - O_2) / O_2]^2 + \dots + W_n [(\hat{O}_n - O_n) / O_n]^2 \quad (4-14)$$

به ازای هر مقدار  $\delta$ ، یک بردار تولید بخشی  $\hat{O}$  برآورد می‌شود و بردار  $O$  مقادیر تولید واقعی است که از آمارهای موجود استخراج می‌شود، در نهایت، یک مجموعه‌ای از خطا به کمک فرمول‌های خطای (۱-۱۴) تا (۴-۱۴) محاسبه می‌شود. هر مقدار  $\delta$  ای که بتواند خطای برآورد را به حداقل برساند، به عنوان مناسب‌ترین گزینه مقاداری در نظر گرفته می‌شود.

#### ۴. پایه‌های آماری و فرآیند تعدیل آنها

تعیین و شناسایی مناسب‌ترین مقدار  $\delta$  بر مبنای محاسبه حداقل خطای آماری به دو نوع پایه آماری نیاز دارد. اول: جدول داده - ستانده به‌دست آمده از SAM ۱۳۸۰ (عسگری ۱۳۸۴)، چگونگی استخراج جدول بر اساس دو ماتریس یعنی "ماتریس جذب" و "ماتریس ساخت" SAM ۱۳۸۰ و با استفاده از نرم‌افزار IO SAM، یک جدول نهایی، خالص و یا متقارن بخش در بخش با تکنولوژی بخش به ابعاد ۲۱×۲۱ استخراج گردید.<sup>۱</sup> علت به‌کارگیری فرض بخش در بخش با تکنولوژی بخش در این است

۱. در فرآیند تهیه این مقاله، جدول داده - ستانده آماری سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران هنوز انتشار نیافته بود و به این علت از جدول به‌دست آمده از SAM استفاده شد. پس از انتشار جدول، به منظور سنجش محرز بودن و یا اعتبار آماری جدول داده - ستانده استخراج شده از SAM ۱۳۸۰، ضرایب فزاینده تولید ۲۱ بخش آن جدول محاسبه و سپس، با ضریب فزاینده تولید ۲۱ بخش جدول آماری داده - ستانده سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران مقایسه شد. از آنجایی که جدول داده - ستانده به‌دست آمده از SAM ۱۳۸۰ بر مبنای بخش در بخش با تکنولوژی بخش محاسبه شده، لذا لازم بود که جدول آماری مرکز آمار ایران نیز بر مبنای چنین فرضی محاسبه شود تا نتایج تقریباً قابل مقایسه باشد. برای این منظور، ابتدا بر مبنای ماتریس‌های ساخت به ابعاد (۹۹×۱۴۷) و جذب به ابعاد (۱۴۷×۹۹) یک جدول متقارن به ابعاد (۹۹×۹۹) در قالب بخش در بخش با تکنولوژی بخش و با استفاده از نرم‌افزار IO SAM محاسبه شد. سپس، ۹۹ بخش جدول به ۲۱ بخش کاهش یافت و ضرایب فزاینده

