فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی (سال اول، شماره دوم «پیاپی۲»، پاییز ۱۳۹۳، صفحات ۳۵-۵۲)

برآورد فاصله اطمینان برای حدّ آستانه‌ای نابرابری درآمد در ایران

دکتر خسرو پیرایی
دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی شیراز
kh.piraee@gmail.Com

دکتر محمد علیزاده
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه لرستان
alizade_176@yahoo.com

هادی رضایی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه لرستان(نویسنده مسئول)
hadi.rezaei1391@yahoo.com

مریم برزگر مروستی
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز
merisa63@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۸/۱۹

چکیده

این مطالعه به جهت برآورد فاصله اطمینان برای بررسی اثرات حدّ آستانه‌ای نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در ایران برای دوره‌ی ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۱ صورت گرفته است. به طور کلّی هدف پژوهش حاضر، ساختن فاصله اطمینان برای اندازه مطلوب نابرابری درآمدی است، یعنی آن اندازه از نابرابری درآمدی که متضمن رشد اقتصادی مطلوب برای اقتصاد ایران باشد. این اندازه موسوم به حدّ آستانه‌ای می‌باشد، یعنی اندازه نابرابری درآمدی بیش از این حد، اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. بدین منظور ابتدا با استفاده از مدل رگرسیون آستانه دو بخشی هانسن، رابطه‌ای برای محاسبه‌ی اثرات حدّ آستانه‌ای نابرابری درآمدی با توجّه به تاثیر آن بر رشد اقتصادی ایران بدست آورده، سپس آزمون خودگردان سازی برای آزمون فرضیّه خطّی بودن در مقابل فرضیّه وجود الگوی حدّ آستانه‌ای انجام شد و در نهایت از آماره نسبت درست‌نمایی برای ساختن فاصله اطمینان برای حدّ آستانه استفاده گردید. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی در ایران از یک الگوی حدّ آستانه‌ای دو بخشی پیروی می‌کند که مقدار این آستانه نیز ۰/۴۱۷ است. همچنین نتایج آماره نسبت درست‌نمایی نشان می‌دهد که حدّ آستانه‌ای نابرابری درآمدی درون فاصله اطمینان قرار دارد.

طبقه‌بندی JEL: C30, D31, O15, O18

کلیدواژه‌ها: نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی، رگرسیون آستانه، فاصله اطمینان

۱. مقدمه

رسیدن به توسعه‌ی اقتصادی، بهبود کیفیت زندگی مردم و افزایش سطح رفاه عمومی از اهداف دولت‌های مختلف جهان بوده و در رسیدن به این هدف، دو متغیر رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی نقش عمده‌ای دارند. رشد اقتصادی، سطح تولیدات و امکانات بالاتر در اقتصاد را به منظور مصرف و سرمایه‌گذاری بیشتر تضمین نموده و نابرابری درآمدی نیز بر استفاده متناسب همگان از امکانات و منابع موجود اثر می‌گذارد. بنابراین مردم یک کشور به تولید ناخالص ملی و با حساسیت بیشتری به برابری و توزیع درآمد ملی توجه دارند. نابرابری اقتصادی اغلب با فقر، جنایت و آشوب‌های اجتماعی همراه شده و نابرابری درآمدی به عنوان مهم‌ترین دلیل بی‌ثباتی سیاسی و حتی جنگ‌های داخلی به حساب آورده می‌شود.(چانگ، ۱۹۹۴)[1] با توجه به این که نابرابری درآمدی یک مسئله اجتماعی است، به نظر طبیعی می‌رسد که از دولت خواسته شود تا اقداماتی را در این زمینه انجام دهد. چرمن گرینسپن نابرابری درآمدی را به پیشرفت فنی و افزایش تجارت بین المللی نسبت می‌دهد.(گرین اسپم، ۱۹۹۸)[2] پیشرفت فنی موجب افزایش دستمزد کارگران با مهارت بالا نسبت به کارگران غیر ماهر شده و جهانی‌سازی یا تجارت موجب کم بها کردن بازدهی کارگران با مهارت پایین و افزایش بازدهی کارگران با مهارت بالا شده است.(یو سینگ،۲۰۰۵)[3] آن‌چه مهم به نظر می‌رسد، این است که بایستی روش‌هایی برای شناسایی عوامل ایجاد نابرابری انتخاب کرد تا موجب توزیع مجدد درآمد به نفع افراد دهک‌های پایین درآمدی شود به گونه‌ای که بخشی از نارسایی‌های بخش‌های اقتصادی، رکود، بیکاری شدید، فقر و تغییرات جمعیتی را کاهش دهد. لذا توجه و نگرشی نو به موضوع نابرابری درآمد ضرورت پیدا می‌کند. در این راستا، پدیده نابرابری درآمدی در ارتباط با رشد اقتصادی بررسی شده و با توجه به نقش کلیدی و مهم رشد و کاهش نابرابری، نشان دادن آزمون رابطه به شکل منحنی آرمی میان نابرابری و رشد اقتصادی با استفاده از مدل رگرسیون آستانه در ایران، هدف اصلی تحقیق حاضر می‌باشد.

