

تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (رشد اندازه شهرها)

شکوفه فرهمند
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

علی عسگری
استادیار دانشگاه یورک کانادا

مرتضی سامتی
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۸/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۳/۱۱

چکیده

R12, C31 :JEL

۱- مقدمه

از پدیده‌های مهمی که در قرون اخیر در زندگی اجتماعی و اقتصادی در کشورهای مختلف جهان رخ داده است، ظهور شهرهای متعدد و جدید و توسعه شهرهای کهن، پیشرفت شهرنشینی و توسعه شهری^۱ است. به‌طور کلی، گفته می‌شود که پیشرفت شهرنشینی و توسعه شهری، نتیجه مستقیم انقلاب صنعتی و ترقی اقتصاد سرمایه‌داری است، که نخست در کشورهای غربی و سپس در کشورهای در حال توسعه اتفاق افتاده است. در واقع، شهر همانند یک موجود زنده‌ای است که خود را با احتیاجات زمان سازگار می‌کند. شهرهای اولیه به آن دلیل توسعه یافتند، که توانستند به احتیاجات ساکنان خود پاسخ مثبت دهند.

مطالعه و تحقیق در مورد شهر و توسعه شهری، با توجه به ابعاد گسترده آن، از موضوعات دشوار است، زیرا روابط متعدد و پیچیده‌ای وجود دارند، که برای اثربخشی مطالعه باید مدنظر قرار گیرند و باید موضوع از جنبه‌های مختلف بررسی شود. توسعه سیستم شهری در هر کشور یک امر اتفاقی نیست و از سوی دیگر کنترل روند آینده آن نیاز به برنامه‌ریزی‌های دقیق دارد. اولین گام در این مسیر، شناسایی این سیستم و بررسی خصوصیات و جنبه‌های مختلف و شناسایی عوامل مؤثر بر آن است، که مطالعه حاضر به دنبال این مهم برای سیستم شهری ایران است. عوامل اقتصادی در بسط و توسعه شهری تأثیر به‌سزایی داشته‌اند. در این مقاله، تنها به جنبه رشد اندازه شهرها در پدیده توسعه شهری پرداخته شده و بررسی رشد تعداد شهرها در مقاله‌ای مجزا انجام گرفته است. در این مقاله، اثر عوامل مؤثر بر رشد اندازه شهرها بر اساس مدل‌های توسعه شهری هندرسن برآورد شده اند و اثرات مجاورت از طریق تکنیکی اقتصادسنجی فضایی^۲ به این مدل اضافه می‌شوند، که در واقع نوآوری این مطالعه است. با توجه به مکانندی داده‌های مورد بررسی، در نظر نگرفتن اثرات همسایگی می‌تواند باعث اریب در نتایج شده و قابلیت اعتماد آن را کاهش دهد. معنی‌داری این اثرات از طریق آزمون‌های اقتصادسنجی فضایی آزمون می‌شود. در صورت وجود وابستگی فضایی^۳، استفاده از تکنیکی OLS اریب دارد و باید از اقتصادسنجی فضایی بهره‌گرفت.

در این مقاله، ابتدا مدل توسعه شهری هندرسن^۴ ارائه و مدل تجربی متناظر با آن استخراج می‌شود. سپس روند شهرنشینی در ایران به اختصار مورد بررسی قرار می‌گیرد. در

1- Urban Development.
2- Spatial Econometrics.
3- Spatial Dependence.
4- Henderson.

ادامه، با توجه به داده‌های موجود، مدل تصریح شده برای ایران در قالب مدل داده‌های تابلویی^۱ و تابلویی فضایی^۲ برآورد و نتایج حاصل ارائه می‌شود.

۲- توسعه شهری در قالب رشد اندازه شهرها، با تأکید بر متغیرهای اقتصادی

مدل مورد استفاده در این مطالعه همانند مدل هندرسن (۱۹۹۹ ب) و هندرسن و وانگ^۳ (۲۰۰۳)، برای حالتی است که اقتصاد، دربرگیرنده دو بخش روستایی و شهری باشد. یعنی فرض می‌شود یک بخش روستایی در اقتصاد وجود دارد، که محصولات کشاورزی تولید می‌کند و یک بخش شهری که در برگیرنده یک تعداد درون‌زا از شهرهایی با اندازه‌های درون‌زاست و کالاهای شهری تولید می‌کند. به عبارت دیگر، تعداد و اندازه شهرها در درون مدل تعیین می‌شود. برای سادگی، یک نوع شهر، یا تنها یک نوع کالای صادراتی شهری در نظر گرفته می‌شود. ابتدا فناوری تولید مدنظر قرار می‌گیرد. در هر دو بخش روستایی و شهری، تولید، تابعی از سطح فناوری و سرمایه انسانی سرانه در نظر گرفته شده است. در بخش روستایی، ستاده سرانه هر کارگر عبارت است از:

$$x_a = D_a h_a^{\theta_a} \quad (1)$$

D_a ، بیان‌گر سطح فناوری و درون‌زا است. h_a ، سطح سرمایه انسانی هر کارگر را در بخش کشاورزی نشان می‌دهد. x_a ، ستاده سرانه هر کارگر در بخش روستایی و θ_a ، کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی است. بازده بخش کشاورزی نسبت به اشتغال کمی نیروی کار ثابت است. در نتیجه، دستمزدهای روستایی عبارتند از:

$$w_a = D_a h_a^{\theta_a} \quad (2)$$

به همین ترتیب، در بخش شهری، ستاده سرانه و دستمزد نیروی کار به صورت زیر است:

$$w = x = p D h^{\theta} n^{\delta} \quad (3)$$

که D ، سطح فناوری در بخش شهری (درون‌زا)، h ، سطح سرانه سرمایه انسانی، θ ، بازده خصوصی سرمایه انسانی، n ، اندازه شهری که کارگر در آن زندگی و کار می‌کند، و p ، قیمت نسبی x است. مقایسه روابط (۱) و (۳)، نشان می‌دهد که تولید شهری علاوه بر سطح فناوری و سرمایه انسانی، تابعی از اندازه شهر است. δ ، نشان‌گر درجه صرفه‌جویی‌های ناشی از تجمع

1- Panel Data Models.

2- Spatial Panel Data Models.

3- Wang.

شهری محلی¹ فرضاً حاصل از سرریزهای اطلاعات محلی است. در این صورت، کل ستاده شهر عبارت است از:

$$X = Dh^{\theta} n^{1+\delta} \quad (4)$$

در مقایسه بخش روستایی و شهری، عنصر کلیدی، تصریح ترجیحات است. در این مدل، مطلوبیت آنی هر فرد در اقتصاد از طریق رابطه زیر مشخص می‌شود:

$$U = (Xc + ac\gamma)^{\alpha} \quad \gamma, \alpha < 1 \quad (5)$$

به طوری که Xc ، تقاضای سرانه کالای شهری و ac ، تقاضای سرانه محصولات کشاورزی است و α ، کشش جانشینی را نشان می‌دهد. این شکل از تصریح یک فرض است و بدین معنی است که تقاضای کالاهای کشاورزی نسبت به درآمد بی کشش است، به گونه‌ای که با رشد درآمد، یک فشار طبیعی به سمت توسعه شهری وجود دارد. حال برای تکمیل مدل، باید رفتار پس‌انداز، تصمیمات مهاجرت و تخصیص شهری-روستایی سرمایه انسانی را در نظر گرفت. بحث با فرض وجود یک بازار صریح برای سرمایه انسانی شروع می‌شود و سپس نشان داده می‌شود که چگونه می‌توان از طریق تصمیمات تخصیص درون فامیلی منابع، آن بازار را همانند سازی کرد.

هر فرد در اقتصاد، \tilde{h} و سرمایه انسانی دارد، که می‌تواند آن را در تولید به کار گیرد و یا آن را وام دهد. بازار سرمایه انسانی بازده خصوصی در تولید کشاورزی و شهری مساوی کرده، به گونه‌ای که نرخ اجاره سرمایه انسانی، $r = p\theta Dh^{\theta-1} n^{\delta} = \theta_a D_a h_a^{\theta_a-1}$ است (این نرخ، مشتق تولید نسبت به سرمایه انسانی است). هم‌چنین، جای‌گذاری آن در معادله، اندازه تعادلی شهر حاصل می‌شود (به‌منظور اجتناب از گسترده شدن بحث، از ذکر جزئیات استخراج آن خودداری می‌شود).

