

## تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (رشد تعداد شهرها)

دکتر شکوفه فرهمند\*

دکتر نعمت‌اله اکبری\*\*

تاریخ پذیرش: ۸۶/۱۲/۲۱

تاریخ ارسال: ۸۶/۱۰/۴

### چکیده

توسعه شهری زمانی رخ می‌دهد که ترکیب بخشی تولید از کشاورزی به صنعتی تغییر یابد و پیشرفت‌های فن شناختی در بخش کشاورزی باعث رهایی نیروی کار از این بخش و مهاجرت آن‌ها به شهرها شود. با انتقال جمعیت روستایی به مناطق شهری، شکل فضایی و اقتصادی کشور تغییر می‌یابد. این تغییر شکل مستلزم رشد شهرهای موجود، یا خلق شهرهای جدید و یا هر دو مورد است. در متون اقتصاد شهری، این مسأله با عنوان توسعه شهری مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین، در مطالعه توسعه شهری دو جنبه مطرح است: رشد تعداد و اندازه شهرهای موجود در سیستم شهری، که در این تحقیق تنها به جنبه رشد تعداد شهرها پرداخته می‌شود. در این پژوهش تأثیر عوامل اقتصادی بر رشد تعداد شهرها در قالب مدل توسعه شهری هندرسن را مورد بررسی قرار داده و به منظور تعمیم مدل هندرسن برای در بر گرفتن اثرات همسایگی، مدل را به صورت فضایی تصریح کرده و از طریق تکنیک داده‌های تابلویی مرسوم و فضایی و نیز مقطعی فضایی برای سیستم شهری ایران در دوره ۷۵-۱۳۴۵ برآورد می‌کنیم. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که عوامل مطرح شده در مدل بر رشد تعداد شهرهای ایران مؤثر بوده ولی وابستگی فضایی معناداری وجود ندارد.

طبقه‌بندی JEL: C31, R12

**واژگان کلیدی:** توسعه شهری، مدل هندرسن، رشد تعداد شهرها، اقتصادسنجی فضایی، داده‌های تابلویی، داده‌های تابلویی فضایی.

\* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

e-mail: farahmand\_shr@yahoo.com

\*\* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

e-mail: nemata44@yahoo.com

## مقدمه

امروزه بیشتر تولید غیرکشاورزی در کشورهای مختلف در شهرها انجام می‌شود. در طول زمان، شهرنشینی در کشورهای مختلف به شدت افزایش یافته و بیشتر کشورها با پدیده رشد سریع شهری مواجه شده‌اند. رشد و توسعه شهری تحت تأثیر عوامل مختلفی از جمله عوامل اقتصادی است. دلیل اصلی تجمع فعالیت‌های اقتصادی در شهرها سرریز دانش و اطلاعات محلی است که باعث می‌شود شهرها موتور رشد اقتصادی کشورها باشند.

در هر کشور، سیستمی از شهرهای مختلف با اندازه‌های متفاوت وجود دارد که هر کدام از این شهرها با مناطق پیرامونی خود و نیز با شهرهای دیگر در ارتباطند. با رشد و توسعه کشورها سیستم شهری آنها نیز توسعه می‌یابد. این توسعه در قالب رشد شهرهای موجود، یا ایجاد شهرهای جدید و رشد روستاها و تبدیل آنها به مراکز شهری و یا هر دو مورد بوده که در متون اقتصاد شهری این پدیده با عنوان توسعه شهری<sup>۱</sup> مورد بررسی قرار گرفته است. نرخ توسعه شهری به صورت افزایش درصد جمعیت ملی که شهری شده‌اند، تعریف می‌شود. نتایج مطالعات انجام شده، نشان می‌دهد که نرخ توسعه شهری در سطوح پایین درآمد سرانه سریع‌ترین رشد را دارد [هندرسن<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳]. برای بررسی کامل پدیده توسعه شهری باید هر دو جنبه آن یعنی رشد تعداد و رشد اندازه شهرهای موجود در سیستم شهری بررسی شده و عوامل مؤثر بر هر کدام مشخص شود. با توجه به گستردگی موضوع در این پژوهش تنها به جنبه رشد تعداد شهرها پرداخته شده و بررسی رشد اندازه در پژوهش جداگانه‌ای انجام خواهد شد. در این پژوهش اثر عوامل مؤثر بر رشد اندازه شهرها را براساس مدل‌های توسعه شهری هندرسن برآورد کرده و اثرات فضایی و مجاورت از طریق تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی<sup>۳</sup> به این مدل‌ها اضافه می‌کنیم.

در این راستا، ابتدا مدل توسعه شهری هندرسن با تأکید بر رشد تعداد شهرها را ارائه کرده و مدل تجربی متناظر با آن را استخراج کرده‌ایم. سپس، روند رشد تعداد شهرها در ایران را به اختصار مورد بررسی قرار می‌دهیم. در ادامه، با توجه به داده‌های موجود، مدل تصریح شده برای ایران در قالب مدل داده‌های تابلویی<sup>۴</sup> و تابلویی فضایی<sup>۵</sup> برآورد کرده و نتایج مربوط ارائه می‌کنیم. در نهایت، یافته‌های پژوهش را به صورت خلاصه ارائه می‌کنیم.

1. Urban Development
2. Henderson
3. Spatial Econometrics
4. Panel Data Models
5. Spatial Panel Data Models

### ۱. توسعه شهری در قالب رشد تعداد شهرها

برای تحلیل توسعه شهری و نحوه اثرگذاری عوامل مختلف بر آن، ابتدا یک شهر نمونه در نظر گرفته شده و روابط موجود در آن را تصریح می‌کنیم. فرض می‌کنیم شهر متشکل از مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان و توسعه‌گران زمین<sup>۱</sup> است. توسعه‌گران در واقع نقش کارآفرینانی را بازی می‌کنند که از طریق تسهیل حرکت‌های عظیم مردم، شهرها را تأسیس می‌کنند. نقش آنها دقیقاً همانند نقش بنگاه‌های کارآفرین در یک مدل تعادل عمومی برای تعیین اندازه بنگاه است، با این تفاوت که آنها در اینجا به جای طراحی بنگاه، شهرها را طراحی و اداره می‌کنند. توسعه‌گر زمین می‌تواند واحد خصوصی یا دولت به شکل دولت ملی یا محلی باشد.

برای تصریح روابط موجود در شهر، مدل رشد بسیار ساده‌ای از اقتصادی که در حال شهری شدن است، براساس مدل‌های رشد شهری بیان شده در پژوهش‌های لوکاس<sup>۲</sup> (۱۹۸۸)، بلک<sup>۳</sup> و هندرسن (۱۹۹۷ و ۱۹۹۹ ب) و هندرسن (۲۰۰۳) در نظر گرفته شده است. در بخش تولید فرض می‌شود هر بنگاه موجود در شهر یک کارگر دارد. وی در هر دوره تصمیم می‌گیرد که چه مقدار تولید و چه مقدار در انباشت سرمایه انسانی خصوصی سرمایه‌گذاری نماید [بلک و هندرسن، ۱۹۹۷]. فرض می‌شود شهر به صورت تخصصی عمل می‌کند و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس از نوع محلی است. براساس فروض ارائه شده، تولید هر کارگر- بنگاه تابعی از سطح فناوری، سرمایه انسانی و اندازه شهر است، یعنی:

$$x = Dh^\theta n^\delta \quad (1)$$

که در آن،  $x$  سطح تولید یک بنگاه نمونه در شهر،  $D$  سطح فناوری موجود در شهر،  $h$  سطح سرمایه انسانی سرانه شهر و  $n$  اندازه جمعیت (نیروی کار) شهر نمونه است.  $\theta$  بازده سرمایه انسانی در تولید شهری و  $\delta$  نشانگر صرفه‌جویی‌های محلی ناشی از تجمع شهری است. کل ستاده شهر عبارت است از:

$$X = n.x = Dh^\theta n^{1+\delta} \quad (2)$$

شرایط حداکثر سود در بخش تولید مستلزم برابری ارزش تولید نهایی نیروی کار با دستمزد است با فرض این که  $p$  قیمت محصولات شهری و  $w$  سطح دستمزد در شهر باشد:

$$w = pDh^\theta n^\delta \quad (3)$$

حال، این پرسش مطرح آن است که شهرها چگونه شکل می‌گیرند و به اندازه تعادلی می‌رسند؟  $\delta$  پارامتر مقیاس و پایه و اساسی برای تجمع محلی، یا در واقع، نیروی تمایل به مرکز<sup>۴</sup> است. برای داشتن بیش از یک شهر، نیاز به یک نیروی گریز از مرکز<sup>۵</sup> هم هست، که در قالب هزینه‌های مسکن و

1. Land Developer
2. Lucas
3. Black
4. Centripetal Force
5. Centrifugal Force

هزینه‌های رفت و آمد بیان می‌شود. فرض می‌شود که همه تولید یک شهر در یک نقطه، یعنی حوزه تجاری مرکزی (CBD) انجام می‌شود. اطراف CBD، حلقه‌ای از مناطق مسکونی است، که هر شهروند در یک واحد مسکونی با اندازه واحد زندگی و با هزینه ثابت  $\tau$  به ازای هر واحد فاصله به CBD رفت و آمد می‌کند (فرض شده که شهروندان هزینه رفت و آمد را بر حسب ستاده‌های شهری پرداخت می‌کنند). تعادل بازار زمین شهری از طریق تابع اجاره مشخص می‌شود. اجاره تابعی خطی از فاصله است، یعنی به صورت خطی از CBD به حاشیه شهر کم می‌شود، به گونه‌ای که در حاشیه اجاره صفر است. با گسترش جمعیت شهر و در نتیجه اندازه فضایی شهر، متوسط فاصله‌های رفت و آمد و سطح اجاره افزایش می‌یابند. مقادیر هزینه‌های رفت و آمد شهر و اجاره‌ها بر حسب جمعیت شهر به دست می‌آیند:

$$کل هزینه‌های رفت و آمد = phm^2 \quad (۴)$$

$$کل اجاره‌های زمین = ۱/۲ phm^{3/2} \quad (۵)$$

که  $b = ۲/۳\pi^{1/2}$  است. رابطه ۴، یکی از منابع اصلی هزینه در شهر را نشان می‌دهد. در واقع، این هزینه نیروی محدودکننده اندازه شهرها است [هندرسن، ۲۰۰۳]. اندازه تعادلی شهر از طریق حداکثرسازی سود توسعه‌گر با توجه به قید بودجه به صورت زیر به دست می‌آید:

$$n = Q^{\frac{1}{\delta}} (Dh^{\theta} \tau^{-1})^{\frac{2}{1-2\delta}} \quad (۶)$$

