روند تغییرات نابرابری‌های اقتصادی-اجتماعی در مناطق شهری و روستایی ایران (۲۰۰۶-۱۹۶۶)

مصطفی سلیمی‌فر *
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
روح اله نوروزی
دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی

چکیده

در بخش نخست مقاله، زمینه‌های عمده شکاف در برخورداری‌های شهری- روستایی در سه محور نابرابری‌های آموزشی، بهداشتی و ناهمگونی در شرایط زندگی با استفاده از شاخص سوفر برای دوره زمانی ۲۰۰۶- ۱۹۶۶ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که در دوره (۱۹۷۶- ۱۹۶۶) نابرابری‌های شهری- روستایی افزایش یافته، اما در دوره بعد (۲۰۰۶-۱۹۷۶) شکاف شهر و روستا در اغلب زمینه‌های مذکور به نحو قابل ملاحظه‌ای کاهش پیدا کرده است. در بخش دوم، عوامل تاثیرگذار بر نابرابری‌های درآمد شهری- روستایی (به عنوان مهمترین عامل در تعمیق شکاف نابرابری‌های شهری- روستایی) با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالیانه در دوره زمانی ۲۰۰۶- ۱۹۶۳ در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که توسعه صنعتی و رشد شهرنشینی، نابرابری درآمد شهرنشینان و روستاییان را افزایش می‌دهد. بهبود بهره‌وری بخش کشاورزی و بهبود فناوری، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. همچنین سیاست‌های بعد از انقلاب اسلامی موجبات کاهش نابرابری درآمدی را فراهم آورده است.

کلیدواژگان: نابرابری‌های شهری-روستایی، شاخص سوفر، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL : C۲۲ ،R۱۱،R۱۲،R۱۳،R۲۳،R۲۸

---

* (نویسندهٔ مسئول) mostafa@ferdowsi.um.ac.ir

تاریخ دریافت:۸۶/۱۱/۳ تاریخ پذیرش:۸۷/۵/۱۴

A Changing Trend of Socio-Economic Inequalities in Rural and Urban Areas in Iran (۱۹۶۶-۲۰۰۶)

Mostafa Salimifar
Associate Professor in Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Roh Alah. Noroozi
MA. in Economics

The purpose of this article is to compare the situation of Iran's rural-urban divergences during the period of ۱۹۶۶-۲۰۰۶. In order to do this, several inequality indicators such as Sophere's index (SI) and Gini coefficient have been employed. Moreover, an autoregressive distributed lag (ARDL) model has been estimated. Obtained results revealed that, urban and rural areas experienced two different periods in this regard. In the first period (۱۹۶۶-۱۹۷۶) city and countryside tended to diverge, so that the socio-economic conditions of the residents in these areas were completely distinguishable from each others. In the second period (۱۹۷۶-۲۰۰۶), which coincided with the upheaval of the Islamic Revolution, rural-urban disparities clearly exhibited a decreasing trend in terms of the majority of the selected indicators. Findings from the estimated model indicate that industrialization and urbanization of the country caused diverging the two areas. Meanwhile, agricultural growth and the Islamic Revolution contributed converging rural and urban areas. At least, two strategic policies affected to faster improvement in the socio-economic conditions of rural residents than that of urban residents; the first one was the emphasis of the state on the pivotal role of agriculture activities in the economic development plans of the country. The second one was pursuing social justice policies by the state throughout the post-revolutionary period. Meanwhile, there is a notable gap between these two areas from the point of view of socio-economic satisfaction.

Keywords: Rural-Urban Inequalities, Sopher's Index, Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL), Iran Economy.

JEL: R۲۸, R۲۳, R۱۳, R۱۲, R۱۱, C۲۲

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

هر چند بر اساس عقاید کینز، دخالت دولت در امور اقتصادی پذیرفته شد، ولی غلبه تفکر رشدسالاری در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ و پس از آن، مانع از توجه سیاستگذاران و اقتصادانان به رشد متعادل مناطق شد. وجود همین تفکر موجب تمرکز دولت‌ها بر بخش‌هایی از اقتصاد شد که

از توان بیشتری برای کسب نرخ رشد اقتصادی برخوردارند. از آنجا که تصور می‌شد صنعت از توانایی بیشتری برای نیل به این هدف برخوردار است، کشاورزی (و در نتیجه روستاها) عمدتاً به نفع صنعت (که عمدتاً در شهرها مستقر هستند) مورد غفلت قرار گرفت. به طوری که شواهد تجربی نشان‌دهنده آن است که رشد اقتصادی در برخی از کشورها از جمله: چین، هند و آمریکای لاتین با افزایش نابرابری بین مناطق روستایی- شهری همراه بوده است.

در ایران بخش کشاورزی ۵۵/۱ درصد اشتغال و۲۵/۴ درصد از تولید ناخالص داخلی بدون نفت را در سال ۱۹۶۲ تشکیل می‌داد. اما اصلاحات اقتصادی در سال ۱۹۶۳ که به شکل اصلاحات ارضی در بخش کشاورزی و راهبرد صنعتی‌شدن شکل گرفت، نه تنها موجب توسعه صنعتی کشور نشد، بلکه رکود کشاورزی و انزوای اجتماعی جامعه روستایی را نیز به همراه داشت. به گونه‌ای که سهم بخش کشاورزی از اشتغال به ۳۲/۲ درصد و از تولید ناخالص داخلی بدون نفت به ۱۰/۷ درصد در سال ۱۹۷۶ کاهش یافت. اما در دوره بعد از انقلاب، این نسبت‌ها به ترتیب به ۲۳/۵ درصد و ۱۵/۶ درصد در سال ۲۰۰۵ افزایش یافت. این پدیده با رشد شهرنشینی و مهاجرت از روستا به شهر همراه بود، به طوری که در طی دهه ۷۶- ۱۹۶۶ سهم جمعیت شهری از ۳۸ به ۴۷ درصد کل جمعیت رسید. انقلاب نیز موجب رشد شهرنشینی شد و در نتیجه نسبت مذکور به ۶۸/۴۶ درصد در سال ۲۰۰۶ رسید.

از نظر تاریخی، صنعتی‌شدن در کشورهای غربی با افزایش تقاضای نیروی کار در بخش صنعت از یک سو و بروز پدیده مازاد عرضه نیروی کار در بخش کشاورزی از دیگر سو همراه بود که در نتیجه جذب نیروی کار مازاد بخش کشاورزی در فعالیت‌های صنعتی و بنابراین، روند ملایم مهاجرت از روستا به شهر در آن کشورها اتفاق افتاد. در حالی که در کشورهای درحال توسعه، مهاجرت از روستا به شهر در پاسخ به افزایش تقاضای نیروی کار در شهرها و یا توسعه بخش صنعت نبود، بلکه تحت تاثیر کاهش بهره‌وری ناشی از قانون بازده نزولی در بخش کشاورزی، درآمد پایین روستاییان (کشاورزان)، شکاف عمیق درآمدی و تفاوت بهره‌مندی از تسهیلات زندگی در شهر و روستا بود. مهاجرت‌های وسیع از روستا به شهر و پیدایش شهرهای با تراکم بالای جمعیتی (و متعاقب آن بروز پدیده حاشیه‌نشینی و ناهنجاری‌های اجتماعی- سیاسی) از جمله نتایج نابرابری‌های مذکور بودند. بنابراین تلاش جهت کاهش نابرابری‌های شهری- روستایی نه تنها از جهت اقتصادی، بلکه از حیث گسترش عدالت اجتماعی و پرهیز از بحران‌های سیاسی-

اجتماعی نیز حائز اهمیت است.

در همین راستا بررسی حاضر ناهمگونی‌های شهری- روستایی در ایران را برای دوره چهل ساله ۲۰۰۶-۱۹۷۶ مورد بحث قرار داده است. به این منظور پس از بررسی ادبیات موضوع، اشاره کوتاهی به نابرابری‌های شهری- روستایی در بستر تاریخی کشور خواهد شد. سپس زمینه‌های عمده شکاف برخورداری‌های شهری- روستایی در چهار محور نابرابری‌های آموزشی، نابرابری‌های بهداشتی، نابرابری‌های درآمدی- هزینه‌ای و ناهمگونی در شرایط زندگی (که خود شامل برخورداری از آب آشامیدنی بهداشتی، بهره‌مندی از انرژی برق و نوع مصالح ساختمانی به کار رفته در ساخت مسکن در شهر و روستا می‌باشد) با استفاده از شاخص سوفر[1] مورد بررسی قرار گرفته است. در ادامه، با معرفی یک الگو برای نابرابری‌های درآمدی شهری- روستایی، بر اساس الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی[2] (ARDL) میزان تاثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی شهری- روستایی در ایران بررسی می‌شود. در پایان، خلاصه و نتایج آورده شده است.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

قوش (Ghosh, ۲۰۰۲) به بررسی فقر در مناطق روستایی و شهری در هند پرداخته است و اعتقادش بر این است که تخصیص سرمایه‌گذاری در برنامه‌ریزی‌ها، بر پایه عدالت و کارایی اقتصادی نیست و سهم کوچکتری از منابع سرمایه‌گذاری به بخش روستایی اختصاص می‌یابد. بنابراین درآمد، تولید و اشتغال در مناطق روستایی پایین‌تر از سطح بهینه است و این عامل نیز فقر روستایی را تشدید می‌کند.

