Urban Economics
Vol. 3, No. 1,(2018)
http://ue.ui.ac.ir
Doi: 10.22108/ue.2018.103861.1023

اقتصاد شهری
دوره ۳، شماره ۱، توالی ٤، سال ۱۳۹۷
صص: ۵۸-٤۳

Non-Linear Effect of Urbanization on Public Sector Expenditure: STR Model Approach

Abolghasem Golkhandan[1*], Mohammad Alizade[2]

[1] PhD Candidate in Public Sector Economics, Department of Economic, University of Lorestan, Khoram Abad, Iran
[2] Assistant Professor, Department of Economic, University of Lorestan, Khoram Abad, Iran

Abstract: This study examines the nonlinear impact of urbanization on public sector expenditure in Iran during the years of 1960-2014. For this purpose, is used the Smooth Transition Regression model (STR) as one of the most prominent regime-switching models. The estimated STR model supports a nonlinear threshold behavior in the relationship between urbanization and public sector expenditure in the country in a two regime structures with a threshold (optimum) level of about 55.28%. In the first regime, urbanization has a negative impact on public sector expenditure, because of positive external consequences and economies of scale in the production of public goods, but after crossing the threshold level (the amount of 55.28 percent), in second regime, its impact is positive, due to occurrence of the phenomenon external crowded and some negative external consequences. Accordingly, it can be said that the hypothesis of U-shaped impact of the urbanization on public sector expenditure has been confirmed in the Iran.
Key Words: Urbanization, Public Sector Expenditure, Smooth Transition Regression Model (STR).

تأثیر غیرخطی شهرنشینی بر مخارج بخش عمومی: رویکرد الگوی رگرسیون انتقال ملایم

ابوالقاسم گل‌خندان[*۱]، محمد علیزاده[۲]

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.
۲- استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران.

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۳/۲۶

چکیده

مطالعهٔ حاضر اثرگذاری غیرخطی شهرنشینی را بر مخارج بخش عمومی (دولت)، در ایران طی سال های ۱۳۳۹تا۱۳۹۳ بررسی کرده است. به این منظور از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)، در حکم یکی از برجسته ترین الگوهای تغییر رژیمی، استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی STR، ضمن تأیید تأثیر غیرخطی شهرنشینی بر مخارج بخش عمومی، نشان داده که شهرنشینی در قالب ساختاری دو رژیمی، با سطح آستانه ای (بهینه) حدود ۵۵/۲۸درصد، بر مخارج بخش عمومی در ایران اثر گذاشته است. در رژیم نخست، شهرنشینی به‌علت بروز پیامدهای خارجی مثبت و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در تولید کالاهای عمومی، بر مخارج بخش عمومی تأثیر منفی گذاشته است؛ اما پس از عبور از سطح آستانه ای (مقدار ۵۵/۲۸درصد) و در رژیم دوم، به علت بروز پدیدهٔ ازدحام خارجی و بعضی پیامدهای خارجی منفی، تأثیرگذاری آن مثبت است. بر این اساس باید گفت فرضیهٔ اثرگذاری U شکل شهرنشینی بر مخارج بخش عمومی در ایران رد نمیشود.

واژه‌های کلیدی: شهرنشینی، مخارج بخش عمومی، الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR).

*** Corresponding Author**: Abolghasem Golkhandan
E-mail address: golkhandana@gmail.com
Copyright2018@University of Isfahan. All rights reserved

مقدمه

امروزه به نحو فزآینده‌ای پذیرفته شده است که برای تحقق توسعهٔ اقتصادی و اجتماعی، وجود بخش عمومی (دولت) کارآمد اهمیت اساسی دارد. دولتی که قادر است با تخصیص بهینهٔ هزینه‌ها و درآمدها اقتصاد را به سطح کارآیی بهتری سوق دهد (کوئه[1] و همکاران، ۲۰۰۸: ۲). در این راستا، بررسی عوامل تأثیرگذار بر مخارج بخش عمومی اهمیت خاصی دارد؛ زیرا یکی از عوامل اصلی تشکیل‌دهندهٔ درآمد ملی است؛ همچنین با تأثیر بر عملکرد سیاست‌های مالی، تغییر در تصمیمات اقتصادی را موجب می‌شود و از سوی دیگر نیز به معیاری مهم برای سنجش اندازهٔ دولت‌ها تبدیل شده است. بنابراین در شاخه‌های مختلف اقتصادی از آن بحث می‌شود (شکور،[2] ۲۰۱۱: ۳۲۹).

در ادبیات بخش عمومی نیز برای توجیه افزایش مخارج دولت، علت‌های نظری بسیاری ارائه شده است؛ مثل «فرضیه واگنر»،[3] که در آن ادعا می‌شود کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای بخش عمومی بیشتر از واحد است. در نظریه‌های دیگر، شوک‌های اقتصادی علت افزایش ناگهانی اندازهٔ دولت بیان شده است؛ به طوری که اندازهٔ دولت هیچ‌گاه به سطح پیشین خود باز نمی‌گردد. همچنین، «اثر قیمت‌های نسبی»[4] نیز در حکم علت رشد بخش عمومی مطرح شده است. رویکردهای دیگری هم در چارچوب «تئوری انتخاب عمومی»[5] وجود دارد که بر اساس آن سطح مخارج دولت نشان‌دهندهٔ تقاضای مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده برای کالاها و خدمات عمومی است (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۳۰).

از سوی دیگر، استدلال بعضی از اقتصاددانان در طرف عرضهٔ دولت، سیاست و بوروکراسی و...، این است که دولت ممکن است برحسب برنامهٔ خود عمل کند؛ به این معنی که به صورت الزامی تقاضای مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده[6] را دنبال نمی‌کند. فرضیهٔ متغیرهای اجتماعی نیز، در حکم یکی دیگر از فرضیه‌های مطرح‌شده در اقتصاد بخش عمومی، افزایش مخارج عمومی را به متغیرهای اجتماعی نظیر جمعیت، شهرنشینی، نرخ تکفل و... نسبت می‌دهد (علیزاده وگل‌خندان، ۱۳۹۵الف: ۱۳۶و۱۳۷). در این راستا، متغیر شهرنشینی یکی از متغیرهای اجتماعی بحث‌برانگیز و مهمِ تأثیرگذار بر مخارج بخش عمومی است؛ زیرا مطالعه‌های تجربی انجام‌شده در این زمینه، به نتیجهٔ واحد و یکسانی دست نیافته‌اند.

در سال‌های گذشته، ایران گسترش سریع شهرها و افزایش چشمگیر جمعیت شهری را شاهد بوده است. جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری انجام‌شده در سال ۱۳۳۵ حدود ۳۱درصد از کل جمعیت بود، در آخرین سرشماری در سال ۱۳۹۰ به ۷۱/۴درصد افزایش یافت. پدیدهٔ افزایش شهرنشینی در کشور را باید معلول عواملی نظیر مهاجرت روستاییان به شهرها به‌علت توسعهٔ صنعتی، اسکان و تمرکز عشایر در شهرهای نوبنیاد، تبدیل‌شدن تعدادی از نقاط روستایی به شهر و استحال آبادی‌های اطراف شهرهای بزرگ و افزایش طبیعی جمعیت نقاط شهری دانست (شکیبایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲).

تاکنون دربارهٔ رابطهٔ شهرنشینی و مخارج بخش عمومی مطالعه‌های داخلی معدودی انجام شده که در بیشتر آنها بررسی این موضوع هدف اصلی نبوده و به

1. Kueh
2. Shakoor
3W Wagner s law
4. Relative Price Effect
5. Public Choice Theory
6. Voter-Taxpayers

متغیر شهرنشینی در حکم متغیر کنترلی نگریسته شده است؛ همچنین برای بررسی این رابطه از الگوهای خطی استفاده کرده‌اند؛ در حالی که ممکن است از ترکیب آثار مثبت و منفی شهرنشینی بر گسترش مخارج عمومی، که در ادامه توضیح داده شده است، رابطه‌ای غیرخطی پدید آید. بر این اساس در مطالعهٔ حاضر تلاش می‌شود با به‌کارگیری الگوها و ابزارهای پیشرفته‌تر در زمینهٔ علم اقتصادسنجی، ایرادهای موجود در مطالعه‌های پیشین تاحدود بسیاری رفع شود و نتایج درخور اعتمادتری ارائه شود.

