**بررسي رابطه غيرخطي نابرابري درآمدي و رشد اقتصادي: مطالعه موردي ايران[[1]](#footnote-1)**

**سکینه اشرفی**

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

**داود بهبودی[[2]](#footnote-2)\***

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

**فرهاد دژپسند**

*دانشیار اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی،  F\_dejpasandi@sbu.ac.ir*

تاريخ دريافت: 11/12/96 تاريخ پذيرش: 04/04/97

**چکیده**

هدف مقاله بررسی تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه و دیگر عوامل مرتبط با سطوح توسعهافتگی 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 1395-1357 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. **مقدمه**

رشد اقتصادي و توزيع درآمد يا نابرابري ثروت دو موضوع مهمي هستند كه با توسعه اقتصادي مرتبط مي‌باشند. 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[[3]](#footnote-3)، 1373). فقرزدايي و تعديل نابرابري درآمد، وقتي همراه با رشد اقتصادي در نظر گرفته مي‌شود، به عنوان بزرگترين هدف اقتصاد توسعه و دشوارترين هدف سياست‌گذاران تبديل مي‌گردد.

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. ادبيات پيچيده و پردامنه رشد و نيز تجارب گسترده در اين زمينه، حكايت از آن دارد كه درجه حصول و موفقيت رشد بلندمدت اقتصادي بستگي به لحاظ‌ نمودن عوامل تأثيرگذار از جمله مسئله توزيع درآمد و كاهش فقر با توجه به تغييرات ساختاري و نهادي اقتصاد دارد؛ چنانكه تجربيات كشورهاي پيشرو در توسعه نشان مي‌دهد كه اگر توسعه اقتصادي اتفاق افتد از يك‌ سو درآمد سرانه بالا مي‌رود و از سوي ديگر الگوي توزيع درآمد به طور نسبي متعادل مي‌شود و بدين صورت فقر معيشتي به حداقل كاهش مي‌يابد. بنابراين همراهي دو متغير درآمد سرانه و الگوي توزيع درآمد در گرفتن نتايج موفقيت آميز استراتژي توسعه اقتصادي بسيار اهميت دارد و در مقابل در برخي كشورهاي درحال‌توسعه كه سياست‌هاي افزايش رفاه را صرفاً براساس سازوكار بازار (اثر سرريز و رخنه به پايين منافع رشد) دنبال كرده‌اند و يا فقر و مسائل توزيعي را به‌طور مجزا و منفك از رشد نگريسته و برنامه‌ها و سياست‌هاي حمايتي و فقر زدايي تدوين كرده‌اند، نتوانسته‌اند به نتايج موردنظر دست يابند. نقطه شروع مطالعات رابطه نابرابری درآمد و رشد اقتصادی براساس فرضیه کوزنتس[[4]](#footnote-4) (1955) است که به وسیله منحنی U معکوس شرح داده شده است؛ که با توجه به شرایط اقتصادی، نتايج متفاوتي را با در نظرگرفتن كشورهاي فقير و ثروتمند، منطقه‌اي در مقابل ملي، داده‌هاي مقطعی در مقابل سري‌زماني ارائه كرده‌اند (پارتریج[[5]](#footnote-5)، 2005).

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 اصلي اين پژوهش، مطالعه (شناسايي و تبيين) مسيري است براي رشد اقتصادي مداوم كه همراه با نرخ رشد بالاتر، توزيع درآمد و ثروت[[6]](#footnote-6) عادلانه‌تري را در پهنه سرزمين ايران به ارمغان آورد.

اين مقاله ممكن است گامي اوليه براي آغاز مسيري خاص در توسعه اقتصادي باشد، از آنجا كه ادبيات وسيعي در مورد اين موضوع وجود دارد كه در مورد ايران، اين مقاله با استفاده از داده‌هاي سري زماني براي دوره بلندمدت 1395- 1357 ارتباط بين رشد اقتصادي و نابرابري درآمدي با تعدادي عوامل تعيين كننده در كوتاه‌مدت و بلندمدت مورد آزمون قرار مي‌دهد. براي اين منظور، تكنيك مدل وقفه توزيع اتورگرسيو پيشرفته[[7]](#footnote-7) براي ارزيابي اثرات پوياي عوامل تعيين كننده بر رشد در بلند مدت و مدل تصحيح خطا[[8]](#footnote-8) براي اثرات پوياي كوتاه‌مدت به كار 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 خصوصيات مدل و ارتباط كوزنتسي و چارچوب متدولوژي و آمار پرداخته می‌شود. سپس تحلیل‌های تجربی بیان شده است. در نهایت نیز به نتیجه‌گیری خواهیم پرداخت.

1. **ادبيات موضوع**

موضوع رشد و توزیع درآمد در جهان مشتمل بر ادبیات وسیعی است که تأثیر رشد اقتصادی را بر توزیع درآمد بررسی می­کند. اقتصاددانان كلاسيك از قديم اعتقاد داشتند كه رشد اقتصادي به همراه توزيع درآمد مقدور نيست. آنان معتقد بودند كه يكي از شرايط لازم براي ايجاد رشد سريع اقتصادي، تشديد نابرابري در توزيع درآمد است. زيرا با توجه به اينكه تقريباً تمام درآمد گروههاي كم درآمد صرف هزينه‌هاي مصرفي مي‌گردد، رشد اقتصادي وابسته به پس‌انداز گروههاي پردرآمدجامعه كه اساس سرمايه‌گذاري را فراهم مي‌كنند، خواهد بود. بنا بر اين استدلال، هر نظام اقتصادي كه بر پايه نابرابري بيشتر درآمد پايه‌گذاري شده‌باشد، در مراحل اوليه توسعه داراي رشد اقتصادي بالاتري نسبت به نظام اقتصادي طرح‌ريزي شده بر اساس توزيع عادلانه درآمدها خواهد بود (نیلی[[9]](#footnote-9)، 1376). ديدگاه ديگر در اين منظر فكري «اثر سرريز[[10]](#footnote-10)» فرآيند رشد است به اين مفهوم كه رشد ميانگين درآمد به طور خودكار به پايين سرريز مي‌شود و فقرا سود مي‌برند.