جها (Jha, ۲۰۰۲) در مطالعه خود به این نتیجه رسید که رشد سریع اقتصادی در هند، افزایش نابرابری‌های شهری- روستایی را به دنبال داشته است. مطالعه جنوری و سادولت (Janvry & Sadoulet, ۲۰۰۰) نشان داد که در آمریکای لاتین نیز رشد درآمد موجب کاهش نابرابری بین مناطق شهری و مناطق روستایی نشده است. سان و استیفل (Sahn & Stifel, ۲۰۰۳) اهمیت نسبی مناطق روستایی در مقابل مناطق شهری در شرایط فقر پولی و هفت شاخص وابسته دیگر مربوط به

۱- Sopher Index (SI).

۲- Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL).

استانداردهای زندگی را برای چندین کشور آفریقایی می‌آزمایند. شواهد کلی هیچ گونه کاهشی از تفاوت در شکاف بین استانداردهای زندگی در مناطق روستایی- شهری نشان نمی‌دهند. فان و چان کنگ (Fan and Chan-Kang, ۲۰۰۴) نیز نشان دادند نرخ‌های بالای رشد اقتصادی در کشور چین (پس از اصلاحات اقتصادی در سال ۱۹۷۸) در حدود ۹ درصد در سال طی دوره زمانی ۲۰۰۲- ۱۹۷۸، با افزایش نابرابری در مناطق روستایی- شهری همراه بوده است.

یائو، ژانگ و فنگ (Yao, Zhang and Feng, ۲۰۰۵) با استفاده از کمّیت درآمد و شاخص‌های مصرفی و به کارگیری روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک به مطالعه نابرابری روستایی- شهری در همه استان‌های چین طی دوره زمانی ۹۵- ۱۹۷۸ می‌پردازند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که شواهد روشنی از واگرایی در درآمد سرانه روستایی و شهری و کل مخارج وجود دارد.

ویو و پرلوف (Wu & Perloff, ۲۰۰۵) وضعیت توزیع درآمد در مناطق روستایی- شهری و کل را از سال ۲۰۰۱- ۱۹۸۵ در چین بررسی کرده که نتایج حاکی از آن است افزایش نابرابری در داخل مناطق روستایی و شهری و رشد شکاف درآمدی روستایی- شهری موجب رشد کلی نابرابری در طی دو دهه گذشته شده است. نگوین، ورمن و وستبروک (Nguyen, Vroman, & Westbrook, ۲۰۰۷) چگونگی نابرابری توزیع رفاه بین مناطق شهری و روستایی در دوره ۹۸- ۱۹۹۳ را در ویتنام بررسی کردند. آنها هزینه‌های مصرفی واقعی خانوار را به عنوان واحد سنجش رفاه در نظر گرفته و با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیونی به بررسی شکاف توزیع رفاه می‌پردازند و نتیجه می‌گیرند که شکاف اصلی بین این مناطق ناشی از تفاوت‌هایی در آموزش، قومیت‌ها و عمر است.

۳. نابرابری‌های شهری و روستایی در ایران

۳-۱. مروری تاریخی

در ایران قدیم، نابرابری قابل توجهی بین شهر و روستا وجود نداشت، به دلیل اینکه تقریباً تمامی کالاهای مصرفی خانوار شهری نیز در روستاها تولید می‌شد و شهرها از این نظر کاملاً به روستاها وابسته بودند. همچنین شهرها قدرت اقتصادی و اداری زیادی برای جذب بخش عمده‌ای از جمعیت روستا را نداشتند و لذا مهاجرت روستا به شهر در این دوره ناچیز بود (Sharbatoghli,

۱۹۹۱). می‌توان گفت تا بعد از انقلاب مشروطه و حفر اولین چاه نفت (۱۹۰۷) تغییر عمده‌ای در سطح زندگی شهر و روستا اتفاق نیفتاد. انقلاب مذکور به دلیل تاثیراتی که بر فضای اجتماعی، فرهنگی و با توجه درآمدهای نفتی با اثراتی که بر اوضاع اقتصادی کشور گذاشت، سرآغاز یک تحول مهم در نقش شهر و روستا در زندگی اقتصادی و سیاسی کشور شد. با این وجود می‌توان گفت که برخورد جدی شهر و روستا مقارن با قرارداد نفتی (۱۹۳۳) ایران با شرکت نفت انگلستان و ایران بود، که در نتیجه آن درآمدهای نفتی دو برابر شد. افزایش درآمدهای نفتی از یک طرف موجب بی‌نیازی شهرها از روستاها شد (از طریق واردات مواد غذایی از کشورهای خارجی) و از سوی دیگر به گسترش صنایع مختلف و تاسیسات زیربنایی کمک می‌کرد که عمدتاً در شهرها مستقر بودند. همچنین سیاست‌هایی جهت استثمار کشاورزان و روستاییان به نفع شهرنشینان توسط حکومت رضاخان در این دوره صورت می‌گرفت. بدین‌سان که دولت به عنوان خریدار انحصاری، قیمت‌های محصولات کشاورزی را در پایین‌ترین حد ممکن و شرایط مبادله داخلی را پیوسته بر ضد جمعیت روستایی و به نفع شهرنشینان نگاه می‌داشت (Katouzian, ۱۹۸۱).

از عوامل دیگری که موجب عقب نگه داشتن روستاها از روند حرکت اقتصادی کشور شد وجود تفکر رشد سالاری در بین اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بود که موجب تمرکز دولت‌ها بر بخش‌هایی از اقتصاد شد که از توان بیشتری برای کسب نرخ رشد اقتصادی برخوردارند و چون تصور می‌شد که صنعت توانایی بیشتری برای نیل به این هدف دارد کشاورزی (و در نتیجه روستاها) عمدتاً به نفع صنعت (شهرها) مورد غفلت قرار گرفت. ذکر یک مثال به روشن شدن ابعاد این قضیه کمک خواهد کرد. طبق آمار موجود در سال ۱۹۷۳، ایران ۳۹۷ میلیون دلار کالاهای کشاورزی صادر کرد که ۶۲/۵ درصد کل صادرات غیرنفتی در آن سال بود در حالی که سهم این بخش از واردات ۱۲۱ میلیون دلار یعنی فقط ۳/۲ درصد واردات را تشکیل می‌داد. صادرات کالاهای صنعتی در همان سال ۱۰۵ میلیون دلار (۱۶/۷ درصد صادرات غیرنفتی) در مقابل ۲۴۷۲ میلیون دلار (۶۶/۱ درصد) واردات برآورد شد. به عبارت دیگر بخش کشاورزی نه تنها از ارز حاصل از درآمدهای نفتی منتفع نشد بلکه ۷۰ درصد ارز حاصل از صادرات کالاهای کشاورزی نیز به سایر بخش‌ها اختصاص داده شد. این وضع موجب عمیق‌تر شدن فاصله شهر و روستا در آن دوران شد.

۳-۲. نابرابری‌های آموزشی

مطالعه اجمالی اطلاعات موجود در رابطه با نرخ باسوادی در مناطق روستایی، بیانگر پیشرفت قابل ملاحظه‌ای از این جهت در این بخش از کشور در دوره بعد از انقلاب اسلامی است. به عنوان مثال درصد جمعیت باسواد در مناطق روستایی از ۳۰/۵ درصد در سال ۱۹۷۶ به ۷۵/۰۹ درصد در سال ۲۰۰۶ افزایش یافت (۱۴۶/۲ درصد رشد). گر چه مناطق شهری نیز از افزایش نرخ باسوادی در دوره مذکور سود بردند ولی این افزایش کمتر از آنچه که در مناطق روستایی اتفاق افتاده، بوده است. بر اساس آمار موجود نرخ باسوادی در شهرها از ۶۵/۴ درصد به ۸۸/۹۳ درصد (۳۵/۹۸ درصد افزایش) در دوره مذکور افزایش یافت. به عبارت دیگر رشد سوادآموزی در مناطق روستایی بیش از چهار برابر رشد آن در مناطق شهری کشور در دوره مورد مطالعه بوده است (البته درصد جمعیت برخوردار از سواد در کل کشور و به تبع آن در مناطق روستایی و شهری در سال ۱۹۹۶ نسبت به سال ۱۹۹۱ کاهش قابل ملاحظه‌ای را نشان می‌دهد). با این وجود هنوز تفاوت زیادی بین شهر و روستا از این جهت در سال ۲۰۰۶ وجود دارد. جدول (۱) وضعیت جمعیت باسواد را در کل کشور، مناطق روستایی و شهری نشان می‌دهد.