مهاجرت آزاد، مستلزم برابری درآمدهای ناخالص بازده سرمایه انسانی شهری با همین درآمد در بخش کشاورزی است، یا $\tilde{I} = I + r(\tilde{h} - h) = \tilde{w}_a = w_a + r(\tilde{h} - h_a)$. دستمزدهای شهری، هم برای جبران اختلافات در هزینه زندگی و هم به‌منظور پرداخت هزینه‌های فرصتی متفاوت سرمایه انسانی (اگر $h > h_a$ باشد)، بالاتر از دستمزدهای روستایی‌اند. رابطه بین h و h_a را می‌توان با جایگزین کردن I ، w_a ، r و p به دست آورد:

$$h_a = h \frac{\theta_a (1 - \theta - \gamma\delta)}{\theta (1 - \theta_a)} \quad (6)$$

فرض می‌شود $\theta > \theta_a$ است، که این شرط لازم برای $h > \tilde{h} > h_a$ محسوب می‌شود.

اشتغال کامل در بازارهای سرمایه و کار به ترتیب مستلزم آن است که:

$$n_a h_a + (N - n_a) h = \tilde{h} N \quad (7 \text{ الف})$$

$$n_a + mn = N \quad (7 \text{ ب})$$

n_a نیروی کار بخش کشاورزی، m تعداد شهرها و N نیروی کار ملی است.

فرض می‌شود تولید سرمایه انسانی در هر بخش با صرف کالاهای تولیدی همان بخش انجام می‌گیرد و مخارج یک‌سان در هر بخش، سرمایه انسانی را به یک اندازه افزایش دهد. پس‌اندازها، با نرخ s و حاصل از درآمدهای دستمزد خالص از هزینه اجاره، یعنی حاصل از $I - rh$ و $w_a - rh_a$ است، که به دلیل مهاجرت، مقادیر آن‌ها با هم برابر است. بنابراین، در بازار مواد غذایی، کل تولید ($n_a D_a h_a^{\theta_a}$) معادل تقاضای مصرف ($(N(p\gamma))^{1-\gamma}$)، به اضافه پس‌انداز بخش کشاورزی است، یا:

$$n_a D_a h_a^{\theta_a} = N(p\gamma)^{1-\gamma} + sn_a(w_a - rh_a) \quad (8)$$

با جای‌گذاری p ، h_a و r نسبت نیروی کار بخش کشاورزی به نیروی کار ملی حاصل

می‌شود:

$$\frac{n_a}{N} = Q_1 D_a^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} D^{-\frac{1}{(1-\gamma)(1-\theta_a)}} h^{\frac{\gamma\theta_a - \theta}{1-\gamma}} \quad (9)$$

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

که سرانجام، می‌توان با جای‌گذاری آن در رابطه (۶)، h و h_a را با \tilde{h} مرتبط کرد. بنابراین:

$$h \left[1 - Q_1 \left(1 - \frac{\theta_a}{\theta} \left(\frac{1-\theta-\gamma\delta}{1-\theta} \right) \right) \right]^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} D_a^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} D^{-\frac{1}{(1-\gamma)(1-\theta_a)}} h^{\frac{\gamma\theta_a - \theta}{1-\gamma}} = \tilde{h} \quad (10)$$

برای این که بخش شهری بتواند وجود داشته باشد، باید $n_a/N < 1$ باشد. از این رو، در

رابطه (۱۰)، با توجه به این که $\theta > \theta_a$ است، باید عبارت داخل براکت مثبت باشد. در این صورت،

با شرط $\theta > \theta_a$ ، می‌توان نشان داد که با افزایش \tilde{h} ، h (و بنابراین h_a)، به‌طور یکنواخت افزایش

می‌یابد [هندرسن، ۱۹۹۹ ب].

معادلاتی که در تصریح و آزمون تجربی مورد تأکید قرار می‌گیرند، معادلات توسعه شهری‌اند. در این مدل اندازه تعادلی شهر^۱ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$n = Q^{\frac{1}{\delta}} (Dh^{\theta} \tau^{-1})^{\frac{2}{1-2\delta}} \quad (11)$$

که $Q \equiv (\delta 2b^{-1})^{\frac{2\delta}{1-2\delta}}$ مقدار ثابت است [هندرسن، ۱۹۸۸؛ هندرسن، ۱۹۹۹] و هندرسن و وانگ، ۲۰۰۳]. با دیفرانسیل‌گیری از رابطه (۱۱)، معادله رشد اندازه شهر به دست می‌آید:

$$\frac{\dot{n}}{n} = \frac{2\theta}{1-2\delta} \frac{\dot{h}}{h} + \frac{2}{1-2\delta} \frac{\dot{D}}{D} \quad (12)$$

مطابق با رابطه (۱۲) رشد اندازه شهر تابعی از تغییرات سرمایه انسانی و نیز تغییرات فناوری بر اساس بازده سرمایه انسانی در شهر و پارامتر مقیاس است.

۳- آرایه مدل

نکته اصلی در تصریح تجربی مدل، چگونگی پارامتری کردن این تغییرات و چگونگی اندازه‌گیری تغییرات D و D_a (فناوری شهری و روستایی) است. بر اساس معادله (۱۲)، تغییرات اندازه شهرها مستقیماً نسبت به معیار مربوط به «سطوح سرمایه انسانی»، واکنش نشان می‌دهند، ولی نسبت به «تغییرات سرمایه انسانی» عکس‌العملی ندارند، زیرا \dot{D}/D و \dot{D}_a/D_a (و به طور بالقوه $\dot{\tau}/\tau$)، تابعی از سطح سرمایه انسانی اند (یعنی $\dot{D}_a/D_a = f_a(\tilde{h}_a)$) و $(\dot{D}/D = f(\tilde{h}))$ (این مسأله در مطالعات گروسمن^۲ و هلپمن^۳ (۱۹۹۱ الف) و بنحیب^۴ و اسپایگل^۵ (۱۹۹۴) هم مطرح شده است). بنابراین، در تصریح مدل، تمرکز بر آن است که چگونه سطوح سرمایه انسانی، نوآوری و رشد فناوری را تحریک کرده و منجر به بزرگ شدن اندازه شهر و مهاجرت از روستا به شهر می‌شوند. تغییرات سرمایه انسانی خصوصی (\dot{h}/h) ، نسبت به مقادیر سطح سرمایه انسانی دارای روند مشخصی نیستند. هندرسن و وانگ (۲۰۰۳) مطرح می‌کنند که سطوح سرمایه انسانی خصوصی اثر کمی بر اندازه شهرها دارند. آن چیزی که سبب رشد اندازه شهرها می‌شود، سطوح اجتماعی (سرریزهای دانش) تغییر فناوری است، که در مدل، با افزایش D یا کاهش τ تصریح شده است.

1- Equilibrium City Size.

2- Grossman.

3- Helpman.

4- Benhabib.

5- Espigle.

در برآورد تجربی معادله رشد اندازه شهرها، فرض می‌شود که $\dot{D}/D = \beta \tilde{h}$ (و یا $\delta \tilde{t}/\tau = -\beta \tilde{h}$) باشد، یعنی با وجود انواع شهرها در اقتصاد، رشد شهرها موازی است و همه شهرها در واکنش به پیشرفت‌های فناوری ملی، با نرخ یکسانی رشد می‌یابند. اما با وجود تأکید مبانی نظری بر لحاظ نمودن اثر امکانات و قابلیت شهرهای مختلف در مدل رشد، تعداد شهرها، داده‌های مربوط به متغیر امکانات و قابلیت شهرها در طول زمان در دسترس نیست. برطرف کردن این نقص، تئوری اقتصاد شهری [هندرسن، ۱۹۹۷، ۱۹۹۹ ب و ۲۰۰۳؛ و دابکینز^۱ و آیونیدز^۲، ۲۰۰۱ الف و ب]، بیان می‌دارند که توان بالقوه بازار^۳ هر شهر می‌تواند به‌عنوان جایگزینی از متغیر امکانات و قابلیت‌ها مورد استفاده قرار گیرد. برای اندازه‌گیری توان بالقوه بازار خاص هر شهر، معیارهایی وجود دارند. تغییرات توان بازار (بازار بالقوه)، بر قیمت‌دریافتی یک شهر مؤثر است و بنابراین، اندازه شهرها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و می‌تواند به‌عنوان یک متغیر وارد مدل رشد اندازه شهرها شود. بدین ترتیب، بر اساس فرض در نظر گرفته شده تصریح تجربی معادله رشد اندازه شهرها به‌صورت زیر است:

$$\Delta \text{Lnn}_{it} = \text{Lnn}_{it} - \text{Lnn}_{it-1} = \frac{\beta}{1-\beta\delta} \tilde{h}_{it-1} + \alpha \Delta \text{Ln}(mp_{it}) + \beta_t + v_{it} \quad (13)$$

که در این رابطه، جمله $\frac{\beta}{1-\beta\delta} \tilde{h}_{it-1}$ ، اثر رشد فناوری را در قالب سرمایه انسانی بر رشد اندازه شهرها نشان می‌دهد. جمله $\alpha \Delta \text{Ln}(mp_{it})$ ، نشان دهنده اثر تغییرات توان نسبی بازار شهر i (mp_{it}) بر نرخ رشد اندازه آن شهر است. تغییرات توان بازار، قیمت‌های دریافتی شهرها و در نتیجه، درآمدهای واقعی آن‌ها را تغییر می‌دهد و به این ترتیب، بر اندازه شهرها اثر می‌گذارد.