[1] Chang
[2] Greenspan
[3] Yu Hsing

۲. پیشینه تحقیق

مطالعات انجام گرفته در زمینه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران و سایر کشورها حکایت از وجود رابطه مثبت یا منفی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی دارند و گروهی دیگر برای پی‌بردن به این تناقض در نتایج، رابطه‌ای غیر خطی برای نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی متصور شده‌اند که تحقیق حاضر خط‌مشی گروه سوم را دنبال کرده و رابطه‌ی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی را به صورت منحنی آرمی در نظر می‌گیرد. در ادامه به برخی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این حوزه اشاره می شود.

آناند و کانبور[1] (۱۹۹۳) در مطالعه خود به رابطه میان نابرابری و توسعه اقتصادی با استفاده از داده‌های مقطع عرضی ۶۰ کشور در حال توسعه پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که رابطه‌ی میان نابرابری و توسعه با فرضیه کوزنتس سازگار است. ساویدز و استنگس[2] (۲۰۰۰)در مطالعه‌ی خود از مدل رگرسیون آستانه استفاده کرده‌اند. مطالعه آنها نشان می‌دهد که برای مشاهدات قبل از مقدار آستانه، شواهدی دال بر رابطه بین نابرابری درآمد و درآمد سرانه موجود نیست. یوسینگ[3] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی پرداخته است و در واقع هدف ایشان این است که اثر نابرابری درآمدی را بر رشد اقتصادی در ایالات متحده امریکا آزمایش کند و این مسئله مورد بررسی قرار می‌گیرد که آیا نابرابری درآمدی می‌تواند روی رشد اقتصادی مؤثر باشد یا خیر. ژو چن[4] (۲۰۰۷) برای آزمون رابطه‌ی میان توسعه و نابرابری یک رگرسیون سوییچی درون زا را بدون تفکیک رژیم برازش کرده است. نتایج مطالعه ایشان حکایت از تحقق فرضیه کوزنتس داشته و نشان می‌دهد که جمعیت و درجه باز بودن اقتصاد با توجه به مقدار آستانه به دو بخش تقسیم می‌شود.

نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷) با هدف بررسی رابطه متقابل میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد، از دو شاخص ضریب جینی و سهم ۴۰ درصد فقیر به عنوان معیار توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۷۲- ۱۳۴۷ استفاده نمودند، نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که افزایش رشد اقتصادی به بهبود توزیع درآمدها کمک می‌نماید و نامطلوب‌تر شدن آن، موجب کند شدن رشد می‌شود. ابولقاسمی (۱۳۸۰) در مطالعه‌ی خود به بررسی عوامل

---

[1] Anand and Kanbur
[2] Savvides and Stengos
[3] Yu Hsing
[4] Zhuo Chen

مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران پرداخته است. نتایج مطالعه‌ی ایشان حاکی از آن است که بین نرخ رشد محصول ناخالص ملی سرانه حقیقی و نابرابری توزیع درآمد رابطه‌ی منفی وجود داشته و شرایط توسعه اقتصادی ایران به گونه‌ای است که فرضیه کوزنتس در مورد آن صدق نمی‌نماید. پیرایی و قناعتیان (۱۳۸۵) 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 استفاده کرده‌اند. 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.

۳. روش تحقیق

۳-۱. مدل رگرسیون آستانه[1]

یکی از جالب‌ترین شکل‌های مدل‌های رگرسیون غیر خطی با کاربردهای گسترده در علم اقتصاد، مدل رگرسیون آستانه است(کورتلوس و همکاران، ۲۰۰۹)[2]. جذابیت این مدل از آنجا ناشی می‌شود که نمونه با توجه به پارامتر آستانه به دو نیم شده است. مقادیر 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[3](۲۰۰۰) مطرح شده‌اند. هانسن به همراه کنر[4] (۲۰۰۴)، چارچوب مباحث مطرح شده پیشین خود را در حالت درون‌زایی شیب متغیرها گسترش دادند. سئو و لینتون[5] (۲۰۰۵) متغیر آستانه را با یک شاخص خطی از متغیرهای مشاهده شده تعیین کردند و راه‌حل برآورد حداقل مربعات هموار[6] را، را، بر مبنای هموار سازی تابع هدف در تشخیص برآورد کننده حداکثر هموار هارویت[7] پیشنهاد کردند. مدل رگرسیون آستانه به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = \alpha_t\, x_t + e_t \qquad \text{if} \qquad q_t \le h \qquad (۱)$$

[1] Threshold Regression Model.
[2] Kourtellos and et. al.
[3] Hansen
[4] Hansen and Caner
[5] Seo and Linton
[6] Smoothed Least Squares Estimation Strategy
[7] Horowitz's smoothed maximum sCOred estimator

$$y_t = \beta_t x_t + e_t \qquad \text{if} \qquad q_t > h \qquad (۲)$$

عبارت q_t متغیر آستانه است که شامل همه مشاهدات درون گروه می‌شود، y_t متغیر وابسته، x_tمتغیر مستقل، e_t جز خطا، h مقدار آستانه است. مدل بالا نشان دهنده‌ی این است که وقتی متغیر آستانه 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[1] (۱۹۹۳) 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.

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

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

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.

