Archive of SID

فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال نهم/ شماره سی‌وسوم/ بهار ۱۳۹۹

بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی

غلامرضا زمردیان
استادیار گروه مدیریت بازرگانی ،واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
Gh.zomorodian@gmail.com

مسعود کریمخانی
دانشجوی دکتری مالی ،گروه مدیریت مالی،واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
Masoud.karimkhani@gmail.com

محمدرضا رادفر
دانشجوی دکتری مالی،گروه مدیریت مالی،واحد تهران مرکز،دانشگاه آزاد اسلامی،تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Mohamadr.radfar@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۴/۲۰

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی می پردازد. برای انجام این پژوهش داده های اقتصاد ایران بین سالهای ۱۳۶۸-۱۳۹۵ گردآوری و با استفاده از روش برداری خودرگرسیونی (VAR) تحلیل شدند. همزمان با آزمون اثر تورم و مخارج دولت بعنوان متغیرهای کنترلی آزمون شده است.

نتایج نشان داد که بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی اثرات مثبت وجود دارد. بدین معنی که با رشد اقتصادی بطور متوازن در اقتصاد کشور توزیع نشده است و آثار آن منجر به بهبود درآمد خانوارها نشده است. همچنین بین اثرات متقابل اشتغال و رشد اقتصادی رابطه معناداری مشاهده نشده است که می توان این را ناشی از وجود پدیده رکود تورمی در اقتصاد دانست. بر پایه نتایج به دست آمده از شواهد موجود و نتایج پژوهش حاضر، می توان پیشنهاد نمود تا در تدوین برنامه های توسعه اقتصادی- اجتماعی کشور سطح نابرابری کشور مورد توجه باشد . تلاش در جهت کاهش و یا اصلاح نحوه مصرف هزینه های دولتی در کاهش تورم و در نتیجه نابرابری موثر خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: نابرابری درآمد، اشتغال، رشد اقتصادی، روش برداری خودرگرسیونی (VAR).

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

توزیع درآمد همراه با رشد اقتصادی توامان با افزایش اشتغال یکی از دغدغه های اقتصادی دولت ایران در قالب برنامه های مختلف توسعه بیان شده است. در طرح تئوری های رایج در اقتصاد نظری حکایت از آن دارند که توزیع نابرابر درآمدها از جمله عوامل اثرگذار بر کاهش تقاضای کل و کاهش اشتغال و درنهایت بازدارنده رشد اقتصادی است. پشتوانه استدلالی این نظر آن است که تقاضای مصرفی جمعیت پردرآمد جامعه به سرعت اشباع می شود و حجم بزرگی از تقاضا را ایجاد نمی نماید. جمعیت کم درآمد نیز به علت مشکلات معیشتی متقاضی حجم بزرگی از تقاضا نیست. در این شرایط تنها آن بخش کوچک از طبقه متوسط جامعه است که بیشترین تقاضا را بوجود می آورد. اصولاً تکامل نظریه ها و مفاهیم اقتصادی در بستر تاریخی و در پاسخ به مسائل اقتصادی خاص دنیای واقعی به وجود آمده اند؛ مساله فقر و توزیع درآمد هیچ گاه به عنوان مسائل اصلی اقتصادی اجتماعی کشورهای توسعه یافته به خوبی درک نشده است و لذا نظریه‌های مربوط به «عوامل تعیین کننده توزیع درآمد» توسط اقتصاددانان تکامل نیافته و تئوری ها تاکنون نتوانسته است فاصله فقرا و اغنیا را کاهش دهد (اهاولیا،۱۹۷۶)[۱]. مایکل تودارو در این باره می‌گوید: «متاسفانه در حال حاضر اقتصاددانان هیچ‌گونه درک روشنی از عوامل مشخص که در تغییرات توزیع درآمد کشورها در طول زمان اثر می‌گذارد، ندارند و لذا بیشتر تحلیل‌های اقتصادی به نحو عجیبی در خصوص توزیع درآمدها ساکت است (بورگیون و وردیر،۲۰۰۰)[۲]. اما آنچه در اقتصاد سرمایه‌داری به ضرر فقرا اتفاق افتاد تئوری‌هایی بود که نه تنها «توزیع نابرابر درآمد» را مذموم نمی‌شمرد بلکه آن را شرط لازم برای ایجاد رشد سریع اقتصادی می‌دانست. در واقع در دهه‌های ۱۹۶۰ و۱۹۷۰ و تا حدودی در دهه ۱۹۸۰ تایید صریح و ضمنی این نظریه از طرف اقتصاددانان موجب شد که توجه آنان از مساله فقر و توزیع درآمد منحرف شود، چرا که اگر نابرابری وسیع شرط لازم برای به حداکثر رساندن رشد است و اگر در بلند مدت به حداکثر رساندن رشد، شرط لازم برای بالا بردن سطح زندگی عمومی مردم است، پس طبق این نظریه توجه مستقیم به کاهش فقر نقض غرض خواهد بود! از آن به بعد مفهوم مبادله گریزناپذیر بین «رشد اقتصادی»و«توزیع درآمد» در ادبیات توسعه اقتصادی رشد چشم گیری یافت و از این دو به عنوان دو کفه ترازو یاد میشد که باید یکی از این دو را انتخاب کرد و لاجرم وزن بیشتر به هرکدام به منزله کاهش وزن دیگری در برنامه ریزی ها خواهد بود (آلسینا و رویدنک،۱۹۹۴)[۳].

۲- مبانی نظری و پیشبنه پژوهش

نابرابری درآمد و رشد اقتصادی

بسیاری از اقتصاددانان در بررسی رابطه «نابرابری توزیع درآمدی» و «رشد اقتصادی» در حوزه اقتصاد اثباتی حکایت از دو فرضیه دارند. نخست: آنکه توزیع نابرابر درآمدها از جمله عوامل اثرگذار بر کاهش تقاضای کل و بازدارنده رشد اقتصادی است. پشتوانه استدلالی این نظر آن است که تقاضای مصرفی جمعیت پردرآمد جامعه به سرعت اشباع می‌شود و حجم بزرگی از تقاضا را ایجاد نمی نماید. جمعیت کم درآمد نیز به علت مشکلات معیشتی متقاضی حجم بزرگی از تقاضا نیست. در این شرایط تنها آن بخش کوچک از طبقه متوسط جامعه است که