معیار توان بازار که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد، عبارت است از:

$$mp_i(t) = \sum_{k \neq i}^m \frac{n_k(t)}{d_{ik}} \quad (14)$$

این رابطه، مجموع جمعیت تنزیل شده بر حسب فاصله را به‌دست می‌دهد. در رابطه فوق $mp_i(t)$ ، توان بازار شهر i در زمان t ، $n_k(t)$ ، جمعیت شهر k در زمان t و d_{ik} ، فاصله شهر i از k بر حسب کیلومتر است. هم‌چنین، m ، تعداد کل شهرهای مورد بررسی است. بدین ترتیب، توان بازار هر شهر، مجموع جمعیت همه شهرهای نمونه (به غیر از خودش) است، که این مقادیر جمعیت، بر حسب فاصله هر کدام از شهرها از شهر مورد نظر، تنزیل شده است و در واقع یک

1- Dobkins.
2- Ioannides.
3- Market Potential.

معیار ابتدایی از حد تقاضای بازار ملی برای تولیدات یک شهر را نشان می‌دهد. در تخمین مدل، به‌جای لگاریتم، از مقدار استاندارد شده این متغیر استفاده می‌شود. مقدار بازار بالقوه بر حسب مقدار میانگین بازارهای بالقوه در هر زمان استاندارد می‌شود، زیرا در مقادیر مطلق بازار بالقوه، اثر بازار بالقوه دهه‌های اخیر بر مقادیر دهه‌های اول غالب می‌شود. بنابراین، توان نسبی بازار عبارت است از:

$$MP_i(t) = \frac{mp_i(t)}{\overline{mp}(t)} \quad (15)$$

که $\overline{mp}(t)$ ، میانگین توان بازار شهرها در زمان t است. بدین ترتیب، توان نسبی بازار معیاری از تقاضای نسبی هر شهر یا موقعیت رقابتی آن در هر دهه را به‌دست می‌دهد. با توجه به این که این متغیر می‌تواند به شکل غیرخطی بر رشد اندازه شهرها مؤثر باشد، در دو شکل سطح و توان دوم در معادله رشد اندازه شهرها، وارد می‌شود. در تخمین معادله فوق، متغیر اندازه پایه شهر نیز در مدل اضافه می‌شود.

بدین ترتیب، مدلی که در برآورد تجربی رشد اندازه شهرها به‌کار می‌رود، به‌صورت زیر است:

$$GP = C + \beta_1.LP_{-1} + \beta_2.MP_{-1} + \beta_3.MP + \beta_4.MP^2 + \beta_5.HC_{-1} + e \quad (16)$$

که GP متوسط رشد سالانه اندازه شهرستان، LP ، لگاریتم اندازه شهرستان‌ها در سال پایه، MP_{-1} توان نسبی بازار در دوره پایه، MP ، توان نسبی بازار در دوره جاری، MP^2 ، توان دوم توان نسبی بازار و HC_{-1} ، نرخ باسوادی دوره پایه است. جدول (۱)، میانگین و انحراف معیار متغیرهای مدل را در دوره مطالعه (۷۵-۱۳۴۵) نشان می‌دهد.

جدول ۱- میانگین و انحراف معیار متغیرهای مدل

متغیر	میانگین	انحراف معیار
نرخ رشد اندازه شهرستان	۰/۲۱۰	۱/۵۰
اندازه شهرستان	۳۹۵۸۵۵	۷۳۸۴۸۶
توان نسبی بازار	۱	۰/۴۶
نرخ باسوادی شهرستان‌ها	۰/۵۳۰	۰/۲۱

[مأخذ: محاسبات تحقیق]

این مدل برای داده‌های مربوط به ۶۲ شهرستان که جمعیت شهری آن‌ها در سال ۱۳۷۵ بالاتر از ۱۰۰ هزار نفر و آمار مربوط به آن‌ها موجود بوده است، برآورد می‌شود. این شهرستان‌ها عبارتند از: آبادان، آمل، اراک، اردبیل، ارومیه، اصفهان، اهواز، ایلام، بابل، بجنورد، بروجرد،

بندرعباس، بوشهر، بهبهان، بهشهر، بیرجند، تبریز، تربت حیدریه، تهران، جهرم، خرم‌آباد، خرمشهر، خوی، دزفول، دشتستان، رشت، رفسنجان، زابل، زاهدان، زنجان، ساری، ساوه، سبزوار، سقز، سمنان، سنندج، سیرجان، شاهرود، شهرضا، شهرکرد، شیراز، قائم‌شهر، قزوین، قم، کازرون، کاشان، کرج، کرمان، کرمانشاه، گرگان، گنبدکاووس، ماهشهر، مراغه، مرند، مسجد سلیمان، مشهد، ملایر، مهاباد، نجف‌آباد، نیشابور، همدان، و یزد.

سال‌های مورد بررسی، سال‌های سرشماری ۱۳۴۵، ۱۳۵۵، ۱۳۶۵ و ۱۳۷۵ است. از آنجایی که در مدل، نیاز به متغیرهای تأخیری است، سال ۱۳۳۵ حذف شده و متغیرهای مورد بررسی به صورت یک بردار 1×248 (۴ سال ضرب در ۶۲ شهرستان) در نظر گرفته شده‌اند. با توجه به آن که هر شهر با مناطق شهری و روستایی اطراف ارتباط دارد، به جای داده‌های شهرها، از داده‌های شهرستانی استفاده شده است. لازم به ذکر است که مدل مورد بررسی برای داد های شهری نیز آزمون شده، که نتایج حاصل، مشابه نتایج داده‌های شهرستانی است که به منظور جلوگیری از حجیم شدن مقاله، از ارائه نتایج آن خودداری می‌شود.

اما داده های مورد استفاده و بعد مکانی دارند و در مبانی نظری اقتصادسنجی فضایی بر این موضوع تأکید می‌شود که در صورت وجود خودهمبستگی^۱ و یا ناهمسانی فضایی^۲، باید از تکنیک های اقتصادسنجی فضایی استفاده کرد. بدین ترتیب، مدل هم به صورت مرسوم و هم به صورت فضایی، تصریح و در برآورد آن‌ها از شیوه تخمین داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. تصریح‌های فضایی این مدل به صورت زیرند:

$$GP = C + \rho.w.Gp + \beta_1.LP_{-1} + \beta_2.MP_{-1} + \beta_3.MP + \beta_4.MP^2 + \beta_5.HC_{-1} + e \quad (17)$$

و

$$GP = C + \beta_1.LP_{-1} + \beta_2.MP_{-1} + \beta_3.MP + \beta_4.MP^2 + \beta_5.HC_{-1} + e \quad (18)$$

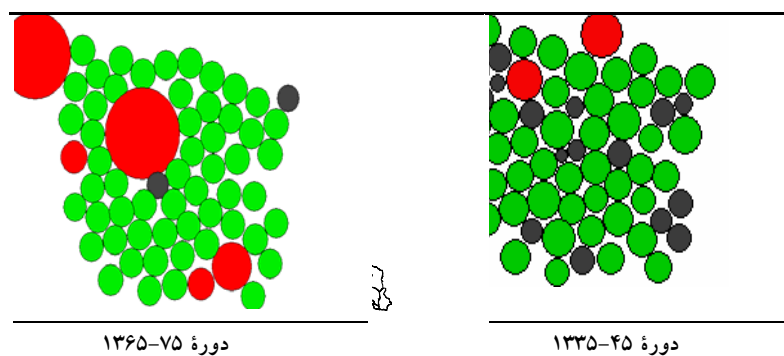
$$e = \lambda.w.e + u$$

مدل های فوق به ترتیب مدل وقفه فضایی^۳ و مدل خطای فضایی^۴ را نشان می‌دهند، که تعریف متغیرها در آن‌ها مانند قبل است.^۵ ماتریس وزنی فضایی براساس رابطه مجاورت ملکه مانند تعریف 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 نشان دهنده عدم وجود آن است (برای توضیح بیشتر درباره اقتصادسنجی فضایی به فرهمند

- 1- Spatial Autoregressive.
- 2- Spatial Heteogeneity.
- 3- Spatial Autoregressive Model (SAR).
- 4- Spatial Error Model (SEM).

۵- در برآورد مدل‌ها از نرم افزارهای GeoDa، Eviews و Matlab استفاده شده است.