۳-۲. آزمون خطی بودن

فرضیه صفر برای آزمون خطی بودن معادله رگرسیون آستانه عبارتست از:

$H_0: \beta_i = \alpha_i \quad i = 0,1,2,3,\dots,n$

$H_1: \beta_i \neq \alpha_i \quad i = 0,1,2,3,\dots,n$

معنای فرضیه صفر این است که حد آستانه وجود ندارد و مدل خطی می‌باشد، در فرضیه مقابل، فرضیه وجود حد آستانه و در نتیجه وجود مدل غیر خطی قرار دارد(دیویدسان و همکاران،۱۹۹۹)[2]. با تعریف ماتریس انتخاب $R=(0,I)$ که در آن I ماتریس یکه با بعد مناسب و ماتریس‌های $M(h) = \sum(Y_t(h)Y_t'(h))$ و $V(h) = \sum Y_t(h)Y_t'(h)\hat{e}_t^2)$ که در این دو ماتریس Y_t ماتریس متغیرهای توضیحی

[1] Chan

[2] Russell, Davidson. And James G., Mackinnon

می‌باشد، آماره والد سازگار با ناهمسانی واریانس نقطه‌ای به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$W(H) = \big(R\theta(h)\big)'[R\,(M(h)^{-1}\,V(h)\,M(h)^{-1})\,R']^{-1}\big(R\theta(h)\big) \qquad (۳)$$

در این آماره θ بردار ضرایب می‌باشد. از آماره فوق، آماره مناسب آزمون خطی بودن معادله رگرسیون آستانه به صورت زیر حاصل می‌شود(اسپانوس،۱۹۹۹)[۱]:

$$W = Sup\ W(h) \qquad h \in \Gamma \quad \text{(برای هر آستانه ممکن)} \qquad (۴)$$

با توجه به این‌که پارامتر آستانه تحت فرضیه صفر خطی بودن قابل شناسایی نیست، لذا توزیع W در عبارت (۴) غیر استاندارد خواهد بود.[۲] لذا هانسن روش خودگردان سازی[۳] را برای تقریب زدن توزیع مجانبی آماره آزمون پیشنهاد می‌کند، که در این مطالعه نیز از آن استفاده می‌شود. روش خودگردان سازی به صورت زیر اجرا می‌شود(کریل،۲۰۰۴)[۴]:

۱- در مرحله اول یک نمونه از اعداد تصادفی با میانگین صفر و واریانس ۱ را ایجاد کرده $\eta_t = \mathrm{NID}(0,1)$ و $X_t^* = \hat{e}_t\eta_t$ تعریف می‌شود.

۲- X_t^* روی $\acute{Z}$ ($Y_t = (GY_t\ NY_t\ IY_t\ HK_t\ IQ_t)$ کل متغیّرهای مدل خطی) برای بدست آوردن مجموع مقید مجذورات باقیمانده‌ها، $\tilde{S}^*$ رگرس می‌شود.

۳- X_t^* روی $\acute{Z}$ ($Y_t = (Y_t'\ \ Y_t'A(Z > h))$ کلّ متغیرهای مدل آستانه‌ای) برای بدست آوردن مجموع غیر مقید مجذورات باقیمانده‌ها، $S^*(h)$ رگرس می‌شود.

۴- $W^*(h) = \frac{T(\tilde{S}^* - S^*(h))}{S^*(h)}$ را محاسبه کرده، که درآن T تعداد مشاهدات و $W^* = \sup W^*(h)$ می‌باشد. مراحل ۱تا ۴ را B بار تکرار کرده و آماره محاسباتی متناظر با تکرار bام با W_b^* نشان داده می‌شود. p-value برای W_b^* به صورت زیر داده می‌شود:

$$p\text{-}value = (1/B)^* \sum_{b=1}^{B} L(W_b^* \geq W) \qquad (۵)$$

پس از انجام فرآیندهای ذکر شده و تکرار آن‌ها و بدست آوردن آماره مورد نظر می‌توان فرضیه صفر خطی بودن الگو را مورد آزمون قرار داد.

---

[۱] در این آماره، Sup مخفّف Supremum Test می‌باشد. برای اطّلاعات بیشتر به مقاله زیر مراجعه شود.
Christian, Francq and et., (2008), "Sup-tests for linearity in a general nonlinear AR(1) model when the supremum is taken over the full parameter space", Unpublished.

[2] Aris, Spanos

[3] Bootstrap Test.

[4] Creel

۳-۳. آزمون نسبت درست‌نمایی

این آزمون معناداری حدّ آستانه‌ای برآوردی را آزمون می‌کند. فرضیّه صفر در این آزمون به صورت زیر است:

$H_0: h = h_0$
$H_1: h \neq h_0$

که در آن h مقدار واقعی و h_0، مقدار h تحت فرضیّه H_0 است. یک روش استاندارد برای آزمون فرضیّه فوق استفاده از آماره نسبت درست‌نمایی، تحت فرض کمکی $e_i \approx iid\ N(0\ ,\sigma^2)$ می‌باشد. آماره نسبت درست‌نمایی عبارت است از:

$$LR_n(h) = n\frac{S_n(h)-S_n(\hat{h})}{S_n(\hat{h})} \qquad (۶)$$

که $LR_n(h)$ آماره نسبت درست‌نمایی، $S_n(h)$ و $S_n(\hat{h})$ مجموع مجذورات خطا می‌باشد. با استفاده از معادله نسبت درست‌نمایی(۶) و چند تبدیل ریاضی ساده، مقادیر بحرانی مجموع مجذورات خطاها بر حسب آماره نسبت درست‌نمایی، تعداد مشاهدات و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط هانسن در جدول (۱)، طبق رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$LR_n(h) = LR_n(\hat{h})[1 + \frac{LR_n}{n}] \qquad (۷)$$