www.SID.ir

Archive of SID

بیشترین تقاضا را بوجود می آورد(دورلوف،۱۹۹۴)[۴]. دوم: اقتصاددانان توسعه به جای توجه به مسئله توزیع درآمد ورفع نابرابری های شدید درآمدی میان آحاد جامعه، بر ایجاد رشد اقتصادی و تسریع آن به ویژه درکشورهای فقیر تاکید داشتند. حتی نابرابری زیاد درآمدها لازمه رشد و کارآیی اقتصادی شمرده می شد، زیرا چنین استدلال می گردید که ثروتمندان نسبت به فقرا درصد قابل توجهی از درآمدهایشان را پس انداز می نمایند و انباشت پس اندازها است که می تواند به نوبه خود سرمایه گذاری و رشد اقتصادی را امکان پذیر سازد(اوسوفزای،۱۹۹۷)[۵]. عمده این نظرات تحت تاثیر فرضیه معروف سیمون کوزنتس است. کوزنتس توسعه اقتصادی را به عنوان فرآیند گذار از اقتصاد سنتی (یا روستایی) به اقتصاد نوین یا شهری نگاه می‌کند. بحث دوگانگی اقتصادی و تقسیم اقتصاد به دو بخش سنتی و نوین، قبل از کوزنتس توسط بوئک[۶](۱۹۵۳) و لوئیس[۷](۱۹۵۴) نیز مطرح شده بود. همچنین بحث جهش اقتصادی پس از کوزنتس توسط هیرسمن[۸](۱۹۵۸) و روستو[۹](۱۹۶۱) مورد نقد و بررسی قرارگرفت(دورلوف،۱۹۹۶)[۱۰]. نکته قابل تعمق در فرضیه کوزنتس بیش از آنکه از شواهد تاریخی از عملکرد اقتصادی کشورهای در حال توسعه سرچشمه بگیرد از قدرت تحلیل وی مایه می‌گیرد(لوپز،۲۰۰۶)[۱۱]. نابرابری و توزیع درآمد در اوایل مراحل توسعه، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. چرا که با توجه به بالا بودن میل نهایی به مصرف خانوارهای کم درآمد، تلاش در جهت ایجاد برابری توزیع درآمد وتعدیل فقر اقتصادی خانوارها، سبب افزایش مصرف و درنتیجه کاهش پس انداز می‌گردد و این امر بر انباشت سرمایه تأثیر منفی خواهد داشت، در حالیکه میل نهایی، انباشته سرمایه را بوجود آورد و به دنبال آن سرمایه‌گذاری بیشتر، بیکاری و فقر را محدود خواهد کرد. استدلال این بود که بلافاصله بعد از اینکه اقتصاد مراحل اولیه توسعه را طی نمود مهارت نیروی کار افزایش یافته و سطح دستمزدها بالا می رود. این امر نهایتاً باعث کاهش نابرابری‌ها خواهد شد (چمبز،۲۰۰۵)[۱۲].

رشد اقتصادی و اشتغال

به لحاظ نظری، اقتصاددانان بر این باورند که افزایش تولید و رونق اقتصادی با کاهش نرخ بیکاری همراه است. در مسیر رونق، تقاضای روز افزون کالا و خدمات ایجاب می‌کند که صاحبان کسب و کار در جهت حداکثر کردن منافع خود، با فرض عقلایی بودن رفتار تولیدکننده و رقابتی بودن صنایع، افزایش مقیاس تولید را در پیش گیرند که متضمن بکارگیری بیشتر عوامل تولید از جمله نیروی کار است. اگر روند تسلسلی فوق را به کل اقتصاد تعمیم دهیم، انتظار می رود در سطح کلان شاهد کاهش نرخ بیکاری باشیم. قانون اوکان به همراه منحنی فیلیپس عاملی کلیدی در استخراج منحنی عرضه کل است(بومن،۱۹۹۷)[۱۳]. هریس[۱۴](۲۰۰۱) بیان می‌کنند که این قانون از نظر تجربی نیز به عنوان یک قاعده سرانگشتی مفید در پیش بینی و سیاستگذاری مطرح است. اگر سطح بیکاری کاهش یابد، قدرت چانه زنی نیروی کار بر سر دستمزدها افزایش می‌یابد. کارفرما با نیروی کار کمتری جهت انتخاب و استخدام مواجه است که همین مساله میتواند مسبب افزایش دستمزدها شود. در این شرایط با توجه به این حقیقت که درجه ای از بیکاری طبیعی وجود دارد، ریشه کن کردن بیکاری غیر ممکن می نماید. بنابراین افول بیکاری از یک حد معین میتواند منجر به فشارهای تورمی شود و ستانده اقتصاد را در نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده(نایرو[۱۵]) شناخته می شود. در این نرخ، بیکاری به شکلی است که گویی هیچ

www.SID.ir

Archive of SID

فشار تورمی بر دستمزد وجود ندارد و بنابراین ثبات قیمت ها در اقتصاد پدیدار خواهد شد. وقتی کشوری در سطوح ستانده پایدار در حال تولید است، نرخ بیکاری متناسب با تورم غیرشتابنده خودنمایی می کند. اگر بیکاری بیش از نایرو باشد، به این معناست که اقتصاد به آن مقداری که می تواند (ستانده بالقوه) تولید نمی کند(استرایسو و دیگران،۲۰۱۳). در راستای ارتقای امنیت انسانی و عدالت اجتماعی در مادهٔ ۱۵۲ لایحهٔ برنامهٔ چهارم آمده است دولت مکلف است به منظور استقرار عدالت و ثبات اجتماعی، کاهش نابرابری های اجتماعی و اقتصادی، کاهش فاصلهٔ دهک‌های درآمدی و توزیع عادلانهٔ درآمد در کشور و نیزکاهش فقر و محرومیت و توانمندسازی فقرا، از طریق تخصیص کارآمد و هدفمند منابع تأمین اجتماعی و یارانه ای پرداختی، برنامه های جامع فقرزدایی و عدالت اجتماعی را تهیه و به اجرا بگذارد؛ بدین ترتیب بسیار ضروری است تا شیوه های تخصیص منابع که منجر به کاهش نابرابری درآمدها می‌شود شناسایی شوند. در این تحقیق نحوهٔ تخصیص منابع بین بخش های اقتصادی به منظور کاهش نابرابری درآمدها معرفی و توصیه های سیاست گذاری ارائه می‌شود.برای سیاست گذار، همواره این دغدغه وجود دارد که آیا برای تسریع در رشد اقتصادی باید سطحی از نابرابری درآمد را پذیرفت و آیا برای بهبود در توزیع درآمد، باید به کند شدن رشد اقتصادی تن داد؟در تحقیق حاضر با مرور مباحث نظری و تجربی موجود و بر اساس یک مطالعهٔ اقتصادسنجی، سعی گردیده تا به این سوال پاسخ داده شود که آیا بین نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی در کشور ایران روابط متقابل وجود دارد ؟ بدیهی است پاسخ ارائه شده به این سوال میتواند در نحوهٔ نگرش به سیاست گذاری اقتصادی تاثیر قابل توجهی داشته است. بنابراین، تبیین نظری ارتباط متقابل بین نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی میتواند پاسخگوی یکی از پرسش های اساسی و بنیادین برنامه ریزان اقتصادی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه باشد؛ زیرا کشورهای مزبور، همواره از سطح پایین درآمد سرانه و نیز گستردگی شکاف های درآمدی در رنج بوده اند. شاید بتوان گفت، ریشه کن کردن فقر و تعدیل نابرابری درآمد، وقتی همراه با رشد اقتصادی و اشتغال در نظر گرفته شود، به بزرگترین هدف و دشوارترین وظیفه‌ی سیاستگذاران اقتصادی در کشورهای در حال توسعه تبدیل می‌شود. در ادامه برخی نتایج محققان در این ارتباط با موضوع تحقیق ارایه شده است. واحیبا و وریمی(۲۰۱۴) در تحقیقی به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در طی سالهای ۱۹۸۲-۲۰۱۱ در کشور تونس پرداختند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و مبادلات تجاری باعث ایجاد نابرابری درآمد شده است و این اثر نابرابری درآمد با اثرات آزادی سازی تجارت بیشتر شده است. همچنین نتایج دیگر تحقیق گواه این است که با افزایش توسعه سرمایه انسانی و توسعه مالی باعث کاهش ضعف در نابرابری درآمد شده است. محققین نشان دادند سیاست های کاهش درآمد در این کشور شکست خورده و در سطح بسیار نامطلوبی قرار دارد. همچنین محسن ابریشمی و دیگران (۱۳۸۴) به بررسی رابطه ی بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی براساس آزمون علّیّت گرنجر و آزمون هم گرایی یوهانسن-جوسیلیوس پرداختند.یافته های به دست آمده بر اساس سال های ۱۳۵۰تا۱۳۸۱، نشان میدهد که یک رابطه ی علّی یک طرفه از سمت نابرابری - درآمد به رشد اقتصادی وجود دارد. به عبارت دیگر، تغییرات در نابرابری، علّت تغییرات در رشد اقتصادی است. اما براساس نتایج همین آزمون، رابطه ی علّیّت از رشد اقتصادی به نابرابری را نمی توان پذیرفت. نتایج به دست آمده، افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت، سبب

