Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نوزدهم/ شماره ۶۱/ زمستان ۱۳۹۳/ صفحات ۱۱۶-۸۳

بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزینی*

محسن مهرآرا[۱]

مجتبی محمدیان[۲]

تاریخ ارسال: ۱۳۹۳/۹/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۲۵

چکیده

پژوهش حاضر با بکارگیری روش‌های میانگین‌گیری مدل بیزینی[۳] (BMA) و حداقل مربعات متوسط وزنی[۴] (WALS) بعنوان روش‌های مرسوم اقتصادسنجی بیزینی[۵]، اثر ۱۸ متغیر اقتصادی بر ضریب جینی طی دوره‌ی زمانی ۸۹-۱۳۵۵ در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از دو روش نشان می‌دهد که متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با علامت مثبت مهم‌ترین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی در اقتصاد ایران می‌باشد بطوری که افزایش رشد اقتصادی که عموماً تحت تأثیر رانت های نفتی بوده است، به نابرابری بیش‌تر درآمد دامن زده است. همچنین در مورد سایر متغیرها، نتایج حاصل از تخمین BMA نشان می‌دهد؛ دومین و سومین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی به ترتیب نسبت هزینه‌های جاری دولت و نسبت درآمدهای نفتی به GDP می‌باشد، بطوری که افزایش نسبت‌های مذکور به نابرابری دامن زده است؛ لذا توزیع رانت‌های نفتی و هزینه‌های دولت با اهداف اولیه سیاست‌گذاران در جهت بهبود توزیع درآمد در تعارض بوده است. همچنین بر اساس نتایج حاصل از تخمین WALS، درجه باز بودن و تغییرات نرخ ارز، بعد از رشد اقتصادی به ترتیب دومین و سومین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی با علامت مثبت هستند. لذا

---

* این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد مجتبی محمدیان تحت عنوان "عوامل مؤثر بر ضریب جینی در کشور ایران با رویکرد اقتصادسنجی بیزینی" تحت راهنمایی دکتر محسن مهرآرا می‌باشد.

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران mmehrara@ut.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تهران m.mohammdian.r@gmail.com

3. Bayesian Model Averaging
4. Weighted Average Least Squares
5. Bayesian Econometrics

www.SID.ir

Archive of SID

آزادسازی‌های اقتصادی که مقارن با دوره‌های افزایش درآمدهای نفتی نیز بوده، به زیان گروه‌های درآمدی پایین عمل کرده است. مطابق نتایج مذکور بازنگری در سیاست‌های رشد اقتصادی و مدیریت صحیح درآمدهای نفتی به نفع گروه‌های درآمدی پایین ضروری است. بعلاوه اصلاح فرایندهای بودجه-ریزی و تخصیص منابع با هدف کاهش فرصت‌های رانت‌جویی و برخورداری بیش‌تر گروه‌های درآمدی پایین بایستی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

واژگان کلیدی: *توزیع درآمد، ضریب جینی، اقتصاد ایران،میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)، حداقل مربعات متوسط وزنی(WALS).*
طبقه‌بندی JEL: C11، C22، D33

۱- مقدمه

توزیع مناسب درآمد یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشور می-باشد؛ زیرا از طرفی نحوه توزیع درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله بهره‌وری، رشد اقتصادی و کاهش فقر و در نتیجه بهبود رفاه اقتصادی و اجتماعی تأثیرگذار است، و از طرف دیگر نابرابری بالا در توزیع درآمد سبب ناهنجاری‌های اجتماعی و افزایش جرایم، سرقت و بزهکاری در جامعه می‌شود (السینا[1] و همکاران، ۲۰۰۳). به همین دلیل در طول چند دهه اخیر، دستیابی به توزیع مناسب درآمد و عوامل تأثیرگذار بر بهبود توزیع درآمد ادبیات گسترده‌ای را به خود اختصاص داده و در کانون توجه تحلیلگران اقتصادی قرار گرفته است. در این راستا، شناخت و آگاهی از عوامل تعیین‌کننده توزیع درآمد می‌تواند سیاست‌گذار اقتصادی را در برنامه‌ریزی‌ها بمنظورکاهش نابرابری یاری نماید.

در مطالعات تجربی و نظری، طیف وسیعی از متغیرها بعنوان عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی معرفی شده‌اند. روش‌های متعارف اقتصادسنجی جهت ارزیابی اثر تمامی این متغیرها بر نابرابری درآمدی مفید نیستند، زیرا با استفاده از این روش‌ها نمی‌توان طیف زیادی از متغیرهای توضیحی را وارد الگو نمود. در واقع با افزایش ابعاد الگو یا متغیرهای

1. Alesina

www.SID.ir

Archive of SID

توضیحی؛ درجه آزادی، دقت تخمین‌ها به سرعت کاهش و نااطمینانی ضرایب افزایش می‌یابد. بنابراین محققین به فراخور نوع مطالعه و سلیقه خود، ترکیب محدودی از متغیرها را در الگوهای اقتصادسنجی وارد می‌نمایند. اما مشکل رویکرد مذکور آن است که اثر یک متغیر بر توزیع درآمد، بستگی به ترکیب سایر متغیرهایی دارد که در کنار متغیر مورد نظر در معادله توزیع درآمد وارد می‌شوند. یکی از راه‌های غلبه بر این مشکل، استفاده از روش‌های مرسوم در اقتصادسنجی بیزینی است که با بکارگیری قوانین احتمال؛ ضریب هر متغیر در الگوهای مختلف را متوسط‌گیری نموده و از میان انبوه متغیرهای توضیحی، مهم‌ترین و مؤثرترین متغیرهای تأثیرگذار بر توزیع درآمد را مشخص و رتبه بندی می‌نماید (کوپ[1]، ۲۰۰۳). در این تحقیق قصد داریم با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی بیزینی و روش‌های میانگین‌گیری مدل بیزینی و حداقل مربعات متوسط وزنی اهمیت هر یک از عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار دهیم.

مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. بخش دوم مقاله به تبیین مبانی نظری تحقیق اختصاص دارد.در بخش سوم، مطالعات تجربی پیرامون مبحث عوامل تعیین‌کننده توزیع درآمد مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش چهارم، روش‌شناسی تحقیق معرفی می شود. در بخش پنجم به تحلیل داده‌ها و تخمین الگو پرداخته و سرانجام، در بخش ششم نیز مباحث مذکور را جمع‌بندی کرده و از آن نتیجه‌گیری می‌نماییم.

۲-مبانی نظری

اولین مطالعه انجام شده در زمینه عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد در ارتباط با تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد بوده است. بحث در این زمینه با فرضیه «U وارون» کوزنتس[2] (۱۹۵۵) آغاز شد. کوزنتس بحث می‌کند‌که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد نخست افزایش یافته، سپس هم‌تراز شده و به تدریج کاهش می‌یابد. آزمون‌های زیادی در خصوص این فرضیه به عمل آمده است. در تعدادی از آزمون‌ها این نظریه مورد

1. Koop
2. Kuznets

www.SID.ir

Archive of SID

تأیید قرار گرفته و در تعدادی دیگر رد شده است. در مجموع می‌توان به این نتیجه دست یافت که اگرچه به لحاظ تجربی فرضیه کوزنتس برای کشورهای صنعتی غرب تأیید می‌شود، اما با تجربه کشورهای در حال توسعه سازگار نیست و نمی‌توان آن را به لحاظ نظری، یک قانون عمومی در نظر گرفت (آسمقلو و رابینسون[1]، ۲۰۰۳).

بعد از پژوهش کوزنتس مطالعات زیادی در زمینه اثرات رشد اقتصادی بر نابرابری و فقر انجام شده است. می‌توان این مطالعات را در سه سناریوی مختلف رشد سرریز[2]، رشد فقرزا[3] و رشد فقرزدا[4] جای داد. در سناریوی رشد سرریز، منافع حاصل از رشد ابتدا به ثروتمندان و اغنیا می‌رسد و آن‌گاه در مرحله بعد، وقتی که آن‌ها این منافع را خرج می‌کنند، فقرا از آن منتفع می‌گردند. طبق این سناریو، فقرا همواره از رشد اقتصادی منافع کم‌تری بدست می‌آورند. با این وجود، رشد می‌تواند فقر را کاهش دهد. بنابراین این نوع رشد اقتصادی هر چند نابرابری را افزایش می‌دهد اما به دنبال اثرات سرریز منجر به کاهش فقر می‌گردد (کاکوانی و پرنیا[5]، ۲۰۰۰). در سناریوی بعدی که رشد فقرزا نام دارد، رشد اقتصادی بالا، منجر به افزایش در فقر می‌شود. این وضعیت زمانی رخ می‌دهد که نابرابری به دنبال رشد اقتصادی آن قدر افزایش می‌یابد که اثر کاهندگی فقر را نیز خنثی کند. این حالت از رشد توسط باگواتی[6] (۱۹۸۸) با اقتباس از شرایط انقلاب سبز[7] مطرح شده است و در اثر این نوع رشد اقتصادی نابرابری و فقر هر دو افزایش می‌یابند. در سناریوی آخر که رشد فقرزدا نام دارد، رشد اقتصادی، فقر را کاهش می‌هد و فقرا بطور متناسب منافع بیش‌تری کسب می‌کنند. بعبارتی رشد اقتصادی، فقر را همراه با بهبود نابرابری کاهش می‌دهد. بنابراین با توجه به مباحث نظری مطروحه تأثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد مبهم است و به ماهیت رشد اقتصادی بستگی دارد (کاکوانی و سان[8]، ۲۰۰۸).

1. Acemoglu and Robinson
2. Trickle-Down growth
3. Immiserizing growth
4. Pro-poor growth
5. Kakwani and Pernia
6. Bhagwati
7. Green revoloution
8. Kakwani and Son

www.SID.ir

Archive of SID

وفور منابع طبیعی از دیگر عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد می‌باشد. کشورهای با منابع طبیعی غنی در مقایسه با سایر کشورها در معرض رفتارهای رانت‌جویی قرار دارند. بدین ترتیب که گروه‌های قدرتمند و ذینفوذ تلاش می‌کنند تا سهم هر چه بیش‌تری از رانت‌های منابع طبیعی بدست آورند و توزیع درآمد را به نفع خود تغییر دهند. همان‌طور که لیتی و ویدمن[1] (۱۹۹۹) نیز اشاره دارند؛ وفور منابع طبیعی فرصت‌هایی برای رانت‌جویی ایجاد می‌کند که عامل گسترش فساد در این کشورها به شمار می‌آید.

