اثر سیاستهای بازار کار و تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد

محمدحسین حسنی صدرآبادی [*]
اسداله جلال‌آبادی [**]

این مقاله به بررسی اثرات سیاستهای بازار کار و عوامل تعیین‌کنندهٔ رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از یک الگوی کلاسیک و روشهای سری زمانی همچون الگوهای خود رگرسیو برداری(VAR) می‌پردازد. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد از میان مؤلفه‌های رشد اقتصادی، سرمایه انسانی در بلند مدت تأثیر مثبتی بر نابرابری دارد. همچنین سرمایه فیزیکی در کوتاه مدت و میان مدت اثرات مشهودی بر نابرابری ندارد ولی در بلندمدت نابرابری را تشدید می‌کند. علاوه بر این، سیاستهای بازار کار تأثیرات قابل توجهی بر نابرابری درآمد دارند. برای

[*]. دکتر محمدحسین حسنی صدرآبادی؛ عضو هیأت علمی دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی- دانشگاه الزهرا (س).
E.mail: hasanidr@yahoo.com

[**]. اسداله جلال‌آبادی؛ عضو هیأت علمی پژوهشکده امور اقتصادی.
E. mail: a.jalalabadi@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

بررسی نحوهٔ حرکت به سمت تعادل، در صورت بروز عدم تعادل از الگوی تصحیح خطا استفاده شد که در این رابطه می‌توان نتیجه گرفت در صورت بروز عدم تعادل در هر دوره، ۶ درصد از عدم تعادل از بین می‌رود.

کلید واژه‌ها:

سیاست بازار کار، رشد اقتصادی، توزیع درآمد، نابرابری درآمد، سرمایه انسانی

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

سابقه مطالعه رابطهٔ بین رشد و نابرابری به مطالعات «کوزنتس»[1] (۱۹۵۵) باز می‌گردد. بر اساس نظر وی، رشد اقتصادی قبل از اینکه به یک حد معین برسد می‌تواند باعث نابرابرتر شدن توزیع درآمد شود. البته او معتقد است بعد از اینکه رشد اقتصادی از این سطح معین فراتر می‌رود، به برابری بیشتر منجر می‌شود. بعبارتی کوزنتس بحث می‌کند که ارزیابی توزیع درآمد در این خصوص همانند یک منحنی به شکل U برگشته[2] است. به این ترتیب که رشد و توسعه اقتصادی در سطوح اولیه، بطور نسبی نابرابری بیشتر در توزیع درآمد را در پی داشته و در سطوح بالاتر نیز این رشد و توسعه، منجر به برابری بیشتر می‌شود. کوزنتس می‌نویسد: «... در اوایل روند توسعه اقتصادی، نابرابری در توزیع درآمدها افزایش می‌یابد؛ زیرا کارگران فاقد مهارت و تخصص بوده و سطح دستمزدها پایین است. زمانی که رفته رفته فراگرد توسعه اقتصاد سرعت می‌گیرد، نابرابریها تعدیل می‌شود و توزیع به سمت عادلانه شدن میل می‌کند.»

برخی از شواهد تجربی از عدم قطعیت نظریه کوزنتس حمایت می‌کنند. برای مثال «آناند و کانبور»[3](۱۹۹۳) و «پرسون و تابلینی»[4](۱۹۹۴) نشان می‌دهند داده‌های مقطعی بین کشورها از وجود یک رابطه قوی بین مقدار نابرابری و نرخ رشد (ونه سطح درآمد) درآمد حمایت می‌کنند. در عین حال در برخی از پژوهشها فرضیه کوزنتس رد نمی‌شود؛ برای نمونه، «گالور و زی دون»[5](۱۹۹۶) یک مدل تعادل عمومی را برای ارزیابی نابرابری درآمد بسط داده اند که به واسطهٔ آن فرضیه کوزنتس مورد تأیید قرار می‌گیرد. در مدلی که آنها مورد استفاده قرار داده‌اند مکانیزم درونزایی از انباشت سرمایه انسانی مورد بحث قرار گرفته است و به واسطهٔ آن رابطهٔ بین نابرابری درآمد و محصول سرانه در قالب یک منحنی U برگشته مورد ارزیابی قرار گرفته است.

---

1. Kuznets, (1955).
2. Inverted U- Shaped Curve
3. Anand and Kanbur, (1993).
4. Person and Tabellini, (1994).
5. Galor and Tsiddon, (1996).

Archive of SID
www.SID.ir

در این مقاله رابطهٔ بین توزیع درآمد، عوامل بنیادی مؤثر بر رشد اقتصادی و سیاستهای بازار کار در ایران برای دوره ۱۳۸۳-۱۳۵۰ با استفاده از روشهای اقتصادسنجی بررسی می‌شود. همچنین تعیین‌کننده‌های نابرابری در سطح کلان اقتصادی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند؛ بخصوص این موضوع پرداخته می‌شود که آیا نابرابری تحت تأثیر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و سیاستهای بازار کار قرار می‌گیرد؟ بر این اساس، ساختار مقاله به ترتیب زیر می‌باشد. در بخش نخست، مروری بر ادبیات نظری و تجربی شده و سپس وضعیت بازار کار در ایران و سیاستهای مرتبط با آن بطور خلاصه بررسی می‌شود. در ادامه، ضمن بررسی تجربی الگو، برآوردی صورت گرفته و در نهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌شود.

مروری بر ادبیات نظری رابطه رشد اقتصادی و نابرابری

بر اساس فرضیه کوزنتس (۱۹۵۵)- که ادعا می‌کند نابرابری با رشد افزایش می‌یابد- حداقل در مراحل اولیه رشد، افزایش نابرابری، نتیجهٔ نامطلوب فرایند رشد تلقی می‌شود؛ زیرا گروههای عمدهٔ جمعیت از این رشد بهره نمی برند. در دوران حاضر نیز دیدگاههای دیگری نیز وجود دارد مبنی بر اینکه نابرابری، رشد را کند می‌کند که البته در میان همه اقتصاددانان مشترک نیست.[1]

«گالور و زیرا»[2] (۱۹۹۳) نشان داده‌اند که نابرابری سبب کند شدن رشد محصول از طریق نقایص بازار سرمایه و غیرقابل تقسیم بودن سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی می‌شود. اگر این فرض درست باشد، یک سیاست، زمانی درست تجویز می‌شود که بتواند ترکیبی از سیاستهایی باشد که رشد عمل اقتصاد را افزایش و توزیع مجدد درآمد را نیز به دنبال داشته باشد، اما این دو نوع سیاست بنظر می‌رسد متضاد هم باشد. در همین حال که برخی محققان در تحقیقات خود از نظریه کوزنتس حمایت می‌کنند، برخی دیگر اثرات معنی دار رشد بر نابرابری را تأیید نمی‌کنند و بعضی حتی اثرات معکوس را در برخی کشورها ملاحظه کرده‌اند، به نحوی که تفاوت در یافته‌های این پژوهشگران قابل بحث است.[3] البته باید گفت مطالعات

1. Aghion et al , (1999).
2. Galor & Zeira, (1993).
3. Fields, (2001).

Archive of SID
www.SID.ir

مختلف، روشها و داده‌های مختلفی را بکار گرفته‌اند و تعاریف متفاوتی نیز مورد استفاده آنها بوده است که به این نتایج متضاد رسیده‌اند.[1]

«فیشر»[2] (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که اثر رشد روی نابرابری به جزئیات سیاستهایی که اجرا می‌شود و همراهی آن سیاستها با رشد اقتصادی، بستگی دارد. «آقیون»[3] (۲۰۰۲) نشان داده است سیاستهای افزایش رشد اقتصادی می‌توانند بگونه ای طراحی شوند که در کوتاه مدت نابرابری را افزایش دهد و در نهایت منجر به توزیع برابرتری در درآمدهای دائمی شوند. «گالور»[4] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد نابرابری ممکن است با رشد اقتصادی افزایش یابد؛ البته در صورتیکه رشد اقتصادی ناشی از انباشت سرمایه فیزیکی باشد؛ اما نابرابری در شرایطی که انباشت سرمایه انسانی، موتور رشد تلقی شود، شروع به کاهش می‌کند.

سیاستهای بازار کار و نابرابری

توجه به اقشار مختلف جامعه از طریق مطالعه توزیع درآمد، ثروت و متغیرهای دیگر از مباحث مهم اقتصاد در دو قرن اخیر بوده است؛ چرا که یکی از اهداف مهم هر نوع سیاستگذاری اقتصادی بهبود رفاه عمومی و مشخصاً افزایش رفاه اقشار کمتر بهره مند جوامع است. مطالعات متعددی در این رابطه انجام شده است. مقاله «کاتز و مورفی»[5] (۱۹۹۲) شاید اولین مطالعه روی تغییر در نابرابری بازار کار نباشد، اما مهمترین مقاله در این رابطه تلقی می‌شود. آنها با استفاده از یک چارچوب عرضه و تقاضا، دستمزدهای نسبی و مقادیر نیروی کار نسبی را برای انواع متفاوت کارگران (که به تفکیک سن، تجربه و آموزش طبقه‌بندی شده‌اند) تحلیل کرده و به این وسیله توانایی توضیح جنبه‌های مختلف تغییر در ساختار مزد در ایالات متحده را نتیجه گرفته‌اند. بطور خاص، آنها نشان داده‌اند که نتایج حاصل تا حدی ناشی از افزایش تقاضا برای کارگران با مهارت بالاتر و آموزش دیده‌تر و نیز زنان بوده است. این مسئله می‌تواند تا حدی توسط تغییر تقاضا برای کارگر توسط بخشهای اقتصادی تبیین

