پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی – پژوهشی

سال هشتم، شماره‌ی۱۶، نیمه ی دوم ۱۳۹۲

نابرابری درآمد، باز بودن‌تجاری و رشد اقتصادی در ایران*

بهزاد سلمانی**

طاهره بیژنی***

تاریخ دریافت:۱۳۸۷/۱/۲۶ تاریخ پذیرش:۱۳۹۰/۱۲/۱۶

چکیده

هدف این مطالعه بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر رشداقتصادی ایران و تـأثیر درجـه ی بـاز بودن تجاری بر این رابطه طـی دوره ی ۱۳۴۷-۱۳۸۵ اسـت. بـرای ایـن منظـور از روش خـود رگرسیون با وقفه های توزیع شونده (ARDL) استفاده شده است. نتایج نشان مـی‌دهـد کـه نابرابری درآمد در بلندمدت دارای تأثیر منفی و معنی دار بر رشد اقتصادی ایران است و افزایش درجه ی باز بودن‌تجاری باعث کاهش اثر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران می‌شـود. از دیگر نتایج این تحقیق می توان به ارتباط مثبت میان سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری و رابطـه ی مبادله ی بازرگانی با رشد اقتصادی اشاره کرد. بررسی استحکام نتایج درستی نتـایج فـوق را تأیید می‌کند. بررسی آزمون پایداری مدل‌های برآورد شده نیز نشان دهنده ی وجـود پایـداری مدل برآورد شده است.

واژه های کلیدی: رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و باز بودن تجاری

طبقه‌بندی JEL : O40, O15, F10

---

* این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد طاهره بیژنی به راهنمایی دکتر بهزاد سلمانی در دانشگاه تبریز برگرفته شده است.

** نویسنده مسؤول- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، Email: b_salmani@tabrizu.ac.ir

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مفید

۱- مقدمه

رابطه ی نابرابری درآمد و عملکرد کلان اقتصادی همواره مورد توجه محافل علمی و سیاستی بوده است. بخش مهمی از پژوهش های این حوزه به تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی تأکید دارد. در این چارچوب سه رویکرد وجود دارد؛ در رویکرد اول که از دهه ی ۱۹۵۰ شروع شد بر تاثیر مثبت نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی تأکید می شود. در رویکرد دوم تاثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی در مراحل اولیه ی توسعه ی اقتصادی مثبت است و پس از مرحله‌ای منفی می‌شود. در حالی که این رابطه در رویکرد سوم منفی است. بررسی عملکرد کلان اقتصادی برخی کشورهای درحال توسعه، برای نمونه کشورهای جنوب شرق آسیا، نشان می‌دهد که آن ها رشد اقتصادی سریع‌تر را با توزیع نستباً عادلانه درآمد تجربه کرده‌اند. این در حالی است که برخی کشورهای دیگر با نابرابری نسبتاً بالای درآمدی عملکرد کلان اقتصادی مناسبی نداشته‌اند. در واقع، نابرابری درآمد، انگیزه های افراد را برای مشارکت در رشد اقتصادی کاهش می-دهد.

تجارت بین الملل تأثیر معنی‌داری بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی دارد. طی دو دهه ی گذشته اصلاحات تجاری گسترده‌ای در کشورهای مختلف جهان به مورد اجرا گذاشته شده است؛ از این رو مطالعات فراوانی برای بررسی تأثیر سیاست تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی اجرا شده است. در این چارچوب در پژوهش های مربوط به موضوع مقاله، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی رویکرد جدیدی مطرح شده است که بر اساس آن تأثیر هم زمان درجه ی باز بودن تجاری و نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد [i].

در ایران تلاش برای کاهش شکاف درآمد یکی از سیاست های محوری دولت طی سال‌های گذشته بوده است. هم چنین در برنامه ی چهارم توسعه، رشد اقتصادی نسبتاً بالایی هدف‌گذاری شده و تعامل پویا با اقتصاد جهانی و توسعه ی تجارت خارجی در دستور کار دولتمردان قرار گرفته است. بنابراین، بررسی رابطه ی نابرابری درآمد، تجارت خارجی و رشد اقتصادی اهمیت می‌یابد. نتایج مطالعاتی از این دست سیاست گذاران را در طراحی سیاست‌های مناسب و دستیابی به رشد اقتصادی هدف‌گذاری شده یاری خواهد کرد.

هدف این مقاله بررسی تأثیر درجه ی باز بودن تجاری و نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ی ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۵ است. در این زمینه دو فرضیه مورد آزمون قرار گرفته است؛ نخست، نابرابری درآمد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارد و دوم، درجه ی باز بودن تجاری باعث کاهش تأثیر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران می‌شود. سازماندهی مقاله به شرح زیر است. پس از مقدمه، در بخش دوم پژوهش های انجام شده مرور و در بخش سوم مدل معرفی شده است. در بخش چهارم مدل برآورد و نتایج تحلیل و در بخش پایانی نیز خلاصه و نتایج ارائه شده است.