جدول (۱) جمعیت باسواد کل کشور، مناطق شهری و روستایی

سال	کل کشور (هزار نفر)	درصد	مناطق شهری (هزار نفر)	درصد	مناطق روستایی (هزار نفر)	درصد	SI
۱۹۵۶	۱۹۱۱	۱۴/۶	۱۳۹۶	۳۲/۳	۵۱۴	۶	۰/۸۷
۱۹۶۶	۵۵۳۲	۲۹/۴	۳۸۳۲	۵۰/۴	۱۷۰۰	۱۵/۱	۰/۷۶
۱۹۷۶	۱۲۸۷۷	۴۷/۵	۸۶۸۲	۶۵/۴	۴۲۴۹	۳۰/۵	۰/۶۳
۱۹۸۶	۲۳۹۱۳	۶۱/۸	۱۵۵۰۷	۷۳/۱	۸۳۷۱	۴۸/۴	۰/۴۶
۱۹۹۱	۳۳۹۶۶	۷۴/۱	۲۱۷۲۵	۸۱/۹	۱۲۱۲۸	۶۳/۷	۰/۴۱
۱۹۹۶	۴۱۵۸۲	۶۹/۲	۲۷۸۵۷	۷۵/۷	۱۳۶۶۱	۵۹/۳	۰/۳۳
۲۰۰۶	۵۴۰۷۶	۸۴/۶	۳۹۰۹۶	۸۸/۹۳	۱۴۹۳۹	۷۵/۰۹	۰/۴۲

منبع: سرشماری عمومی نفوس و مسکن، مرکز آمار ایران، شماره‌های مختلف.

همان طور که ستون آخر جدول (۱) نشان می دهد شاخص نابرابری سوفر[۱] (SI) نیز از ۰/۸۷ در

۱- Sopher Index (SI) که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

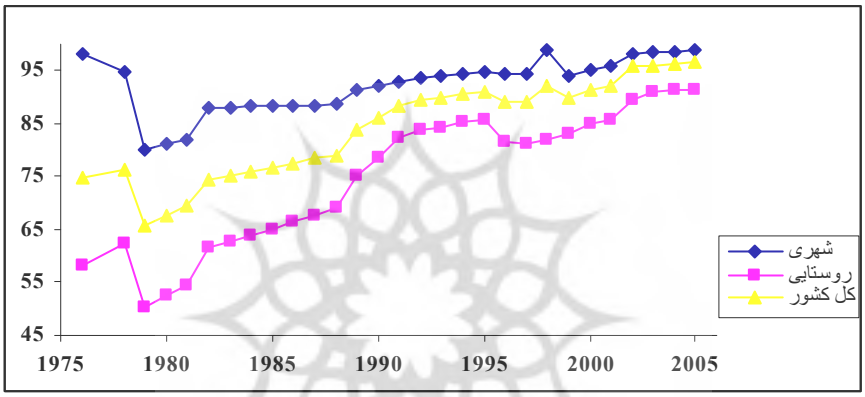
$$SI = \log\left(X_2/X_1\right) + \log\left[\left(100 - X_1\right)/\left(100 - X_2\right)\right]$$

که $X_1 \le X_2$ است.

سال ۱۹۵۶ به ۰/۴۲ در سال ۲۰۰۶ کاهش یافته است که بیانگر آن است که نابرابری شهر و روستا از جهت برخورداری از سواد در یک دوره پنجاه ساله به کمتر از نصف کاهش یافته است.

علاوه بر این، پوشش تحصیلی (نسبت تعداد دانش‌آموزان به کسانی که واجد شرایط برای ثبت‌نام در مدارس بودند) در مناطق روستایی از ۵۸ درصد در سال ۱۹۷۶ به ۹۱/۵ درصد در سال ۲۰۰۵ افزایش یافت (۵۷/۷ درصد افزایش) در حالی که نسبت مذکور در مناطق شهری با افزایش بسیار اندکی معادل ۰/۷۱ درصد، از ۹۸ درصد به ۹۸/۷ درصد در دوره مذکور رسید. بنابراین از جهت برخورداری از امکانات آموزشی، مناطق روستایی در حدود ۸۲/۴ برابر مناطق شهری پیشرفت نمودند که این امر کمک قابل توجهی به کاهش اختلاف شهر و روستا از این جهت نموده است. نمودار (۱) جزئیات بیشتری را در این مورد بیان می‌کند.

نمودار (۱) نسبت دانش‌آموزان به افراد واجد آموزش



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، شماره‌های مختلف

همان‌طور که در نمودار فوق پیدا است پس از وقوع انقلاب اسلامی (۱۹۷۹) اختلاف بین مناطق شهری و روستایی به لحاظ برخورداری از امکانات آموزشی در حال کاهش است که این ناشی از افزایش بیشتر امکانات آموزشی در روستاها نسبت به شهرها می‌باشد. اما باید توجه داشت که هر چند نابرابری بین مناطق شهری و روستایی به لحاظ شاخص فوق در سال ۲۰۰۵ نسبت به سال ۱۹۷۶ کاهش یافته است اما هنوز ۸/۵ درصد از افراد واجد شرایط ثبت‌نام در مدارس در

برای مطالعه بیشتر در مورد این شاخص به Baraik & Kulkarni (۲۰۰۶) و Kumar & Kumar (۲۰۰۷) مراجعه فرمایید.

مناطق روستایی از دسترسی به این امکانات در سال مذکور محروم بوده‌اند.

۳-۳. بهداشت و درمان

اطلاعات دقیقی در مورد توزیع امکانات بهداشتی بین مناطق شهری و روستایی در دوره قبل از انقلاب وجود ندارد. بر اساس اطلاعات موجود، دسترسی روستاها به امکانات مذکور در مقایسه با شهرها در آن دوره ناچیز بوده است به طوری که از کل ۱۵۱۸۲ پزشک موجود در کشور ۸۲۷۵ نفر (۵۵ درصد) و از کل ۲۲۱۸ دندانپزشک کشور ۱۲۹۱ نفر (۵۸ درصد) در سال ۱۹۸۱ در استان تهران ساکن بوده‌اند. یعنی نسبت جمعیت به پزشک و دندانپزشک در آن سال به ترتیب ۷۹۸ و ۵۱۱۳ نفر در استان فوق بوده است. در همین حال نسبت جمعیت به پزشک در رابطه با استان‌های سیستان و بلوچستان و کهگیلویه و بویراحمد به ترتیب ۱۲۹۳۷ و ۱۳۸۶۵۰ نفر در سال مورد بحث بوده است. بر اساس مطالعات انجام شده (Sharbatoghli, ۱۹۹۱) نسبت جمعیت به پزشک در مناطق روستایی ۱۱۰۰۰، در مقایسه با ۱۶۴۷ نفر در مناطق شهری در اواسط دهه ۱۹۷۰ بوده است. علاوه براین طبق سرشماری سال ۱۹۷۶ از ۳۳۰۳۴ نفر کارمندان بهداشت و درمان فقط ۱۳۰۰ نفر (۳/۴ درصد) در مناطق روستایی مشغول به خدمت بوده‌اند و با توجه به این که تقریباً تمامی بیمارستان‌های کشور در دوره مورد بحث در شهرها قرار داشته‌اند می‌توان گفت که اکثریت قاطع روستائیان کشور از دسترسی به پزشک، بیمارستان و سایر امکانات بهداشتی و درمانی در آن دوره محروم بوده‌اند.

تمرکز بیمارستان‌ها و سایر مراکز درمانی مجهز در شهرها از عوامل اصلی شکاف عمده شهر و روستا از این نقطه‌نظر در بعد از انقلاب نیز به شمار می‌رود. با این وجود تاسیس تعداد قابل توجهی خانه‌های بهداشت در روستاها در این دوره گام سودمندی در جهت کاهش نابرابری‌های مذکور بوده است. به عنوان مثال تعداد خانه‌های بهداشت از ۳۵۹۸ باب در سال ۱۹۸۳ به ۱۶۷۲۵ باب در سال ۲۰۰۵ افزایش یافت. جدول (۲) اطلاعات بیشتری را در این زمینه ارائه می‌کند.

همان طور که جدول مذکور نشان می‌دهد درصد جمعیت تحت پوشش خانه‌های بهداشت از ۲۷/۹ درصد در سال ۱۹۸۳ به ۹۱/۸ درصد جمعیت روستایی در سال ۲۰۰۳ افزایش یافته است. البته جمعیت تحت پوشش خانه‌های بهداشت در سال ۱۹۹۶ اندکی کاهش یافته است.

جدول (۲) وضعیت بهداشتی روستاها در سال‌های مختلف

سال	تعداد خانه-های بهداشت	درصد جمعیت روستایی تحت پوشش خانه‌های بهداشت	تعداد کارمندان خانه‌های بهداشت	تعداد مراکز بهداشتی- درمانی روستایی (به ازای هر یک میلیون نفر)	تعداد مراکز بهداشتی- درمانی شهری (به ازای هر یک میلیون نفر)
۱۹۸۳	۳۵۹۸	۲۷/۹	۵۵۵۰	NA	NA
۱۹۸۶	۵۱۰۹	۳۸/۵	۸۴۵۲	۸۷/۲	۷۶/۲
۱۹۹۱	۹۷۳۴	۶۷	۹۴۸۹	۸۳/۹	۸۵/۵
۱۹۹۶	۱۴۱۴۶	۸۴/۱	۲۲۱۴۳	۸۸/۶	۱۰۲
۲۰۰۱	۱۶۲۸۱	۸۹/۴	۲۶۰۱۶	۱۰۳/۴	۱۱۳/۴
۲۰۰۵	۱۶۷۲۵	۹۱/۸	۲۷۰۸۵	۱۰۶/۲	۱۱۹/۸

منبع: سالنامه آماری، مرکز آمار ایران، شماره‌های مختلف.