مبانی نظری

بررسی علت‌های افزایش مخارج دولت یکی از موضوع‌های اساسی در اقتصاد بخش عمومی است. نخستین بررسی‌های انجام‌شده دربارهٔ علت‌های گسترش بخش عمومی، به اقتصاددان معروف آلمانی آدولف واگنر[1] (۱۸۸۳) نسبت داده شده است که به قانون واگنر یا قانون توضیح رشد دولت معروف است (پیکاک و اسکات،[2] ۲۰۰۰: ۲). واگنر بیان می‌کند با رشد درآمد سرانه، اندازهٔ نسبی بخش عمومی نیز افزایش می‌یابد. بیانیهٔ واگنر برمبنای حرکتی تجربی استوار است؛ به این صورت که او مسئلهٔ رشد بخش عمومی چند کشور اروپایی، آمریکا و ژاپن را بررسی کرده است؛ سپس عوامل تعیین‌کننده در تغییر نسبت هزینهٔ عمومی به تولید ناخالص ملی را دربارهٔ آن کشورها توضیح داده است. او تصریح کرده است زمانی که اقتصاد به‌سوی صنعتی‌شدن پیش رود، ماهیت ارتباط بین گسترش بازارها و رفتار کارگزاران اقتصادی پیچیده‌تر خواهد شد. حل‌وفصل این پیچیدگی در ارتباط بازارها و دیگر عناصر اقتصادی، نیاز به وضع قوانین و قراردادها و تلاش برای حفاظت از دستاوردهای جدید را بیشتر خواهد کرد. پس افزایش درآمدها در نتیجهٔ صنعتی‌شدن، مستلزم دخالت بیشتر دولت و بخش عمومی در اقتصاد است. واگنر در عین حال به ظهور بخش‌های خدمات بانکی دولتی، خدمات قانونی، رشد هزینه‌های آموزش‌وپرورش و خدمات بهداشتی عمومی تأکید کرده و کشش درآمدی تقاضای آنها را محاسبه کرده است. از نظر واگنر، این خدمات حساسیت درآمدی تقاضای بسیاری دارند. از این رو با افزایش درآمد حقیقی در اقتصاد، مخارج عمومی برای این خدمات به نسبت بیشتری گسترش و افزایش می‌یابد و این به‌نوبهٔ خود، افزایش نسبت مخارج عمومی به تولید ناخالص ملی را باعث می‌شود (مولایی و گل‌خندان، ۱۳۹۲: ۱۱۰).

مطالعه‌های اقتصاد بخش عمومی دربارهٔ شناسایی عوامل تعیین‌کنندهٔ اندازهٔ دولت، به ایده‌پردازی واگنر منتهی نشد و پس از آن نیز نظریه‌های متعددی ارائه شده است. پیکاک و وایزمن[3] (۱۹۶۱) با ارائه «نظریه چرخ‌دنده‌ای رشد مخارج دولت»[4] بیان کرده‌اند در هر نظام مبتنی‌بر دموکراسی که مردم دربارهٔ میزان بار مالیاتی مناسب نظر دارند، افزایش هزینهٔ عمومی دولت‌ها به‌شدت محدود می‌شود؛ اما در وضع نامطلوب اجتماعی نظیر جنگ، زلزله و سیل دولت‌ها به افزایش یک‌بارهٔ هزینه‌های خود و به دنبال آن سطح مالیات‌ها ناگزیر می‌شوند که هرچند از نرخ پذیرفته‌شده تجاوز می‌کند، در موقعیت خاص، عموم مردم آن را می‌پذیرند. درنتیجه، نسبت هزینه‌های عمومی به تولید ناخالص ملی جهشی ناگهانی پیدا می‌کند. با پایان حوادث فاجعه‌آمیز، نرخ متناسب مالیاتی به سطح نخست خود باز نمی‌گردد و از این رو، هزینه‌های

1. Adolph Wagner
2. Peacock & Scott
3. Peacock and Wiseman
4. The Retched Theory of Government Growth

عمومی افزایش‌یافته نیز به سطح پیشین خود باز نخواهد گشت.

از نظر باموله[1] (۱۹۶۷)، بهره‌وری نیروی کار در بخش دولتی، در مقایسه با بخش خصوصی، ضعیف‌تر است؛ در حالی که نرخ افزایش دستمزد در این دو بخش یکسان است. بنابراین بهای تمام‌شدهٔ کالاها و خدمات دولتی در مقایسه با بخش خصوصی فزونی می‌گیرد؛ یعنی سهم هزینه‌های دولت در تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. ماسگریو[2] (۱۹۶۹) و روستو[3] (۱۹۶۰) گواهی داده‌اند ممکن است رشد مخارج عمومی با الگوهای رشد و توسعهٔ اقتصادی جوامع مرتبط باشد. در مراحل نخست رشد و توسعهٔ اقتصادی، سرمایه‌گذاری بخش عمومی در حکم نسبتی از کل سرمایه‌گذاری در اقتصاد چشمگیر است؛ بنابراین هزینه‌های زیربنایی مانند راه، سیستم‌های حمل‌ونقل، قوانین‌ومقررات، بهداشت، تعلیم‌وتربیت و سایر سرمایه‌گذاری‌ها در سرمایهٔ انسانی برعهدهٔ بخش عمومی است.

گروهی از نظریه‌ها و مطالعه‌های تجربی اقتصادی نیز علت‌های گسترش اندازهٔ دولت را در متغیرهای جمعیتی مانند جمعیت کل، میزان شهرنشینی، بار تکفل، تراکم جمعیت و نرخ رشد جمعیت جست‌وجو کرده‌اند.

به‌طور کلی، از لحاظ نظری اثر شهرنشینی بر اندازهٔ دولت مبهم است. در این راستا دو دیدگاه کلی وجود دارد: براساس دیدگاه نخست، افزایش میزان شهرنشینی با متمرکزکردن جمعیت باعث ایجاد پیامدهای خارجی مثبت و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در تولید کالاهای عمومی می‌شود و اندازهٔ دولت را کاهش می‌دهد (گل‌خندان، ۱۳۹۴: ۴۹)؛ اما دیدگاه دوم معتقد است افزایش شهرنشینی پدیدهٔ ازدحام خارجی و بعضی پیامدهای خارجی منفی مانند آلودگی‌های زیست‌محیطی، افزایش برخوردهای اجتماعی، افزایش جرم‌وجنایت و ایجاد زیرساخت‌های شهری را به‌همراه می‌آورد. نظر به اینکه این پیامدها راه‌حل خصوصی و غیردولتی ندارند به مداخلهٔ بیشتر دولت و درنهایت، افزایش اندازهٔ دولت منجر می‌شود (گوپتا،[4] ۲۰۰۰: ۶و۷).