www.SID.ir

Archive of SID

کاهش رشد اقتصادی می شود. نتایج به دست آمده با انتظارات در خصوص ناکامل بودن بازار سرمایه در ایران سازگار است. باقری و کاکاوند(۱۳۸۵) رابطه بین اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمدی را مورد سنجش قرار دادند. در این مطالعه با استفاده از برهان اتکینسون، منحنی لورنز تعمیم یافته به رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی ارتباط داده می شود و سپس با استفاده از اطلاعات طرح هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی طی سال های۱۳۸۴-۱۳۷۵ منحنی رشد فقر و سلطهٔ لورنز برای خانوارهای ایرانی در این فاصلهٔ زمانی محاسبه و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. یافته تحقیق نشان می دهد رشد متوسط درآمد در مناطق شهری طی سالهای ۷۹-۸۲،۷۸-۸۴،۸۱-۸۳ و در مناطق روستایی طی سالهای ۷۸-۷۹،۷۹-۸۰،۷۸-۷۹، ۸۱-۸۰ به نفع فقرا بوده است؛ یعنی در این سال ها علاوه بر این که افزایش درآمد افراد فقیر بیش از افراد غیر فقیر بوده، نابرابری بین خانوارهای فقیر نیز کاهش یافته است. بنابراین رشد اقتصادی در اغلب سال های مورد بررسی در مناطق روستایی و شهری به نفع فقرا عمل کرده است. اکبریان و فامکار(۱۳۸۹) به چگونگی ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد در کشور ایران با در نظر گرفتن مخارج آموزشی دولت به عنوان یک عامل واسطه پرداختند. برای این منظور از یک الگوی سیستم معادلات همزمان استفاده شده است و روش حداقل مربعات دو مرحله ای به عنوان روش مناسب برای برآورد آن انتخاب شده است. سیستم معادلات مخارج آموزشی دولت و نرخ رشد اقتصادی متغیرهای وابسته و متغیرهای تراکم جمعیت، سرمایه انسانی، مخارج آموزشی سال های گذشته دولت و نابرابری درآمد متغیرهای توضیحی می باشند. نتایج حاصل از برآورد نشان میدهد که متغیر نابرابری درآمد با واسطه و بدون واسطه مخارج آموزشی دولت ارتباط منفی با نرخ رشد اقتصادی در ایران دارد. همچنین مخارج آموزشی دولت نیز با نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی دارد. اما مخارج آموزشی سالهای گذشته دولت با واسطه مخارج آموزشی دولت، ارتباط مثبتی را با نرخ رشد نشان میدهد. مرتضوی ودیگران(۱۳۹۰) چگونگی تغییرات نابرابری درآمد در مناطق روستایی و شهری تمامی استان های کشور در قالب منحنی کوزنتس در طول ۱۳۸۶-۱۳۷۹ با استفاده از داده های تابلویی مورد آزمون قرار داد. نتایج حاصل از تحقیق نشان داد که ارتباط N شکلی بین نابرابری درآمد و درآمد مناطق شهری وجود دارد. در حالیکه در مناطق روستایی رابطه N معکوس مشاهده شده است. همچنین یک درصد افزایش در درآمد سرانه استانها، بطور متوسط نابرابری را در مناطق شهری ۰/۴۴ درصدی افزایش می دهد. در حالی که همین میزان افزایش درآمد سرانه استان ها باعث کاهش ۰/۴۱ درصدی نابرابری در آمد در مناطق روستایی می شود.

۳- روش پژوهش

محققان بسیاری به مسئله ارتباط نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی پرداخته اند. نوع شیوه هر یک از این محققان نیز برای پیدا کردن رابطه بین درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی ، متفاوت از یکدیگر است. اما آنچه در مباحث اکثر این افراد به چشم میخورد، مورد بحث قرار گرفتن نابرابری درآمد به عنوان متغیر مستقل و اثرگذاری آن بر نرخ رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته است. به همین علت در این تحقیق نیز بر اساس چارچوب کلی مطالعات انجام شده پیشین، اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است. به

www.SID.ir

Archive of SID

منظور بیان دقیقتر این موضوع، اشاره ای گذرا به برخی از مباحثی که نابرابری درآمد را به عنوان متغیر مستقل و اثرگذار بر نرخ رشد اقتصادی در نظر گرفته‌اند، میشود. بنابراین با توجه به ماهیت داده های سری زمانی و نوع مطالعه، جهت ارزیابی رابطه اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی و نیز سایر متغیّرهای معرفی شده در ادبیات موضوع بر اشتغال ، نابرابری درآمد کشور و رشد اقتصادی، در این مطالعه کمک رویکرد خود رگرسیون برداری[۱۶] (VAR) ، مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس کمک رویکرد خودرگرسیون برداری الگوی مطالعه به صورت زیر است:

$$GR_t=C_1+\sum_{t=1}^{2}[a_{1,t}GR(-t)+b_{1,t}GINI(-t)+c_{1,t}\,G/GDP(-t)+d_{1,t}EM(-t)+e_{1,t}\mathrm{INF}(-t)+e_1]$$

$$GINI_t=C_2+\sum_{t=1}^{2}[a_{2,t}GINI(-t)+b_{2,t}GR(-t)+c_{2,t}\,G/GDP(-t)+d_{2,t}EM(-t)+e_{2,t}\mathrm{INF}(-t)+e_2]$$

$$G/GDP_t=C_3+\sum_{t=1}^{2}[a_{3,t}G/GDPt(-t)+b_{3,t}GR(-t)+e_3]$$

$$EM_t=C_4+\sum_{t=1}^{2}[a_{4,t}EM(-t)+b_{4,t}GINI(-t)+c_{4,t}\,G/GDP(-t)+d_{4,t}GR(-t)+e_{4,t}\mathrm{INF}(-t)+e_4]$$