از طرف دیگر تعداد مراکز بهداشتی- درمانی روستایی به ازای هر یک میلیون جمعیت روستایی از ۸۷/۲ مرکز در سال ۱۹۸۶ به ۱۰۶/۲ مرکز در سال ۲۰۰۵ افزایش یافته است. (البته تعداد این مراکز در سال ۱۹۹۱ کاهش اندکی داشته است). در حالی که نسبت مذکور در شهرها از ۷۶/۲ به ۱۱۹/۸ مرکز در دوره مورد بحث افزایش یافته است.

باید توجه داشت که از یک طرف نرخ رشد سالیانه تعداد مراکز فوق در مناطق شهری (۲/۲۹ درصد) بیشتر از مناطق روستایی (۰/۹۹ درصد) است که موجب شده تعداد مراکز بهداشتی- درمانی روستایی در پایان دوره بر خلاف ابتدای دوره از مناطق شهری کمتر باشد. و از طرف دیگر با توجه به اینکه معمولاً کیفیت ارائه خدمات و نیز تجهیزات موجود در مراکز بهداشتی- درمانی شهری از مشابه آنان در روستاها بهتر است، ناهمگونی بین شهر و روستا بر اساس این شاخص در دوره ۲۰۰۵- ۱۹۸۶ بیشتر شده است و دسترسی مردم روستا به امکانات بهداشتی- درمانی هنوز بسیار کمتر از ساکنین شهرهاست.

۳-۴. نابرابری در شرایط زندگی

از آنجا که روستاهای کشور نوعاً از امکاناتی نظیر لوله‌کشی گاز و تلفن برخوردار نیستند، لذا امکان مقایسه شهر و روستا از این جهت مقدور نیست. به این خاطر در این قسمت مناطق مذکور را از جهت دسترسی به آب آشامیدنی بهداشتی، نیروی برق و نیز نوع مصالح ساختمانی استفاده شده

در ساخت مسکن مورد مقایسه قرار می‌دهیم. برای این منظور درصد خانواده‌های بهره‌مند از آب لوله‌کشی و برق را در شش مقطع زمانی ۱۹۶۶، ۱۹۷۶، ۱۹۸۶، ۱۹۹۱، ۱۹۹۶ و ۲۰۰۵ در مناطق شهری و روستایی با یکدیگر مقایسه کرده‌ایم. همانطور که جدول (۳) نشان می‌دهد، ۸۵ درصد از خانوارهای شهری در سال ۱۹۷۶ از آب لوله کشی و ۸۴ درصد آن‌ها از برق برخوردار بوده‌اند. در همین زمان نسبت‌های مذکور در مناطق روستایی به ترتیب ۲۴ و ۱۴ درصد بوده‌اند. از طرفی مناطق شهری پیشرفت قابل توجهی از جهت برخورداری از امکانات فوق، در دوره بعد از انقلاب اسلامی (۲۰۰۵- ۱۹۷۶) داشته‌اند به طوری که درصد خانوارهای بهره‌مند از آب لوله‌کشی و برق به ترتیب ۹۱/۵ درصد و ۹۷/۵ درصد در سال ۲۰۰۵ بوده است. روستاها در دوره فوق رشد بیشتری بر اساس شاخص‌های فوق بدست آورده‌اند، به این معنی که نسبت‌های مورد اشاره به ترتیب به ۶۱/۴۶ درصد و ۸۷/۸۹ درصد در سال ۲۰۰۵ رسید (۳۷/۵ درصد و ۷۳/۸۹ درصد افزایش). از طرف دیگر تعداد روستاهای برخوردار از برق از ۲۳۶۰ پارچه آبادی به ۵۰۱۸۰ آبادی در دوره فوق افزایش یافت. جدول (۳) اطلاعات بیشتری را در این مورد ارائه می‌کند.

جدول (۳) خانوارهای مناطق شهری و روستایی برخوردار از آب لوله‌کشی و برق

شرح	۱۹۶۶	۱۹۷۶	۱۹۸۶	۱۹۹۶	۲۰۰۵
کل کشور:					
درصد بهره‌مندی از آب لوله کشی	۱۴/۳	۵۳/۹	۷۴/۶	۷۹/۴	۸۲/۵
درصد بهره مندی از برق	۲۵/۴	۴۸/۳	۸۴/۱	۸۸/۹	۹۴/۶
مناطق شهری:					
درصد بهره‌مندی از آب لوله کشی	۴۱/۱	۸۵	۹۱	۹۲	۹۱/۵
درصد بهره مندی از برق	۶۸/۶	۸۴	۹۸	۹۷	۹۷/۵
مناطق روستایی:					
درصد بهره‌مندی از آب لوله کشی	۱	۲۴	۵۲/۸	۵۷/۱	۶۱/۴۶
درصد بهره مندی از برق	۳/۷	۱۴	۶۵/۷	۷۴/۶	۸۷/۸۹
شاخص سوفرز (*SI*):					
آب لوله کشی	۱/۹	۱/۳	۰/۹	۰/۹۴	۰/۸۲
برق	۱/۸	۱/۵	۱/۴	۱	۰/۷۳

منبع: مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری، سال‌های مختلف، محاسبه شده توسط نگارندگان

همان‌طور که از جدول فوق پیداست نابرابری شهری- روستایی بر اساس شاخص‌های بهره-مندی از آب لوله‌کشی و برق از سال ۱۹۶۶ به بعد پیوسته در حال کاهش بوده است، منتهی شدت

این کاهش در دوره ۲۰۰۵- ۱۹۷۶ بیشتر بوده است بخصوص در مورد برق که شاخص نابرابری (SI) از ۱/۵ به ۰/۷۳ کاهش یافته است. که نشان از تمایل به همگونی بسیار سریع شهر و روستا در دوره مورد مطالعه از جهت برخورداری از امکانات فوق دارد. با این وجود هنوز ۳۸/۵ درصد از مردم روستاها از آب لوله‌کشی و ۱۲/۱ درصد آن‌ها از دسترسی به نیروی برق در سال ۲۰۰۵ محروم بوده‌اند. لازم به ذکر است که هر چند نابرابری مناطق شهری و روستایی به لحاظ درصد بهره‌مندی از برق بعد از انقلاب اسلامی کاهش عمده‌ای داشته است اما همچنان خاموشی‌های برق مخصوصاً در زمان اوج مصرف و فصل گرما در مناطق روستایی نسبت به مناطق شهری بیشتر است. علاوه بر این شاخص نابرابری (SI) در مورد برخورداری خانوارهای شهری و روستایی از تلفن و گاز لوله‌کشی در سال۱۹۹۶ به ترتیب ۰/۹۲ و ۱/۹۷ می‌باشد که حاکی از توزیع نابرابر تسهیلات مذکور در مناطق شهری و روستایی کشور در آن سال است.

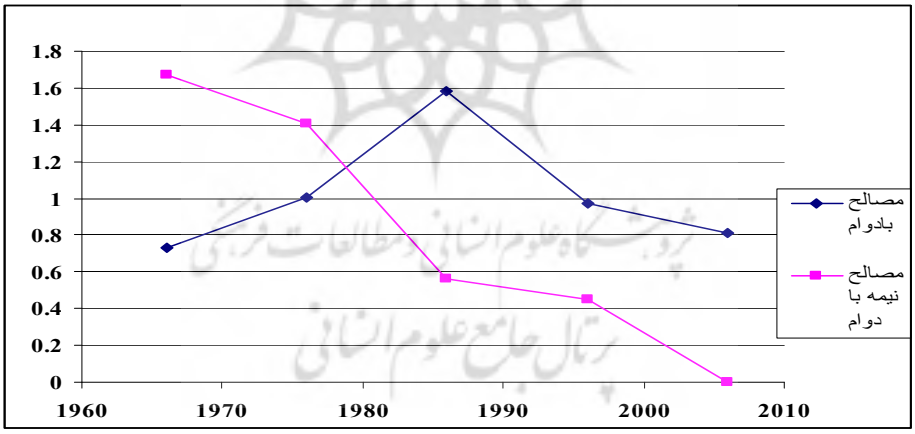
برخورداری از مسکن مطمئن قطعاً از نیازهای اساسی هر فرد در هر جامعه است. این نیاز در کشورهایی مانند ایران که مردم به طور مداوم با بلایای طبیعی از قبیل سیل و زلزله مواجه می‌باشند از اهمیت بیشتری برخوردار است. بنابراین کیفیت مواد و مصالح مورد استفاده در ساخت مسکن از شاخص‌های مهم اندازه‌گیری سطح زندگی در مناطق شهری و روستایی است. آمارهای موجود حاکی از آن است که در سال ۱۹۷۶ کمتر از یک درصد (۰/۷ درصد) از منازل مسکونی کشور با استفاده از مصالح بادوام[1] ساخته شده بودند. این نسبت حتی در مناطق شهری فقط ۱/۴ درصد بود. واحدهای مسکونی ساخته شده با مصالح بادوام در کشور و مناطق شهری به ترتیب از ۳/۳ درصد و ۵/۲ درصد در سال ۱۹۸۶ به ۳۳/۹ درصد و ۴۲/۳ درصد در سال ۲۰۰۶ افزایش یافت. این در حالی است که فقط ۰/۱ درصد از واحدهای مسکونی روستایی در سال ۱۹۹۶ از مصالح بادوام و ۳/۸ درصد آنان با استفاده از مصالح نیمه بادوام ساخته شده بود هر چند که پیشرفت قابل ملاحظه‌ای از این جهت در دوره ۸۶- ۱۹۷۶ صورت گرفت ولی با این وجود خانه‌های منتفع از مصالح بادوام و نیمه بادوام به ترتیب ۰/۹ و ۲۲ درصد کل واحدهای مسکونی روستایی را تشکیل می‌داد. البته این نسبت‌ها در نهایت به ۱۲/۳ و ۴۲/۵ درصد در سال ۲۰۰۶ افزایش یافت. اما باید توجه داشت که