(۱۳۸۶) مراجعه کنید). برای نمایش نحوه پراکندگی متغیر (رشد اندازه شهرها) در بین مشاهدات، از کارتوگرام استفاده شده است. نمودار (۱)، کارتوگرام رشد اندازه شهرستان‌ها را در دهه اول و آخر مطالعه نشان می‌دهد. هر مشاهده (شهرستان)، به شکل یک دایره نمایش داده شده، که مساحت این دایره‌ها برحسب نرخ رشد اندازه شهرستان‌های مورد نظر است. در این نمودار، نرخ رشد معمولی با رنگ سبز، نرخ منفی با رنگ سیاه و نرخ‌های بسیار بالا با رنگ قرمز نشان داده شده‌اند.



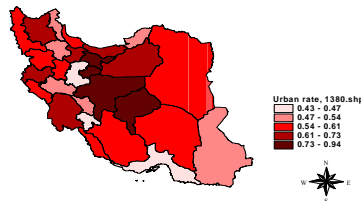
نمودار ۱- کارتوگرام شهرستان‌های مورد بررسی بر حسب نرخ رشد اندازه در دو دهه اول و آخر مطالعه

۴- روند شهرنشینی در ایران

شهرنشینی در ایران باید از حدود ۵ هزار سال پیش از میلاد مسیح به تدریج آغاز شده و ادامه یافته باشد [سلطان‌زاده، ۱۳۶۲، ص ۷۴].

گسترش شهرنشینی در کشور در طول دهه اخیر نیز هم‌چنان ادامه یافت، به طوری که در حال حاضر، درصد جمعیت شهرنشین کشور بالا است. سهم جمعیت شهری ایران مطابق با آمار سال ۱۳۷۵، حدود ۶۱/۳ درصد است، که این نسبت در سال‌های ۱۳۳۵، ۱۳۴۵، ۱۳۵۵ و ۱۳۶۵ به ترتیب ۳۱/۷، ۳۷/۹، ۴۷/۱ و ۵۴/۳ درصد بوده است. متوسط رشد جمعیت شهری کشور در طول ۴ دهه گذشته حدود ۴/۶ درصد در سال بوده، که تقریباً بیش از ۱/۵ برابر رشد جمعیت کشور است. نمودار (۲)، نرخ شهرنشینی استان‌های کشور را در سال ۱۳۸۰ نشان می‌دهد. در سال ۱۳۳۵، در استان کهگیلویه و بویراحمد، هیچ نقطه شهری موجود نبوده است و بیشتر درصد شهرنشینی مربوط به استان‌های تهران (۸۱/۲ درصد) و قم (۵۹/۹ درصد) بوده است. در سال ۱۳۸۰، مطابق آمار پیش بینی شده مرکز آمار ایران، کم‌ترین نرخ شهرنشینی مربوط به استان هرمزگان (۴۳ درصد) و بیشترین نرخ شهرنشینی، به ترتیب مربوط به استان‌های قم (۹۳/۸ درصد)، تهران (۸۸/۳ درصد) و اصفهان (۷۸/۸ درصد) بوده است. در این سال فقط نرخ شهرنشینی پنج استان اصفهان، تهران، سمنان، قم و یزد بالاتر از نرخ شهرنشینی

کل کشور است. در حالی که در استان‌های سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، مازندران و هرمزگان، بیش از نیمی از مردم در نقاط روستایی زندگی می‌کنند.



نمودار ۲- نرخ شهرنشینی در استان‌های کشور در سال ۱۳۸۰.

۵- نتایج برآورد مدل رشد اندازه شهرها در ایران

۵-۱- مدل داده‌های تابلویی رشد اندازه شهرها

در این قسمت، مدل (۱۶) به سه شکل داده‌های ترکیبی، مدل اثرات ثابت و مدل اثرات تصادفی برآورد می‌شود که تعداد مشاهدات در همه مدل‌ها ۲۴۸ است. نتایج حاصل از برآورد این مدل‌ها در جدول (۲) بیان شده است. ضریب برآوردی متغیر لگاریتم اندازه سال پایه بر نرخ

جدول ۲- نتایج برآورد مدل‌های داده‌های تابلویی رشد اندازه شهرها

اثرات تصادفی	اثرات ثابت	OLS	متغیرها و مشخصات مدل
۱/۳۳ ^{**} (۳/۶۲)		۷/۳۰ ^{**} (۹/۵۸)	<i>C</i>
-۰/۱۰ ^{**} (-۳/۲۸)	-۰/۸۶ ^{**} (-۱۶/۸۱)	-۰/۶۲ ^{**} (-۱۰/۸۳)	<i>Ln P_{t-1}</i>
-۳/۹۱ ^{**} (-۴/۱۰)	-۰/۸۰ ^{**} (-۱/۶۳)	-۷/۳۷ ^{**} (-۶/۵۲)	<i>MP_{t-1}</i>
۳/۸۵ ^{**} (۳/۷۱)	۲/۷۴ ^{**} (۲/۴۵)	۷/۹۵ ^{**} (۶/۱۵)	<i>MP</i>
-۰/۱۰۵ (-۰/۶۳)	-۰/۲۴ (-۰/۷۹)	-۰/۲۹ [*] (-۱/۷۱)	<i>MP²</i>
۰/۴۵ (۱/۵۵)	۱/۱۶ ^{**} (۱۲/۸۵)	۰/۸۹ ^{**} (۲/۴۵)	<i>HC_{t-1}</i>
۰/۰۱	۰/۶۵۰	۰/۴۳۱	\bar{R}^2
۲/۷۴	۲/۳۰	۲/۶۳	<i>DW</i>
	۱۳۰/۴۰۵	۳۸/۳۶۱	<i>F</i>

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد،

** معنی‌دار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز آماره *t* است). تعداد مشاهدات = ۲۴۸.

[مأخذ: محاسبات تحقیق]

رشد اندازه شهرستان‌ها ۰/۶۲- و سطح معنی‌داری آن بسیار بالا است. منفی بودن این ضریب، نشان‌گر وجود الگوی هم‌گرایی در رشد جمعیت شهرستان‌های مورد بررسی است. به عبارت دیگر، اندازه جمعیت هر شهرستان به سمت حالت پایای خود هم‌گرا می‌شود.

هرسه ضریب مربوط به توان نسبی بازار از نظر آماری معنی‌دارند. به عبارت دیگر، پتانسیل نسبی بازار به سه شکل وقفه زمانی، سطح جاری و توان دوم بر رشد اندازه شهرها اثرگذار است. متغیر سرمایه انسانی نیز با وقفه بر رشد اندازه شهرها مؤثر بوده، یعنی افزایش سرمایه انسانی، سبب افزایش رشد اندازه شهر می‌شود. مطابق مدل برآورد شده، متغیرهای لحاظ شده در این مدل، ۴۳ درصد تغییرات رشد اندازه شهرها را توضیح می‌دهند.

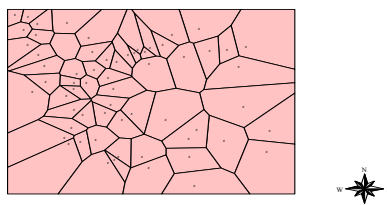
ستون دوم، نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات ثابت را نشان می‌دهد. ضریب تشخیص مدل نسبت به حالت داده‌های ترکیبی افزایش یافته و به حدود ۶۵ درصد رسیده است. ضریب لگاریتم اندازه پایه، منفی و با احتمال ۹۹ درصد اطمینان معنی‌دار است. به عبارت دیگر، اندازه شهرها به سمت حالت پایای خود هم‌گرا می‌شود. مطابق با ضریب برآوردی، سرعت هم‌گرایی ۱/۹۷ است. ضریب برآوردی متوسط توان نسبی بازار با یک وقفه زمانی، منفی و در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار است. به عبارت دیگر، متوسط توان نسبی بازار دوره قبل، بر نرخ رشد جاری اندازه شهرها اثر منفی دارد. اثر توان دوم توان نسبی بازار بر رشد، از نظر آماری معنی‌دار نیست، اما، مقدار جاری آن بر رشد اندازه شهرها اثر مثبت دارد. با افزایش ۱ درصدی توان نسبی بازار، رشد اندازه شهرها حدود ۳ درصد بالا می‌رود.

متغیر وقفه سرمایه انسانی، اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ رشد اندازه شهرها دارد. با افزایش نرخ باسوادگی به اندازه یک انحراف معیار، نرخ رشد اندازه شهرها حدود ۰/۲۴ افزایش می‌یابد که با توجه به میانگین ۰/۲۱ نرخ رشد اندازه شهرها، این اثر قابل توجه است. لازم به ذکر است که متغیرهای سرمایه انسانی (جاری) و رشد سرمایه انسانی در هیچ یک از مدل‌ها اثر معنی‌داری بر نرخ رشد اندازه شهرها نداشته و بنابراین از مدل حذف شده‌اند.