اثر تورم بر توزیع درآمد نیز در مطالعات تجربی بسیاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. گالی و واندر هوون[2] (۲۰۰۱) با بررسی مطالعات تجربی در این زمینه، نتیجه می‌گیرند که ممکن است اثر تورم بر نابرابری به میزان اولیه تورم بستگی داشته باشد. یعنی در شرایطی که سطح تورم بالاست، کاهش تورم، نابرابری را کاهش می‌دهد؛ اما در سطوح تورم پایین، کاهش بیشتر تورم می‌تواند اثر مخربی بر نابرابری داشته باشد. بنابراین در پژوهش حاضر، بدلیل بالا بودن نرخ تورم در ایران، انتظار می‌رود که تورم اثر افزایشی بر نابرابری درآمد داشته باشد.

مطالعات و بررسی‌های اقتصادی در بررسی رابطه بین بیکاری و توزیع درآمد نشان می‌دهد که درآمد حاصل از کار مهم‌ترین منبع درآمدی گروه‌ها و خانوارهای فقیر می‌باشد. گوستافسون و جوهانسون[3] (۱۹۹۹) در تحقیق خود نشان دادند بیکاری سبب افزایش نابرابری می‌شود، زیرا نرخ بیکاری بالا، وضعیت گروه‌های درآمدی پایین را بدتر می‌کند.

اثر مخارج دولت در نابرابری درآمد، حوزه دیگری است که در آن محققان در مطالعات تجربی خود شاهد نتایج متناقضی بوده‌اند. بعنوان مثال فرانتی[4] (۲۰۰۴)، فان و ژانگ[5] (۲۰۰۴) و کالدرون و سرون[6] (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند که هزینه‌های دولت در زیرساخت‌ها اثر مثبت معنی‌داری در کاهش نابرابری در چین و آمریکای لاتین داشته

1. Leite and Weidmann
2. Galli and van der Hoeven
3. Gustafsson and Johansson
4. Ferranti
5. Fan and Zhang
6. Calderon and Serven

www.SID.ir

Archive of SID

است. در مقابل، مطالعه براکمن[1] و همکاران (۲۰۰۲) نشان می‌دهند که مخارج دولت در زیرساخت‌ها نابرابری منطقه‌ای را در اروپا افزایش می‌دهد. چاترجی و تورنووسکی[2] (۲۰۱۲) نیز بیان می‌کند که مخارج دولت بسته به منبع تأمین مالی این مخارج، نابرابری درآمدی را در کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد؛ در حالی که در بلندمدت نابرابری درآمد افزایش خواهد یافت. بنابراین به نظر می‌رسد که اثر مخارج دولتی بر نابرابری درآمد به نوع مخارج (جاری و یا عمرانی)، منبع تأمین مالی (مانند مالیات ها و درآمد نفتی) و نیز کیفیت عملکرد دولت بستگی دارد.

در ارتباط با تأثیر مالیات بر توزیع درآمد برخی تحقیقات نشان می‌دهند که این اثر به نوع سیستم مالیاتی اتخاذ شده بستگی دارد. مهم‌ترین انواع مالیات‌های مستقیم دریافتی که توسط دولت در ایران اعمال می‌شود، شامل مالیات بر درآمد اشخاص حقیقی، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت می‌باشد. در صورت نبود فرار مالیاتی و اعمال مالیات بصورت نرخ‌های تصاعدی می‌توان انتظار داشت که اعمال مالیات‌های مستقیم منجر به بهبود توزیع درآمد شود. در مقابل مالیات‌های غیرمستقیم مالیات‌هایی هستند که معمولاً بر مصرف-کنندگان کالاها و خدمات تعلق می‌گیرد. به‌علت این که این مالیات‌ها بطور غیرمستقیم بر درآمد اثر دارد، امکان ایجاد اختلال در توزیع درآمد توسط این نوع مالیات‌ها بیش از مالیات‌های مستقیم است (کمالی و شفیعی، ۱۳۹۰).

آموزش، متغیر دیگری است که برخی از مطالعات پیشین به بررسی اثر آن بر توزیع درآمد پرداخته‌اند. ساخاروپولوس[3] (۱۹۸۵) آموزش را نوعی سرمایه‌گذاری می‌داند و مانند انواع دیگر سرمایه‌گذاری‌ها، می‌تواند به توسعه اقتصادی کمک کند و درآمد گروه‌های فقیر را افزایش دهد. اما از آنجا که طبقات پردرآمد جامعه نیز از آموزش بهره‌مند می‌شوند (احتمالاً در سطحی بالاتر و گسترده‌تر نسبت به کم‌درآمدها)، این موضوع که آیا آموزش

1. Brakman
2. Chatterjee and Turnovsky
3. Psacharopoulos

www.SID.ir

Archive of SID

و هزینه‌های صرف شده در این بخش، به توزیع متعادل‌تر درآمد منجر می‌شود یا نه، مورد سؤال بوده و پژوهش‌های انجام شده در این زمینه حاوی نتایج متضادی بوده‌اند.

در ادبیات توزیع درآمد، در مورد رابطه توسعه مالی و نابرابری دو دیدگاه وجود دارد. نخست فرضیه «U وارون» می‌باشد که توسط گرینوود و جووانویچ[1] (۱۹۹۰) مطرح شده است. در این نظریه توسعه مالی در ابتدای دوره باعث افزایش نابرابری می‌شود و تا زمانی که توسعه مالی به مرحله میانی برسد، ادامه خواهد یافت. بعد از آن تا مرحله تکمیل توسعه مالی، نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت؛ زیرا در این مرحله دسترسی بیش‌تر کارگزاران به بازارهای مالی افزایش یافته و درآمدشان بهبود می‌یابد. بر خلاف نظریه U وارون، برخی دیگر از صاحب‌نظران نظیر بنرجی و نیومن[2] (۱۹۹۳) و گالر و زیرا[3] (۱۹۹۳) رابطه منفی خطی را بین توسعه مالی و نابرابری توزیع درآمد در نظر می‌گیرند. در این نظریه توسعه بازار مالی با رفع نواقص بازار سرمایه و فراهم نمودن فرصت‌های بیش‌تر برای فقرا، به آنان در قرض کردن و سرمایه‌گذاری برای سرمایه انسانی یا پروژه‌هایی با بازدهی بالا و در نتیجه بهبود و پیشرفت توزیع درآمد کمک می‌کنند (لیانگ[4]، ۲۰۰۶).

از عوامل مهم تأثیرگذار دیگر بر توزیع درآمد، آزادسازی‌های تجاری است. به لحاظ نظری در مورد تأثیر اصلاحات تجاری بر فقر و توزیع درآمد دو دیدگاه متفاوت وجود دارد. بر اساس نظریه طرفداران آزادسازی، اصلاحات تجاری عامل اساسی در رسیدن به رشد پایدار و کاهش فقر در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. این گروه با تکیه بر نظریه-های تجارت، نظیر نظریه هکشر-اوهلین[5] و نظریه استالپر-ساموئلسون[6] معتقدند افزایش رشد اقتصادی زمینه بهبود توزیع درآمد را مهیا می‌کند. زیرا تجارت به نفع نیروی‌کار که عامل فراوان در کشورهای در حال توسعه می‌باشد، عمل می‌کند و سبب ایجاد کار و افزایش

1. Greenwood and Jovanovic
2. Banerjee and Newman
3. Galor and Zeira
4. Liang
5. Heckscher-Ohlin theorem
6. Stolper-Samuelson theorem

www.SID.ir

Archive of SID

دستمزد می‌شود (شارما[1]، ۲۰۰۳). اما منتقدان آزادسازی تجاری معتقدند نظریه‌هایی که طرفداران آزادسازی به آن تکیه کردند، بدلیل کاربرد فروض غیرواقعی بویژه برای کشورهای فقیر یا درحال توسعه کاربرد ندارد. در کوتاه‌مدت بدلیل چسبندگی موجود در بازار عوامل به‌خصوص بازار نیروی‌کار، آزادسازی تجاری باعث افزایش بیکاری و لذا افزایش فقر خواهد شد (آگنور[2]، ۲۰۰۴). بنابراین بنظر می‌رسد اثر باز بودن تجاری بر توزیع درآمد عامل پیچیده‌ای است و پاسخ به این سؤال که با تغییر اندازه تجارت کشور، توزیع درآمد چه تغییری خواهد کرد، به ساختار کشورها بستگی خواهد داشت.

عامل دیگری که در ادبیات توزیع درآمد به آن پرداخته شده، اختلال نرخ ارز می‌باشد. اختلال نرخ ارز بسته به ساختار اقتصادی می‌تواند دارای تأثیر مثبت یا منفی بر توزیع درآمد باشد. برای مثال اگر اختلال نرخ ارز باعث افزایش صادرات، تولید و اشتغال شود، می‌توان انتظار داشت که زمینه بهبود شاخص توزیع درآمد را فراهم آورد و یا اگر اختلال نرخ ارز منجر به افزایش فرصت‌های رانت‌جویی و فساد یا افزایش شاخص هزینه زندگی شود، می‌توان انتظار داشت که نابرابری را افزایش می‌دهد(گارسیا[3]، ۱۹۹۹).

۳-مرور مطالعات تجربی

در زمینه توزیع درآمد و عوامل مؤثر بر آن مطالعات تجربی گسترده‌ای در داخل و خارج انجام شده است. در این قسمت به اختصار برخی از این مطالعات را مرور می‌کنیم.

۳-۱- مطالعات تجربی در جهان

شولتز[4] (۱۹۶۹) در مقاله‌ای با عنوان «روند درآمد و رفتار چرخه‌ای توزیع درآمد در ایالات متحده[5]» با استفاده از یک الگوی خطی برای سال‌های ۱۹۴۴ تا ۱۹۶۵ اثر تورم عمده-

1. Sharma
2. Agenor
3. Garcia
4. Schultz
5. Secular trends and cyclical behavior of income distribution in the United States

www.SID.ir

Archive of SID

فروشی، رشد درآمد واقعی و نرخ بیکاری را بر روی تمرکز درآمدی بررسی کرد. وی به این نتیجه رسید که مهم‌ترین عامل مؤثر در نابرابری توزیع درآمد، بیکاری است، در حالی که اثر تورم و سهم درآمد عوامل تولید بسیار کم‌اهمیت‌تر می‌باشد.