جتر و پارمتر[5] (۲۰۱۲) با گسترش الگوی آلیسینا و واژیارگ[6] (۱۹۹۸) (A&W) در زمینهٔ تأثیر جمعیت بر اندازهٔ دولت، تأثیر شهرنشینی را بر اندازهٔ دولت بررسی جبری کردند. n فرد را با درآمد یکسان y در نظر بگیرید که دربارهٔ دو کالا تصمیم‌گیری می‌کنند: مصرف انبوه کالای عمومی بدون رقیب (g) و مصرف سرانهٔ کالای خصوصی. تمام افراد ترجیح‌های یکسانی دارند، با یک تفاوت: s فرد (با $s \leq n$) که در شهر زندگی می‌کنند با $n - s$ فرد که در روستا زندگی می‌کنند، موقعیت متفاوتی دارند. در ادامه، μ ترجیح‌های افراد برای کالای عمومی و α کشش جایگزینی را نشان می‌دهد. این ادعا ممکن است که افراد شهری برای کالای عمومی تمایل اضافی دارند که این از نزدیک‌تربودن آنها به همشهریان خود (ازدحام بیشتر) ناشی است. این ترجیح اضافی با δ نشان داده می‌شود. باتوجه به این توضیح‌ها، می‌توان تابع مطلوبیت کل را در قالب یک تابع CES (تابع با کشش جایگزینی ثابت) و به‌صورت رابطهٔ زیر نشان داد (جتر و پارمتر، ۲۰۱۲: ۴).

1. Baumol
2. Musgrave
3. Rostow
4. Gupta
5. Jetter & Parmetter
6. Alesina & Wacziarg

رابطه ۱
$$U = [(n-s)\mu g^{\alpha} + (n-s)(1-\mu)c^{\alpha} + s(\mu+\delta)g^{\alpha} + s(1-\mu-\delta)c^{\alpha}]^{\frac{1}{\alpha}}$$

در رابطهٔ ذکرشده جمله‌های نخست و دوم به‌ترتیب مطلوبیت جمعیت روستایی از کالای عمومی و خصوصی را نشان می‌دهد؛ در حالی‌که جمله‌های سوم و چهارم به‌ترتیب مطلوبیت جمعیت شهری را نشان می‌دهد. این تابع مطلوبیت با ساده‌سازی به شکل زیر نوشته می‌شود:

رابطه ۲
$$U = n^{\frac{1}{\alpha}}\left[\left(\mu+\delta\frac{s}{n}\right)g^{\alpha} + (1-\mu-\delta\frac{s}{n})c^{\alpha}\right]^{\frac{1}{\alpha}}$$

در حکم فرض آخر، محدودیت بودجهٔ کل را با در نظر گرفتن درآمد شخصی y، به‌صورت زیر فرض می‌کنیم:

رابطه ۳
$$ny = nc + g$$

باتوجه به مفروض‌های ذکرشده، به‌راحتی ممکن است سطح بهینهٔ هر دو کالای عمومی و خصوصی را با بیشینه‌سازی مقید محاسبه کرد (جتر و پارمتر، ۲۰۱۲: ۴). دربارهٔ کالای عمومی، سطح بهینه از رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود:

رابطه ۴
$$g = \frac{y}{\frac{1}{n} + (\frac{1-\mu-\delta\frac{s}{n}}{\mu n+\delta s})^{\frac{1}{1-\alpha}}}$$

باتوجه به رابطهٔ ذکرشده، به‌راحتی ممکن است نرخ بهینهٔ مخارج دولت به GDP (اندازه دولت) را از رابطهٔ زیر محاسبه کرد:

رابطه ۵
$$(\frac{g}{yn}) = \frac{1}{1+n(\frac{1-\mu-\delta\frac{s}{n}}{\mu n+\delta s})^{\frac{1}{1-\alpha}}}$$

از تحلیل‌های ایستای ذکرشده، دو نتیجهٔ اصلی به این شرح گرفته می‌شود:

الف. تأثیر افزایش جمعیت بر اندازهٔ دولت مبهم است. این اثرگذاری به عواملی مانند نرخ واقعی شهرنشینی وابسته است؛ برای مثال، در کشوری با جمعیت به طور کامل روستایی ($s=0$)، باتوجه به درجهٔ جانشینی بین کالای عمومی و خصوصی، سه نتیجه به دست می‌آید: اگر $\alpha<0$ باشد، افزایش جمعیت بر اندازهٔ دولت اثر منفی دارد؛ اگر $0<\alpha<1$ باشد، این اثر مثبت است؛ اگر $\alpha=0$ باشد اثری وجود ندارد. این نتایج تأییدکنندهٔ نتایج الگوی A&W است. با این حال برای $0<s<n$، نتایج به‌دست‌آمده پیچیده‌تر می‌شود و علاوه‌بر درجهٔ جانشینی (α)، به عوامل ترجیح‌ها یعنی μ و δ بستگی دارد.

ب. افزایش در نرخ شهرنشینی (یک افزایش در نسبت $\frac{s}{n}$) بدون ابهام است و به دولت بزرگ‌تر منجر می‌شود؛ یعنی: $\frac{\partial \frac{g}{yn}}{\partial s}>0$. باید توجه کرد حتی برای $\alpha=0$ (کشش جانشینی واحد) این اثر، مثبت باقی می‌ماند. برخلاف توضیح‌های بالا، دربارهٔ مبحث اندازهٔ جمعیت که اثر آن بر اندازه دولت به مقدار α وابسته بود (جتر و پارمتر، ۲۰۱۲: ۵).

به طور خلاصه، الگوی نظری که جتر و پارمتر (۲۰۱۲) ارائه کردند بین نرخ شهرنشینی و اندازهٔ دولت رابطه‌ای مثبت پیش‌بینی می‌کند؛ اما رابطهٔ بین اندازهٔ کلی جمعیت و اندازهٔ دولت به عواملی وابسته است که مشاهدهٔ آنها بسیار سخت است؛ مانند درجهٔ جانشینی یا ترجیح‌های بین کالای عمومی و خصوصی که ممکن است خاص یک کشور باشد. با این حال، برخلاف نتایج الگوی نظری این پژوهش که فرض‌های ساده‌ای دارد، بسیاری از مطالعه‌های تجربی، اثر شهرنشینی را بر اندازهٔ دولت منفی به دست آورده‌اند. بنابراین بررسی نوع اثرگذاری شهرنشینی بر اندازهٔ دولت، در هر نمونه‌ای به آزمون و بررسی تجربی احتیاج دارد؛

همچنین ممکن است از ترکیب آثار مثبت و منفی شهرنشینی بر اندازهٔ دولت، نوعی رابطهٔ غیرخطی بین این متغیرها به وجود آید که باید در مطالعه‌های تجربی مدنظر قرار گیرد.

مطالعه‌های تجربی

پترو[1] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای و با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری الگوی بیزی، تعیین‌کننده‌های قوی مخارج دولت را در ۸۹ کشور جهان طی سال‌های ۱۹۷۱تا۲۰۱۰م (داده‌ها به‌صورت میانگین ۵ ساله) بررسی کرده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد در بین متغیرهای جمعیتی، جمعیت کل کاهش‌دهندهٔ اندازهٔ دولت کل و مرکزی است؛ اما جمعیت بیش از ۶۵ سال و شهرنشینی بر اندازهٔ دولت کل و مرکزی اثر مثبت دارند.

جتر و پارمتر (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به‌دنبال یافتن پاسخی به این پرسش بودند: آیا شهرنشینی به‌معنای دولت بزرگ‌تر است؟ یافته‌های این پژوهش با استفاده از داده‌های ترکیبی ۱۷۵ کشور دنیا طی دورهٔ زمانی ۱۹۶۰تا۲۰۱۰ و به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی (OLS) نشان می‌دهد شهرنشینی بر مخارج دولت اثر مثبت و قوی داشته است؛ به گونه‌ای که ۱درصد افزایش در نرخ شهرنشینی، به طور متوسط مخارج عمومی را ۲درصد افزایش می‌دهد.

بناروچ و پاندی[2] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های ترکیبی ۹۶ کشور مختلف دنیا طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۰تا۲۰۰۰ نشان داده‌اند لگاریتم شهرنشینی بر مخارج مصرفی دولت اثر منفی، اما بی‌معنا، داشته است.