در مدل اثرات تصادفی، ضرایب مربوط به متغیرهای HC-1 و MP2، بی‌معنی می‌شوند و \bar{R}^2 مدل به شدت کاهش می‌یابد و به حدود ۱ درصد می‌رسد. بدین ترتیب، داده‌های تابلویی فضایی، تنها به صورت مدل اثرات ثابت برآورد می‌شوند. نتایج برآورد مدل لحاظ شده برای اندازه مطلق شهرستان‌های در نظر گرفته شده، نشان می‌دهد که اثر متغیرهای لحاظ شده بر اندازه شهرها نیز، مانند اثر آن‌ها بر رشد اندازه شهرها است، که به دلیل طولانی شدن مقاله از ارایه آن صرف نظر می‌شود.

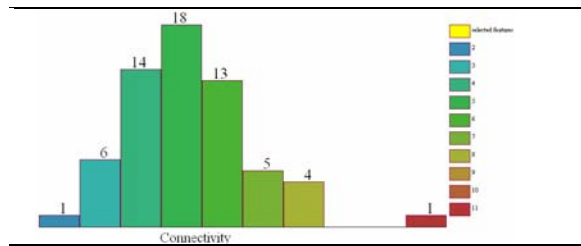
۵-۲- مدل‌های مقطعی فضایی رشد اندازه شهرها

مدل‌های روابط (۱۷) و (۱۸)، برای سه دهه ۴۵-۱۳۳۵ (دهه اول مطالعه)، ۷۵-۱۳۶۵ (دهه آخر مطالعه) و ۷۵-۱۳۳۵ (کل دوره مطالعه)، به صورت مدل‌های مقطعی وقفه فضایی (SAR)، خطای فضایی (SEM) و وقفه-خطای فضایی (SARMA) برآورد شده‌اند. لازم به توضیح است که در تحلیل‌های فضایی این بخش، از ماتریس وزنی مجاورت شهرستان‌های لحاظ شده، استفاده شده است. در ایجاد این ماتریس، ابتدا، تصویر تائیسن ۱ این شهرستان بر اساس نقشه نقطه‌ای، با توجه به محدوده جغرافیایی کشور استخراج شده است. نمودار (۳)، تصویر تائیسن شهرستان‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد.



نمودار ۳- نمودار تائیسن ۶۲ شهرستان مورد مطالعه

در این نمودار، مبنای تقسیم‌بندی، نزدیک‌ترین فاصله به مرکز هر شهرستان است. به عبارت دیگر، این نمودار، نقاط را به گونه‌ای داخل محدوده‌های لحاظ شده قرار می‌دهد که همه نقاط واقع در یک محدوده، به نقطه اصلی آن (محل مرکز شهرستان) نزدیک‌ترین باشند. این ایده مطابق با ایده حوزه نفوذ بازار در مباحث جغرافیای اقتصادی است. ماتریس مجاورت، بر اساس نقشه فوق برحسب رابطه مجاورت ملکه مانند تعریف شده است. نمودار (۴)، ویژگی‌های ماتریس مجاورت شهرستان‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد. در این نمودار، اندازه ستون برحسب تعداد همسایگان و رقم بالای هر ستون، تعداد استان‌هایی است که به اندازه آن رقم، مجاور داشته‌اند.



نمودار ۴- مشخصات ماتریس وزنی فضایی شهرستان‌های مورد مطالعه.

جداول (۳) تا (۵)، نتایج حاصل از برآورد مدل را دوره اول مورد بررسی نشان می‌دهند. مطابق با جدول (۳)، در برآورد مدل برای دهه اول مطالعه، همه متغیرهای منظور شده، از

جدول ۳- نتایج برآورد مدل‌های مقطعی فضایی رشد اندازه شهرها، ۴۵-۱۳۳۵

متغیرها و مشخصات مدل	OLS	وقفه فضایی (SAR)	خطای فضایی (SEM)	وقفه - خطای فضایی (SARMA)
C	۳/۳۱** (۴/۰۴)	۳/۳۷** (۴/۳۱)	۳/۴۳** (۴/۳۴)	۳/۳۵** (۴/۲۲)
Ln P ₃₅	-۰/۲۶** (-۳/۷۲)	-۰/۲۷** (-۳/۹۳)	-۰/۲۸** (-۴/۱۱)	-۰/۲۸** (-۴/۰۶)
MP ₃₅	۲/۵۴* (۱/۸۵)	۲/۵۷** (۱/۹۵)	۲/۱۱* (۱/۶۳)	۲/۰۱ (۱/۵۵)
MP ₄₅	-۳/۰۵* (-۱/۸۹)	-۳/۰۴** (-۱/۹۷)	-۲/۴۷* (-۱/۶۲)	-۲/۳۶ (-۱/۵۶)
MP ₄₅ ²	۰/۲۵ (۱/۳۳)	۰/۲۴ (۱/۳۵)	۰/۱۹ (۱/۰۷)	۰/۱۹ (۱/۰۵)
HC ₃₅	۲/۳۵** (۲/۶۷)	۲/۱۸** (۲/۷۱)	۲/۲۶** (۲/۷۹)	۲/۳۳** (۲/۸۷)
ρ		-۰/۲۰ (-۱/۱۹)		۰/۱۹ (۰/۷۴)
λ			-۰/۲۲ (-۱/۱۸)	-۰/۲۴ (-۱/۳۲)
R ²	۰/۲۷۰	۰/۲۶۰	۰/۲۵۷	۰/۲۶۲
AIC	۶۲/۳۸	۶۳/۷۳	۶۱/۷۹	۶۳/۵۲
SC	۷۵/۰۴	۷۸/۶۱	۷۴/۵۶	۷۸/۴۱
LM (SAR)	۰/۰۱۳ (۰/۹۱)			
LM (SEM)	۰/۰۷۳ (۰/۷۹)			
LM (SARMA)	۰/۱۴۷ (۰/۹۳)			

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز برای مدل OLS آماره t، برای مدل‌های فضایی آماره χ^2 و برای آزمون‌های LM، مقدار احتمال است). تعداد مشاهدات = ۶۲
[مأخذ: محاسبات تحقیق].

نظر آماری معنی دارند و حدود ۲۷ درصد تغییرات نرخ رشد اندازه شهرها را توضیح می دهند. در این مدل مقطعی، جهت اثرگذاری توان نسبی بازار دوره پایه و سطح جاری نسبت به مدل دادهای تابلویی، برعکس است. توان نسبی بازار جاری سبب کاهش رشد اندازه شهرها شده و این با تئوری های سلسله مراتب شهری منطبق است، که مطابق آنها، شهرهای بزرگ با فاصله بیشتری نسبت به هم قرار می گیرند.

آزمون های LM، برای حالت های مختلف مدل های فضایی، نشان دهنده عدم معنی داری تصریح های فضایی مدل برای این دوره زمانی است. این نتیجه در برآورد مدل های فضایی نیز تأیید شده، به گونه ای که هیچ کدام از ضرایب فضایی برآوردی از نظر آماری معنی دار نیستند. بنابراین، در این دوره زمانی، رشد اندازه شهرستان های، مستقل از رشد اندازه شهرستان های مجاور بوده است.

جدول ۴ - نتایج برآورد مدل های مقطعی فضایی رشد اندازه شهرها، ۷۵-۱۳۶۵

متغیرها و مشخصات مدل	OLS	وقفه فضایی (SAR)	خطای فضایی (SEM)	وقفه - خطای فضایی (SARMA)
C	-۹/۷۲** (-۱۰/۳۸)	-۹/۷۹** (-۱۱/۱۳)	-۹/۶۷** (-۱۱/۵۴)	۹/۲۱** (۱۲/۲۷)
Ln P ₆₅	۰/۸۸** (۱۸/۹۲)	۰/۸۹** (۲۰/۲۶)	۰/۸۸** (۱۹/۹۴)	-۰/۸۰** (-۲۰/۲۳)
MP ₆₅	۴/۰۴* (۱/۶۶)	۳/۳۵* (۱/۴۴)	۴/۳۹** (۱/۹۵)	-۴/۵۱** (-۲/۲۴)
MP ₇₅	-۴/۱۹* (-۱/۶۶)	-۳/۴۶* (-۱/۴۴)	-۴/۵۱** (-۱/۹۵)	۳/۶۵* (۱/۷۶)
MP ₇₅ ²	۰/۰۰۴ (۰/۰۲)	۰/۰۰۷ (۰/۰۴)	-۰/۰۰۹ (-۰/۰۵)	۰/۳۰* (۱/۸۹)
HC ₆₅	-۱/۸۹* (-۱/۸۱)	-۲/۰۰۲** (-۲/۰۳)	-۱/۹۲** (-۲/۰۵)	۲/۸۷** (۳/۴۴)
ρ		-۰/۱۶** (-۱/۹۳)		-۰/۱۱ (-۱/۲۰)
λ			-۰/۲۸ (-۱/۵۰)	-۰/۲۹ (-۱/۵۸)
R ²	۰/۸۹۹	۰/۹۰۲	۰/۹۰۴	۰/۹۰۹
AIC	۱۴۰/۰۹	۱۳۹/۳۸	۱۳۵/۳۶	۱۲۲/۲۷۸
SC	۱۵۲/۸۵	۱۵۴/۲۷	۱۴۸/۱۳	۱۳۷/۱۶۸
LM (SAR)	۱/۳۲۰ (۰/۲۵)			
LM (SEM)	۱/۶۷۷ (۰/۲۰)			
LM (SARMA)	۲/۱۱۱ (۰/۳۵)			

* معنی دار در سطح ۱۰ درصد، ** معنی دار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز برای مدل OLS آماره t، برای مدل های فضایی آماره z، و برای آزمون های LM، مقدار احتمال است). تعداد مشاهدات = ۶۲
[مأخذ: محاسبات تحقیق].