بلیندر و ایساکی[1] (۱۹۷۸) در یک مطالعه اقتصادسنجی اثرات تورم و بیکاری را بر توزیع درآمد ایالات متحده آمریکا در دوره ۱۹۴۷-۱۹۷۴ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها توزیع درآمد را در چندک‌ها خلاصه نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که بیکاری، باعث افزایش نابرابری در توزیع درآمد شخصی شده است. در مقابل تورم اثر کاهشی بر نابرابری توزیع درآمد داشته است.

بلانک و بلیندر[2] (۱۹۸۶) در مقاله‌ای با عنوان «اقتصاد کلان، توزیع درآمد و فقر[3]» در بررسی آثار شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد و فقر با استفاده از اطلاعات سری زمانی ایالات متحده امریکا در دوره ۱۹۴۸-۱۹۸۳ به این نتیجه رسیدند که بیکاری اثر افزایشی و تورم اثر کاهشی بر نابرابری توزیع درآمد داشته است (تنها در بیستک دوم معنادار بوده است). اما افزایش تورم باعث افزایش نرخ فقر شده است. در واقع اگرچه تورم منجر به کاهش نابرابری درآمد شده، ولی اثر افزایشی بر فقر داشته است.

هاپکینز[4] (۲۰۰۴) در مقاله‌ای تحت عنوان «عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی: رویکرد بیزین بمنظور نااطمینانی الگو[5]» با استفاده از داده‌های تابلویی به بررسی عوامل تعیین‌کننده نابرابری در ۱۶ کشور عضو OECD می‌پردازد. مطابق نتایج این مطالعه تعداد سال‌های آموزش عالی، متغیر تأثیرگذاری بر روی ضریب جینی شناخته نشد، اما تعداد سال‌های آموزش ابتدایی می‌تواند بر روی توزیع درآمد مؤثر باشد. افزایش سهم تجارت در اقتصاد زمانی که درآمد سرانه افزایش یابد، با یک نرخ کاهشی سبب افزایش نابرابری می‌شود. همچنین افزایش اندازه بازارهای اعتباری سبب تشدید نابرابری می‌شود، زیرا بجای

1. Blinder and Esaki
2. Blank and Blinder
3. Macroeconomics, Income Distribution and Poverty
4. Hopkins
5. The Determinants of Income Inequality: a Bayesian Approach to Uncertainty

www.SID.ir

Archive of SID

این که فرصت‌هایی برای افراد فقیر ایجاد کند، بیش‌تر سبب مساعدت به سرمایه‌گذاران ثروتمند خواهد شد.

۳-۲-مطالعات تجربی در ایران

نیلی و فرح‌بخش (۱۳۷۷) در مقاله خود با عنوان «ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد» به بررسی اثرات چهار متغیر نرخ رشد اقتصادی، نرخ بیکاری (با یک دوره وقفه)، لگاریتم نرخ تورم (با یک دوره وقفه) و متغیر مجازی برای جنگ بر روی ضریب جینی برای داده-های سری زمانی سال‌های ۷۵-۱۳۴۷ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که ضریب جینی رابطه منفی با نرخ رشد اقتصادی و رابطه مثبت با نرخ بیکاری و لگاریتم نرخ تورم دارد.

ابونوری (۱۳۷۶) در مقاله‌ای با عنوان «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران» با استفاده از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۷۰-۱۳۵۰ به مطالعه در زمینه عوامل ایجاد نابرابری در سطح کلان پرداخت. نتایج حاصله نشان می‌دهد که افزایش در نسبت اشتغال و بهره‌وری نیروی کار از سطح نابرابری می‌کاهد. از طرف دیگر هزینه‌های دولتی برای هر خانوار، تورم، سهم درآمد شخصی از تولید ناخالص داخلی و کل درآمد مالیاتی دریافتی از هر خانوار با یک وقفه زمانی، اثر افزایشی بر سطح نابرابری داشته است.

جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران» با بهره‌گیری از مباحث هم‌انباشتگی[1] و الگوی خودهمبستگی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و با استفاده از داده‌های سال‌های ۸۱-۱۳۴۷ به بررسی اثر درآمد نفتی بر ضریب جینی پرداختند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی سبب نابرابرتر شدن توزیع درآمد در کل کشور و در مناطق شهری می‌گردد. اما در مورد این تأثیر در مناطق روستایی به صراحت نمی‌توان نتیجه‌گیری کرد. همچنین در مورد سایر متغیرها، بیکاری، تورم و مخارج دولت سبب افزایش نابرابری شده است، در حالی که سرمایه‌گذاری بخش

1. Cointegration

www.SID.ir

Archive of SID

خصوصی، درآمدهای مالیاتی و مخارج سرمایه‌گذاری بهبود توزیع درآمد را به همراه داشته اند.

سامتی و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت عنوان «اثر درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعه موردی کشور ایران» به بررسی رابطه بین ضریب جینی و متغیرهای کلان اقتصادی در دوره ۸۶-۱۳۴۸ با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی هم-انباشتگی پرداختند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که اثر نرخ بیکاری بر ضریب جینی مثبت و اثر تولید ناخالص داخلی بر آن منفی است. مصارف و درآمدهای دولتی در اقتصاد ایران سبب افزایش نابرابری شده است. همچنین اثر درآمدهای نفتی بر متغیرهای مزبور تا حدودی مبهم است، اما بطور آشکار نرخ رشد عرضه پول، باعث افزایش نابرابری می‌شود.

٤- مروری بر مبانی اقتصادسنجی بیزینی

یکی از مهم‌ترین چالش‌هایی که محققین الگوساز با آن سروکار دارند، اختلاف دیدگاه در خصوص متغیرهای بالقوه‌ای است که می‌توانند در الگوی توضیحی لحاظ شوند. البته این اختلاف نظرها در اغلب موارد حتی منجر به تفاوت در نتیجه‌گیری‌ها نیز شده است. تاکنون اقتصادسنجی‌دانان تلاش زیادی در جهت حل این مشکل نموده‌اند. بعنوان مثال، یکی از راه‌حل‌های ارائه شده توسط آن‌ها، انجام آزمون‌های متوالی بمنظور حذف متغیرهای زاید و یا اضافه کردن متغیرهای حذف شده به الگو است، که این روش نیز بدلیل مشکلاتی که داشت، مورد اطمینان محققان قرار نگرفته است.[1] اما در سال‌های اخیر «اقتصادسنجی بیزینی[2]» موفق شده علاوه بر غلبه بر نااطمینانی در خصوص انتخاب

۱. برای اطلاعات بیش‌تر به Poirier (1995, pp. 519–523) رجوع شود.

۲. مبنای اقتصادسنجی بیزینی بر اساس قانون احتمال بیز می‌باشد، بدین صورت که اگر Y مجموعه داده‌های مربوطه در دسترس و θ بردار پارامترهای مورد نظر باشد با توجه به اینکه یکی از اهداف مهم این رویکرد محاسبه‌ی احتمال تاثیرگذاری پارامترها به شرط مجموعه داده‌های در دسترس (یعنی $P(\theta|Y)$) می‌باشد، می‌توان گفت که:

$$P(\theta|Y) = \frac{P(Y|\theta)P(\theta)}{P(Y)}$$

همچنین از آنجایی که $P(Y)$ تابعی از θ نیست، پس می‌توان نتیجه گرفت که:

www.SID.ir

Archive of SID

پارامترها، به وجود نااطمینانی در انتخاب الگوها نیز تا حد زیادی پایان دهد. این مهم بوسیله روشی به‌نام «میانگین‌گیری مدل بیزنی» انجام پذیرفت که توسط جفریر[1] در سال ۱۹۶۱ پایه‌گذاری شد و توسط لیمر[2](۱۹۷۸) توسعه داده شد، بعدها نیز افرادی نظیر رفتری و همکاران[3](۱۹۹۹)، واسرمن[4](۲۰۰۰) و کوپ(۲۰۰۳) از جمله محققینی بودند که مباحث جامع و راه‌گشاتری را در این رابطه مطرح نموده‌اند. نکته اساسی در این روش آن است که با الگوها و پارامترهای مرتبط با آن بعنوان عوامل تصادفی رفتار کرده و توزیع آن‌ها را بر مبنای اطلاعات قبلی مشاهده برآورد می‌نماید (دراپر[5]، ۱۹۹۵).

٤-۱- تخمین‌های متوسط‌گیری مدل

الگوی رگرسیون خطی زیر را در نظر بگیرید.

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + u \qquad (۱)$$

که در آن yبردار متغیر وابسته است. $X_j (j = 1,2)$ ماتریس‌های مشاهدات مربوط به متغیرهای مستقل است و رگرسورهای غیرتصادفی در زیرمجموعه‌های X_1 و X_2جای می‌گیرند.uنیز بردار تصادفی از اجزای اخلال است که دارای توزیع $\text{i. i. d } N(0, \sigma^2)$فرض

$P(\theta|Y) \propto P(Y|\theta)P(\theta)$

که در معادله فوق به $P(\theta)$ که نشان‌دهنده مجموعه‌ای از اطلاعات مربوط به پارامترهای مدل است که قبل از نگاه به داده‌ها راجع به آن‌ها می‌دانیم، تابع پیشین گفته می‌شود. به $P(Y|\theta)$ که نشان‌دهنده تراکم داده‌ها بر روی پارامترهای مدل است و به فرآیند تولید داده‌ها اشاره دارد، تابع درستنمایی گفته می‌شود و در نهایت به $P(\theta|Y)$که با استفاده از ترکیب توابع پیشین و درستنمایی بدست می‌آید و در بردارنده هر دو دسته اطلاعاتی است که قبل و بعد از مشاهده داده‌ها و روند متغیرها راجع به آن ها کسب می‌نماییم، تابع پسین گفته می‌شود.بعد از استخراج تابع پسین می‌توان میانگین تابع چگالی پسین را بعنوان تخمین نقطه‌ای برای ضرایب متغیر مستقل در نظر گرفت. در صورتی که θ شامل k عنصر باشد، میانگین هر عنصر آن را بصورت زیر می‌توان محاسبه کرد:

$E(\theta_i|y)$

1. Jefrier
2. Limer
3. Reftry
4. Waserman
5. Draper

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود. دلیل تمایز قائل شدن بین X_1 و X_2آن است که X_1دربردارنده متغیرهای توضیحی است که به لحاظ نظری یا هر دلیل دیگری، محقق حضور آن را در الگوی قطعی در نظر می‌گیرد. در حالی که X_2 دربردارنده متغیرهای توضیحی است که ما نسبت به حضور آن‌ها در الگو، اطمینان کم‌تر داریم. ماتریس X_1 رگرسورهای اصلی[1] و ماتریس X_2 رگرسورهای کمکی[2] نامیده می‌شوند. از آنجایی که نااطمینانی الگو به k_2متغیر از X_2محدود می‌شود، تعداد الگوهای ممکن که مورد بررسی قرار می‌گیرد، برابر با 2^{k_2} است. ضریب هر کدام از متغیرهای توضیحی برابر با میانگین وزنی ضرایب بدست آمده از الگو-های موجود است که وزن‌ها برابر بااحتمال وقوع هر الگو می‌باشد. تخمین هر ضریب پس از متوسط‌گیری از آن ضریب در تمامی الگوهای ممکن بصورت زیر بدست می‌آید(دی-لوکا و مگنس[3]، ۲۰۱۱):

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^{I} \lambda_i \hat{\beta}_i \qquad (۲)$$

که در آن λ_i وزن‌های غیرمنفی تصادفی هستند که مجموع آن برابر یک و احتمال شرطی الگوی $\mathcal{M}_i$ می‌باشد.