1. Bour & Vignon, (1990).
2. Fisher, (2003).
3. Aghion, (2002).
4. Galor, (2000).
5. Katz & Morphy, (1992).

Archive of SID
www.SID.ir

شود و توسعه تجارت بین‌المللی در کالاهای کارخانه‌ای و نیز تغییر تکنولوژی در این میان مؤثر بوده اند. ایشان در کار خود توضیح می‌دهند در حالیکه تقاضا برای کارگران با دستمزد بالا افزایش می‌یابد، عرضهٔ نسبی این دسته از کارگران به همان سرعت افزایش نمی یابد و بنابراین نتیجه، افزایش شکاف دستمزد است. این مسئله نشان می‌دهد که در کارها و ادبیات تجربی از پویاییهای بازار کار غفلت شده است. به عبارتی در عین حال که تغییر تقاضای کار می‌تواند با سرعت جهانی شدن در سطح جهان رشد کند، عرضه کار نیاز به زمان دارد تا به این امر واکنش نشان دهد و به این ترتیب تغییر در دستمزدهای نسبی اتفاق می‌افتد. بعلاوه چارچوب عرضه و تقاضا یک بحث پایه‌ای برای تحلیل اثرات سیاست است؛ یعنی یک سیاست باید با توجه به اثرات تغییرات عرضه و تقاضا برای انواع مختلف کارگر بررسی شود. «تاپل»[1] (۱۹۹۴) نابرابری دستمزدها را با ساختارهای منطقه‌ای بازار کار مرتبط می‌داند و می‌گوید تغییر در تقاضای نیروی کار از تفاوتهای تکنولوژیکی حاصل می‌شود که بطور نسبی همگن هستند و این تغییر نیز ناشی از عرضه کار است که در نواحی مختلف متفاوت می‌باشد و تا حدی هم به افزایش مشارکت زنان و تمرکز روی مهاجرین با مهارتهای پایین در نواحی معین ارتباط می‌یابد.

«گیندلینگ و بری»[2] (۱۹۹۲) به ارزیابی دستمزدها و درآمدهای کسب شده طی دوره‌های رکود و رونق اقتصادی در کشور کاستاریکا پرداخته اند. آنها به بررسی توزیع درآمدها و دستمزد در میان بخشها پرداخته اند و نشان داده اند که نهادهای بازار کار بجای نیروهای بازار نقش مهمی در ارزیابی دستمزدهای نسبی و درآمدها ایفا می‌نمایند. «رابینز و گیندلینگ»[3] (۱۹۹۹) تغییر در عرضه و تقاضای نسبی برای کارگران ماهر را ارزیابی کرده و دریافته‌اند که افزایش عرضه در دوره هایی که آزادسازی تجاری رخ داده، اتفاق افتاده است و نتیجه آن همان کاهش دستمزدهای نسبی است. بعد از اصلاحات، علیرغم تداوم افزایش در عرضه کارگران ماهر، تقاضا به واسطهٔ تغییرات تکنولوژی به سمت کارگران ماهر انتقال یافته و از این رو دستمزدهای نسبی کارگران ماهر افزایش یافته است.

---

1. Topel, (1994).
2. Gindling & Berry, (1992).
3. Robbins & Gindling, (1999).

Archive of SID
www.SID.ir

«بهرمان، بیروسال و سزکلی»[1] (۲۰۰۳) به مطالعه نابرابری دستمزدها در گروههای آموزش دیده کارگران در هیجده کشور آمریکای لاتین بین سالهای ۱۹۷۷ تا ۱۹۹۸ پرداخته‌اند. آنها درمی یابند که شکاف دستمزد افراد آموزش دیده در دهه ۹۰؛ بویژه از سال ۱۹۹۴ به بعد افزایش یافته است. آنها اثرات تغییر سیاستهای مختلف را روی نابرابریهای دستمزد بررسی کرده و نتیجه گرفته اند که سیاست آزاد سازی سرمایه، اصلاح مالیات و اصلاح در بازارهای مالی و داخلی اثرات قوی روی نابرابری داشته اند. همچنین اصلاحات بازار کار، تغییرات دستمزدها را کاهش داده است، در عین حال آزاد سازی تجاری تأثیر چندانی روی دستمزدها نداشته است. آنها در نهایت نتیجه می‌گیرند که پیشرفتهای تکنولوژیک بجای تجارت، توانسته‌اند مکانیسمی را خلق کنند که بر آن اساس نابرابریها بوجود آیند.

مروری اجمالی بر مطالعات تجربی

«گالور و زیر»[2] (۱۹۹۳) نشان داده‌اند که نابرابری، رشد محصول را از طریق نقایص بازار سرمایه و غیرقابل تقسیم بودن سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی کند می‌کند. آقیون (۲۰۰۲) نشان داده است سیاستهای افزایش رشد اقتصادی می‌تواند بگونه‌ای طراحی شود که در کوتاه مدت نابرابری را افزایش دهد و در نهایت منجر به توزیع برابرتری در درآمدهای دائمی شود.

«آهلووالیا»[3] (۱۹۷۶) با استفاده از داده‌های مربوط به شصت کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته به این نتیجه رسید که اثر کوزنتس در این حالت هم بطور معنی داری وجود دارد. «سایت»[4] (۱۹۸۳) نشان داده که این نتیجه تا حد زیادی به ترکیب داده های بکارگرفته شده حساسیت دارد. «راندولف و لوت»[5] (۱۹۹۳) نشان داده‌اند که حتی اگر اثر کوزنتس وجود داشته باشد، مدتی طولانی زمان می‌برد تا نابرابری در کشورهای درحال توسعه شروع به کاهش نماید. آناند و کانبور (۱۹۹۳) با استفاده از داده‌های مشابه برای کشورهای مختلف،

1. Behrman, Birdsall & Szekeley, (2003).
2. Galor & Zeira, (1993).
3. Ahlowalia, (1976).
4. Saith, (1983).
5. Randolph & Lott, (1993).