آلیسینا و واژیارگ (۱۹۹۸) با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی[3] (OLS) و داده‌های ترکیبی کشورهای مختلف دنیا طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۵تا۱۹۸۹ نشان داده‌اند بین متغیرهای جمعیتی، هر سه متغیر لگاریتم جمعیت کل و نرخ شهرنشینی و تراکم جمعیت بر نرخ مخارج مصرفی به تولید ناخالص داخلی (شاخص اندازه دولت) اثر منفی و معنادار داشته‌اند.

گل‌خندان (۱۳۹۵) در قالب الگویی خطی و با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری[4] (VECM) نشان داده است افزایش شهرنشینی باعث گسترش اندازهٔ دولت در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۸تا۱۳۹۳ شده است.

علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۵ب) با استفاده از رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی[5] (BACE)، طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۸تا۱۳۹۱، نشان داده‌اند متغیر شهرنشینی برخلاف متغیرهای اجتماعی جمعیت و بار تکفل، بر اندازهٔ دولت در ایران اثر قوی نداشته است.

گل‌خندان (۱۳۹۴) در مطالعهٔ کشورهای گروه دی‌هشت طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۵تا۲۰۱۱ و با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی با مسئلهٔ وابستگی مقطعی و روش به‌روزرسانی مکرر و به طور کامل تعدیل‌شده[6] (Cup-FM)، به این نتیجه رسیده است که اندازهٔ دولت از میزان شهرنشینی تأثیرپذیری منفی و معنادار دارد.

علیزاده و گل‌خندان (۱۳۹۳) با مطالعهٔ ۱۵ کشور درحال‌توسعه و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[7] (GMM)، به این نتیجه رسیده‌اند که تأثیرپذیری اندازهٔ دولت از میزان شهرنشینی منفی است.

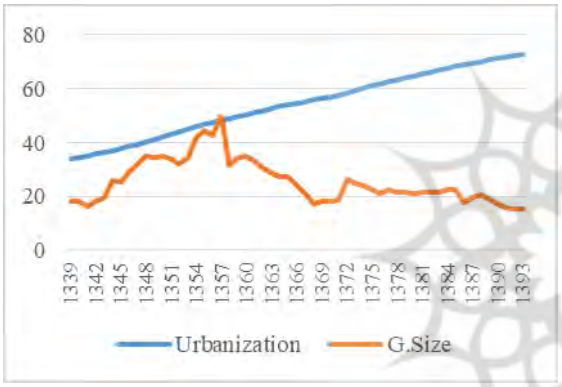
1. Petro
2. Benarroch & Pandey
3. Ordinary Least Square
4. Vector Error Correction Model
5. Bayesian Averaging of Classical Estimates Approach
6. Continuously-Updated and Fully-Modified
7. Generalized Method of Moment

نوبهار (۱۳۹۱) در بررسی عوامل مؤثر بر اندازهٔ واقعی دولت در اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۳تا۱۳۸۸ و با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL)، به این نتیجه رسیده است در بلندمدت، افزایش میزان شهرنشینی موجب افزایش رشد اندازهٔ دولت در کشور شده است.

با بررسی مطالعه‌های تجربی به این نتیجه می‌رسیم که تاکنون در زمینهٔ رابطهٔ شهرنشینی و مخارج بخش عمومی، مطالعه‌های داخلی و حتی خارجی معدودی انجام شده است که در بیشتر آنها بررسی این موضوع هدف اصلی نبوده است و به متغیر شهرنشینی در حکم متغیری کنترل نگریسته شده است؛ همچنین به‌منظور بررسی این رابطه، از الگوهای خطی استفاده کرده‌اند. در حالی که ممکن است از ترکیب آثار مثبت و منفی شهرنشینی بر گسترش مخارج عمومی، که در قسمت پیشین توضیح داده شد، رابطه‌ای غیرخطی پدید آید. بر این اساس در مطالعهٔ حاضر، تلاش می‌شود با به کارگیری الگوی رگرسیون انتقال ملایم[2] (STR)، ایرادهای موجود در مطالعه‌های پیشین تاحدود چشمگیری رفع شود و نتایج درخور اعتمادتری ارائه شود. الگوی STR استفاده‌شده در این مطالعه، درجایگاه برجسته‌ترین الگوی تغییر رژیمی،[3] شکل تابعی خاص و محدودکننده را بر رابطهٔ بین متغیرهای الگو تحمیل نمی‌کند؛ بلکه رابطهٔ غیرخطی محتمل بین متغیرها را با استفاده از تابع انتقال[4] و مبنای مشاهده‌های متغیر آستانه‌ای به شیوه‌ای پیوسته الگوسازی می‌کند (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۲).

روش پژوهش

در این مطالعه، باتوجه به در دسترس بودن داده‌ها، از آمار سالیانهٔ دورهٔ ۱۳۳۹تا۱۳۹۳ استفاده شده است. متغیرهای استفاده‌شده نیز شاخص اندازهٔ بخش عمومی (دولت)، نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی (G.Size) برحسب درصد و میزان شهرنشینی،[5] نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت برحسب درصد، است. منبع داده‌های آماری این متغیرها وب‌سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و وب‌سایت شاخص‌های توسعهٔ جهانی[6] (WDI) متعلق به بانک جهانی است.



شکل ۱- روند میزان شهرنشینی و اندازهٔ دولت در ایران (۱۳۳۹تا۱۳۹۳)

منبع: بانک مرکزی ج.ا.ا و WDI

شکل ۱ روند میزان شهرنشینی و اندازهٔ دولت را در ایران طی دورهٔ زمانی بررسی‌شده نشان می‌دهد. بررسی این شکل نشان می‌دهد در دورهٔ زمانی ۱۳۳۹تا۱۳۹۳، روند شهرنشینی در ایران با نرخ تاحدودی ثابت، به‌صورت صعودی بوده است. گفتنی است میزان شهرنشینی طی دورهٔ مطالعه‌شده با نرخ رشد متوسط ۱/۴۴درصدی از رقمی معادل ۳۳/۷۴درصد در سال ۱۳۳۹ به رقمی معادل ۷۲/۸۶درصد در سال ۱۳۹۳ رسیده است. این امر نشان‌دهندهٔ رشد چشمگیر

1. Auto regression Distributed Lag
2. Smooth Transition Regression
3. Regime-Switching
4. Transition Function
5. Degree of Urbanization
6. World Development Indicators

شهرنشینی در ایران طی دهه‌های گذشته است. همچنین، براساس شکل ۱ نتیجه می‌گیریم اندازهٔ دولت در اقتصاد ایران، برخلاف متغیر میزان شهرنشینی، طی دورهٔ بررسی‌شده نوسان‌های چشمگیری داشته است. به طور کلی باید گفت اندازهٔ دولت پس از روند افزایشی آن از ابتدای دورهٔ بررسی‌شده تا سال ۱۳۵۷، که در این سال متغیر اندازهٔ دولت با رقمی حدود ۵۰درصد بیشترین مقدار خود را طی دوره بررسی‌شده داشته، روندی کاهشی (نزولی) داشته و گاه در برخی سال‌ها روند ثابتی داشته است.

در این مطالعه، به‌منظور بررسی تأثیر غیرخطی شهرنشینی بر اندازهٔ بخش عمومی در ایران، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شده است. گفتنی است سه ویژگی اساسی الگوهای STR در مقایسه با الگوهای متعارف، باعث می‌شود موضوع پژوهش با دقت بیشتری بررسی شود. این سه ویژگی عبارت‌اند از: الف. نحوهٔ اثرگذاری شهرنشینی بر رشد مخارج بخش عمومی به وضعیت سیستم بستگی دارد و رابطهٔ بین آنها ممکن است ثابت نباشد و به رژیم و وضعیتی بستگی داشته باشد که اقتصاد در آن قرار دارد؛ ب. در الگوی STR تغییر در رژیم‌ها یا شکست‌های ساختاری به‌صورت درون‌زا با کمک الگو مشخص می‌شود؛ بنابراین به واردکردن متغیر موهومی یا بررسی جداگانهٔ شکست ساختاری نیازی نیست. ج. الگوی STR علاوه بر اینکه قابلیت مشخص کردن تعداد دفعه‌ها و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نیز نشان می‌دهد (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۱۸).