۱- مصالح بادوام اسکلت فلزی و بتن‌آرمه و نیمه بادوام آهن و آجر یا آهن و سنگ و بلوک سیمانی و کم‌دوام خشت‌خام و چوب و مانند این‌ها تعریف شده‌اند (نگارندگان).

همچنان در سال ۲۰۰۶ حدود ۴۵/۲ درصد از خانه‌های روستایی و ۲۳/۹ درصد منازل شهری با استفاده از مصالح کم‌دوام ساخته شده‌اند.

محاسبه شاخص نابرابری (SI) مبین این است که نابرابری شهری- روستایی در استفاده از مصالح بادوام در دوره ۷۶- ۱۹۶۶ از ۰/۷۲ به یک افزایش یافته و این روند در دوره بعد نیز ادامه دارد اما در دوره ۹۶- ۱۹۸۶ مقدار آن از ۱/۵۸ به ۰/۹۸ کاهش می‌یابد و این کاهش در دوره بعد نیز تکرار شده تا اینکه به ۰/۸۱ در پایان دوره ۲۰۰۶- ۱۹۹۶ می‌رسد. از سوی دیگر شاخص نابرابری درصد منازل ساخته شده از مصالح نیمه بادوام کاهش قابل ملاحظه‌ای را در دوره چهل ساله ۲۰۰۶- ۱۹۶۶ نشان می‌دهد که مقدار آن از ۱/۶۸ به ۱/۴۰ در پایان دوره ۷۶- ۱۹۶۶ کاهش یافت اما این کاهش در دوره‌های بعد از انقلاب اسلامی (۱۹۷۷) شدیدتر شد به طوری که مقدار آن به ۰/۵۶ در سال ۱۹۸۶ و ۰/۴۵ در سال ۱۹۹۶ کاهش یافت. این نابرابری در پایان دوره ۲۰۰۶- ۱۹۹۶ تقریباً به صفر (۰/۰۰۲) کاهش یافت. ارائه تسهیلات ویژه و نظارت مستمر بر احداث منازل مقاوم و مطمئن در مناطق روستانشین کشور توسط بنیاد مسکن انقلاب اسلامی، بهبود وضعیت اقتصادی روستاییان و وقوع حوادث طبیعی نظیر زلزله رودبار (۱۹۹۰) زلزله بم (دراوایل سال ۲۰۰۴) از عمده‌ترین دلایل کاهش این نابرابری‌هاست. نمودار (۲) روند تغییرات نابرابری شهری- روستایی را براساس مصالح ساختمانی مورد استفاده در واحدهای مسکونی نشان می‌دهد.

نمودار (۲): نابرابری شهری- روستایی در استفاده از مصالح ساختمانی

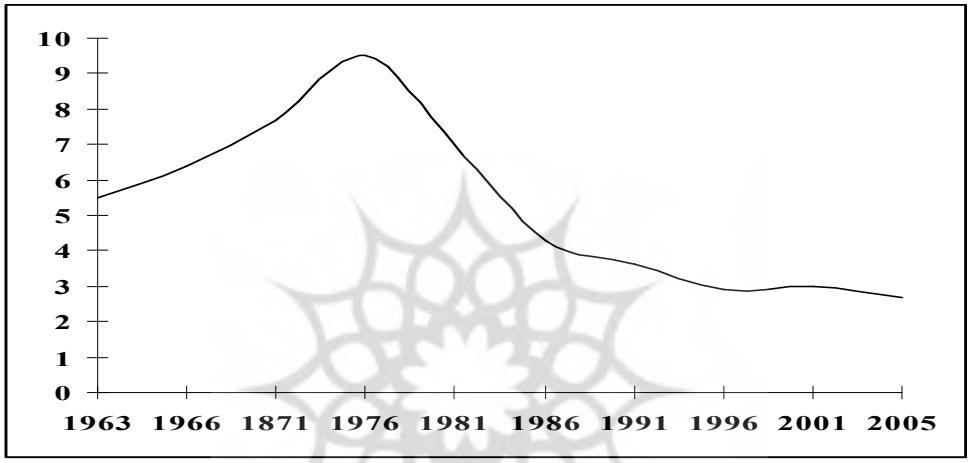


منبع: مرکز آمار ایران سرشماری‌های نفوس و مسکن سال‌های مختلف.

۴. نابرابری‌های درآمدی مناطق شهری- روستایی

شاید اغراق نباشد اگر گفته شود نابرابری‌های درآمدی بین این دو بخش از کشور مهمترین نقش را در تعمیق شکاف شهر و روستا بازی می‌کنند، زیرا این گونه نابرابری‌ها می‌تواند موجب پیدایش و افزایش نابرابری‌های دیگر از قبیل آموزش، بهداشت، فرصت‌های اشتغال و ... گردد. بنابر این در ادامه سعی خواهد شد روند و عوامل موثر بر نابرابری‌های درآمد شهری- روستایی طی سال‌های ۲۰۰۶- ۱۹۶۳ مورد بررسی قرار گیرد. نمودار (۳) روند نابرابری‌های درآمد شهری- روستایی را نشان می‌دهد.

نمودار (۳): روند نابرابری درآمد سرانه شهری- روستایی کشور به قیمت‌های ثابت (۲۰۰۵- ۱۹۶۳)



منبع: نشریات بانک مرکزی و مرکز آمار ایران، سال‌های مختلف. محاسبات تحقیق.

فرآیند صنعتی شدن بر اساس شهرنشینی، فرآیندی است که در اقتصادهای پیشرفته تجربه شده که در طی آن با آزاد کردن سرمایه‌ها از بخش کشاورزی، علاوه بر آنکه منبعی برای تشکیل سرمایه در بخش صنعت ایجاد شده، نیروی کار ارزان مورد نیاز این بخش نیز فراهم می‌شود. انگلستان و ژاپن اولین کشورهایی بودند که به چنین سیاست‌هایی متمایل شدند. در انگلستان، علاوه بر تحرک سرمایه و نیروی کار، پیشرفت تکنولوژی در رشد صنعت موثر بود. به طور مشابه همین امر در ژاپن تجربه شد؛ اصلاحات کشاورزی میجی، بطور قابل توجهی با رهاسازی وجوه پس‌انداز شده روستاییان برای سرمایه‌گذاری صنعتی همراه بود. به علاوه اجرای این سیاست‌ها با

افزایش بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی همراه بود، که همین عامل توازن قابل توجهی بین نیروی کار بخش شهری و روستایی ایجاد کرده و از مهاجرت بی‌رویه روستاییان به شهرها جلوگیری می‌کرد (Dehesh, ۱۹۹۴).

در ایران در اوایل دهه ۱۹۶۰ (۱۹۶۲- ۱۹۶۱) شاه به خواست کشورهای غربی بر اساس تجربیات اقتصادهای پیشرفته، در راستای استراتژی صنعتی کردن کشور بر مبنای شهرنشینی، به اجرای برنامه اصلاحات ارضی پرداخت که با محوریت قرار گرفتن توسعه صنعتی در برنامه چهارم توسعه اقتصادی اجتماعی (۱۹۶۷- ۱۹۶۳) همراه شد.

اما علاوه بر اجرای سیاست صنعتی شدن بر مبنای شهرنشینی، وقوع انقلاب اسلامی از مهم‌ترین تغییرات ساختاری سیاسی و اقتصادی در دوره مورد مطالعه (۲۰۰۶- ۱۹۶۶) می‌باشد. با وقوع انقلاب اسلامی (۱۹۷۹) و تدوین قانون اساسی، نقطه عطفی در کاهش نابرابری‌ها روستایی- شهری پیش‌بینی می‌شد. بر اساس اصل ۳ بند ۱۲ و اصل‌های ۲۱، ۲۹ و ۴۳ قانون اساسی، به منظور ریشه کردن فقر و محرومیت و رفع تبعیضات و برآوردن نیازهای انسان، با حفظ آزادی، دولت موظف به تامین نیازهای اساسی: مسکن، خوراک، پوشاک، بهداشت، درمان و آموزش و پرورش برای همه می‌باشد (Faraji, ۲۰۰۶).