۲- پژوهش های انجام شده

مدل های نظری برای مطالعه ی تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی را می‌توان به سه گروه تفکیک کرد. گروه اول به تأثیر مثبت نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی تأکید دارد. تا دهه ی ۱۹۷۰ بیش تر اقتصاددانان بر این عقیده بودند که نابرابری درآمد و ثروت انگیزه ی لازم را برای انباشت سرمایه و رشد اقتصادی فراهم می‌کند. در این زمینه نظریه های متعددی بیان شده که معروف‌ترین آن ها فرضیه ی کالدور است. مطابق فرضیه ی کالدور میل نهایی به پس‌انداز ثروتمندان از میل نهایی به پس‌انداز فقیران بزرگ تر است و با افزایش نابرابری درآمد، پس‌انداز و سرمایه گذاری افزایش می‌یابد و در نتیجه نابرابری به رشداقتصادی سریع‌تر منجر می‌شود. طرفداران رویکرد دوم معتقدند که تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی به مرحله ی توسعه ی اقتصادی در یک کشور بستگی دارد. در مراحل اولیه ی توسعه ی اقتصادی، نابرابری بیش تر درآمد، به افزایش پس انداز و انباشت سرمایه ی فیزیکی و رشد اقتصادی سریع تر می انجامد. زیرا در این مرحله انباشت سرمایه ی فیزیکی محرک اصلی رشد است. اما در مراحل بعدی توسعه ی اقتصادی، انباشت سرمایه ی انسانی محرک اصلی رشد است و نابرابری بیش تر درآمد موجب کاهش سرمایه گذاری در سرمایه ی انسانی می شود و از این طریق نرخ رشد اقتصادی کاهش می یابد (آقیون و همکاران ۱۹۹۹)[1].

این دو رویکرد برای سال های طولانی در عرصه ی اقتصاد مسلط بود اما اخیراً رویکرد سوم نیز مطرح شده است. در این چارچوب برخی اقتصاددانان مدعی شده‌اند که نابرابری درآمد تاثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. مدل های مختلفی برای تبیین رابطه

1- Aghion et al.

ی منفی بین نابرابری درآمد و رشد ارائه شده است که در ادامه به سه مدل مهم اشاره می شود.

الف. مدل سیاسی – اقتصادی: پرسون و تیبلینی (۱۹۹۴)[1] مدل تعادل اقتصادی- سیاسی را مطرح و ادعا کردند که افزایش نابرابری درآمد موجب افزایش فشارهای مالیاتی برای توزیع دوباره می‌شود. آنان بیان می‌کنند که با سیاست‌های توزیع دوباره، انگیزه ی عاملان و توانایی آن ها در انباشت سرمایه کاهش می یابد و از این طریق افزایش نابرابری درآمد باعث کندی رشد اقتصادی می‌شود.

ب. مدل ناپایداری سیاسی– اجتماعی: طرفداران این دیدگاه بحث می‌کنند که توزیع نابرابرتر درآمد، موجب تنش‌های اجتماعی و بی‌ثباتی سیاسی است. درچنین فضای ناامن و نا آرام سیاسی اجتماعی، حقوق مالکیت امنیت ندارد و با افزایش عدم اطمینان، سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش می‌یابد. بنابراین نابرابری بیش تر درآمدی به کندی رشد اقتصادی منجر می‌شود.

ج. ناکامل بودن بازار سرمایه و بازارهای اعتباری: آقیون و همکاران (۱۹۹۹) سه دلیل برای تأثیر منفی نابرابری بر رشداقتصادی برمی‌شمرند: (۱) نابرابری بیش تر در درآمد، فرصت‌های سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد؛ (۲) نابرابری بیش تر انگیزه ی وام گیرندگان را کاهش می‌دهد، زیرا رشد نابرابری موجب افزایش فشارهای مالیاتی برای توزیع مجدد می‌شود که این عامل باعث کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری می‌شود و (۳) نابرابری بیش تر باعث ایجاد بی‌ثباتی در عملکرد کلان اقتصادی می‌شود. توزیع نابرابرتر درآمد منبع تنش‌های اجتماعی و بی‌ثباتی سیاسی است. در چنین فضای ناامن و نا آرام سیاسی- اجتماعی حقوق دارایی‌ها امنیت ندارد و با افزایش عدم اطمینان، سرمایه گذاری خصوصی کاهش می‌یابد و در نتیجه نابرابری به کاهش رشد اقتصادی می انجامد.

مطالعات تجربی فراوانی از رویکرد تأثیر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی حمایت می‌کند. برای مثال دراین‌باره می‌توان به نتایج پرسون و تابلینی (۱۹۹۴)، السینا و رودریک (۱۹۹۴)[2]، بیردسال و همکاران (۱۹۹۵)[3]، پروتی (۱۹۹۶)[1]، دنینجر و

1- Person and Tabellini
1- Alesina and Rodrik
2- Birdsal , Sabbot and Ross

اسکور(۱۹۹۸)[۲]، بانرجی و دوفلو[۳] (۲۰۰۳) و کاستلو (۲۰۰۵)[۴] اشاره کرد. بارو (۲۰۰۰)[۵] و دومینیکس و همکاران (۲۰۰۶)[۶] نشان دادند که نابرابری درآمد در کشورهای توسعه یافته تأثیر منفی و در کشورهای درحال‌توسعه تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. هم چنین گالور و موآو (۲۰۰۴)[۷] ادعا کردند که رابطه ی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی یک رابطه ی پایدار طی زمان نیست و بستگی به مرحله ی توسعه ی اقتصادی کشور دارد. فوربز (۲۰۰۰)[۸] نشان داد که نابرابری درآمد در کوتاه مدت و میان مدت با رشد اقتصادی رابطه ی مثبت و در بلندمدت رابطه ی منفی دارد. بانرجی و دوفلو (۲۰۰۳) نشان دادند که نابرابری درآمد با رشد رابطه ی غیر خطی دارد.