مطابق جدول (۴)، قدرت تشخیص مدل در دهه ۷۵-۱۳۶۵، به شدت افزایش یافته است. جهت اثرگذاری همه متغیرها بر نرخ رشد این دوره، به غیر از سرمایه انسانی سال پایه، مانند دوره قبل است. در این دوره، سرمایه انسانی سال ۱۳۶۵، بر نرخ رشد اندازه شهرها در این دهه اثر منفی داشته است. همچنین، شدت اثرگذاری اندازه پایه شهر، مقدار پایه توان نسبی بازار و مقدار وقفه آن نسبت به دهه اول، بیشتر شده است. در این دهه نیز آزمون‌های LM مدل‌های فضایی، تصریح فضایی مدل را تأیید نمی‌کنند (البته آزمون LM Robust مدل وقفه فضایی معنی‌دار است). ضریب ρ در مدل وقفه فضایی، منفی و معنی‌دار است، یعنی اثر اندازه شهرهای مجاور، بر اندازه هر شهر معکوس بوده است. این نتیجه با جهت اثرگذاری متغیر سطح توان نسبی بازار سازگار است.

مطابق جدول (۵)، در کل دوره مطالعه، ضرایب در نظر گرفته شده به غیر از متغیر وقفه

جدول ۵- نتایج برآورد مدل‌های مقطعی فضایی رشد اندازه شهرها، ۷۵-۱۳۳۵.

متغیرها و مشخصات مدل	OLS	وقفه فضایی (SAR)	خطای فضایی (SEM)	وقفه- خطای فضایی (SARMA)
C	۴/۵۸** (۴/۹۱)	۴/۶۹** (۵/۲۶)	۴/۸۳** (۵/۳۴۳۴)	۴/۷۸** (۵/۲۹)
$Ln P_{35}$	-۰/۳۰** (-۳/۶۲)	-۰/۲۹** (-۳/۷۷)	-۰/۳۲** (-۴/۱۷)	-۰/۳۲** (-۴/۱۶)
MP_{35}	۰/۳۲ (۰/۴۷)	۰/۳۳ (۰/۵۱)	۰/۳۲ (۰/۵۱)	۰/۳۲ (۰/۵۱)
MP_{75}	-۱/۴۷* (-۱/۶۵)	-۱/۴۵* (-۱/۷۰)	-۱/۳۷* (-۱/۶۲)	-۱/۳۷* (-۱/۶۳)
MP_{75}^2	۰/۴۱** (۲/۷۶)	۰/۴۰** (۲/۸۲)	۰/۳۸** (۲/۷۳)	۰/۳۸** (۲/۷۴)
HC_{35}	۳/۵۹** (۳/۷۱)	۳/۶۳** (۳/۹۲)	۳/۷۵** (۴/۰۸)	۳/۷۳** (۴/۰۴)
ρ		-۰/۱۹ (-۱/۲۳)		۰/۰۶ (۰/۲۸)
λ			-۰/۲۵ (-۱/۳۱)	-۰/۲۴ (-۱/۳۱)
R^2	۰/۳۹۰	۰/۳۸۴	۰/۳۹۵	۰/۳۹۶
AIC	۷۹/۹۵	۸۱/۱۴	۷۸/۰۵	۷۹/۹۳
SC	۹۲/۷۱	۹۶/۰۳	۹۰/۸۱	۹۴/۸۲
LM (SAR)	۰/۰۱۶	(۰/۹۰)		
LM (SEM)	۰/۲۰۶	(۰/۶۵)		
LM (SARMA)	۰/۳۹۰	(۰/۸۲)		

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ** معنی‌دار 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 = ۶۲
[مأخذ: محاسبات تحقیق].

توان نسبی بازار، از نظر آماری معنی‌دار و جهت اثرگذاری آن‌ها مانند مدل داده‌های تابلویی است. آماره LM، هیچ یک از تصریح‌های فضایی مدل‌ها را تأیید نمی‌کند. برآورد تصریح‌های فضایی مدل مربوط به این دوره نیز این نتیجه را تأیید می‌کنند و ضرایب برآوردی هیچ یک از متغیرهای فضایی معنی‌دار نیستند.

در برآورد مدل برای اندازه مطلق شهرستان‌ها در دهه اول، مدل SAR معنی‌دار است و ضریب خود همبستگی فضایی، منفی و از نظر آماری در سطح ۹۰ درصد اطمینان معنی‌دار است. این حالت برای مدل مربوط به دوره ۷۵-۱۳۳۵ نیز صادق است. این نتیجه با تئوری‌های مکان‌یابی و مدل‌های سلسله مراتب شهری سازگار است، که مطابق با آن‌ها، شهرهای بزرگ‌تر همسایگان کوچک‌تری دارند. در واقع، منفی بودن این ضریب، به نیروهای رقابت فضایی دارد. در مدل مربوط به دهه ۷۵-۱۳۶۵، هیچ یک از ضرایب فضایی معنی‌دار نیستند، میزان و جهت اثرگذاری متغیر بر اندازه شهرها، مانند متغیر رشد اندازه شهرها است.

۵-۳- مدل داده‌های تابلویی فضایی رشد اندازه شهرها

به‌منظور تکمیل نتایج مدل، روابط (۱۷) و (۱۸)، از طریق تکنیک‌های داده‌های تابلویی فضایی نیز برآورد شده، که نتایج حاصل از آن، در جدول (۶) ارائه شده است. در این‌جا نیز با توجه به بی‌معنی شدن ضرایب در مدل اثرات تصادفی، تنها مدل اثرات ثابت، با لحاظ کردن اثرات مکان، اثرات زمان و اثرات هم‌زمان مکان و زمان در دو حالت وقفه فضایی و خطای فضایی، برآورد شده است (برای اطلاعات بیشتر درباره شیوه‌های برآورد داده‌های تابلویی فضایی، به الهورش^۱ (۲۰۰۳) مراجعه کنید).

در مدل‌های وقفه فضایی و خطای فضایی در حالت منظور نکردن اثرات ثابت، همه ضرایب لحاظ شده در مدل و نیز متغیرهای وقفه فضایی و خطای فضایی، از نظر آماری معنی‌دارند. ضریب تشخیص مدل در حالت مدل غیرفضایی ۰/۴۳، در حالت وقفه فضایی ۰/۴۷ و در حالت خطای فضایی ۰/۵۰ است. جهت اثرگذاری متغیرها بر نرخ رشد اندازه شهرها در هر سه حالت به یک شکل است. با در نظر گرفتن اثرات ثابت مکانی، قدرت تشخیص مدل بهبود یافته و به حدود ۰/۶۷ می‌رسد.

نتایج برآورد تصریح‌های فضایی اثرات ثابت نشان دهنده تصریح مناسب مدل است. ضرایب برآوردی متغیرهای وقفه فضایی و خطای فضایی در همه موارد، مثبت و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشند. به‌عبارت دیگر، مطابق نتایج حاصل، اندازه هر شهرستان، از اندازه

1- Elhorst.

شهرستان‌های مجاور اثر مثبت پذیرفته و رشد اندازه شهرستان‌های مجاور یک شهرستان باعث افزایش رشد آن شده است. ضریب مربوط به متغیر اندازه سال پایه نیز در همه موارد، منفی و معنی‌دار است، که نشان دهنده هم‌گرایی اندازه شهرستان‌های مورد بررسی به سمت حالت پایای خود می‌باشد.