پس از جنگ جهانی دوم، اولین و مهم­ترین بررسی در زمینه ادبیات توزیعی رشد با فرضیه کوزنتس (1965؛ 1955) حاکم شد. مطابق منطقي كه پشت «منحني U وارونه» مشهور بود، رشد سرانه ابتدا نابرابري درآمدي بالاتري بوجود مي‌آورد اما بعداً برابري بيشتري را به بار مي‌آورد. فرآيند منحني U وارونه بوسيله مطالعات بسياري تشريح شده است كه عمدتاً از وزن نسبي متغيرهاي مستقل مختلف در ادبيات آنها استفاده شده‌است.

مطالعات دیگری تحت این ادبیات، تئوريهاي اقتصادي است كه نابرابري درآمدي را به صورت منفي با رشد اقتصادي (منحنی U شکل) مرتبط مي‌دانند که به 3 گروه تقسيم مي‌‌شوند. اول، تئوريهايي با رويكرد اقتصاد سياسي؛ رأي‌دهندگان متوسط از سياست‌هاي دولتي كه باعث ارتقاي دسترسي منابع از افراد ثروتمند به فقير در كشورهاي در حال توسعه با توزيع نابرابر درآمد مي‌شوند، حمايت مي‌كنند (آلسینا و رودریک[[11]](#footnote-11)، 1994؛ پرسون و تابلینی[[12]](#footnote-12)،1994) و سياست‌هاي بازتوزيعي بر تصميمات اقتصادي بوسيله اتخاذ فعاليت‌هاي ارتقاي مالياتي به طور معكوس اثر مي‌گذارد. درنتيجه، افزايش در نابرابري درآمد، رشد اقتصادي را كاهش مي‌دهد.

دوم، رشد اقتصادي با نابرابري درآمدي به جهت تضاد اجتماعي با جوامع كاهش مي يابد (آلسینا و پروتی[[13]](#footnote-13)، 1994؛ بنحبیب و روستیچینی[[14]](#footnote-14)، 1996). نابرابري درآمد، فعاليت‌هاي مجرمانه و غيرقانوني را افزايش داده و سرمايه‌گذاري و حقوق مالكيت را تهديد مي‌كند. در اين ادبيات به ارتباط سرمايه‌اجتماعي (اعتماد و نرم‌هاي مدني) و رشد اقتصادي نيز توجه شده است (ناک و کیفر[[15]](#footnote-15)، 2000).

سوم، فرضيه بازار سرمايه ناقص؛ نابرابري درآمدي با كاهش دسترسي به اعتبار براي گروههاي كم‌درآمد همراه شده كه موانعي براي سرمايه‌گذاري در سرمايه انساني و فيزيكي ايجاد مي‌كند (بانرجی و نیومن[[16]](#footnote-16)، 1993؛ آقیون و بولتن[[17]](#footnote-17)، 1992). مباحث و شواهد تجربي فرضيه كوزنتس نشان مي‌دهد كه پيوند رشد- نابرابري پيچيده است و در بعضي موقعيت‌ها، رشد ممكن است تعديل‌كننده نباشد (فرریرا[[18]](#footnote-18)، 2010؛ دات و راولیون[[19]](#footnote-19)، 2011) و رشد پايدار به حمايت مؤثر اجتماعي و مكانيسم‌هاي بازتوزيعي -كه شكست بازار بيمه و اعتبار براي فقرا را كم مي‌كند و به كنترل ريسك‌هاي بي‌ثبات‌كننده اجتماعي و اقتصاد كلان كمك مي‌كند- نياز 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[[20]](#footnote-20) (1996) با گنجاندن مكعب درآمد سرانه، نه يك U شكل كوزنتس و نه U شكل وارونه كوزنتس بلكه يك منحني S را ارائه داد. نتايج تجربي اين مدل، فرضيه‌هاي كوزنتس را تأييد و تعميمي بر اين فرضيه و شكل U معكوس بود. پانیزا[[21]](#footnote-21) (2002) رابطه بين نابرابري درآمدي و رشد اقتصادي براي ايالات متحده امريكا آزمون نمود. او داده‌هاي آماري 48 ايالت از 1940 تا 1980 را با تكنيك روش گشتاور تعميم يافته اثر ثابت بكاربرد. يافته هاي تجربي ارتباط تأييد كرد كه افزايش در درآمد سرانه، توزيع درآمد در ايالات متحده امريكا برابرتر كرده‌است اما رابطه بين نابرابري درآمدي و رشد قوي نيست. سینها[[22]](#footnote-22) (2004) براي هند منحني S شكل رابطه بين نابرابري درآمدي و رشد اقتصادي (فرضيه تعميم يافته U شكل كوزنتس) براي دو دوره 1951-1981 و 1998-1981 را بيان كرد. بنگوا-کالوو وسانچز-رابلس[[23]](#footnote-23) (2005) رابطه تئوريكي و تجربي بين رشد اقتصادي و نابرابري درآمدي كشورهاي نمونه آمريكاي لاتين با استفاده از داده‌هاي 1975 تا 1995 مورد آزمون قرار دادند. يافته‌هاي آنان، رابطه درجه دومي براي متغيرهاي پيش‌گفته نشان داد و نيز پيشنهاد آنها، تمركز بر سرمايه‌گذاري بر زيرساختها بخصوص در اقتصادهاي كمتر پيشرفته بود كه كاملاً به درنظرگرفتن ظرفيت اجتماعي[[24]](#footnote-24) براي تحريك نرخ رشداقتصادي نياز دارد. شیبالی و پارتریج[[25]](#footnote-25) (2009) به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد ایالات متحده در دو دهه 1990 و 2000 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[[26]](#footnote-26) (2013) نیز به شناسایی عوامل تعیین‌کننده نابرابری در کشور کره طی دوره زمانی 2012-1980 پرداخته‌اند. نتایج انها نشاندهنده تایید فرضیه کوزنتس و رد رابطه U شکل بارو بود. لیم و سک[[27]](#footnote-27) (2014) به بررسی رابطه دو طرفه رشد و توزیع درآمد در 31 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 2011-1990 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[[28]](#footnote-28) (2014) 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 کوتاه­مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می­گذارد. روبین و سگل[[29]](#footnote-29) (2015) بررسی اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایالات متحده در سال‌های پس از جنگ (2008-1953) پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که درآمد گروه درامدی بالا حساسیت زیادی به رشد اقتصادی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رشد و نابرابری درآمدی به طور مثبت ارتباط هستند. رازا و شاه[[30]](#footnote-30) (2017) نیز به بررسی رابطه بین رشد توریسم و نابرابری درآمد در 43 کشور برتر توریستی با استفاده از داده‌های 2005-1995 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 ايران نيز تحقيقاتي در بررسي رابطه رشد و نابرابری درآمد صورت گرفته است كه با توجه به مدل‌ها و دوره‌زمانی منتخب به نتایج متفاوتی رسیده‌اند که در زیر به برخی از آنها اشاره شده است:

ناجي ميداني[[31]](#footnote-31) (1374) در رسالة كارشناسي ارشد خود، آثار متقابل رشد اقتصادي و توزيع درآمد در اقتصاد ايران، طي سال هاي ۱۳۴۷ تا ۱۳۷۲ را بررسي نموده است. نتايج اين تحقيق نشان مي دهد كه در ايران رابطة نابرابري و توليد ناخالص داخلي سرانه، خلاف مفاد فرضية کوزنتس، غير وارون می‌باشد. به علاوه، دو هدف رشد اقتصادي و توزيع عادلانة درآمد، ناسازگار و مانعه الجمع نبوده بلكه توزيع متعادل درآمد، مفيد به حال رشد و توسعه نيز مي باشد. نیلی و فرح‌بخش[[32]](#footnote-32) (1377) با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های 1375-1347 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[[33]](#footnote-33) (1392) با استفاده از داده‌های سال‌های 1389-1351، 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[[34]](#footnote-34) (1396) نیز به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهاي منطقه خاورميانه و شمال آفريقا با استفاده از رهيافت اقتصادسنجي فضايي طی دوره زمانی 2004-1994 پرداخته‌اند. نتايج حاصل از برآورد مدل نشان مي دهد رشد اقتصادي داراي تاثير مثبت و معني دار بر نابرابري توزيع درآمد بوده در حالي که مجذور رشد اقتصادي داراي تاثير منفي و معني دار بر نابرابري توزيع درآمد است. بنابراين فرضيه کوزنتس در کشورهاي مورد نظر تاييد مي شود.

1. **طراحی الگوی مدل**

**3-1- خصوصيات مدل و ارتباط كوزنتسي**

كوزنتس (1955) به اين استناد كرد كه توسعه‌اقتصادي ممكن است در سطوح اوليه، نابرابري درآمدي را بدتر كند اما در سطوح بعدي توسعه اقتصادي، توزيع درآمد بهتر مي‌شود. دو معادله زير در مدل براي بررسي ارتباط خطي و غيرخطي رشداقتصادي و نابرابري درآمدي ارائه شده ‌است.

***(1)***

***(2)***

GINI شاخصي براي اندازه‌گيري نابرابري درآمدي كه با ضريب Gini و رشد اقتصادي با GDPC (توليد ناخالص داخلي سرانه) بيان شده‌است. در معادله (2 ) و و معمولاً در منحني U وارونه كوزنتس پيش‌بيني مي‌شود.

فرض مي‌شود در معادله (1) و (2) جمله خطا به طور نرمال توزيع شده‌است: i.e. i.i.d. ~ (0, ) اگر فرض همبستگي پياپي صفر محقق نشود، خطاي استاندارد تخمين‌ها تورش‌دار هستند. اين باعث ناكارايي نتايج تجربي است. دراين‌صورت، معمولاً روش AR(1) بكار گرفته‌ مي‌شود و مدلهاي ارائه شده بوسيله بالتاجی و وو [[35]](#footnote-35)(1999) معادلات را به شرح زير تعديل مي‌كند.

***(3)***

***(4)***

ضریب همیستگی میان و مجدد شرط نویز سفید با فرضi.e. i.i.d. ~ (0, ) را برآورد می‌کند.

سمت راست معادله (4) نقطه عطف نسبت درآمد را نشان می‌دهد. که با فرض کونسیکو و گالبرات[[36]](#footnote-36) (2001) اثبات شده‌است. علاوه براین، به نام «فرضیه کوزنتس تعمیم‌یافته» ارائه می‌شود.

راه دوم توجه به مسئله همبستگي پياپي پيچيده‌تراست. اگر همبستگي پياپي در پسماندها () از منابع ديگري- برخي تأثيرات متغيرهاي وابسته با وقفه حذف شده[[37]](#footnote-37)- ايجاد شود، نه ‌تنها خطاهاي استاندارد اين تخمين‌ها بلكه تخمين‌هاي ضرايب ممكن است تورش‌دار شوند. يعني نابرابري ساليانه جاري ممكن است در اندازه‌گيري نابرابري درآمدي سال‌هاي آينده تأثيرگذار باشند. حل اين مشكل وارد نمودن يك متغير وابسته باوقفه در مدل است[[38]](#footnote-38). بنابراين معادله (1) به شرح زير تغيير مي‌يابد.