جدول۱: مقادیر بحرانی هانسن

سطوح معنی‌داری	۰/۸۰	۰/۸۵	۰/۹۰	۰/۹۲۵	۰/۹۵	۰/۹۷۵	۰/۹۹
$P(\xi \leq x)$	۴/۵	۵/۱۰	۵/۹۴	۶/۵۳	۷/۳۵	۸/۷۵	۱۰/۵۹

منبع: وین و گیلبرت(۲۰۰۴)[1]

این مقادیر حدودی را برای مجموع مجذورات خطاها محاسبه می‌کند که اگر مجموع مجذورات خطاهای متناظر با هر مقدار بالقوّه برای پارامتر آستانه از آن عبور نماید، دیگر نمی‌توان آن مقدار را به عنوان حدّ آستانه‌ای پذیرفت.

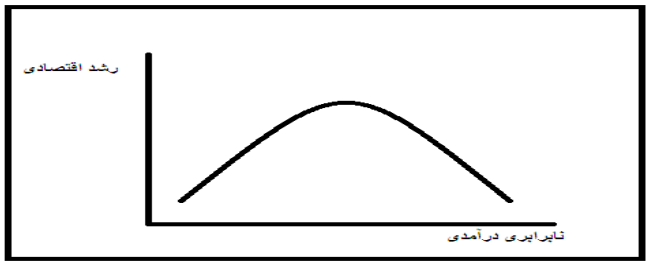
۴-۳. منحنی آرمی[2]

ریچارد آرمی (Armey, 1995) تکنیک ترسیمی ابداع شده توسط آرتور لافر را بهبود و توسعه بخشید، وی با مطالعه در این زمینه و پیشبرد آن، منحنی را به نام خودش منحنی آرمی نامید(ودر و گالوی،۱۹۹۸)[3]. این منحنی به شکل U معکوس بوده و بر پایه‌ی قانون بنیادی بازدهی نزولی عوامل است. در تحقیق حاضر از این منحنی برای نشان دادن اثر حد آستانه‌ای نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در ایران استفاده شده

[1] Wane and Gilbert
[2] Armey Curve.
[3] Richard Vedder and Lowell Gallaway

است. با توجه به نمودار (۱) مشاهده می‌شود که افزایش در نابرابری درآمدی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود، همچنان‌که نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد، از شدت افزایش رشد اقتصادی کاسته شده تا جایی که در سطح مشخصی از نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی به حداکثر می‌رسد. بعد از این نقطه، افزایش در نابرابری درآمدی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

نمودار۱: منحنی آرمی



منبع: آرمی (۱۹۹۵)

۳-۵. 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.

$$Y_t = A\, N_t^{\beta_1} K_t^{\beta_2} e^{\beta_3 HK_t + \beta_4 \int_0^t IQ_s ds} \qquad (۸)$$

با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین تابع تولید خواهیم داشت:

$$Ln\, Y_t = Ln\, A + \beta_1\, Ln\, N_t + \beta_2\, Ln\, K_t + \beta_3\, HK_t + \beta_4 \int_0^t IQ_s ds \qquad (۹)$$

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

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \beta_1 \frac{\dot{N}_t}{N_t} + \beta_2 \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \beta_3 \dot{HK}_t + \beta_4 IQ_t \qquad (۱۰)$$

سپس می‌توان مدل اقتصاد سنجی زیر را تشکیل داد.

$$GY_t = \beta_0 + \beta_1\, GN_t + \beta_2\, GK_t + \beta_3 \Delta HK_t + \beta_4 IQ_t + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

که GY_t نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، GN_tنرخ رشد نیروی کار شاغل، GK_t نرخ رشد موجودی سرمایه داخلی حقیقی، ΔHK_t تغییر سرمایه انسانی و IQ_t نابرابری درآمدی است. معادله (۱۱) را در مدل رگرسیون آستانه دو بخشی زیر می‌توان نمایش داد:

$$GY_t = [\beta_0 + \beta_1 \mathrm{GN_t} + \beta_2 \mathrm{GK_t} + \beta_3 \Delta \mathrm{HK_t} + \beta_4 \mathrm{IQ_t}] A(Z_t \le h) + [\alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{GN_t} + \alpha_2 \mathrm{GK_t} + \alpha_3 \Delta \mathrm{HK_t} + \alpha_4 \mathrm{IQ_t}] A(Z_t > h) + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

تابع $\mathrm{A}(z_t > h)$ نشان می‌دهد که آیا متغیّر آستانه بالای حدّ آستانه است؟ به عبارت دیگر داریم:

$$A(z_t > h) = \begin{cases} 1 & if \quad z_t > h \\ 0 & if \quad z_t \le h \end{cases} \quad (۱۳)$$