روت ایدا و ناهوم (۲۰۰۵)[۹] برای ۲۴ استان سوئد در دوره ی زمانی ۱۹۶۰- ۲۰۰۰ نشان دادند که نابرابری درآمد تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. پارتریدج و فلاح (۲۰۰۶)[۱۰] نشان دادند که در آمریکا نابرابری درآمدی در مناطق شهری و مرکزی رابطه ی مثبت با رشد اقتصادی دارد؛ اما در مناطق روستایی این رابطه منفی است. وان و همکاران (۲۰۰۶)[۱۱] رابطه ی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی را در چین منفی گزارش کردند. ابونوری و اژدری (۱۳۷۸) و ابریشمی و همکاران(۱۳۸۴) اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران را منفی گزارش کردند.

مطالعات محدودی در تبیین رابطه میان درجه ی باز بودن تجاری، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. امبابازی و همکاران (۲۰۰۱)[۱۲] طی دوره ی زمانی ۱۹۶۵ تا ۱۹۹۰ برای ۴۴ کشور درحال توسعه نشان دادند که نابرابری درآمد تأثیر منفی و درجه ی باز بودن تجاری تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. با این وجود، هنگامی که

1- Perotti
2- Deininger and Squire
3- Banerjee and Duflo
4- Casstello
5- Barro
6- Laura de Dominıcis et al.
7- Galor and Moav
8- Forbes
9- Ruth Aida and Nahum
10- Partridge and Fallah
11- Guanghua Wan et al.
12- Mbabazi et al.

این دو متغیّر با هم در مدل لحاظ می‌شوند تأثیر منفی نابرابری بر رشد اقتصادی بر تأثیر مثبت باز بودن تجاری غلبه می‌کند. امبابازی و همکاران (۲۰۰۴)[1] طی دوره ی زمانی ۱۹۷۰- ۱۹۹۵ برای گروهی از کشورهای درحال توسعه نشان دادند که بازبودن تجاری به جبران و یا کاهش تأثیر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی منجر می شود.

۳ - مدل و داده‌های آماری

در این مقاله از دو مدل استفاده شده است. در مدل اول رابطه ی نابرابری درآمد و رشد اقتصادی[2] و در مدل دوم رابطه ی نابرابری‌درآمد، درجه ی بازبودن تجاری و رشد اقتصادی بررسی می‌شود. در مدل اول برای بررسی رابطه ی نابرابری درآمد و رشد اقتصادی از مدل پروتی(۱۹۹۶) و فوربز(۲۰۰۰) استفاده شده است. متغیّرهای اصلی کنترل در این مدل‌ها شامل سرمایه گذاری، سرمایه ی انسانی و نابرابری‌درآمد است[3] . در کشورهای بهره‌مند از منابع طبیعی مثل ایران، رابطه ی مبادله یک متغیّر مهم و تأثیر گذار بر رشد اقتصادی است[4] . بنابراین، این متغیّر نیز به مدل افزوده شده است. مدل اول به صورت زیر است:

$$LPERGDP = \beta_0 + \beta_1 INVG + \beta_2 INEQ + \beta_3 HC + \beta_4 TOT + \beta_5 T + \beta_6 DUM + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

به طوری که: LPERGDP نشانه ی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه ی حقیقی، INVG نسبت سرمایه‌گذاری فیزیکی به تولید ناخالص داخلی، INEQ نابرابری درآمد، HC سرمایه ی انسانی، TOT رابطه ی مبادله، T روند زمانی، DUM متغیّر مجازی است.

در مدل دوم برای بررسی تأثیر متغیّر درجه ی باز بودن تجاری بر رابطه ی نابرابری‌درآمد و رشد اقتصادی، عبارت متقاطع بین نابرابری‌درآمد و درجه ی باز بودن تجاری به مدل اول افزوده شده است. این همانند مدل امبابازی و همکاران (۲۰۰۴) است. بنابراین داریم:

$$LPERGDP = \alpha + \beta_1 INVG + \beta_2 INEQ + \beta_3 OPEN * INEQ + \beta_4 HC + \beta_5 TOT + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

به طوری که OPEN نشان دهنده ی درجه ی باز بودن تجاری است.

---

1 - Mbabazi et al.

در این مقاله از لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه ی حقیقی به عنوان معیار رشد اقتصادی استفاده شده است. از نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی به عنوان معیار سرمایه‌گذاری و از ضریب جینی به عنوان معیار نابرابری درآمد استفاده شده است. ضریب جینی از شاخص های مهم اندازه گیری نابرابری توزیع درآمد است. اندازه ی این شاخص میان صفر (معرف جامعه‌ای با برابری کامل توزیع درآمد) و یک (نشانه ی عدم برابری توزیع درآمد در جامعه) تغییر می‌کند. برای سرمایه ی انسانی از نسبت ثبت نام دانش آموزان متوسطه به کل جمعیت و برای رابطه ی مبادله از معیار رابطه ی مبادله ی بازرگانی استفاده شده است. متغیّر مجازی نیز برای سال‌های جنگ تحمیلی (عدد یک برای سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۶۷ و صفر برای سال‌های دیگر، طی دوره ی زمانی ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۵) استفاده شده است. از نسبت تجارت (مجموع واردات و صادرات) به تولید ناخالص داخلی نیز به‌عنوان معیار درجه ی باز بودن تجاری استفاده شده است.