در الگوی STR، به طور الزامی تمام فرآیندها تغییرات شدید حول نقطهٔ آستانه ندارند و تغییرات در عوامل ممکن است به‌آرامی نیز صورت گیرد. در این الگوها، انتقال‌های بین رژیم‌های مختلف را تابع لاجستیک[1] یا تابع نمایی[2] تبیین می‌کند. بر این اساس و به پیروی از تراسورتا[3] (۲۰۰۴)، الگوی STR زیر برای بررسی اثرگذاری غیرخطی میزان شهرنشینی بر اندازهٔ بخش عمومی در ایران لحاظ شده است:

$$(G.Size)_t = \quad _t \quad (\quad _t).G(\ ,c,s_t) \quad u_t$$

رابطه ۶

که در آن G.Size اندازهٔ بخش عمومی، ω_t برداری از متغیرهای Urbanization (شهرنشینی) و مقادیر وقفه‌دار آن به انضمام مقادیر وقفه‌دار G.Size است.

$\varphi' = (\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_P)'$ بردار ضرایب قسمت خطی و $\theta' = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_P)'$ بردار ضرایب قسمت غیرخطی است. u_t جزء اخلال است که فرض‌شدهٔ شرط $u_t = \text{iid}(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. همچنین تابع G که تابعی لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک است به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد:

$$G(\gamma, c, s_t) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma \prod_{k=1}^{K} (s_t - c_k)\right\}\right)^{-1}, \gamma > 0$$

رابطه ۷

در این تابع، s نشان‌دهندهٔ متغیر انتقال، γ عامل سرعت انتقال و c نشان‌دهندهٔ حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم است. عامل K نیز تعداد دفعه‌های تغییر رژیم را نشان می‌دهد. به‌منظور بررسی ویژگی‌های الگوی LSTR، مطابق روش ون‌دیک[4] (۱۹۹۹)، فرض می‌کنیم متغیر وابسته y تنها تابعی از مقادیر وقفه‌دار خود باشد. در این صورت با فرض یک تابع انتقال دو رژیمی داریم:

1. Logistic Function
2. Exponential Function
3. Terasvirta
4. Van Dijk

$$y_t = (\theta_0 + \theta_1 y_{t-1} + \cdots + \theta_p y_{t-P}) + (\varphi_0 + \varphi_1 y_{t-1} + \cdots + \varphi_P y_{t-P}) G(\gamma, c, s_t) + u_t \quad \text{رابطه ۸}$$

Where:

$$G(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}}$$

این الگو، الگوی LSTR دو رژیمی نامیده می‌شود که عامل مکان، یعنی c، نقطه‌ای مابین دو رژیم حدی $G(\gamma, c, s_t) = 0$ و $G(\gamma, c, s_t) = 1$ را نشان می‌دهد که $G(\gamma, c, s_t) = 0.5$ است. γ نشان‌دهندهٔ سرعت انتقال بین رژیم‌هاست و مقادیر بیشتر γ بیان‌کنندهٔ تغییر سریع‌تر رژیم است. با $\gamma = 1$، انتقال بین دو رژیم به‌آرامی صورت می‌گیرد و با افزایش مقادیر آن به ۲/۵، ۵ و ۲۵ سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر سریع‌تر می‌شود. هنگامی که $\gamma \to \infty$ و $s_t > c$، آنگاه $G = 1$ است و زمانی که $s_t < c$ است، $G = 0$ خواهد بود؛ بنابراین رابطه ۷ به الگوی آستانه‌ای[1] (TR) تبدیل می‌شود. هنگامی که $\gamma \to 0$، رابطهٔ ۷ به الگوی رگرسیون خطی تبدیل می‌شود.

به‌طور کلی برآورد الگوی STR سه گام اساسی دارد:

گام نخست تشخیص الگوست. شروع این گام با تنظیم الگوی خطی AR است که در حکم نقطهٔ شروع، برای تحلیل استفاده می‌شود. ادامهٔ این گام شامل آزمون وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها، انتخاب s_t و تصمیم‌گیری دربارهٔ تعداد دفعه‌های تغییر رژیم است. در این مرحله به‌منظور بررسی وجود رابطهٔ غیرخطی از نوع LSTR و تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم‌ها، رگرسیون تقریبی زیر براساس بسط تیلور تابع انتقال رابطه ۸ به‌کار برده می‌شود:

$$(G.Size)_t = \beta'_0 \omega_t + \sum_{j=1}^{3} \beta'_0 \tilde{\omega}_t s^j{}_t \quad \text{رابطه ۹}$$

که در آن $\omega_t = (1, \tilde{\omega}_t)'$ است. اگر s_t قسمتی از ω_t نباشد، خواهیم داشت:

$$(G.Size)_t = \beta'_0 \omega_t + \sum_{j=1}^{3} \beta'_0 \omega_t s^j{}_t \quad \text{رابطه ۱۰}$$

فرضیهٔ صفر خطی‌بودن الگو به‌صورت: $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ است که آماره آزمون استفاده‌شده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F است. پس از آنکه فرضیهٔ خطی‌بودن رابطه بین متغیرها رد شد باید برای تشخیص نوع الگوی غیرخطی، سلسله آزمون‌های زیر روی الگوی کمکی رابطه ۹ انجام گیرد:

1. $H_{04}: \beta_3 = 0$
2. $H_{03}: \beta_2 = 0 \,|\, \beta_3 = 0$
3. $H_{02}: \beta_1 = 0 \,|\, \beta_2 = \beta_3 = 0$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر فوق به‌ترتیب با F_4، F_3 و F_2 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03}، الگوی LSTR2 (الگوی LSTR با دو بار تغییر رژیم) یا ESTR (الگوی انتقال رژیم‌نمایی) تأیید می‌شود که با آزمودن فرضیهٔ صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های H_{04} و H_{02} الگوی LSTR1 (الگوی LSTR با یک بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

گام دوم در تخمین الگوی STR، شامل یافتن مقادیر مناسب نخستین برای تخمین غیرخطی و تخمین الگو با استفاده از الگوریتم نیوتن‌رافسون[2] و روش حداکثر درست‌نمایی است. مرحلهٔ آخر برآورد الگوی STR، ارزیابی الگوست. این مرحله به طور معمول شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظیر نداشتن خطاهای خودهمبستگی، ثابت‌بودن عوامل بین رژیم‌های مختلف و نداشتن رابطهٔ غیرخطی باقیمانده در پسماندهاست (جعفری‌صمیمی و همکاران،

1. Threshold Regression

2. Newton-Raphson

۱۳۹۲:۱۲۲و۱۲۳). شایان ذکر است به‌منظور برآورد الگو و تجزیه‌وتحلیل‌های آماری نیز از نرم‌افزارهای JMALTI و EVIEWS استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

پیش از برآورد الگو به روش STR، باید درجهٔ مانایی متغیرها تعیین و وجود هم‌انباشتگی[1] (رابطهٔ بلندمدت) بین آنها اثبات شود. در این مطالعه به‌منظور تعیین درجهٔ مانایی متغیرها از آزمون‌های دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF)، فیلیس‌پرون[3] (PP) و الیوت، روتنبرگ و استوک[4] (ERS) استفاده شده است استفاده شده است. در این آزمون‌ها فرضیهٔ صفر نشان‌دهندهٔ نامانایی متغیر (وجود ریشهٔ واحد) و فرضیهٔ مقابل نشان‌دهندهٔ مانایی متغیر (نداشتن ریشهٔ واحد) است.