۴. برآورد مدل و آزمون فرضیه ها

۴-۱. ایستایی متغیرها

نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرها است. چنانچه متغیری ایستا نباشد به عبارتی با گذشت زمان توزیع احتمال آن متغیر تغییرکند، تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل روبرو خواهد شد. بدین منظور آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای بررسی ایستایی متغیرهای مدل با استفاده از نرم افزار eviews7 انجام شد که نتایج آن در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول۲: 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	$\mathrm{GY_t}$	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۸۵	-۳/۵۹	-۳/۷۳	فرضیّه صفر رد می‌شود
نرخ رشد نیروی کار شاغل	$\mathrm{GN_t}$	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۸۶	-۳/۵۸	-۵/۸۷	فرضیّه صفر رد می‌شود
نرخ رشد موجودی سرمایه	$\mathrm{GK_t}$	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۱/۹۲	-۲/۶۱	-۱/۶۹	فرضیّه صفر رد نمی‌شود
تغییر سرمایه انسانی	$\Delta \mathrm{HK_t}$	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۹۱	-۳/۶۲	-۸/۱۱	فرضیّه صفر رد می‌شود
نابرابری درآمدی	$\mathrm{IQ_t}$	روی سطح متغیر با عرض از مبدا	-۲/۸۸	-۳/۶۴	-۴/۲۲	فرضیّه صفر رد می‌شود

منبع: یافته‌های 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 ایستایی متغیرهای مدل بجز متغیر نرخ رشد موجودی سرمایه داخلی حقیقی در سطوح خطای ۱ و 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 ناایستا به نظر آید. بدین منظور در ادامه برای بررسی ایستایی متغیر مورد نظر از آزمون پرون استفاده می‌گردد.

۴-۲. 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 صفر ناایستا بودن متغیر در حالتی که واقعاً ایستا 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:

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

که در معادله بالا TB نشان دهنده زمان شکست ساختاری است که در مطالعه حاضر مربوط به جنگ تحمیلی در سال ۱۳۶۰ است. DU متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال های $t \geq TB$ برابر یک 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 صفر می‌باشد. 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 (۳) آمده است.

جدول۳: نتایج آزمون پرون

متغیر مورد نظر	مقدار λ	مقدار τ محاسباتی	مقدار بحرانی t		
			٪۱	٪۲/۵	٪۵
نرخ رشد موجودی سرمایه	۰/۲۰	-۵/۱۹	-۴/۶۵	-۴/۳۲	-۳/۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همان گونه که در جدول (۳) مشخص گردیده است مقدار τ محاسباتی از مقدار بحرانی t در سطح ۱، ۲.۵ و ۵ درصد از نظر قدر مطلق بزرگتر است، لذا فرضیه صفر مبنی بر $\rho = 1$ 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 ایستا می‌گردد.

۴-۳. مراحل تصریح الگوی غیر خطی

بر اساس متون اقتصاد سنجی برای تصریح مدل غیر خطی باید سه مرحله زیر را انجام داد:

۱-تصریح یک مدل خطی جهت ایجاد یک الگوی پایه برای آزمون کردن فرضیه صفر خطی بودن مدل.

۲-تخمین مدل غیر خطی حد آستانه‌ای.

۳-آزمون فرضیه در خصوص معناداری پارامتر آستانه‌ای با استفاده از روش‌های مقتضی.

۴-۴. تصریح و تخمین مدل خطی

مدل تخمینی در این قسمت همان معادله (۱۱) می‌باشد که برای حصول به نتایج بهتر از متغیرهای مجازی شکست ساختاری در عرض از مبدا و شیب مدل، و متغیر مجازی انقلاب برای عرض از مبدا استفاده می‌کنیم. برای تخمین مدل فوق به صورت خطی از روش حداقل مربعات معمولی برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ و با استفاده از داده‌های سالیانه استفاده شده است، که نتایج آن در جدول (۴) آمده است.

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که متغیرهای عرض ازمبدا، نرخ رشد نیروی کار شاغل، نرخ رشد موجودی سرمایه، نابرابری درآمدی، متغیر مجازی تغییر در شیب مدل و متغیر مجازی انقلاب در سطوح خطای ۱ و ۵ درصد، معنی‌دار بوده و به جز دو متغیر عرض ازمبدا و متغیر مجازی تغییر در شیب مدل که اثری منفی دارند، سایر متغیرها اثری مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارند. همچنین متغیر مجازی تغییر در عرض از مبدا مدل درسطح خطای ۵ درصد، معنی‌دار بوده و اثری مثبت بر رشد اقتصادی دارد. آماره آزمون ضریب لاگرانژ[1] برای خود همبستگی پیاپی جملات اخلال (برای۲ وقفه)، آماره آزمون رمزی[2] برای شکل تابعی الگو مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده، آماره آزمون

[1] LM Test
[2] Ramsey's RESET test

نرمال بودن[1] باقیمانده‌ها مبتنی بر چولگی[2] و کشیدگی[3] باقیمانده‌ها و آزمون واریانس همسانی[4] بر اساس رگرسیون مربع باقیمانده‌ها روی مربع مقادیر برازش شده می‌باشد، که نتایج بیانگر عدم خودهمبستگی و همسانی واریانس پسماندها می‌باشد. از سویی نتایج آزمون نرمال بودن پسماندها و آزمون تصریح الگو رضایت بخش نیست که نشان دهنده خطای تصریح مدل خطی می‌باشد که نتیجه مذکور این احتمال را تقویت می‌کند که رابطه غیر خطی به الگوی واقعی نزدیکتر است.