رابطه ی بلندمدت میان رشداقتصادی و متغیّرهای مؤثر بر آن در ایران در قالب الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده[1] (ARDL)، به عنوان یک الگوی پویا، طی دوره ی زمانی ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۵ برآورد شده است. هم چنین برای بررسی پایداری مدل‌های برآورد شده از آزمون‌های CUSUM[2] و CUSUMSQ[3] ارائه شده توسط براون، دوبلین و اوانز (۱۹۷۵)[4] استفاده شده است.

برای بررسی استحکام نتایج از دیگر متغیّرهای مؤثر بر رشد اقتصادی (نرخ تورم قیمت ها وسرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) و سایر معیارهای جایگزین درجه ی باز بودن تجاری (پریمیوم نرخ ارز و نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی) استفاده شده است. در این چارچوب از شاخص قیمت مصرف‌کننده به عنوان معیار نرخ تورم قیمت ها (P) واز نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی به عنوان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) استفاده شده است.

---

1 - Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL)
1- Cumulative Sum of the Recursive Residuals
2- Squared Cumulative Sum of the Recursive Residuals
3- Brown, Dublin, and Evans (1975)

آمارهای مربوط به تولید ناخالص داخلی، صادرات و واردات کالا و خدمات، سرمایه گذاری، جمعیت کل کشور، رابطه ی مبادله ی بازرگانی، پریمیوم نرخ ارز و نرخ تورم از داده‌های حساب‌های ملی و گزارش اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (سال‌های مختلف) استخراج شده است. داده های مربوط به سرمایه گذاری مستقیم خارجی به GDP از داده های بانک جهانی (۲۰۰۷)[۱] است.

۴- برآورد مدل

برای بررسی اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش ARDL مدل (۱) برآورد شده است. نتایج برآورد الگوی پویا مدل (۱) در جدول شماره ی یک نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد طی دوره ی مورد بررسی نابرابری درآمد (با یک [۵]و دو وقفه ی زمانی) دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران است.

برای برآورد مدل با توجه به تعداد مشاهدات (۳۳ سال)، حداکثر دو وقفه در نظر گرفته شده است و از معیار شوارتز- بیزین (SBC) برای انتخاب بهترین رگرسیون برآورد شده، استفاده می‌شود. استفاده از معیار شوارتز- بیزین تعداد وقفه‌ها را کاهش می دهد و باعث بهبود درجه ی آزادی می‌شود. هم چنین ضریب متغیّرهای سرمایه‌گذاری، سرمایه ی انسانی (با یک وقفه ی زمانی) و رابطه ی مبادله مثبت و معنی‌دار می‌باشند. افزون براین متغیّر مجازی سال‌های جنگ و روند زمانی نیز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصای بوده است.

4- World Bank

جدول شماره ی یک - برآورد الگوی پویا مدل (۱)

متغیّر	ضریب	انحراف معیار	آماره ی t	سطح احتمال معنی داری
LPERGDP(-1)	۰.۵۲۲۹	۰.۰۸۳۷	۶.۲۴۵	۰.۰۰۰
INVG	۰.۷۳۱۰	۰.۱۳۴۴	۵.۴۳۶	۰.۰۰۰
INEQ	-۰.۸۶۶	۰.۳۹۷۳	-۲.۱۸	۰.۰۳۸
INEQ(-1)	-۰.۳۰۸	۰.۳۷۲۳	-۰.۸۲۷	۰.۴۱۵
INEQ(-2)	-۱.۳۰۳	۰.۳۲۷۳	-۳.۹۸۳	۰.۰۰۰
HC	-۰.۰۵۵	۰.۰۲۲۹	-۲.۴۳۲	۰.۰۲۲
HC(-1)	۰.۰۸۰۴	۰.۰۲۳۷	۳.۳۹۱	۰.۰۰۲
TOT	۰.۰۱۶۵	۰.۰۰۴۳۷	۳.۷۷۱	۰.۰۰۱
T	-۰.۰۰۷۸	۰.۰۰۱۵	-۵.۰۷۳	۰.۰۰۰
DUM	-۰.۱۱۴	۰.۰۱۹۸	-۵.۷۴۰	۰.۰۰۰
INPT	-۱.۵۱۱	۰.۵۸۹	-۲.۵۶۴	۰.۰۱۶
$D.W = 2.059$		$\overline{R}^2 = 0.97$	آماره F = ۱۰۱.۶۱ [۰.۰۰]	
متغیّر وابسته : LPERGDP		تعداد مشاهدات = ۳۷ (سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۵)		

منبع: یافته‌های تحقیق

با استفاده از آزمون هم گرایی، ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)[۶] (بر مبنای آماره ی t) وجود رابطه ی هم‌انباشتگی (هم گرایی) یا رابطه ی بلندمدت میان متغیّرها بررسی شده است. آماره ی t برابر ۵/۷۵۹-[۷] و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر(۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴.۰۳- است . بنابراین، قدر مطلق مقدار آماره ی t محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی است. پس فرض عدم وجود هم گرایی میان متغیّرهای مدل یعنی فرضیه H_0 رد می‌شود. بنابراین، رابطه ی بلندمدت میان متغیّرهای مدل وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد رابطه ی بلندمدت مدل (۱) در جدول شماره ی دو ارائه شده است.

جدول شماره ی دو- نتایج حاصل از برآورد الگوی بلند مدت مدل (۱)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال معنی داری
INVG	۱.۵۳۲	۰.۲۸۸۳	۵.۳۱۳	۰.۰۰۰
INEQ	-۵.۱۹۵	۱.۴۷۵	-۳.۵۱۹	۰.۰۰۲
HC	۰.۰۵۲	۰.۰۲۱۵	۲.۴۰۴	۰.۰۲۴
TOT	۰.۰۳۴۵	۰.۰۰۷۲۵	۴.۷۶۵	۰.۰۰۰
T	-۰.۰۱۶	۰.۰۰۳۹	-۴.۲۰۹	۰.۰۰۰
DUM	-۰.۲۳۹	۰.۰۵۵	-۴.۲۸۲	۰.۰۰۰
INPT	-۳.۱۶۸	۰.۷۴۴	-۴.۲۵۷	۰.۰۰۰
متغیّر وابسته : LPERGDP تعداد مشاهدات = ۳۷ (سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۵)				

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد بلندمدت مدل (۱) نیز همانند الگوی پویا است؛ یعنی نابرابری درآمد دارای تأثیر منفی بر رشداقتصادی است. ضرایب سایر متغیّرهای مدل نیز مورد انتظار و معنی-دار است. هم چنین ضریب تصحیح خطا با یک وقفه ((ecm(-1)) برابر (۰/۴۷۷-) و از نظر آماری معنی‌دار است.

برای بررسی تأثیر درجه ی بازبودن تجاری بر رابطه ی نابرابری‌درآمد و رشداقتصادی از مدل (۲) استفاده شده است. برآورد الگوی پویای مدل (۲) در جدول شماره ی سه گزارش شده است. آماره ی t برابر ۵.۶۶-[۸] و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر(۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴.۴۳- است و قدر مطلق مقدار آماره ی t محاسبه شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی است. پس فرض عدم وجود همگرایی میان متغیّرهای مدل یعنی فرضیه ی H_0 رد می‌شود.

جدول شماره ی سه – برآورد الگوی پویای مدل دوم

متغیّر	ضریب	انحراف معیار	آماره ی t	سطح احتمال معنی داری
LPERGDP(-1)	۰.۳۲۰	۰.۱۲۲	۲.۶۲۸	۰.۰۱۵
INVG	۰.۵۰۲	۰.۱۸۴	۲.۷۱۶	۰.۰۱۲
INEQ	-۰.۴۳۰	۰.۴۸۹	-۰.۸۷۹	۰.۳۸۸
INEQ(-1)	-۰.۷۷۴	۰.۴۹۴	-۱.۵۶۵	۰.۱۳۱
INEQ(-2)	- ۱.۷۲۰	۰.۴۹۳	-۳.۴۸۷	۰.۰۰۲
OPEN*INEQ	۰.۲۸۸	۰.۲۲۵	۱.۲۸۲	۰.۲۱۲
OPEN*INEQ(-1)	۰.۴۰۹	۰.۳۰۷	۱.۳۳۰	۰.۱۹۶
OPEN*INEQ(-2)	۰.۷۰۶	۰.۲۹۹	۲.۳۵۴	۰.۰۲۷
HC	-۰.۰۳۳	۰.۰۱۷	-۱.۹۱۶	۰.۰۶۷
HC(-1)	۰.۰۴۱	۰.۰۲۷	۱.۵۳۰	۰.۱۳۹
HC(-2)	۰.۰۳۳	۰.۰۲۰	۱.۶۵۲	۰.۱۱۱
TOT	۰.۰۱۲	۰.۰۰۴۳	۲.۹۲۳	۰.۰۰۷
INPT	-۲.۹۵۶	۰.۷۴۹	-۳.۹۴۵	۰.۰۰۱
$D.W = 2.07$		$\overline{R}^2 = 0.97$	آماره F = ۶۷.۳۹ [۰.۰۰]	
متغیّر وابسته : LPERGDP		تعداد مشاهدات = ۳۷ (سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۵)		

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه ی بلندمدت میان متغیّرهای مدل، نتایج حاصل از برآورد رابطه ی بلندمدت در جدول شماره ی چهار ارائه شده است. در این برآورد، ضریب تصحیح خطا با یک وقفه ((ecm(-1)) برابر (۰/۶۷-) و از نظر آماری معنی‌دار است. هم چنین نتایج جدول‌های شماره ی سه و چهار تقریباً همانند نتایج جدول‌های شماره ی یک و دو است. درضمن با ورود درجه ی بازبودن تجاری به مدل تأثیر (منفی) نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کمتر شده است.[۹]

جدول شماره ی چهار – نتایج حاصل از برآورد الگوی بلند مدت مدل (۲)

متغیّر	ضریب	انحراف معیار	آماره ی t	سطح احتمال معنی داری
INVG	۰.۷۳۹	۰.۲۳۶	۳.۱۲	۰.۰۰۵
INEQ	- ۴.۳۰۷	۱.۰۲۷	-۴.۱۹۲	۰.۰۰۰
OPEN*INEQ	۲.۰۶۷	۰.۲۸۷	۷.۱۸۶	۰.۰۰۰
HC	۰.۰۶۰	۰.۰۰۹	۷.۰۶۸	۰.۰۰۰
TOT	۰.۰۱۸	۰.۰۰۵	۳.۷۱	۰.۰۰۱
INPT	-۴.۳۵	۰.۴۱۹	-۱۰.۳۷	۰.۰۰۰
متغیّر وابسته : LPERGDP تعداد مشاهدات = ۳۷ (سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۵)				

منبع: یافته‌های تحقیق

درباره ی تأثیر بازبودن تجاری بر کاهش تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی چنین می‌توان تحلیل کرد. باز بودن تجاری از طریق دسترسی به بازارها، کالاها و خدمات، فناوری و منابع خارجی رفاه اقتصادی را تحت تأثیر قرار می دهد. هم چنین کاهش موانع تجاری در کشورهای کمتر توسعه‌یافته به افراد امکان دسترسی به غذا و پوشاک و سایر کالاهای ضروری را می‌دهد. همان گونه که امبابازی و همکاران (۲۰۰۴) [1] برای کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهند باز بودن تجاری به همراه اصلاحات داخلی زمینه های فراوانی را برای کاهش فقر و نابرابری و گسترش نرخ رشد اقتصادی فراهم می کند. در این چارچوب آندرسون (۲۰۰۵) [2] نیز تحلیل می‌کند که باز بودن تجاری سهم نسبی عوامل تولید را از درآمد ملی افزایش می‌دهد و در بلندمدت باعث کاهش نابرابری درآمد در داخل کشور می‌شود. وی هم چنین نشان می‌دهد که باز بودن تجاری باعث استفاده گسترده‌تر از سیاست‌های توزیع مجدد درآمد، و این امر موجب کاهش نابرابری درآمد می شود. به این ترتیب انگیزه و تلاش افراد برای مشارکت در اقتصاد افزایش می‌یابد و این امر موجب رشد اقتصادی سریع‌تر می‌شود.

در روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) می‌توان از پویایی‌های الگوی کوتاه مدت برای بررسی پایداری عوامل تخمین زده شده در الگوی

1- Mbabazi et al.
2- Anderson

بلند مدت استفاده کرد. برای این منظور از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، ارائه شده از سوی براون، دوبلین و اوانز (۱۹۷۵)، برای جملات پسماند الگوی کوتاه مدت رابطه ی (۱) و (۲) استفاده شده است. نتایج حکایت از پایداری الگوهای بلند مدت دارد.

در این بخش استحکام نتایج مدل‌های (۱) و (۲) مورد بررسی قرار گرفته است. همان گونه که پیش تر اشاره شد، برای بررسی استحکام نتایج از دیگر متغیّرهای مؤثر بر رشد اقتصادی و سایر معیارهای جایگزین درجه ی باز بودن تجاری استفاده شده است. نتایج در جدول‌های شماره ی پنج و شش نمایانده شده است.

جدول شماره ی پنج - بررسی رابطه ی بلندمدت استحکام نتایج مربوط به ورود سایر متغیّرهای مؤثر بر رشد

	۱	۲	۳
INVG	۰.۷۷۴ ***(۳.۱۸)	۰.۷۱۵ ***(۳.۰۱۹)	۱.۲۲ **(۲.۸۴)
INEQ	-۳.۴۱۸ ***(-۱.۸۵)	-۴.۲۶ ***(-۴.۱۷)	-۰.۰۷۵ **(-۱.۸۹)
HC	۰.۰۶۷ ***(۶.۹۲)	۰.۰۶۱ ***(۶.۴۰)	۰.۰۵۹ ***(۴.۰۱)
TOT	۰.۰۲۲ ***(۴.۳۶)	۰.۰۲۱ ***(۴.۲۷)	۰.۰۲۳۵ (۱.۶۸)
OPEN	۰.۹۰۴ ***(۶.۶۵)	------	
OPEN*INEQ	------	۱.۹۲۹ ***(۶.۸۸)	۰.۰۲۴ **(۲.۳۵)
P	-۰.۰۰۲ *(-۱.۸۵)	-۰.۰۰۲ *(-۱.۸۱)	
FDI	------	------	۰.۲۲۶ **(۱.۹۰)
INPT	-۱۲.۹۶)-۴.۸۸ (***	-۴.۳۱۲ ***(-۱۰.۰۶)	-۳.۱۲ *(-۱.۹۶)
متغیّر وابسته	LPERGDP	LPERGDP	LPERGDP
تعداد مشاهدات	۳۷	۳۷	۲۷

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده ی آماره ی t است.

در این جدول ***، **، * به ترتیب نشان دهنده ی معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

جدول شماره ی شش - بررسی رابطه ی بلندمدت استحکام نتایج مربوط به معیارهای درجه ی باز بودن تجاری

	۱	۲	۳
INVG	۰.۹۱۰ ***(۳.۶۲)	۱.۱۹۳ ***(۳.۵۸)	۱.۴۲ ***(۶.۰۲)
INEQ	-۳.۳۷ ***(-۳.۳۶)	-۲.۲۴۷ ***(-۲.۱۹)	-۰.۰۳۲ ***(-۲.۳۱)
HC	۰.۰۶۶ ***(۶.۴۰)	۰.۰۵۲۹ ***(۴.۶۶)	۰.۰۷۱ ***(۵.۸۶)
TOT	۰.۰۱۸ ***(۳.۶۰)	۰.۰۳۴ ***(۵.۲۱)	۰.۰۳۲ ***(۴.۸۱)
OPEN	۰.۹۶۳ ***(۶.۳۹)	------	-۰.۰۱۸ **(-۲.۰۳)
OPEN*INEQ	------	۲.۵۰۶ ***(۵.۲۶)	------
P	------	-۰.۰۰۱۹ (-۱.۱۰۷)	------
T	------	-------	-۰.۰۱۴ ***(-۴.۵۰)
DUM	------	-------	-۰.۱۰۲ ***(-۲.۵۷)
INPT	-۴.۸۷ ***(-۱۱.۹)	-۵.۱۷۳ ***(-۱۲.۴)	-۴.۱۵ ***(-۶.۱۰۵)
متغیّر وابسته	LPERGDP	LPERGDP	LPERGDP
تعداد مشاهدات	۳۷	۳۷	۳۲

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده ی آماره ی t است.

در این جدول ***، **، * به ترتیب نشان دهنده ی معنی‌دار بودن ضرایب در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

در ستون (۱) و (۲) جدول شماره ی پنج متغیّر تورم به مدل اضافه شده است، نتایج نشان می‌دهد تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارد. در ستون (۳) جدول شماره ی پنج متغیّر سرمایه گذاری مستقیم خارجی به مدل وارد شده و تأثیر مثبت این متغیر بر رشد اقتصادی را نشان می دهد. در ستون (۱) جدول شماره ی

شش متغیّر درجه ی باز بودن تجاری به مدل اول اضافه شده است و نتایج قبلی تأیید می شود. در ستون (۲) جدول از معیار نسبت کل صادرات به تولید ناخالص داخلی به عنوان معیار درجه ی باز بودن تجاری استفاده شده که نتایج پیشین را تأیید می‌کند. همان گونه که ستون (۳) جدول شماره ی شش نشان می‌دهد، پریمیوم نرخ ارز (به‌عنوان شاخص اختلال تجاری) تأثیر منفی بر رشداقتصادی دارد.

به طور کلی استفاده از سایر معیارهای جایگزین درجه ی باز بودن تجاری و وارد کردن سایر متغیّرهای مؤثر بر رشد اقتصادی ایران نتایج به دست آمده ی پیشین را تأیید می‌کند.

۵- خلاصه و نتایج

هدف این مقاله، بررسی تأثیر نابرابری درآمد و درجه ی باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی ایران است. مدل این تحقیق بر اساس روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده(*ARDL*) و با استفاده از نرم افزار *Microfit* برآورد شده است. دوره ی زمانی این مطالعه از ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۵ است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی دارد و نامطلوب‌تر شدن توزیع درآمدها موجب کاهش رشد اقتصادی ایران می‌شود. سپس با استفاده از اثرات متقاطع نشان داده شد که اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی با افزایش درجه ی باز بودن تجاری کاهش می‌یابد.

نتایج نشان می‌دهد که سرمایه ی انسانی، سرمایه‌گذاری، رابطه ی مبادله و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای تأثیر مثبت و تورم و مخارج دولت دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی ایران می‌باشند. بررسی پایداری مدل‌های برآورد شده با استفاده از آزمون‌های *CUSUM* و *CUSUMSQ* نشان دهنده ی این است که الگوهای بلند مدت طی زمان پایدار هستند. هم چنین نتایج نسبت به معیارهای مختلف درجه ی باز بودن تجاری و وارد کردن سایر عوامل مؤثر بر رشد استحکام دارد. با توجه به نتایج این پژوهش پیشنهاد می شود:

- اتّخاذ سیاست های مناسب در جهت کاهش نابرابری‌درآمد در دستور کار سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد.

- با توجه به اهمیت تعامل با اقتصاد جهانی و توسعه ی تجارت خارجی، پیشنهاد می‌شود سیاست‌هایی که بـه افـزایش درجـه ی بـاز بـودن تجـاری و کـاهش محدودیت های تجاری منجر می شود، مورد توجه قرار گیرد.
- سیاست‌های مناسب برای افزایش سـرمایه‌گـذاری، ارتقـای سـطح سـرمایه ی انسانی ، بهبود رابطه ی مبادلـه و جـذب بـیش تـر سـرمایه‌گـذاری مسـتقیم خارجی و کاهش تورم و مخارج دولت برای دستیابی به رشد اقتصادی سـریع تر گرفته شود.

یادداشت ها:

۱- برای بررسی بیش تر نگاه کنید به: Mbabazi et al. (2001)

۲- در این مطالعه تاثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود. در حالی‌که در فرضیه ی کوزنتس تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد ارزیابی می‌شود. برای بررسی فرضیه ی کوزتنس در ایران نگاه کنید به ابو نوری و اژدری (۱۳۷۸)، مهرگان، موسایی و حکمت (۱۳۸۷) و فرهاد نیلی(۱۳۷۸) . از داور محترم به‌دلیل یادآوری این نکته تشکر می‌شود.

۳- در بیش تر مطالعات مربوط به بررسی رابطه ی نابرابری‌درآمد و رشداقتصادی سه متغیّر سرمایه ی انسانی، سرمایه ی فیزیکی و نابرابری‌درآمد وجود دارد. برای مثال نگاه کنید به Barro(2000)، Deınınger and Squıre (1998)، Clarke (1995)، Keefer Deınınger and Olinto (2000), ،Alesına and Rodrık(1994) and Knack (2000)، Costello and Domenech (2001).

۴- برای این منظور نگاه کنید Sachs and Warner (1995) .

۵-اگرچه ضریب نابرابری درآمد با یک وقفه ی زمانی از نظر آماری معنی‌دار نیست.

۶- این متغیّر بیان کننده ی عرض از مبدأ مدل برآورد شده است.

۷- $$t = \frac{\hat{\lambda}_j - 1}{S_{\hat{\lambda}_j}} = \frac{0.5229 - 1}{0.0837} = -5.700$$

$$t = \frac{\hat{\lambda}_j - 1}{S_{\hat{\lambda}_j}} = \frac{0.320 - 1}{0.122} = -5.57$$ -۸

[۱] برای مثال از جدول (۵) داریم:

$$\left(\frac{\partial \ln PERGDP}{\partial INEQ} \right) = -4.307 + 2.067 * \overline{OPEN}$$

به طور مشخص، بررسی داده‌ها نشان می‌دهد تأثیر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی طی برنامه ی اول توسعه کم‌تر از برنامه‌های دوم و سوم توسعه است. زیرا متوسط درجه ی باز بودن تجاری طی این برنامه بیش تر از دو برنامه ی توسعه ی بعدی است.

منابع و مآخذ

-Abrishami, H and Mehrara, M. and Khatabakhsh, P. (2005)«The relationship between growth and income distribution in Iran», ***Journal of Social and Human Sciences***, No. 5, pp. 13-52.

-Abunury, I and Azhdari, H. (1999)«The effect of income distribution on economic growth, with emphasis on the analysis of Iran*», **Journal of Humanities Al-Zahra University***, No. 32, pp. 25-53.

-Aghion, Philippe, Eve Caroli and Cecilia Garcia- Penalosa, (1999), «Inequality and Economic Growth: The prespective of the New Growth Theories», ***Journal of Economic Literature*** 37(4): 1615-1665.

-Alesina. A and D. Rodrik, (1994)«Distributive politics and Economic Growth», ***Quarterly Journal of Economics*** 108: 465- 90.

-Alesina. A. and R.Perotti (1996)«Income distribution, political instability, and investment», ***European Economic Review*** 40, pp. 1203- 1228.

-Banerjee, A. V., Duflo, E. (2003)«Inequality and Growth: What can the data say?», ***Journal of Economic Growth*** 8, PP 267. 299.

-Barro, R. J. (2000)«Inequality and growth in a panel of countries», ***Journal of Economic Growth*** 5, pp. 87- 120.

-Birdsall, Nancy, D, Ross and R.Sabot, (1995)«Inequality and Growth Reconsidered: Lessons from East Asia», ***World Bank Economic Review*** 9(3): 477- 508.

-Castello, A (2004) ***A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth***, What Human Capital Inequality Data Say. Working Papers. Serie EC (2004)-15, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

-Central Bank of Iran, ***Economic Report***, various years, Tehran

-Central Bank of Iran, ***economic time series database***, various years, Tehran.

-Deininger, K and L. Squire (1998)«New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth», ***Journal of Development Economics*** 57(2): 259- 87.

-Dominicis, L.De. L. F. De. Groot, and J. G. M. Florax, R. (2006)« Growth and Inequality: A Meta-Analysis» Tinbergen Institute Discussion Paper.

-Fallah, B., Partridge, M. (2006), ***The Elusive Inequality_Economic Growth Relationship: Are there Difference between cities and the country side?***, Working Paper.

-Forbes, K., (2000)«Ressessment of the Relationship between inequality and Growth American», ***Economic Review*** 90, 869- 887.

-Lensink, R., and Morrissey, O. (2000) «Aid Instability as a Measure of Uncertainty and the Positive Impact of Aid on growth», ***Journal of Development Studies*** 36(3): 30-48.

-Management and Planning Organization, ***Economic Report*** (various years).

--Mehregan, N and Musaee, M and Keihni Hekmat, R. (2008) «Economic growth and income distribution in Iran», ***Social Welfare Quarterly***, No. 28(7), pp. 57-77.

-Mbabazi, J., O. Morrissey and C.Milner (2001)«Are inequality and trade liberalization influences on growth and poverty? », ***WIDER Discussion Paper DP*** 2001/132.

-Mbabazi, J., O. Morrissey and C.Milner (2004)«Trade Openness, Trade Costs And Growth: Why Sub- Saharan Africa Performs Poorly», ***CREDIT Reaserch Paper***, No 06/08.

-Nili, Farhad: "Economic growth and income distribution (1999)«Four decades after Kuznets and Kaldor», ***The Journal of Planing and Budgeting***, No. 38, 39, pp. 3-45.

-Perotti, r, (1996)« Growth Income Distribution and Democracy: What the data say», ***Journal of Economic Growth*** 1(2): 149- 87.

-Person, T. And G.Tabellini (1994)« Is Inequality harmful for growth? Theory and evidence», ***American Economic Review,*** 84, pp. 600- 621.

-Ruth, Aida and Nuhm (2005)«Income Inequality and Growth: A Panel Study of Swedish counties», 1960_2000, Working Paper.

-Sachs, J., Warner, A.(1995) ***Natural Resource Abundance and Economic Growth***. NBER Working Paper 5398.Cambridge,MA.

-Wan, G. And Lu, M. And Chen, Z. (2006) ***The Inequality_Growth Nexus in the short and long runs, Empirical Evidence from China***, Working Paper.

-World Bank (2007) World Development Idicators, CD-ROM.