***(5)***

اين مدل همچنان تحت محدوديت‌هايي است. براي گرفتن تخمين‌هاي بدون تورش و سازگار، LDV[In ] بايد با جمله خطاي جاري غيرهمبسته باشد. E(ln() = 0 و بعدزماني بايد نامحدود باشد كه به‌طورخاص غيرممكن است. مدل (5) به شكل زير تغيير مي‌كند.

***(6*)**

متغير مستقل In (GDPCt) بايد تعيين‌شده باشد (برونزاي ضعيف): برای ؛

است و در پسماندهاي اولين تفاضل اگر هيچ اتورگرسيو مرحله دومي وجود نداشته‌باشد، اتورگرسيو مرحله اول اجازه داده مي‌شود. حالت نهايي مدل خطي در (7) و غيرخطي در (8) نشان داده شده‌است:

***(7)***

**(8)**

براساس مباحث نظري منحني S كه مدل گسترش يافته منحني U شكل كوزنتس مي‌باشد (لیست و گالت[[39]](#footnote-39)، 1999؛ تریبل، 1996 و 1999). مي‌توان به جاي معادله (7) از حالت مكعبي GDPC به جاي حالت مربعي استفاده كرد.

(9)

GDPC بيانگر توليد ناخالص داخلي سرانه، رشد اقتصادي و GINI نابرابري را اندازه مي‌گيرد. CV بيانگر متغير كنترل است كه در اين مدل شامل سرمايه‌گذاري مستقيم خارجي (FDI)، نرخ بيكاري (UEMP)، اميد به زندگي (LE)، شهرنشيني (URB)، نرخ باسوادي (LR) است و در معادلات (7) تا (9) آورده شده‌است.

**3-2- چارچوب متدولوژي**

اين مقاله، رويكرد مدل خود توضيح با وقفه‌هاي گسترده (ARDL) ارائه ‌شده توسط پسران و شین[[40]](#footnote-40) (1999)، پسران و همكاران[[41]](#footnote-41) (1996 و 2001) و پسران و اسمیت[[42]](#footnote-42) (2014) را به كار مي‌گيرد. مطالعات اخير در علوم اجتماعي بر اين نكته اشاره دارند كه رويكرد ARDL براي بررسي هم‌انباشتگي[[43]](#footnote-43) بر ديگر روشهاي مرسوم همچون انگل و گرنجر[[44]](#footnote-44) (1987)؛ جوهانسون[[45]](#footnote-45) (1991 و 1992) و جوسیلیوس[[46]](#footnote-46) (1990) برتري دارد. اولين مزيت رويكرد ARDL اين است كه اگر متغيرها درI(0)، I(1)يا I(0)/I(1) انباشته باشند، هم‌انباشتگي قابل مشاهده‌است. روش تخمين تحت اين رويكرد همان والد (Wald) يا آماره F در رگرسيون ديكي فولر تعميم‌يافته است كه به سادگي براي بررسي معني‌دار بودن سطوح وقفه متغيرها تحت شرايط تعادل غير محدود ECM در نظر گرفته مي‌شود. دليل ديگر اينكه ARDL پوياتر است و نتايج بهتري در نمونه‌هاي كوچك نسبت به تكنيك‌هاي سنتي در ادبيات اقتصادي فراهم مي‌كند.

اين رويكرد شامل تخمين حالت تصحيح خطا مقيد از مدل ARDL براي متغيرهاي تخمين است. مدل خود توضيح با وقفه‌هاي گسترده ARDL () به صورت زير مي‌باشد:

(10)

جایی که:

i=1, 2…, k

در معادله فوق متغير وابسته، جزء ثابت، L عملگر وقفه مانند  *و بردار* S1 *متغيرهاي معين مانند عبارت عرض از مبدأ، روندهاي زماني يا متغيرهاي برون‌زا با وقفه‌هاي ثابت مي‌باشد.*

*كشش‌هاي بلندمدت با معادله زير برآورد مي‌شود:*

*=* (11)

*ضرايب بلندمدت نيز به صورت زير محاسبه مي‌شود:*

*(12)*

كه در رابطه فوق تخمين‌هاي OLS از را در معادله (10) براي مدل ARDL انتخابي معرفي مي‌كند.

مدل تصحيح خطا (ECM) مرتبط با ARDL با در نظرگرفتن معادله (10) بر حسب سطوح وقفه داده‌شده و تفاضل مرتبه اول متغيرهاي و به دست مي‌آيد:

=*(13)*

ECM، مدل تصحيح خطا است و به صورت زير تعريف مي‌شود:

*(14)*

در معادله فوق برداري از متغيرهاي اجباري k بعدي است كه هم‌انباشته نيستند. بردار جزء خطاي تصادفي با ميانگين صفر و واريانس \_كوواريانس ثابت مي‌باشد.

وجود يك عبارت تصحيح خطا در ميان تعدادي از متغيرهاي هم‌انباشته، دلالت بر اين دارد كه تغييرات در متغير وابسته تابعي از سطوح غيرتعادلي در رابطه هم انباشتگي ( معرفي شده به‌وسيله ECM) و نيز تابعي از تغييرات متغيرهاي توضيحي ديگر است و انحراف در متغير وابسته از محدوده كوتاهي از زمان به سمت رابطه تعادل بلندمدت را نشان مي‌دهد (مسیح و مسیح[[47]](#footnote-47)، 1997). در مرحله بعد، ضرايب روابط بلندمدت و كوتاه‌مدت از معادله يكسان تخمين زده ‌مي‌شود.