٤-۲- میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)

تخمین‌زن‌های میانگین‌گیری مدل بیزینی توسط مگنس[4] و همکاران (۲۰۱۰) با تعمیم چارچوب آماری در تخمین BMAاستاندارد و با تمایز قایل شدن بین رگرسورهای اصلی و کمکی توسعه یافته‌اند.مشابه با سایر تخمین‌زن‌های بیزینی این تخمین‌زن نیز اطلاعات پیشین محقق در مورد پارامترهای مجهول الگو را با اطلاعات بدست آمده از داده‌ها ترکیب می-کند. اگر فرض کنیم که الگوی $\mathcal{M}_i$ صحیح باشد، تابع درستنمایی نمونه بکار رفته را می-توان بصورت زیر نشان داد:

$$p(y|\beta_1, \beta_{2i}, \sigma^2, \mathcal{M}_i) \propto (\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^{\mathrm{T}} \varepsilon_i}{2\sigma^2}\right) \qquad (۳)$$

1. Focus
2. Auxiliary
3. De luca and Magnus
4. Magnus

www.SID.ir

Archive of SID

اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای الگوی $\mathcal{M}_i$ با در نظرگرفتن یک تابع پیشین غیرآگاهی‌بخش در مورد پارامترهای β_1و واریانس خطا σ^2، بعلاوه یک تابع آگاهی‌بخش برای پارامترهای کمکی β_{2i}استخراج می‌شود. بدین ترتیب توزیع پیشین توأم شرطی بصورت زیر است:

$$p(\beta_1, \beta_2, \sigma^2|\mathcal{M}_i) \propto (\sigma^2)^{(k_{2i}+2)/2} \exp\left(-\frac{\beta_{2i}^T V_{0i}^{-1} \beta_{2i}}{2\sigma^2}\right) \quad (۴)$$

که در آن V_{0i}^{-1} ماتریس واریانس-کوواریانس توزیع پیشین β_{2i} می‌باشد. فرم استاندارد پیشنهاد شده برای آن توسط زلنر[1] (۱۹۸۶) و فرناندز[2] و همکاران (۲۰۰۱) بصورت زیر ارائه شده است:

$$V_{0i}^{-1} = g X_{2i}^T M_1 X_{2i} \quad (۵)$$

و $g = {}^1/_{\max(n, k_2)}$ یک ضریب ثابت برای هر الگومی‌باشد.

در استنباط بیزینی تابع درستنمایی با توزیع پیشین شرطی ترکیب شده تا توزیع پسین شرطی $p(\beta_1, \beta_2, \sigma^2|y, \mathcal{M}_i)$بدست آید.پس از محاسبه کردن توزیع پسین شرطی، تخمین‌های شرطی برای β_1و β_{2i} برای الگوی $\mathcal{M}_i$بصورت زیر است(مگنس و همکاران، ۲۰۱۰):

$$\hat{\beta}_{1i} = E(\beta_1|y, \mathcal{M}_i) = (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T (y - X_{2i}\hat{\beta}_{2i}) \quad (۶)$$

$$\hat{\beta}_{2i} = E(\beta_{2i}|y, \mathcal{M}_i) = (1+g)^{-1}\left(X_{2i}^T M_1 X_{2i}\right)^{-1} X_{2i}^T M_1 y$$

هر الگو براساس احتمال پسین خود بصورت زیر وزن داده می‌شود:

$$\lambda_i = p(\mathcal{M}_i|y) = \frac{p(\mathcal{M}_i)p(y|\mathcal{M}_i)}{\sum_{j=1}^{I} P(\mathcal{M}_j)p(y|\mathcal{M}_j)} \quad (۷)$$

$p(\mathcal{M}_i)$ احتمال پیشین برای الگوی $\mathcal{M}_i$ و $p = (y|\mathcal{M}_i)$تابع درستنمایی حاشیه‌ایy برای الگوی $\mathcal{M}_i$ است. با اختصاص دادن احتمال پیشین یکسان برای هر الگو و بکار بردن فروض بالا برای توزیع پیشین، می‌توان نشان داد:

$$\lambda_i = p(y|\mathcal{M}_i) = c\left(\frac{g}{1+g}\right)^{k_{2i}/2} (y^T M_1 A_i M_1 y)^{-(n-k_1)/2} \quad (۸)$$

در آنc یک مقدار ثابت بوده و طوری انتخاب شده که مجموع λ_i برابر یک باشد و داریم:

1. Zelner
2. Fernandez

www.SID.ir

Archive of SID

$$A_i = \frac{g}{1+g} M_1 + \frac{1}{1+g}\left[M_1 - M_1 X_{2i}\left(X_{2i}^T M_1 X_{2i}\right)^{-1} \mathrm{X_{2i}^T M_1}\right] \quad (۹)$$

پس از آنکه تخمین‌های شرطی β_{1i}و β_{2i} برای پارامترهای رگرسیون الگوی $\mathcal{M}_i$ و وزن-های الگورا بدست آوردیم، تخمین‌های غیر شرطی BMA برای β_1و β_2بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\beta}_1 = E(\beta_1|y) = \int_{i=1}^{I} \lambda_i \hat{\beta}_{1i} \quad (۱۰)$$

$$\hat{\beta}_2 = E(\beta_2|y) = \int_{i=1}^{I} \lambda_i T_i \hat{\beta}_{2i}$$

که T_iماتریس $k_2 \times k_{2i}$تعریف شده به‌وسیله $T_i^T = (I_{k_{2i}}, 0)$ است(دی‌لوکا و مگنس، ۲۰۱۱).

٤-۳- حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS)

حداقل مربعات متوسط وزنی روش دیگری برای متوسط‌گیری ضرایب الگو می‌باشد که توسط مگنس و دوربین[1] (۱۹۹۹) و دانیلوو و مگنس[2] (۲۰۰۴) برای بررسی ویژگی‌های آماری تخمین‌زننده‌ها معرفی شده است.برخلاف BMA، روشWALS بر اساس تبدیلات متعامد رگرسورهای کمکی و پارامترهای آن بنا شده است که این سبب می‌شود از حجم محاسبات تخمین‌های متوسط‌گیری الگو به میزان قابل توجهی کاسته شود. گام اول در تخمین WALS محاسبه ماتریس متعامد P و ماتریس قطری Λ با ابعاد $k_2 \times k_2$ می‌باشد؛ بطوری که $P^T X_2^T M_1 X_2 P = \Lambda$. این ماتریس‌ها بمنظور تعریف ماتریس‌های $Z_2 = X_2 P \Lambda^{-1/2}$ و $\gamma_2 = \Lambda^{-1/2} P^T \beta_2$بکار برده می‌شوند، همچنین داریم $Z_2 M_1 Z_2 = I_{K_2}$ و $Z_2 \gamma_2 = X_2 \beta_2$. توجه کنید که بردار اصلی از پارامترهای کمکی β_2 همیشه می‌تواند از $\beta_2 = P\Lambda^{-1/2}\gamma_2$بدست آید.

بعد از این تبدیلات متعامد برای هر الگو، تخمین‌زن‌های OLS غیرمقید β_1 و γ_2از رگرسیون y بر روی X_1 و Z_2بصورت زیر محاسبه می شود:

1. Magnus and Durbin
2. Danilov and Magnus

www.SID.ir

Archive of SID

$$\hat{\beta}_{1u} = \hat{\beta}_{1r} - R\hat{\gamma}_{2u} \ , \ \hat{\gamma}_{2u} = Z_2^T M_1 y \qquad (۱۱)$$

که در آن $R = (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T Z_2$ تخمین‌زن‌های OLS چند متغیره از رگرسیون Z_2 بر روی X_1می‌باشد. همچنین اگر ماتریس S_i با ابعاد $k_2 \times (k_2 - k_{2i})$ را طوری انتخاب کنیم که $S_i^T = \left(I_{k_2 - k_{2i}}, 0\right)$ یا هر جایگشت ستونی از آن باشد، آن‌گاه می‌توان ازS_iبعنوان محل قرار گرفتن قیدها بر روی γ_2 درون الگوی $\mathcal{M}_i$ استفاده کرد و در نتیجه تخمین‌زن‌های OLS مقید β_1 و γ_{2i} را بصورت زیر بدست آورد:

$$\hat{\beta}_{1i} = \hat{\beta}_{1r} - RW_i\hat{\gamma}_{2u} \quad , \quad \hat{\gamma}_{2i} = W_i\hat{\gamma}_{2u} \qquad (۱۲)$$

که $W_i = I_{k_2} - S_i S_i^T$ یک ماتریس قطری $k_2 \times k_2$ می‌باشد که در صورت مقیدکردن γ_{2j} به صفر، jاُمین عنصر قطری آن برابر صفر خواهد بود.

مزیت کلیدی این تبدیلات بر نتیجه $\hat{\gamma}_{2i} \sim N_{k_2}\left(\gamma_2, \sigma^2 I_{k_2}\right)$ تکیه دارد. این نتیجه تأثیر زیادی بر جنبه‌های محاسباتی و ویژگی‌های آماری تخمین‌زن‌های WALS می‌گذارد. با در نظرگرفتن برخی از شرایط حداقلی[1] بر روی وزن‌های الگو (λ_i)، تخمین WALS از β_1 بصورت زیر است:

$$\tilde{\beta}_1 = \sum_{i=1}^{I} \lambda_i \hat{\beta}_{1i} = \hat{\beta}_{1r} - RW\hat{\gamma}_{2u} \qquad (۱۳)$$

که در آن $W = \sum_{i=1}^{I} \lambda_i W_i$ یک ماتریس تصادفی قطری (با λ_i های تصادفی) با ابعاد $k_2 \times k_2$ می‌باشد. لذا اگر فضای مدل شامل 2^{k_2} مدل باشد، حجم محاسبات تخمین WALS از $\tilde{\beta}_1$ برابر با k_2 است، زیرا تنها نیاز به دانستن عناصر قطری W داریم. در نتیجه مشاهده می‌کنیم تخمین‌های WALS به میزان زیادی از بار محاسباتی الگو کم می‌کند (مگنس و همکاران، ۲۰۱۰).