که از نظر طبقه‌بندی بخش یعنی ISIC به‌طور کامل با حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران سازگاری و هماهنگی داشته باشد. دوم: حساب‌های تولید ناخالص و ارزش افزوده استان تهران<sup>۱</sup> در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران (مرکز آمار ایران ۱۳۸۱). بخش‌ها و کدهای مربوط به آنها در جدول (۴) آمده است. همچنین، تولید ناخالص ۷۲ فعالیت اقتصادی استان تهران در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، به ۲۱ فعالیت جمع شده است. پس از تهیه پایه‌های آماری، ماتریس ضرایب واسطه‌ای به ابعاد  $21 \times 21$  بر مبنای روش سهم مکانی شبه لگاریتمی اصلاح شده بخش تخصصی رابطه (۱۲) به‌ازای مقادیر ممکن پارامتر  $\delta$  که به‌طور مشروح در بخش ۲-۲-۴ آمده، محاسبه شد. مقدار پارامتر  $\delta$  بین صفر و واحد به ترتیب:  $0/1$ ،  $0/2$ ،  $0/3$ ،  $0/4$ ،  $0/45$ ،  $0/5$ ،  $0/6$ ،  $0/7$ ،  $0/8$  و  $0/9$  انتخاب و به کمک ماتریس‌های ضریب واسطه‌ای به‌ازای مقادیر متفاوت  $\delta$ ، ۱۰ ماتریس مبادلات واسطه بین بخشی استان تهران و سپس براساس آن ۹ ماتریس  $B$  ضرایب داده - ستانده عرضه محور گش نیز محاسبه شد. با استفاده از ۹ ماتریس گش و رابطه (۱۴) بخش ۴ مقاله، مقادیر مختلف تولید برای سال ۱۳۸۱ یعنی  $(\hat{O}_{t+1})$  برآورد شد. در مرحله بعد، تولید بخشی برآورد شده  $\hat{O}_{t+1}$  با مقدار واقعی آنها که از حساب‌های منطقه‌ای سال ۱۳۸۱ مرکز آمار ایران  $(O_{t+1})$  مقایسه و میزان خطای آماری از روابط (۱۴-۱) الی (۱۴-۴) محاسبه شده است.

## ۵. تحلیل نتایج

جدول (۵)، ضرایب فزاینده تولید بخشها در سطح ملی و استان تهران را برای مقادیر مختلف پارامتر  $\delta$  نشان می‌دهد. در محاسبات مربوط به ضریب فزاینده تولید، در این مقاله فرض شده است که ستانده کل<sup>۲</sup> و ستانده بخش‌های استان دربرگیرنده واردات از مناطق دیگر است که معقول نیز به نظر می‌رسد. برای محاسبه عرضه کل و عرضه بخش‌های استان به صورت زیر عمل شده است: ابتدا

تولید محاسبه شد. چنانچه ضرایب فزاینده تولید را که یکی از ملاک‌های ساختار تولید در اقتصاد است، در نظر بگیریم، متوسط میزان خطای جدول داده - ستانده به‌دست آمده از SAM ۱۳۸۰ با جدول آماری سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران حدود ۰/۷ درصد را نشان می‌دهد، این میزان خطا کاملاً قابل اقباض است.

۱. دلیل خاصی برای انتخاب این استان به عنوان مطالعه موردی وجود ندارد. این روش را می‌توان برای استانهای دیگر نیز استفاده کرد.

۲. بر مبنای این معیار، اندازه استان ۲۴/۳ درصد اندازه ملی است و بزرگترین استان بین ۲۸ استان کشور بر مبنای حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران است. در حساب‌های منطقه‌ای یک منطقه علاوه بر ۲۸ استان، به نام فرمانطقه‌ای وجود دارد که تعاریف و مفاهیم آن در حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران آمده و اندازه ستانده آن در سال ۱۳۸۰، ۳/۲ درصد ستانده ملی است.