رويكرد ARDL شامل دومرحله براي تخمين روابط بلندمدت است (پسران و همکاران، 2001). مرحله اول، بررسي وجود رابطه بلندمدت ميان تمام متغيرهاي معادله تحت تخمين است. مرحله دوم، تخمين ضرايب بلندمدت و كوتاه‌مدت معادله يكسان مي‌باشد. مرحله دوم تنها زماني انجام مي‌شود كه در مرحله اول به وجود رابطه بلندمدت ميان متغيرها پي ‌برده شود (نارایان و اسمیت[[48]](#footnote-48)، 2004). اين مقاله فرمول كلي‌تري از ECM را با عرض از مبدا و روندهاي نامحدود مورد استفاده قرار مي‌دهد (پسران و همکاران، 2001).

(15)

كه در آن و . آزمون والد (آماره F) براي فرضيه‌هاي صفر و فرضيه‌هاي مقابل به صورت زير مي‌باشد:

از اينرو، مشترك متعلق به معادله بالا به شرح زير است:

*و فرضيه مقابل به طور متناظر بيان مي‌شود:*

*دو مقدار بحراني* F*، وقتي كه متغيرهاي مستقل* I(d) *() هستند، آزمون هم‌انباشتگي را فراهم مي‌كند. ارزش پايين‌تر فرض مي‌كند رگرسورها* I(0)‌‌‌ *هستند و ارزش بالاتر فرض مي‌كند كه رگرسورها* I(1) *هستند. اگر آماره* F *محاسبه شده از حد بالاي ارزش بحراني بزرگتر باشد، فرضيه صفر يعني عدم وجود رابطه بلندمدت رد مي‌شود. برعكس اگر آماره آزمون كوچكتر از حد پايين ارزش بحراني باشد، فرضيه صفر يا عدم وجود رابطه بلندمدت را نمي‌توان رد كرد. نهايتاً اگر آماره بين حد بالا و حد پايين ارزش‌هاي بحراني قرار گيرد، نتيجه غيرقطعي است. در اين مورد،* ECM *رويكرد مناسب تعيين هم‌انباشتگي است.*

*همبستگی توصیفی در جدول (1)، همبستگی‌های دوتایی بین متغیرها را شرح می‌دهد و علامت‌های مورد انتظار و درون‌یافت تئوری در جدول (2) ارائه شده‌است. داده‌های مورد استفاده، داده‌های سری زمانی دوره 1390- 1357 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 ایران استخراج شده‌است و خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به تولید ناخالص داخلی واقعی از شاخص‌های توسعه جهانی (*WDI*) اخذ شده‌است.*

**جدول (1): آمار توصیفی و ماتریس همبستگی**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| متغیرها | LGINI | LGDPC | LUP | LUE | LLE | LLR | FDI |
| مشاهدات | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 |
| میانگین | 6962/3 | 7627/2 | 1153/4 | 4727/2 | 2050/4 | 3120/4 | 43410/0 |
| حداکثر | 8330/3 | 1814/3 | 3041/4 | 6741/2 | 3281/4 | 4728/4 | 7361/2 |
| حداقل | 6243/3 | 3000/2 | 8796/3 | 2083/2 | 0724/4 | 9279/3 | 28999/0 |
| انحراف معیار | 04282/0 | 25968/0 | 13008/0 | 11640/0 | 07830/0 | 17112/0 | 62477/0 |
| Skewness | 5770/1 | 18561/0 | 22646/0- | 03319/0 | 27822/0- | 86040/0- | 7538/1 |
| Kurtosis | 7262/2 | 1628/1- | 2503/1- | 63487/0- | 0583/1- | 73911/0- | 4058/3 |
| LGINI | 00000/1 |  |  |  |  |  |  |
| LGDPC | 19881/0- | 00000/1 |  |  |  |  |  |
| LUP | 53204/0- | 70368/0 | 00000/1 |  |  |  |  |
| LUE | 26368/0 | 37839/0- | 005386/0 | 00000/1 |  |  |  |
| LLE | 53680/0- | 66008/0 | 99255/0 | 005386/0 | 00000/1 |  |  |
| LLR | 55857/0- | 47964/0 | 94455/0 | 050955/0 | 94970/0 | 00000/1 |  |
| FDI | 03780/0- | 53475/0 | 48091/0 | 16672/0- | 45452/0 | 42212/0 | 00000/1 |

منبع: یافته‌های تحقیق

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 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. | - |

**جدول (2): علامت‌های مورد انتظار متغیرها**

1. **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 یعنیI(2) نیستند و بدینوسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود. بر طبق اتارا[[49]](#footnote-49) (2004) 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 2 یا بیشتر نیستند ضروری است.

نتایج در جدول (3) 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 (3): تخمین ریشه واحد**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| متغیر وابسته | آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (در سطح) | احتمال | آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته  (با یک مرتبه تفاضل‌گیری) | احتمال |
| LGINI | -5348/5 | 0090/0 | - | - |
| LGDPC | -5258/2 | 3147/0 | -9740/3 | 0165/0 |
| LUP | -0088/1 | 9963/0 | -3324/2 | 0113/0 |
| LUE | -2383/3 | 1379/0 | -1842/4 | 0000/0 |
| LLE | -7661/1 | 7007/0 | -8638/3 | 0243/0 |
| LLR | -3050/1 | 9137/0 | -8725/3 | 0026/0 |
| FDI | -7485/2 | 0482/0 | - | - |

منبع: یافته‌های تحقیق

رویکرد ARDL سه مرحله برای تخمین دارد. در مرحله اول، آزمون F برای پی بردن به وجود رابطه بلندمدت در معادله (7) با استفاده از معادله (15) صورت می‌گیرد. آزمون F بدین صورت است که ابتدا یک رگرسیون OLS را برای قسمت تفاضل مرتبه اول از معادله (15) برآورد می‌کند و سپس معناداری مشترک ضرایب متغیرهای سطح وقفه‌دارشده را هنگامی که به قسمت اول معادله (15) اضافه شده‌اند، آزمون می‌کند.