Archive of SID
www.SID.ir

حالات مختلف نابرابری را بررسی کرده‌اند. در عین حال که نتایج آنها از فرضیه کوزنتس حمایت می‌کند؛ اما انتخاب معیارهای متفاوت نابرابری نتایج متفاوتی را به دنبال دارد و این نتیجه حتی وقتی کشورها متفاوت باشند نیز تغییر می‌کند. «داچ و سیلبر»[1] (۲۰۰۴) یک تصریح خاص را از مدل آناند و کانبور (۱۹۹۳) با استفاده از داده‌های مربوط به ۲۳ کشور انجام دادند و نشان دادند که اثر کوزنتس از معنی داری آماری بالایی برخوردار است.

فیلدز (۱۹۸۹) با استفاده از داده‌های ۳۵ کشور درحال توسعه نشان داده که رابطه معنی‌داری بین رشد و نابرابری وجود ندارد. «پاپنک و کین»[2] (۱۹۸۶) با استفاده از داده های مربوط به ۸۳ کشور برای سالهای ۱۹۵۲ تا ۱۹۷۸ نشان داده‌اند که فرضیه کوزنتس تأیید می‌شود. «کامپانو و سالواتوره»[3] (۱۹۸۸) با داده‌های ۹۵ کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته نشان دادند فرضیه کوزنتس تأیید می‌شود. «لیست و گالت»[4] (۱۹۹۹) با استفاده از روش داده‌های تابلویی[5] برای ۷۱ کشور جهان طی سالهای ۹۲- ۱۹۶۱ نتیجه مشابهی گرفته‌اند.

«کنتررراس»[6] (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که در دوره ۹۶- ۱۹۹۰ نابرابری، علیرغم تداوم رشد سریع در شیلی، تغییر کرده است. تجزیه نابرابری نشان می‌دهد که آموزش اثر مثبت بر نابرابری داشته است. «گیندلینگ و تریجوز»[7] (۲۰۰۳) برای کشور کاستاریکا نشان می‌دهند که کاهش در نابرابری، به‌واسطهٔ کاهش در مهارتهای آموزشی رخ داده است، در عین حال افزایش در نابرابری را نیز در نتیجه افزایش آموزشها می‌دانند. «گونزالز، روزادا و منندز»[8] (۲۰۰۲) با کاربرد داده های مربوط به کشور آرژانتین به بررسی تغییرات ساختار مشارکت بازار کار، بیکاری، آموزش و بازدهی سرمایه انسانی روی نابرابری برای سالهای ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۱ پرداخته‌اند. آنها درمی یابند که بیکاری جزء زیادی از افزایش در نابرابری درآمد را توضیح داده است.

1. Deutsch & Silber, (2004).
2. Papenek & Kyn, (1986).
3. Campano & Salvatore, (1988).
4. List & Gallet, (1999).
5. Panel Data
6. Contreras, (2003).
7. Gindling & Trejos, (2003).
8. Gonzalez- Rozada & Menendez, (2002).

Archive of SID
www.SID.ir

«فُربز»[1] (۲۰۰۰) با استفاده از برآورد روش داده‌های تابلویی پویا[2] و روش گشتاورهای تعمیم یافته[3] و کاربرد اطلاعات مربوط به ۴۵ کشور جهان نشان داده است که نابرابری در نتیجه رشد اقتصادی افزایش یافته است.

سیاستهای بازار کار در ایران

بازار کار یکی از بازارهای چهارگانه در حوزه اقتصاد محسوب می‌شود و حاصل تعامل اجتماعی و اقتصادی در جامعه است که تحت تأثیر سایر نهادها؛ بویژه نهادهای سیاسی و فرهنگی قرار دارد. ایجاد اشتغال متضمن فرایندی است که از نتیجه کنشهای متقابل نهادهای مزبور حاصل می‌شود و می توان گفت تزریق و تخصیص اعتبارات به عنوان تنها راه دستیابی به این مهم، نوعی ساده انگاری است.[4]

موضوع اشتغال در برنامه سوم توسعه، در مواد ۴۸ تا ۶۷ با عنوان «سیاستهای اشتغال» آمده است. بر اساس ماده ۴۸ تمامی افراد خارجی فاقد پروانه کار باید به کشور متبوع خود منتقل شوند. اجرای این ماده حتی با توجه به شرایط مساعد بعد از واقعه یازدهم سپتامبر منوط به شرایطی است که به نظر می‌رسد تا مرحله تحقق آن فاصله زیادی می‌باشد. ماده ۵۳ نیز برای اعزام نیروی کار به خارج از کشور در نظر گرفته شده است که تابع شرایطی است که می‌باید فراهم شود. مواد ۴۹، ۵۰ و ۵۲ به معافیتهای مختلف مالیاتی، حق بیمه سهم کارفرمایی و تخفیف هزینه هایی مثل آب، برق و گاز و مواد ۵۴،۵۵ و ۵۶ به تخصیص اعتبارات اختصاص یافته است.

با بروز اولین نشانه‌های بحران بیکاری در نیمه دوم دهۀ ۷۰ که البته از مدتها قبل توسط اقتصاددانان متعددی پیش بینی شده ولی جدی گرفته نشده بود، مسئولان رفته رفته در طرحهای مختلف، بیکاری را مهمترین دغدغه کشور برشمردند. آثار این نگرش در

---

1. Forbes, (2000).
2. Dynamic Panel
3. GMM
4. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، «گزارش اقتصادی و نظارت بر عملکرد پنج ساله برنامه سوم توسعه»، ۱۳۸۲، ص۱۶۲.