فرض شده که میزان وابستگی استان به دنیای خارج با میزان وابستگی اقتصاد ملی با دنیای خارج برابر است. یعنی نسبت واردات هر بخش به ستانده آن بخش در سطح ملی با نسبت‌های مشابه در سطح منطقه یکسان در نظر گرفته شده است. با تعمیم این نسبت‌ها به ستانده بخش‌های استان، واردات بخش‌های استان از خارج محاسبه شده است. واردات بخش‌های استان از استان‌های دیگر نیز براساس روش  $LQ$  محاسبه و با واردات استان از دنیای خارج ادغام شد. بنابراین، واردات در جدول استان تهران شامل واردات استان از استانهای دیگر و واردات از دنیای خارج است. در این پژوهش، ستانده کل منطقه به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری ابعاد اقتصاد فضا و همچنین، ستانده بخش‌های عرضه‌کننده، تقاضاکننده و بخش تخصصی برای محاسبه روش‌های سهم مکانی معرفی شده در بخش سوم در نظر گرفته شده است. با نگاهی به ارقام ستونی جدول (۵)، می‌توانیم دو نوع مقایسه و تحلیل داشته باشیم: **اول:** مقایسه ضریب فزاینده تولید بخشی ملی و استانی یعنی ارقام ستون اول (از چپ) با نه ستون دیگر مشخص می‌شود که به ازای مقادیر ممکن  $\delta$  ضرایب فزاینده بخش‌های اقتصادی در استان تهران از مقادیر متناظرشان در سطح ملی کوچکتر است. به طور مثال، برای بخش با کد ۵ (صنایع غذایی) ضریب فزاینده تولید در سطح ملی ۲/۱۰۹ واحد است در حالی که در استان تهران به ازای  $\delta = ۰/۹$  تا  $\delta = ۰/۱$  از ۱/۷۷۹ واحد تا ۱/۶۹۶ واحد تغییر می‌کند.

#### جدول-۴. عناوین بخش‌های جدول و کدهای مربوط به آنها

کد بخش	بخش
۱	زراعت، باغداری و جنگلداری
۲	دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل، شکار و ماهیگیری
۳	نفت خام و گاز طبیعی
۴	سایر معادن
۵	صنایع غذایی، آشامیدنی و دخانیات
۶	صنایع منسوجات، پوشاک و چرم
۷	صنایع چوب و کاغذ
۸	صنایع شیمیایی، لاستیکی و پلاستیکی
۹	صنایع کانی غیر فلزی
۱۰	سایر صنایع
۱۱	تامین برق، آب و گاز
۱۲	ساختمان
۱۳	عمده فروشی و خرده فروشی و تعمیر وسایل نقلیه و کالاهای شخصی خانگی

## ادامه جدول-۴.

بخش	کد بخش
هتل و رستوران	۱۴
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	۱۵
واسطه‌گری‌های مالی	۱۶
مستغلات، کرایه و خدمات کسب و کار	۱۷
اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی	۱۸
آموزش	۱۹
بهداشت و مددکاری اجتماعی	۲۰
سایر فعالیتها	۲۱

**دوم:** از مقایسه ضریب فزاینده تولید تهران به ازای مقدار مختلف پارامتر  $\delta$  نتیجه می‌شود که هر چه مقدار  $\delta$  بزرگتر شود ضریب فزاینده تولید بخشی کاهش می‌یابد. به طور مثال، وقتی  $\delta = 0/1$  است ضریب فزاینده بخش یک  $1/301$  واحد است، در حالی که وقتی  $\delta = 0/9$  است مقدار آن  $1/290$  واحد می‌شود. یعنی با افزایش  $\delta$ ، مقدار  $FLQ$  محاسبه شده کاهش و در نتیجه، میل به واردات آن افزایش می‌یابد، که با نظریه اقتصاد منطقه‌ای سازگار است. نتایج و مشاهدات این جدول، یک پرسش مهم را که همان پرسش اساسی مقاله است، پیش روی نگارندگان مقاله قرار می‌دهد: کدامیک از ارقام ستونی ضریب فزاینده تولید ۲۱ بخش استان تهران می‌تواند به عنوان مناسب‌ترین گزینه در نظر گرفته شود؟ بدون شک، انتخاب ضرایب فزاینده تولید به تعیین و شناسایی مناسب‌ترین مقدار  $\delta$  بستگی دارد. شناسایی آن به دو روش امکان‌پذیر است. اول، بر مبنای جدول آماری منطقه: ضرایب فنی برآوردی به روش  $AFLQ_{ij}^*$  با ضرایب به‌دست آمده از جداول آماری مقایسه و مقدار  $\delta$  به‌گونه‌ای انتخاب شود که خطای برآورد آن حداقل باشد. این روش در کشورهایی می‌تواند استفاده شود که جداول داده-ستانده آماری داشته باشند (Smith and Morrison 1974, Harrigan et al. 1980a, Flegg and Webber 1995). دوم، الگوی عرضه محور گوش روش پیشنهادی در این مقاله است که با توجه به آمار و اطلاعات موجود در سطح مناطق ایران به خوبی می‌تواند پاسخگوی پرسش مطرح شده در مقاله باشد. در این مورد، تعیین و شناسایی مناسب‌ترین مقدار  $\delta$  که مبتنی بر سنجش حداقل خطای آماری است به صورت زیر انجام شده است:

جدول ۵- ضریب فزاینده تولید بخش‌ها در سطح ملی و ضریب فزاینده تولید استان تهران به‌زای مقادیر مختلف  $\delta$  در سال ۱۳۸۰

کد بخش	ملی	$\delta=0/1$	$\delta=0/2$	$\delta=0/3$	$\delta=0/4$	$\delta=0/43$	$\delta=0/5$	$\delta=0/6$	$\delta=0/7$	$\delta=0/8$	$\delta=0/9$
۱	۱/۳۸۹	۱/۳۰۱	۱/۲۹۹	۱/۲۹۷	۱/۲۹۶	۱/۲۹۵	۱/۲۹۵	۱/۲۹۴	۱/۲۹۲	۱/۲۹۱	۱/۲۹۰
۲	۱/۸۵۲	۱/۵۸۷	۱/۵۷۲	۱/۵۵۸	۱/۵۴۵	۱/۵۳۹	۱/۵۲۵	۱/۵۰۰	۱/۴۷۶	۱/۴۵۵	۱/۴۳۵
۳	۱/۰۴۵	۱/۰۴۰	۱/۰۴۰	۱/۰۴۰	۱/۰۳۹	۱/۰۳۹	۱/۰۳۹	۱/۰۳۹	۱/۰۳۹	۱/۰۳۹	۱/۰۳۹
۴	۱/۴۰۹	۱/۳۹۶	۱/۳۹۶	۱/۳۹۵	۱/۳۹۵	۱/۳۹۵	۱/۳۹۵	۱/۳۹۴	۱/۳۹۴	۱/۳۹۳	۱/۳۹۳
۵	۲/۱۰۹	۱/۷۷۹	۱/۷۶۶	۱/۷۵۵	۱/۷۴۵	۱/۷۴۲	۱/۷۳۴	۱/۷۲۳	۱/۷۱۳	۱/۷۰۴	۱/۶۹۶
۶	۱/۹۷۲	۱/۸۸۰	۱/۸۷۶	۱/۸۷۲	۱/۸۶۹	۱/۸۶۷	۱/۸۶۴	۱/۸۵۸	۱/۸۵۳	۱/۸۴۸	۱/۸۴۴
۷	۱/۶۹۰	۱/۵۲۵	۱/۵۲۱	۱/۵۱۸	۱/۵۱۴	۱/۵۱۳	۱/۵۱۱	۱/۵۰۸	۱/۵۰۵	۱/۵۰۳	۱/۵۰۱
۸	۱/۵۶۶	۱/۵۷۳	۱/۵۳۵	۱/۵۳۴	۱/۵۳۳	۱/۵۳۲	۱/۵۳۱	۱/۵۲۸	۱/۵۲۶	۱/۵۲۴	۱/۵۲۲
۹	۱/۵۸۳	۱/۵۷۳	۱/۵۷۳	۱/۵۷۳	۱/۵۷۲	۱/۵۷۲	۱/۵۷۲	۱/۵۷۲	۱/۵۷۱	۱/۵۷۱	۱/۵۷۱