که در آن:

GR= رشد اقتصادی،GINI= ضریب جینی، EM=اشتغال، G/GDP= نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی،INF=تورم،E= پسماند مدل

۴- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این قسمت بطور مختصر راجع به مراحل اجرای تحقیق، توضیحی ارائه می گردد. برای یافتن موضوع تحقیق، ابتدا مطالعاتی در زمینه سوابق تحقیقات در حوزه اقتصاد بخش کلان اقتصادی انجام گرفت. دراین تحقیق، از آمارهای انتشار یافته در بانک مرکزی در ابتدای سال ۱۳۶۸ استفاده شد. به منظور محاسبه متغیر تحقیق، ابتدا اطلاعات مربوط تحقیق از طریق مراجعه به صورت، نشریات و سالنامه های ادواری بانک مرکزی و همچنین سایت بانک مرکزی ایران، جمع آوری گردید. سرانجام نتایج حاصل از آزمون ها بدست آمدند و پیشنهادات لازم ارائه گردیدند. با توجه به ماهیت داده های سری زمانی و نوع مطالعه، جهت ارزیابی اثرات متقابل نابرابری درآمد، اشتغال و رشد اقتصادی و نیز سایر متغیرهای معرفی شده در ادبیات موضوع بر اقتصاد کشور، در این مطالعه روش خود رگرسیون برداری (VAR)، مورد استفاده قرار گرفته است.

۴-۱- رویکرد برداری خودرگرسیونی[۱۷] (VAR)

می توان مدل های کلان را به صورت صورت های تحویل یافته[۱۸] غیر مقید بر آورد نمود. البته برخی محدودیت‌ها، همانند طول وقفه لازم است. بنابراین وقتی می گوییم غیر مقید منظور غیر مفید بر مبنای دانش نظری است، بدین ترتیب یک گروه مدل های سری زمانی چند متغیره توسعه داده می شود. آنچه در ادامه می آید یک طرح خود رگرسیونی برداری به عنوان الگوی پایه است. یک فرآیند خودرگرسیونی برداری از رتبه

www.SID.ir

Archive of SID

[VAR(P)],P برای یک سیستم با M متغیر $Y_t = (Y_{lt}\ Y_{2t}...Y_{mt})$ به صورت فرآیند تصادفی زیر نشان داده می شود. (حاتمی،۲۰۰۴)[۱۹].

$$Y_t = V + \Theta_1 Y_{t-1} + \Theta_2 Y_{t-2} + ... + \Theta_p Y_{t-p} + V_t \qquad -۱$$

$$\Theta_i = \begin{bmatrix} \theta_{11,i} & \theta_{12,i} & ... & \theta_{1n,i} \\ \theta_{M1,i} & \theta M_{2,i} & ... & \theta_{Mn,i} \end{bmatrix} \qquad -۲$$

یک ماتریس $M \times M$ و $V_t = (V_{1t}, V_{2t}, ..., V_{mt})$ دارای همان ویژگی های استوکاستیک خطاهای صورت تحویل یافته در یک سیستم معادلات هم زمان است. از مدل های VAR به وسیله سیمز (۱۹۸۱، ۱۹۸۰) و سایرین مطرح شده است که با عنوان حسابداری ابداعات (شوک ها) شناخته شده است. این اصطلاح اشاره دارد به ردیابی واکنش سیستم به یک شوک (ابداع) در یکی از متغیرها. در یک سیستم دو متغیره برای بررسی این مساله جهت جدا کردن اثر تغییر یک متغیر بر دیگری ابتدا می توان قبل از زمان $t = ۰$ هر دو متغیر y_{2t}, y_{1t} را معادل صفر قرار داد وسپس y_{2t} را (به عنوان مثال) معادل یک واحد در زمان $t = 0$ افزایش داد؛ یعنی $V_{20} = 1$. حال می توان ردیابی کرد که طی زمان های $t = 1/2000$ اگر شوک دیگری رخ ندهد (یعنی $V_1 = V_2 = 0$) در سیستم چه اتفاقی می افتد(سیمز،۱۹۸۰،۱۹۸۱)[۲۰].از آنجایی که میانگین متغیرهای سیستم از اهمیت بالایی دراین بخش برخوردار نیستند و توجه اصلی بر تغییرات متغیرها در طول زمان می باشد، عناصر میانگین متغیرها (جزء عرض از مبدا) از سیستم بر آورد شده پیشین حذف می گردد و y_{2t} عنصر سمت چپ پایین این ماتریس است. بر طبق واژگان متعارف این مقادیر ضرایب فزاینده[۲۱] نامیده می شوند. به عبارت دیگر توان های ماتریس ضرایب AR فرایند VAR(۱) در برگیرنده ضرایب سیستم است.

۵- نتایج تجربی

بررسی نتایج آزمون های مانایی

با توجه به مقادیر جدول۱نتیجه می‌گیریم که داده‌های پژوهش همانطور که ملاحظه میگردد، متغیر ضریب جینی و رشد اقتصادی درسطح معناداری و بقیه متغیرها در تفاضل درجه یک قرار دارد و نتایج آزمون نشان دهنده‌ی این است که متغیرها پایا هستند. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال های مختلف ثابت بوده است. در نتیجه، داده‌های مورد بررسی تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی شود. پس متغیرها با مسئله ریشه واحد مواجه نیستند و این نشان دهنده‌ی مانا بودن متغیرها است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- نتایج آزمون های مانایی

متغیر	نماد	درجه مانایی	درجه مانایی
رشد اقتصادی	GR	-۹/۰۸	۰
ضریب جینی	GINI	-۸/۱۴	۰
اشتغال	EM	-۱۱/۰۷	۱
نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی	G/GDP	-۱۳/۷۷	۱
تورم	INF	-۱۰/۸۵	۱

۵-۱- تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR

اولین مسئله در مدلهای خود رگرسیون برداری تعیین طول وقفه است. برای تعیین تعداد وقفه بهینه از دو معیار اکائیک(AIC) و شوارتز- بیزین(SBC) استفاده می‌شود. علاوه بر این می‌بایست لزوم وارد کردن متغیرها پایای از پیش تعیین شده مورد بررسی قرار گیرد. تحلیل های هم جمعی به روش یوهانسن، مستلزم تعیین طول وقفه‌ی بهینه(P)در الگوی VAR است. تخمین‌های روابط بلند مدت به طول وقفه ی انتخاب شده برای VAR خیلی حساس هستند. وقفه ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه ای انتخاب شود که مشکل همبستگی پیاپی وجود نداشته باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸). نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲- نتایج تعیین تعداد وقفه های بهینه در الگوی تحقیق

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-182.7133	NA	132.2438	16.23594	16.43341	16.28560
1	-38.79148	225.2689*	0.002007*	5.112302	6.099689*	5.360627*
2	-24.00493	18.00101	0.002587	5.217820	6.995116	5.664805
3	-2.610097	18.60421	0.002477	4.748704*	7.315908	5.394349

از آنجا که معیارهای آکاییک و شوارتز – بیزین، حداکثر خود را به ازای طول وقفه یک دارند، بنابراین بر اساس هر دو معیار فوق طول وقفه ی بهینه یک تعیین می شود.