۵- تخمین و نتایج تجربی

در مطالعات نظری و تجربی انجام شده در خصوص عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی، طیف وسیعی از متغیرها بعنوان عوامل تأثیرگذار بر توزیع درآمد مورد توجه محققین قرار

1. Minimal regularity conditions

www.SID.ir

Archive of SID

گرفته که تعداد آن‌ها به بیش از ۲۰ مورد می‌رسد. بنابراین ما در این پژوهش بدلیل تنوع و گستردگی متغیرهای توضیحی که در مطالعات قبلی مورد توجه قرار گرفته‌اند؛ روش‌های میانگین‌گیری مدل بیزینی و حداقل مربعات متوسط وزنی را مورد استفاده قرار می‌دهیم. با استفاده از این دو روش می‌توان بر مشکل انتخاب الگو فائق آمده و بهترین الگو را با استفاده از قواعد بیزین تعیین نماییم. همچنین می‌توان متغیرهای توضیحی را بر اساس احتمال حضور آن‌ها در الگو رتبه‌بندی نمود. در پژوهش حاضر جهت تحلیل و برآورد الگوها به روش بیزین از نرم‌افزار «STATA»استفاده شده است.

در این قسمت ابتدا به معرفی متغیرهای توضیحی و نمادهای آن می‌پردازیم. سپس به تخمین الگوهای مورد نظر پرداخته و نتایج آن را تفسیر می‌نماییم. در ادامه الگوهای بهینه را با تعداد متغیر توضیحی مختلف ارایه می‌نماییم.

۵-۱-توصیف متغیرها

متغیرهای بکار رفته در این تحقیق، از نوع داده‌های سری زمانی برای سال‌های۸۹-۱۳۵۵می‌باشند و تمامی داده‌ها از پایگاه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.[1]متغیرها برحسب نرخ رشد و نسبت در نظر گرفته شده‌اند، بطوری‌که همه متغیرها مانا باشند(نتایج آزمون‌های مانایی برای صرفه‌جویی ارایه نشده-اند).در جدول(۱) به اختصار، هر یک از متغیرهای الگو معرفی شده‌اند. در ادامه توضیح مختصری در خصوص برخی ازمتغیرهای الگوارائه می‌کنیم.

۱. متغیر وابسته تحقیق، ضریب جینی است که بعنوان شاخصی برای سنجش توزیع درآمد کشور در نظر گرفته شده است. ضریب جینی پرکاربردترین شاخص توزیع درآمد

۱. در پایگاه آمار و داده‌های بانک مرکزی،اطلاعات مربوط به ضریب جینی تنها برای مناطق شهری برآورد شده است زیرا این داده ها برای کل کشور موجود نیست. لذا در این پژوهش از داده‌های ضریب جینی برای مناطق شهری بعنوان پراکسی برای ضریب جینی کل استفاده شده است. همچنین داده ضریب جینی برای سال ۱۳۶۰ در دسترس نیست که به هنگام تخمین، این مشاهده مفقوده (Missing data) حذف می شود.

www.SID.ir

Archive of SID

است و مقدار آن، بین صفر و یک می‌باشد. صفر به معنی توزیع کاملاً برابر درآمد و یک به معنای نابرابری مطلق درآمدی است.

۲. درآمد از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر نابرابری حتی از اولین مطالعات انجام شده در این ارتباط بوده است. لذا در اینجا از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بعنوان یکی از متغیرهای مستقل استفاده می‌نمائیم.

۳. از آنجایی که به لحاظ نظری، نابرابری درآمدی دارای ارتباط درجه دوم با رشد اقتصادی است، از مجذور نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بمنظور آزمون آن استفاده می‌کنیم.

۴. با توجه به وابستگی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران به درآمدهای حاصل از صادرات نفت و تأثیر درآمد نفتی بر اکثر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورها، نسبت درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی در الگو لحاظ شده است.

۵. با توجه به اهمیت آموزش و تأثیر آن بر توزیع درآمد، دو متغیر نرخ باسوادی و نسبت دانش‌آموزان متوسطه عمومی به کل جمعیت (شاخص سرمایه انسانی) وارد الگو شده است.

۶. یکی از موضوعات بااهمیت در بازتوزیع درآمد، نقش دولت و هزینه‌های دولتی در اقتصاد می‌باشد. در اینجا سه متغیر نسبت هزینه جاری دولت به GDP، نسبت هزینه‌های آموزش و پرورش دولت به GDP و نسبت هزینه‌های بهداشت و درمان به GDPرا بمنظور بررسی اثراتشان بر ضریب جینی مورد توجه قرار می دهیم.

۷. با توجه دیدگاه‌هایی که در ارتباط با رابطه بین توسعه مالی و توزیع درآمد مطرح شده است، متغیر نسبت M_2 به GDP را بعنوان شاخصی از توسعه مالی و مجذور آن را بمنظور آزمون فرضیه گرینوود-جوانوویچ[1] در الگو لحاظ می‌کنیم.

1. Greenwood-Jovanovic

www.SID.ir

Archive of SID

۸. با توجه به این که مالیات‌ها یکی از ابزارهای شناخته شده بمنظور بازتوزیع درآمد توسط دولت می‌باشد؛لذا نرخ رشد مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم و نسبت مالیات به GDP را بمنظور بررسی اثراتشان بر توزیع درآمد،مورد بررسی قرار داده‌ایم.

جدول (۱): فهرست متغیرهای الگو

ردیف	نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	علامت مورد انتظار
۱	متغیر وابسته	ضریب جینی	gini	---
۲	متغیرهای توضیحی	جمله ثابت	constant	---
۳		نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	grgdp	نامشخص
٤		مجذور نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	grgdp2	نامشخص
٥		نسبت درآمد نفتی به GDP	rtoigdp	مثبت
٦		نرخ تورم	inf	مثبت
۷		نرخ بیکاری	ur	مثبت
۸		نرخ باسوادی	litert	منفی
۹		نسبت دانش‌آموزان متوسطه عمومی به کل جمعیت	rtstupop	منفی
۱۰		نسبت هزینه‌های جاری دولت به GDP	rtjargdp	مثبت
۱۱		نسبت هزینه آموزش و پرورش دولت به GDP	rtedugdp	منفی
۱۲		نسبت هزینه بهداشت و درمان دولت به GDP	rthyggdp	منفی
۱۳		نسبت M_2به GDP	m2gdp	نامشخص
۱٤		مجذور نسبت M_2 به GDP	m2gdp2	نامشخص
۱٥		نرخ رشد مالیات‌های مستقیم	gtaxdi	مثبت
۱٦		نرخ رشد مالیات‌های غیرمستقیم	gtaxindi	منفی
۱۷		نسبت مالیات به GDP	rttaxgdp	منفی
۱۸		نرخ رشد نرخ ارز بازار	gexr	نامشخص
۱۹		نسبت مجموع واردات و صادرات به GDP	rteximgdp	نامشخص
۲۰		متغیر موهومی برای سال‌های جنگ	dum	مثبت

www.SID.ir

Archive of SID

۹. با توجه به مبانی نظری مطروحه در ارتباط با تأثیر باز بودن اقتصاد بر توزیع درآمد، اثر متغیر نسبت مجموع واردات و صادرات به GDP بعنوان شاخصی از درجه باز بودن بر ضریب جینی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱۰. علاوه بر عوامل ذکرشده، برخی حوادث خاص مانند انقلاب، جنگ و غیره نیز بر روی ضریب جینی تأثیرگذار هستند. به همین دلیل از یک متغیر مجازی برای در نظرگرفتن اثر جنگ استفاده شده است. متغیر مجازی مورد نظر، در سال‌های جنگ عدد یک و در سایر سال‌ها عدد صفر اختیار کرده است.

۵-۲- تحلیل میانگین‌گیری مدل بیزینی

در این قسمت در نظر داریم با استفاده از تحلیل‌های BMA، میانگین وزنی تأثیرگذاری ۱۸ متغیر توضیحی مهم را بر ضریب جینی در اقتصاد ایران بررسی کنیم. در اینجا رگرسور اصلی تنها شامل متغیر جمله ثابت است (حضور آن در تمامی الگوها قطعی است)، درحالی که سایر متغیرهای توضیحی در الگوهای مختلف تغییر می‌کنند و در زمره رگرسورهای مشکوک یا کمکی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از تخمین BMA در جدول (۲)ارایه شده است.

در رویکرد BMA احتمال حضور متغیر در الگو(PIP) معیار مناسبی برای تشخیص قوی[1] بودن ارتباط متغیر توضیحی (کمکی) با متغیر وابسته است. در این ارتباط، رفتری[2] (۱۹۹۵) و ماسانجالا و پاپاجیورجیو[3] (۲۰۰۸) پیشنهاد کردند که یک PIP بزرگ‌تر از ۰/۵ (که تقریباً معادل نسبت t بزرگتر از واحد در روش‌های استاندارد اقتصادسنجی است) نشانه یک رگرسور قوی است. در واقع اگر محقق هیچ اطلاعی در خصوص الگوی صحیح نداشته باشد، توزیع یکسانی را برای همه الگوها در نظر می‌گیرد. در چنین شرایطی همه الگوها شانس یکسانی برای انتخاب شدن دارند و احتمال پیشین این که متغیر مورد نظر به الگو

1. Robust
2. Raftery
3. Masanjala and Papageorgiou

www.SID.ir

Archive of SID

تعلق داشته باشد،۰/۵ خواهد بود. لذا اگر PIPبالاتر از۰/۵ باشد، این موضوع نشانه‌ای برای حمایت از شمول آن متغیر در الگو خواهد بود.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین BMA