۱۰	۱/۶۵۸	۱/۶۴۹	۱/۶۴۸	۱/۶۴۸	۱/۶۴۸	۱/۶۴۸	۱/۶۴۷	۱/۶۴۷	۱/۶۴۷	۱/۶۴۶	۱/۶۴۶
۱۱	۱/۷۸۴	۱/۷۶۴	۱/۷۶۴	۱/۷۶۴	۱/۷۶۳	۱/۷۶۳	۱/۷۶۳	۱/۷۶۳	۱/۷۶۲	۱/۷۶۲	۱/۷۶۲
۱۲	۱/۸۷۰	۱/۸۵۲	۱/۸۵۱	۱/۸۵۱	۱/۸۵۰	۱/۸۵۰	۱/۸۴۹	۱/۸۴۹	۱/۸۴۸	۱/۸۴۸	۱/۸۴۷
۱۳	۱/۲۳۷	۱/۲۲۹	۱/۲۲۹	۱/۲۲۹	۱/۲۲۹	۱/۲۲۹	۱/۲۲۹	۱/۲۲۸	۱/۲۲۸	۱/۲۲۸	۱/۲۲۸
۱۴	۱/۵۹۸	۱/۴۶۰	۱/۴۵۶	۱/۴۵۳	۱/۴۵۰	۱/۴۴۹	۱/۴۴۶	۱/۴۴۲	۱/۴۳۸	۱/۴۳۴	۱/۴۳۱
۱۵	۱/۴۰۴	۱/۳۹۷	۱/۳۹۷	۱/۳۹۷	۱/۳۹۶	۱/۳۹۶	۱/۳۹۶	۱/۳۹۶	۱/۳۹۶	۱/۳۹۶	۱/۳۹۵
۱۶	۱/۲۱۴	۱/۲۱۱	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰
۱۷	۱/۲۱۴	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰	۱/۲۱۰
۱۸	۱/۳۵۴	۱/۳۴۱	۱/۳۴۱	۱/۳۴۱	۱/۳۴۰	۱/۳۴۰	۱/۳۴۰	۱/۳۳۹	۱/۳۳۹	۱/۳۳۹	۱/۳۳۹
۱۹	۱/۱۹۸	۱/۱۹۰	۱/۱۹۰	۱/۱۹۰	۱/۱۹۰	۱/۱۹۰	۱/۱۸۹	۱/۱۸۹	۱/۱۸۹	۱/۱۸۹	۱/۱۸۹
۲۰	۱/۳۳۶	۱/۳۲۴	۱/۳۲۴	۱/۳۲۴	۱/۳۲۳	۱/۳۲۳	۱/۳۲۳	۱/۳۲۲	۱/۳۲۲	۱/۳۲۲	۱/۳۲۲
۲۱	۱/۵۱۹	۱/۵۰۹	۱/۵۰۸	۱/۵۰۸	۱/۵۰۸	۱/۵۰۸	۱/۵۰۷	۱/۵۰۷	۱/۵۰۷	۱/۵۰۶	۱/۵۰۶