جدول۴: نتایج تخمین خطّی معادله (۱۱)

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	-۰/۰۶۱	۰/۶۲۸	۰/۲۳۷	۰/۰۸۷	۰/۲۴۹	-۰/۰۸۳	۰/۰۲۱	۱/۰۳۱
آمارهT	-۵/۴۳۰	۱۶/۲۸۱	۱۰/۴۴۶	۱/۵۴۴	۴/۳۸۱	-۴/۵۴۵	۲/۱۳۲	۷۹/۲۴۵
انحراف معیار	۰/۰۱۱	۰/۰۳۸	۰/۰۲۲	۰/۰۵۶	۰/۰۵۶	۰/۰۱۸	۰/۰۰۹	۰/۰۱۳
احتمال	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۶۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۴۱	۰/۰۰۰

معیارهای ارزیابی	R^2	SSR	AIC	SBC	DW
	۰/۹۸	۰/۰۰	-۸/۲۴	-۷/۸۹	۲/۱۲

آزمون های تشخیصی	LM Test	Ramsey RESET Test	White Het Test	NORMALITY TEST	
Prob(Fstatistic)	۰/۸۳	۰/۰۵	۰/۵۷	Prob ۰/۰۷	Jarque-Bera ۴/۴۶

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۵. تصریح و تخمین مدل غیر خطی آستانه‌ای

مدل تخمینی در این قسمت همان معادله (۱۴) می‌باشد که با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار Eviews7 و برای دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۳ و با استفاده از داده‌های سالیانه برآورد کرده و نتایج حاصل از آن در جدول (۵) در دو قسمت نشان داده می‌شود. از برآوردهای معادله (۱۴) مقدار آستانه $h = 0.417$ بدست آمد، بدین ترتیب این مقدار آستانه مجموع مجذور خطاها را در معادله (۱۴) حداقل می‌کند.

[1] Normality Test
[2] Skewness
[3] Kurtosis
[4] White Heteroskedasticity Test

جدول۵-۱: نتایج تخمین غیرخطّی معادله (۱۴) 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	-۰/۲۲۹	۰/۷۸۴	۰/۰۹۴	۰/۳۲۱	۰/۲۴۸	۰/۰۶۷	۰/۱۲۴	۰/۰۱۷
آماره T	-۲/۷۸۹	۸/۱۵۴	۲/۱۲۴	۱/۴۵۶	۱۴/۶۱۱	۳/۲۱۸	۲/۴۶۶	۰/۱۹۶
انحراف معیار	۰/۰۸۲	۰/۰۹۶	۰/۰۴۴	۰/۲۲۰	۰/۰۱۶	۰/۰۲۰	۰/۰۵۰	۰/۰۸۶
احتمال	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۴۹	۰/۰۳۲	۰/۰۰	۰/۰۴۱	۰/۰۱۶	۰/۶۳۴

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۵-۲: نتایج تخمین غیرخطّی معادله (۱۲) برای مقادیر بزرگ‌تر از مقدار آستانه.

نام متغیر	عرض از مبدا	نرخ رشد نیروی کار شاغل	نرخ رشد موجودی سرمایه	تغییر سرمایه انسانی	نابرابری درآمدی
نماد	α_0	GN_t	GK_t	ΔHK_t	IQ_t
ضریب متغیر	-۰/۴۶۲	۰/۷۵۵	۰/۴۳۰	۰/۷۸۳	-۰/۹۱۵
آمارهT	-۲/۴۲۶	۳/۵۶۷	۲/۶۵۹	۲/۱۳۲	-۲/۲۲۳
انحراف معیار	۰/۱۹۰	۰/۲۱۱	۰/۱۶۱	۰/۳۶۷	۰/۴۱۱
احتمال	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۰
معیارهای ارزیابی	R^2	SSR	AIC	SBC	DW
	۰/۹۷	۰/۰۱	-۶/۷۶	-۵/۷۶	۱/۹۲
آزمون‌های تشخیصی	LM Test	Ramsey RESET Test	White Het Test	NORMALITY TEST	
Prob (F-statistic)	۰/۹۸	۰/۳۹	۰/۳۲	Probability ۰/۴۲	Jarque-Bera ۱/۷۹

منبع: یافته‌های تحقیق.

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد، برای مقادیر کوچک‌تر 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 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_0 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. 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.

۴-۶. آزمون خطی بودن

نتایج نهایی آزمون خودگردان سازی برای آزمون فرضیه خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی حد آستانه‌ای در جدول زیر برای معادله (۱۲) داده شده است:

جدول۶: نتایج آزمون خود گردان سازی

نوع معادله و متغیر آستانه	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مقادیر بحرانی در سطح ۱٪	مقدار آماره F محاسبه شده	نتیجه آزمون
نابرابری درآمدی (۱۴)	-۵/۶۴	-۶/۳۲	۱۴/۷۲	فرضیّه صفر رد می‌شود

منبع: یافته‌های تحقیق

بنا بر نتایج آزمون فوق نتیجه می‌شود که فرضیّه صفر خطّی بودن در سطوح خطای ۱٪ و ۵٪ رد شده و معادله (۱۲) دارای حدّ آستانه می‌باشد.