نام متغیر	ضریب	احتمال حضور متغیر در الگو[1] (PIP)
جمله ثابت	۰/۳۷۲۰۳۸۲	۱/۰۰
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	۰/۱۳۱۲۰۰۹	۰/۹۰
مجذور نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۱۲۰۱۵۷۳	۰/۲۰
نسبت درآمد نفتی به GDP	۰/۱۱۹٤۲۹۲	۰/۵۳
نرخ تورم	۰/۰۰۳۲۰۲۲	۰/۱۱
نرخ بیکاری	۰/۰۰۰٦۷۲۲	۰/۲۳
نرخ باسوادی	-۰/۰۲۸۳۳۷۷	۰/٤۰
نسبت دانش‌آموزان متوسطه عمومی به کل جمعیت	-۰/۰۷۳۷۹۵۵	۰/۲۰
نسبت هزینه‌های جاری دولت به GDP	۰/۲۰۹۱۹۵۵	۰/٦۸
نسبت هزینه آموزش و پرورش دولت به GDP	-۰/۰۲۱٤٦٦٤	۰/۱۱
نسبت هزینه بهداشت و درمان دولت به GDP	-۰/۵۷٦۵۰۹۷	۰/۳۱
نسبت M_2 به GDP	۰/۰۰۳۷۲۸۸	۰/۱۳
مجذور نسبت M_2 به GDP	۰/۰۰٦۰۲٤۵	۰/۱۳
نرخ رشد مالیات‌های مستقیم	-۰/۰۰۵۹٦٤	۰/۲۹
نرخ رشد مالیات‌های غیرمستقیم	-۰/۰۰۰۷۰۵۷	۰/۱۱
نسبت مالیات به GDP	-۰/۰۱۱۵۷۹۹	۰/۱۱
نرخ رشد نرخ ارز بازار	۰/۰۰۱۳۹۹٦	۰/۱۰
نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP	۰/۰۰٤۲٤۵٤	۰/۱۳
متغیر موهومی برای سال‌های جنگ	۰/۰۰۱۹۳٤۵	۰/۱۷

نتایج حاصل از برآورد الگو، نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده برای تمام متغیرها بجز ضریب نرخ رشد مالیات‌های غیرمستقیم به لحاظ نظری مطابق انتظار است، اما برخی

1. Posterior inclusion probability

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها ارتباط قوی‌تری با ضریب جینی دارند. با نگاهی به جدول (۲) متوجه می‌شویم که مقدار PIPبرای جمله ثابت (که بعنوان رگرسور اصلی انتخاب شده است)، برابر با مقدار واحد می‌باشد؛ زیرا این جمله در همه الگوها حضور دارد. اما در میان سایر متغیرهای توضیحی (یا رگرسورهای کمکی)، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی قوی‌ترین رگرسور کمکی با احتمال حضور PIP=۰/۹۰ است. بعبارت دیگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی قوی‌ترین تأثیر را بر ضریب جینی در اقتصاد ایران دارد و بطور متوسط به ازای یک درصد افزایش در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی ۰/۰۰۱۳ افزایش یافته است. لذا ماهیت رشد اقتصادی در اقتصاد ایران در جهت افزایش نابرابری بیش‌تر بوده است. در واقع رشد اقتصادی ایران عموماً مقارن با افزایش درآمدهای نفتی یا اصلاحات قیمتی و سیاست-های آزادسازی بوده که به نابرابری های بیش‌تر دامن زده است.

نسبت هزینه جاری دولت به GDP با احتمال حضور ۰/۶۸ پس از رشد اقتصادی مهم-ترین متغیر مؤثر بر نابرابری است. در واقع افزایش نسبت مذکور با ضریب ۰/۲۱ به نابرابری بیش‌تر دامن زده است. علت این موضوع ممکن است استفاده گسترده‌تر گروه‌های پردرآمد جامعه از خدمات دولتی باشد، در حالی که اقشار کم‌درآمد فرصت‌های کم‌تری برای بهره‌مند شدن از امکانات دولتی دارند. در واقع سیاست‌های رفاهی و حمایت‌های اجتماعی دولت کارایی لازم را در سایه افزایش هزینه‌های دولت برای حمایت از گروه‌های آسیب‌پذیر و کاهش نابرابری نداشته‌اند.

متغیر نسبت درآمد نفتی به GDP با ضریب ۰/۱۲ و احتمال حضور ۰/۵۳ سومین رتبه را در میان متغیرهای موثر بر نابرابری به خود اختصاص داده است. با نگاه به شرایط اقتصاد ایران، درآمدهای نفتی تأثیر مهمی بر تولید ناخالص داخلی، ساختار اقتصادی و تأمین بودجه دولت دارد. نتیجه مذکور با فرضیه دولت رانتیر در اقتصاد ایران همخوانی دارد بطوریکه گروه‌های ذینفع با نفوذ در فرایند بودجه‌ریزی و تخصیص منابع مالی تلاش می-کنند سهم هر چه بیش‌تری از رانت‌های نفتی را به‌خود اختصاص دهند. لذا بنظر می‌رسد افزایش درآمدهای نفتی، فرصت‌های رانت‌جویی بیش‌تر و فساد در اقتصاد ایران را

www.SID.ir

Archive of SID

گسترش داده است. بعلاوه با افزایش دسترسی به منابع ارزی خارجی و واردات بیش‌تر کالاهای مصرفی، از قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی کاسته شده و زمینه برای فعالیت-های غیر مولد و بورس‌بازی و افزایش شکاف‌های درآمدی فراهم می‌شود.

سایر متغیرهای توضیحی،با احتمال حضور کم‌تر از ۰/۵ از اهمیت بالایی در تبیین تغییرات ضریب جینی برخوردار نیستند. در واقع بنظر می‌رسد که متغیرهای دیگر از کانال متغیرهای اصلی رشد اقتصادی، مخارج جاری دولت و درآمدهای نفتی، نابرابری اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده‌اند بطوریکه پس از کنترل متغیرهای مذکور اثر بااهمیتی بر ضریب جینی ندارند.

۵-۳- تحلیل حداقل مربعات متوسط وزنی

نتایج حاصل از تخمین WALS را در جدول (۳) ارایه شده است. رگرسور اصلی شامل متغیر جمله ثابت است،درحالی که سایر متغیرهای بالقوه توضیحی در زمره رگرسورهای مشکوک یا کمکی قرارگرفته‌اند.

با بررسی جدول (۳) می‌توان دریافت که ضرایب برآورد شده تمام متغیرها بجز ضریب نرخ رشد مالیات‌های غیرمستقیم با انتظارات نظری سازگار است. اهمیت آماری ضرایب بر اساس آماره نسبت t ضریب مربوطه ارزیابی می‌گردد.معمولاً در مقالاتی که از روش WALS استفاده می‌شود، معیار بااهمیت بودن ضرایب متغیرهای توضیحی هنگامی که حجم مشاهدات بالا است $t \geq ۲$ در نظر گرفته می‌شود. اما برای داده‌های سری زمانی همچون مطالعه حاضر که حجم مشاهدات محدود است ازمعیار $t \geq ۱$ استفاده می شود.در این شرایط با سخت‌گیری کم‌تری در خصوص اهمیت آماری قضاوت می‌کنیم.

با توجه به آزمون نسبت t درمی‌یابیم که در بین متغیرهای توضیحی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با ضریب ۰/۱۳ و نسبت t=۲/۵۱ مهم‌ترین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی است. همانطور که قبلاً نیز اشاره شد سیاست‌گذار اقتصادی نتوانسته است که رشد اقتصادی کشور را به نفع گروه های درآمدی پایین و در جهت کاهش نابرابری برنامه‌ریزی نماید. بر

www.SID.ir

Archive of SID

اساس معیار $t \geq 1$ علاوه بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، پنج متغیر توضیحی دیگر نیز اثرات بااهمیتی بر نابرابری داشته‌اند. دومین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی، نسبت مجموع واردات و صادرات به GDPبا ضریب ۰/۰۵ و t=۱/۴۱ می‌باشد.

جدول (۳): نتایج حاصل از تخمین WALS

نام متغیر	ضریب	آماره t
جمله ثابت	۰/۳۳۸۵۲۹۲	۲/۵۸
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	۰/۱۲۸٦۸۵٤	۲/٤۱
مجذور نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	-۰/۲۷۱٦۰٦۳	-۰/٦٦
نسبت درآمد نفتی به GDP	۰/۱۵۳٦۳	۱/۱۲
نرخ تورم	۰/۰۱۲۰۲٦۵	۰/۳۷
نرخ بیکاری	۰/۰۰۲۳۰۹۹	۰/۹۵
نرخ باسوادی	-۰/۰۱۱۸۷۸۹	-۰/۱۵
نسبت دانش‌آموزان متوسطه عمومی به کل جمعیت	-۰/۰۷۷۸۵۱۵	-۰/۱٤
نسبت هزینه‌های جاری دولت به GDP	۰/۱۲۱٤۰۳۲	۰/۸٦
نسبت هزینه آموزش و پرورش دولت به GDP	-۰/۰۲۹۸۸۲۳	-۰/۱۳
نسبت هزینه بهداشت و درمان دولت به GDP	-۱/٤۲۲۷۵۲	-۱/۱۱
نسبت M_2به GDP	-۰/۰٦۰۱٤۷٤	-۰/۱۹
مجذور نسبت M_2 به GDP	۰/۰۵۹٦۵۳۲	۰/۲۳
نرخ رشد مالیات‌های مستقیم	-۰/۰۱۰۷٤۸۹	-۰/۹۲
نرخ رشد مالیات‌های غیرمستقیم	-۰/۰۰۱٤٦٦٦	-۰/۲۳
نسبت مالیات به GDP	-۰/۰۸۵۸۹۵۲	-۰/۲۸
نرخ رشد نرخ ارز بازار	۰/۰۲۰۵۷۱۲	۱/۳۰
نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP	۰/۰۵۰۲٤٦۳	۱/٤۱
متغیر موهومی برای سال‌های جنگ	۰/۰۰۹۹٤٦۱	۰/۸۱

لذا سیاست‌های آزادسازی اقتصادی و افزایش درجه بازبودن اقتصاد به زیان گروه‌های درآمدی پایین بوده و این گروه‌ها کم‌تر از منافع آن برخوردار شده‌اند. بعلاوه افزایش درجه

www.SID.ir

Archive of SID

باز بودن اقتصاد می‌تواند نشانه‌ای از بالا رفتن درآمدهای ارزی کشور و فرصت‌های بیش‌تر رانت‌جویی تلقی شود که به نوبه خود اثر منفی بر نابرابری داشته است. سومین متغیر تأثیرگذار بر ضریب جینی، نرخ ارز است که تأثیر مثبتی بر ضریب جینی در روش WALS دارد و سبب افزایش نابرابری می‌شود. افزایش نرخ ارز از طرفی سبب افزایش قیمت کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای مورد نیاز صنایع داخلی و هزینه‌های تولید و تورم می‌شود و از طرف دیگرمنجر به افزایش قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و کاهش قدرت خرید خانوارها شده است. انتظار می‌رود که گروه‌های پایین درآمدی و حقوق بگیران ثابت آسیب‌پذیری بیش‌تری نسبت به نوسانات نرخ ارز و قیمت‌ها داشته باشند؛ زیرا درآمد این گروه‌ها با وقفه‌های زمانی بالا نسبت به افزایش قیمت‌ها تعدیل می‌شود و همچنین این تعدیل بطور کامل صورت نمی‌گیرد.سهم درآمدهای نفتی نیز با ضریب ۰/۱۵ و نسبت t=۱/۱۲ همانند روش BMA اثر بااهمیتی بر نابرابری داشته است. بویژه دوره‌های رونق نفتی بستر مناسبی را برای رانت‌جویی و برخورداری از این درآمدها برای گروه‌های ذینفع فراهم کرده است.