Archive of SID
www.SID.ir

پیش‌بینی‌های برنامه سوم به چشم می‌خورد. سیاستهای اعلام شده در فصل ششم این قانون با عنوان «سیاستهای اشتغال» بدین منظور تصویب شده است. لیکن این سیاستها بیش از آنکه ناظر بر نگرشهای بنیادی و علمی در جهت ایجاد بسترهای مناسب اشتغالزایی در کشور باشد به پشتوانه افزایش قیمت جهانی نفت و مازاد ذخایر ارزی، معطوف به تزریق اعتبارات برای ایجاد فرصتهای شغلی در کشور متمرکز است. این سیاستها بارها اعمال شده و برای حل معضل بیکاری کشور مؤثر نبوده است، ولی این به لحاظ سهولت بیشتر نسبت به سایر راهکارها، همواره مورد توجه بوده است.

استفاده از تسهیلات بانکی یارانه دار برای حمایت مالی از طرحهای سرمایه‌گذاری اشتغالزای بخش غیر دولتی(خصوصی و تعاونی) و طرحهای سرمایه‌گذاری بخش دولتی (عموماً شرکتهای دولتی) یکی از سیاستهای دولت در بازار کار است. بطور کلی اعتبارات اشتغالزا به دو صورت وجوه اداره شده و تسهیلات تکلیفی پرداخت می‌شود.

اعتبارات اشتغالزایی به شکل وجوه اداره شده از سال ۱۳۷۹، به عنوان یکی از سیاستهای دولت برای کاهش بیکاری و ایجاد اشتغال مورد توجه قرار گرفت. این اعتبارات به همراه تسهیلات تکلیفی، با توجه به سهم آورده بخش خصوصی (شامل زمین، ساختمان و آورده‌های نقدی و غیر نقدی) می‌توانند نقش عمده‌ای در ایجاد اشتغال پایدار و سرمایه‌گذاری داشته باشند. بر اساس آمار و اطلاعات اخذ شده از سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور طی سالهای برنامه سوم در مجموع ۱۳۷۵۹,۲ میلیارد ریال از محل اعتبارات وجوه اداره شده بابت طرحهای اشتغالزایی پرداخت شده است که این رقم برای سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۱ به ترتیب ۱۷۲۹,۶، ۵۸۸۰,۱ و ۶۱۴۹,۵ میلیارد ریال بوده است.

لحاظ نمودن تسهیلات تکلیفی در قوانین بودجه سنواتی قدیمی‌ترین ساز و کار حمایت از طرحهای سرمایه‌گذاری بخش غیر دولتی است. برای مثال، قانونگذار در بند (ج) تبصره ۳ قانون بودجه سال ۱۳۷۹ دولت را مکلف ساخته است که حداقل ۶۰ درصد از سهم بخش تعاونی و خصوصی را به اعطای تسهیلات با هدف اشتغالزایی اختصاص دهد. بنابراین با توجه به سقف تسهیلات تکلیفی در سال ۱۳۷۹ میزان تسهیلاتی که در سال مذکور به امر

Archive of SID
www.SID.ir

اشتغالزایی اختصاص یافته ۳۳۳۳ میلیارد ریال است.[۱] بر اساس آمار و اطلاعات ارائه شده از سوی سازمان مدیریت و برنامه ریز ی کشور در سالهای برنامه سوم توسعه به ترتیب ۱۲۷۸,۴، ۱۱۵۱,۷، ۳۱۷۴,۳ و ۱۰۸۰,۳ میلیارد ریال اعتبار از محل تسهیلات اشتغالزایی تکلیفی برای سالهای ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ پرداخت شده است.

برآورد تجربی الگو

روش‌شناسی اولیه بررسی اثرات سیاستهای بازار کار بر نابرابری درآمدی، از طریق بررسی روابط بین متغیرها در یک الگوی خطی است. در این روش نابرابری درآمدی تابعی از سه اثر مختلف در نظر گرفته می‌شود: ۱. سیاستهای بازار نیروی کار توسط دولت (تغییر در بیمه بیکاری و مالیات بر درآمد نیروی کار)، ۲. مؤلفه‌های مهم رشد اقتصادی (سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی) و ۳. عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مورد نیاز (نرخ رشد نیروی کار + نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار + استهلاک سرمایه). این الگو با استفاده از مطالعه «بارو و سالایی مارتین»[۲] (۱۹۹۵) دربارهٔ رگرسیون‌های "رشد اقتصادی" تدوین شده است و طی زمان با روشهای مختلف اقتصادسنجی مورد آزمون قرار گرفته است. در این مقاله ابتدا به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی (با رویکرد کلاسیک آن) پرداخته می‌شود و سپس با لحاظ امکان وجود تعامل همزمان میان متغیرهای توضیحی و وابسته، از الگوهای سری زمانی نیز در انجام تحلیلها بهره گیری می‌شود.

الگوی مورد استفاده کلاسیک در اینجا، به صورت یک فرم خطی به صورت زیر است:

$$IE = C(1) + C(2) * SINS + c(3) * TYR + C(4) * KR + C(5) * HR + C(6) * X \qquad (1)$$

که در آن:

---

[۱]. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، گزارش اقتصادی، ۱۳۸۱، صص۱۷۵-۱۶۵.