ضریب برآوردی وقفه توان نسبی بازار، منفی و از نظر آماری معنی‌دار است. در مدل‌هایی که اثرات ثابت مکانی در آن‌ها لحاظ شده، از شدت اثر این متغیر بر نرخ رشد اندازه شهرها به‌طور قابل ملاحظه‌ای کاسته شده و مقدار قدر مطلق ضریب کاهش یافته است. ضریب منفی این متغیر بدان معنی است که با افزایش توان نسبی بازار، نرخ رشد اندازه در دوره بعد کم می‌شود. ضریب برآوردی متغیر توان نسبی بازار در همه مدل مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است. بر خلاف وقفه متغیر توان نسبی بازار، برای مقدار جاری آن، لحاظ کردن اثرات ثابت مکانی باعث تقویت اثر آن بر رشد اندازه شهرها شده است. منفی بودن ضریب متغیر توان دوم بازار نسبی بالقوه، نشان می‌دهد که تا یک سطحی از توان نسبی بازار، با افزایش توان نسبی بازار، رشد اندازه شهرها بالا رفته و به یک مقدار حداکثر می‌رسد. از آن مقدار به بعد، با افزایش توان نسبی بازار، رشد اندازه شهر کاهش می‌یابد. برای بررسی این که آیا شهرهای بزرگ‌تر از اثرات بازار بالقوه بزرگ‌تر منفعت کسب می‌کنند یا بازار بالقوه کوچک‌تر، اثر متقابل توان نسبی بازار در اندازه شهر به‌عنوان یک متغیر در مدل وارد شد، که اثر معنی‌داری را بر نرخ رشد اندازه نشان نداد.

اثر مثبت توان بازار و نیز ρ مثبت و معنی‌دار، با هم سازگار بوده و مطابق با تئوری‌های تجارت‌اند. می‌توان این‌گونه استدلال کرد که توان بازار بالاتر و همسایگان بزرگ‌تر، رشد را افزایش می‌دهد، زیرا تعداد همسایگان بیشتر و نزدیک‌تر و وجود همسایگان بزرگ‌تر، بازار بهتری را برای تولیدات یک شهر پدید می‌آورد و رشد آن را بیشتر می‌کند. ضریب مربوط به سرمایه انسانی نیز در تمام مدل برآورد شده، مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است. مقدار ضریب برآوردی در حالت مختلف بین $0/70-1/36$ است. در حقیقت، منظور کردن اثرات ثابت مکانی، سبب تقویت اثر این متغیر بر رشد اندازه شهرها می‌شود. افزایش نرخ با سواد به اندازه یک انحراف معیار، در نمونه مورد بررسی، رشد اندازه آن‌ها را حدود $0/29-0/15$ افزایش می‌دهد.

ضرایب وقفه فضایی و خطای فضایی هم، مثبت و معنی‌دارند. ضرایب وقفه فضایی نشان می‌دهند که اگر متوسط نرخ رشد اندازه شهرستان‌های مجاور هر شهرستان نمونه به اندازه یک انحراف معیار نرخ رشد، بالا رود، رشد اندازه آن حدود $0/33-0/24$ افزایش می‌یابد که این مقدار، بیشتر از میانگین نرخ رشد اندازه نمونه مورد بررسی است. (مدل‌های وقفه فضایی و

خطای فضایی اثرات ثابت برای اندازه مطلق شهرها نیز برآورد شده، که شدت و جهت اثرگذاری متغیرها بر مقدار مطلق اندازه، تقریباً مشابه شدت و جهت تأثیر آن‌ها بر نرخ رشد اندازه است.

جدول ۶- نتایج برآورد مدل‌های اثرات ثابت وقفه فضایی و خطای فضایی رشد اندازه شهرها

متغیرها و مشخصات مدل	بدون اثرات ثابت	اثرات ثابت مکانی	اثرات فضایی	اثرات ثابت مکانی و زمانی
وقفه فضایی (SAR)				
C	۶/۹۳** (۹/۳۹)			
Ln P ₋₁	-۰/۵۹** (-۱۰/۶۲)	-۱/۲۱** (-۲۱/۱۳)	-۰/۵۹** (-۱۰/۵۸)	-۱/۲۷** (-۲۱/۲۸)
MP ₋₁	-۶/۵۶** (-۵/۸۸)	-۱/۹۱** (-۲/۰۹)	-۶/۶۴** (-۵/۸۱)	-۱/۸۰** (-۱/۹۲)
MP	۷/۰۹** (۵/۵۹)	۱۵/۳۷** (۸/۱۵)	۷/۲۸** (۵/۶۲)	۱۵/۷۰** (۸/۳۹)
MP ²	-۰/۲۶ (-۱/۵۸)	-۲/۲۶** (-۵/۳۴)	-۰/۲۸* (-۱/۷۱)	-۲/۳۹** (-۵/۶۶)
HC ₋₁	۰/۸۲** (۲/۳۲)	۱/۳۶** (۵/۱۵)	۰/۷۰** (۲/۶۴)	۱/۳۳** (۶/۶۱)
W*GP	۰/۲۱** (۲/۶۷)	۰/۱۶** (۲/۴۴)	۰/۲۲** (۲/۹۳)	۰/۱۷** (۲/۶۰)
\bar{R}^2	۰/۴۷۲	۰/۶۶۴	۰/۴۵۱	۰/۶۵۵
تعداد متغیرها	۷	۶۸	۱۰	۷۱
خطای فضایی (SEM)				
C	۷/۴۱** (۸/۸۶)			
Ln P ₋₁	-۰/۶۱** (-۱۰/۵۵)	-۱/۲۴** (-۲۲/۰۴)	-۰/۶۱** (-۱۰/۳۲)	-۱/۲۶** (-۲۲/۲۶)
MP ₋₁	-۶/۳۳** (-۵/۱۲)	-۲/۲۱** (-۲/۲۳)	-۶/۶۵** (-۵/۲۶)	-۲/۰۷** (-۲/۰۵)
MP	۶/۲۹** (۴/۴۵)	۱۵/۵۶** (۷/۷۰)	۶/۸۵** (۴/۷۵)	۱۶/۴۵** (۸/۱۶)
MP ²	-۰/۱۵ (-۰/۸۳)	-۲/۱۲** (-۴/۸۲)	-۰/۲۰ (-۱/۰۹)	-۲/۳۵** (-۵/۳۶)
HC ₋₁	۱/۲۷** (۲/۳۳)	۱/۳۵** (۳/۴۰)	۰/۷۷** (۲/۴۶)	۱/۳۵** (۵/۸۶)
Spat.aut	۰/۴۷** (۶/۴۴)	۰/۳۸** (۴/۸۱)	۰/۴۰** (۵/۲۱)	۰/۳۵** (۴/۴۰)
\bar{R}^2	۰/۵۰۰	۰/۶۷۷	۰/۴۵۳	۰/۶۶۱
تعداد متغیرها	۶	۶۷	۹	۷۰

* معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد (مقادیر داخل پرانتز مقدار آماره t است).
[مأخذ: محاسبات تحقیق]

به طور کلی، مقایسه نتایج برآورد مدل‌های رشد اندازه شهرها، در سه حالت داده‌های تابلویی، مدل‌های مقطعی فضایی و داده‌های تابلویی فضایی، نشان می‌دهد که بهترین تصریح در حالت مدل‌های داده‌های تابلویی فضایی است. زیرا، رشد اندازه، هم خود همبستگی فضایی و هم ناهمسانی فضایی دارد. بنابراین، تصریح وقفه فضایی و خطای فضایی، می‌تواند تصریح مناسبی باشد. از سویی دیگر، پراکندگی اندازه شهرستان‌های مورد مطالعه، نشان دهنده وجود اثرات ثابت مکانی در داده‌ها و مناسب بودن استفاده از تصریح مدل‌های اثرات ثابت مکانی است. مقدار بالای انحراف معیار رشد اندازه و مقدار اندازه شهرستان مورد مطالعه (جدول (۱))، تأییدکننده این مطلب است.

۶- خلاصه و نتیجه گیری

متغیرهای لحاظ شده در مدل رشد اندازه شهرها، مطابق با تئوری‌های بیان شده، عبارتند از: متغیر وقفه سرمایه انسانی و توان نسبی بازار، که متغیر توان نسبی بازار به سه شکل مقدار پایه متغیر، سطح جاری و توان دوم آن وارد مدل شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که استفاده از شیوه تخمین اثرات ثابت مدل داده‌های تابلویی، نتایج قابل اعتمادتری را به دست می‌دهد. ضریب برآوردی متغیر لگاریتم اندازه سال پایه بر نرخ رشد شهرستان‌های نمونه، منفی و معنی‌دار است، که نشان دهنده الگوی هم‌گرایی در رشد اندازه شهرها است. ضریب برآوردی مربوط به سرمایه انسانی سال پایه، مثبت و معنی‌دار است.