۴-۷. آماره نسبت درست‌نمایی

برای ساختن فاصله اطمینان حد آستانه‌ای نابرابری درآمدی از آماره زیر استفاده می‌شود:

$$LR_n(h) = LR_n(\hat{h})[1 + \frac{LR_n}{n}]$$

با استفاده از معادله نسبت درست‌نمایی فوق و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط هانسن، مقادیر بحرانی برای مجموع مجذورات خطاها در جدول (۷) محاسبه می‌شود. این مقادیر حدودی را برای مجموع مجذورات خطاها محاسبه می‌کند که اگر مجموع مجذورات خطاهای متناظر با هر مقدار بالقوه برای پارامتر آستانه از آن عبور نماید، دیگر نمی‌توان آن مقدار را به عنوان حد آستانه‌ای پذیرفت. به عبارت دیگر تا چه حد انحراف پارامتر آستانه از مقدار برآورد شده $(\hat{h} = 0.417)$ مقدار مجموع مربّعات خطا را به طور معنی‌داری تغییر نمی‌دهد.

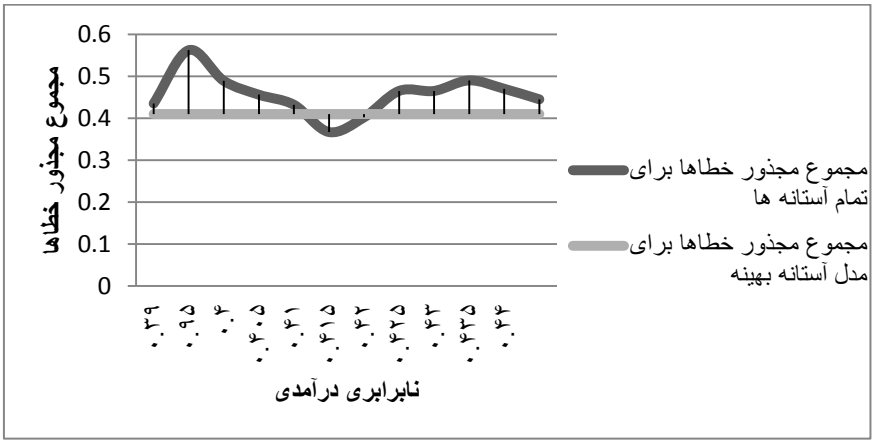
جدول۷: مقادیر بحرانی متغیر آستانه در سطوح خطای ۱ و ۵ درصد

متغیر آستانه‌ای	مقدار بحرانی در سطح خطای ۵٪	مقدار بحرانی در سطح خطای ۱٪
نابرابری درآمدی	۰.۰۱۶	۰.۰۱۴

منبع: یافته‌های تحقیق

مجموع مجذور خطاها برای تمام آستانه‌ها در سطوح خطای ۱ درصد محاسبه شده و نتایج آن در نمودار (۲) در برابر مجموع مجذور خطای مدل آستانه بهینه مشاهده می‌شود.

نمودار ۲: مجموع مجذور خطاها در برابر متغیر آستانه نابرابری درآمدی در سطح خطای ۱ درصد



منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نقاط برخورد منحنی مجموع مجذور خطاها برای تمام آستانه‌ها در سطح خطای ۱ درصد با خطّ مجموع مجذور خطای مدل آستانه بهینه، فاصله اطمینان اثر حدّ آستانه‌ای نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در ایران بدست می‌آید. نتایج در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول۸: فاصله اطمینان برای بررسی معنی‌داری حد آستانه

متغیر آستانه نابرابری درآمدی در سطح خطای	مقدار حدّ آستانه	حدّ بالای فاصله اطمینان	حدّ پایین فاصله اطمینان	وضعیت معنی داری
سطح خطای ۱درصد	۰.۴۱۷	۰.۴۲۳۷	۰.۴۰۹۳	معنی دار
سطح خطای ۵درصد	۰.۴۱۷	۰.۴۲۳۵	۰.۴۰۹۴	معنی دار

منبع: یافته های تحقیق

جدول (۸) نشان می‌دهد که مقدار برآورد شده برای حدّ آستانه معنی‌دار می‌باشد و درون فاصله اطمینان قرار دارد.