[2]. Barro and Sala-I-Martin

Archive of SID
www.SID.ir

IE: نابرابری درآمدی (ضریب جینی)، Sins: سهم مخارج بیمه بیکاری دولت در مخارج کل،Tyr: تغییر در مالیات بر درآمد نیروی کار، Kr: تغییر در موجودی سرمایه فیزیکی، Hr: سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی(تحقیق و توسعه) و X : حاصل جمع نرخ رشد نیروی کار و نرخ رشد بهره‌وری و استهلاک سرمایه، است. داده های مورد نیاز این تحقیق از منابع آماری مختلف، همچون سالنامه های مختلف مرکز آمار ایران، گزارشهای اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، قوانین بودجه سنواتی، گزارشهای اقتصادی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور و سازمان امور مالیاتی کشور گردآوری شده است.

یک مسئله حائز اهمیت در اینجا، بررسی پایایی یا عدم پایایی متغیرها است. اگر متغیرها ناپایا باشند، این موضوع به دو طریق قابل حل است:

الف) پایا کردن متغیرها از طریق تفاضل گیری و سپس درج تفاضل متغیرها در الگو. بر اساس نظر سیمز[1](۱۹۸۰) این کار با هدر دادن بخش قابل توجهی از اطلاعات، منجر به کاهش شدید کارایی برآوردکننده شده و از اعتبار نتایج بدست آمده می‌کاهد.

ب) درج متغیرهای ناپایای هم درجه در مدل و سپس آزمون پایایی جمله پسماند الگو؛ با استفاده از این روش نه تنها اطلاعات مندرج در داده ها هدر نمی رود، بلکه در صورت پایا بودن جمله پسماند، برآوردهای سازگارتری حاصل می‌شود.

بر اساس نظریه همگرایی، ابتدا باید وضعیت ایستایی[2] و درجه همجمعی[3] بستگی سری‌های زمانی مشخص شود. برای درک بهتر وضعیت متغیرها از جهت ایستایی، آزمونهای متعددی وجود دارد که می‌توان به آزمون همبستگی نگار؛ آزمون ریشه واحد[4]؛ دیکی فولر[5]؛ آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[6] و آزمون شکست ساختاری «پرون» اشاره کرد.[7] در این مقاله از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر و دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است که نتایج حاصل

1. Simz, (1980).
2. Stationarity
3. Cointegration
4. Unit Root Tests
5. Dickey-Fuller
6. Augmented Dickey-Fuller

۷. برای توضیحات بیشتر رجوع شود به:

محمد نوفرستی، ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***، (تهران، انتشارات نشر رسا، ۱۳۷۸)، صص ۵۰- ۲۵.

Archive of SID
www.SID.ir

از آن در جدول (۱) آمده است. بررسی نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد نظر در سطح ۵ درصد نامانا بوده (این کار از طریق مقایسه مقدارآماره و مقادیر بحرانی صورت می‌گیرد) و با تفاضل گیری مرتبه اول خود مانا می‌شوند. با مشخص ساختن درجهٔ مانایی متغیرها می‌توان به برازش الگوهای مورد نظر اقدام نمود که این کار انجام شده و نتایج برآورد حاصل به صورت معادله (۲) می‌باشد.

(۲)

$$IE = 0.4775 - 0.9873^{*} SINS - 0.008^{*} TYR + 0.0022^{*} KR - 0.4617^{*} HR + 0.789^{*} X$$

0.0087	0.1656	0.0212	0.699	0.1577	0.4077
(54.8)	(−5.95)	(−0.47)	(3.21)	(−2.92)	(0.19)

که ارقام زیرین معادله خطای استاندارد و ارقام داخل پرانتز آماره‌های t هستند. پیش از تفسیر نتایج جدول لازم است نسبت به سه مسئلهٔ حقیقی بودن رگرسیون، عدم نقض فرضهای کلاسیک و ثبات ضرایب برآوردی اطمینان حاصل نمود. این کار با استفاده از آزمونهای مربوط انجام شده است. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر برای جمله پسماند، نشان دهندهٔ حقیقی بودن رگرسیون مربوط است. با توجه به نتیجه بدست آمده می‌توان گفت که همجمعی (رابطه بلندمدت) بین متغیرهای موجود در مدل تأیید می‌شود. بنابراین مشخص می‌شود که رگرسیون ساده انجام شده در بالا نشان‌دهندهٔ رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است.

روش دیگر برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای برازش شده استفاده از آزمون دوربین ـ واتسون رگرسیون همجمعی[1] است. به صورت ساده این آزمون آماره دوربین واتسون حاصل از رگرسیون اولیه را با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط «سارگان و بارگاوا»[2] مقایسه می‌نماید. اگر کمیت آماره آزمون دوربین واتسون مربوط به رگرسیون همجمعی کمتر از مقادیر بحرانی بود، فرض صفر(جمله پسماند ناماناست) پذیرفته

[1]. Cointegration Regression Durbin-watson test
[2]. Sargan & Bhargava

Archive of SID
www.SID.ir

می‌شود. با مقایسه دوربین واتسون و کمیت بحرانی نیز مانایی جمله پسماند مجدداً تأیید می‌شود. نتایج حاصل از آزمونهای مربوط به نقض فرضهای کلاسیک؛ شامل آزمون خودهمبستگی، فرم تبعی نادرست، نرمال بودن، و ناهمسانی واریانس نیز عدم نقض فرضهای مربوطه در سطح معنی داری ۵ درصد را در جدول (۲) نشان می‌دهد.