۵-۲- تعیین تعداد بردارهای هم جمعی

در این روش تمامی متغیرهای مورد بررسی، به صورت درونزا در یک مدل خود توضیح برداری در نظر گرفته می‌شوند. شرط لازم برای استفاده از روش جوهانسون جمعی بودن تمامی متغیرهای وارد شده در الگو از درجه صفر و یک می‌باشد. در عین حال که وجود متغیرهای I(2) بین متغیرهای الگو، امکان بدست آوردن یک رابطه پایا را نفی نمی‌کند، با این وجود روش معمول جوهانسون که برای متغیرهای I(0) و I(1) طراحی شده است نمی‌تواند بردارهای پایای لازم را به هنگام وجود متغیرهای I(2) ارائه کند. بنابراین قبل از هر چیز در این روش لازم است تا ایستای متغیرهای وارد شده در الگو مورد آزمون قرار گیرد(جوهانسون،۱۹۹۰). آزمون های ریشه

www.SID.ir

Archive of SID

واحد انجام شده بر روی متغیرهای فوق، این مسأله را تایید می‌کنند که تمامی آنها انباشته حداکثر از مرتبه یک هستند. بدین ترتیب با تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها، اولین قدم در بکارگیری روش جوهانسن برداشته شده است. در روش مورد استفاده، الگوی کوتاه مدت، فاقد روند زمانی بوده و تنها دارای عرض از مبدأ می باشد. این عرض از مبدأ سبب خواهد شد تا روابط بلند مدت از روند برخوردار شوند. اما فرض بر این است که عرض از مبدأ روابط بلند مدت، توسط عرض از مبدأ روابط کوتاه مدت خنثی شده‌اند، به گونه ای که در نهایت تنها عرض از مبدأ برای الگوی کوتاه مدت باقی مانده است. حال بردارهای هم انباشته بین متغیرهای تابع رشد اقتصادی به روش جوهانسن برآورد می‌شوند که مطابق آن نتایج آزمون های اثر و حداکثر مقادیر ویژه کلیه شرایط را در جداول(۳)ارائه شده است. براساس مطالب فوق و نتایج جدول(۳)و با توجه به آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ max) وضعیت سوم وچهارم پذیرفته می‌شود. در وضعیت دوم،سوم وچهارم آزمون اثر(λ trace) به ترتیب وجود حداکثر چهار، سه و پنج بردار را تایید می‌کند که با آزمون حداکثر مقادیر ویژه مغایرت دارد. درچنین مواردی که بین این دو آزمون اختلافی مشاهده می‌شود آزمون حداکثر مقادیر ویژه بدلیل داشتن فرضیه مقابل(H1) قاطع تری نسبت به آزمون اثر از اعتبار بیشتری برخوردار است و می توان به آن استنادکرد.

جدول۳ آزمون همگرایی جوهانسن: آزمون حداکثر مقدار ویژه: نتایج تعیین تعداد وقفه های بهینه در الگوی تحقیق بر اساس پنج حالت

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	**None**	**None**	**Linear**	**Linear**	**Quadratic**
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	0	1	1

جدول۴- نتایج آزمون همجمعی (آزمون تریس)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		**Trace**	**0.05**	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.835049	75.60068	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.641330	34.15217	29.79707	0.0148
At most 2	0.366690	10.56907	15.49471	0.2395
At most 3	0.002726	0.062790	3.841466	0.8021

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵- نتایج آزمون همجمعی (آزمون حداکثر مقادیر ویژه)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		**Max-Eigen**	**0.05**	
No. of CE(s)	**Eigenvalue**	**Statistic**	**Critical Value**	**Prob.****
None *	0.835049	41.44852	27.58434	0.0005
At most 1 *	0.641330	23.58310	21.13162	0.0221
At most 2	0.366690	10.50628	14.26460	0.1808

نتایج نشان میدهد طبق آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه دو بردار همگرایی بین متغیرهای مدل وجود دارد؛ ضرایب معنادار و نشان دهنده رابطه‌ی مثبت بین رشد اقتصادی وضریب جینی و اشتغال است.

جدول۶ نتایج آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
GR	**GINI**	**EM**	**INF**	
0.544086	-119.6981	-0.168338	0.015629	
-0.041618	71.32753	1.019238	0.678398	
0.024553	-84.75694	0.844352	-0.010990	
-0.171505	-185.5241	-0.545940	-0.216769	
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(GR)	-2.320193	0.520614	-0.905813	0.042802
D(GINI)	-0.003250	-0.003665	-0.001968	-0.000140
D(EM)	0.798136	-0.002589	-0.340699	0.009250
D(INF)	-0.075184	-0.333745	0.176651	0.022451

براساس نتایج آزمون جوهانسون نیز، نشان داده می شود که تخمین انجام شده مشکل خاصی نداشته و استفاده از روش VAR قابل قبول میباشد و طبق نتایج جدول بین چهار متغیر مدل، وجود چهار بردار تایید میشود و رابطه بلند مدت بین متغیرها برقرار میباشد. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تائید قرار می‌گیرد و نشان دهنده این است که تمام متغیرهای مدل با هم رابطه تعادلی بلند مدت دارند.

۵-۳- نتایج رابطه‌ی رویکرد خودرگرسیو برداری

در جدول۷ نتایج برازش مدل خود رگرسیو برداری ارائه شده است. ستون اول متغیر نرخ رشد اقتصادی است و ضریب آن نشان دهنده این است که وقفه اول نرخ رشد اقتصادی بر خودش تاثیر مثبت معنادار نداشته و افزایش نرخ رشد اقتصادی در وقفه اول منجر به افزایش دوباره آن نمی‌شود. ستون دوم این جدول ضریب جینی می‌باشد و نشان می‌دهد که وقفه اول ضریب جینی یا به عبارتی شاخص توزیع در آمد منجر به افزایش خودش شده است. ضریب آن نشان دهنده این است که وقفه اول ضریب جینی بر خودش تاثیر مثبت معنادار داشته است که می توان به افزایش توزیع درآمدی در دوره اول اشاره کرد که منجر به بهبود توزیع درآمدی شده است. ستون سوم

www.SID.ir

Archive of SID

این جدول نرخ اشتغال و ضریب آن نشان دهنده این است که وقفه اول نرخ اشتغال بر خودش تاثیر مثبت معنادار نداشته و افزایش نرخ رشد اقتصادی در وقفه اول منجر به افزایش دوباره آن نمی‌شود.