منبع: محاسبات تحقیق بر اساس جدول داده - ستانده ملی ۱۳۸۰ و آمار حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران سال ۱۳۸۰.

الف) تولید بخش‌های استان تهران از حساب‌های منطقه‌ای سال ۱۳۸۱ که توسط مرکز آمار ایران برای ۷۲ بخش منتشر شده به ۲۱ بخش که با بخش‌های مطالعه شده هماهنگ است، تقلیل داده و ستانده آماری در نظر گرفته می‌شود.

ب) استخراج ماتریس‌های عرضه گش که در بخش ۴ این مقاله به صورت ماتریس  $B$  تعریف شده و به ازای هر مقدار پارامتر  $\delta$  یک ماتریس  $B$  از جدول برآوردی تهران یعنی در مجموع ده ماتریس  $B$  محاسبه شده است.

ج) به کمک ماتریس  $B$  و ارقام ارزش افزوده ۲۱ بخش در سال ۱۳۸۱ حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، تولید ۲۱ بخش استان تهران برای سال ۱۳۸۱ در قالب الگوی عرضه محور گوش برآورد شده است.

د) با استفاده از روش‌های متداول آماری که توابع آنها در روابط (۱۴-۱) تا (۱۴-۴) آمده، کل خطاهای آماری ناشی از تفاوت بین تولید برآورد شده سال ۱۳۸۱ (بند ج) و تولید واقعی مرکز آمار ایران بند (الف) استخراج شده است.

ه) سپس، بر مبنای انتخاب حداقل خطای آماری مناسب‌ترین گزینه  $\delta$  شناسایی شده است.

نتایج این محاسبات برای روش  $AFLQ_{ij}^*$  در کنار نتایج روش  $CILQ$  به عنوان یک روش سنتی در جدول (۶) آمده است. با نگاهی به جدول بالا مشاهده می‌شود که:

- میزان خطای روش  $CILQ$  نسبت به روش  $AFLQ_{ij}^*$  برای تمامی مقادیر مختلف پارامتر  $\delta$  بیشتر است. این نتیجه قابل ملاحظه و دستاورد بزرگی برای تهیه جدول داده - ستانده منطقه‌ای غیر آماری است و تأییدی است بر برتری روش‌های نوین نسبت به روش‌های سنتی غیر آماری.

جدول ۶. خطای آماری برآورد تولید بخشی روش شبه لگاریتمی بخش تخصصی به ازای

مقادیر مختلف  $\delta$  و روش  $CILQ$

WSPE	WAPE	WPE	E	تابع خطا
۲۷۸۵۶۷	۳۹۵	۰/۰۶۸	۲۸۱	$\delta = ۰/۱$
۲۵۰۸۷۲	۳۷۱	۰/۰۵۰	۲۰۹	$\delta = ۰/۲$
۲۲۴۹۵۰	۳۴۶	۰/۰۳۲	۱۳۲	$\delta = ۰/۳$
۲۰۲۳۹۹	۳۲۳	۰/۰۰۷	۲۹	$\delta = ۰/۴$
۱۹۶۳۰۴	۳۱۷	۰	۰	$\delta = ۰/۴۳$
۱۸۱۱۳۵	۳۰۱	-۰/۰۱۰	-۴۳	$\delta = ۰/۵$
۱۶۰۱۵۱	۲۷۹	-۰/۰۲۳	-۹۶	$\delta = ۰/۶$
۱۳۷۴۴۸	۲۵۴	-۰/۰۳۹	-۱۶۳	$\delta = ۰/۷$
۱۱۱۹۷۳	۲۲۹	-۰/۰۳۷	-۱۵۲	$\delta = ۰/۸$
۸۹۹۹۷	۲۰۵	-۰/۰۳۶	-۱۴۹	$\delta = ۰/۹$
۳۰۹۷۶۷	۴۱۹	۰/۱۰۱	۴۱۸	$CILQ$

منبع: محاسبات به دست آمده از پژوهش.

▪ اگر مقدار خطا را برای توابع متفاوت بررسی کنیم، مشاهده می‌شود که با به‌کارگیری توابع  $E$ ،  $WPE$ ،  $WAPE$  و  $WSPE$ ، و همچنین، با بزرگ‌شدن  $\delta$ ، مقدار خطا کاهش می‌یابد. مقدار خطای محاسبه‌شده از دو تابع  $WAPE$  و  $WSPE$  روندی دارد که نمی‌تواند مقدار  $\delta$  را حداقل کرده و یا صفر نشان دهد. در حالی که روند خطا برای دو تابع  $E$  و  $WPE$  به‌خوبی می‌تواند مقداری برای  $\delta$  نشان دهد که میزان خطای متناظر آن صفر شود. همان‌طور که جدول نشان می‌دهد به ازای  $\delta \approx 0/43$  مقدار خطای محاسبه‌شده از دو تابع بالا صفر می‌شود. بنابراین، ارقام ضرایب فزاینده تولید به ازای  $\delta \approx 0/43$  می‌تواند مناسب‌ترین گزینه برای استان تهران در نظر گرفته شوند. به علاوه، روش پیشنهادی این مقاله می‌تواند مبنای محاسبه ضرایب داده-ستانده استان‌های دیگر ایران نیز قرار گیرد.