به منظور بررسی عوامل موثر بر نابرابری درآمد شهری- روستایی در دوره مورد مطالعه (۲۰۰۶- ۱۹۶۶)، باید به اثرات سیاست‌های اقتصادی در دوره مذکور توجه شود. همان‌طور که ملاحظه شد، اجرای سیاست صنعتی‌شدن بر پایه شهرنشینی موجب تغییراتی در توسعه صنعتی، بهره‌وری نیروی کار و نرخ شهرنشینی می‌شود. همچنین از متغیر مجازی به منظور بررسی تاثیر وقوع انقلاب اسلامی بر نابرابری درآمد شهری- روستایی استفاده می‌کنیم.

بر این اساس شکل تابعی نابرابری درآمد شهری- روستایی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$SI = f\left(DI, PA, UR, D_{1979}\right) \quad (1)$$

SI: شاخص نابرابری درآمد شهری- روستایی، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$SI = \log\left(X_2/X_1\right) + \log\left[\left(100 - X_1\right)/\left(100 - X_2\right)\right]$$

که X_2 درآمد سرانه شهری و X_1 درآمد سرانه روستایی است. سهم بخش کشاورزی در GDP تقریباً مساوی است با درآمد بخش روستایی و سهم بخش صنعت و خدمات را با اغماض می‌توان معادل سهم ساکنین شهرها در نظر گرفت (Katouzian, ۱۹۷۸) که با تقسیم آن بر جمعیت روستایی

و شهری به ترتیب درآمد سرانه روستایی و شهری بدست می‌آید،

ID: شاخص توسعه صنعتی: یک شاخص ترکیبی از، سهم ارزش افزوده، سرمایه‌گذاری و شاغلین در بخش صنعت به کل اقتصاد می‌باشد، که با استفاده از روش مولفه‌های اصلی[۱] بدست آمده است،

PA: بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی، که به صورت نسبت ارزش افزوده بخش کشاورزی به شاغلین در بخش کشاورزی تعریف می‌شود،

UR: نرخ شهرنشینی، که عبارت است از نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت،

D۱۹۷۹: متغیر مجازی انقلاب اسلامی، مقدار آن برای سال‌های قبل از ۱۹۷۹ صفر و بقیه سال‌ها یک می‌باشد، و T: متغیر روند زمانی.

۵- داده‌های آماری

اطلاعات آماری مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی، صنعت و خدمات و سرمایه‌گذاری در بخش صنعت (به قیمت ثابت سال ۱۹۹۷) از منابع بانک مرکزی جمع‌آوری شده است. آمار مربوط به شاغلین بخش کشاورزی و صنعت از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی حاصل شده است. داده‌های آماری جمعیت شهری، روستایی و کل جمعیت از منابع مرکز آمار ایران استخراج شده است.

۶- روش برآورد الگو

به منظور بررسی رابطه بین شاخص نابرابری درآمدی شهری- روستایی و متغیرهای مطرح شده در رابطه (۱) از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. الگو از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیه متغیرها از یک درجه تجمعی[۲] یکسان برخوردار باشند. همچنین، علاوه بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد.

۱- Principal Component Analysis.

برای مطالعه بیشتر در مورد روش مولفه‌های اصلی به Johnson (۲۰۰۱) و سلیمی‌فر (۱۳۸۱) مراجعه فرمایید.

۲ - Integrated.

پسران و شین (Pesaran & Shin, ۱۹۹۹) ثابت می‌کنند که اگر بردار همجمعی[۱] حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده به دست آید، علاوه بر این که از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\phi(L,S)y_t = \sum_{i=1}^{k} \theta_t(L,n_t)X_{it} + \delta' W_t + u_t$$

$$1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_p L^S \ \phi(L,S) =$$

$$\theta_{10} + \theta_{11} L + \theta_{12} L^2 + \cdots + \theta_{1n_t} L^{n_t} \ \theta(L,n_t) =$$

که در این روابط:

$LX_t = X_{t-1}$ ، عملگر تاخیر زمانی مرتبه اول به طوری که L

y_t ، متغیر وابسته موجود در مدل،

X_{it} ، بردار متغیرهای توضیحی به کارگرفته شده در مدل،

K ، تعداد متغیرهای توضیحی به کارگرفته شده در مدل،

$n_K \cdots n_2, , n_1$ ، تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی،

S ، تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل، و

W_t ، بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبداء، روند زمانی و متغیرهای فصلی.

معادله فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر $S = 0,1,2,..., d$ و $n_t = o,1,2,..., d$ و $i = 0,1,2,..., k$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد و تمام مدل‌ها در دوره $(t = d+1, ..., n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)[۲]

۱- Cointegrated.

۲- Akaike Information Criterion.

شوارتز- بیزین (SBC)[۱] ، حنان- کوئین (HQC)[۲] یا ضریب تعیین تعدیل شده[۳] ($\overline{R}^{-2}$) وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارتز- بیزین (SBC) به منظور تعیین بهینه وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود(Pesaran & Shin, ۱۹۹۹).

در ادامه، الگوی ARDL ضمن برآورد ضرایب الگوی بلندمدت، مدل تصحیح خطای (ECM)[۴] مطابق با مدل انتخابی در مرحله قبل را ارائه می‌کند.

الگوی تصحیح خطای مزبور به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله تصحیح خطا، ECT_{t-1} ، همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش ARDL که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس کننده رابطه کوتاه‌مدت بین صادرات غیرنفتی و متغیرهای توضیحی است.

رابطه فوق مانند رابطه بلندمدت به روش حداقل مربعات معمولی(OLS) تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر ECT_{t-1} نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می‌دهد چه سهمی از عدم تعادل در متغیر وابسته طی دوره قبل، در دوره جاری تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از منفی تا صفر تغییر نماید.

البته، قبل از برآورد رابطه بلندمدت ابتدا لازم است، متغیرها به لحاظ پایایی و وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای مستقل الگو و شاخص نابرابری درآمدی شهری- روستایی مورد بررسی قرار گیرند.

نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو در جدول (۴) آمده است.

بر اساس جدول فوق هیچ یک از متغیرها در سطح پایا نیست. اما بررسی آزمون شکست ساختاری پرون بر روی متغیرها نشان می‌دهد که ID در سال ۱۹۷۷ دچار شکست شده، که شکست آن از نوع شکست در عرض از مبداء می‌باشد (نمودار۴). بقیه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا

۱- Schwarz Bayesian Criterion.

۲- Hannan-Quinn Criterion.

۳- Adjusted R-Square.

۴- Error Correction Model.

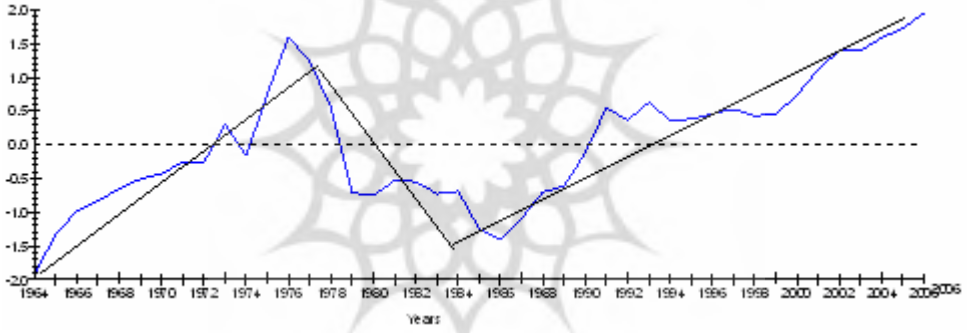
می‌شوند. به عبارت دیگر، همه متغیرهای الگو بجز ID *که جمعی از مرتبه صفر است، جمعی از مرتبه یک* I(۱) هستند.

جدول (۴) خلاصه نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

متغیر		با عرض از مبداء و بدون روند			با عرض از مبداء و روند			نتیجه
		آماره آزمون	مقادیر بحرانی مکینون	وقفه	آماره آزمون	مقادیر بحرانی مکینون	وقفه	
سطح	SI	-۱/۵۲۷۹	-۲/۹۴۹۹	۰	-۰/۷۰۳۸	-۳/۵۴۶۸	۰	ناپایا
	ID	-۰/۷۸۱۲	-۲/۹۴۹۹	۰	-۱/۳۲۲۸	-۳/۵۴۶۸	۰	ناپایا
	UR	-۱/۴۴۶۱	-۲/۹۴۹۹	۰	-۳/۳۵۶۰	-۳/۵۴۶۸	۰	ناپایا
	PA	۰/۳۱۵۷	-۲/۹۴۹۹	۰	-۲/۸۰۲۲	-۳/۵۴۶۸	۰	ناپایا
تفاضل مرتبه اول	DSI	-۴/۲۲۸۸	-۲/۹۵۲۸	۰	-۴/۴۳۸۷	-۳/۵۵۱۴	۰	پایا
	DUR	-۲/۷۳۲۷	-۲/۹۵۲۸	۱	-۶/۳۰۷۴	-۳/۵۵۱۴	۰	پایا
	DPA	-۶/۹۶۴۵	-۲/۹۵۲۸	۰	-۶/۹۳۷۷	-۳/۵۵۱۴	۰	پایا

منبع: محاسبات تحقیق

نمودار (۴) روند متغیر *DI* که در سال ۱۹۷۷ دچار شکست از نوع عرض از مبداء شده است.



قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود هم‌جمعی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون همگرایی از روش بنرجی، دولادو و مستر(Benerjee, Dolado & Master,۱۹۹۲) استفاده شده است. به این منظور با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) الگوی پویای نابرابری درآمدی شهری- روستایی را برآورد می‌کنیم.حداکثر وقفه‌های مدل را مساوی ۱ قرار می‌دهیم و نرم‌افزار Microfit ۴ مدل ARDL (۱،۰،۰،۰) را مطابق معیار شوارتز- بیزین برای وقفه ۱ به عنوان

بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند که این مدل در جدول (۵) ارائه شده است.

پس از برآورد معادله پویا، فرضیه وجود و یا عدم وجود همجمعی بین متغیرهای موجود در الگو آزمون می‌شود. چنانچه مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد. بنابراین برای آزمون وجود همجمعی در الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی ARDL، لازم است آزمون فرضیه‌های زیر انجام شود:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0 \qquad (۲)$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 < 0$$

با توجه به اینکه معیار شوارتز- بیزین (SBC) تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته را تنها یک وقفه انتخاب کرده است (P=۱)؛ مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\hat{\alpha}_i - 1}{S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{0.61094 - 1}{0.067498} = -5.76 \qquad (۳)$$

کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران در سطح اطمینان ۰/۰۹۵ برای مدل با عرض از مبداء و عرض از مبداء و روند به ترتیب برابر با ۴/۰۵ و ۴/۳۴ می‌باشد. لذا فرض صفر رد و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو تایید می‌شود.

جدول (۵): نتایج حاصل از آزمون همگرایی الگوی پویای تابع نابرابری درآمدی شهری-روستایی به روش *ARDL*

متغیر	ضرایب برآورده شده	انحراف معیار	آماره *t*
SI(-۱)	۰/۶۱۰۹۴	۰/۰۶۷۴۹۸	۹/۰۵۱۳ (۰/۰۰۰)
ID	۰/۰۳۵۴۱۰	۰/۰۱۲۰۹۹	۲/۹۲۶۸ (۰/۰۰۶)
UR	۰/۰۱۴۹۹۸	۰/۰۰۲۶۸۳۸	۵/۵۸۸۲ (۰/۰۰۰)
PA	-۰/۰۰۰۰۲۷۱۸	۰/۰۰۰۰۰۸۶۱۸	-۳/۱۵۳۷ (۰/۰۰۳)
T	-۰/۰۰۹۹۴۶۴	۰/۰۰۳۹۲۳۱	۲/۵۳۵۳ (۰/۰۱۶)
D۱۹۷۹	-۰/۰۵۵۱۵۳	۰/۰۲۵۱۸۴	-۲/۱۹۰۰ (۰/۰۳۵)
R^2=۰/۹۹ $\overline{R}^2$ = ۰/۹۹	*D.W*= ۲/۱۹	*F* = ۹۶۴/۳۴ (۰/۰۰۰)	

منبع: محاسبات تحقیق

پس از انجام آزمون و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان این رابطه را برآورد کرد. نتایج برآورد رابطه بلندمدت برای صادرات غیرنفتی در جدول (۶) آورده شده است.

جدول (۶): نتایج تخمین بلندمدت تابع نابرابری درآمدی شهری-روستایی به روش ARDL

متغیر	*ID*	*UR*	*PA*	*T*	*D۱۹۷۹*
ضرایب	۰/۰۹۱۰۱۵	۰/۰۳۸۵۴۸	-۰/۰۰۰۶۹۸۵	-۰/۰۲۵۵۶۵	-۰/۱۴۱۷۶
انحراف معیار	۰/۰۲۴۴۳۲	۰/۰۰۱۰۷۲۸	۰/۰۰۰۰۲۰۲۹	۰/۰۰۷۹۲۲۶	۰/۰۷۲۶۸۴
tآماره	۳/۷۲۵۲(۰/۰۰۱)	۳۵/۹۳۳۸(۰/۰۰۰)	-۳/۴۴۲۵(۰/۰۰۱)	-۳/۲۲۶۸(۰/۰۰۳)	-۱/۹۵۰۳(۰/۰۵۹)

منبع: محاسبات تحقیق

براساس جدول (۶)، ضرایب متغیرها از نظر آماری در سطح **۹۵** درصد (متغیر *D۱۹۹۷*، در سطح اطمینان **۹۴** درصد) معنی‌دار است.

جدول فوق نشان می‌دهد توسعه صنعتی و رشد شهرنشینی موجب افزایش نابرابری درآمد شهری- روستایی می‌شوند. علاوه بر این، بهبود بهره‌وری بخش کشاورزی، بهبود فناوری نابرابری‌ها را کاهش خواهند داد. همچنین نتایج گویای آن است که سیاست‌های بعد از انقلاب اسلامی موجبات کاهش نابرابری درآمد شهری- روستایی را فراهم آورده است.

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطا که بیانگر ارتباط کوتاه‌مدت میان متغیر نابرابری درآمدی شهری- روستایی و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد می‌پردازیم. که ضرایب مربوط به آن در جدول (۷) ارائه شده‌اند.

جدول (۷) ضرایب مربوط به الگوی کوتاه‌مدت نابرابری درآمدی شهری-روستایی

متغیر	ضرایب برآورده شده	انحراف معیار	آماره t
dID	۰/۰۳۵۴۱	۰/۰۱۲۰۹۹	۲/۹۲۶۸ (۰/۰۰۶)
dUR	۰/۰۱۴۹۹۸	۰/۰۰۲۶۸۳۸	۵/۵۸۸۲ (۰/۰۰۰)
dPA	-۰/۰۰۰۰۲۷۱۸	۰/۰۰۰۰۰۸۶۱۸	-۳/۱۵۳۷ (۰/۰۰۳)
dT	-۰/۰۰۹۹۴۶۴	۰/۰۰۳۹۲۳۱	-۲/۵۳۵۳ (۰/۰۱۶)
۱۹۷۹dD	-۰/۰۵۵۱۵۳	۰/۰۲۵۱۸۴	-۲/۱۹۰۰(۰/۰۳۵)
Ecm(-۱)	-۰/۳۸۹۰۶	۰/۰۶۷۴۹۸	-۵/۷۶۴۱ (۰/۰۰۰)
F = ۱۰/۳۵۶۱ (۰/۰۰۰)	D.W= ۲/۱۹۴۶	$\overline{R}^2$ = ۰/۵۳۲۹۲	R^2 = ۰/۵۸۹۸۹

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول فوق نشان می‌دهد همانند ضرایب الگوی بلندمدت، ضرایب کوتاه-

مدت نیز از علائم مورد انتظار برخوردار می‌باشند و همچنین همه ضرایب از نظر آماری در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. علاوه بر این از تفاوت‌های موجود بین نتایج الگوی بلندمدت و کوتاه-مدت آن است که ضرایب کوتاه‌مدت نسبت به مقادیر بلندمدت آنها از نظر قدر مطلقی کوچک‌تر می‌باشند.

اما آنچه که در رابطه تصحیح خطا مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب (۱-)ecm است. این ضریب در مدل مذکور معادل ۰/۳۸۹۰۶- برآورد شده که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت نسبتاً زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری که در هر دوره معادل ۳۸/۹ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل نابرابری درآمدی در دوره جاری تعدیل می‌گردد. علاوه بر این نتیجه مذکور بدین معنی می‌باشد که تقریباً زمانی کمتر از سه دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلند مدت بازگردد.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در بخش اول مقاله، زمینه‌های عمده شکاف برخورداری‌های شهری- روستایی در سه محور: نابرابری‌های آموزشی، بهداشتی و ناهمگونی در شرایط زندگی با استفاده از شاخص سوفرز برای دوره زمانی ۲۰۰۶- ۱۹۶۶ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که در دوره (۱۹۷۶- ۱۹۶۶) بر اساس شاخص‌های منتخب، شهر و روستا از یکدیگر فاصله گرفته‌اند و نابرابری بین آنها عمیق‌تر شده است. اما در دوره بعد (۲۰۰۶-۱۹۷۶) شکاف شهر و روستا در اغلب زمینه‌های مورد مطالعه به نحو قابل ملاحظه‌ای کاهش پیدا نموده است. البته هنوز در برخی از برخورداری‌های زندگی بین این دو منطقه ناهمگونی‌های قابل توجهی وجود دارد.