و  $Q \equiv (\delta 2b^{-1})^{\frac{2\delta}{1-2\delta}}$  مقدار ثابت است. در کشورهایی که دولت نقش قالب را در اداره جامعه دارد، دولت ملی نقش توسعه‌گر را بازی می‌کند. نتیجه بیان شده در رابطه ۶، نشان می‌دهد که اندازه تعادلی شهر تابعی از پارامتر مقیاس و پارامترهای دیگر است. اندازه تعادلی شهر تابعی از سرمایه انسانی هر کارگر و سطح فناوری نیز هست. براساس رابطه ۶، اندازه شهر افزایش می‌یابد اگر: (۱) کشش مقیاس ( $\delta$ ) بالا می‌رود؛ (۲) سرمایه انسانی هر کارگر ( $h$ ) یا فناوری ( $D$ ) بهبود یابد و (۳) هزینه‌های واحد رفت و آمد ( $\tau$ ) کاهش یابد. با افزایش  $h$  یا  $D$ ، اندازه شهر بزرگتر می‌شود؛ زیرا کارایی ستاده (که از طریق صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس، یا عبارت  $2/(1-2\delta)$  افزایش می‌یابد)، نسبت به هزینه‌های ثابت رفت و آمد ( $\tau$ ) بهبود می‌یابد.

با متفاوت بودن سطح تکنولوژی و سرمایه انسانی در میان شهرهای مختلف تولیدکننده کالاهای

متفاوت، شهرها اندازه‌های متفاوتی خواهند داشت  $\left( n_j = Q^{\frac{1}{\delta}} (D_j h_j^{\theta} \tau^{-1})^{\frac{2}{1-2\delta}} \right)$ . اندازه شهرها تابعی

صعودی از درجه صرفه‌جویی‌های محلی ناشی از مقیاس، سطح تکنولوژی و سطح سرمایه انسانی است. با

بهبود تکنولوژی تولید و یا افزایش سطح سرمایه انسانی در شهر، اندازه شهر افزایش خواهد یافت. بزرگترین شهرها آنهایی هستند که سطح تکنولوژی بالاتر و یا سرمایه انسانی بالاتری دارند و برعکس، کوچکترین شهرها (مزارع و روستاها) آنهایی هستند که تکنولوژی یا سطح سرمایه انسانی پایینی دارند. در سیستم شهری، شهرهای کوچک و بزرگ همزمان وجود خواهند داشت.

با فرض بسته‌بودن اقتصاد، شرط تعادل در بازار هر کالا، برابری عرضه و تقاضای ملی است. برای مثال، دو کالای  $X_i$  و  $X_j$  در نظر گرفته می‌شود. فرض شده است که تعداد  $m_i$  شهر از نوع  $i$  وجود دارد که کالای  $X_i$  را تولید می‌کنند و  $m_j$  شهر تولیدکننده کالای  $j$  هستند. همچنین، فرض شده که بازدهی سرمایه انسانی در تولید و نیز درجه صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در بین این دو نوع شهر یکسان است. با فرض این که همه مردم توابع مطلوبیت یکسانی داشته باشند و تعداد کل افراد جامعه برابر  $N$  باشد، با توجه به تقاضای ملی هر کالا، نسبت تعداد شهرها به دست می‌آید (برای جزییات بیشتر در استخراج این رابطه به هندرسن (۱۹۸۸) مراجعه کنید):

$$\frac{m_i}{m_j} = \left( \frac{a_i}{a_j} \right) \left( \frac{p_i}{p_j} \right)^{-1} \left[ \frac{D_i \left( \frac{h_i}{h_j} \right)^\theta}{D_j \left( \frac{h_j}{h_j} \right)^\theta} \right]^{-\frac{\theta}{1-\theta}} \quad (7)$$

روابط مربوط به تعداد و اندازه شهرها، نشان می‌دهد که توزیع اندازه شهرها یک پدیده تصادفی در طبیعت نبوده و با شرایط تولید و ترکیب منطقه‌ای آن مرتبط است. هر چه توان مصرف کالایی در تابع مطلوبیت افراد بالاتر باشد و مصرف آن مطلوبیت بیشتری برای افراد ایجاد نماید، تعداد شهرهای تولیدکننده آن بیشتر خواهد بود.

هندرسن (۱۹۹۷) و وانگ و وانگ<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) با تقسیم اقتصاد به دو بخش شهری و روستایی این مدل را بسط دادند. در مدل آنها فرض می‌شود یک بخش روستایی در اقتصاد وجود دارد که محصولات کشاورزی تولید می‌کند و یک بخش شهری که در برگیرنده تعدادی درونزا از شهرهایی با اندازه‌های درونزا است که کالاهای شهری تولید می‌کنند. به بیان دیگر، تعداد و اندازه شهرها در درون مدل تعیین می‌شود. در ابتدا برای یک نوع شهر، یا تنها یک نوع کالای صادراتی شهری در نظر گرفته می‌شود. در بخش روستایی، ستاده سرانه هر کارگر عبارت است از:

$$X_a = D_a h_a^{\theta_a} \quad (8)$$

$D_a$  بیانگر سطح فناوری بوده که درونزا است و  $h_a$  سطح سرمایه انسانی هر کارگر را در بخش کشاورزی و  $\theta_a$  کشش (بازده) تولید کشاورزی نسبت به سرمایه انسانی را نشان می‌دهد. با فرض یک بودن قیمت نسبی کالای کشاورزی نسبت به کالای شهری، دستمزدهای روستایی  $w_a = D_a h_a^{\theta_a}$  است. به همین

ترتیب، در بخش شهری ستاده سرانه نیروی کار به صورت  $w = x = pDh^\theta n^\delta$  است، که  $D$  سطح فناوری در بخش شهری (درونزا)،  $h$  سطح سرانه سرمایه انسانی،  $\theta$  بازده خصوصی سرمایه انسانی،  $n$  اندازه شهری که کارگر در آن زندگی و کار می‌کند، و  $p$  قیمت نسبی  $x$  است.  $\delta$  نشانگر درجه صرفه-جویی‌های ناشی از تجمع شهری محلی<sup>۱</sup> بنا به فرض به دست آمده از سرریزهای اطلاعات محلی است. در این صورت، کل ستاده شهر عبارت است از:

$$X = Dh^\theta n^{1+\delta} \quad (۹)$$

در این مدل نیز اندازه تعادلی شهر با حداکثرسازی سود توسعه‌گر زمین براساس رابطه ۶، تعیین می‌شود. حال، با فرض آن که  $m$  شهر با اندازه‌های مختلف در سیستم شهری وجود داشته باشد، اشتغال کامل در بازارهای سرمایه و کار به ترتیب مستلزم آن است که:

$$n_a h_a + (N - n_a) h = \tilde{h} N \quad (۱۰ الف)$$

$$n_a + mn = N \quad (۱۰ ب)$$

$n_a$  نیروی کار بخش کشاورزی،  $m$  تعداد شهرها و  $N$  نیروی کار ملی است. هر فرد در اقتصاد  $\tilde{h}$  سرمایه انسانی دارد که می‌تواند آن را در تولید به کار گیرد و یا آن را وام دهد. بازار سرمایه بازده خصوصی را در تولید کشاورزی و تولید شهری مساوی می‌کند؛ به‌گونه‌ای که نرخ اجاره سرمایه انسانی،  $r = p\theta Dh^{\theta-1} n^\delta = \theta_a D_a h_a^{\theta_a-1}$  است. با استفاده از روابط قیمت نسبی محصول شهری، سطوح دستمزدهای شهری و روستایی، و پس‌انداز، نسبت نیروی کار بخش کشاورزی به نیروی کار ملی به‌دست می‌آید:<sup>۲</sup>

$$\frac{n_a}{N} = Q_1 D_a^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} D^{-\frac{1}{(1-\delta)(1-\gamma)}} h^{\frac{\gamma\theta_a - \theta}{1-\gamma}} \quad (۱۱)$$

که:

$$Q_1 \equiv \gamma^{\frac{1}{1-\gamma}} (1-s(1-\theta_a))^{-1} \left[ \frac{\theta}{\theta_a} \left( \frac{1-\theta}{1-\theta-\delta} \right) \right]^{\theta_a} \left[ Q^{-1} \tau^{\frac{\delta}{1-\delta}} \left( \frac{1-\theta-\delta}{1-\theta_a} \right)^{\theta_a-1} \left( \frac{\theta_a}{\theta} \right)^{\theta_a} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

می‌توان با جایگذاری آن در رابطه ۱۰،  $h$  و  $h_a$  را با  $\tilde{h}$  مرتبط کرد. بنابراین:

### 1. Degree of Local Urban Agglomeration Economies

۲. برای جلوگیری از طولانی شدن مقاله، جزییات استخراج رابطه زیر، آورده نشده است. برای جزییات بیشتر به فرهمند (۱۳۸۶) مراجعه کنید.

$$h \left[ 1 - Q_1 \left( 1 - \frac{\theta_a}{\theta} \left( \frac{1 - \theta - \gamma \delta}{1 - \theta_a} \right) \right) D_a^{1-\gamma} D^{-\frac{1}{(1-\gamma)(1-\delta)}} h^{\frac{\gamma \theta_a - \theta}{1-\gamma}} \right] = \tilde{h} \quad (12)$$