### ۶. نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، بررسی روش‌های نوین سهم مکانی و چالش‌های استفاده از آنها بوده است. در این راستا، پرسش اساسی به شرح زیر مطرح و این پژوهش به دنبال یافتن پاسخی به آن بوده است: "آیا در شرایطی که هیچ‌گونه جدول آماری منطقه‌ای وجود ندارد می‌توان از روش سهم مکانی نوین استفاده کرد؟"

به دنبال پاسخ به پرسش بالا، ابتدا به ویژگی مشترک روش‌های سهم مکانی شبه لگاریتمی  $FLQ$ ،  $FLQ^*$  و  $AFLQ^*$  که به روش‌های سهم مکانی فلگ نیز معروف‌اند، پرداختیم. در این روش‌ها اقتصاد براساس سه عامل، اندازه بخش عرضه‌کننده، اندازه بخش تقاضاکننده و اندازه منطقه تعریف می‌شود که با توجه به ادبیات موجود، معیارهای اساسی و کاملی برای در نظر گرفتن اقتصاد فضا به حساب می‌آید. همچنین، چالش‌های استفاده از روش‌های نوین بررسی و اشاره شد که در روش شبه لگاریتمی اندازه منطقه  $FLQ$  مهم‌ترین چالش تعیین مقدار پارامتر  $\beta$  است، در حالی که در روش شبه لگاریتمی، اندازه منطقه تعدیل شده  $FLQ^*$ ، تعیین مقدار  $\delta$  و در روش اصلاح‌شده شبه لگاریتمی بخش تخصصی  $AFLQ^*$  دوباره چالش اصلی تعیین اندازه بخش تقاضاکننده یعنی  $SLQ_z$  و  $\delta$  است. در مطالعات تجربی در کشورهای پیشرفته، محدوده این پارامترها، با استفاده از جداول آماری منطقه تعیین می‌شود و تجربه‌ای در کشورهای نظیر ایران مشاهده نشده است. کشورهایی که از وجود جداول آماری محروم‌اند، در استفاده از روش‌های نوین با چالش برآورد پارامتر توابع آنها مواجه‌اند. مهم‌ترین دستاورد این پژوهش، ارائه روشی برای محاسبه مقدار پارامتر توابع روش‌های سهم مکانی نوین برای کشورهای یادشده است. از نظر تجربی، روش ارائه شده در مورد ایران، برای استان تهران آزمون و مقدار پارامتر نیز محاسبه شده است. برای این منظور از روش حداقل کردن (یا صفر کردن) خطای آماری متغیر تولید بخشی منطقه- که از تفاوت مقدار برآوردی تولید و مقدار واقعی براساس الگوی عرضه محور گش به‌دست می‌آید- به‌کار گرفته شده است. این روش با حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار



ایران نیز سازگاری دارد. مقدار پارامتر  $\delta$  برای استان تهران ۰/۴۳ برآورد شده است. از آنجایی که دلیل خاصی برای انتخاب استان تهران به عنوان مطالعه موردی وجود نداشته، این روش می‌تواند برای استان‌های دیگر کشور نیز استفاده و مقدار پارامتر  $\delta$  برای آنها محاسبه شود.

## منابع

- بانوئی، علی اصغر؛ بزازان، فاطمه (۱۳۸۵)، نقش و اهمیت ابعاد اقتصاد فضا در محاسبه جداول داده-ستانده منطقه‌ای، پدیده فراموش شده در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۲۷.
- بانوئی، علی اصغر؛ بزازان، فاطمه، و کرمی، مهدی (۱۳۸۵)، بررسی کمی رابطه بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده-ستانده ۲۸ استان کشور. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۲۹.
- عسگری، منوچهر (۱۳۸۴)، مدل تعادل عمومی کاربردی ایران مبنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی. طرح تحقیقاتی معاونت اقتصادی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور.
- مرکز آمار ایران (۱۳۸۰) و (۱۳۸۲). حسابهای ملی، حسابهای منطقه‌ای (حسابهای تولید استانهای کشور). تهران، ایران.