جدول زیر نتایج آماره F محاسبه شده را در رگرسیون ARDL-OLS نشان می‌دهد، که با تعیین وقفه 2 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 95 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 (4): نتیجه آزمون F مبنی بر وجود هم‌انباشتگی**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| نتیجه | احتمال | آمارهF | وقفه | متغیر وابسته |
| وجود همجمعی | 001/0 | 0342/7 | 2 | F(DLGINI\DLGDP, DLUE, DLUP, DLLE, DLLR, DFDI) |
| حد بالای ارزش بحرانی F : 266/4 در سطح 5 درصد خطا | | | | حد پایین ارزش بحرانی F : 826/2 در سطح 5 درصد خطا |

منبع: یافته‌های تحقیق

در مرحله بعد با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی معادله (7)، (8) و (9) با تعیین حداکثر وقفه 2 برای اجتناب از دست دادن درجه آزادی برآورد می‌شود. انتخاب طول وقفه براساس ارزش حداقل AIC است.

نتایج بلند مدت معادله (7) براساس AIC و مدل ARDL مناسب در ستون 2 جدول (5) 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 شهرنشيني و روند سريع آن در کشور، سبب هجوم گسترده به شهرها، پيدايش 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 39 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 (5): برآورد ضرایب بلندمدت براساس رویکرد ARDL**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| متغیر وابسته = LGINI | | | | | | |
| ارزش احتمال | ضرایب | ارزش احتمال | ضرایب | ارزش احتمال | ضرایب | متغیرها |
| 000/0 | 6409/17 | 012/0 | 6584/2 | 000/0 | 4010/5 | عرض از مبدأ |
| 002/0 | 0684/16- | 009/0 | 0019/1 | 377/0 | 058624/0- | LGDPC |
| 001/0 | 1301/6 | 005/0 | 20534/0- | 0000 | 0000 |  |
| 001/0 | 77493/0- | 0000 | 0000 | 0000 | 0000 |  |
| 097/0 | 050171/0- | 030/0 | 082986/0- | 090/0 | 091456/0- | LUE |
| 630/0 | 1400/0 | 034/0 | 72714/0 | 464/0 | 35051/0 | LUP |
| 482/0 | 21812/0 | 656/0 | 16463/0- | 294/0 | 53585/0- | LLE |
| 006/0 | 31296/0- | 001/0 | 51946/0- | 530/0 | 12018/0- | LLR |
| 492/0 | 0036399/0 | 022/0 | 014013/0 | 010/0 | 022085/0 | FDI |
| 68537/0  Adjusted =64782/0  AIC=1049/86  Schwarz Criterion=6340/75  F-statistics=5184/6  Prob .=000/0  Durbin-Watson=0892/2 | | 68537/0=  Adjusted =52805/0  AIC=6894/80  Schwarz Criterion=2184/70  F-statistics=3566/4  Prob. =001/0  Durbin-Watson=74/1 | | 58448/0  Adjusted =40166/0  AIC=5442/76  Schwarz Criterion= 8787/66  F-statistics=1969/3  Prob. =008/0  Durbin-Watson=405/1 | |  |

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 4 جدول (5) 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 (6) 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 (6): تصحیح خطا متناسب با ARDL(2,2,1,0,0,0,0)**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر وابسته** = dLGINI | | | | |
| **ارزش احتمال** | **آماره t** | **انحراف معیار** | **ضرایب** | **متغیرها** |
| 021/0 | 4616/2 | 15552/0 | 32283/0 |  |
| 154/0 | 4659/1 | 11052/0 | 16202/0 | dLGDPC |
| 142/0 | 5111/1- | 11724/0 | 17716/0- |  |
| 884/0 | 14670/0- | 059727/0 | 0087620/0- | dUEMP |
| 468/0 | 73612/0 | 59562/0 | 43845/0 | dLUP |
| 304/0 | 0479/1- | 63964/0 | 67030/0- | dLLE |
| 536/0 | 62735/0- | 23963/0 | 15033/0- | dLLR |
| 013/0 | 6761/2 | 010323/0 | 027626/0 | dFDI |
| 000/0 | 9306/5- | 21092/0 | 2509/1- | Ecm(-1) |
| 71690/0, 59233/0  AIC=5442/76 Shwarz Criterion=8787/66  F-statistic=0342/7 [000/0] Durbin-Watson=4053/1 | | | | |

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب Ecm(-1) برای مدل کوتاه‌مدت برابر با (2509/1-) 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 95 درصد، افزایش در GDPC، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد.

1. **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 1395-1357 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 (1999)، تریبل (1996)، روبین و سگل (2015) است كه منحني U معكوس كوزنتس در واقع يك منحني S شكل است كه اولين نقطه عطف آن ارتباط بين نابرابري درآمدي و رشد اقتصادي از تغيير (ساختاري) بخش كشاورزي به بخش توليد كارخانه‌اي (ATM) نشان مي‌دهد. نقطه عطف دوم، به تغيير ساختاري از بخش توليدات كارخانه‌اي به بخش خدمات (MTS) در اقتصاد دلالت دارد و نیز تصدیق اکثر مطالعات انجام شده در اقتصاد ایران در یک دوره زمانی بلندمدت­تر 39 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 تجربي فرضيه كوزنتس نشان مي‌دهد كه پيوند رشد - نابرابري پيچيده است و در بعضي موقعيت‌ها، رشد ممكن است تعديل‌كننده 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 پايدار به حمايت مؤثر اجتماعي و مكانيسم‌هاي بازتوزيعي -كه شكست بازار بيمه و اعتبار براي فقرا را كم مي‌كند و به كنترل ريسك‌هاي بي‌ثبات‌كننده اجتماعي و اقتصاد كلان كمك مي‌كند- نياز دارد.