روابطی که در تصریح و آزمون تجربی مورد تأکیدند، معادلات توسعه شهری است. توسعه شهری می‌تواند در قالب رشد تعداد یا اندازه شهرها و یا هر دو صورت گیرد. آنچه در این پژوهش مورد توجه است، رشد تعداد شهرها و عوامل مؤثر بر آن است. برای استخراج رابطه رشد تعداد شهرها، از قید اشتغال کامل (۱۰ ب) دیفرانسیل گرفتیم:  $g = \dot{N}/N$  به عنوان نرخ ملی برونزای رشد جمعیت است. اگر از رابطه ۱۱، دیفرانسیل گرفته و در  $\dot{m}/m$  جایگزین کنیم، رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$\frac{\dot{m}}{m} = g - \left( \frac{\gamma \theta}{1 - \gamma \delta} \frac{\dot{h}}{h} + \frac{\gamma}{1 - \gamma \delta} \frac{\dot{D}}{D} \right) + \frac{\theta}{1 - \gamma \delta} - \gamma \theta_a \left( \frac{n_a}{mn} \frac{\dot{h}}{h} \right) + \frac{1}{(1 - \gamma \delta)(1 - \gamma)} \left( \frac{n_a}{mn} \frac{\dot{D}}{D} \right) - \frac{\gamma}{1 - \gamma} \left( \frac{n_a}{mn} \frac{\dot{D}_a}{D_a} \right)$$

در این رابطه،  $\frac{\dot{n}}{n} = \frac{\gamma \theta}{1 - \gamma \delta} \frac{\dot{h}}{h} + \frac{\gamma}{1 - \gamma \delta} \frac{\dot{D}}{D}$  رشد اندازه شهرهاست که دیفرانسیل رابطه ۶ است. در این رابطه تعداد شهرها با رشد جمعیت ملی ( $g$ ) افزایش می‌یابد، و با رشد اندازه شهرها - که با جمله دوم سمت راست نشان داده شده - کاهش می‌یابد. تعداد شهرها با مهاجرت از روستا به شهر، یا کاهش  $n_a$  - که با سه جمله آخر سمت راست نشان داده شده - نیز افزایش می‌یابد. برای سه جمله آخر، ابتدا به دلیل بازده نسبتاً بالاتر سرمایه انسانی شهری ( $\theta/(1 - \gamma \delta) > \gamma \theta_a$ ) مهاجرت سرعت می‌گیرد، یعنی این بازده بالاتر کارگران را به بخش شهری جذب می‌کند. مهاجرت با بهبود فناوری در بخش شهری ( $\dot{D}$ ) افزایش می‌یابد و با بهبود فناوری در بخش روستایی ( $\dot{D}_a$ ) کند می‌شود ابلک و هندرسن، ۱۹۹۷].

## ۲. ارائه مدل

مدل رشد تعداد شهرها به صورت رابطه ۱۳ استخراج شد که در آن  $\dot{D}/D = f(\tilde{h}) = \beta \tilde{h}$  و  $\dot{D}_a/D_a = f_a(\tilde{h}) = \beta_a \tilde{h}$  (یا  $\delta \dot{\tau}/\tau = -\beta \tilde{h}$ ) با این فرض که اثرات  $\dot{h}/h$  نادیده گرفته می‌شود، رابطه رشد شهرها بین زمان  $t$  و  $t-1$  براساس رابطه ۸ به صورت زیر ساده‌سازی می‌شود:

$$\Delta Lnm_{jt} = Lnm_{jt} - Lnm_{jt-1} = g_{jt} - \frac{\gamma}{1-\gamma} \beta \tilde{h}_{jt-1} + \frac{\beta}{1-\gamma} \left[ \left( \frac{n_a}{mn} \right)_{jt-1} \tilde{h}_{jt-1} \right] + \varepsilon_{jt} \quad (14)$$

این رابطه برای تعداد شهرها در ۲۸ استان کشور در فاصله‌های زمانی ۱۰ ساله را در دوره‌های سرشماری ۴۵-۱۳۷۵ برآورد می‌کنیم. بنابراین،  $\Delta Lnm_{jt}$  رشد تعداد شهرهای استان  $j$  در فاصله‌های ۱۰ ساله است. با توجه به این که رابطه از حالت پایا به دست آمده است، در واقع، برآورد آن شبیه‌سازی از دنیای واقعی است.  $g_{jt}$  نشان‌دهنده رشد جمعیت کل است که در اینجا با توجه به استانی بودن مشاهدات مورد استفاده در برآورد این رابطه، رشد جمعیت استانی در فواصل ۱۰ ساله سرشماری است. عبارت  $\frac{\gamma}{1-\gamma} \beta \tilde{h}_{jt-1}$  به طور غیرمستقیم، اثر رشد اندازه شهرهای نمونه را نشان می‌دهد.

عبارت  $\frac{\beta}{1-\gamma} \left[ \left( \frac{n_a}{mn} \right)_{jt-1} \tilde{h}_{jt-1} \right]$ ، با توجه به فروض، سه جمله آخر رابطه ۱۳ را در

یک جمله خلاصه می‌کند که نشان‌دهنده اثرات رشد فناوری بر مهاجرت از روستا به شهر است. تغییر فناوری در رابطه ۱۴ برحسب سطح سرمایه انسانی در دور پایه  $(t-1)$  لحاظ شده که با  $\tilde{h}_{t-1}$  نشان داده‌ایم. در این پژوهش، به دلیل محدودیت آمار موجود ناشی از تغییر تقسیم‌بندی‌های استانی در طول دوره مطالعه، برای سرمایه انسانی از نرخ باسوادی در افراد بالاتر از ۶ سال در استان‌ها استفاده می‌کنیم. در این رابطه نرخ رشد جمعیت، ضریب یک دارد که در مدل تجربی آزمون می‌شود.  $(n_a / mn)_{jt-1}$  سهمی از جمعیت استان است که در نمونه، لحاظ نشده است (یعنی نسبت جمعیت روستایی به شهری).

مدل مورد بررسی باید به شیوه مدل داده‌های تابلویی برآورد شود؛ زیرا داده‌ها مربوط به ۲۸ استان در سال‌های ۱۳۴۵، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ است. در واقع، هر متغیر یک بردار  $112 \times 1$  (۴ سال ضربدر ۲۸ استان) است. با توجه به این که در مدل تعدادی از متغیرها با وقفه زمانی وارد می‌شوند، در عمل سال ۱۳۳۵ از دست می‌رود و دوره‌های زمانی به ۴ کاهش می‌یابد. در مدل داده‌های تابلویی فرض بر آن است که  $\varepsilon_{jt} = u_j + d_t + \tilde{e}_{jt}$ ، که  $u_j$  اثرات ثابت و بیانگر معیارهای ثابت در طول زمان، مانند متغیرهای جغرافیایی است که بر رشد تعداد شهرها مؤثرند. این متغیرها می‌توانند بر متغیرهای مدل هم اثرگذار باشند.  $d_t$  متغیر روند و نشانگر سطح فناوری است و  $\tilde{e}_{jt}$  شوک همزمان مؤثر بر رشد تعداد



شهرها است. بدین ترتیب، با توجه به رابطه ۹، شکل تجربی مرسوم رابطه رشد تعداد شهرها را می‌توان به صورت خلاصه زیر نوشت:

$$GC = C + \alpha_1.LnC_{-1} + \alpha_2.Gpop + \alpha_3.HC_{-1} + \alpha_4.RTU_{-1} + \alpha_5.(HC * RTU)_{-1} + e \quad (15)$$

همان‌گونه که بیان شد، هر متغیر به صورت یک بردار  $112 \times 1$  است.  $GC$  رشد تعداد شهرهای استان‌ها در دوره‌های ۱۰ ساله،  $LnC_{-1}$  تعداد شهرها در زمان پایه،  $Gpop$  نرخ رشد جمعیت استان‌ها،  $HC_{-1}$  نرخ باسوادی استان‌ها در دوره پایه،  $RTU_{-1}$  نسبت جمعیت روستایی به جمعیت شهری در دوره پایه، و  $[HC * RTU]_{-1}$  حاصل ضرب نرخ باسوادی در نسبت جمعیت روستایی به جمعیت شهری در دوره پایه است. جدول ۱، مقادیر میانگین و انحراف معیار هر یک از متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۱- میانگین و انحراف معیار متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	انحراف معیار
نرخ رشد تعداد شهرها	۰/۳۰۳	۰/۲۶
تعداد شهرها	۱۴	۱۲
نرخ رشد جمعیت استانی	۰/۳۴۲	۰/۱۸
نرخ باسوادی	۰/۵۰۹	۰/۲۲
جمعیت روستایی / شهری	۰/۹۱۱	۱/۷۸

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

اما با توجه به بعد مکانی داده‌های استفاده‌شده در این مدل، نرخ رشد تعداد شهرها در هر استان، می‌تواند تحت تأثیر استان‌های پیرامون خود نیز قرار گیرد. در این صورت، براساس مبانی نظری اقتصادسنجی فضایی، استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مرسوم با مشکل مواجه خواهد شد. بنابراین، تصریح فضایی این مدل برآورد و نتایج آن با نتایج مرسوم مقایسه خواهد شد. تصریح فضایی مدل را در دو حالت وقفه<sup>۱</sup> و خطای فضایی<sup>۲</sup> در نظر گرفته‌ایم که به ترتیب عبارتند از:

$$GC = C + \rho.w.GC + \alpha_1.LnC_{-1} + \alpha_2.Gpop + \alpha_3.HC_{-1} + \alpha_4.RTU_{-1} + \alpha_5.(HC * RTU)_{-1} + e \quad (16)$$

و

$$GC = C + \alpha_1.LnC_{-1} + \alpha_2.Gpop + \alpha_3.HC_{-1} + \alpha_4.RTU_{-1} + \alpha_5.(HC * RTU)_{-1} + e \quad (17)$$