نتایج این آزمون‌ها در جدول ۱ آمده است. براساس این نتایج، سطوح احتمال محاسبه‌شده در آزمون‌های ADF و PP و مقدار آماره t در آزمون ERS، هر دو متغیر اندازهٔ بخش عمومی و شهرنشینی در سطح ۵درصد نامانا بوده‌اند؛ اما پس از یک بار تفاضل‌گیری، به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین متغیرها درجهٔ مانایی از مرتبهٔ یک، یعنی I(1)، دارند.

باتوجه به نامانایی متغیرها، برای بررسی وجود یا نبود رابطهٔ بلندمدت بین آنها، از روش هم‌انباشتگی یوهانسن[5] استفاده شده است. این روش با استفاده از دو آماره، یعنی آزمون حداکثر مقادیر ویژه[6] و آزمون اثر،[7] وجود رابطهٔ بلندمدت و تعداد روابط بلندمدت را باتوجه به طول وقفه بهینه مشخص می‌کند. نتایج حاصل از این دو آزمون، برای تعیین تعداد روابط بلندمدت (r)، در جدول ۲ ارائه شده است. بر این اساس، وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای اندازهٔ بخش عمومی و شهرنشینی پذیرفته می‌شود؛ زیرا سطوح احتمال به‌دست‌آمده در هر دو آزمونِ حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر نشان می‌دهد بین متغیرهای مذکور یک بردار هم‌انباشتگی وجود دارد.

پس از اثبات وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها، الگو را به روش STR تخمین می‌زنیم. نخستین گام در برآورد هر الگوی STR، تعیین وقفه‌های متغیرهای استفاده‌شده در الگوست. این کار با استفاده از معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان‌کوئین انجام می‌شود. باتوجه به تعداد مشاهده‌های کم، معیار شوارتز که از اصل «صرفه‌جویی» پیروی می‌کند و برای این تعداد داده مناسب است، در حکم ملاک تعیین وقفه بهینه در نظر گرفته شده است که بر اساس این معیار، وقفه بهینه برای متغیرهای اندازهٔ بخش عمومی و میزان شهرنشینی به‌ترتیب اعداد ۱ و ۲ تعیین می‌شود.

در گام بعدی، وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها آزموده می‌شود و در صورت تأیید وجود رابطهٔ غیرخطی، باید از بین متغیرهای استفاده‌شده در الگو، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی براساس آماره‌های آزمون F، F_2، F_3 و F_4 تعیین شود. نتایج برآورد این مرحله از پژوهش در قالب جدول‌های ۳ و ۴ ارائه شده است. باتوجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش‌شده در جدول ۳، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر خطی‌بودن الگو برای تمام متغیرها، به جز وقفه نخست تولید ناخالص داخلی سرانه و وقفه سوم شهرنشینی، رد می‌شود و فرض وجود رابطهٔ غیرخطی برای این متغیرها پذیرفته می‌شود. گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکنه برای

1. Co-Integration
3. Augmented Dickey Fuller
3. Philips and Peron
4. Elliot, Rothenberg & Stock
5. Johanson
6. Maximal Eigenvalue Test
7. Trace Test

الگـوی غیرخطـی اسـت. بـرای انتخـاب متغیـر انتقـال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ کرد؛ امـا اولویـت بـا متغیر انتقالی است که فرضیهٔ صفر آزمون F آن بـه طـور قوی‌تری رد شده باشد. بر این اساس مناسب‌تـرین متغیـر انتقال، باتوجه به جدول ۳، وقفه نخست متغیر شهرنشـینی (Urbanization)(t-1) تعیین می‌شود.

جدول ۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	نام آزمون			درجه مانایی
	ADF(Prob)	PP(Prob)	ERS(t-Statistic)	
G.Size	۰/۰۸۱۶	۰/۰۶۱۵	-۲/۹۵۴	I(1)
Δ(G.Size)	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	-۵/۲۹۸۳	
Urbanization	۰/۶۵۵۲	۰/۶۹۰۸	-۱/۴۰۵۲	I(1)
Δ(Urbanization)	۰/۰۳۵۶	۰/۰۳۸۱	-۳/۵۵۲۸	

* وقفه انتخابی برای آماره آزمون‌ها توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و علامت ، به تفاضل اشاره دارد.

* مقادیر بحرانی آزمون ERS در سطوح ۱، ۵ و ۱۰درصد به‌ترتیب عبارت‌اند از: ۳/۷۷- و ۳/۱۹- و ۲/۸۹-.

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن

آزمون حداکثر مقدار ویژه			آزمون اثر		
H_0	H_1	سطح احتمال آماره آزمون	H_0	H_1	سطح احتمال آماره آزمون
r=0	r=1	۰/۰۰۰۰	r=0	r≥1	۰/۰۰۵۴
r≤1	r=2	۰/۵۵۲۸	r≤1	r≥2	۰/۵۵۲۸

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۳- نوع الگو و انتخاب متغیر انتقال

الگوی پیشنهادی	ارزش احتمال آماره F	متغیر
Linear	۰/۳۵۵	(G.Size)(t-1)
Linear	۰/۱۸۱	(Urbanization)(t)
LSTR	۰/۰۰۰	(Urbanization)(t-1)
LSTR	۰/۰۰۱	(Urbanization)(t-2)

منبع: محاسبات پژوهش

انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال وقفه نخست شهرنشینی، باتوجه به آماره‌های F_2، F_3 و F_4، گام بعـدی در تخمین الگوست. باتوجه نتایج گزارش‌شده در جدول ۴ و توضـیح‌هـای ارائـه‌شـده در روش پـژوهش، الگـوی پیشنهادی مناسـب بـرای متغیـر انتقـال (Urbanization) (t-1) الگوی LSTR1، یعنی الگوی لاجستیک بـا یـک نقطهٔ آسـتانه‌ای انتخـاب مـی‌شـود؛ زیـرا ارزش احتمـال آماره‌های F_2 و F_4 از ۵درصد کمتر است.

جدول ٤- نوع الگوی متغیر انتقال

الگوی پیشنهادی	ارزش احتمال آماره F_2	ارزش احتمال آماره F_3	ارزش احتمال آماره F_4	متغیر انتقال
LSTR1	۰/۰۰۱	۰/۲۸۴	۰/۰۰۸	(Urbanization)(t-1)

منبع: محاسبات پژوهش

مرحلهٔ دوم در الگوسازی هر الگوی STR، مرحلهٔ تخمین است. باتوجه به ماهیت غیرخطی این الگوها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب نخستین برای تخمین الگو شروع می‌شود. با استفاده از این مقادیر نخستین، الگوی نیوتن‌رافسون و حداکثرسازی تابع ML، عوامل برآورد می‌شوند که نتایج در قالب جدول ۵ گزارش شده‌اند. براساس سطوح احتمال ضرایب تخمینی ارائه‌شده در این جدول، تمام ضرایب تخمینی در سطح اطمینان ۹۵درصد معنادار و پذیرفتنی است.

جدول ۵- نتایج تخمین الگو

متغیر	ضریب تخمینی بخش خطی	ضریب تخمینی بخش غیرخطی
CONST	۱/۲۸ (۰/۰۰)	۰/۴۵ (۰/۰۱)
(G.Size)(t-1)	۰/۸۱ (۰/۰۰)	−۰/۰۸ (۰/۰۰)
(Urbanization)(t)	−۰/۰۸ (۰/۰۲)	۰/۲۲ (۰/۰۰)
(Urbanization)(t-1)	−۰/۰۴ (۰/۰۴)	−۰/۰۱ (۰/۰۲)
(Urbanization)(t-2)	۰/۰۱ (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۱)
R^2=۰/۷۱	AIC=−۷/۲۵	SC=−۵/۹۶
HQ=−۶/۵۵	γ =۱/۶۴	c=۵۵/۲۸

* اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطوح احتمال‌اند.