جدول ۷ نتایج حاصل از تخمین الگو

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	GR	**GINI**	**EM**
GR(-1)	0.181657	7.730315	-0.074629
	(0.18964)	(0.00059)	(0.07298)
	[0.95789]	[3.13058]	[-1.02261]
GINI(-1)	114.2593	0.810692	60.81678
	(56.8443)	(0.17752)	(21.8749)
	[2.9004]	[4.56666]	[2.78021]
EM(-1)	-0.119160	0.000738	0.660826
	(0.25771)	(0.00080)	(0.09917)
	[-0.46237]	[0.91641]	[6.66330]
INF(-1)	0.406291	9.98E-05	0.081613
	(0.14099)	(0.00044)	(0.05426)
	[2.98163]	[0.22660]	[1.50419]
G/GDP	5.530413	-0.002119	-1.996141
	(3.07513)	(0.00960)	(1.18337)
	[1.79843]	[-0.22069]	[-1.68682]
R-squared	0.722037	0.625327	0.695698
Adj. R-squared	0.696445	0.610393	0.674838
F-statistic	5.461069	3.700604	3.274009

براساس جدول۷ مقدار آماره t مربوط به رشد اقتصادی و شاخص جینی و معنی داری آن ($H_0 : \rho = 0$) برابر ۲/۹ است که از مقدار بحرانی جدول بیشتر است؛ بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ وجـود ارتباط مثبت و مـعناداری مورد تایید قرار می‌گیرد. همچنین بر مقدارآماره t مربوط به رشد اقتصادی وشاخص جینی معنی‌داری آن ($H_0 : \rho = 0$) برابر ۰/۴۶ است که از مقدار بحرانی (۲/۶۰)کوچکتر است بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ وجـود ارتباط مـعناداری مورد تایید قرار نمی‌گیرد. ستون اول جدول ۷ از قدرت توضیح دهندگی ۵۲٪ برخوردار است (R^2=۰/۷۲). مقدارآماره F مربوط ستون اول ($H_0 : \rho = 0$) برابر ۵/۴۶ است که از مقدار بحرانی بزرگتر است بنابراین با اطمینان ۰/۹۵ وجـود ارتباط مـعنی داری مورد تایید قرار می‌گیرد. بقیه موارد هم به همین صورت می باشد.

۴-۵ تابع عکس العمل[۲۲] آنی(ضربه – پاسخ)

توابع عکس العمل مسیر پویایی رشد اقتصادی(GR) را در پاسخ به یک شوک در هر یک از متغیرهای سیستم به اندازه یک انحراف معیار را مشخص می‌کنند[۲۳]. جدول۸ توابع عکس‌العمل رشد اقتصادی را در واکنش

www.SID.ir

Archive of SID

به بروز شوک وارده به هر یک از متغیرها را نشان می‌دهد. هر یک از ستون‌های این جدول به‌راحتی قابل تفسیر است.[۲۴]ارقام ستون دوم (از سمت چپ) نشان می‌دهد که شوک وارده به میزان یک انحراف معیار به متغیر (GINI) در افق‌های زمانی مختلف بر خود (GINI) چه اثری دارد. اثر یک شوک بر این متغیر در دوره اول به میزان ۰/۵۰- و در دوره دوم به میزان ۰/۷۸ و ... رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ارقام ستون سوم (از سمت چپ) نشان می‌دهد که شوک وارده به میزان یک انحراف معیار به متغیر (EM) در افق‌های زمانی مختلف بر خود (EM) چه اثری دارد.

جدول۸- نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل

GR	GINI	EM
3.549251	0.000000	0.000000
(0.50194)	(0.00000)	(0.00000)
0.780488	1.362631	-0.145470
(0.72203)	(0.76176)	(0.33213)
(0.14340)	(0.31756)	(0.10360)

بنابر نتایج حاصله از توابع عکس‌العمل، می‌توان نتیجه گرفت که رشد اقتصادی در واکنش به شوک وارده بر ضریب جینی، واکنش مثبت و در مقابل شوک‌های وارده بر مابقی متغیرها واکنش مثبت نشان می‌دهد. در ضمن بیشترین واکنش رشد اقتصادی به شوک وارده بر ضریب جینی است (در بین متغیرهای توضیح‌دهنده در مدل).

۵-۵- تجزیه واریانس

در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به‌طور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود بطور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها براساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌گردد، بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری نمائیم. جدول (۹) نتایج حاصل از این روش را نشان می‌دهد. تفسیرهای ارقام داخل جدول بدین صورت قابل بیان است: ستون دوم (از سمت چپ) نشان می‌دهد در دورهٔ اول ۰/۸۶ درصد تغییرات رشد اقتصادی(GR) ناشی از رشد اقتصادی(GR) است. در دوره دوم حدود ۷۹ درصد تغییرات قیمت مربوط به رشد اقتصادی(GR) می‌شود و ...ستون‌های بعدی نیز به همین شکل قابل تفسیر می‌باشند.

جدول۹- نتایج حاصل تجزیه واریانس

Period	S.E.	GR	GINI	EM
1	3.549251	100.0000	0.000000	0.000000
2	3.897612	86.93315	12.22248	0.139500
3	4.099328	79.03170	19.48284	0.143213

www.SID.ir

Archive of SID

بنابر نتایج حاصله از تجزیه واریانس، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر ضریب جینی بیشترین سهم را در توجیه نوسانات رشد اقتصادی دارد.