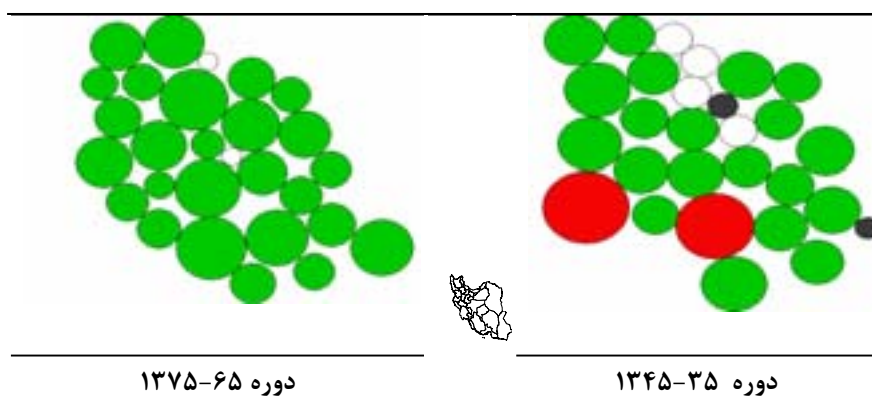
- 1.Spatial Lag Model (SAR)
- 2.Spatial Error Model (SEM)

$$e = \lambda . w . e + u$$

تعریف متغیرها در این روابط همانند رابطه ۱۵ است.  $w^1$  ماتریس وزنی فضایی استاندارد شده برحسب سطر<sup>۲</sup> است. براساس مباحث ذکر شده در تحلیل فضایی،  $\rho$  و  $\lambda$  به ترتیب ضرایب متغیر وقفه فضایی و خطای فضایی در جملات خطا را نشان می‌دهند. برای تعریف رابطه فضایی استان‌ها و تشکیل ماتریس وزنی فضایی از ماتریس مجاورت صفر و یک استفاده می‌شود. اگر در مطالعه  $N$  مشاهده وجود داشته باشد، ماتریس مجاورت یک ماتریس  $N \times N$  با عناصر صفر و یک است که عنصر یک نشانگر وجود رابطه مجاورت و صفر نشان‌دهنده عدم وجود آن است. مبنای تعریف این ماتریس بر اساس مجاورت ملکه مانند است (برای توضیح بیشتر راجع به اقتصادسنجی فضایی به فرهمند (۱۳۸۶) مراجعه کنید). بدین ترتیب، یک ماتریس وزنی فضایی  $28 \times 28$  به دست می‌آید که در مدل‌های فضایی استفاده می‌شود.

برای نمایش نحوه پراکندگی رشد تعداد شهرها (متغیر وابسته) در طول واحدهای فضایی از نمودار کارتوگرام<sup>۳</sup> برای دهه‌های اول و آخر استفاده می‌کنیم. نمودار (۱)، کارتوگرام رشد تعداد شهرها را در دهه‌های اول و آخر مطالعه نشان می‌دهد.

نمودار ۱- کارتوگرام استان‌های ایران بر حسب نرخ رشد تعداد شهرها در دو دهه اول و آخر مطالعه.



۱. در برآورد مدل‌ها از نرم‌افزارهای GeoDa، Eviews و Matlab استفاده کرده‌ایم.

## 2. Raw-standardized Spatial Weight Matrix

۳. کارتوگرام (Cartogram) نقشه‌ای است که در آن اندازه سطح مربوط به هر واحد فضایی بر حسب مقدار متغیر مورد نظر مشخص می‌شود.

در این نمودار هر استان را به شکل یک دایره نمایش داده‌ایم که مساحت این دایره‌ها برحسب نرخ رشد تعداد شهرهای هر استان است. در این نمودار، نرخ رشد معمولی تعداد شهرها با رنگ سبز، نرخ صفر با رنگ سفید، نرخ منفی با رنگ سیاه، نرخ بسیار بالا با رنگ قرمز و بسیار پایین را با رنگ آبی نشان داده‌ایم. (نمودارها تقریباً رابطه فضایی خاصی بین مشاهدات را نشان نمی‌دهند). گفتنی است که استان کهگیلویه و بویراحمد در سال ۱۳۳۵ شهر نداشته است. لذا، برای جلوگیری از ایجاد داده‌های گمشده، تعداد شهرهای آن را برابر یک و جمعیت شهری آن را برابر جمعیت شهر یاسوج لحاظ کرده‌ایم.

### ۳. تعداد نقاط شهری کشور و توزیع آن در استان‌ها در دوره ۳۵-۱۳۸۰

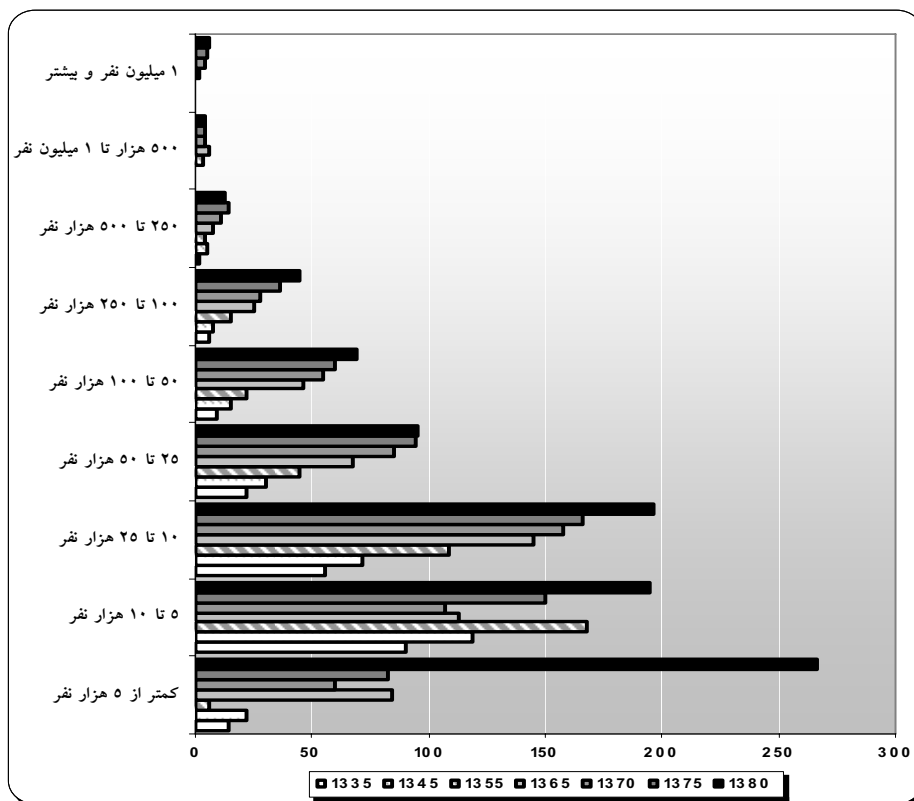
براساس اطلاعات جدول ۲، تعداد نقاط شهری کشور از ۲۰۰ نقطه شهری در سال ۱۳۳۵ به ۸۸۹ در سال ۱۳۸۰ افزایش یافته که حدود ۴/۵ برابر شده است. نرخ رشد سالانه تعداد شهرها از ۳/۶ درصد در دوره ۳۵-۱۳۴۵ به ۹/۰۵ درصد رسیده است. البته همان‌گونه که پیشتر ذکر شد، تعریف شهر در این دوره تغییر یافته است. نمودار ۲ نشان می‌دهد که سهم اصلی از این شهرها، شهرهای کمتر از ۵۰ هزار نفر جمعیت بوده و سهم این شهرها در تمام سال‌های مورد بررسی بیش از ۸۰ درصد است.

جدول ۲- تعداد نقاط شهری کشور و تغییرات آن در سال‌های ۳۵-۱۳۸۰.

سال	تعداد شهرها	افزایش تعداد شهرها	نرخ رشد سالانه تعداد شهرها	شهرهای کمتر از ۵۰ هزار نفر	درصد به کل نقاط شهری
۱۳۳۵	۲۰۰	—	-	۱۸۲	۹۱/۰
۱۳۴۵	۲۷۲	۷۲	۳/۶۰	۲۴۳	۸۹/۳
۱۳۵۵	۳۷۳	۱۰۱	۳/۷۱	۳۲۸	۸۷/۹
۱۳۶۵	۴۹۶	۱۲۳	۳/۳۰	۴۰۹	۸۲/۵
۱۳۷۰	۵۱۲	۱۶	۰/۳۲	۴۱۰	۸۰/۱
۱۳۷۵	۶۱۲	۱۰۰	۳/۹۱	۴۹۳	۸۰/۶
۱۳۸۰	۸۸۹	۲۷۷	۹/۰۵	۷۵۲	۸۴/۶

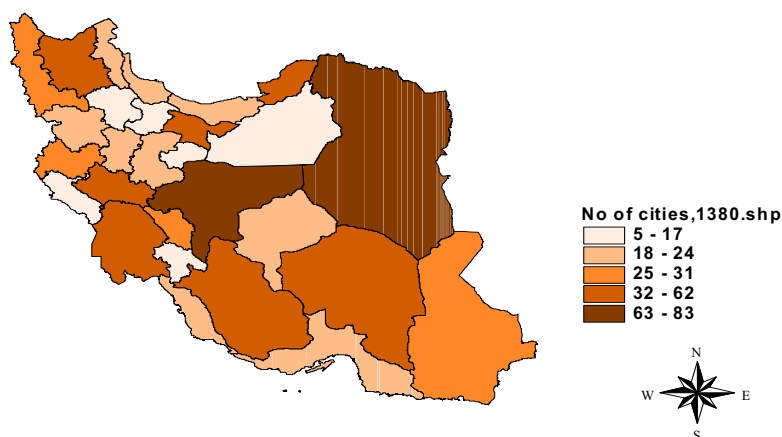
مأخذ: مرکز آمار ایران.

نمودار ۲- تعداد نقاط شهری کشور به تفکیک گروه‌های جمعیتی ۸۰ در دوره ۳۵-۱۳۸۰.



عمده شهرها به ترتیب، شهرهای ۵ تا ۱۰ هزار نفر، ۱۰ تا ۲۵ هزار نفر و ۲۵ تا ۵۰ هزار نفر جمعیت هستند. کمترین سهم در حالت کلی به شهرهای ۵۰۰ هزار تا ۱ میلیون نفر و بیشتر مربوط می‌شود. تعداد شهرهای دارای ۱ میلیون نفر و بیشتر، از یک شهر در سال ۱۳۳۵ به ۶ شهر در سال ۱۳۸۰ افزایش یافته است. نمودار ۳، توزیع تعداد شهرها به تفکیک استان برای سال ۱۳۸۰ را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار، تعداد شهرها در استان‌های مرکزی و شمال غربی کشور بیشتر است. در سال ۱۳۳۵، بیشتر تعداد نقاط شهری به ترتیب مربوط به استان اصفهان (۲۸) و کمترین مربوط به استان‌های کهگیلویه و بویراحمد (۰) و قم (۱) است. گفتنی است که این ارقام براساس تقسیم‌بندی ۲۸ استان در سال ۱۳۸۰، هماهنگ‌سازی شده است. در سال‌های بعد نیز بیشترین تعداد شهر مربوط به استان اصفهان است که در سال ۱۳۸۰، تعداد شهرهای این استان به ۸۳ شهر رسیده است. در این سال، کمترین نقاط شهری به ترتیب مربوط به استان‌های قم (۵)، کهگیلویه و بویراحمد (۱۳)، و ایلام، زنجان و سمنان (۱۶) است.