**فهرست منابع**

1. حسین زاده، هدایت (1396). تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، 82(2)، 233 - 260.
2. عظیمی، حسین (1373). *نگاهی به مسئله فقر و محرومیت در ایران*. انتشارات کمیته امداد امام خمینی، تهران.
3. مهرگان، نادر، و زمانی شیخانه، صابر (1392). بررسی اثر شهرنشینی بر توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نظریه کوزنتس. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، 18(3)، 3-19.
4. ناجی میدانی، علی‌اکبر (1374). *بررسی آثار متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران.* پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.
5. نیلی، مسعود (1376). *اقتصاد ایران*. مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه، تهران.
6. نيلي، مسعود، و فرح‌بخش، علی (1377). ارتباط رشداقتصادي و توزيع درآمد. *مجله برنامه و بودجه*، 3(10و 11)، 154-121.
7. Aghion, P., & Bolton, P. (1992). Distribution and growth in models of imperfect capital markets. *European Economic Review, 36* (2-3), 603-611.
8. Aghion, P., Caroli, E., & Garsia-Penalosa, C. (1998). Inequality and economic growth. *Growth, Inequality and Globalization: Theory, History and Policy*, 5-102.
9. 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.
10. Alesina, A., & Roderick, D. (1994). Distributed politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109 (2), 465-490.
11. Azimi, H. (1994). *A look at the issue of poverty and deprivation in Iran*. Tehran: Publication of the Imam Khomeini Relief Committee (In Persian).
12. Baltagi, B.H., & Wu, P.X. (1999). Unequally spaced panel data regression with AR (1) disturbances. *Econometric Theory*,15 (6), 814-823.
13. Banerjee, A.V., & Newman, A.F. (1993). Occupational choice and the process of development. *Journal of Political Economy,* 101(2), 274-299.
14. Bengoa-Calvo, M., & Sanchez-Robles, B. (2005). Does equality reduce growth? Some empirical evidence. *Applied Economics Letters*, 12(8), 479-483.
15. Benhabib, J., & Rustichini, A. (1996). Social conflict and growth. *Journal of Economic Growth*, 1(1), 125-142.
16. Conceicao, P., & Galbraith, J. (2001). *Towards a new Kuznets hypothesis: theory a evidence on growth and inequality.* Boston: Cambridge University Press, 139- 167.
17. 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.
18. 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.
19. Halter, D., Oechslin, M., & Zweimullwer, J. (2014). Inequality and Growth: The Neglected Time Dimension*. Journal of Economic Growth*, 19(1), 81-104.
20. 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).
21. Knack, S., & Keefer, P. (2000). *Polarization, politics and property rights: links between inequality and growth.* Washington, DC: The World Bank.
22. Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
23. 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.
24. 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.
25. Li, H., Squire, L., & Zou, H. (1998). Explaining international and intertemporal variations in income inequality. *Economic Journal*, 108(1), 26-43.
26. 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.
27. List, J.A., & Gallet, C.A. (1999). The Kuznets curve: what happens after the inverted U?. *Review of Development Economics*, 3(2), 200-206.
28. 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.
29. Mehregan, N., & Zamani-Shabkhaneh, S. (2013). [The impact of urbanization on income distribution with emphasis on the Kuznets’ theory](http://jpbud.ir/article-1-1068-en.html). *The Journal of Planning and Budgeting*, 18(3), 3-19 (In Persian).
30. 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).
31. 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.
32. Nili, M. (1998). *Iran Economy.* Institute of Research in Planning and Development, Tehran (In Persian).
33. 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).
34. OECD (2012). *Poverty Reduction and Pro-Poor Growth.* Paris, France: Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD), 26-27.
35. Panniza, U. (2002). Income inequality and economic growth: evidence from American data. *Journal of Economic Growth*, 7(1), 25-41.
36. Partridge, M. (2005). Dose income distribution affect US state economic growth? *Journal Regional science*, 45(2). 363- 394.
37. Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is inequality harmful for growth? *The American Economic Review*, 84(3), 600-621.
38. 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.
39. 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.
40. Pesaran, M. H., & Smith, R. (2014). Signs of Impact Effects in Time Series Regression Model . *Economics Letters*, 122( 2), 150- 153.
41. [Raza](http://www.tandfonline.com/author/Raza%2C+Syed+Ali), S. A., & Shah, [N.](http://www.tandfonline.com/author/Shah%2C+Nida) (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.
42. Rubin, A., & Segal, D. (2015). The effects of economic growth on income inequality in the US. [*Journal of Macroeconomics*](https://www.sciencedirect.com/science/journal/01640704), 45(C), 258-273.
43. [Shibalee](http://ageconsearch.umn.edu/search?f1=author&as=1&sf=title&so=a&rm=&m1=e&p1=Majumdar%2C%20Shibalee&ln=en), M., & [Partridge, M. D.](http://ageconsearch.umn.edu/search?f1=author&as=1&sf=title&so=a&rm=&m1=e&p1=Partridge%2C%20Mark%20D.&ln=en)(2009). Impact of economic growth on income inequality: a regional perspective. *Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural and Applied Economics*, 1-12.
44. Sinha, N. (2004). *Growth, inequality and structural adjustment: an empirical interpretation of the S-curve for Indian economy,.* ASARC Working Paper16.
45. 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.