۶- جمع بندی، نتیجه گیری و پیشنهادات

آزمون های تحقیق، نشان می دهد نابرابری درآمد، رابطه معنادار مستقیم با رشد اقتصادی دارد. به عبارت دیگر تغییر در نابرابری درآمد، تغییرات مثبت رشد اقتصادی است ولی عکس آن صادق نیست. در نتیجه این فرضیه که رشد اقتصادی و بهبود در توزیع درآمد جهت‌گیری رابطه منفی طبق نظر کوزنتس دارند را نمی توان در اقتصاد ایران پذیرفت هر چند که مطابق نتایج حاصل از تحلیل‌های هم انباشتگی، همراهی مثبتی بین این دو متغیر در بلندمدت وجود دارد. مطابق آزمون هم انباشتگی فرضیه وجود یک رابطه ی بلندمدت بین رشد اقتصادی، نابرابری درآمد پذیرفته می شود. متغیر نابرابری درآمد به صورت ضریب جینی در مدل لحاظ گردیده است. بررسی های به عمل آمده در مورد رابطه نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی، حاکی از آن است که نابرابری درآمد برای رشد اقتصادی مفید است. در واقع مطلوب تر شدن وضعیت توزیع درآمد موجب افزایش رشد اقتصادی می شود. نابرابری درآمد که به تبع آن میزان فقر را نیز در جامعه افزایش می‌دهد می تواند اثرات سوء بر رشد اقتصادی بر جای بگذارد. توزیع ناعادلانه و افزایش فقر و عدم تأمین حداقل معاش توسط گروه خاصی از قشرهای جامعه، ناهنجاری-های سیاسی، فرهنگی و اقتصادی در جامعه را به دنبال خواهد داشت. نابرابری درآمد از طریق تشدید تنش های اجتماعی و ایجاد نااطمینانی در محیط اقتصادی - سیاسی، کاهش سرمایه گذاری و نتیجتًا کاهش رشد اقتصادی را به همراه خواهد داشت. هم چنین به علت کاهش روحیه ی مشارکت، وفاق، احساس مسئولیت و تعهّد جمعی در جامعه، به رشد اقتصادی در بلندمدت، از طریق کاهش بهره وری نیروی کار آسیب می رساند. طبق نتایج به دست آمده از برآورد، نابرابری درآمد با نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی ندارد. در واقع نابرابری درآمد هم با واسطه مخارج آموزشی دولت و هم بدون واسطه آن ارتباط مثبت با نرخ رشد دارد. بنابراین در صورتی که دولت با بهبود توزیع درآمد برابری بیشتری را در جامعه ایجاد کند، ممکن است نرخ رشد اقتصادی بهبود یابد. البته توصیه سیاستی ایجاد برابری بیشتر از جانب دولت باید با مد نظر قرار دادن برخی از عوامل صورت گیرد. چون بهبود توزیع درآمد که غالباً از طریق مالیات بر درآمد صورت می گیرد، ممکن است به عنوان ضد انگیزه برای نیروی کار موجود در جامعه عمل کند و اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی گذارد. بنابراین آنچه در مورد کشور ایران توصیه می شود ایجاد برابری بیش تر در جامعه است، اما این بهبود توزیع درآمد باید با احتیاط از جانب دولت صورت گیرد تا بهبود رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد. بر اساس نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود تا در تدوین برنامه‌های توسعه اقتصادی- اجتماعی کشور سطح نابرابری کشور مورد توجه باشد . تلاش در جهت کاهش و یا اصلاح نحوه مصرف هزینه های دولتی در کاهش تورم و در نتیجه نابرابری، موثر خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

* ابریشمی، حمید. مهرآرا،محسن.خطابخش،پرسیا.(۱۳۸۴)، بررسی رابطه ی رشد و توزیع درآمد در ایران،پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال پنجم ، شمار ه ی هفدهم سال ۸ ص ۱۸۰-۱۶۸.
* اکبریان،رضا.کامکار،مهسا(۱۳۸۹)، بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی،فصلنامه علمی پژوهشی.
* انوفرستی،محمد.(۱۳۷۸)،ریشه واحد و همجعی در اقتصاد سنجی تهران،انتشارات خدمات فرهنگی رسا.
* باقری،فریده.کاوند،حسین.(۱۳۸۵)،اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درایران، فصلنامۀ علمی پژوهشی رفاه اجتماعی، سال هفتم، شماره ۲۸
* صالحی، یاور (۱۳۹۰)؛ اثر تکانه های نفتی بر بازده سهام –پایان نامه‌کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.
* صمدی، سعید. شیرانی فخر، زهره و مهتاب داور زاده(۱۳۸۶)؛ بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام از قیمت جهانی نفت و طلا(مدل سازی و پیش بینی)، فصلنامه بررسی های اقتصادی، دوره ۴، شماره ۲.
* صمدی، سعید. یحیی آبادی، ابوالفضل. معلمی، نوشین(۱۳۸۸)؛ تحلیل تأثیر تکانه های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران - فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی. سال هفدهم، شماره ۵۲ ، صفحات ۵-۲۶.
* فرامرزی، رکسانا. (۱۳۹۱)؛ بررسی تکانه های قیمتی و درآمدی بر بازده واقعی سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ مطالعات حسابداری و حسابرسی، سال اول، شماره دوم تابستان ۹۱- صفحات ۴۴-۵۱.
* مرتضوی، ابوالقاسم. سراج زاده ،فرازد. شکوه، مریم.(۱۳۹۰)، درآمد و رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی کشور :کاربرد منحنی کوزنتس. مجله تحقیقات کشاورزی ،جلد سه ،شماره یک ،
* مظفری، سحر(۱۳۸۹)؛ اثر نامتقارن تکانه های نفتی_پایان نامه کارشناسی ارشد واحد علوم تحقیقات، تهران

* 11) Ahluwalia, M.S.1976. Inequality, Poverty and Development. Journal of evelopment Economics,3.4. 307-342.
* 12) Alesina, A., Rodrik, D.1994.Distributive Politics and Economic Growth. The Quarterly Journal ofEconomics, 109.2. 465-490.
* 13) Bourguignon, F., Verdier, T.2000. Oligarchy, Democracy, Inequality and Growth. Journal of Development Economics, 62.2. 285-314.
* 14) Bowman, K.1997. Should the Kuznets Effect be Relied on to Induce Equalizing Growth: Evidence From Post 1950 Development. World Development, 25.1. 127-143.
* 15) Chambers, D.2005. Trading Places: Does Past Growth Impact Inequality. Journal of Development Economics, 82 1, 257-266.
* 16) Clarke, George R. G.1995. More Evidence on Income Distribution and Growth, Journal of Development Economics, Vol. 47.
* 17) Croix, D. and M, Doepke. 2003. Inequality and growth: Why differential fertility matters. The American Economic Review.,Vol. 93, No. 4, . 1091-1113