## نمودار ۳- توزیع تعداد شهرها در استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۳۵ و ۱۳۸۰



## ۴. نتایج برآورد مدل رشد تعداد شهرها در ایران

## ۴-۱. مدل داده‌های تابلویی رشد تعداد شهرها

ابتدا مدل ۱۰، به شکل مدل داده‌های ترکیبی، مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی برای داده‌های ده ساله ۲۸ استان در دوره ۴۵-۱۳۷۵ برآورد کرده‌ایم. نتایج این برآوردها را در جدول ۳، آورده‌ایم. براساس نتایج ارائه‌شده در ستون اول جدول، متغیرهای لحاظ‌شده در مدل حدود ۱۸ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. ضریب لگاریتم تعداد شهرها در دوره پایه، منفی است ولی از نظر آماری معنادار نیست. ضریب متغیر رشد جمعیت کلی هر استان،  $0/43$  و از نظر آماری معنادار است که از نظر مقدار، اختلاف معناداری با یک دارد. ضریب متغیرهای دیگر لحاظ‌شده در مدل، در برآورد *OLS* معنادار نیستند. بنابراین، مدل را از طریق روش اثرات ثابت برآورد می‌کنیم.

در مدل اثرات ثابت همه ضرایب معنادار شده و ضریب تشخیص مدل به  $0/49$  افزایش می‌یابد. در این مدل، ضریب متغیر لگاریتم تعداد شهرها در دوره پایه  $-0/71$  و با احتمال ۹۹ درصد معنادار است. بدین ترتیب، معناداری ضریب برآوردی نشان‌دهنده همگرایی الگوی رشد تعداد شهرهای استان‌های کشور است. به بیان دیگر، تعداد شهرهای هر استان به سمت حالت پایای خود همگرا می‌شود که براساس ضریب برآوردی، سرعت همگرایی  $0/12$  به دست می‌آید. ضریب رشد جمعیت کلی استان  $0/21$  و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار بوده و مقدار آن نسبت به مقدار پیش‌بینی‌شده مدل بسیار کمتر است. ضریب سرمایه انسانی دوره پایه  $0/98$  و معنادار است. مطابق با این ضریب، افزایش نرخ باسوادی به اندازه یک درصد، نرخ رشد تعداد شهرها را حدود یک درصد بالا می‌برد.

جدول ۳- نتایج برآورد مدل‌های داده‌های تابلویی رشد تعداد شهرهای استان‌ها.

متغیرها و مشخصات مدل	OLS	اثرات ثابت	اثرات تصادفی
$C$	۰/۲۸ <sup>**</sup>		۰/۳۱ <sup>**</sup>
	(۳/۱۸)		(۳/۱۴)
$Ln C_{-1}$	-۰/۰۳	-۰/۷۱ <sup>**</sup>	-۰/۰۶
	(-۱/۰۵)	(-۷/۲۷)	(-۱/۵۷)
$Gpop$	۰/۴۳ <sup>**</sup>	۰/۲۱ <sup>*</sup>	۰/۴۵ <sup>**</sup>
	(۳/۳۰)	(۱/۶۶)	(۳/۴۱)
$HC_{-1}$	-۰/۲۴	۰/۹۸ <sup>**</sup>	-۰/۱۷
	(-۱/۴۸)	(۴/۰۶)	(-۰/۹۹)
$RTU_{-1}$	-۰/۰۱	-۰/۰۴ <sup>**</sup>	-۰/۰۱
	(-۱/۰۷)	(-۲/۹۶)	(-۰/۹۶)
$(HC*RTU)_{-1}$	۰/۰۹	۰/۲۸ <sup>**</sup>	۰/۰۹
	(۱/۰۸)	(۲/۹۶)	(۰/۹۸)
$\bar{R}^2$	۰/۱۸۲	۰/۴۹۳	۰/۲۶۸
$DW$	۲/۴۷	۲/۵۴	۲/۶۸
$F$	۵/۹۲۳	۳۴/۹۸۷	

\* معنادار در سطح ۱۰ درصد، \*\* معنادار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز آماره  $t$  است).

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

ضریب منفی و معنادار وقفه نسبت جمعیت روستایی به جمعیت شهری نشان می‌دهد که مهاجرت روستاییان به شهرها، بیشتر به شهرهای بزرگتر است و باعث بزرگتر شدن اندازه شهرهای موجود می‌شود. در حالی که ضریب مثبت و معنادار اثر متقابل سرمایه انسانی در این متغیر نشان می‌دهد که مهاجرت افراد باسوادتر از روستا به شهر نیاز به شهرهای بیشتر را ایجاد می‌کند که این با نتایج برآورد این مدل برای ایالات متحده آمریکا [هندرسن و وانگ، ۲۰۰۳] سازگار است.

تصریح مدل به صورت اثرات تصادفی باعث بی‌معنا شدن ضرایب برآوردی متغیرهای مدل می‌شود و ضریب تشخیص مدل نیز کاهش پیدا می‌کند که البته با توجه به کوچک بودن  $T$  (تعداد دوره‌های زمانی) نسبت به  $N$  (تعداد مشاهدات) در داده‌ها، این نتیجه طبیعی است (زمانی که  $N$  بزرگ و  $T$  کوچک باشد، نتایج برآوردی حاصل از دو روش اثرات ثابت و تصادفی می‌توانند کاملاً متفاوت باشند. زمانی که مشاهدات نمونه ما، استخراج تصادفی از یک نمونه بزرگتر نباشند، روش برآورد اثرات ثابت

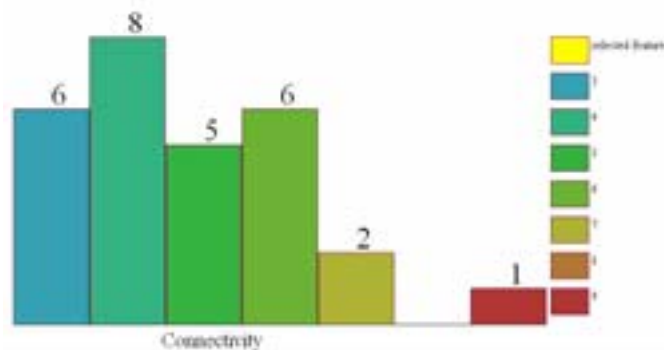
روش مناسب‌تری است [گجراتی<sup>۱</sup>، ۲۰۰۳]. بنابراین، با توجه به نتایج، در برآورد مدل‌های تابلویی فضایی تنها از شیوه برآورد اثرات ثابت استفاده می‌کنیم.

مدل تصریح شده در رابطه ۱۰، برای تعداد شهرهای استان‌ها نیز برآورد شده و نتایج نشان می‌دهد که در این حالت نیز بهترین حالت مدل اثرات ثابت است. ضرایب برآوردی مانند ضرایب مدل رشد تعداد شهرها است و شکل تأثیرگذاری آنها بر متغیرهای تعداد و رشد تعداد شهرها یکسان است. با توجه به یکسان بودن نتایج مدل‌های تعداد و رشد تعداد، از آوردن آن در اینجا خودداری می‌کنیم. گفتنی است که متغیر نرخ رشد سرمایه انسانی به مدل اضافه شده، اما اثر معناداری نداشته است.

#### ۲-۴. مدل‌های مقطعی فضایی رشد تعداد شهرها

در این قسمت مدل تصریح شده در روابط ۱۱ و ۱۲ را به صورت مقطعی از طریق تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی برآورد کرده و نتایج به دست آمده را با نتایج اقتصادسنجی مرسوم مقایسه می‌کنیم. مقطع زمانی لحاظ شده در این بررسی، سه دوره ۳۵-۱۳۴۵ (دهه اول مطالعه)، ۶۵-۱۳۷۵ (دهه آخر مطالعه) و ۳۵-۱۳۷۵ (کل دوره زمانی مطالعه) است. ماتریس وزنی فضایی را به شکل ماتریس مجاورت بر اساس مجاورت ملکه مانند تعریف کرده‌ایم. نمودار ۴، پراکندگی استان‌ها از نظر تعداد همسایگان را نشان می‌دهد و در واقع، توضیحی از ماتریس وزنی فضایی است. در این نمودار، اندازه ستون‌ها بر حسب تعداد همسایگان و رقم بالای هر ستون، تعداد استان‌هایی است که به اندازه آن رقم، مجاور داشته‌اند.

نمودار ۴- مشخصات ماتریس وزنی فضایی استان‌های کشور



نتایج برآورد مدل‌ها با تصریح فضایی، برای رشد تعداد شهرها در سه دوره لحاظ شده را در جداول ۴ تا ۶ ارائه کرده‌ایم. تصریح فضایی مدل هم به صورت مدل وقفه فضایی (SAR) و هم به صورت مدل خطای فضایی (SEM) است.

در هر مدل، متغیر نرخ رشد تعداد شهرها در هر دوره، به تفکیک استان به عنوان متغیر وابسته و سال پایه، سال شروع دوره مورد بررسی است. بنابراین، تعداد مشاهدات در این مدل‌ها، ۲۸ است. در مدل *OLS* رشد تعداد شهرها در دوره ۳۵-۱۳۴۵، تنها ضرایب نسبت جمعیت روستایی به شهری و تعامل آن با نرخ باسوادی معنادار بوده که جهت اثرگذاری آنها بر متغیر نرخ رشد تعداد شهرها عکس مدل‌های تابلویی است، و این ضرایب در مدل‌های وقفه و خطای فضایی نیز به همین صورت هستند. آزمون ضریب لاگرانژ (*LM*)<sup>۱</sup> مربوط به همه انواع مدل‌های فضایی، بی‌معنا بوده و نتایج برآورد مدل‌های وقفه فضایی و خطای فضایی هم این مطلب را نشان می‌دهد به گونه‌ای که ضریب فضایی در هیچ‌کدام معنادار نیست.