این نکته نیز حائز اهمیت است که در مورد الگوهایی که در آن تمامی متغیرها از پیش با استفاده از روش OLS برآورد شده باشند، آزمون ثبات ضرایب بازگشتی (تکرار شونده)[1] نیز باید انجام شود. این آزمون ثبات تک تک ضرایب برآورد شده را در فاصله اطمینان ۹۵ درصد آزمون می‌کند. نتایج حاصل از انجام این آزمون در نمودار (۱) پیوست آورده شده است. از نمودار ملاحظه می‌شود که ضرایب برآورد شده از ثبات برخوردار است؛ چرا که تمامی ضرایب برآورد شده در محدوده اطمینان محاسبه شده قرار دارند.

حال با حصول اطمینان از برآورده شدن هر سه شرط مربوط به اعتبار بالای ضرایب و کل خط رگرسیون از طریق آزمونهای بالا، اکنون به تفسیر ضرایب بدست آمده می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهد که:

بیمه بیکاری عامل مهمی در کاهش نابرابری درآمدی است. تأثیر این عامل به میزان ۰/۹۸ واحد درصد می‌باشد. تغییر در مالیات بر درآمد تأثیر منفی، ولی بی معنی بر نابرابری درآمدی دارد. تغییر در موجودی فیزیکی سرمایه، اثر مثبت و معنی دار بر نابرابری درآمد دارد. این اثر برابر با ۰/۲ واحد درصد بوده و علت آن کمک به سرمایه بر شدن تکنیک تولید است. در حقیقت هر قدر تجمع سرمایه فیزیکی بیشتر باشد،(به شرط انعطاف‌پذیری تابع تولید)، امکان تولید با بکارگیری سرمایه نسبت به تولید از طریق نیروی کار بیشتر شده و بر تعداد بیکاران نیز افزوده می‌شود. همچنین سرمایه‌گذاری در زمینه سرمایه انسانی اثر منفی و معنی‌دار بر نابرابری درآمد دارد. این اثر برابر با ۰/۰۴ واحد درصد بوده و علامت آن نیز کاملاً قابل انتظار است. در حقیقت می‌توان گفت با افزایش نیروی کار متخصص و افزایش کارامدی آنان از طریق ارائه آموزش های مناسب، میزان درآمد آنان افزایش خواهد یافت و بدین ترتیب با نزدیک تر شدن سطوح متوسط درآمدی افراد به هم، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. در

[1]. Stability of Recursive Coefficients

Archive of SID
www.SID.ir

نهایت متغیر X (رشد نیروی کار + رشد بهره‌وری + استهلاک) اثر منفی بر نابرابری توزیع درآمد دارد.

بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد با استفاده از الگوهای سری زمانی

تحلیل عوامل اثرگذار بر نابرابری درآمدی در یک تک معادله خطی که روابط کوتاه مدت و بلندمدت متغیرها در آن، در قالب یک رابطهٔ کلی نشان داده می‌شود و همچنین کوچکترین توجهی به امکان تأثیرپذیری متغیرهای توضیحی؛ بویژه کیفیت سرمایه انسانی و نحوهٔ تأثیرپذیری آن از سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، از متغیر وابسته ندارد، چندان قابل اعتماد نیست. لذا جا دارد تا به منظور بررسی کامل‌تر تأثیرپذیری نابرابری درآمد در اقتصاد، تحلیل را یک بار با لحاظ تأثیرات ناشی از تمامی متغیرها بر هم ـ در قالب الگوی خود رگرسیو برداری(VAR) ـ و با فرض درونزا بودن تمامی آنها صورت دهیم و سپس با بهره‌گیری از دو تابع عکس العمل واکنش و تجزیه واریانس، به تعیین مهمترین متغیرهای اثرگذار در الگو بپردازیم. الگوی خود توضیح برداری مورد استفاده در این بخش به صورت زیر است.

$$IE = C(1,1) * IE(-i) + C(1,2) * SINS(-i) + C(1,3) * TYR(-i) + C(1,4) * KR(-i) + C(1,5) * HR(-i) + C(1,6) * X(-i)$$

$$SINS = C(2,1) * IE(-i) + C(2,2) * SINS(-i) + C(2,3) * TYR(-i) + C(2,4) * KR(-i) + C(2,5) * HR(-i) + C(2,6) * X(-i)$$

$$TYR = C(3,1) * IE(-i) + C(3,2) * SINS(-i) + C(3,3) * TYR(-i) + C(3,4) * KR(-i) + C(3,5) * HR(-i) + C(3,6) * X(-i)$$

Archive of SID
www.SID.ir

$$KR = C(4,1) * IE(-i) + C(4,2) * SINS(-i) + C(4,3) * TYR(-i) + C(4,4) * KR(-i) + C(4,5) * HR(-i) + C(4,6) * X(-i)$$

$$HR = C(5,1) * IE(-i) + C(5,2) * SINS(-i) + C(5,3) * TYR(-i) + C(5,4) * KR(-i) + C(5,5) * HR(-i) + C(5,6) * X(-i)$$

$$X = C(6,1) * IE(-i) + C(6,2) * SINS(-i) + C(6,3) * TYR(-i) + C(6,4) * KR(-i) + C(6,5) * HR(-i) + C(6,6) * X(-i)$$

