مجله مطالعات اقتصادی
دانشگاه آزاد اسلامی‌واحد شیراز
دانشکده اقتصاد و مدیریت

سال اول، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۳۸۹

انـدازه بهینـه نابـرابـری درآمـدی در ایـران

صفحات ۱۷ تا ۳۱

خسرو پیرایی[۱] هادی رضایی[۲]

تاریخ دریافت: ۸۹/۰۳/۱۸ تاریخ پذیرش:۸۹/۰۸/۲۲

چکیده

این مطالعه به جهت یافتن اندازه‌ی بهینه نابرابری درآمدی متضمن رشد اقتصادی مطلوب برای اقتصاد ایران می‌باشد. این اندازه موسوم به حد آستانه‌ای است. اندازه نابرابری درآمدی بیش از این حد، اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. بدین منظور با استفاده از مدل رگرسیون آستانه دو بخشی "هانسن"، رابطه‌ای برای محاسبه‌ی اثرات حد آستانه‌ای نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی ایران حاصل گردید. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد نابرابری درآمدی در ایران از یک الگوی حد آستانه‌ای دو بخشی پیروی می‌کند و مقدار این آستانه نیز۰/۴۴۱است. همچنین نتایج، حکایت از وجود رابطه‌ی غیر خطی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی دارد.

کلید واژه‌ها: نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی، رگرسیون آستانه.

طبقه بندی JEL : C30; D31; O15

۱- مقدمه

کشورایران از امکانات خدادادی وسیعی برای دستیابی به رشد سریع برخوردار است، به علاوه تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت بین آحاد ملت مورد توجه و تاکید قانون اساسی می‌باشد. از این رو ضروری است، راهبردهای توسعه کشور مبتنی بر رشد سریع اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد باشد و بر اساس اهداف فوق، برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صورت گیرد. رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد از جمله موضوعات اساسی اقتصاد بوده و مورد مجادله می‌باشد. گروهی با اعتقاد به وجود تضاد و ناسازگاری بین توزیع عادلانه درآمد و رشد اقتصادی، توزیع نابرابر درآمد را در مراحل اولیه رشد هر کشور لازم و ضروری می‌شمارند زیرا با توزیع نامتعادل درآمد، ثروتمندان جامعه که میل پس انداز بالاتری

Archive of SID
www.SID.ir

۱- دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز
۲- کارشناس ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز

نسبت به دیگرگروه‌های جامعه دارند به پس انداز و انباشت هر چه بیشتر سرمایه پرداخته و با انجام سرمایه‌گذاری‌های جدید، رشد سریع‌تر را حمایت می‌کنند. در مقابل مخالافان این نظریه تعمیم این رفتار به ثروتمندان کشورهای در حال توسعه را نادرست می‌دانند و معتقدند افزایش نابرابری نه تنها در ایجاد پس انداز و انباشت سرمایه موثر نمی‌باشد بلکه از طریق کاهش بهره‌وری نیروی کار و نیز کاهش تقاضا برای محصولات داخلی، مانع رشد نیز محسوب می‌شود. مطالعه حاضر به منظور پاسخ به سوال اساسی زیر مطرح شده است: نابرابری درآمدی تا چه اندازه و چگونه بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد؟ به عبارت دیگر اندازه بهینه نابرابری درآمدی چه میزان باید باشد؟ مسلما اندازه بهینه نابرابری درآمدی برای هر کشوری متفاوت است. کشورها دارای نهادهای گوناگون با کارکردهای متفاوتند که هر یک در سطحی از تکامل نهادی قرار دارند. همچنین کارایی این نهادها یکسان نمی‌باشند. هدف از این تحقیق یافتن اندازه بهینه نابرابری درآمدی است، یعنی آن اندازه از نابرابری درآمدی که متضمن رشد اقتصادی مطلوب برای اقتصاد ایران باشد. این اندازه حد آستانه‌ای بوده است و نابرابری درآمدی بیش از آن اثرات منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

۲- پیشینه تحقیق

از میان مطالعات انجام گرفته در ارتباط با رابطه‌ی بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی، می‌توان به مطالعه‌ی "نیلی و فرح‌بخش"[۱] اشاره کرد. هدف مطالعه‌ی ایشان بررسی رابطه متقابل رشد اقتصادی و توزیع درآمد است. بدین منظور از دو شاخص ضریب جینی و سهم ۴۰ درصد فقیر به عنوان معیار توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۴۷ استفاده نمودند، نتایج مطالعه حاکی از آن است که رشد اقتصادی و بهبود توزیع درآمد با جهت‌گیری علی دو طرفه، حرکتی هم جهت دارند، بدین‌معنی‌که افزایش رشد اقتصادی به بهبود توزیع درآمدها کمک می‌نماید و نامطلوب‌تر شدن آن موجب‌کند شدن رشد می‌شود. همچنین بیکاری و تورم وضعیت توزیع درآمدها را نامطلوب‌تر می‌سازد و باعث کند شدن رشد خواهد شد، اما افزایش پوشش آموزش و پرورش باعث افزایش رشد و بهبود توزیع درآمد می‌گردد. " ابوالقاسمی"[۲] در مطالعه‌ی خود به بررسی عوامل موثر بر نابرابری درآمدی در ایران پرداخته است. در واقع این مطالعه با هدف مشخص نمودن مهم‌ترین عوامل اقتصادکلان موثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران صورت پذیرفته است. نتایج مطالعه‌ی

۱- مسعود نیلی و علی فرح بخش (۱۳۷۷)، "ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۴و۳۵، ص‌ص. ۱۵۴-۱۲۱.

۲- محمد جواد ابولقاسمی، (۱۳۸۰)، "بررسی عوامل موثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز به راهنمایی دکتر ابراهیم‌هادیان.

Archive of SID
www.SID.ir

ایشان حاکی از آن است که هر چه میزان سرمایه‌گذاری در تعلیم وتربیت نیروی انسانی افزایش یابد، این امر به کاهش نابرابری توزیع درآمد در جامعه کمک می‌کند. بین نرخ رشد محصول ناخالص ملی سرانه حقیقی و نابرابری توزیع درآمد، رابطه‌ی منفی وجود دارد. شرایط توسعه اقتصادی ایران به گونه‌ای است که فرضیه کوزنتس در مورد آن صدق نمی‌نماید. یعنی در فرآیند توسعه اقتصادی ایران در مراحل اولیه‌ی رشد، توزیع درآمد عادلانه‌تر از مراحل بعدی می‌باشد. ساختارهای اقتصادی کشورمان به ویژه تاثیرپذیری بخش صنعت از درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت باعث گردیده که بین سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از تولید ناخالص ملی و نابرابری توزیع درآمد رابطه‌ی مثبت وجود داشته باشد. پدیده انقلاب و جنگ تحمیلی به دلیل تغییر ساختارها و معیارهای تصمیم‌گیری باعث گردیده نابرابری توزیع درآمد در جامعه افزایش یابد. "پیرایی و قناعتیان"[۱] در مطالعه خود با هدف نشان دادن رابطه بین رشد اقتصادی، کاهش فقر و نابرابری از اطلاعات هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲ استفاده‌کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که تعداد افراد فقیر در مناطق شهری و روستایی ایران در دوره مورد بررسی کاهش یافته و شدت و عمق فقر در مناطق روستایی افزایش پیدا کرده است. با توجه به شاخص‌های محاسبه شده، مشاهده گردید رشد اقتصادی طی سال‌های مورد نظر در مناطق شهری و روستایی بطور ضعیف به نفع فقیر عمل کرده است. به عبارت دیگر، رشد ریزشی از غنی به فقیر است و تنها در سال ۱۳۷۷ رشد به ضرر فقیر و به عبارت دیگر تشدید کننده فقر بوده است. "جلالی"[۲] در مطالعه خود به دنبال پاسخ‌گویی به این پرسش است که: « آیا صرفاً تأکید بر رشد اقتصادی و افزایش درآمدها می‌تواند راهکار مناسب فرآیند فقرزدایی باشد یا خیر؟». درحقیقت هدف مطالعه ایشان بررسی و ارزیابی حساسیت شاخص‌های فقر نسبت به رشد اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد و در نهایت شاخص تبادل رشد- نابرابری[۳] طی سال‌های ۱۳۸۲- ۱۳۷۶ می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که با توجه به کاهش محسوس تأثیرگذاری رشد درآمد بر فقر و کشش‌پذیر بودن این شاخص‌ها نسبت به توزیع درآمدها و نیز شاخص تبادل رشد- نابرابری، می‌توان بر استفاده از سیاست‌های فقرزدایی مبتنی بر کاهش نابرابری در توزیع درآمدها و توزیع مجدد آن با استفاده از یارانه‌های هدفمند و اخذ مالیات از

۱- خسرو پیرایی و آزاده قناعتیان، (۱۳۸۵)، "اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران: اندازه‌گیری شاخص رشد به نفع فقیر"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۹، ص‌ص. ۱۴۱-۱۱۳

۲- محسن جلالی، (۱۳۸۶)، " ارزیابی فقر در اقتصاد ایران "، روند، شماره ۵۰ و۵۱، ص‌ص ۸۹-۷۷.

3- Inequality–Growth Tradeoff Index (IGIT).

Archive of SID
www.SID.ir

گروه‌های پر درآمد، در کنار رشد اقتصادی و افزایش درآمد تأکید داشت. "آناند و کانبور"[1] در مطالعه خود به رابطه میان نابرابری درآمدی و توسعه با استفاده از داده‌های مقطع عرضی ۶۰ کشور توسعه یافته و در حال توسعه پرداختند. در واقع هدف آن‌ها از انجام تحقیق این بوده است‌که، نشان دهند تخمین آهلووالیا[2] از رابطه‌ی نابرابری و توسعه هم از لحاظ شواهد تجربی و هم از لحاظ اصول اقتصاد سنجی بسیار دقیق بوده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در نمونه‌ی داده شده برای ۶ کشور سوسیالیست سهم درآمد از ۴۰ درصد پایینی جمعیت بیشتر بوده و رابطه‌ی میان نابرابری و توسعه با فرضیّه "کوزنتس" سازگار است. "ساویدز و استنگس"[3] در مطالعه‌ی خود از مدل رگرسیون آستانه استفاده کرده‌اند. در واقع هدف آن‌ها این است که با کاربرد تکنیک‌های پیشرفته اقتصاد سنجی، رابطه‌ی بین نابرابری‌درآمدی و رشد اقتصادی را با آزمون درونزایی وجود یک سطح آستانه‌ای آزمون کنند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که برای مشاهدات قبل از مقدار آستانه، شواهدی دال بر وجود رابطه بین نابرابری درآمد و درآمد سرانه موجود نیست. رابطه‌ای به شکل U برای شاخص آنتروپی تیل وجود دارد. "ریچارد و دیگران"[4] در مطالعه‌ای با هدف تجزیه و تحلیل روند فقر، نابرابری و رشد اقتصادی در خاورمیانه و شمال آفریقا (منطقه منا)[5] و پاسخگویی به این سؤال‌که « چه عاملی باعث پایین بودن میزان فقر و نابرابری شده است؟» و بررسی این موضوع که کدام یک از عوامل، بر فقر اثر داشته‌اند، از اطلاعات مربوط به ۵۰ کشور در سال ۱۹۹۰ استفاده کرداند. نتایج مطالعه نشان دهنده‌ی این موضوع است که برای تمام این کشورها به جز ایران تغییرات رشد نقش مهم‌تری درکاهش فقر داشته‌اند تا تغییرات در نابرابری درآمدی. "یو سینگ"[6] در مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی پرداخته است و در واقع هدفش این است که اثر نابرابری درآمدی را بر رشد اقتصادی در ایالات متّحده آمریکا آزمایش کند و این مسئله مورد بررسی قرار می‌گیرد که آیا نابرابری درآمدی می‌تواند روی رشد اقتصادی موثر باشد؟ روش مورد استفاده در این پژوهش مدل رشد درونزا می‌باشد که شامل سرمایه انسانی و پیشرفت فنی است. نتایج مطالعه او حاکی از آن است که شاخص جینی بالاتر به رشد اقتصادی آسیب وارد می‌کند. همچنین رشد اقتصادی یک رابطه‌ی

1- Anand and Kanbur, (1993), " The Kuznets process and the Inequality-Development relationship", Journal of Development Economics, Vol. 40, pp. 25-52.
2- Montek, Ahluwalia, (1976), "Inequality, poverty and development", Journal of Development Economics, Vol. 6, pp. 307-342.
3- Andreas Savvides and Thanasis Stengos, (2000), "Income inequality and economic development: Evidence from the threshold regression model", Economics Letters, Vol. 69, pp. 207- 212.
4- H., Richard, et al., (2003), "Poverty, inequality and growth in selected middle east and north Africa countries, 1980-2000", The World Bank, World development, No. 12, pp. 2027-2048.
5- Middle East and North Africa (MENA).
6- Yu Hsing, (2005), "Economic growth and income inequality", International Journal of Social Economics, Vol. 32, pp. 639-647.

Archive of SID
www.SID.ir

مثبت با رشد اشتغال غیر نظامی، مخارج سرمایه‌گذاری، پیشرفت فنی و سرمایه انسانی دارد. "کالویج و ورشور"[1] با هدف آزمون نقش توزیع درآمد در تعیین حساسیّت فقر نسبت به رشد و تغییرات در نابرابری درآمد از اطلاعات ۵۸ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که بخش اعظم اختلاف در توانایی رشد در کاهش فقر ناشی از تفاوت در توزیع درآمد اولیه می‌باشد؛ در حقیقت زمانی که نابرابری اولیه بالا باشد، واکنش فقر نسبت به تغییرات درآمد میانگین و نابرابری کاهش می یابد. "ژو چن"[2] برای آزمون، رابطه‌ی میان توسعه و نابرابری یک رگرسیون سوییچی درون‌زا را بدون تفکیک رژیم برازش کرده است. هدف ایشان از انجام مطالعه این است که نشان دهد نقطه‌ی عطف در فرضیه‌ی کوزنتس ممکن است به اندازه جمعیّت و درجه باز بودن اقتصاد، بستگی داشته باشد. نتایج مطالعه حاکی از آن است که شواهد تجربی در حمایت از فرضیّه کوزنتس وجود دارد. اثرات درجه باز بودن اقتصاد و اندازه جمعیّت روی آستانه به دو بخش تقسیم می‌شود. تکامل تدریجی میان نابرابری درآمد و توسعه ممکن است نتواند در کشور، هم‌زمان با سیاست‌ها انجام شود.

۳- مدل رگرسیون آستانه[3]

یکی از جالب‌ترین شکل‌های مدل رگرسیون غیر خطی با کاربردهای گسترده در علم اقتصاد، مدل رگرسیون آستانه است.[4] جذابیت این مدل از این حقیقت ناشی می‌شود که مقدار نمونه با توجه به پارامتر آستانه به دو نیم شده است. مقدار نمونه دو نیم شده، از درون گروه‌های داده‌ها بر مبنای مقدار معین آستانه به وجود می‌آید. هر دو گروه از مشاهدات از یک مدل مشابه پیروی می‌کنند. نمونه دو نیم شده و مدل‌های رگرسیون آستانه توسط هانسن *(Hansen,2000)* مطرح شده‌اند. هانسن به همراه کنر *(Hansen and Caner, 2004)* چارچوب مباحث مطرح شده پیشین خود را در حالت درون‌زایی شیب متغیرها گسترش دادند. سئو و لینتون *(Seo and Linton, 2005)* متغیر آستانه را با یک شاخص خطی از متغیرهای مشاهده شده تعیین کردند و راه‌حل برآورد حداقل مربعات هموار[5] را، بر مبنای هموار سازی تابع هدف در تشخیص برآورد کننده حداکثر هموارهارویت[6] پیشنهاد کردند. مدل رگرسیون آستانه به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

1- A. Kalwij, and A., Verschoor. (2006), “Not by growth alone: the role of the distribution of income in regional diversity in poverty reduction”, European Economic Review, No. 51, pp. 805-829.

2- zhuo chen, (2007), “Development and Inequality: Evidence from an endogenous switching regression without regime separation”, Economics Letters, No. 96, pp. 269-274.

3- Threshold Regression Model.

4- Andros, Kourtellos and et., (2009), “Structural threshold regression”, Econometrica, Vol. 53, No. 2, pp. 434-455.

5- Smoothed Least Squares Estimation Strategy.

6- Horowitz’s smoothed maximum scored estimator.

www.SID.ir

$$y_t = \alpha_t X_t + e_t \quad if \quad q_t \le h \qquad (۱)$$

$$y_t = \beta_t X_t + e_t \quad if \quad q_t \le h \qquad (۲)$$

عبارت q_t متغیر آستانه است که شامل همه مشاهدات درون گروه می‌شود، y_t متغیر وابسته، x_t متغیر مستقل، e_t جز خطا، h مقدار آستانه است. مدل بالا نشان دهنده‌ی این است که وقتی متغیرآستانه کوچک‌تر از مقدار آستانه باشد، معادله رگرسیون به صورت معادله (۱) و وقتی متغیر آستانه بزرگ‌تر از مقدار آستانه باشد، معادله رگرسیون به صورت معادله (۲) نشان داده می‌شود. در اغلب موارد مقدار آستانه‌ای ناشناخته است و می‌بایست در کنار سایر پارامترهای مدل برآورد شود. مقدار آستانه h می‌تواند توسط برآوردهای معادله رگرسیون آستانه، از طریق به‌دست آوردن حداقل مجموع مربعات خطاهای متغیر آستانه به‌دست بیاید. همچنین، متغیر آستانه می‌تواند توسط متغیرهای برون‌زای خارج از مدل تئوری قرار داده شود. چان روشی را برای حصول به برآوردی سازگار از مقدار آستانه ارائه داده است. در این روش برای بدست آوردن مقدار آستانه، برای هر مقدار ممکن آستانه یک رگرسیون برآورد می‌شود، برای هر رگرسیون مجموع مربعات خطا $S(h)$ محاسبه می‌شود. آستانه $\hat{h}$ متغیری است که $S(h)$ را حداقل می‌کند.[1]

$$Min\ S(\hat{h}) = \hat{U}'\hat{U} \quad \text{یا} \quad max\ R^2 = 1 - \hat{U}'\hat{U} / TSS$$

$$\hat{h} = Arg\ min\ S(h)$$

در این مطالعه نابرابری درآمدی به عنوان متغیر آستانه در نظر گرفته شده و مقدار آن به صورت درون‌زا و از روش چان محاسبه شده است. این مقدار اندازه‌ی بهینه نابرابری درآمدی را نشان می‌دهد.

۴- شاخص اندازه‌گیری میزان نابرابری درآمدی: ضریب جینی[2]

ضریب جینی، متداول‌ترین شاخص نابرابری درآمد است. از نظر آماری، به نسبت اندازه نابرابری درآمدی مورد بررسی به حداکثر اندازه‌ی نابرابری درآمدی ممکن در یک توزیع درآمد کاملا ناعادلانه، ضریب جینی گفته می‌شود.[3] از نظرترسیمی، ضریب جینی عبارت است از نسبت مساحت منطقه‌ی تمرکز درآمدی (یعنی سطح بین منحنی لورنز توزیع درآمد مورد بررسی و خط برابری کامل توزیع درآمد) به مساحت مثلث زیر خط برابری کامل توزیع درآمد که نشان دهنده‌ی حداکثر میزان نابرابری ممکن و مربوط به حالتی است که تمام درآمد جامعه به یک فرد آن تعلق گرفته و سایرین هیچ گونه درآمدی کسب نکرده باشند. دامنه تغییرات این شاخص بین صفر و یک

www.SID.ir

1- K. S. Chan, (1993), "Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model", Annals of Statictics,Vol. 21, No. 1, pp. 520-533.

2- Gini Coefficient.

3- Joseph L., Gastwirth, (1972), "The estimation of the Lorenz curve and gini index", The Review of Economics and Statistics, Vol. 54, No. 3, pp. 306–316.

Archive of SID

صدق می‌کند.[۱] به نظر می‌آید که رابطه میان تحصیل و توزیع درآمد، دارای دو جنبه است که گرچه مرتبط ولی از یکدیگر متمایز است، از یک طرف، سطح بالاتر تحصیلات، ظرفیت درآمدی افراد را افزایش می‌دهد که این امر در درآمد متوسط آن‌ها و درکارنامه دستمزد آن‌ها در طول مشاغلشان منعکس می‌شود و نظریه سرمایه انسانی متکی بر این تشخیص است. اگر صلابت روابط اجتماعی- اقتصادی مورد قبول قرار گیرد، می‌توان انتظار داشت تاثیر تحصیلات، بر درآمدها به قدر کافی پایدار باشد که امکان دهد تصمیمات معقولی راجع به سرمایه‌گذاری‌ها درتربیت فکری به عمل آید. از طرف دیگر آموزش عالی می‌تواند عامل نابرابری بین افرادی باشد که به سطح یکسانی از تحصیلات رسیده‌اند، به سخن دیگر نابرابری در میان اشخاصی‌که از سطح بالای آموزش عالی برخوردارند می‌تواند بزرگ‌تر از کسانی باشد که تحصیلات کمی‌دارند، این امر تا حدودی ناشی از این حقیقت ناشی می‌شود که آموزش عالی عامل همگنی نیست.[۲] کیفیت آموزشی‌که فرا گرفته می‌شود، نابرابر است و باعث تبعیض می‌شود که این خود می‌تواند در سراسر زندگی‌کاری به دلایلی نظیر ناکامل بودن بازارکار یا تاثیر اعتبار دانشگاهی در تأمین افزایش حقوق بدون آن‌که با بهره‌وری مرتبط باشد، ادامه یابد.

درکشورهای رو به توسعه، مازاد دایمی‌نیروی کار در بیکاری یا اشتغال ناقص به سر می‌برد. از این رو مطالعه پراکندگی درآمدها بر حسب بخش یا زیر بخش فعالیّت اقتصادی، برحسب شغل یا بر حسب شرایط کار کافی نیست، زیرا مردمی‌را که از فعالیت اقتصادی برکنار می‌باشند به حساب نمی‌آورد. به علاوه ممکن است که پراکندگی درآمدها در هر رسته شغلی- اجتماعی‌کمتر ازکلّ جمعیّت باشد، زیرا مردمی را دربر می‌گیرد که به عدم فعّالیّت کشیده شده‌اند.[۳] این امر نشان می‌دهدکه سطح فعّالیّت اقتصادی، اثر قابل ملاحظه‌ای بر توزیع درآمد دارد. در اقتصادهایی‌که بازار کار در آن‌ها تشکّل ضعیفی دارد و در آن خود اشتغالی غلبه دارد همواره گروهی ازکارگران حاشیه‌ای وجود دارندکه به طور نقد درآمدی دریافت نمی‌کنند یا درآمد کمی‌دریافت می‌کنند و یا درآمد آن‌ها به دلیل بهره‌وری پایین‌کارشان بسیارکم است.[۴] مفهوم اشتغال ناقص این وضعیت‌های گوناگون را در برمی‌گیرد، مجموع بیکاری کامل و اشتغال ناقص معرف استفاده ناقص از نیروی کار ملّی است.

1- Wouter, Van Ginneken,, (1976), "Rural and urban income inequalities in Indonesia, Mexico, Pakistan, Tanzania and Tunisia", Book 1, Geneva: International Labor Office, pp. 44-45.

۲- ژاک لوگایون و دیگران، (۱۳۷۳)، "بررسی تحلیلی توزیع درآمد و توسعه اقتصادی"، ترجمه احمد اخوی، موسّسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ص‌ص. ۱۰۲-۱۰۵.

3- Anand and Kanbur, (1993),"Inequality and development", Journal of Development Economics, Vol. 4, pp.19-43.

4- Yu Hsing, (2005),"Economic growth and income inequality", International Journal of Social Economics, Vol. 32, pp. 639-647

Archive of SID
www.SID.ir

می باشد. هر چه این شاخص بزرگ‌تر باشد، نابرابری درآمدی بیشتر است. از نظر پایات ضریب جینی عبارت است از متوسط منفعت مورد انتظار کسب شده توسط هر یک از افراد جامعه بر اثر داشتن حق انتخاب قرار گرفتن به جای هر فرد دیگر جامعه، تقسیم بر میانگین درآمد جامعه است.[۱] و بالاخره ضریب جینی عبارت است از نسبت متوسط مجموع قدر مطلق تفاوت بین کلیه جفت درآمدها (یعنی Δ) به حداکثر اندازه ممکن این تفاوت (که متناظر با حالت نابرابری کامل توزیع درآمد بوده و مساوی با ۲μ است) به این‌ترتیب، ضریب جینی(G) برای توزیع درآمد ناپیوسته عبارت خواهد بود[۲]:

$$G = \frac{\Delta}{۲\mu} = \frac{۱}{۲\mu} \cdot \frac{۱}{n^۲} \sum_{i=۱}^{n} \sum_{j=۱}^{n} \left| x_i - x_j \right| \qquad (۳)$$

و اگر درآمد هر فرد از جامعه، متغیّر تصادفی پیوسته باشد، ضریب جینی عبارت است از:

$$G = \frac{\Delta}{۲\mu} = \frac{۱}{۲\mu} \int_{۰}^{\infty} \left| x - y \right| f(x).f(y) dx.dy \qquad (۴)$$

۵- عوامل ایجاد نابرابری درآمدی

عوامل زیادی وجود دارندکه می‌توانند بر فعالیت‌ها و درآمدهای افراد اعمال نفوذکنند. از جمله عوامل در نظر گرفته شده در این مطالعه سطح تحصیلات و استفاده از نیروی کار می‌باشد.

تحصیلات در نظریه توزیع، عمیقاً مورد کاوش قرار گرفته اما در تفسیر آن اختلاف نظرهائی وجود دارد. نظریه توزیع در ساده‌ترین شکل خود متکی بر دو مشاهده عمومی‌است: ۱- سطح درآمد افراد همراه با تحصیلاتی که کسب می‌کنند افزایش می‌یابد. ۲- هر چه آموزش عالی نابرابرانه‌تر توزیع شده باشد نابرابری درآمدی بیشتر است. چنانکه از مطالعات انجام شده در طی طرح جهانی اشتغال نتیجه می‌شود میان درآمد و سطح تحصیلات درجه بالایی از همبستگی وجود دارد، بالاترین درآمدها در مشاغلی مشاهده شده است که بالاترین درجه تحصیل و مهارت را نیاز دارند.[۳] مطالعات، از طریق تجزیه شاخص‌های نابرابری نشان می‌دهد که در بسیاری از موارد در میان عوامل مرتبط با نابرابری درآمدی، تحصیل، مهم‌ترین عامل بوده است. همین رابطه در مورد پراکندگی درآمد شهری و نابرابری مزد و حقوق‌بگیران و کارکنان خود اشتغال به خوبی

1- G., Pyatt, (1976), " On the interpolation and disaggregation of gini Coefficient", The Economic Journal, VOL. 86, pp. 243-255.

۲- ابوالفضل ابوالفتحی قمی، (۱۳۷۱)، " درآمدی بر شناخت شاخص‌های نابرابری درآمد و فقر"، نشر مرکز آمار ایران، ص‌ص. ۲۵-۲۷.

3- Patrik, Moran Timothy, (2005), "Theorizing the relationship between inequality and economic growth", Theory and Society, Vol. 34, pp. 289–291.

Archive of SID
www.SID.ir

۶- معرفی الگو

تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور را به صورت تابعی از نیروی کار (N)، موجودی سرمایه (K)، سرمایه انسانی (HK) و نابرابری درآمدی (IQ) در نظر گرفته و فرض می‌شود نابرابری درآمدی اثرات انباشته شده‌ای را در طول زمان بر تولید بر جای می‌گذارد، به عبارت دیگر تابع تولید به صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$Y_t = AN_t^{\beta_1} K_t^{\beta_2} e^{\beta_3 HK_t} + \beta_4 \int_0^t IQ_s ds \qquad (۵)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین تابع تولید خواهیم داشت:

$$LnY_t = LnA + \beta_1 LnN_t + \beta_2 LnK_t + \beta_3 HK_t + \beta_4 \int_0^t IQ_s ds \qquad (۶)$$

با مشتق گرفتن از رابطه بالا نسبت به زمان خواهیم داشت:

$$\frac{\dot{Y}t}{Yt} = \beta_1 \frac{\dot{N}_t}{N_t} + \beta_2 \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \beta_3 \dot{HK}t + \beta_4 IQ_t \qquad (۷)$$

سپس می‌توان مدل اقتصاد سنجی زیر را تشکیل داد.

$$GY_t = \beta_0 + \beta_1 GN_t + \beta_2 GK_t + \beta_3 \Delta HK_t + \beta_4 IQ_t + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که GY_t نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، GN_t نرخ رشد نیروی کار شاغل، GK_t نرخ رشد موجودی سرمایه داخلی حقیقی، ΔHK_t تغییر سرمایه انسانی و IQ_t نابرابری درآمدی است. معادله (۸) را در مدل رگرسیون آستانه دو بخشی زیر می‌توان نمایش داد:

$$\begin{aligned} GY_t &= [\beta_0 + \beta_1 GN_t + \beta_2 GK_t + \beta_3 \Delta HK_t + \beta_4 IQ_t] + A(Z_t \le h) \\ &+ [\alpha_0 + \alpha_1 GN_t + \alpha_2 GK_t + \alpha_3 \Delta HK_t + \alpha_4 IQ_t] A(Z_t > h) + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۹)$$

تابع $A(Z_t > h)$ نشان می‌دهد که آیا متغیّر آستانه بالای حدّ آستانه است؟ به عبارت دیگر داریم:

$$A(Zt > h) = \begin{cases} 1 & if \quad Z_t > h \\ 0 & if \quad Z_t \le h \end{cases} \qquad (۱۰)$$

۷- یافته‌های تحقیق

مانایی متغیرها:

نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی، بررسی مانائی متغیرها است. چنانچه متغیری مانا نباشد به عبارتی با گذشت زمان توزیع احتمال آن متغیر تغییرکند، تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل روبروخواهد شد. بدین منظور آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای بررسی

Archive of SID
www.SID.ir

مانائی متغیرهای مدل با استفاده از نرم افزار *Eviews5* انجام شد که نتایج آن در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیّر	نماد	نوع آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مقادیر بحرانی در سطح ۱٪	آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون
نرخ رشد اقتصادی	GY_t	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۳/۶۴۶۳۴۲	-۳/۸۰۷۹۸۷	فرضیّه صفر رد می‌شود
نرخ رشد نیروی کار شاغل	GN_t	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۹۵۴۰۲۱	-۳/۶۴۶۳۴۲	-۵/۹۳۵۰۲۸	فرضیّه صفر رد می‌شود
نرخ رشد موجودی سرمایه	GK_t	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۱/۹۵۱۳۳۲	-۲/۶۳۶۹۰۱	-۱/۶۸۸۶۶۹	فرضیّه صفر رد نمی‌شود
تغییر سرمایه انسانی	ΔHK_t	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۹۵۷۱۱۰	-۳/۶۵۳۷۳۰	-۸/۲۱۰۲۶۱	فرضیّه صفر رد می‌شود
نابرابری درآمدی	IQ_t	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۹۶۳۹۷۲	-۳/۶۷۰۱۷۰	-۴/۰۲۲۸۳۰	فرضیّه صفر رد می‌شود

منبع: یافته تحقیق

نتایج آزمون "دیکی- فولر" تعمیم یافته که در آن فرضیه صفر، بیانگر وجود ریشه واحد است، حاکی از رد فرضیه صفر یا به عبارت دیگر بیانگر مانائی متغیرهای مدل به جز متغیر نرخ رشد موجودی سرمایه داخلی حقیقی در سطوح خطای۱و ۵ درصد می‌باشد. به نظر می‌رسد متغیر نرخ رشد موجودی سرمایه داخلی حقیقی در سال ۱۳۶۰ دچار شکست ساختاری شده باشد و همین مسئله منجر به این شده است که متغیر مذکور با آزمون "دیکی فولر" تعمیم یافته نامانا به نظر آید. بدین منظور در ادامه برای بررسی مانائی متغیر مورد نظر از آزمون "پرون" استفاده می‌گردد.

آزمون پرون

پرون (۱۹۸۹) چنین استدلال می‌کند که وقتی تغییرات ساختاری در اقتصاد یک کشور رخ می‌دهد و در سری‌های زمانی شکستگی ایجاد می‌نماید، آماره دیکی فولر در حالت شکستگی مناسب نبوده و نمی‌تواند فرضیه صفرنامانا بودن متغیر درحالتی‌که واقعاً مانا می‌باشد را رد کند.

پرون آزمون ریشه واحدی را که دارای متغیر مجازی است معرفی می‌کند. آزمون پرون برای یک متغیر نظیر y با برآورد معادله زیر در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی– فولر تعمیم یافته آغاز می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + \alpha_2 DTB + \beta t + \gamma DT + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Archive of SID
www.SID.ir

که در معادله بالا TB نشان دهنده زمان شکست ساختاری است که در مطالعه حاضر مربوط به جنگ‌تحمیلی در سال ۱۳۶۰ است. DU متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های $t \geq TB$ برابریک و برای سال‌های غیر از آن صفر می‌باشد. DTB متغیر مجازی بوده که برای سال $t = TB + 1$ برابر یک و برای بقیه سال‌ها برابر صفر می‌باشد. DT نیز متغیر مجازی مربوط به روند زمانی است که کمیت آن برای سال‌های $t > TB$ برابر $t - TB$ و برای سال‌های غیر از آن صفرمی‌باشد. کمیت آماره آزمون بر اساس صحّت فرضیّه H_0 برابر است با: $\tau = \frac{\hat{\rho} - \rho}{S_{\hat{\rho}}}$. برای بدست آوردن مقادیر بحرانی آماره آزمون ابتدا نسبت $\lambda = \frac{TB}{n}$، که نشان دهنده نسبت زمان بروز شکست ساختاری به حجم نمونه است را بدست آورده، سپس با مقادیر بحرانی جدول پرون مورد مقایسه قرار می‌گیرد. در بررسی حاضر، آزمون "پرون" با توجه به جنگ در سال ۱۳۶۰ انجام پذیرفت که نتایج آزمون در جدول (۲) آمده است.

جدول(۲): نتایج آزمون پرون

متغیر مورد نظر	مقدار λ	مقدار τ محاسباتی	مقدار بحرانی t		
			٪۱	٪۲/۵	٪۵
نرخ رشد موجودی سرمایه	۰/۲	-۵/۱۲	-۴/۶۵	-۴/۳۲	-۳/۹۹

مأخذ: یافته تحقیق

همان گونه که در جدول (۲) مشخص گردیده است مقدار τ محاسباتی از مقدار بحرانی t در سطح ۱، ۵، ۲ و ۵ درصد از نظر قدر مطلق بزرگتر است، لذا فرضیه صفر مبنی بر $\rho = ۱$ رد گردیده و سری مورد نظر دارای ریشه واحد نیست و در نتیجه ایستا می‌باشد. این در حالی است که نتایج آزمون "دیکی- فولر" تعمیم یافته حاکی از آن است که متغیر نرخ رشد موجودی سرمایه داخلی حقیقی دارای ریشه واحد است و با یک مرتبه تفاضل گیری مانا می‌گردد.

تصریح و تخمین مدل غیر خطی آستانه ای

مدل تخمینی در این قسمت همان معادله (۹) می‌باشد که با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار *Eviews5* و برای دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ و با استفاده از داده‌های سالیانه برآورد کرده و نتایج آن در جدول (۳) در دو قسمت نشان داده می‌شود. از برآوردهای معادله (۹) مقدار آستانه ۰/۴۴۱بدست آمد، بدین‌ترتیب این مقدار آستانه مجموع مجذور خطاها را در معادله (۹) حداقل می‌کند. این اندازه

Archive of SID
www.SID.ir

موسوم به حد آستانه‌ای بوده و اندازه‌ی بهینه نابرابری درآمدی در ایران می‌باشد، یعنی اندازه نابرابری درآمدی بیش از این حد، اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارد.

جدول(۳-۱): نتایج تخمین غیرخطّی معادله (۹) برای مقادیر کوچک‌تر از مقدار آستانه.

نام متغیر	عرض از مبدا	نرخ رشد نیروی کار شاغل	نرخ رشد موجودی سرمایه	تغییر سرمایه انسانی	نابرابری درآمدی	متغیّر مجازی تغییر در شیب مدل	متغیّر مجازی تغییر در عرض از مبدا مدل	متغیّر مجازی انقلاب
نماد	B_0	GN_t	GK_t	ΔHK_t	IQ_t	DU* GK_t	DU	DR
ضریب متغیر	۰/۳۸۱۹۴۴ -	/۷۳۳۴۷۷ ۰	۰/۰۶۱۴۹۱	/۱۶۲۳۴۵ ۰	/۱۹۵۳۵۰ ۰	۰/۰۷۷۰۷۶	/۳۰۴۴۴۵ ۰	۰/۰۰۴۲۱۰
آماره T	-۲/۶۹۱۱۵۵	۸/۱۴۴۴۰۲	/۰۳۱۶۸۲ ۲	۱/۰۶۰۸۷۴	۲۶/۵۰۱۶۰	/۲۳۸۱۵۴ ۲	۲/۶۶۷۶۰۱	/۷۵۶۸۳۰ ۰
انحراف معیار	۰/۱۴۱۹۲۶	۰/۰۹۰۰۵۹	۰/۰۳۰۲۶۶	۰/۱۵۳۰۲۹	۰/۰۰۷۳۷۱	۰،۰۳۴۴۳۷	۰/۱۱۴۱۲۷	۰/۰۰۵۵۶۳
احتمال	۰/۰۱۳۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۵۰	۰/۰۳۰۸	۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۶۲	۰/۰۱۴۴	۰/۴۵۷۶

جدول (۴-۲): نتایج تخمین غیرخطّی معادله (۹) برای مقادیر بزرگ‌تر از مقدار آستانه.

نام متغیر	عرض از مبدا	نرخ رشد نیروی کار شاغل	موجودی نرخ رشد سرمایه	تغییر سرمایه انسانی	نابرابری درآمدی
	α_0	GN_t	GK_t	ΔHK_t	IQ_t
ضریب متغیر	-۸/۳۹۷۹۹۹	۴/۴۵۵۹۹۱	۵/۱۱۰۹۶۳	۵/۰۶۳۲۴۰	-۳۱/۸۱۵۱۹
آماره T	-۲/۷۶۷۲۴۳	۲/۵۳۷۶۱۹	۲/۴۴۹۱۷۶	۲/۵۵۴۶۸۳	-۲/۴۴۸۵۷۸
انحراف معیار	۳/۰۳۴۷۸۹	۱۷/۵۵۹۷۳	۲/۰۸۶۸۰۹	۱۹/۸۱۹۴۵	۱۲/۹۹۳۳۳
احتمال	۰/۰۱۱۵	۰/۰۱۹۲	۰/۰۲۳۲	۰/۰۱۸۵	۰/۰۰۲۳
معیارهای ارزیابی	R^2	SSR	AIC	SBC	DW
	۰/۹۹۱۲۱۸	۰/۰۰۱۴۳۸	-۶/۴۶۸۴۹۶	-۵/۸۸۴۸۸۸	۱/۸۷۹۹۰۷
آزمون‌های تشخیصی	LM Test	Ramsey RESET Test	White Het Test	NORMALITY TEST	
	Prob (F-statistic) ۰/۹۹۹۹۲۳	۰/۳۸۸۹	۰/۲۶۸۱۶۶	Probability ۰/۳۹۲۶۹۲	Jarque-Bera ۱/۸۶۹۴۵۸

منبع: یافته تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

نتایج جدول فوق نشان می‌دهدکه برای مقادیرکوچک‌تر از آستانه متغیرهای عرض از مبدا، متغیر مجازی تغییر در شیب مدل و متغیر مجازی تغییر در عرض از مبدا مدل درسطح خطای ۵ درصد معنی‌دار بوده به گونه‌ای که متغیر اول اثر منفی و دو متغیر دیگر اثر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران دارد. متغیرهای تغییر سرمایه انسانی در سطح خطای ۵ درصد و متغیرهای نرخ رشد نیروی کار شاغل و نابرابری درآمدی در سطوح خطای ۱ و ۵ درصد معنی‌دار بوده است و همگی اثری مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارند که ضریب مثبت نابرابری درآمدی نشان دهنده‌ی این نکته است که تا قبل از رسیدن به حد آستانه‌ای نابرابری درآمدی با افزایش نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. برای مقادیر بزرگ‌تر از آستانه متغیرهای نرخ رشد نیروی کار شاغل، نرخ رشد موجودی سرمایه داخلی حقیقی و سرمایه انسانی در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار بوده و اثری مثبت بر رشد اقتصادی دارند. اما متغیرهای α به عنوان عرض از مبدا مدل در سطح خطای ۵ درصد و نابرابری درآمدی در سطح خطای ۱ و ۵ درصد معنی‌دار بوده و هر دو اثری منفی بر رشد اقتصادی ایران دارند، که ضریب منفی نابرابری درآمدی برای مقادیر بزرگتر آستانه نشان دهنده‌ی این موضوع است که با افزایش نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. نتایج بیانگر عدم خود همبستگی و همسانی واریانس پسماندها می‌باشد. ضمناً نتایج آزمون نرمال بودن و تصریح الگو رضایت بخش است که حاکی از عدم خطای تصریح الگوی فوق می‌باشد.

۸- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج تخمین مدل آستانه‌ای نشان می‌دهد که رابطه‌ی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران از یک الگوی‌حد آستان‌ه‌ای دو بخشی پیروی می‌کند. همچنین مقدار آستان‌های نابرابری درآمدی در ایران۰/۴۴۱ بدست آمد که این مقدار نشان دهنده اندازه بهینه نابرابری درآمدی در ایران می‌باشد. بدین معنی که تا وقتی اندازه نابرابری درآمدی کمتر از ۰/۴۴۱ می‌باشد افزایش نابرابری درآمدی دارای اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی می‌باشد اما به محض عبور از این حد آستانه‌ای ۰/۴۴۱ یا بزرگتر شدن اندازه نابرابری درآمدی از این میزان آستانه، اثراتی منفی بر رشد اقتصادی در جهت کاهش رشد اقتصادی بر جای می‌گذارد.

با توجه به این‌که نابرابری درآمدی به عنوان عامل مهم تاثیرگذار بر رشد اقتصادی است، تاکید می‌شود که با توجه به حد آستانه‌ای درآمد و رابطه‌ی میان نابرابری و رشد اقتصادی سیاست‌های مقتضی اجرا شود. به عنوان مطالعات بعدی، ارزیابی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در آستان‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی صورت گیرد و تمرکز برنامه‌هایی در جهت

Archive of SID
www.SID.ir

کاهش فقر و نابرابری درآمدی بر مناطقی که محروم و فقیر شناخته شده‌اند، پیشنهاد و تأکید می‌گردد.

فهرست منابع و ماخذ:

۱- ابولقاسمی، محمد جواد، (۱۳۸۰)، "بررسی عوامل موثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز به راهنمایی ابراهیم‌هادیان.

۲- پیرایی، خسرو و قناعتیان، آزاده، (۱۳۸۵)، "اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران: اندازه‌گیری شاخص رشد به نفع فقیر"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۹، ص‌ص. ۱۴۱-۱۱۳.

۳- ژاک لوکایون و دیگران، (۱۳۷۳)، "بررسی تحلیلی توزیع درآمد و توسعه اقتصادی"، ترجمه احمد اخوی، موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، ص‌ص. ۱۰۲- ۱۰۵.

۴- نیلی، مسعود و فرح بخش، علی، (۱۳۷۷)، "ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۴و۳۵، ص‌ص. ۱۵۴-۱۲۱.

5-Ahluwalia, Montek, (1976),"Inequality, poverty and development", Journal of Development Economics, Vol. 6, pp. 307-342.

6-Anand and Kanbur, (1993),"The Kuznets process and the Inequality-Development relationship", Journal of Development Economics, Vol. 40, pp. 25-52.

7-Armey, D., (1995), the Freedom Revolution, Washington: Regnery Publishing.

8-Chang, R. (1994),"Income inequality and economic growth: Evidence and recent theories", Economic Review, Federal Reserve Bank of Atlanta, Vol. 79, pp. 1-10.

9-Creel, Michael, (2004),"Econometric", Chapter 6. pp. 76-79.

10-Davidson, Russell and Mackinnon, James G., (1999),"Econometric Theory and Methods", Chapter 4, pp. 160-172.

11-Gastwirth, Joseph L., (1972),"The estimation of the Lorenz curve and gini index", The Review of Economics and Statistics, Vol. 54, No. 3, pp. 306–316.

12-Ginneken, Wouter Van, (1976),"Rural and urban income inequalities in Indonesia, Mexico, Pakistan, Tanzania and Tunisia", Book 1, Geneva: International Labor Office.

13-Greenspan, Chairman, (1998),"Opening remarks", Income Inequality: Issues and Policy Options, Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas, MO, pp. 1-9.

14-Hansen, B. (2000),"Sample splitting and threshold estimation." Econometrica, Vol. 68, NO. 3, pp. 575-603.

15-Kalwij, A. And Verschoor. A., (2006),"Not by growth alone: the role of the distribution of income in regional diversity in poverty reduction", European Economic Review, No. 51, pp. 805-829.

Archive of SID
www.SID.ir

16-Kourtellos, Andros, and et. al., (2009),"Structural threshold regression", Econometrica, Vol. 53, No. 2, pp·434-455.

17-Moran Timothy, Patrik, (2005),"Theorizing the relationship between inequality and economic growth", Theory and Society,Vol. 34, pp. 289–291.

18-Pyatt, G., (1980), "The distribution of income by factor components", the quarterly journal of Economics, No . 43, pp. 451-473.

19-Richard, H., et. al., (2003),"Poverty, inequality and growth in selected middle east and north Africa countries, 1980-2000", The World Bank, World Development, No. 12, pp. 2027-2048.

20-Savvides, Andreas and Thanasis, Stengos,(2000),"Income inequality and economic development: Evidence from the threshold regression model", Economics Letters, Vol. 69, pp. 207-212.

21- Spanos, Aris, (1999),"Probability theory and statistical inference: Econometric modeling with observational data", Cambridge University Press, Chapter 11.

22-Vedder, Richard and Lowell Gallaway, (1998),"The equity-efficiency debate", Ohio University.

23-Yu Hsing, (2005),"Economic growth and income inequality", International Journal of Social Economics, Vol. 32, pp. 639 – 647.

24-Zhuo, C. (2007),"Development and inequality: Evidence from an endogenous switching regression without regime separation." Economics Letters, Vol. 96, pp. 269-274.

Archive of SID

www.SID.ir