- Flegg, A. T. and Webber, C. D. (1995). Using Location Quotients to Build a Regional Input-Output Model: Some Empirical Results for Scotland. Paper presented at the 26<sup>th</sup> Annual Conference on the Regional Science Association, Cardiff Business School, 12-15 Feb
- Flegg, A. T. and Webber, C. D. (2000). Regional Size, Regional Specialization and the FLQ Formula. *Regional Studies*, Vol. 36, PP: 563-569.
- Flegg, A. T., Webber, C. D. and Elliot, M. V. (1994). A New Approach to the Use of Location Quotients in Building a Regional Input-Output Model Using National Data. Paper presented at the 25<sup>th</sup> Annual Conference of the Regional Science Association, 14-16 Sept. Trinity College, Dublin.
- Flegg, A. T., Webber, C. D. and Elliot, M. V. (1995). On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input-Output Tables. *Regional Studies*, Vol.31, PP: 795-805.
- Flegg, A. T., Webber, C. D. and Elliot, M.V. (1997). on the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input-Output Table: A Reply. *Regional Studies*, Vol. 29, PP: 795-805.
- Ghosh, A. (1958). Input-Output Approach to an Allocation System. *Econometrica* No . 25, pp: 58-64.
- Harrigan F., Mc Gilvary, J. W. & Mc Nikoll, I. H., (1980). Simulating the Structure of a Regional Economy. *Environment and Planning A*, No. 12, pp. 927-36.
- McCann, P. and Dewhurst J. H. LI. (1998) "Regional Size, Industrial Location and Input-output Expenditure Coefficients", *Regional Studies*, Vol. 32, PP: 435-444.

- Miller, R. E. Blair, P. D. (1985). *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ. Chap.1.
- Morrison, W.I. and Smith, P. (1974) "Non Survey Input-Output Techniques At Small Area Level: An Evaluation", *Journal of Regional Science*, Vol. 14, NO.1, PP:1-14.
- Prasad, K. N. (1992). Spatial Planning in Input-Output Framework. Planning & Development Unit. Department of Economics, University of Bombay, Bombay, India (*Monograph*).
- Prasad, K. N. (2000) *Spatial Planning in Input-Output Framework: An Overview*, in V.V.N. Somajajulu and .K.N. Prasad eds. Indian Economy in Input-Output Framework, Allied Publishers Limited, Mumbai, India, pp: 70-78.
- Richardson, H. W. (1972). *Input-Output and Regional Economics*, Weidenfeld and Nickelson. London, Chap. 3.
- Round, I. J. (1978a). On Estimating Trade Flows in Interregional Input-Output Models. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 8, PP: 284.302.
- Round, I. J. (1978b). An Interregional Input-Output Approach to the Evaluation of Non-Survey Methods. *Journal of Regional Science*, Vol. 18, No.2, PP: 179-194.
- Round, I. J. (1983). Non-Survey Techniques: A Critical Review of Theory and Evidence. *International Regional Science Review*, NO. 8, PP: 189-212.
- Sengupta, A. (1987). Input-Output Allocation Model for India: A Note. *Anvesak*, Vol. 7, No. 2, PP: 103-107.
- Steven, B. (1997). On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input-Output Tables: A Comment. *Regional Studies*, Vol. 31, No. 8, pp: 791-794.
- Tohmo, T. (2004)- New Developments in the Use of Location Quotients to Estimate Regional Input-Output Coefficients and Multipliers. *Regional Studies*, Vol. 38, No.1, pp 43-54, February.