**Study of Non-linear Relationship between Income Inequality and Economic Growth: A Case of Iran**

## Sakineh Ashrafi[[50]](#footnote-50)

Davood Behbudi*[[51]](#footnote-51)*

Farhad Dejpasand*[[52]](#footnote-52)*

Received: 2018/03/02 Accepted: 2018/06/25

**Abstract**

The purpose of this paper is to investigate the effect economic growth to income inequality, both in linear and non-linear specification. Autoregressive distributed lag model (ARDL) approach has been used co-integration method for long run relationships and error correction model (ECM) for short run behavior. The paper has used annual time series data over the period of 1978 up to 2016. Empirically, our baseline estimation and sensitivity analyzes have indicated the inequality is negatively and significantly, associated with economic growth in long run. Our finding is contrast to the Kuznets inverted- U and support for the existence of Kuznets U as well as S- shaped curve in Iran. This paper opens up new direction for policy-making authorities to equalize income distribution and understanding the economic situation in the development process. This paper makes a unique contribution to the literature with reference to Iran, being a pioneer attempt that employs ARDL co-integration approach.

***Keywords:*** *Economic growth; Income distribution; Kuznets curve.*

***JEL Classification:*** *C22, O40, D63.*

1. این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه تبریز است. [↑](#footnote-ref-1)
2. \* نویسنده مسئول مکاتبات [↑](#footnote-ref-2)
3. Azimi (1994) [↑](#footnote-ref-3)
4. Kuznets [↑](#footnote-ref-4)
5. Partridge [↑](#footnote-ref-5)
6. توزيع متعادل دارايي‌هاي مولد خانوارها، بخصوص خانوارهاي فقير (نظير دام، ابزارآلات كشاورزي، مسكن، فروشگاه، تجهيزات سرمايه‌اي و زمين) حتي بيشتر از درآمد مهم است و براي رشد اقتصادي مستمر و پايدار و بازماندن افراد جامعه از بحران‌ها، مديريت ريسك و توانمندسازي آنان حياتي است (OECD, 2012, pp.26-27). [↑](#footnote-ref-6)
7. Advanced Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) [↑](#footnote-ref-7)
8. Error Correction Model (ECM) [↑](#footnote-ref-8)
9. Nili (1998) [↑](#footnote-ref-9)
10. Spillover Effect [↑](#footnote-ref-10)
11. Alesina & Roderick [↑](#footnote-ref-11)
12. Persson & Tabellini [↑](#footnote-ref-12)
13. Alesina & Perotti [↑](#footnote-ref-13)
14. Benhabib & Rustichini [↑](#footnote-ref-14)
15. Knack & Keefer [↑](#footnote-ref-15)
16. Banerjee & Newman [↑](#footnote-ref-16)
17. Aghion & Bolton [↑](#footnote-ref-17)
18. Ferreira [↑](#footnote-ref-18)
19. Datt & Ravallion [↑](#footnote-ref-19)
20. Tribble [↑](#footnote-ref-20)
21. Panniza [↑](#footnote-ref-21)
22. Sinha [↑](#footnote-ref-22)
23. Bengoa-Calvo & Sanchez-Robles [↑](#footnote-ref-23)
24. Social Capacity [↑](#footnote-ref-24)
25. [Shibalee](http://ageconsearch.umn.edu/search?f1=author&as=1&sf=title&so=a&rm=&m1=e&p1=Majumdar%2C%20Shibalee&ln=en) & [Partridge](http://ageconsearch.umn.edu/search?f1=author&as=1&sf=title&so=a&rm=&m1=e&p1=Partridge%2C%20Mark%20D.&ln=en) [↑](#footnote-ref-25)
26. Lee et al. [↑](#footnote-ref-26)
27. Lim & Sek [↑](#footnote-ref-27)
28. Halter et al. [↑](#footnote-ref-28)
29. Rubin & Segal [↑](#footnote-ref-29)
30. Raza & Shah [↑](#footnote-ref-30)
31. Naji Meydani (1995) [↑](#footnote-ref-31)
32. Nili & Farahbakhsh (1999) [↑](#footnote-ref-32)
33. Mehregan & Zamani- Shabkhaneh (2013) [↑](#footnote-ref-33)
34. Hosseinzadeh (2017) [↑](#footnote-ref-34)
35. Baltagi & Wu [↑](#footnote-ref-35)
36. Conceicao & Galbraith [↑](#footnote-ref-36)
37. Lagged Dependant Variables (LDVs) [↑](#footnote-ref-37)
38. مقادير باوقفه متغير وابسته به معني اين است كه ساختار مدل را پويا نموده‌ايم. [↑](#footnote-ref-38)
39. List & Gallet [↑](#footnote-ref-39)
40. Pesaran & Shin [↑](#footnote-ref-40)
41. Pesaran et al. [↑](#footnote-ref-41)
42. Pesaran & Smith [↑](#footnote-ref-42)
43. Co-Integration [↑](#footnote-ref-43)
44. Engle & Granger [↑](#footnote-ref-44)
45. Johansen [↑](#footnote-ref-45)
46. Juselius [↑](#footnote-ref-46)
47. Masih & Masih [↑](#footnote-ref-47)
48. Narayan & Smyth [↑](#footnote-ref-48)
49. Ouattara [↑](#footnote-ref-49)
50. *Ph.D. Candidate in Economics, University of Tabriz, Sm.ashrafi90@gmail.com* [↑](#footnote-ref-50)
51. Professor of Economics, University of Tabriz, *Dbehbudi@tabrizu.ac.ir* [↑](#footnote-ref-51)
52. Associate Professor of Economics, University of Shahid Beheshti, *F\_dejpasandi@sbu.ac.ir* [↑](#footnote-ref-52)