هر سه ضریب برآوردی مربوط به متغیرهای توان نسبی بازار از نظر آماری معنی‌دارند. این نتایج نشان می‌دهد که تا سطحی از توان نسبی بازار با افزایش توان بازار، رشد اندازه شهر بالا می‌رود، به یک مقدار حداکثر می‌رسد و بعد از آن با افزایش بیشتر توان نسبی بازار، رشد اندازه شهرها کاهش می‌یابد. ضریب مثبت توان نسبی بازار مطابق با تئوری‌های تجارت است، بدین معنی که توان نسبی بازار بالاتر، بازار بزرگ‌تری را برای تولیدات یک شهر فراهم می‌کند و رشد آن را بالا می‌برد. لازم به ذکر است که متغیر رشد سرمایه انسانی در این مدل‌ها اثری نداشته است. این مدل برای اندازه مطلق شهرستان‌های مورد نظر هم برآورد شده که نتایج آن مشابه نتایج رشد اندازه شهرها است.

با توجه به قابلیت اعتماد بیشتر نتایج مدل داده‌های تابلویی فضایی، نتایج آن مبنا قرار می‌گیرد. نتایج برآورد تصریح‌های فضایی اثرات ثابت، نشان دهنده تصریح مناسب مدل است. متغیرهای وقفه فضایی و خطای فضایی در همه موارد، مثبت و از نظر آماری معنی‌دارند. به عبارت دیگر، مطابق نتایج حاصل، اندازه هر شهرستان از اندازه شهرستان‌های مجاور اثر مثبت می‌پذیرد. ضرایب وقفه فضایی، نشان می‌دهند که اگر متوسط نرخ رشد اندازه شهرستان‌های

مجاور هر شهرستان نمونه به اندازه یک انحراف معیار نرخ رشد بالا رود، رشد اندازه شهرستان نمونه حدود $0/33-0/24$ افزایش می‌یابد. نتایج تحقیق حاضر نشان داد که با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی در مدل‌های توسعه شهری هندرسن، می‌توان نقش مکان در توسعه شهری را پررنگ‌تر در نظر گرفت، زیرا اثرات فضایی و همسایگی بر توسعه شهری مؤثراند. بدین ترتیب، امکان تعمیم مدل‌های توسعه شهری هندرسن از طریق تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی وجود دارد و از این طریق می‌توان جنبه‌های فضایی را در آن لحاظ کرد.

فهرست منابع

- ۱- حسامیان، فرخ (۱۳۶۳)، شهرنشینی در ایران، نشرگاه، تهران.
- ۲- زاهد زاهدانی، سعید (۱۳۶۹)، حاشیه نشینی، دانشگاه شیراز، شیراز.
- ۳- سلطان‌زاده، حسین (۱۳۶۲)، روند شکل‌گیری شهر و مراکز مذهبی در ایران، نشرگاه، تهران.
- ۴- شکویی، حسین (۱۳۶۴)، جغرافیای کاربردی و مکتب‌های جغرافیایی، آستان قدس رضوی، موسسه چاپ و انتشارات، مشهد.
- ۵- شکویی، حسین (۱۳۷۳)، دیدگاه‌های نو در جغرافیای شهری، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌های (سمت)، تهران.
- ۶- فرهمند، 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.
- ۷- فرهمند، شکوفه (۱۳۸۶)، تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (تعامل شهر و اقتصاد)، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.
- ۸- مرکز آمار ایران، www.sci.org.ir.
- 9- Abdel-Rahman, H.M. and A. Anas (2003), "Theories of Systems of Cities".
- 10- Anderson, G. and Y. Ge (2005) ' "The Size Distribution of Chinese Cities", Regional Science and Urban Economics, 35(6), 756-776.
- 11- Anselin, L. (1988) Spatial Econometrics: Methods and Models, Boston: Kluwer Academic Publishers.
- 12- Anselin, L. (1999), "Spatial Econometrics", bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas at Dallas, mimeo.
- 13- Anselin, L. and S. Hudak (1992), "Spatial Econometrics in Practice: A Review of Software Options", Regional Science and Urban Economics, 22, 506-539.

- 14- Baltagi.B.H.(2001), Econometric analysis of panel data, 2d ed., chichester, UK:Wiley.
- 15- 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.
- 16- Behabib, J. and M.M. Spiegel (1994), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Cross-Country Data", Journal of Monetary Economics, 43, 143-173.
- 17- Black, D. and J.V. Henderson (1997), "Urban Growth", NEBR (National Bureau of Economic Research), Working Paper #6008.
- 18- Black, D. and J.V. Henderson (1999a), "Spatial Evolution of Population and Industry", American Economic Review, 89(2): 321-327.
- 19- Black, D. and J. V. Henderson (1999b), "A Theoty of Urban Growth", Journal of political Economy, 107(2), 252-284.
- 20- Black, D. and J. V. Henderson (2003), "Urban Evolution in the USA", Journal of Economic Geography, 3, 343-372.
- 21- Catin. M and Ch. Van Huffel (2003), "Concentration Urbaine et Industrialisation", Mondes en Développement, 31, 87-105
- 22- Córdoba, J-C. (Feb. 2003), "On the Distribution of City Sizes", Rice University, memio.
- 23- Dobkins, L.H. and Y. Ioannides (1995), "Evolution of the U.S. Size Distribution of Cities", Brown University Mimeo.
- 24- Dobkins, L.H. and Y. Ioannides (2001a), "Spatial Interaction Among US Cities: 1900-1990", Regional Science and Urban Economics, 31, 701-732.
- 25- Dobkins, L.H. and Y. Ioannides (2001b), "Dynamic Evolution of the US City Size Distribution" in J-F Thisse et al., The Economics of Cities, Cambridge University Press.
- 26- Eaton, J. and Z. Eckstein (1997), "Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan", Regional science and Urban Economics, 27, 443-474.
- 27- Elhorst, J.P. (2003), "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models", International Regional Science Review, 26(3), 244-268.
- 28- Fujita, M. (1989), Urban Economic Theory, Cambridge University Press.
- 29- Fujita, M., P. Krugman and A. J. Venables (1999), The Spatial Economy: Cities, regions, and International Trade, MIT Press.
- 30- Grossman, G. and E. Helpman (1991a), Innovation and Growth in the World Economics, Cambridge, MA: MIT Press.
- 31- Grossman, G. and E. Helpman (1991b), "Quality Ladders in the Theory of Growth", Review of Economic Studies, 58, 43-61.
- 32- Gujarati, D.N. (2003), Basic Econometrics, Mc Grow-Hill.
- 33- Henderson, J.V. (1974), "The Sizes and Types of Cities", American economic Review, 64, 640-56.
- 34- Hendevsion, J.V. (1982a), "The Impact of Government Policies on Urban Concentration", Journal of Urban economics, 12, 280-303.
- 35- Hendevsion, J.V. (1982b), "Systems of Cities in Closed and Open Economies", Regional Science and Urban Economics, 11, 32-59.

- 36- Henderson, J.V.(1977), Economic Theory and the Cities, New york: Academic press.
- 37- Henderson, J.V. (1987) “General Equilibrium Modeling of System of Cities”, In Edwin S. Mills (ed.), Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. 2, Amsterdam: Elsevier.
- 38- Henderson, J.V. (1988), Urban Development: Theory, Fact and Illusion, Oxford University Press.
- 39- Henderson, J.V. (1997), “Medium Size Cities”, Regional Science and Urban Economics, 27, 583-612.
- 40- Henderson, J. V. (1999), “Marshall's Scale Economies”, NEBR (National Bureau of Economic Research), Working Paper #7358.
- 41- Henderson, J.V. (2003), “Urbanization, Economic Geography, and Growth”, Brown University 41- Henderson, J.V. and Y. Ioannides (1981), “Aspects of Growth in a system of Cities”, Journal of urban economics, 10, 117-139.
- 42- Henderson, J.V. and H.G. Wang (2003), “Urbanization and City Growth”, Brown University Mimeo.
- 43- Ioannides, Y.M. and H.G. Overman (2000), “Spatial Evolution of the US Urban System”, Working Paper, Tufts University, Medford MA.
- 44- LeSage, James P. (1999), The Theory and Practice of Spatial Econometrics, University of Toledo.
- 45- Lucas, R.E., Jr. (1988), “On the Mechanics of Economic Development”, Journal of Monetary Economics, 22, 3-42.
- 46- Stiglitz, J. (1977), “The Theory of Local Public Goods”, in M.S. Feldstein and R.P. Inman (eds.), The Economics of Public Services, London: MacMillan, 273-334.
- 47- Van Huffel, Ch. (2005), Développement Économique Disparités Spatiales, PhD Thesis, France: University of Toulon-Var.
- 48- Zhang, W.B. (2002), An Economic Theory of Cities, Germany: Springer.