۵. نتیجه‌گیری

نتایج تخمین مدل‌های خطّی و آستانه‌ای حاکی از آن است که یک الگوی خطّی قادر نیست به خوبی اثرات نابرابری درآمدی را بر رشد اقتصادی تبیین نماید. زیرا نتایج تخمین مدل خطّی نشان می‌دهد که با افزایش نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، در حالیکه نتایج تخمین مدل غیر خطّی حکایت از وجود رابطه‌ی مثبت قبل از آستانه و رابطه‌ی منفی برای بعد از آستانه دارد. با توجه به آزمون خطی بودن و آماره نسبت درست‌نمایی نمی‌توان وجود حدّ آستانه در نابرابری درآمدی را رد نمود، بنابراین رابطه‌ی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران از یک الگوی حدّ آستانه‌ای دو بخشی پیروی می‌کند که مقدار این آستانه نیز ۰/۴۱۷ است. بدین معنی که تا وقتی اندازه نابرابری درآمدی کمتر از ۰/۴۱۷ می‌باشد افزایش نابرابری درآمدی دارای اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی می‌باشد اما به محض عبور از این حدّ آستانه‌ای ۰/۴۱۷ یا بزگتر شدن اندازه نابرابری درآمدی از این میزان آستانه، اثراتی منفی بر رشد اقتصادی در جهت کاهش رشد اقتصادی بر جای می‌گذارد. بنابراین می توان اظهار داشت که در اقتصاد ایران رابطه ای به شکل منحنی آرمی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین نتایج آماره نسبت درست‌نمایی نشان می‌دهد که مقدار برآورد شده برای حدّ آستانه، معنی‌دار بوده و درون فاصله اطمینان قرار دارد.

با توجه به این‌که نابرابری درآمدی به عنوان عامل مهم تاثیرگذار بر رشد اقتصادی است و رابطه‌ی میان این دو از الگوی آرمی تبعیت می‌کند، تاکید می‌شود که دولت با توجه به حد آستانه‌ای درآمد و رابطه‌ی میان نابرابری و رشد اقتصادی سیاست‌هایی در جهت کاهش نابرابری اجرا نماید. همچنین، ارزیابی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در استان‌ها و بخش‌های مختلف اقتصادی صورت گیرد و تمرکز برنامه‌هایی در جهت کاهش فقر و نابرابری درآمدی بر مناطقی که محروم و فقیر شناخته شده‌اند، پیشنهاد و تاکید می‌گردد.

فهرست منابع:

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

ابولقاسمی، محمد جواد (۱۳۸۰)بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز به راهنمایی دکتر ابراهیم هادیان.

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

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

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

Anand, S. and R. Kanbur (1993), The Kuznets process and the Inequality-Development relationship, Journal of Development Economics, 40: 25-52.

Armey, D. (1995), The Freedom Revolution, Washington: Regnery Publishing.

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

Creel, M. (2004), Econometric, Chapter 6: 76-79.

Davidson, R. And JG, Mackinnon (1999), Econometric Theory and Methods, Chapter 4: 160-172.

Francq, Ch., Lajos, H. and Z. Jean-Michel (2008), Sup-tests for linearity in a general nonlinear AR(1) model when the supremum is taken over the full parameter space, Unpublished.

Gastwirth, Joseph L., (1972), The estimation of the lorenz curve and gini index, The Review of Economics and Statistics, 54(3): 306–316.

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

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

Hansen, B. (2000), Sample splitting and threshold estimation., Econometrica, 68(3): 575-603.

Hsing, Y. (2005), Economic growth and income inequality: the case of the US, International Journal of Social Economics, 32(7): 639 – 647.

Kourtellos, A., Stengos, T. and Tan, Ch.M (2009), Structural Threshold Regression, Econometrica, 53(2): 434-455.

Moran Timothy, P. (2005), Theorizing the relationship between inequality and economic growth, Theory and Society, 34: 289–291.

Pyatt, G. (1980), The distribution of income by factor Components, the quarterly journal of economics, 43: 451-473.

Adams Jr, RH. and J. Page (2003), Poverty, inequality and growth in selected middle east and north Africa Countries, 1980-2000, The World Bank, World development, 12: 2027-2048.

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

Savvides, A. and T. Stengos (2000), Income inequality and economic development: Evidence from the threshold regression model, Economics Letters, 69: 207- 212.

Vedder, R. and L. Gallaway (1998), The equity-efficiency debate, Ohio University.

Wane, A. and S. Gilbert (2004), Critical value of the empirical F-distribution for threshold autoregressive models, Department of Economics Southern Illinois University.

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

Estimation of Confidence Intervals for the Threshold Level of Income Inequality in Iran

Khosrow Piraee
Associated Professor of Economics,
Shiraz Islamic Azad University, Tehran-Iran
kh.piraee@gmail.com

Mohammad Alizadeh
Assistant Professor, Department of economics,
Lorestan University, Tehran-Iran
alizade_176@yahoo.com

Hadi Rezaei
Ph.D Student in economics, Lorestan University
(correspond author)
hadi.rezaei1391@yahoo.com

Maryam Barzegar Marvasti
Ph.D Student in economics, the University of Tabriz
barzegar.maryam73@gmail.com

Abstract
The overall aim of this study is to construct confidence interval for the optimal size of income inequality, i.e., that size of income inequality which is embodying optimal economic growth in Iran concerning 1353-1391. This size is called to the threshold limit. i.e., the size of income inequality more this limit, has a negative effect on economic growth. Using Hansen two-regime threshold regression model, a relationship was obtained between the effects of income inequality threshold level and economic growth. Then, bootstrap test was done to test linear hypothesis at problems of existence of threshold method. Finally, likelihood ratio was used to obtain the confidence interval for threshold. The results show that income inequality in Iran follow up threshold two regime methods that was 0.417. Also, likelihood ratio test result indicates that the threshold level of income inequality is within the confidence interval.

***JEL Classification*:** C30, D31, O15, O18
***Keywords*:** Income Inequality, Economic Growth, Threshold Regression**,** Confidence Interval