www.SID.ir

Archive of SID

* 18) Danielson, A.2002) ,Poverty, inequality and growth in Jamaica, 1988-1998, and beyond, Department of Economics, Lund University, Sweden
* 19) David J. Peters.2013.American income inequality across economic and geographic space, 1970–2010, Social Science Research, Volume 42, Issue 6, 1490-1504
* 20) Deininger, K., Squire, L.1998. New way of Looking at old Issues: Inequality andGrowth. Journal of Development Economics, 57.2. 159-287.
* 21) Durlauf, S.N.1994. Spillovers, Stratification and Inequality. European Economic Review, 38.3-4.836-845.
* 22) Durlauf, S.N.1996. A Theory of Persistent Inequality. Journal of Economic Growth, 1.1. 75-93.
* 23) Eusufzai, Z.1997. The Kuznets Hypothesis: An Indirect Test. Economics Letters, 54.1. 81-85.
* 24) Forbes, K.2000. A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth. American Economic Review, 90.4. 869-886.
* 25) Frazer, G.2006. Inequality and Development Across and Within Countries. World Development, 34 .9. 1459-1481.
* 26) Garcia F. and A.C. Banderia.2004. Economic reforms, inequality and growth in Latin America and the Caribbean", University of So Paulo, school of economics and business.
* 27) Giovanni Bernardo, Simone D'Alessandro.2016.Systems-dynamic analysis of employment and inequality impacts of low-carbon investments,Environmental Innovation and Societal Transitions, Volume 21, December 2016, 123-144
* 28) Hacker, R. S.; Hatemi-J, A.2008.Optimal lag-length choice in stable and unstable VAR models under situations of homoscedasticity and ARCH . Journal of A lied Statistics. 35 .6 .: 601–615. doi:10.1080/02664760801920473.
* 29) Hamilton, James D. .1994 .. Time Series Analysis. Princeton University Press. p. 293.
* 30) Hatemi-J, A.2004.Multivariate tests for autocorrelation in the stable and unstable VAR models Economic Modelling21.4. 661–683.
* 31) Hatemi-J, A.; Hacker, R. S.2009. Can the LR test be helpful in choosing the optimal lag order in the VAR model when information criteria suggest different lag orders? . A lied Economics. 41 .9 .1489–1500.
* 32) Higgins, M., Williamson, J.1999. Explaining Inequality: Cohort Size, Kuznets Curve and Openness.NBER Working Paper, .7224.
* 33) Ho-Chuan .River . Huang, WenShwo Fang, Stephen M. Miller, Chih-Chuan Yeh.2015.The effect of growth volatility on income inequality, Economic Modelling, Volume 45 , 212-222
* 34) Inyong Shin.2012.Income inequality and economic growth,Economic Modelling, Volume 29, Issue 5 , 2049-2057
* 35) John S. Santelli, Xiaoyu Song, Samantha Garbers, Vinit Sharma, Russell M. Viner.2017.Global Trends in Adolescent Fertility, 1990–2012, in Relation to National Wealth, Income Inequalities, and Educational Expenditures,Journal of Adolescent Health, Volume 60, Issue 2, 161-168
* 36) Kakwani Nanak, Shahidur Khandker and Hyun H. Son.2003. With A lication to Korea and Thailand.
* 37) Kuznets, S. 1955. Economic growth and income inequality, The American Economic Review. 45: 1-28.
* 38) Lee, C.C., Chiu, Y.B. and C. H. Sun.2010. The environmental Kuznets curve hypothesis for water pollution: Do regions matter? Energy Policy, 38: 12-23.
* 39) Lee, J.E.2006. Inequality and Globalization in Europe, Journal of Policy Modeling, 28.7. 791-796.

www.SID.ir

Archive of SID

* 40) Lee, J.E.2006.Inequality and Globalization in Europe, Journal of Policy Modeling, 28.7. 791-796.
* 41) Leonel Muinelo-Gallo, Oriol Roca-Sagalés.2013.Joint determinants of fiscal policy, income inequality and economic growth ,Economic Modelling, Volume 30, 814-824
* 42) Lloyd, E., Bernhardt, D.2000. Enterprise, Inequality and Economic Development. Review of Economic Studies, 67 .1.147-168.
* 43) Lloyd, E., Bernhardt, D.2000.Enterprise, Inequality and Economic Development. Review of Economic Studies, 67 .1.147-168.
* 44) Lopez, H.2006. Growth and Inequality: are the 1990s different? Economics Letters, 93.1. 18-25.
* 45) Md. Samsul Alam, Sudharshan Reddy Paramati.2016.The impact of tourism on income inequality in developing economies: Does Kuznets curve hypothesis exist?,Annals of Tourism Research, Volume 61, 111-126
* 46) Octasiano M. Valerio Mendoza.2016.Preferential policies and income inequality: Evidence from Special Economic Zones and Open Cities in China,,China Economic Review, Volume 40, 228-240
* 47) Óscar Afonso.2016.Effects of labour-market institutions on employment, wages, R&D intensity and growth in 27 OECD countries: From theory to practice.Economic Modelling, Volume 53, 48-62
* 48) Paukert, Felix.1973. Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of the Evidence, International Labor Review. 108 .2-3.. Paukert, Felix.1973. Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of the Evidence, International Labor Review. 108 .2-3.
* 49) Prem Sikka.2015.The hand of accounting and accountancy firms in deepening income and wealth inequalities and the economic crisis: Some evidence.Critical Perspectives on Accounting, Volume 30, , 46-62
* 50) Ram, Rati.1988. Economic Development and Income Inequality". World Development, Vol. 16, No. 11.
* 51) Sims, Christopher .1980 .. Macroeconomics and Reality . Econometrica. 48 .1 .: 1–48. doi:10.2307/1912017. JSTOR 1912017.
* 52) Sukiassyan, G.2007. Inequality and growth: What does the transition economy data say? Journal of Comparative Economics.,Vol. 35, . 35–56.
* 53) Sungmoon Jung, Jeong-Dong Lee, Won-Sik Hwang, Yeongjun Yeo.2017. Growth versus equity: A CGE analysis for effects of factor-biased technical progress on economic growth and employment, Economic Modelling, Volume 60, 424-438
* 54) Sylvanus Kwaku Afesorgbor, Renuka Mahadevan.2016. The Impact of Economic Sanctions on Income Inequality of Target States,World Development, Volume 83, 1-11
* 55) Weriemmi M.E. and Ch. Ehrhart, .2004. "Inequality and growth in a context of commercial openness, Theoretical analysis and empirical study: The case of the countries around the Mediterranean basin", University of nice-Sophia antipolice.
* 56) Weriemmi M.E. and Ch. Ehrhart. 2004.Inequality and growth in a context of commercial openness, Theoretical analysis and empirical study: The case of the countries around the Mediterranean basin", University of nice-Sophia antipolice

www.SID.ir

Archive of SID

یادداشت‌ها

[1] Ahluwalia, M.S.
[2] Bourguignon, F., Verdier, T.
[3] Alesina, A., Rodrik, D.
[4] Durlauf, S.N.
[5] Eusufzai, Z.
[6] j.H.Bocke
[7] W.A.Leuis
[8] A.R.Hirschman
[9] Rostow
[10] Durlauf, S.N.
[11] Lopez, H.
[12] Chambers, D.
[13] Bowman, K.
[14] Harris and Silverstone
[15] Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment(NAIRU)
[16] Vector Auto Regression
[17] Vector Auto Regression
[18] Reduced Forms
[19] Hatemi-J, A
[20] Sims, C.A.
[21] Multiplier
22. Impulse Response.

[۲۳]. تکانه‌ها در این روش معمولاً به میزان یک انحراف معیار انتخاب می شوند، لذا به آن تکانه با ضربه واحد گفته می‌شود. با استفاده از این روش پاسخ پویای دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرها مشخص می‌شود.

[۲۴]. قبل از استخراج این توابع، آزمون‌هاي ريشه واحد انجام شده كه نتايج حاكي از وجود يك ريشه واحد براي تمامي متغيرهاي مورد نظر است. از سويي بردار بلندمدت حاصله در اين قسمت با بردار بدست آمده از قسمت قبل تفاوت چنداني ندارد (تفاوت ضرايب غيرمحسوس مي‌باشد).

www.SID.ir