در بخش دوم، عوامل تاثیرگذار بر نابرابری‌های درآمد شهری- روستایی (به عنوان مهمترین عامل در تعمیق شکاف نابرابری‌های شهری- روستایی) با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های سالیانه در دوره زمانی ۲۰۰۶- ۱۹۶۳ در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج نشان می‌دهد که توسعه صنعتی و رشد شهرنشینی، نابرابری درآمد شهرنشینان و روستاییان

را افزایش می‌دهد. بهبود بهره‌وری بخش کشاورزی و بهبود فناوری نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. اما از آنجا که اثرگذاری بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی در مقابل توسعه صنعتی و رشد شهرنشینی به عنوان دیگر نتایج اجرای سیاست صنعتی شدن بر مبنای شهرنشینی، بسیار ناچیز است، می‌توان گفت که اجرای این سیاست وضعیت روستائیان را در مقابل شهرنشینان وخیم کرده است. که با انزوای اجتماعی جامعه روستایی مسببات مهاجرت روستائیان به شهرها را فراهم آورد. به طوری که در دوره زمانی ۱۹۷۶- ۱۹۶۶، نرخ مهاجرت روستا- شهری ۲۲ درصد افزایش یافت (در کل ۳/۵ میلیون نفر) که در مقایسه با افزایش ۱۱ درصدی در نرخ مذکور در دهه قبل (در کل ۱/۶ میلیون نفر) دو برابر افزایش یافته است (Mohtadi, ۱۹۸۶).

همچنین نتایج بیانگر آن هستند که سیاست‌های بعد از انقلاب اسلامی موجبات کاهش نابرابری درآمدی را فراهم آورده است. عوامل متعددی موجب کاهش شکاف مذکور شده‌اند که از میان آن‌ها می‌توان به بهبود بخش کشاورزی در اثر تعقیب سیاست خودکفایی در محصولات استراتژیک کشاورزی، بیمه برخی اقلام مهم تولیدی در این بخش و اجرای سیاست قیمت های تضمینی محصولات عمده اشاره نمود (Salimifar, ۱۹۹۸).

عامل دیگری که در کاهش نابرابری درآمد شهری- روستایی موثر بود عبارت است از تعقیب سیاست گسترش عدالت اجتماعی توسط دولت در دوره بعد از انقلاب اسلامی. برای تحقق این هدف نهادهای انقلابی مانند جهاد سازندگی، بنیاد مسکن انقلاب اسلامی و ... تشکیل و فعالیت‌های زیادی را در این راستا انجام دادند، به طوری که در دوره زمانی (۱۹۸۰- ۱۹۷۹) بیشترین توجه دولت به توزیع مجدد ثروت و درآمد بر اساس اصل مساوات بوده است (Dehesh, ۱۹۹۴). ولی متاسفانه با به وقوع پیوستن جنگ ایران و عراق (۱۹۸۸-۱۹۸۰) و شرایط بحرانی ناشی از آن توجه دولت به این مقولات کمرنگ شد.

نتایج برآورد مدل پویا نیز وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مذکور و نابرابری درآمد شهری- روستایی را تایید می کند. مدل ECM نیز حاکی از آن است که با وارد شدن یک شوک به هر یک از متغیرهای توضیحی مدل، حدود ۲/۵ تا ۳ سال طول می‌کشد تا نابرابری درآمد شهری- روستایی به سطح تعادلی خویش بازگردد.

References

۱. Baraik, V.K. & Kulkarni, P. (۲۰۰۶); **Health Status and Access to Health Care Services Disparities Among Social Groups in India,** *Working Paper*, Vol. ۱, No. ۴.

۲. Benerjee, A., J. Dolado & R. Master, (۱۹۹۲); **On Some Simple Tests for Cointegration: the Cost of Simplicity,** *Bank of Spain Working Paper,* No, ۹۳۰۲.

۳. Central Bank of the Islamic Republic of Iran, **Economic Report & Balance Sheet, Diffrent Years**

۴. De Janvry, A. & E. Sadoulet (۲۰۰۰); **Growth, Poverty, and Inequality in Latin America: A Causal Analysis, ۱۹۷۰-۹۴**, *Review of Income & Wealth.* Vol. ۴۶ (۳): ۲۶۷-۲۸۷.

۵. Dehesh, A. (۱۹۹۴); **Developmental Instability in Iran : Its Impact on Housing Since ۱۹۶۲**, *Cities*, ۱۱ (۶):۴۰۹-۴۲۴.

۶. Dickey, D. & W. Fuller (۱۹۷۹); **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**, *Journal of the American Statistical Association*, Vol ۷۴, ۴۲۷-۴۳۱.

۷. Faraji, M. (۲۰۰۶); **The Constitution of Islamic Republic of Iran**, *Tarhe Novine Andishe press*, Tehran (in Persian).

۸. Fan, S. & Chan-Kang, C. (۲۰۰۴); **Road Development, Economic Growth, and Poverty Reducation in China**, *Intrnational Food Policy Research Institute*, No. ۱۳۸.

۹. Jha, R. (۲۰۰۲); **Reducing Poverty and Inequality in India: has Liberalization Helped? World Institute for Development Economics Research**, *Research Paper*, No. ۲۰۰۲-۰۴.

۱۰. Johnson, R. (۲۰۰۱); **Applied Multivariate Statistical Analysis**, *Prentice Hall*.

۱۱. Katouzian, M. A. (۱۹۷۸); **Oil Versus Agriculture, A Case of Dual Resource Depletion in Iran**, *Journal of Peasant Studies*, ۳۴۷ – ۳۶۹.

۱۲. Katouzian, M. A. (۱۹۸۱); **The Political Economy of Modern Iran: Despotism and Pseudo-Modernism**, ۱۹۲۶-۱۹۷۹, New York University Press.

۱۳. Kumar, R. & S. Kumar, (۲۰۰۷); **Regional Dimension of Disparities in Slum Literacy in India**, *Research and Practice in Social Sciences*, ۲ (۲): ۱۰۳-۱۲۳.

۱۴. Mohtadi, H. (۱۹۸۶); **Rural Stratification, Rural to Urban Migration, And Urban Inequality: Evidence from Iran**, *World Development*, ۱۴ (۶): ۷۱۳-۷۲۵.

۱۵. Nguyen, B. Albrecht, J. Vroman, S. & Daniel Westbrook, M (۲۰۰۷); **A quantile regression decomposition of urban–rural inequality in Vietnam**, *Journal of Development Economics*, ۸۳ (۲): ۴۶۶-۴۹۰.

۱۶. Noferesti, M. (۲۰۰۲); **Unit-Root and Integration in Econometrics**, Rasa Press, Tehran (In Persian).

۱۷. Pesaran, M.H. (۱۹۸۴); **Macroeconomic policy in an oil-exporting economy with foreign exchange controls**, *Economica*, ۲۵۳-۲۷۰.

۱۸. Pesaran, M.H & Shin, Y. (۱۹۹۹); **An Autoregressive Distributed lag Modeling Approach to Cointegration Analysis**. Department of Applied Economic, University of Cambridge, England.

۱۹. Pesaran, M.H and Pesaran, B. (۱۹۹۷); **Working with Microfit ۴,۰: An Econometric Analysis**, Oxford University press.

۲۰. Sahn, D. & Stifel, D. (۲۰۰۳); **Urban-Rural Inequality in Living Standards in Africa**, *Journal of Africa Economies*, ۱۲ (۴): ۵۶۴-۵۹۷.

۲۱. Salimifar, M. (۲۰۰۳); **A Study on the Trend of Levels of Regional Industrialization and Regional Development in Iran**, *Tahghighat-e-Eghtesadi*, ۶۱, ۷۷-۱۰۶.

۲۲. Salimifar, M.(۱۹۹۸); **The Process of Industrialization and Regional Economic Disparities in Iran, Ph.D Thesis**, *Jawaharlal Nehru University, New Delhi*, ۲۵۸-۲۶۱.

۲۳. Sharbatoghli, A. (۱۹۹۱); **Urbanization and Regional Disparities in Post – Revolutionary Iran**, *West View Press*, U.S.A.

۲۴. Statistical Office of Iran, **Population's Censuses of ۱۹۶۶, ۱۹۷۶, ۱۹۸۶, ۱۹۹۶ & ۲۰۰۶**.

۲۵. Statistical Office of Iran, **Statistical Pocketbook of the Islamic Republic of Iran**, Diffrent Years.

۲۶. Statistical Office of Iran, **IRAN Statistical Year Book, Diffrent Years**.

۲۷. Wu, X. & Perloff, J. (۲۰۰۵); **China's Income Distribution**, ۱۹۸۵-۲۰۰۱, *Review of Economics and Statistics*, ۸۷ (۴): ۷۶۳-۷۷۵.

۲۸. Yao, S. Zhang, Z. and Feng, G. (۲۰۰۵); **Rural Urban and Regional Inequality in Output, Income and Consumpation in China under Economic Reform**, *Journal of Economic Studies*, ۳۲, ۴-۲۴.

Received: ۲۲ / January / ۲۰۰۸
Accepted: ۱۴ / August / ۲۰۰۸

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی