فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال پنجم/ شماره ۳/ پاییز ۱۳۹۷/ صفحات ۴۲-۲۱

بررسی رابطه غیرخطی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران[1]

سکینه اشرفی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، Sm.ashrafi90@gmail.com

داود بهبودی*

استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، Dbehbudi@tabrizu.ac.ir

فرهاد دژپسند

دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، F_dejpasandi@sbu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۱ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۰۴

چکیده

هدف مقاله بررسی تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه و دیگر عوامل مرتبط با سطوح توسعه‌یافتگی بر توزیع درآمد کشور ایران در هر دو مشخصه خطی و غیر خطی می‌باشد. برای این منظور، روش هم‌انباشتگی رویکرد ARDL برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است و ضرایب مدل‌های بلندمدت و تصحیح خطا برای رفتار کوتاه‌مدت در دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۷ برآورد گردیده‌اند. برآورد پایه‌ای و تحلیل‌های حساسیت نشان می‌دهد که نابرابری بطور معکوس با رشد اقتصادی در بلندمدت مرتبط است. به عبارت دیگر وجود منحنی U شکل (و نه معکوس کوزنتس) در ایران مورد تأیید قرار گرفت. با تعمیم خصوصیات کوزنتس، نتایج احتمال منحنی S شکلی را نیز تأیید نمود. این مقاله، مسیر جدیدی برای سیاست‌گذاران جهت شناخت موقعیت اقتصاد کشور در مراحل توسعه و توجه به اثرگذاری عوامل توسعه بر توزیع درآمد عادلانه ایجاد می‌کند. همچنین تلاشی پیشگام برای کاربست رویکرد ARDL در اقتصاد ایران در بررسی وجود و نوع رابطه کوزنتس می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: ایران، رشد اقتصادی، توزیع درآمد، منحنی کوزنتس.

طبقه‌بندی JEL: C22، D63، O40.

---

[1] این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

رشد اقتصادی و توزیع درآمد یا نابرابری ثروت دو موضوع مهمی هستند که با توسعه اقتصادی مرتبط می‌باشند. در مطالعات کلان اقتصادی می‌توان در اولین برخورد، مسئله فقر و محرومیت را از یک طرف به مقدار تولید سرانه و از طرف دیگر به درجه عدم تعادل در الگوی توزیع درآمد مرتبط نمود (عظیمی[1]، ۱۳۷۳). فقرزدایی و تعدیل نابرابری درآمد، وقتی همراه با رشد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود، به عنوان بزرگترین هدف اقتصاد توسعه و دشوارترین هدف سیاست‌گذاران تبدیل می‌گردد.

زمینه‌های مطالعاتی بسیاری در شصت سال گذشته را مطالعه رشد اقتصادی، نابرابری و فقر با توجه به گسترش اهداف توسعه به فراتر از رشد محض قرار گرفته است. ادبیات پیچیده و پردامنه رشد و نیز تجارب گسترده در این زمینه، حکایت از آن دارد که درجه حصول و موفقیت رشد بلندمدت اقتصادی بستگی به لحاظ نمودن عوامل تأثیرگذار از جمله مسئله توزیع درآمد و کاهش فقر با توجه به تغییرات ساختاری و نهادی اقتصاد دارد؛ چنانکه تجربیات کشورهای پیشرو در توسعه نشان می‌دهد که اگر توسعه اقتصادی اتفاق افتد از یک سو درآمد سرانه بالا می‌رود و از سوی دیگر الگوی توزیع درآمد به طور نسبی متعادل می‌شود و بدین صورت فقر معیشتی به حداقل کاهش می‌یابد. بنابراین همراهی دو متغیر درآمد سرانه و الگوی توزیع درآمد در گرفتن نتایج موفقیت آمیز استراتژی توسعه اقتصادی بسیار اهمیت دارد و در مقابل در برخی کشورهای درحال‌توسعه که سیاست‌های افزایش رفاه را صرفاً براساس سازوکار بازار (اثر سرریز و رخنه به پایین منافع رشد) دنبال کرده‌اند و یا فقر و مسائل توزیعی را به‌طور مجزا و منفک از رشد نگریسته و برنامه‌ها و سیاست‌های حمایتی و فقر زدایی تدوین کرده‌اند، نتوانسته‌اند به نتایج موردنظر دست یابند. نقطه شروع مطالعات رابطه نابرابری درآمد و رشد اقتصادی براساس فرضیه کوزنتس[2] (۱۹۵۵) است که به وسیله منحنی U معکوس شرح داده شده است؛ که با توجه به شرایط اقتصادی، نتایج متفاوتی را با در نظرگرفتن کشورهای فقیر و ثروتمند، منطقه‌ای در مقابل ملی، داده‌های مقطعی در مقابل سری‌زمانی ارائه کرده‌اند (پارتریج[3]، ۲۰۰۵).

---

[1] Azimi (1994)
[2] Kuznets
[3] Partridge

تجربیات برنامه‌های توسعه اقتصادی ایران نشان می‌دهد به الگوی تعادلی توزیع درآمد توجهی نشده و به رغم اقدامات گسترده دولت طی چهار دهه گذشته برای رفع فقر و محرومیت به جهت این بی توجهی و عدم برخورد طراحی شده با مسأله فقرزدایی، و نیز رشد اقتصادی بی‌ثبات، کم و ناکافی در این زمینه توفیقی حاصل نشده‌است. بنابراین وجه حصول و موفقیت رشد اقتصادی صرفاً بر اساس یک سلسله سیاست‌های رشد بر مبنای تخصیص منابع مورد تردید قرار دارد و لحاظ نمودن عوامل تأثیرگذار از جمله مسأله توزیع درآمد در برنامه‌های رشد اقتصادی به توجه جدی نیاز دارد. از این‌رو، هدف اصلی این پژوهش، مطالعه (شناسایی و تبیین) مسیری است برای رشد اقتصادی مداوم که همراه با نرخ رشد بالاتر، توزیع درآمد و ثروت[1] عادلانه‌تری را در پهنه سرزمین ایران به ارمغان آورد.

این مقاله ممکن است گامی اولیه برای آغاز مسیری خاص در توسعه اقتصادی باشد، از آنجا که ادبیات وسیعی در مورد این موضوع وجود دارد که در مورد ایران، این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره بلندمدت ۱۳۹۵- ۱۳۵۷ ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی با تعدادی عوامل تعیین کننده در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد آزمون قرار می‌دهد. برای این منظور، تکنیک مدل وقفه توزیع اتورگرسیو پیشرفته[2] برای ارزیابی اثرات پویای عوامل تعیین کننده بر رشد در بلند مدت و مدل تصحیح خطا[3] برای اثرات پویای کوتاه‌مدت به کار گرفته‌شده است.

سازماندهی این مقاله به این شرح است که: بعد از ارائه این مقدمه، ادبیات موضوع که دربرگیرنده مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه است، ارائه می‌شود. سپس در بخش طراحی الگوی مدل، به معرفی خصوصیات مدل و ارتباط کوزنتسی و چارچوب متدولوژی و آمار پرداخته می‌شود. سپس تحلیل‌های تجربی بیان شده است. در نهایت نیز به نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

---

[1] توزیع متعادل دارایی‌های مولد خانوارها، بخصوص خانوارهای فقیر (نظیر دام، ابزارآلات کشاورزی، مسکن، فروشگاه، تجهیزات سرمایه‌ای و زمین) حتی بیشتر از درآمد مهم است و برای رشد اقتصادی مستمر و پایدار و بازماندن افراد جامعه از بحران‌ها، مدیریت ریسک و توانمندسازی آنان حیاتی است (OECD, 2012, pp.26-27).

[2] Advanced Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)

[3] Error Correction Model (ECM)

۲- ادبیات موضوع

موضوع رشد و توزیع درآمد در جهان مشتمل بر ادبیات وسیعی است که تأثیر رشد اقتصادی را بر توزیع درآمد بررسی می‌کند. اقتصاددانان کلاسیک از قدیم اعتقاد داشتند که رشد اقتصادی به همراه توزیع درآمد مقدور نیست. آنان معتقد بودند که یکی از شرایط لازم برای ایجاد رشد سریع اقتصادی، تشدید نابرابری در توزیع درآمد است. زیرا با توجه به اینکه تقریباً تمام درآمد گروههای کم درآمد صرف هزینه‌های مصرفی می‌گردد، رشد اقتصادی وابسته به پس‌انداز گروههای پردرآمدجامعه که اساس سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کنند، خواهد بود. بنا بر این استدلال، هر نظام اقتصادی که بر پایه نابرابری بیشتر درآمد پایه‌گذاری شده‌باشد، در مراحل اولیه توسعه دارای رشد اقتصادی بالاتری نسبت به نظام اقتصادی طرح‌ریزی شده بر اساس توزیع عادلانه درآمدها خواهد بود (نیلی[1]، ۱۳۷۶). دیدگاه دیگر در این منظر فکری «اثر سرریز[2]» فرآیند رشد است به این مفهوم که رشد میانگین درآمد به طور خودکار به پایین سرریز می‌شود و فقرا سود می‌برند.

پس از جنگ جهانی دوم، اولین و مهم‌ترین بررسی در زمینه ادبیات توزیعی رشد با فرضیه کوزنتس (۱۹۶۵؛ ۱۹۵۵) حاکم شد. مطابق منطقی که پشت «منحنی U وارونه» مشهور بود، رشد سرانه ابتدا نابرابری درآمدی بالاتری بوجود می‌آورد اما بعداً برابری بیشتری را به بار می‌آورد. فرآیند منحنی U وارونه بوسیله مطالعات بسیاری تشریح شده است که عمدتاً از وزن نسبی متغیرهای مستقل مختلف در ادبیات آنها استفاده شده‌است.

مطالعات دیگری تحت این ادبیات، تئوریهای اقتصادی است که نابرابری درآمدی را به صورت منفی با رشد اقتصادی (منحنی U شکل) مرتبط می‌دانند که به ۳ گروه تقسیم می‌شوند. اول، تئوریهایی با رویکرد اقتصاد سیاسی؛ رأی‌دهندگان متوسط از سیاست‌های دولتی که باعث ارتقای دسترسی منابع از افراد ثروتمند به فقیر در کشورهای در حال توسعه با توزیع نابرابر درآمد می‌شوند، حمایت می‌کنند (آلسینا و رودریک[3]، ۱۹۹۴؛ پرسون و تابلینی[4]،۱۹۹۴) و سیاست‌های بازتوزیعی بر تصمیمات اقتصادی بوسیله اتخاذ فعالیت‌های ارتقای مالیاتی به طور معکوس اثر می‌گذارد. درنتیجه، افزایش در نابرابری درآمد، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

---

[1] Nili (1998)
[2] Spillover Effect
[3] Alesina & Roderick
[4] Persson & Tabellini

دوم، رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی به جهت تضاد اجتماعی با جوامع کاهش می یابد (آلسینا و پروتی[۱]، ۱۹۹۴؛ بنحبیب و روستیچینی[۲]، ۱۹۹۶). نابرابری درآمد، فعالیت‌های مجرمانه و غیرقانونی را افزایش داده و سرمایه‌گذاری و حقوق مالکیت را تهدید می‌کند. در این ادبیات به ارتباط سرمایه‌اجتماعی (اعتماد و نرم‌های مدنی) و رشد اقتصادی نیز توجه شده است (ناک و کیفر[۳]، ۲۰۰۰).

سوم، فرضیه بازار سرمایه ناقص؛ نابرابری درآمدی با کاهش دسترسی به اعتبار برای گروههای کم‌درآمد همراه شده که موانعی برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی ایجاد می‌کند (بانرجی و نیومن[۴]، ۱۹۹۳؛ آقیون و بولتن[۵]، ۱۹۹۲). مباحث و شواهد تجربی فرضیه کوزنتس نشان می‌دهد که پیوند رشد- نابرابری پیچیده است و در بعضی موقعیت‌ها، رشد ممکن است تعدیل‌کننده نباشد (فرریرا[۶]، ۲۰۱۰؛ دات و راولیون[۷]، ۲۰۱۱) و رشد پایدار به حمایت مؤثر اجتماعی و مکانیسم‌های بازتوزیعی -که شکست بازار بیمه و اعتبار برای فقرا را کم می‌کند و به کنترل ریسک‌های بی‌ثبات‌کننده اجتماعی و اقتصاد کلان کمک می‌کند- نیاز دارد.

در این زمینه، مطالعات خارجی مختلفی به این موضوع پرداخته‌اند که نتایج مختلفی را به دست آورده‌اند و در زیر به برخی از آنها اشاره شده است:

تریبل[۸] (۱۹۹۶) با گنجاندن مکعب درآمد سرانه، نه یک U شکل کوزنتس و نه U شکل وارونه کوزنتس بلکه یک منحنی S را ارائه داد. نتایج تجربی این مدل، فرضیه‌های کوزنتس را تأیید و تعمیمی بر این فرضیه و شکل U معکوس بود. پانیزا[۹] (۲۰۰۲) رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی برای ایالات متحده امریکا آزمون نمود. او داده‌های آماری ۴۸ ایالت از ۱۹۴۰ تا ۱۹۸۰ را با تکنیک روش گشتاور تعمیم یافته اثر ثابت بکاربرد. یافته های تجربی ارتباط تأیید کرد که افزایش در درآمد سرانه، توزیع درآمد در ایالات متحده امریکا برابرتر کرده‌است اما رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد قوی نیست. سینها[۱۰]

---

[1] Alesina & Perotti
[2] Benhabib & Rustichini
[3] Knack & Keefer
[4] Banerjee & Newman
[5] Aghion & Bolton
[6] Ferreira
[7] Datt & Ravallion
[8] Tribble
[9] Panniza
[10] Sinha

(۲۰۰۴) برای هند منحنی S شکل رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی (فرضیه تعمیم یافته U شکل کوزنتس) برای دو دوره ۱۹۵۱-۱۹۸۱ و ۱۹۹۸-۱۹۸۱ را بیان کرد. بنگوا-کالوو وسانچز-رابلس[1] (۲۰۰۵) رابطه تئوریکی و تجربی بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی کشورهای نمونه آمریکای لاتین با استفاده از داده‌های ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۵ مورد آزمون قرار دادند. یافته‌های آنان، رابطه درجه دومی برای متغیرهای پیش‌گفته نشان داد و نیز پیشنهاد آنها، تمرکز بر سرمایه‌گذاری بر زیرساختها بخصوص در اقتصادهای کمتر پیشرفته بود که کاملاً به درنظرگرفتن ظرفیت اجتماعی[2] برای تحریک نرخ رشداقتصادی نیاز دارد. شیبالی و پارتریج[3] (۲۰۰۹) به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد ایالات متحده در دو دهه ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد رشد اقتصادی تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد. همچنین رشد اقتصادی اثر معناداری در کاهش نابرابری در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی دارد. لی و همکاران[4] (۲۰۱۳) نیز به شناسایی عوامل تعیین‌کننده نابرابری در کشور کره طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. نتایج انها نشاندهنده تایید فرضیه کوزنتس و رد رابطه U شکل بارو بود. لیم و سک[5] (۲۰۱۴) به بررسی رابطه دو طرفه رشد و توزیع درآمد در ۳۱ کشور و بین سه گروه از کشورهاف کشورهای دارای درآمد پایین‌تر از متوسط درآمد، بالاتر از متوسط درآمد و کشورهای با درآمد بالا طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رشد در گروه کشورهای پایین‌تر از متوسط درآمد و بالاتر از متوسط درآمد اثر معنی‌داری بر توزیع درآمد ندارد ولی در کشورهای با درامد بالا رشد اثر منفی بر توزیع درآمد دارد. هالتر و همکاران[6] (۲۰۱۴) ارتباط نابرابری درآمد و رشد اقتصادی را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمد در کوتاه-مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد. روبین و سگل[7] (۲۰۱۵) بررسی اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایالات متحده در سال‌های پس از جنگ (۲۰۰۸-۱۹۵۳) پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که درآمد گروه درامدی

[1] Bengoa-Calvo & Sanchez-Robles
[2] Social Capacity
[3] Shibalee & Partridge
[4] Lee et al.
[5] Lim & Sek
[6] Halter et al.
[7] Rubin & Segal

بالا حساسیت زیادی به رشد اقتصادی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رشد و نابرابری درآمدی به طور مثبت ارتباط هستند. رازا و شاه[1] (۲۰۱۷) نیز به بررسی رابطه بین رشد توریسم و نابرابری درآمد در ۴۳ کشور برتر توریستی با استفاده از داده‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. برای این منظور از تکنیک‌های آزمون ریشه‌واحد، هم‌انباشتگی بوت استرپ، هم‌انباشتگی پدرونی، حداقل مربعات اصلاح شده و تکنیک علیت پانلی ناهمگن استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رشد گردشگری تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد دارد. همچنین فرضیه کوزنتس در این مطالعه تأیید شده است.

در ایران نیز تحقیقاتی در بررسی رابطه رشد و نابرابری درآمد صورت گرفته است که با توجه به مدل‌ها و دوره‌زمانی منتخب به نتایج متفاوتی رسیده‌اند که در زیر به برخی از آنها اشاره شده است:

ناجی میدانی[2] (۱۳۷۴) در رسالۀ کارشناسی ارشد خود، آثار متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران، طی سال های ۱۳۴۷ تا ۱۳۷۲ را بررسی نموده است .نتایج این تحقیق نشان می دهد که در ایران رابطۀ نابرابری و تولید ناخالص داخلی سرانه، خلاف مفاد فرضیۀ کوزنتس، غیر وارون می‌باشد. به علاوه، دو هدف رشد اقتصادی و توزیع عادلانۀ درآمد، ناسازگار و مانعه الجمع نبوده بلکه توزیع متعادل درآمد، مفید به حال رشد و توسعه نیز می باشد. نیلی و فرح‌بخش[3] (۱۳۷۷) با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۴۷ فرضیه کوزنتس را در ایران آزمون کردند. نتایج نشان داد که افزایش رشد اقتصادی به بهبود توزیع درآمد کمک می‌کند و نامطلوب‌ترشدن توزیع درآمد موجب کندشدن رشد اقتصادی می‌گردد. مهرگان و زمانی شبخانه[4] (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۱، نظریه U معکوس کوزنتس را مورد آزمون قرار دادند و به بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در کشور پرداختند. نتایج نشان داد که اثر رشد شهرنشینی بر توزیع درآمد به شکل یک رابطه خطی بوده و به روند صنعتی‌شدن جامعه و تبعات ناشی از رشد شهرنشینی بستگی دارد. حسین‌زاده[5] (۱۳۹۶) نیز به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۴ پرداخته‌اند. نتایج حاصل

[1] Raza & Shah
[2] Naji Meydani (1995)
[3] Nili & Farahbakhsh (1999)
[4] Mehregan & Zamani- Shabkhaneh (2013)
[5] Hosseinzadeh (2017)

از برآورد مدل نشان می دهد رشد اقتصادی دارای تاثیر مثبت و معنی دار بر نابرابری توزیع درآمد بوده در حالی که مجذور رشد اقتصادی دارای تاثیر منفی و معنی دار بر نابرابری توزیع درآمد است. بنابراین فرضیه کوزنتس در کشورهای مورد نظر تایید می شود.

۳- طراحی الگوی مدل

۳-۱- خصوصیات مدل و ارتباط کوزنتسی

کوزنتس (۱۹۵۵) به این استناد کرد که توسعه‌اقتصادی ممکن است در سطوح اولیه، نابرابری درآمدی را بدتر کند اما در سطوح بعدی توسعه اقتصادی، توزیع درآمد بهتر می‌شود. دو معادله زیر در مدل برای بررسی ارتباط خطی و غیرخطی رشداقتصادی و نابرابری درآمدی ارائه شده است.

$$\ln(\mathrm{GINI}_t) = \beta_1 \ln \mathrm{GDPC}_t + a_0 + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\ln(\mathrm{GINI}_t) = \beta_2 \ln \mathrm{GDPC}_t + \beta_3 (\ln \mathrm{GDPC}_t)^2 + \alpha_1 + \varepsilon_t \quad (۲)$$

GINI شاخصی برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی که با ضریب Gini و رشد اقتصادی با GDPC (تولید ناخالص داخلی سرانه) بیان شده‌است. در معادله (۲) $\beta 2 > 0$ و $\beta 3 <$ 0 و معمولاً در منحنی U وارونه کوزنتس ($|\beta_2| > |\beta_3|$) پیش‌بینی می‌شود.

فرض می‌شود در معادله (۱) و (۲) جمله خطا به طور نرمال توزیع شده‌است: i.i.d. i.e. $\sim (0, \delta^2)$ اگر فرض همبستگی پیاپی صفر محقق نشود، خطای استاندارد تخمین‌ها تورش‌دار هستند. این باعث ناکارایی نتایج تجربی است. دراین‌صورت، معمولاً روش AR(1) بکار گرفته می‌شود و مدلهای ارائه شده بوسیله بالتاجی و وو[1] (۱۹۹۹) معادلات را به شرح زیر تعدیل می‌کند.

$$\ln(\mathrm{GINI}_t) = \beta_1^* \ln \mathrm{GDPC}_t + \alpha_0^* + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

$$\ln(\mathrm{GINI}_t) = \beta_2^* \ln \mathrm{GDPC}_t + \beta_3^* (\ln \mathrm{GDPC}_t)^2 + \alpha_1^* + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

ρ ضریب همیستگی میان $\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ و μ_t مجدد شرط نویز سفید با فرض i.i.d. i.e. $\sim (0, \delta^2)$ را برآورد می‌کند.

[1] Baltagi & Wu

سمت راست معادله (۴) نقطه عطف نسبت درآمد را نشان می‌دهد. که با فرض کونسیکو و گالبرات[1] (۲۰۰۱) اثبات شده‌است. علاوه براین، به نام «فرضیه کوزنتس تعمیم‌یافته» ارائه می‌شود.

راه دوم توجه به مسئله همبستگی پیاپی پیچیده‌تراست. اگر همبستگی پیاپی در پسماندها (ε_t) از منابع دیگری- برخی تأثیرات متغیرهای وابسته با وقفه حذف شده[2]- ایجاد شود، نه تنها خطاهای استاندارد این تخمین‌ها بلکه تخمین‌های ضرایب ممکن است تورش‌دار شوند. یعنی نابرابری سالیانه جاری ممکن است در اندازه‌گیری نابرابری درآمدی سال‌های آینده تأثیرگذار باشند. حل این مشکل وارد نمودن یک متغیر وابسته باوقفه در مدل است[3]. بنابراین معادله (۱) به شرح زیر تغییر می‌یابد.

$$\ln(\mathrm{GINI_t}) = \gamma^* \ln(\mathrm{GINI_{t-1}}) + \gamma_1^* \ln\mathrm{GDPC_t} + a^* + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

این مدل همچنان تحت محدودیت‌هایی است. برای گرفتن تخمین‌های بدون تورش و سازگار، LDV[In I_{t-1}] باید با جمله خطای جاری غیرهمبسته باشد. $E(\ln(I_{t-1}) = 0$ و بعدزمانی باید نامحدود باشد که به‌طورخاص غیرممکن است. مدل (۵) به شکل زیر تغییر می‌کند.

$$\ln(\mathrm{GINI_t}) - \ln(\mathrm{GINI_{t-1}}) = \varphi^*[\ln(\mathrm{GINI_{t-1}}) - \ln(\mathrm{GINI_{t-2}})] + \varphi_1^*[\ln \mathrm{GDPC_t} - \ln(\mathrm{GDPC_{t-1}})] + v_t - v_{t-1} \qquad (۶)$$

متغیر مستقل In ($GDPC_t$) باید تعیین‌شده باشد (برونزای ضعیف): برای $s \geq t$ ؛

$E(\ln Y_t , \varepsilon_i) = 0$است و در پسماندهای اولین تفاضل اگر هیچ اتورگرسیو مرحله دومی وجود نداشته‌باشد، اتورگرسیو مرحله اول اجازه داده می‌شود. حالت نهایی مدل خطی در (۷) و غیرخطی در (۸) نشان داده شده‌است:

$$\ln \mathrm{GINI}_t = \partial_0 + \partial_0 \ln\mathrm{GDPC}_t + \partial_s \mathrm{CV} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

$$\ln \mathrm{GINI}_t = \lambda_0 + \lambda_{01} \ln\mathrm{GDPC}_t + \lambda_2 \ln\mathrm{GDPC}^2 + \lambda_s \mathrm{CV} + \mu_t \qquad (۸)$$

براساس مباحث نظری منحنی S که مدل گسترش یافته منحنی U شکل کوزنتس می‌باشد (لیست و گالت[4]، ۱۹۹۹؛ تریبل، ۱۹۹۶ و ۱۹۹۹). می‌توان به جای معادله (۷) از حالت مکعبی GDPC به جای حالت مربعی استفاده کرد.

---

[1] Conceicao & Galbraith

[2] Lagged Dependant Variables (LDVs)

[3] مقادیر باوقفه متغیر وابسته به معنی این است که ساختار مدل را پویا نموده‌ایم.

[4] List & Gallet

$$\ln \mathrm{GINI}_t = \delta_0 + \delta_1 \ln\mathrm{GDPC}_t + \delta_2 \ln\mathrm{GDPC}_t^2 + \delta_3 \ln\mathrm{GDPC}_t^3 + \delta_s \mathrm{CV} + \eta_t \quad (۹)$$

GDPC بیانگر تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد اقتصادی و GINI نابرابری را اندازه می‌گیرد. CV بیانگر متغیر کنترل است که در این مدل شامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، نرخ بیکاری (UEMP)، امید به زندگی (LE)، شهرنشینی (URB)، نرخ باسوادی (LR) است و در معادلات (۷) تا (۹) آورده شده‌است.

۳-۲- چارچوب متدولوژی

این مقاله، رویکرد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) ارائه شده توسط پسران و شین[1] (۱۹۹۹)، پسران و همکاران[2] (۱۹۹۶ و ۲۰۰۱) و پسران و اسمیت[3] (۲۰۱۴) را به کار می‌گیرد. مطالعات اخیر در علوم اجتماعی بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی هم‌انباشتگی[4] بر دیگر روشهای مرسوم همچون انگل و گرنجر[5] (۱۹۸۷)؛ جوهانسون[6] (۱۹۹۱ و ۱۹۹۲) و جوسیلیوس[7] (۱۹۹۰) برتری دارد. اولین مزیت رویکرد ARDL این است که اگر متغیرها در I(0)، I(1) یا I(0)/I(1) انباشته باشند، هم‌انباشتگی قابل مشاهده‌است. روش تخمین تحت این رویکرد همان والد (Wald) یا آماره F در رگرسیون دیکی فولر تعمیم‌یافته است که به سادگی برای بررسی معنی‌دار بودن سطوح وقفه متغیرها تحت شرایط تعادل غیر محدود ECM در نظر گرفته می‌شود. دلیل دیگر اینکه ARDL پویاتر است و نتایج بهتری در نمونه‌های کوچک نسبت به تکنیک‌های سنتی در ادبیات اقتصادی فراهم می‌کند.

این رویکرد شامل تخمین حالت تصحیح خطا مقید از مدل ARDL برای متغیرهای تخمین است. مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده ARDL $(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ به صورت زیر می‌باشد:

$$\alpha(\mathrm{L},\mathrm{P})\mathrm{y}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(\mathrm{L},\mathrm{P})\mathrm{x}_{it} + \lambda' \mathrm{w}_t + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

جایی که:

$$\alpha(\mathrm{L},\mathrm{P}) = 1 - \alpha_1 \mathrm{L} - \alpha_2 \mathrm{L}^2 - \cdots - \alpha_p \mathrm{L}^p$$

---

[1] Pesaran & Shin
[2] Pesaran et al.
[3] Pesaran & Smith
[4] Co-Integration
[5] Engle & Granger
[6] Johansen
[7] Juselius

$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \cdots + \beta_{iq_i}L^{q_i} \quad i=1, 2\ldots, k$

در معادله فوق y_t متغیر وابسته، α_0 جزء ثابت، L عملگر وقفه مانند $L_{y_t} = y_{t-1}$ و w_t بردار $S\times1$ متغیرهای معین مانند عبارت عرض از مبدأ، روندهای زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت می‌باشد.

کشش‌های بلندمدت با معادله زیر برآورد می‌شود:

$$\emptyset_i = \frac{\hat{\beta}_i(1,\hat{q})}{\alpha(1,\hat{p})} = \frac{\hat{\beta}_{i0}+\hat{\beta}_{i1}+\cdots+\hat{\beta}_{i\hat{q}}}{1-\hat{\alpha}_1-\hat{\alpha}_2-\cdots-\hat{\alpha}_p} \qquad \forall i = 1,2,\ldots.,k \qquad (۱۱)$$

ضرایب بلندمدت نیز به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\pi = \frac{\hat{\lambda}(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)}{1-\hat{\alpha}_1-\hat{\alpha}_2-\cdots-\hat{\alpha}_p} \qquad (۱۲)$$

که در رابطه فوق $\hat{\lambda}(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \ldots, \hat{q}_k)$ تخمین‌های OLS از λ را در معادله (۱۰) برای مدل ARDL انتخابی معرفی می‌کند.

مدل تصحیح خطا (ECM) مرتبط با $ARDL(\hat{p}, \hat{q}_1, \hat{q}_2, \ldots, \hat{q}_k)$ با در نظرگرفتن معادله (۱۰) بر حسب سطوح وقفه داده‌شده و تفاضل مرتبه اول متغیرهای $y_t, x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{kt}$ و w_t به دست می‌آید:

$$\Delta y_t = \Delta\alpha_0 - \alpha(1,\hat{p})EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\,\Delta x_{it} + \acute{\lambda}\Delta w_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}-1}\alpha_{0j}\,\Delta y_{t-1} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{q}_{t-1}}\beta_{ij}\,\Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

ECM، مدل تصحیح خطا است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ECM_t = y_t - \alpha - \sum\hat{\beta}_i\,x_{it} - \acute{\lambda}w_t \qquad (۱۴)$$

در معادله فوق x_t برداری از متغیرهای اجباری k بعدی است که هم‌انباشته نیستند. ε_t بردار جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس _کوواریانس ثابت می‌باشد.

وجود یک عبارت تصحیح خطا در میان تعدادی از متغیرهای هم‌انباشته، دلالت بر این دارد که تغییرات در متغیر وابسته تابعی از سطوح غیرتعادلی در رابطه هم انباشتگی (معرفی شده به‌وسیله ECM) و نیز تابعی از تغییرات متغیرهای توضیحی دیگر است و انحراف در متغیر وابسته از محدوده کوتاهی از زمان به سمت رابطه تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد (مسیح و مسیح[1]، ۱۹۹۷). در مرحله بعد، ضرایب روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت از معادله یکسان تخمین زده می‌شود.

رویکرد ARDL شامل دومرحله برای تخمین روابط بلندمدت است (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). مرحله اول، بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمام متغیرهای معادله تحت

[1] Masih & Masih

تخمین است. مرحله دوم، تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت معادله یکسان می‌باشد. مرحله دوم تنها زمانی انجام می‌شود که در مرحله اول به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پی برده شود (نارایان و اسمیت[1]، ۲۰۰۴). این مقاله فرمول کلی‌تری از ECM را با عرض از مبدا و روندهای نامحدود مورد استفاده قرار می‌دهد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i' \Delta z_{t-1} + w' \Delta X_t + \mu_t \quad (۱۵)$$

که در آن $c_0 \neq 0$ و $c_1 \neq 0$. آزمون والد (آماره F) برای فرضیه‌های صفر و فرضیه‌های مقابل به صورت زیر می‌باشد:

$$H_0^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} = 0, H_0^{\pi_{yx.x}} : \pi_{yx.x} = 0$$
$$H_1^{\pi_{yy}} : \pi_{yy} \neq 0, H_1^{\pi_{yx.x}} : \pi_{yx.x} \neq 0$$

از اینرو، H_0 مشترک متعلق به معادله بالا به شرح زیر است:

$$H_0 = H_0^{\pi_{yy}} \cap H_0^{\pi_{yx.x}},$$

و فرضیه مقابل به طور متناظر بیان می‌شود:

$$H_1 = H_1^{\pi_{yy}} \cap H_1^{\pi_{yx.x}}.$$

دو مقدار بحرانی F، وقتی که متغیرهای مستقل I(d) ($0 \leq d \leq 1$) هستند، آزمون هم‌انباشتگی را فراهم می‌کند. ارزش پایین‌تر فرض می‌کند رگرسورها I(0) هستند و ارزش بالاتر فرض می‌کند که رگرسورها I(1) هستند. اگر آماره F محاسبه شده از حد بالای ارزش بحرانی بزرگتر باشد، فرضیه صفر یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. برعکس اگر آماره آزمون کوچکتر از حد پایین ارزش بحرانی باشد، فرضیه صفر یا عدم وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. نهایتاً اگر آماره بین حد بالا و حد پایین ارزش‌های بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیرقطعی است. در این مورد، ECM رویکرد مناسب تعیین هم‌انباشتگی است.

همبستگی توصیفی در جدول (۱)، همبستگی‌های دوتایی بین متغیرها را شرح می‌دهد و علامت‌های مورد انتظار و درون‌یافت تئوری در جدول (۲) ارائه شده‌است. داده‌های مورد استفاده، داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۹۰- ۱۳۵۷ می‌باشند و عبارتند از: ضریب جینی (*GINI*)، تولید ناخالص داخلی سرانه (*GDPC*)، نرخ بیکاری (*UE*)، نرخ شهرنشینی(*UP*)، امید به زندگی (*LE*)، نرخ باسوادی (*LR*) که از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی و مرکز آمار

[1] Narayan & Smyth

ایران استخراج شده‌است و خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به تولید ناخالص داخلی واقعی از شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) اخذ شده‌است.

جدول (۱): آمار توصیفی و ماتریس همبستگی

متغیرها	LGINI	LGDPC	LUP	LUE	LLE	LLR	FDI
مشاهدات	۳۹	۳۹	۳۹	۳۹	۳۹	۳۹	۳۹
میانگین	۳/۶۹۶۲	۲/۷۶۲۷	۴/۱۱۵۳	۲/۴۷۲۷	۴/۲۰۵۰	۴/۳۱۲۰	۰/۴۳۴۱۰
حداکثر	۳/۸۳۳۰	۳/۱۸۱۴	۴/۳۰۴۱	۲/۶۷۴۱	۴/۳۲۸۱	۴/۴۷۲۸	۲/۷۳۶۱
حداقل	۳/۶۲۴۳	۲/۳۰۰۰	۳/۸۷۹۶	۲/۲۰۸۳	۴/۰۷۲۴	۳/۹۲۷۹	۰/۲۸۹۹۹
انحراف معیار	۰/۰۴۲۸۲	۰/۲۵۹۶۸	۰/۱۳۰۰۸	۰/۱۱۶۴۰	۰/۰۷۸۳۰	۰/۱۷۱۱۲	۰/۶۲۴۷۷
Skewness	۱/۵۷۷۰	۰/۱۸۵۶۱	-۰/۲۲۶۴۶	۰/۰۳۳۱۹	-۰/۲۷۸۲۲	-۰/۸۶۰۴۰	۱/۷۵۳۸
Kurtosis	۲/۷۲۶۲	-۱/۱۶۲۸	-۱/۲۵۰۳	-۰/۶۳۴۸۷	-۱/۰۵۸۳	-۰/۷۳۹۱۱	۳/۴۰۵۸
LGINI	۱/۰۰۰۰۰						
LGDPC	-۰/۱۹۸۸۱	۱/۰۰۰۰۰					
LUP	-۰/۵۳۲۰۴	۰/۷۰۳۶۸	۱/۰۰۰۰۰				
LUE	۰/۲۶۳۶۸	-۰/۳۷۸۳۹	۰/۰۰۵۳۸۶	۱/۰۰۰۰۰			
LLE	-۰/۵۳۶۸۰	۰/۶۶۰۰۸	۰/۹۹۲۵۵	۰/۰۰۵۳۸۶	۱/۰۰۰۰۰		
LLR	-۰/۵۵۸۵۷	۰/۴۷۹۶۴	۰/۹۴۴۵۵	۰/۰۵۰۹۵۵	۰/۹۴۹۷۰	۱/۰۰۰۰۰	
FDI	-۰/۰۳۷۸۰	۰/۵۳۴۷۵	۰/۴۸۰۹۱	-۰/۱۶۶۷۲	۰/۴۵۴۵۲	۰/۴۲۲۱۲	۱/۰۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): علامت‌های مورد انتظار متغیرها

متغیرها	نظریه مشهود	علامت‌های مورد انتظار
GDPC	GDP سرانه و مجذور GDP سرانه امکان وجود یک اثر آستانه‌ای در رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی را ارائه می‌دهد.	+ −
FDI	اثر FDI بر نابرابری در نظریه مختلط است. از یک طرف، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی حتی منجر به توزیع درآمد در بلندمدت از طریق ایجاد رشد اقتصادی در بخش‌های پیشرو می‌شود. از سوی دیگر، FDI بطور درونی توزیع درآمد را با افزایش دستمزدها در بخش‌های مرتبط در مقایسه با بخش‌های سنتی، بدتر می‌کند.	− +
UE	بیکاری احتمالاً به یک اثر فزاینده نابرابری با هل دادن افراد بیشتر به سطوح پایین توزیع درآمد منجر می‌شود .	+
LE	بر طبق مطالعات، یک اثر توزیع درآمد برابر، بهبود امید به زندگی است. کاهش تفاوت‌های درآمدی میان جمعیت [....] سلامت آنها را بهبود می‌بخشد.	−
UP	مفروضات متناقضی در مورد تأثیر شهرنشینی در نابرابری درآمدی وجود دارد. از یک طرف، تراکم بالای جمعیت با نابرابری کمتر همراه است، با این توضیح که امکانات بهتری از سوی سازمان اجتماعی پیشرفته در صورت تراکم جمعیت بالاتر فراهم می‌شود. از سوی دیگر، تراکم جمعیتی بالاتر و افزایش نابرابری شهرنشینی: نابرابری درآمدی معمولاً در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی بالاتر است.	− +
LR	بهبود باسوادی تأثیر سودمندی بر درآمد جمعیت پایین در هزینه از مردم ثروتمند دارد.	−

۴- تحلیل‌های تجربی

در ابتدا، قبل از پرداختن به آزمون هم‌انباشتگی، آزمون مانایی برای همه متغیرها انجام می‌شود تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها انباشته از مرتبه دو یعنی I(2) نیستند و بدینوسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود. بر طبق اتارا[1] (۲۰۰۴) در هنگام وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره‌های F محاسبه شده قابل اعتماد نیستند، زیرا آزمون F مبتنی بر این فرض است که همه متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) هستند. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل ARDL برای تعیین اینکه هیچ یک از متغیرها انباشته از رتبه ۲ یا بیشتر نیستند ضروری است.

نتایج در جدول (۳) نشان می‌دهد که LLR، LLE، LUE، LUP، LGDPC در سطح یا I(0) نا مانا و در اولین تفاضل یا I(1) مانا هستند. این آزمون رگرسیون‌ها هم یک ثابت و هم روند را در بررسی هم‌انباشتگی متغیرها را در نظر گرفته‌است.

جدول (۳): تخمین ریشه واحد

متغیر وابسته	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (در سطح)	احتمال	آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (با یک مرتبه تفاضل‌گیری)	احتمال
LGINI	-۵/۵۳۴۸	۰/۰۰۹۰	-	-
LGDPC	-۲/۵۲۵۸	۰/۳۱۴۷	-۳/۹۷۴۰	۰/۰۱۶۵
LUP	-۱/۰۰۸۸	۰/۹۹۶۳	-۲/۳۳۲۴	۰/۰۱۱۳
LUE	-۳/۲۳۸۳	۰/۱۳۷۹	-۴/۱۸۴۲	۰/۰۰۰۰
LLE	-۱/۷۶۶۱	۰/۷۰۰۷	-۳/۸۶۳۸	۰/۰۲۴۳
LLR	-۱/۳۰۵۰	۰/۹۱۳۷	-۳/۸۷۲۵	۰/۰۰۲۶
FDI	-۲/۷۴۸۵	۰/۰۴۸۲	-	-

منبع: یافته‌های تحقیق

رویکرد ARDL سه مرحله برای تخمین دارد. در مرحله اول، آزمون F برای پی بردن به وجود رابطه بلندمدت در معادله (۷) با استفاده از معادله (۱۵) صورت می‌گیرد. آزمون F بدین صورت است که ابتدا یک رگرسیون OLS را برای قسمت تفاضل مرتبه اول از معادله (۱۵) برآورد می‌کند و سپس معناداری مشترک ضرایب متغیرهای سطح وقفه‌دارشده را هنگامی که به قسمت اول معادله (۱۵) اضافه شده‌اند، آزمون می‌کند.

[1] Ouattara

جدول زیر نتایج آماره F محاسبه شده را در رگرسیون ARDL-OLS نشان می‌دهد، که با تعیین وقفه ۲ و ازآنجاکه آماره F بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی است، وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود، و می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را با اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان پذیرفت و این دلالت بر وجود رابطه هم‌انباشتگی یا بلندمدت در میان متغیرهای LGINI، LGDPC، LUE، LUP، LLE، LLR و FDI دارد.

جدول (۴): نتیجه آزمون F مبنی بر وجود هم‌انباشتگی

نتیجه	احتمال	آمارهF	وقفه	متغیر وابسته
وجود همجمعی	۰/۰۰۱	۷/۰۳۴۲	۲	F(DLGINI\DLGDP, DLUE, DLUP, DLLE, DLLR, DFDI)
حد بالای ارزش بحرانی F: ۴/۲۶۶ در سطح ۵ درصد خطا				حد پایین ارزش بحرانی F: ۲/۸۲۶ در سطح ۵ درصد خطا

منبع: یافته‌های تحقیق

در مرحله بعد با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی معادله (۷)، (۸) و (۹) با تعیین حداکثر وقفه ۲ برای اجتناب از دست دادن درجه آزادی برآورد می‌شود. انتخاب طول وقفه براساس ارزش حداقل AIC است.

نتایج بلند مدت معادله (۷) براساس AIC و مدل ARDL مناسب در ستون ۲ جدول (۵) ارائه شده‌است. نتایج نشان می‌دهد که GDP سرانه واقعی بطور منفی با نابرابری درآمدی مرتبط شده‌اند، به عبارت دیگر یک رابطه در حال کاهش یکنواختی بین ln(GINI) و ln(GDPC) وجود دارد. همچنین، مهاجرت داخلی یا شهرنشینی نابرابری درآمد در کشور را افزایش می‌دهد. مهاجرت بی‌رویه از روستا به شهر طی سال‌های مورد مطالعه که به دلایل گوناگون صورت پذیرفته، تحت شرایطی که صنایع موجود در نقاط شهری نیز کشش جذب تمام افراد حاضر به کار نداشته است، بیکاری در نقاط شهری که یکی از عوامل ایجاد فقر و نابرابری است را تشدید نموده و این مسئله منجر به ایجاد مشاغل کاذب در نقاط شهری شده‌است. به عبارت دیگر، نظام شهرنشینی و روند سریع آن در کشور، سبب هجوم گسترده به شهرها، پیدایش بخش خدمات متورم، بیکاری پنهان، معضل مسکن، مسایل زیست محیطی، گسترش سکونت گاه های غیررسمی گردیده‌است که از عوامل مهم در افزایش نابرابری به شمار می‌آیند. سرمایه گذاری مستقیم خارجی (با ضریب بسیار پایین) تأثیر فزاینده بر نابرابری درآمدی کشور داشته است که نشان می‌دهد با توجه به بهره‌مندی پایین کشور از سرمایه‌گذاری خارجی -که در طی سال‌های مطالعه بسیار کم بوده‌است – در پروژه‌های مولد و زیرساخت‌های خاص، این نوع

سرمایه‌گذاری سهم کمی در توسعه‌اقتصادی پایدار و بهبود توزیع درآمد داشته‌باشد. تأثیر نرخ باسوادی و امید به زندگی بر نابرابری درآمدی در بلندمدت و کوتاه‌مدت منفی است و این نشان می‌دهد که توسعه آموزشی در مقاطع مختلف تحصیلی و دانشگاهی و ارتقای بهداشت عمومی در روند توسعه اثر مثبت بر توزیع عادلانه درآمد گذاشته‌است. بیکاری با ضریب بسیار پایین بر نابرابری درآمد اثر کاهنده داشته و نشان از اثرگذاری پایین ایجاد اشتغال در طی ۳۹ سال گذشته بر اقتصاد ایران دارد، به عبارتی با توجه به عدم فراگیری اشتغال بخصوص در بکارگیری مناسب جوانان و فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، بیکاری مزمن اثرگذاری غیر قابل پیش‌بینی داشته‌است.

جدول (۵): برآورد ضرایب بلندمدت براساس رویکرد ARDL

متغیر وابسته = LGINI						
متغیرها	ضرایب	ارزش احتمال	ضرایب	ارزش احتمال	ضرایب	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۵/۴۰۱۰	۰/۰۰۰	۲/۶۵۸۴	۰/۰۱۲	۱۷/۶۴۰۹	۰/۰۰۰
LGDPC	-۰/۰۵۸۶۲۴	۰/۳۷۷	۱/۰۰۱۹	۰/۰۰۹	-۱۶/۰۶۸۴	۰/۰۰۲
$LGDPC^2$	۰۰۰۰	۰۰۰۰	-۰/۲۰۵۳۴	۰/۰۰۵	۶/۱۳۰۱	۰/۰۰۱
$LGDPC^3$	۰۰۰۰	۰۰۰۰	۰۰۰۰	۰۰۰۰	-۰/۷۷۴۹۳	۰/۰۰۱
LUE	-۰/۰۹۱۴۵۶	۰/۰۹۰	-۰/۰۸۲۹۸۶	۰/۰۳۰	-۰/۰۵۰۱۷۱	۰/۰۹۷
LUP	۰/۳۵۰۵۱	۰/۴۶۴	۰/۷۲۷۱۴	۰/۰۳۴	۰/۱۴۰۰	۰/۶۳۰
LLE	-۰/۵۳۵۸۵	۰/۲۹۴	-۰/۱۶۴۶۳	۰/۶۵۶	۰/۲۱۸۱۲	۰/۴۸۲
LLR	-۰/۱۲۰۱۸	۰/۵۳۰	-۰/۵۱۹۴۶	۰/۰۰۱	-۰/۳۱۲۹۶	۰/۰۰۶
FDI	۰/۰۲۲۰۸۵	۰/۰۱۰	۰/۰۱۴۰۱۳	۰/۰۲۲	۰/۰۰۳۶۳۹۹	۰/۴۹۲
	R^2 =۰/۵۸۴۴۸ Adjusted R^2=۰/۴۰۱۶۶ AIC=۷۶/۵۴۴۲ Schwarz Criterion=۶۶/۸۷۸۷ F-statistics=۳/۱۹۶۹ Prob. =۰/۰۰۸ Durbin-Watson=۱/۴۰۵		R^2=۰/۶۸۵۳۷ Adjusted R^2=۰/۵۲۸۰۵ AIC=۸۰/۶۸۹۴ Schwarz Criterion=۷۰/۲۱۸۴ F-statistics=۴/۳۵۶۶ Prob. =۰/۰۰۱ Durbin-Watson=۱/۷۴		R^2 =۰/۶۸۵۳۷ Adjusted R^2=۰/۶۴۷۸۲ AIC=۸۶/۱۰۴۹ Schwarz Criterion=۷۵/۶۳۴۰ F-statistics=۶/۵۱۸۴ Prob. =۰/۰۰۰ Durbin-Watson=۲/۰۸۹۲	

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی رابطه غیر خطی بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی (فرضیه کوزنتس) مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه بر مدل خطی اضافه شده‌است. شواهد تجربی منحنی U شکل معکوس کوزنتس را برای ایران در بلندمدت تأیید می‌کند که در ستون ۴ جدول (۵) ارائه داده‌شده‌است، به عبارتی مجذور رشد اقتصادی دارای تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد دارد. با گنجاندن عبارت مکعب GDP سرانه به مدل غیر خطی

(عبارت خطی و مربع GDP سرانه) منحنی S شکل (یا N شکل معکوس) را تأیید می‌کند، به این معنی که با شروع رشد اقتصادی نابرابری درآمدی کاهشی – افزایشی – کاهشی است.

پس از بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها، و برای بدست آوردن پویایی کوتاه‌مدت از این متغیرها، مدل کوتاه‌مدت ARDL برآورد شده و نتایج در جدول (۶) ارائه شده‌است. ضریب عبارت ECM نشان‌دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت است. علامت ضریب ECM باید منفی و در سطح معنی‌داری بالایی باشد.

جدول (۶): تصحیح خطا متناسب با ARDL(2,2,1,0,0,0,0)

متغیر وابسته = dLGINI				
متغیرها	**ضرایب**	**انحراف معیار**	**آماره t**	**ارزش احتمال**
$dLGINI_{t-1}$	۰/۳۲۲۸۳	۰/۱۵۵۵۲	۲/۴۶۱۶	۰/۰۲۱
dLGDPC	۰/۱۶۲۰۲	۰/۱۱۰۵۲	۱/۴۶۵۹	۰/۱۵۴
$dLGDPC_{t-1}$	-۰/۱۷۷۱۶	۰/۱۱۷۲۴	-۱/۵۱۱۱	۰/۱۴۲
dUEMP	-۰/۰۰۸۷۶۲۰	۰/۰۵۹۷۲۷	-۰/۱۴۶۷۰	۰/۸۸۴
dLUP	۰/۴۳۸۴۵	۰/۵۹۵۶۲	۰/۷۳۶۱۲	۰/۴۶۸
dLLE	-۰/۶۷۰۳۰	۰/۶۳۹۶۴	-۱/۰۴۷۹	۰/۳۰۴
dLLR	-۰/۱۵۰۳۳	۰/۲۳۹۶۳	-۰/۶۲۷۳۵	۰/۵۳۶
dFDI	۰/۰۲۷۶۲۶	۰/۰۱۰۳۲۳	۲/۶۷۶۱	۰/۰۱۳
Ecm(-1)	-۱/۲۵۰۹	۰/۲۱۰۹۲	-۵/۹۳۰۶	۰/۰۰۰
R^2 = ۰/۷۱۶۹۰, Adjusted R^2 = ۰/۵۹۲۳۳				
AIC=۷۶/۵۴۴۲ Shwarz Criterion=۶۶/۸۷۸۷				
F-statistic=۷/۰۳۴۲ [۰/۰۰۰] Durbin-Watson= ۱/۴۰۵۳				

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب Ecm(-1) برای مدل کوتاه‌مدت برابر با (۱/۲۵۰۹-) است که معنی‌دار و دارای علامت صحیح می‌باشد و دلالت بر یک سرعت بسیار بالای تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را دارد. در کوتاه‌مدت برخلاف بلندمدت، ضریب مربوط به LGDPC مثبت است. به عبارت دیگر با اطمینان ۹۵ درصد، افزایش در GDPC، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد.

۵- نتیجه‌گیری

این مطالعه آزمون هم‌انباشتگی با رویکرد ARDL را برای بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین نابرابری درآمد(ضریب جینی) و تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی در دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۷ به کار برده‌است. بطور تجربی، برآورد پایه‌ای و تحلیل‌های حساسیت نشان داد که نابرابری بطور معکوس و معنی‌دار با رشد اقتصادی در بلندمدت مرتبط است. به

عبارت دیگر وجود منحنی U شکل (و نه معکوس کوزنتس) در ایران تحت بررسی با داده‌های سری زمانی مورد تأیید قرار گرفت. با تعمیم خصوصیات کوزنتس، نتایج احتمال منحنی S شکلی را نیز تأیید نمود. این نتیجه، تصدیقی بر تحلیل‌ها و مطالعات تجربی لیست و گالت (۱۹۹۹)، تریبل (۱۹۹۶)، روبین و سگل (۲۰۱۵) است که منحنی U معکوس کوزنتس در واقع یک منحنی S شکل است که اولین نقطه عطف آن ارتباط بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی از تغییر (ساختاری) بخش کشاورزی به بخش تولید کارخانه‌ای (ATM) نشان می‌دهد. نقطه عطف دوم، به تغییر ساختاری از بخش تولیدات کارخانه‌ای به بخش خدمات (MTS) در اقتصاد دلالت دارد و نیز تصدیق اکثر مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران در یک دوره زمانی بلندمدت‌تر ۳۹ ساله است که در بلندمدت افزایش رشد اقتصادی به بهبود توزیع درآمد کمک می‌کند و نامطلوب شدن توزیع درآمد موجب کند شدن رشد اقتصادی می‌گردد.

همچنین نتایج تحقیق بیانگر آن است که مهاجرت داخلی یا شهرنشینی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی، نابرابری درآمد در کشور را افزایش داده و نرخ باسوادی، امید به زندگی و بیکاری اثر منفی بر نابرابری درآمدی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارند. مباحث و شواهد تجربی فرضیه کوزنتس نشان می‌دهد که پیوند رشد - نابرابری پیچیده است و در بعضی موقعیت‌ها، رشد ممکن است تعدیل‌کننده نباشد.

با توجه به نتایج مطالعه، توصیه‌های سیاستی که پیشنهاد می‌شود این است که سیاست کاهش نابرابری درآمدی در مناطق شهری از طریق توسعه شرکت‌های کوچک و بزرگ دانش‌محور و ایجاد طرح‌های اشتغال فراگیر پیگیری گردد. همچنین توسعه تجارت جهت ارتقای ارزش‌افزوده بخش کشاورزی در مناطق روستایی کشور، توزیع درآمد در این مناطق را بهبود خواهد بخشید و نیز جذب و هدایت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به پروژه‌های بسیار مولد به منظور بهبود معیشت عمومی مردم، کاهش فقر و نابرابری باید در دستور کار دولت قرار گیرد؛ چنانکه بزرگترین عامل ایجاد کننده فقر نه کمبود درآمد بلکه توزیع عادلانه آن است. توانمندسازی از طریق ارتقای آموزش عمومی، تخصصی و مهارت‌آموزی اثر فزاینده در کاهش نابرابری و ارتقای رشد حامی فقرا داشته و در سیاست‌های اقتصادی کشور باید مورد نظر و عمل قرار گیرد. بعلاوه رشد پایدار به حمایت مؤثر اجتماعی و مکانیسم‌های بازتوزیعی -که شکست بازار بیمه و اعتبار برای فقرا را کم می‌کند و به کنترل ریسک‌های بی‌ثبات‌کننده اجتماعی و اقتصاد کلان کمک می‌کند- نیاز دارد.

فهرست منابع

۱. حسین زاده، هدایت (۱۳۹۶). تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، ۸۲(۲)، ۲۳۳ - ۲۶۰.

۲. عظیمی، حسین (۱۳۷۳). *نگاهی به مسئله فقر و محرومیت در ایران*. انتشارات کمیته امداد امام خمینی، تهران.

۳. مهرگان، نادر، و زمانی شیخانه، صابر (۱۳۹۲). بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۸(۳)، ۳-۱۹.

۴. ناجی میدانی، علی‌اکبر (۱۳۷۴). *بررسی آثار متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

۵. نیلی، مسعود (۱۳۷۶). *اقتصاد ایران*. مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، تهران.

۶. نیلی، مسعود، و فرح‌بخش، علی (۱۳۷۷). ارتباط رشداقتصادی و توزیع درآمد. *مجله برنامه و بودجه*، ۳(۱۰و ۱۱)، ۱۵۴-۱۲۱.

1. Aghion, P. & Bolton, P. (1992). Distribution and growth in models of imperfect capital markets. *European Economic Review, 36* (2-3), 603-611.
2. Aghion, P., Caroli, E., & Garsia-Penalosa, C. (1998). Inequality and economic growth. *Growth, Inequality and Globalization: Theory, History and Policy*, 5-102.
3. Alesina, A. & Perotti, R. (1994). The political economy of growth: a critical survey of the recent literature. *World Bank Economic Review, 8* (3), 351-371.
4. Alesina, A. & Roderick, D. (1994). Distributed politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), 465-490.
5. Azimi, H. (1994). *A look at the issue of poverty and deprivation in Iran*. Tehran: Publication of the Imam Khomeini Relief Committee, (In Persian).
6. Baltagi, B.H. & Wu, P.X. (1999). Unequally spaced panel data regression with AR (1) disturbances. *Econometric Theory*, 15 (6), 814-823.
7. Banerjee, A.V. & Newman, A.F. (1993). Occupational choice and the process of development. *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-299.

8. Bengoa-Calvo, M. & Sanchez-Robles, B. (2005). Does equality reduce growth? Some empirical evidence. *Applied Economics Letters*, 12(8), 479-483.
9. Benhabib, J. & Rustichini, A. (1996). Social conflict and growth. *Journal of Economic Growth*, 1(1), 125-142.
10. Conceicao, P. & Galbraith, J. (2001). *Towards a new Kuznets hypothesis: theory a evidence on growth and inequality*. Boston: Cambridge University Press, 139- 167.
11. Datt, G. & Ravallion, M. (2011). Has Indias Economic Growth Become More Pro-Poor in the Wake of Economic Reforms? *World Bank Economic Review*, 25(2), 157-189.
12. Ferreira, F, Leite, P. & Ravallion, M. (2010). Poverty Reduction without Economic Growth? Explaining Brazils Poverty Dynamics, 1985- 2004. *Journal of Development Economics*, 93(1), 20-36.
13. Halter, D., Oechslin, M. & Zweimullwer, J. (2014). Inequality and Growth: The Neglected Time Dimension. *Journal of Economic Growth*, 19(1), 81-104.
14. Hosseinzade, H. (2017). An analysis of effects of economic growth on income distribution in countries of Middle East and North Africa area . *Quartery Journal of Economic Research and Policies*, 82(2), 233-260, (In Persian).
15. Knack, S. & Keefer, P. (2000). *Polarization, politics and property rights: links between inequality and growth.* Washington, DC: The World Bank.
16. Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
17. Kuznets, S. (1963). Quantitative aspects of economic growth of nations: III, distribution of income by size. *Economic Development and Cultural Change*, 11(2), 1-80.
18. Lee, K., Pesaran, M. & R., Smith (2013). Growth and Convergence in Multi Country Empirical Stochastic Solow Model. *Journal of Applied Econometrics*, 12(4), 357-392.
19. Li, H., Squire, L. & Zou, H. (1998). Explaining international and intertemporal variations in income inequality. *Economic Journal*, 108(1), 26-43.
20. Lim, C. Y. & Sek, S. K. (2014). Exploring the Two-Way Relationship between Income Inequality and Growth, *Journal of Advanced Management Science*, 2(1), 33-37.
21. List, J.A. & Gallet, C.A. (1999). The Kuznets curve: what happens after the inverted U?. *Review of Development Economics*, 3(2), 200-206.
22. Masih, A., & Masih, R. (1997). On the temporal causal relationship between energy consumtion, real income, and prices: some new evidence from Asian-energy dependent NICs based on a multivariate cointegration/ vector error -correction approach. *Journal of Policy Modeling*, 19(4), 417-440.

23. Mehregan, N. & Zamani-Shabkhaneh, S. (2013). The impact of urbanization on income distribution with emphasis on the Kuznets' theory. *The Journal of Planning and Budgeting*, 18(3), 3-19, (In Persian).
24. Naji Meydani, A. A. (1995). *Study of the interaction of economic growth and income distribution in Iran. Master thesis*, Tarbiat Modarres University, Tehran, (In Persian).
25. Narayan, P., & Smyth, R. (2004). Temporal causality and the dynamic of exports, human capital and real income in china. *International journal of Applied Economics*, 1(2), 24-45.
26. Nili, M. (1998). *Iran Economy.* Institute of Research in Planning and Development, Tehran, (In Persian).
27. Nili, M. & Farahbakhsh, A. (1999). Relationship between economic growth and income distribution. *The Journal of Planning and Budgeting*, 3(10, 11), 121-154, (In Persian).
28. OECD (2012). *Poverty Reduction and Pro-Poor Growth.* Paris, France: Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD), 26-27.
29. Panniza, U. (2002). Income inequality and economic growth: evidence from American data. *Journal of Economic Growth*, 7(1), 25-41.
30. Partridge, M. (2005). Dose income distribution affect US state economic growth? *Journal Regional science*, 45(2). 363- 394.
31. Persson, T. & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *The American Economic Review*, 84(3), 600-621.
32. Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century* (p. Ch. 11). The Ragnar Frisch Centennial Symposium.
33. Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (1996). *Testing for the existence of a long-run relationship.* Cambridge: Department of Applied Economics, University of Cambridge.
34. Pesaran, M. H. & Smith, R. (2014). Signs of Impact Effects in Time Series Regression Model . *Economics Letters*, 122(2), 150- 153.
35. Raza, S. A. & Shah, N. (2017). Tourism growth and income inequality: does Kuznets Curve hypothesis exist in top tourist arrival countries. *Journal Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 22 (8), 874-884.
36. Rubin, A. & Segal, D. (2015). The effects of economic growth on income inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, 45(C), 258-273.
37. Shibalee, M. & Partridge, M. D.(2009). Impact of economic growth on income inequality: a regional perspective. *Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural and Applied Economics*, 1-12.
38. Sinha, N. (2004). *Growth, inequality and structural adjustment: an empirical interpretation of the S-curve for Indian economy,*. ASARC Working Paper16.

39. Tribble, R. (1996). The Kuznets-Lewis process within the context of RCAE and class in the US economy. *International Advances in Economics Research*, 2(2), 151-164.