جدول ۴- نتایج برآورد مدل‌های مقطعی فضایی رشد تعداد شهرها، ۳۵-۱۳۴۵

خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	OLS	متغیرها و مشخصات مدل
۰/۵۶ <sup>**</sup>	۰/۳۷	۰/۴۸ <sup>*</sup>	<i>C</i>
(۲/۸۴)	(۱/۵۶)	(۱/۸۷)	
-۰/۰۶	-۰/۰۶	-۰/۰۵	<i>Ln C<sub>-1</sub></i>
(-۱/۳۲)	(-۱/۱۳)	(-۰/۷۳)	
۱/۰۶ <sup>**</sup>	۰/۹۴ <sup>**</sup>	۱/۰۳ <sup>**</sup>	<i>Gpop</i>
(۴/۲۳)	(۳/۶۱)	(۳/۶۳)	
-۳/۸۸ <sup>**</sup>	-۳/۰۳ <sup>**</sup>	-۳/۴۹ <sup>**</sup>	<i>HC<sub>-1</sub></i>
(-۳/۴۸)	(-۲/۵۵)	(-۲/۷۳)	
-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۴	<i>RTU<sub>-1</sub></i>
(-۱/۳۵)	(-۰/۸۲)	(-۰/۹۲)	
۰/۴۳ <sup>**</sup>	۰/۳۸ <sup>*</sup>	۰/۴۳	<i>(HC*RTU)<sub>-1</sub></i>
(۲/۱۹)	(۱/۶۵)	(۱/۶۴)	
	۰/۲۷		$\rho$
	(۱/۴۳)		
۰/۵۷ <sup>**</sup>			$\lambda$
(۳/۰۹)			
۰/۷۲۵	۰/۶۸۰	۰/۶۵۶	<i>R<sup>r</sup></i>

1. Lagrang Multiplier



ادامه جدول ۴- نتایج برآورد مدل‌های مقطعی فضایی رشد تعداد شهرها، ۳۵-۱۳۴۵

خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	OLS	متغیرها و مشخصات مدل
-۳/۷۷	۰/۵۸۱	۰/۱۸	AIC
۴/۲۲	۹/۹۱	۸/۱۷	SC
		(۰/۲۲) ۱/۴۸	LM (SAR)
		(۰/۰۹) ۲/۸۲	LM (SEM)
		(۰/۲۴) ۲/۸۲	LM (SARMA)

\* معنادار در سطح ۱۰ درصد، \*\* معنادار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز برای مدل OLS آماره  $t$ ، برای مدل‌های فضایی آماره  $z$  و برای آزمون‌های LM مقدار احتمال است).  
تعداد مشاهدات = ۲۸.  
مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

در مدل‌های مربوط به دهه پایانی (۶۵-۱۳۷۵)، ضریب تشخیص مدل به شدت کاهش یافته و هیچ یک از ضرایب از نظر آماری معنادار نیستند. به بیان دیگر، این مدل، تصریح مناسبی برای رشد تعداد شهرها در این دهه نبوده و هیچ‌کدام از متغیرهای لحاظ‌شده اثر معناداری بر رشد تعداد شهرها نداشته‌اند. آماره LM مدل‌های فضایی معنادار نیست، ولی آماره Robust LM مربوط به مدل SEM معنادار است. نتایج برآورد مدل‌ها هم تاییدکننده آن است، به گونه‌ای که ضریب مدل وقفه فضایی به لحاظ آماری معنادار نبوده، اما ضریب متغیر خطای فضایی معنادار است. نکته‌ای که در مورد این ضریب مطرح می‌شود، منفی بودن آن است. به بیان دیگر، نرخ رشد تعداد شهرهای استان‌های مجاور یک استان بر نرخ رشد آن اثر معکوس داشته است.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل‌های مقطعی فضایی رشد تعداد شهرها، ۶۵-۱۳۷۵

خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	OLS	متغیرها و مشخصات مدل
-۰/۴	۰/۰۰۴	-۶/۰۶	C
(-۰/۷۴)	(۰/۰۱۵)	(-۰/۲۲)	
۰/۰۰۷	۰/۰۱۳	۰/۰۱	Ln C <sub>-1</sub>
(۰/۲۵)	(۰/۴۱)	(۰/۳۷)	

ادامه جدول ۵- نتایج برآورد مدل‌های مقطعی فضایی رشد تعداد شهرها، ۶۵-۱۳۷۵

خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	OLS	متغیرها و مشخصات مدل
۰/۱۵ (۰/۷۸)	۰/۱۱ (۰/۳۹)	۰/۰۴ (۰/۱۳)	<b>Gpop</b>
۰/۲۹ (۱/۳۰)	۰/۲۷ (۰/۹۴)	۰/۲۶ (۰/۷۴)	<b>HC<sub>-1</sub></b>
۰/۰۴۱ (۱/۱۴)	۰/۰۳۲ (۰/۹۵)	۰/۰۴ (۰/۹۷)	<b>RTU<sub>-1</sub></b>
۰/۰۶۷ (۰/۵۴)	۰/۰۴۳ (۰/۳۱۸)	-۰/۰۰۳ (-۰/۰۲)	<b>(HC*RTU)<sub>-1</sub></b>
	-۰/۵۰ (-۱/۷۲)		<b><math>\rho</math></b>
-۰/۸۲ <sup>xx</sup> (-۲/۹۵)			<b><math>\lambda</math></b>
۰/۳۱۵	۰/۲۰۱	۰/۱۰۴	<b>R<sup>2</sup></b>
-۳۱/۳۰	-۲۷/۲۹	-۲۷/۴۶	<b>AIC</b>
-۲۳/۳۰	-۱۷/۹۷	-۱۹/۴۷	<b>SC</b>
		۱/۰۲۶ (۰/۳۱)	<b>LM(SAR)</b>
		۱/۵۹۱ (۰/۲۱)	<b>LM(SEM)</b>
		۲/۷۵۸ (۰/۱۵)	<b>LM(SARMA)</b>

\* معنادار در سطح ۱۰ درصد، \*\* معنادار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز برای مدل OLS آماره  $t$ ، برای مدل‌های فضایی آماره  $z$  و برای آزمون‌های LM، مقدار احتمال است).

تعداد مشاهدات = ۲۸.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

نتایج مدل مربوط به کل دوره مطالعه نیز شبیه مدل دهه اول است. متغیرهای مهاجرت و تعامل آن با نرخ باسوادی بر نرخ رشد تعداد شهرها اثر معناداری داشته، ولی علامت آنها در این مدل نیز برعکس مدل‌های داده‌های تابلویی است. براساس آماره‌های آزمون فضایی، مدل، تصریح فضایی ندارد که

برآورد مدل‌های فضایی نیز این امر را تأیید می‌کند و در هیچ‌کدام از مدل‌ها ضریب فضایی معنادار نیست. تنها، در مدل خطای فضایی ضریب مربوط به سرمایه انسانی معنادار شده است.

جدول ۶- نتایج برآورد مدل‌های مقطعی فضایی رشد تعداد شهرها، ۳۵-۱۳۷۵

خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	OLS	متغیرها و مشخصات مدل
۰/۵۱ (۱/۳۲)	۱/۰۰۵** (۱/۸۸)	۰/۷۳ (۱/۶۲)	C
۰/۴۸ (۰/۵۳)	۰/۰۲۲ (۰/۲۴)	-۰/۰۰۳ (-۰/۰۳۴)	Ln C <sub>-1</sub>
-۰/۲۸ (-۱/۲۱)	-۰/۳۳ (-۱/۲۵)	-۰/۳۷ (-۱/۲۰)	Gpop
۲/۹۵** (۱/۹۰)	۲/۵۸ (۱/۵۹)	۲/۸۵ (۱/۵۵)	HC <sub>-1</sub>
۰/۲۱** (۳/۸۷)	۰/۲۰** (۳/۷۶)	۰/۲۱** (۳/۵۰)	RTU <sub>-1</sub>
-۰/۷۸** (-۲/۴۸)	-۰/۷۶** (-۲/۴۴)	-۰/۸۱** (-۲/۲۹)	(HC*RTU) <sub>-1</sub>
	-۰/۲۶ (-۰/۹۸)		$\rho$
			$\lambda$
-۰/۳۶ (-۱/۱۷)			
۰/۶۰۰	۰/۵۹۸	۰/۵۸۰	R <sup>2</sup>
۲۵/۹۶	۲۷/۸۰	۲۶/۶۰	AIC
۳۳/۹۵	۳۷/۱۳	۳۴/۶۰	SC
		(۰/۴۳) ۰/۶۱۱	LM (SAR)
		(۰/۵۹) ۰/۲۹۰	LM (SEM)
		(۰/۷۰) ۰/۷۱۱	LM(SARMA)

\* معنادار در سطح ۱۰ درصد، \*\* معنادار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز برای مدل OLS آماره t، برای مدل‌های فضایی آماره z، و برای آزمون‌های LM، مقدار احتمال است).

تعداد مشاهدات = ۲۸.

مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

## ۳-۴. مدل داده‌های تابلویی فضایی رشد تعداد شهرها

با توجه به نتایج ذکر شده در جدول ۳، مدل تابلویی فضایی تنها به صورت مدل اثرات ثابت لحاظ شده است. مدل داده‌های تابلویی فضایی می‌تواند هم به صورت مدل وقفه فضایی و هم مدل خطای فضایی باشد. همچنین، از نظر شیوه برآورد، مدل در چهار حالت داده‌های ترکیبی بدون اثرات ثابت، مدل با اثرات ثابت مکان، مدل با اثرات ثابت زمان و مدل با اثرات ثابت همزمان مکان و زمان برآورد می‌شود (برای اطلاعات بیشتر در زمینه شیوه‌های برآورد داده‌های تابلویی فضایی به اله‌پورش<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) مراجعه کنید). لحاظ کردن اثرات زمان در واقع، به معنی انتقال رابطه برآورده شده در طول زمان است که می‌تواند به دلیل عواملی مانند تغییرات فناوری رخ دهد. در مدل اثرات ثابت زمانی، به تعداد  $(T-1)$  متغیر مجازی به مدل اضافه می‌کنیم. تعداد متغیرهای اضافه شده در مدل‌های اثرات ثابت مکانی و اثرات ثابت همزمان مکانی و زمانی به ترتیب  $(N-1)$  و  $(N+T-2)$  است.

بدین ترتیب، مدل را در ۸ حالت مدل تابلویی فضایی برآورد می‌کنیم: مدل وقفه فضایی بدون اثرات ثابت، مدل وقفه فضایی اثرات ثابت مکانی، مدل وقفه فضایی اثرات ثابت زمانی؛ مدل وقفه فضایی اثرات ثابت مکانی و زمانی، مدل خطای فضایی بدون اثرات ثابت، مدل خطای فضایی اثرات ثابت مکانی، مدل خطای فضایی اثرات ثابت زمانی، و مدل خطای فضایی اثرات ثابت مکانی و زمانی.

نتایج برآورد این مدل‌ها برای متغیر رشد تعداد شهرهای استان‌ها را در جدول ۷ ارائه کرده‌ایم. در مدل برآوردی وقفه فضایی بدون اثرات ثابت، تنها عرض از مبدأ و متغیر رشد جمعیت استان‌ها از نظر آماری معنا دارند و ضریب تشخیص مدل حدود ۰/۱۸ است. با برآورد مدل به صورت اثرات تصادفی مکانی وضعیت مدل بهبود می‌یابد به گونه‌ای که تمام ضرایب به غیر از ضریب وقفه فضایی معنادار می‌شوند و  $\bar{R}^2$  مدل به حدود ۰/۴۹ افزایش می‌یابد. در مدل وقفه فضایی اثرات ثابت زمانی نیز هیچ‌یک از ضرایب معنادار نیستند. نتایج برآورد مدل خطای فضایی بدون اثرات ثابت و با اثرات ثابت زمانی نیز که در ستون‌های دوم و چهارم قسمت دوم جدول بیان شده است، شبیه نتایج مدل وقفه فضایی است ولی در آن ضرایب بی‌معنا و  $\bar{R}^2$  پایین است.

در مدل‌های اثرات ثابت مکانی و اثرات ثابت همزمان مکانی و زمانی هم در مدل وقفه فضایی و هم خطای فضایی (ستون‌های سوم و پنجم جدول) تمام ضرایب به غیر از متغیرهای فضایی معنادار بوده و نتایج در هر دو ستون تقریباً شبیه به هم است. ضرایب متغیرهای وقفه فضایی و خطایی فضایی که در آخرین سطر هر قسمت جدول ارائه شده است، هیچ‌یک از نظر آماری معنادار نیستند. بنابراین، در این مدل استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی مرسوم مشکلی در برآورد مدل‌ها ایجاد نمی‌کند. مقایسه جداول ۳ و ۷ نشان می‌دهد که ضرایب برآوردی در مدل داده‌های تابلویی و تابلویی فضایی تفاوت چندانی نداشته که علت آن بی‌معنابودن ضرایب فضایی است.

به طور کلی، می‌توان گفت که تعداد شهرهای ایران به سمت یک حالت پایا همگرا می‌شود؛ زیرا اثر تعداد شهرهای دوره پایه بر نرخ رشد تعداد شهرها منفی و معنا دار است. سرعت همگرایی در حدود ۰/۱۶ است. یعنی، هر ساله حدود ۱۶ درصد از شکاف تعداد موجود شهرهای هر استان با وضعیت پایای آن پر می‌شود. نرخ رشد جمعیت هر استان، بر تعداد شهرهای آن اثر مثبت و معناداری دارد. ضریب برآوردهای این متغیر در مدل‌های مختلف بین ۰/۲۱-۰/۱۶ به دست آمده است. به بیان دیگر، اگر نرخ رشد جمعیت کل هر استان به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد، رشد تعداد شهرهای استان حدود ۰/۰۴-۰/۰۳ درصد بالا می‌رود. البته، ضریب برآوردی با مقدار پیش‌بینی شده در مدل نظری تفاوت دارد و اثر آن نسبت به پیش‌بینی مبانی نظری بسیار کمتر است.

افزایش نرخ باسوادی در هر استان به اندازه یک انحراف معیار، نرخ رشد تعداد شهرهای استان را ۰/۲۲-۰/۱۹ بالا می‌برد که با توجه به مقدار میانگین ۰/۳ رشد تعداد شهرها، این مقدار بسیار قابل توجه است. تعداد بیشتر جمعیت روستایی دوره قبل اثر منفی بر رشد تعداد شهرها دارد. مهاجرت از روستا معمولاً به شهرهای موجود انجام می‌شود و نیاز به شهرهای بیشتر را کاهش می‌دهد. ضریب برآوردی این متغیر حدود ۰/۰۵- است. اثر تعاملی جمعیت روستایی به شهری و نرخ باسوادی بر رشد تعداد شهرها در هر استان مثبت بوده و ضریب برآوردی آن حدود ۰/۲۸ است.

به طور کلی، ضرایب متغیرهای فضایی در مدل‌های مورد بررسی از نظر آماری معنادار نیستند. به بیان دیگر، در برآورد مدل‌های رشد تعداد شهرها، وابستگی فضایی وجود ندارد. بنابراین، رشد تعداد شهرها در هر استان از رشد تعداد شهرهای استان‌های مجاور مستقل است. نکته جالب توجه در مدل‌های برآوردی، منفی بودن ضرایب فضایی در برخی از مدل‌هاست که نشان می‌دهد اگر در یک استان رشد تعداد شهرها بالا باشد، در استان‌های مجاور پایین است و افزایش جمعیت در آنها می‌تواند در قالب بزرگ شدن اندازه شهرها تجلی یابد. البته، این اثر در همه مدل‌ها از نظر آماری معنادار نیست و نمی‌توان قضاوت قطعی در این زمینه نمود.

#### جدول ۷- نتایج برآورد مدل‌های اثرات ثابت وقفه فضایی و خطای فضایی رشد تعداد شهرها

متغیرها و مشخصات مدل	بدون اثرات ثابت	اثرات ثابت مکانی	اثرات ثابت زمانی	اثرات ثابت مکانی و زمانی
	۰/۲۹**			
C	(۳/۱۴)			
Ln C <sub>-1</sub>	-۰/۰۳	-۰/۷۱**	-۰/۰۴	-۰/۷۲**
	(-۱/۰۴)	(-۸/۶۲)	(-۱/۴۱)	(-۸/۶۲)

وقفه فضایی (SAR)

ادامه جدول ۷- نتایج برآورد مدل‌های اثرات ثابت وقفه فضایی و خطای فضایی رشد تعداد شهرها

متغیرها و مشخصات مدل	بدون اثرات ثابت	اثرات ثابت مکانی	اثرات ثابت زمانی	اثرات ثابت مکانی و زمانی
<b>وقفه فضایی (SAR)</b>				
<b>Gpop</b>	۰/۴۳ <sup>***</sup> (۳/۳۸)	۰/۲۱ <sup>**</sup> (۱/۹۲)	۰/۴۰ <sup>**</sup> (۳/۷۸)	۰/۱۷ <sup>*</sup> (۱/۷۷)
<b>HC<sub>-1</sub></b>	-۰/۲۵ (-۱/۵۴)	۰/۸۶ <sup>**</sup> (۴/۷۲)	-۰/۱۰ (-۰/۶۴)	۰/۸۷ <sup>**</sup> (۵/۱۵)
<b>RTU<sub>-1</sub></b>	-۰/۰۱ (-۱/۱۰)	-۰/۰۴ <sup>**</sup> (-۳/۵۲)	-۰/۰۲ (-۱/۳۹)	-۰/۰۵ <sup>**</sup> (-۳/۷۹)
<b>(HC*RTU)<sub>-1</sub></b>	۰/۰۹ (۱/۱۱)	۰/۲۸ <sup>**</sup> (۳/۵۲)	۰/۱۱ (۱/۴۰)	۰/۲۸ <sup>**</sup> (۳/۷۹)
<b>W*GC</b>	-۰/۰۴ (-۰/۳۲)	-۰/۰۰۱ (-۰/۰۱)	-۰/۰۵ (-۰/۴۰)	-۰/۰۱ (-۰/۱۱)
$\bar{R}^2$	۰/۱۷۷	۰/۴۸۷	۰/۱۶۲	۰/۴۶۱
تعداد متغیرها	۷	۳۴	۱۰	۳۷
<b>خطای فضایی (SEM)</b>				
<b>C</b>	۰/۲۸ <sup>**</sup> (۳/۳۴)			
<b>Ln C<sub>-1</sub></b>	-۰/۰۳ (-۱/۰۴)	-۰/۷۲ <sup>**</sup> (-۸/۶۷)	-۰/۰۴ (-۱/۳۷)	-۰/۷۲ <sup>**</sup> (-۸/۶۷)
<b>Gpop</b>	۰/۴۳ <sup>**</sup> (۳/۵۰)	۰/۲۱ <sup>**</sup> (۱/۹۵)	۰/۳۸ <sup>**</sup> (۳/۸۶)	۰/۱۶ <sup>*</sup> (۱/۷۷)
<b>HC<sub>-1</sub></b>	-۰/۲۴ (-۱/۵۷)	۰/۸۷ <sup>**</sup> (۴/۹۳)	-۰/۱۰ (-۰/۶۵)	۰/۸۸ <sup>**</sup> (۵/۳۱)
<b>RTU<sub>-1</sub></b>	-۰/۰۱ (-۱/۱۰)	-۰/۰۴ <sup>**</sup> (-۳/۵۵)	-۰/۰۲ (-۱/۳۲)	-۰/۰۵ <sup>**</sup> (-۳/۸۲)
<b>(HC*RTU)<sub>-1</sub></b>	۰/۰۹ (۱/۱۱)	۰/۲۸ <sup>**</sup> (۳/۵۵)	۰/۱۰ (۱/۳۴)	۰/۲۸ <sup>**</sup> (۳/۸۲)
<b>Spat.aut</b>	-۰/۱۲ (-۰/۸۳)	-۰/۰۴ (-۰/۲۸)	-۰/۱۱ (-۰/۷۳)	-۰/۰۵ (۰/۳۴)
$\bar{R}^2$	۰/۱۸۸	۰/۴۹۴	۰/۱۷۱	۰/۴۶۹
تعداد متغیرها	۶	۳۳	۹	۳۶

<sup>\*</sup> معنادار در سطح ۱۰ درصد، <sup>\*\*</sup> معنادار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز مقدار آماره t است) مأخذ: یافته‌های این پژوهش.

## ۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

مدل رشد تعداد شهرها را به سه صورت مدل داده‌های تابلویی، مدل مقطعی فضایی و مدل داده‌های تابلویی فضایی برای رشد تعداد و تعداد مطلق شهرها در دوره ۴۵-۱۳۷۵ برآورد کرده‌ایم. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که بهترین تصریح در مدل داده‌های تابلویی، مدل اثرات ثابت است. در مدل رشد تعداد شهرها، ضریب متغیر لگاریتم تعداد شهرها در دوره پایه منفی و معنادار است. بنابراین، تعداد شهرهای ایران به سمت یک حالت مانا همگرا می‌شود. اثر رشد جمعیت کلی استان بر نرخ رشد تعداد شهرها مثبت و معنادار است، ولی مقدار آن (۰/۲۱-۰/۱۶) از مقدار پیش‌بینی مبانی نظری مدل بسیار کمتر است. رشد جمعیت کل هر استان به اندازه یک انحراف معیار، رشد تعداد شهرهای استان را حدود ۰/۰۴-۰/۰۳ درصد بالا می‌برد. سرمایه انسانی دوره پایه بر رشد تعداد شهرها اثر مثبت و معناداری دارد. سهم بالاتر جمعیت روستایی در هر استان در دوره پایه بر نرخ رشد تعداد شهرهای آن اثر منفی و معناداری دارد. همچنین، متغیر تغییرات سرمایه انسانی در هیچ یک از مدل‌ها اثر معناداری نداشته است.

برای بررسی الگوی فضایی رشد تعداد شهرها، مدل آن را به صورت مقطعی و داده‌های تابلویی از طریق شیوه‌های اقتصادسنجی فضایی برآورد کرده‌ایم. مدل‌های مقطعی فضایی را برای سه دوره دهه اول، پایانی و کل دوره برآورد کرده و وابستگی و ناهمسانی فضایی مدل در این دوره‌ها را از طریق آماره ضریب لاگرانژ آزمون کرده‌ایم. ضریب خطای فضایی در دهه اول مثبت و معنادار و در دهه پایانی منفی و معنادار و در بقیه، ضرایب متغیرهای فضایی معنادار نیستند. در مدل‌های داده‌های تابلویی فضایی رشد تعداد شهرها نیز ضریب هیچ یک از متغیرهای فضایی از نظر آماری معنادار نیستند. به بیان دیگر، در برآورد مدل‌های رشد تعداد شهرها، رشد تعداد شهرها در هر استان مستقل از رشد تعداد شهرهای استان‌های مجاور است. برای مدل‌های تعداد مطلق شهرها نیز تقریباً نتایج به همین صورت است و تعداد شهرهای استان‌ها نسبت به یکدیگر وابستگی فضایی ندارند. با توجه به برآوردهای به عمل آمده، در مدل رشد تعداد شهرها وابستگی تنها از طریق داده‌های مقطعی تأیید می‌شود.

با توجه به نابرابری زیاد در توزیع اندازه شهرهای ایران و افزایش این نابرابری، لازم است که دولت سیاست‌هایی برای ایجاد الگوی شهری متوازن اتخاذ کند. تعدادی از شهرهای بسیار بزرگ در سیستم شهری ایران وجود دارند که سهم قابل توجهی از جمعیت را به خود اختصاص داده‌اند. گسترش بی‌رویه اندازه این شهرها باعث بالا رفتن هزینه‌های زندگی برای شهروندان آنها و کاهش رشد اقتصادی می‌شود. دولت با اتخاذ سیاست‌های مناسب می‌تواند توزیع فضایی شهرها را به سمت توزیعی عادلانه‌تر سوق دهد. در تعیین سیاست‌های مناسب، متغیرهای لحاظ‌شده در این پژوهش به ویژه در مورد مهاجرت از روستا به شهر و سرمایه‌گذاری بر سرمایه انسانی باید مورد توجه بیشتر قرار گیرد. گفتنی است که نقش متغیرهای مؤثر بر اندازه شهرها نیز نباید نادیده گرفته شود که پژوهشی جداگانه به آن خواهیم پرداخت.

## منابع

- حسامیان، فرخ. (۱۳۶۳). شهرنشینی در ایران، نشر آگاه، تهران.
- زنجانی، حبیب‌الله. (۱۳۷۰). جمعیت و شهرنشینی در ایران. وزارت مسکن و شهرسازی، مرکز مطالعات و تحقیقات شهرسازی و معماری ایران، تهران.
- سلطان زاده، حسین. (۱۳۶۲). روند شکل‌گیری شهر و مراکز مذهبی در ایران. نشر آگاه، تهران.
- شکویی، حسین. (۱۳۷۳). دیدگاه‌های نو در جغرافیای شهری. سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهی (سمت)، تهران.
- فرهمنند، شکوفه. (۱۳۷۸). همگرایی اقتصادی و تأثیر سرریزهای منطقه‌ای بر رشد درآمد سرانه (مورد: کشورهای عضو *OIC*)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.
- فرهمنند، شکوفه. (۱۳۸۶). تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (تعامل شهر و اقتصاد)، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.
- مرکز آمار ایران، [www.sci.org.ir](http://www.sci.org.ir).
- Abdel-Rahman, H.M. (1990). Agglomeration Economies, Types, and Sizes of Cities. *Journal of Urban Economics*, 27, PP 25-45.
- Abdel-Rahman, H.M. and A. Anas (2003). Theories of Systems of Cities.
- Abdel-Rahman, H.M. and M. Fujita (1993). Specialization and diversification in a System of Cities. *Journal of Urban Economics*, 33, PP 189-222.
- Ades, A. F. and E. L. Glaeser (1995). Trade and Circuses: Explaining Urban Giants. *Quarterly Journal of Economics*, 110, PP 195-227.
- Alonso, W. (1964). *Location and Land Use*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Anderson, G. and Y. Ge (2005). The Size Distribution of Chinese Cities. *Regional Science and Urban Economics*, 35(6), PP 756-776.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1999). *Spatial Econometrics*, bruton Center, School of Social Sciences. University of Texas at Dallas, mimeo.
- Anselin, L. and S. Hudak (1992). *Spatial Econometrics in Practice: A Review of Software Options*. *Regional Science and Urban Economics*, 22, PP 506-539.



- Baltagi, B.H. (2001). *Econometric analysis of panel data*. 2d ed., chichester, UK: Wiley.
- Becker, R. and J. V. Henderson (1999). Intra-industry Specialization and Urban Development, in *The Economic of cities*, Huriot and J.-F. Thisse (eds.), Cambridge University Press.
- Black, D. and J.V. Henderson (1997). Urban Growth. NEBR (National Bureau of Economic Research), Working Paper #6008.
- Black, D. and J.V. Henderson (1999a). Spatial Evolution of Population and Industry. *American Economic Review*, 89(2): 321-327.
- Black, D. and J. V. Henderson (1999b) A Theory of Urban Growth. *Journal of political Economy*, 107(2), PP 252-284.
- Black, D. and J. V. Henderson (2003) Urban Evolution in the USA. *Journal of Economic Geography*. 3, PP 343-372.
- Clark, P.J. and F.C. Evans (1954). Distance to the Nearest Neighbor as a Measure of Spatial Relationships in Populations. *Ecology*, 35(4), PP 445-453.
- Clawson, M. (1969). Open Space as a New Urban Resources. in *The Quality of the Urban Environment*, H.S. Perloff (ed.), Johns Hopkins Press: Baltimore.
- Dixit A. and J. Stiglitz (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American economic Review*. 67, PP 297-308.
- Dobkins, L.H. and Y. Ioannides (1995). Evolution of the U.S. Size Distribution of Cities. Brown University Mimeo.
- Dobkins, L.H. and Y. Ioannides (2001). Spatial Interaction Among US Cities: 1900-1990. *Regional Science and Urban Economics*, 31, PP 701-732.
- Eaton, J. and Z. Eckstein (1997). Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan. *Regional science and Urban Economics*. 27, PP 443-474.
- Elhorst, J.P. (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models *International Regional Science Review* , 26(3), PP 244-268.
- Fujita, M. (1989). *Urban Economic Theory*. Cambridge University Press.
- Fujita, M., P. Krugman and A. J. Venables (1999). *The Spatial Economy: Cities, regions, and International Trade*, MIT Press.

- Glaeser E., H. Kallal, J. Scheinkman and A. Shleifer (1992). Growth in Cities. *Journal of Political Economy*, 100, PP 1126-52.
- Griffith, D.A. (1988). *Advanced Spatial Statistics*, Dordrecht, the Netherlands: kluwer.
- Gujarati, D.N. (2003). *Basic Econometrics*. Mc Grow-Hill.
- Hausman, J.A. (1975). An Instrumental Variables Approach to Full Information Estimators for Linear and Certain Nonlinear Econometric Models *Econometrica*, 43, 727-38.
- Helsley, R. and W. Strange (1990). Matching and Agglomeration Economies in a system of Cities. *Regional Science and Urban economics*, 20, PP 189-212.
- Henderson, J.V. (1988). *Urban Development: Theory, Fact and Illusion*, Oxford University Press.
- Henderson, J.V. (2003). *Urbanization, Economic Geography, and Growth*. Brown University Mimeo.
- Henderson, J.V. and R. Becker (2000). Political Economy of City Sizes and Formation. *Journal of Urban Economics*, 48, PP 453-484.
- Henderson, J.V. and H.G. Wang (2003). *Urbanization and City Growth*. Brown University Mimeo.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Ioannides, Y.M. and H.G. Overman (2000). *Spatial Evolution of the US Urban System*. Working Paper, Tufts University, Medford MA.
- LeSage, James P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, University of Toledo.
- Mills, E.S. and B. Hamilton (1994), *Urban economics*, 5<sup>th</sup> ed., Harlow: Harper Collins College Publishers.
- Lucas, R.E., Jr. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, PP 3-42.
- Van Huffel, Ch. (2005). *Développement Économique Disparités Spatiales*, PhD Thesis, France: University of Toulon-Var.
- Zhang, W.B. (2002). *An Economic Theory of Cities*, Germany: Springer.