۵-٤- مهم‌ترین متغیرها در الگوی های بهینه

در این بخش الگوهای بهینه بر اساس ترکیبات مختلف متغیرها استخراج می‌شوند. نتایج حاصل از تشخیص و تحلیل الگوهای بهینه با استفاده از معیارهای اطلاعات و الگوریتم جهش و گزینش[1] در جدول (۴) ارائه شده‌اند (لیندزی و شیدر[2]، ۲۰۱۰). در این جدول نتایج دستور VSELECT در نرم‌افزار STATA که برای همین منظور برنامه نویسی شده با استفاده از پنج معیار اطلاعات و تعداد متغیرهای توضیحی متفاوت مشاهده می‌شود.

1. Leaps and bounds
2. Lindsey and Sheather

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (٤): نتایج حاصل از انتخاب الگوهای بهینه

تعداد متغیرهای توضیحی در الگوهای مختلف	رگرسورهایی که بهترین برازش را با توجه به تعداد رگرسور تعیین شده بدست می-دهند				
بهترین مدل با ۱ رگرسور	Rtoigdp				
بهترین مدل با ۲ رگرسور	grgdp rtjargdp				
مدل‌های با ۳ رگرسور	grgdp rtjargdp litert				
مدل‌های با ٤ رگرسور	grgdp rtjargdp grgdp2 litert				
مدل‌های با ٥ رگرسور	grgdp rthyggdp rtoigdp gtaxdi litert				
مدل‌های با ٦ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp rtoigdp dum gtaxdi				
مدل‌های با ۷ رگرسور	grgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp gtaxdi rtstupop				
مدل‌های با ۸ رگرسور	grgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp gtaxdi inf rtstupop				
مدل‌های با ۹ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi m2gdp2				
مدل‌های با ۱۰ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi m2gdp2 gtaxindi				
مدل‌های با ۱۱ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi inf m2gdp2 gtaxindi				
مدل‌های با ۱۲ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi rtjargdp grgdp2 inf rttaxgdp				
مدل‌های با ۱۳ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi rtjargdp grgdp2 inf rttaxgdp rtedugdp				
مدل‌های با ١٤ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi rtjargdp grgdp2 inf rttaxgdp rtedugdp m2gdp2				
مدل‌های با ١٥ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi rtjargdp grgdp2 inf rttaxgdp rtedugdp m2gdp2 gtaxindi				
مدل‌های با ١٦ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi rtjargdp grgdp2 inf rttaxgdp rtedugdp litert m2gdp2 gtaxindi				
مدل‌های با ۱۷ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi rtjargdp grgdp2 inf rttaxgdp rtedugdp litert m2gdp2 gtaxindi m2gdp				
مدل‌های با ۱۸ رگرسور	grgdp rteximgdp rthyggdp gexr ur rtoigdp dum gtaxdi rtjargdp grgdp2 inf rttaxgdp rtedugdp litert m2gdp2 gtaxindi m2gdp rtstupop				
معیار اطلاعاتی	R2ADJ	C	AIC	AICc	BIC
بهترین مدل	مدل نهم	مدل هفتم	مدل نهم	مدل پنجم	مدل پنجم
و مقدار معیار اطلاعاتی	۰/۸۵٦۷۸٦٥	۲/۸۳٤۳۹٤	-۲۰۹/۹٥٦۲	-۱۰۸/٤۳۲	-۱۹۷/٥۲۲۹

www.SID.ir

Archive of SID

پنج معیار اطلاعات عبارتند از: معیار اطلاعات شوارز[1] (BIC)، معیار اطلاعات آکاییک[2] (AIC)، معیار اطلاعات آکاییک تصحیح شده[3] (AICc)، معیار ضریب تعیین تعدیل‌شده[4] (R2ADJ) و معیار Mallow's Cp می‌باشند. معیار شوارز بیش‌ترین و معیار ضریب تعیین تعدیل‌شده کم‌ترین اهمیت را برای سادگی الگو قایل است. در جدول (۴) نتایج حاصل از تخمین VSELECT را مشاهده می‌فرمایید.

نتایج حاصل از تحلیل الگوهای بهینه نشان‌دهنده این است که بهینه‌ترین الگو در بین الگوهایی که فقط یک متغیر توضیحی دارند، الگویی با متغیر نسبت درآمد نفتی به تولید (rtoigdp) است. همچنین در بین الگوهایی که شامل دو متغیر توضیحی می‌باشند؛ الگوی بهینه شامل متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (grgdp) و نسبت هزینه‌های جاری به تولید(rtjargdp) است. به همین صورت برای هر تعداد متغیر توضیحی می‌توان بهینه‌ترین الگو (با کم‌ترین معیار اطلاعات) رامشخص کرد.

این جدول به خوبی ترتیب اهمیت متغیرها را بر اساس معیارهای اطلاعات بدست می‌دهد. مطابق نتایج ارایه شده چهار متغیر رشد تولید (grgdp)، نسبت درآمدهای نفتی به تولید (rtoigdp)، نسبت هزینه‌های جاری دولت به تولید (rtjargdp) و نرخ باسوادی (litert) در اکثر الگوها با ترکیبات مختلف متغیرها وارد شده‌اند که دلالت بر اهمیت بالای متغیرهای مذکور بر نابرابری درآمدی دارد. عوامل مذکور ترکیب بهینه متغیرهای مؤثر بر ضریب جینی به شمار می‌آیند. بدین ترتیب نتایج حاصل از تحلیل الگوهای بهینه نیز یافته‌های قبلی بر اساس روش BMA یا WALS را تا حدود زیادی تأیید می‌کند.

٦- خلاصه و نتیجه‌گیری

تاکنون محققین مطالعات فراوانی درباره تبیین عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران انجام داده‌اند. بیش‌تر تحقیقات انجام شده، تنها به اثر چند متغیر توضیحی محدود بر توزیع

1. Bayesian information criteria
2. Akaike information criteria
3. Akaike corrected information criteria
4. Adjusted determination coefficient

www.SID.ir

Archive of SID

درآمد ایران پرداخته‌اند. بطور کلی این مطالعات، نتایج سازگاری در خصوص انتخاب عوامل مؤثر بر توزیع درآمد و جهت تأثیرگذاریشان ارائه ندادند. در این مطالعه، با استفاده ازروش میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) و حداقل مربعات متوسط وزنی(WALS)، اثر ۱۸ متغیر مبتنی بر ادبیات نظری و تجربی و شرایط اقتصاد ایران بر توزیع درآمد مورد بررسی قرار گرفته است. روش‌های میانگین‌گیری مذکور در الگوهای بزرگ مورد استفاده قرار گرفته و در آن تمامی زیرالگوهای ممکن(در اینجا2^{18} معادل ۲۶۲۱۴۴ الگو) برآورد می‌شود. سپس ضریب هر متغیر در تمامی الگوها متوسط‌گیری می‌شوند. وزن‌ها در این متوسط‌گیری بر اساس قاعده بیز یا احتمال پسین هر الگو تعیین می‌گردد.

نتایج حاصل از تخمین BMA و همچنین WALS نشان‌دهنده این است که مهم‌ترین متغیر مؤثر بر ضریب جینی در اقتصاد ایران رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. یافته مذکور نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در ایران به افزایش نابرابری دامن زده و به زیان گروه‌های درآمدی پایین تولید ناخالص داخلی افزایش یافته است. بنظر می‌رسد رانت‌ها یا درآمدهای نفتی که منشاء اصلی رشد اقتصادی در ایران بوده است؛ رشد اقتصادی را به هزینه نابرابری بیش‌تر فراهم کرده است. لذا سیاست‌های رشد اقتصادی در ایران نیاز به یک بازنگری اساسی دارد. در روش BMA نسبت هزینه‌های جاری دولت به GDP دومین عامل مؤثر بر ضریب جینی در اقتصاد ایران محسوب می‌شود. بعلاوه علامت این ضریب در هر دو رویکرد BMA و WALS مثبت است بطوری که افزایش نسبت هزینه‌های مذکور و دخالت‌های دولت سبب افزایش نابرابری شده است. لذا بنظر می‌رسد که پرداخت‌های انتقالی و هزینه‌های دولتی نه تنها نتوانسته به یکی از اهداف اولیه خود که بهبود توزیع درآمد است نایل گردد بلکه نابرابری را نیز افزایش داده است. بنابراین بنظر می‌رسد که این هزینه‌ها خود منشاء توزیع رانت و فساد بوده و شیوه توزیع آن میان گروه‌های مختلف به نابرابری دامن زده است. سومین عامل مؤثر بر ضریب جینی در روش BMA، نسبت درآمد نفتی به GDP است. این متغیر در روش WALS هرچند رتبه چهارم را به لحاظ تأثیرگذاری بر ضریب جینی دریافت می‌کند، اما هنوز بعنوان یک متغیر بااهمیت و تأثیرگذار بر

www.SID.ir

Archive of SID

نابرابری تشخیص داده می‌شود. اثر این متغیر مثبت بوده بطوری که افزایش سهم درآمد نفتی از تولید سبب نابرابری بیش‌تر شده است. این تأثیر می‌تواند بصورت مستقیم از طریق گسترش فعالیت‌های رانت‌جویی در کشور یا بصورت غیرمستقیم، از طریق افزایش واردات مصرفی و کاهش قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی، گسترش فعالیت های بورس‌بازی و کاهش حمایت از تولیدات داخلی نابرابری را افزایش دهد. بعلاوه در روش WALS دومین و سومین عامل مؤثر بر ضریب جینی، به‌ترتیب درجه بازبودن اقتصاد یا نسبت مجموع واردات و صادرات به GDP و تغییرات نرخ ارز می‌باشد. درجه بازبودن اقتصاد در ایران ارتباط نزدیکی با درآمدهای نفتی داشته است. بعلاوه اثر منفی بازبودن اقتصاد برتوزیع درآمد در برخی ادبیات تجربی نیز مورد تأیید قرار گرفته است (بطور مثال رابینز[1] (۱۹۹۶) را نگاه کنید). در هر صورت بنظر می‌رسد سیاست‌های آزادسازی اقتصادی و افزایش واردات به زیان گروه‌های درآمدی پایین و افزایش نابرابری عمل کرده است. افزایش نرخ ارز نیز در هر دو رویکرد اثر مثبت بر ضریب جینی داشته و به نابرابری دامن زده است. احتمالاً اثرات تورمی ناشی از افزایش نرخ ارز و ایجاد فرصت‌های رانت‌جویی بویژه به هنگام انحراف نرخ ارز بازار آزاد از نرخ رسمی و آسیب‌پذیری بیش‌تر گروه‌های درآمدی پایین نسبت به تورم و تغییرات نرخ ارز بازار آزاد از عوامل مهم در نتیجه مذکور به حساب می‌آیند. بعلاوه تشخیص و برآورد الگوهای بهینه نیز حضور متغیرهای مذکور را در این الگوها با ترکیبات مختلف متغیرها تأیید می‌کند.