منبع: محاسبات پژوهش

مقادیر نهایی تخمین‌زده‌شده برای عوامل یکنواختی (γ)، ۱/۶۴ و برای مقدار آستانه‌ای میزان شهرنشینی، یعنی c، ۵۵/۲۸درصد است؛ بنابراین تابع انتقال به‌صورت زیر خواهد بود:

$$G(1.64, 55.28, (Urbanization)_{t-1}) = (1+\exp\{-1.64((Urbanization)_{t-1}-55.28)\})^{-1}$$

باتوجه به نکته‌های اشاره‌شده در بخش روش‌شناسی پژوهش، در رژیم نخست $G=0$ و در رژیم دوم $G=1$ است؛ بنابراین برای رژیم نخست داریم:

$$(G.Size)_t=1.28+0.81(G.Size)_{t-1}-0.08(Urbanization))_t-0.04(Urbanization))_{t-1}+0.01(Urbanization))_{t-2}$$

و برای رژیم دوم، که حاصل جمع ضرایب تخمینی بخش خطی و غیرخطی است، خواهیم داشت:

$$(G.Size)_t=1.73+0.73(G.Size)_{t-1}+0.14(Urbanization))_t-0.05(Urbanization))_{t-1}+0.07(Urbanization))_{t-2}$$

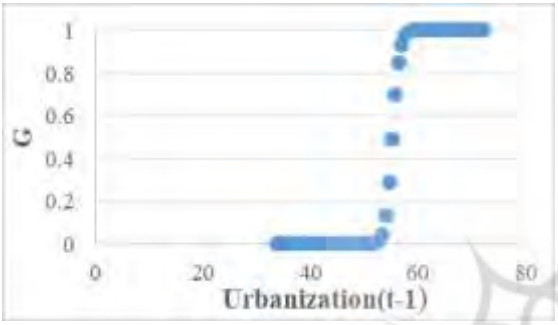
براساس معادله‌های رگرسیون برآوردشده و باتوجه به اینکه مجموع ضرایب متغیر شهرنشینی در رژیم نخست و دوم به‌ترتیب با ۰/۱۱− و ۰/۱۶ برابر است، چنین استنباط می‌شود که با افزایش یک‌درصدی در میزان شهرنشینی در ایران تا سطح آستانهٔ ۵۵/۲۸درصد، طی دورهٔ بررسی‌شده، نخست اندازهٔ بخش عمومی

(دولت) به‌علت ظهور آثار مثبت شهرنشینی، یعنی پیامدهای خارجی مثبت و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در تولید کالاهای عمومی با متمرکزکردن جمعیت، حدود ۰/۱۱درصد کاهش یافته است.

اما در رژیم دوم هنگامی که مقدار متغیر میزان شهرنشینی بیش از مقدار آستانه‌ای یعنی ۵۵/۲۸درصد بوده است، با افزایش یک‌درصدی در میزان شهرنشینی در ایران طی دورهٔ بررسی‌شده، اندازهٔ بخش عمومی (دولت) به‌علت ظهور آثار منفی شهرنشینی همچون پدیدهٔ ازدحام خارجی و بعضی پیامدهای خارجی منفی مانند آلودگی‌های زیست‌محیطی، افزایش برخوردهای اجتماعی، افزایش جرم‌وجنایت و ایجاد زیرساخت‌های شهری، حدود ۰/۱۶درصد افزایش داشته است. بنابراین باید گفت فرضیه اثرگذاری U شکل شهرنشینی بر اندازهٔ بخش عمومی در ایران تأیید می‌شود.

باتوجه به اینکه طی حدود دو دههٔ گذشته میزان شهرنشینی در ایران از سطح آستانه‌ای آن، یعنی مقدار ۵۵/۲۸درصد، فراتر رفته است می‌توان گفت اقتصاد ایران در رژیم دوم واقع شده است و روند کنونی شهرنشینی در آن، گسترش مخارج بخش عمومی را موجب می‌شود.

مرحلهٔ سوم و به‌عبارتی مرحلهٔ پس از تخمین الگو، مرحلهٔ ارزیابی الگوست. این قسمت را با تحلیل گرافیکی آغاز می‌کنیم. باتوجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در شکل ۲، می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآوردشده ملاحظه کرد. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد و براساس توضیح‌های ارائه‌شده در قسمت روش پژوهش، باید گفت زمانی‌که میزان شهرنشینی به سطح آستانه ۵۵/۲۸درصد می‌رسد، محل وقوع تغییر رژیم: G=0.5 از رژیم نخست که حالت حدی آن G=0 است به رژیم دوم که حالت حدی آن G=1 است، به‌آرامی منتقل می‌شویم.



شکل ۲- نمودار تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم

منبع: یافته‌های پژوهش

در مرحلهٔ ارزیابی، علاوه‌بر تحلیل گرافیکی، خطاهای احتمالی در مرحلهٔ تخمین نیز بررسی می‌شود. نخستین آزمون بررسی‌شده، آزمون وجودنداشتن خطای خودهمبستگی است. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت این آزمون در جدول ۶ آمده است که بر اساس آن، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر وجودنداشتن خودهمبستگی در سطح اطمینان مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود.

جدول ٦. ارزش احتمال آزمون F برای وقفه‌های مختلف

وقفه	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸
احتمال	۰/۳۱	۰/۵۸	۰/۶۶	۰/۸۲	۰/۲۹	۰/۳۶	۰/۳۲	۰/٤۸

منبع: محاسبات پژوهش

دومین آزمون بررسی‌شده، آزمون باقی‌نماندن رابطهٔ غیرخطی در پسماندهای الگوست. باتوجه به ارزش احتمال آزمون F برآوردشده (۰/۷۲)، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی‌بر وجودنداشتن رابطهٔ غیرخطی اضافی، در

سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود. بنابراین الگو به طور کلی موفق شده است رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

آزمون بررسی‌شدهٔ دیگر به ثابت‌بودن عوامل در رژیم‌های مختلف مربوط است. ارزش احتمال آماره F این آزمون ۰/۰۰۵ برآورد شده است که بر اساس آن، فرضیه صفر این آزمون مبنی‌بر یکسان‌بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۹درصد رد می‌شود. از آزمون‌های دیگر که خطاهای احتمالی در مرحلهٔ تخمین الگوی STR را بررسی می‌کنند باید به آزمون‌های ARCH-LM و Jarque-Bera اشاره کرد که به‌ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال‌نبودن باقی‌مانده‌ها به کار برده می‌شوند. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۷ ارائه شده است.

براساس ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2، فرضیهٔ صفر آزمون ARCH-LM مبنی‌بر وجودنداشتن ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیونی (ARCH)، در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود؛ همچنین براساس ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر نرمال‌بودن پسماندها در سطح اطمینان مناسبی رد نمی‌شود.

جدول ۷- ارزش احتمال آزمون‌های ARCH-LM و Jarque-Bera

آزمون	ارزش احتمال آماره	
	χ^2	F
ARCH-LM	۰/۵۲	۰/۷۸
Jarque-Bera	۰/۷۵	–

منبع: محاسبات پژوهش

به‌طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی الگو، الگوی غیرخطی تخمین‌زده‌شده از نظر کیفی پذیرفتنی ارزیابی و تحلیل می‌شود.

نتیجه‌گیری

مطالعهٔ حاضر در راستای بررسی رابطهٔ غیرخطی و تناقض در نتایج مطالعه‌های پیشینِ صورت‌گرفته دربارهٔ رابطهٔ بین گسترش شهرنشینی و اندازهٔ بخش عمومی، از کاراترین رویکردهای اقتصادسنجی غیرخطی به نام الگوی STR استفاده کرد؛ سپس نحوهٔ تأثیرگذاری شهرنشینی بر گسترش مخارج بخش عمومی را در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۳۹تا۱۳۹۳ برآورد کرد.

نتایج به‌دست‌آمده بر وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرهای مطالعه‌شده دلالت می‌کند و آزمون‌های اقتصادسنجی لازم، برای توضیح رفتار غیرخطی بین متغیرها، لحاظ وقفه نخست متغیر شهرنشینی را در حکم تابع انتقال و حد آستانه‌ای را که بیان‌کننده الگوی دو رژیمی است پیشنهاد کرده است. در الگوی STR نهایی، عامل شیب ۶۴درصد برآورد شده است. مکان وقوع تغییر رژیم یا حد آستانه‌ای شهرنشینی (سطح بهینه) نیز ۵۵/۲۸درصد برآورد شده است. نتایج مربوط به برآورد ضرایب متغیرهای لحاظ‌شده در الگو نیز نشان می‌دهند شهرنشینی در رژیم نخست بر اندازهٔ بخش عمومی تأثیر منفی داشته که با عبور از حد آستانه‌ای و واردشدن به رژیم دوم، این اثرگذاری مثبت شده است. این نتیجه بیان‌کنندهٔ تأثیر نامتقارن شهرنشینی بر اندازهٔ بخش عمومی و تأییدِ فرضیهٔ منحنی U شکل، بین شهرنشینی و اندازهٔ بخش عمومی در ایران است.

باتوجه به نتایج این پژوهش مبنی‌بر فراتررفتن سطح شهرنشینی از حد بهینه آن و قرارگرفتن اقتصاد ایران در رژیم دوم، باید گفت روند فعلی شهرنشینی در ایران، افزایش مخارج بخش عمومی را باعث خواهد شد. شهرنشینی در کشور ما چند ویژگی عمده دارد؛ مانند شتابان‌بودن، دارای توزیع بسیار ناموازن و تمرکزگرایانه، برون‌زابودن و در چند دهه اخیر در

ارتباط مستقیم با فروپاشی اقتصاد کشاورزی و روستایی بوده است. این عوامل سبب بروز پدیدهٔ ازدحام خارجی و بعضی پیامدهای خارجی منفی مانند آلودگی‌های زیست‌محیطی، افزایش برخوردهای اجتماعی، افزایش جرم‌وجنایت، ایجاد زیرساخت‌های شهری، بیکاری پنهان، ترافیک و... شده است.

نظر به اینکه این پیامدها راه‌حل خصوصی و غیردولتی ندارند، به مداخله بیشتر دولت و درنهایت، افزایش اندازهٔ بخش عمومی منجر شده‌اند. بنابراین به‌منظور دستیابی به بخش عمومی کوچک‌تر، باتوجه به این موضوع که اندازهٔ دولت در ایران از حد بهینه آن فراتر رفته است، باید سیاست‌گذاری‌های لازم برای کنترل و کاهش شهرنشینی در کشور صورت پذیرد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود با شناسایی عوامل مهاجرت جمعیت به شهرها و به‌خصوص کلان‌شهرها و تلاش برای بهبود آنها، از مهاجرت افراد به شهرها جلوگیری شود تا با توزیع متعادل‌تر جمعیت در مناطق مختلف جغرافیایی کشور و استفاده کاراتر از منابع و امکانات بالقوهٔ هر منطقه، مخارج بخش عمومی کشور کاهش یابد.

منابع

جعفری صمیمی، احمد، منتظری شورکچالی، جلال و موسی تاتار (۱۳۹۲)، "امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران، مدل رگرسیون انتقال ملایم،" ***فصلنامه رشد و توسعه اقتصادی***، ش۱۳، ص ۱۱۷تا۱۲۸.

شکیبایی، علی‌رضا، احمدی‌نژاد، محمدرضا، کمال‌الدینی، زهرا و طالقانی، فاطمه (۱۳۹۴). "تأثیر شهرنشینی و سرریزهای آن بر توزیع درآمد استان‌های ایران با رهیافت اقتصادسنجی فضایی،" ***فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد***، ش۳، ص۱تا۲۶.

علیزاده، محمد و گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). "آزمون فرضیه لویاتان برای کشورهای منتخب درحال‌توسعه،" ***دو فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای***، س۲۱، ش۸، ص۵۰تا۸۰.

---------- (۱۳۹۵الف). "تعیین‌کننده‌های قوی اندازه بخش عمومی تحت نااطمینانی: مطالعه کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزی)،" ***فصلنامه اقتصاد مقداری***، س۵، ش۱۹، ص۱۲۷تا۱۶۲.

---------- (۱۳۹۵ب). "تعیین‌کننده‌های قوی اندازه بخش عمومی در ایران: رویکرد متوسط‌گیری بیزی برآوردهای کلاسیکی (BACE)،" ***فصلنامه مطالعات کاربردی اقتصاد ایران***، س۱۳، ش۴، ۱تا۲۸.

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴). "جهانی‌شدن و اندازه دولت: آزمون فرضیه رودریک،" ***فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان***، س۳، ش۱۰، ص۳۹تا۶۲.

---------- (۱۳۹۵). "جهانی‌شدن و اندازه دولت در ایران: با معرفی شاخص جدید جهانی‌شدن KOF،" ***مجله اقتصادی***، ش۱۱و۱۲، ص۵تا۳۸.

مداح، مجید، جیحون‌تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). "توهّم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران،" ***مجله تحقیقات اقتصادی***، ش۴، ص۷۲۹تا۷۵۰.

مولایی، محمد و گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۲)."رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد آزمون باند و علیت تودا و یاماموتو،" ***فصلنامه راهبرد اقتصادی***، س۲، ش۷، ص۱۰۷تا۱۳۰.

نوبهار، حمیدرضا (۱۳۹۱). ***بررسی عوامل مؤثر بر اندازه واقعی دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی مطالعه موردی اقتصاد ایران***، رساله کارشناسی‌ارشد، دانشگاه تبریز، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی.

Alesina A. and Wacziarg, R. (1998). "Openness, Country Size and Government", ***Journal of Public Economics***, 69(3), 305-321.

Baumol, W. (1967). "Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis", ***American Economic Review***, 57, 415-426.

Benarroch, M. and Pandey, M. (2008). "Trade openness and government size", ***Economics Letters***, 101, 157-159.

Gupta, K. (2000). "An Inquiry in to Determinants of Size in Developing Countries and Related Issues of Socioeconomic Development", State University New York at Stony Brook.

Jetter, M. and Parmeter, C. F. (2012). "Country Size and Government Size: A Reassessment", ***Working Paper***, 1-33.

Jetter, M. and Parmeter, C. F. (2013). "Does Urbanization Mean Bigger Governments? " http://repository.eafit.edu.co/bitstream/10784/744/1/2013_11_Michael_Jetter.pdf, 1-22.

Kueh, J. S. H., Chin-Hong, P. and Chiew-Meu, W. (2008). "Bounds Estimation for Trade Openness and Government Expenditure Nexus of ASEAN-4 Countries", MPRA Paper 12351. University Library of Munich, Germany, 1-7.

Musgrave, R. A. (1969). Fiscal System, New Haven and London: Yale University Press.

Peacock, A. T. and Scott, A. (2000). "The Curious Attraction of Wagner s oow", ***Public Choice***, 102(2), 1-17.

Peacock, A. T. and Wiseman, J. (1961). "The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom", Princeton: Princeton University Press.

Petro, K. (2015). "Robust Determinants of Government Expenditures: a Model Averaging Approach", Department of Economics, University of Cyprus, 1-27.

Rostow, W. W. (1960). "The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto", Cambridge: Cambridge University Press, 4˚16.

Shakoor, S. & Zakaria, M. (2011). "Relationship between Government Size and Trade Openness: Evidence from Pakistan", *Transmit Stud Rev*, 18, 328-341.

Terasvirta, T. (2004). "Smooth transition regression modeling", in H. L¨utkepohl and M. Kratzig (Eds), ***Applied Time Series Econometrics***, Cambridge University Press, Cambridge, 17, 507-552

Van Dijk, D. (1999). ***Smooth transition models: extensions and outlier robust inference***, PhD Thesis, Erasmus University Rotterdam.