سایر متغیرهای الگو تأثیرات بااهمیتی بر ضریب جینی نداشته‌اند. بویژه نسبت M_2 به GDP (بعنوانی شاخصی از توسعه مالی) و مجذور آن رابطه معنی‌داری با ضریب جینی ندارند که با فرضیه گرینوود–جووانویچ مبنی بر اثر توسعه مالی بر توزیع درآمد بصورت U وارون سازگار نیست. بعلاوه ضریب مجذور شاخص توسعه مالی مثبت و مغایر این فرضیه است.

1. Robbins

www.SID.ir

Archive of SID

در پایان بر اساس نتایج بدست آمده، مجموعه پیشنهادهایی را بمنظور دستیابی به توزیع درآمد مناسب بصورت ذیل ارائه می‌نماییم:

۱- سیاست‌گذاری و تنظیم برنامه‌های اقتصادی با هدف منتفع شدن گروه‌های درآمدی پایین از رشد اقتصادی

۲- ایجاد و تقویت نهادهای ناظر قانونی و زیرساخت‌های قوی نهادی بمنظور مقابله با فرصت‌های رانت‌جویی حاصل از درآمدهای نفتی و مفاسد حاصل از آن بویژه در بودجه‌ریزی‌ها و تخصیص منابع

۳- افزایش کارایی هزینه‌های دولت و بازنگری در نقش و دخالت آن در اقتصاد بطوریکه به اهداف اولیه خود در بازتوزیع درآمد به نفع گروه‌های درآمدی پایین نایل گردد.

۴- کاهش سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت و افزایش سهم صندوق‌های توسعه ملی بمنظور ذخیره این درآمدها و اعمال چارچوب قانونی سخت‌گیرانه بمنظوراجتناب از استفاده نامناسب از آن‌ها

۵- ایجاد ثبات اقتصادی از طریق کنترل تورم و نرخ ارز بطوریکه فرصتی برای برنامه-ریزی و بازتوزیع درآمد به نفع گروه‌های درآمدی پایین فراهم گردد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۶)، «اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۱، صص ۱-۳۱.

بانک اطلاعات سری زمانی اقتصادی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران ۱۳۶۷-۱۳۸۹.

جرجرزاده، علیرضا و علیرضا اقبالی (۱۳۸۴)، «بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران»، *فصلنامه علمی-پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال چهارم، شماره ۱۷، صص ۲۰۷-۲۲۶.

سامتی، مرتضی، خانزادی، آزاد و مهدی یزدانی (۱۳۸۸)، اثر درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعه موردی کشور ایران، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، سال ششم، شماره چهارم، صص ۵۱-۷۲.

کمالی، سعید و سعیده شفیعی (۱۳۹۰)، «بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها»، *پژوهشنامه مالیات*، سال دهم، شماره ۵۸، صص ۱۲۱-۱۴۲.

نیلی، مسعود و علی فرح‌بخش (۱۳۷۷)، «ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد»، *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۳۴ و ۳۵، صص ۱۲۱-۱۵۴.

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2002). The Political Economy of the Kuznets Curve. *Review of Development Economics, 6*(2), 183-203.

Agenor, P. R. (2004). Does Globalization Hurt the Poor?. *International Economics and Economic Policy*, *1*(1), 21-51.

Alesina, A. F., Di Tella, R, & MacCulloch, R. (2003). *Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?* (No. 2877). CEPR Discussion Paper.

Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of Political Economy*, 274-298.

Bhagwati, J. N. (1988). Poverty and Public Policy. *World Development*, *16*(5), 539-555.

Blank, R. M. and A.S. Blinder (1986). *Macroeconomics, Income Distribution and Poverty*, in S. Danziger and D. Weinberg (Eds), Fighting Poverty, Harvard University Press, Cambridge.

www.SID.ir

Archive of SID

Blinder, A. S. and H. Y. Esaki (1978). Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Post-War United States, *Review of Economics and Statistics, 60*(4), 604-609.

Brakman, S., & Garretsen, H. C. van Marrewijk (2002), *Locational Competition and Agglomeration: The Role of Government Spending* (No. 775). CESifo Working Paper.

Calderón, C., & Servén, L. (2004). *The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution* (No. 270). World Bank Publications.

Chatterjee, S., & Turnovsky, S. J. (2012). Infrastructure and Inequality. *European Economic Review*, *56*(8), 1730-1745.

Danilov, D., & Magnus, J. R. (2004). On the Harm that Ignoring Pretesting Can Cause. *Journal of Econometrics*, *122*(1), 27-46.

De Ferranti, D. M. (Ed.). (2004). *Inequality in Latin America: Breaking with History?*. World Bank Publications.

De Luca, G., & Magnus, J. R. (2011). Bayesian Model Averaging and Weighted Average Least Squares: Equivariance, Stability, and Numerical issues. *Stata Journal*, *11*(4), 518.

Draper, D. (1995). Assessment and Propagation of Model Uncertainty. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 45-97.

Fan, S., & Zhang, X. (2004). Infrastructure and Regional Economic Development in Rural China. *China Economic Review*, *15*(2), 203-214.

Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001). Model Uncertainty in Cross-country Growth Regressions. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(5), 563-576.

Galli, R., & van der Hoeven, R. (2001). Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial rate of Inflation. Employment Paper 2001/29. *International Labor Organization*.

Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income Distribution and Macroeconomics. *The review of Economic Studies*, *60*(1), 35-52.

Garcia, P. (1999). *Income Inequality and the Real Exchange Rate* (No. 54). Banco Central de Chile.

Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *The Journal of Political Economy, 98(5)*, 1076-1107.

Gustafsson, B., & Johansson, M. (1999). In Search of Smoking Guns: What Makes Income Inequality Vary Over Time in Different Countries?. *American Sociological Review*, 585-605.

Hopkins, M. (2004). The Determinants of Income Inequality: A Bayesian Approach to Model Uncertainty. *Unpublished, Unpublished manuscript, Department of Economics, Gettysburg College, Gettysburg, PA*, *76*.

www.SID.ir

Archive of SID

Jeffreys, H. (1998). *The Theory of Probability*. Oxford University Press.

Kaasa. A. (2003). Factors Influencing Income Inequality in Transition Economics. *University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration, NO 207.*

Kakwani, N., & Pernia, E. M. (2000). What is Pro-poor Growth?. *Asian Development Review*, *18*(1), 1-16.

Kakwani, N., & Son, H. H. (2008). Poverty Equivalent Growth Rate. *Review of Income and Wealth*, *54*(4), 643-655.

Koop, G. (2003), *Bayesian Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd, England.

Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality, *American Economic Review, 45(1),* 1-28.

Leamer, E. E. (1978). *Specification Searches: Ad Hoc Inference with Nonexperimental Data* (pp. 11-23). New York: Wiley.

Leite, C. A., & Weidmann, J. (1999). Does Mother Nature Corrupt? Natural Resources, Corruption, and Economic Growth. *Natural Resources, Corruption, and Economic Growth (June 1999). IMF Working Paper*, (99/85).

Liang, Z. (2006). Financial Development and Income Distribution: A System GMM Panel Analysis with Application to Urban China. *Journal of Economic Development*, *31*(2), 1.

Lindsey, C., & Sheather, S. (2010). Variable Selection in Linear Regression. *Stata Journal*, *10*(4), 650.

Magnus, J. R., & Durbin, J. (1999). Estimation of Regression Coefficients of Interest When Other Regression Coefficients are of no Interest. *Econometrica*, *67*(3), 639-643.

Magnus, J. R., Powell, O., & Prüfer, P. (2010). A Comparison of two Model Averaging Techniques with an Application to Growth Empirics. *Journal of Econometrics*, *154*(2), 139-153.

Masanjala, W. H., & Papageorgiou, C. (2008). Rough and Lonely Road to Prosperity: A Reexamination of the Sources of Growth in Africa Using Bayesian Model Averaging. *Journal of Applied Econometrics*, *23*(5), 671-682.

Poirier, D. J. (1995). *Intermediate Statistics and Econometrics: A Comparative Approach*. MIT Press.

Psacharopoulos, G., & Woodhall, M. (1985). *Education for Development: An Analysis of Investment Choices*. New York: Oxford University Press.

Raftery, A. E. (1995). Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology*, *25*, 111-164.

www.SID.ir

Archive of SID

Raftery, A. E., Madigan, D., & Hoeting, J. A. (1997). Bayesian Model Averaging for Linear Regression Models. *Journal of the American Statistical Association*, *92*(437), 179-191.

Robbins, D. J. (1996). *Trade, Trade Liberalization and Inequality in Latin America and East Asia: Synthesis of Seven Country Studies.* Harvard Inst. for Internat. Development.

Schultz, T. P. (1969). Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in the United States: 1944-1965. In *Six Papers on the Size Distribution of Wealth and Income* (pp. 75-106). NBER.

Sharma, K. (Ed.). (2003). *Trade Policy, Growth and Poverty in Asian Developing Countries*. Routledge.

Wasserman, L. (2000). Bayesian Model Selection and Model Averaging. *Journal of Mathematical Psychology*, *44*(1), 92-107.

Zellner, A. (1986). On Assessing Prior Distributions and Bayesian Regression Analysis with G-prior Distributions. *Bayesian Inference and Decision Techniques: Essays in Honor of Bruno De Finetti*, *6*, 233-243.

www.SID.ir