در برآورد این الگو باید ابتدا وقفهٔ مناسب متغیرها (i) را تعیین نمود و سپس نسبت به معنی دار بودن وقفه تعیین شده، اطمینان حاصل کرد. برای این منظور می‌توان از معیارهای مختلفی همچون آزمون نسبت حداکثر راستنمایی[1] و معیار اطلاعاتی آکائیک[2] (AIC) و شوارتز[3] (SIC)، استفاده کرد.[4] در اینجا برای تعیین تعداد وقفه بهینه الگو از آماره شوارز بیزین استفاده شده است که از وقفه بهینهٔ الگو دو حاصل شده است. (جدول ۳) برای معنی دار بودن وقفه انتخاب شده، به این ترتیب عمل می‌شود که ریشه‌های مشخصه سیستم معادلات برآورد می‌شود و معیار قضاوت کوچکتر از یک بودن تمامی ریشه‌های مشخصه محاسبه شده است. بدین معنا که اگر تمامی ریشه‌های بدست آمده داخل دایره واحد باشند، الگوی خود توضیح برداری محاسبه شده معنی‌دار است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد، وقفه انتخابی الگوی باثباتی را بدست می‌دهد. (نمودار۲ و جدول ۴)

پس از حصول اطمینان از معنی دار بودن الگوی VAR، ضرایب محاسباتی قابل بررسی می‌گردد. البته از آنجا که این الگو صرفاً بیان‌کنندهٔ رابطه میان متغیرهای موجود در سیستم است و در عین حال هیچگونه توجیه اقتصادی خاصی ندارد، از ارائه نتایج مربوط به ضرایب آن اجتناب می‌شود و تنها به موارد عمدهٔ کاربرد آن در تحلیل رفتار متغیرها و تعامل

---

1. Maximum Likelihood
2. Akaike
3. Schwartz
4. دامودار گجراتی، مبانی اقتصادسنجی، ترجمهٔ دکتر حمید ابریشمی، (تهران، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۸)، ص ۹۵۷.

Archive of SID
www.SID.ir

میان آنها، پرداخته می‌شود. این موارد کاربرد با عنوان «پویایی کوتاه مدت» خوانده می‌شود و در قالب دو تابع واکنش آنی (IRF) و تجزیه واریانس (VDCF) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

توابع عکس‌العمل از جمله ابزارهایی هستند که از طریق آنها می‌توان به حرکات پویای متغیر پی برد. در این تابع، اثر بروز یک انحراف معیار شوک در هر یک از متغیرهای انتخابی سیستم بر کل متغیرهای سیستم ارزیابی می‌شود. در نمودار (۳) پیوست، نتایج حاصل از بررسی اثر بروز یک انحراف معیار شوک در تمامی متغیرهای سیستم بر تغییرات متغیر نابرابری درآمد ارائه شده است.

همانگونه که این نمودار نشان می‌دهد تأثیرات ناشی از شوک وارده از سوی تمامی این متغیرها بر نابرابری درآمدی در بلند مدت از بین می‌رود و سیستم به تعادل می‌رسد. نتایج حاصل به شکل زیر نشان داده می‌شود:

- نسبت مخارج بیمه بیکاری در کل مخارج: در رابطه با تأثیرات ناشی از بروز شوک در بیمه بیکاری می‌توان اثر منفی آن بر نابرابری درآمد را در بلند مدت مشاهده نمود؛ هر چند که این تأثیر قابل توجه با گذشت زمان کاهش می‌یابد.

- تغییر در مالیات بر درآمد: بروز شوک در تغییرات مالیات بر درآمد نیز در بلندمدت تقریباً بر نابرابری درآمد بی اثر است؛ به عبارتی در کوتاه مدت بروز شوک در این متغیر منجر به تغییرات مثبت و منفی نابرابری می‌شود؛ اما در نهایت اثر کلی صفر است.

- موجودی سرمایه: تغییر در موجودی سرمایه نیز همانگونه که بخش اول تحلیلها نشان داد بر نابرابری درآمد اثر مثبت داشته و آن را افزایش می‌دهد، هر چند که با افزایش رشد اقتصادی و قدرت تولیدی کشور در نتیجهٔ انباشت سرمایه بیشتر در بلندمدت، اندک اندک از این اثر مثبت کاسته می‌شود و دیگر به عنوان عاملی در جهت افزایش نابرابری در نظر گرفته نمی شود.

- سرمایه انسانی: این متغیر همانگونه که نمودار (۳) نشان می‌دهد منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود و با گذشت زمان و تجمع بیشتر سطح درآمدی افراد حول یک دامنه متوسط، اثر کمتری را در کاهش نابرابری بر جای می‌گذارد.

Archive of SID
www.SID.ir

- عامل تعیین‌کنندهٔ سرمایه‌گذاری مورد نیاز (X): این عامل طی کوتاه مدت اثر مثبت خود در زمینه کاهش نابرابری درآمد را نشان می‌دهد و پس از آن هیچ تأثیر معنی‌داری در این زمینه را نشان نمی‌دهد. به عبارتی همانگونه که نتایج قسمت اول نیز نشان داد این متغیر چندان نمی تواند در کاهش نابرابری درآمد اثرگذار باشد.

از سوی دیگر، تابع تجزیه واریانس همچون تابع واکنش آنی با بهره گیری از الگوی VAR محاسبه می‌شود و در انجام تحلیلهای مربوط به پویایی کوتاه مدت کاربرد دارد. در این تابع، خطای پیش بینی بعمل آمده در رابطه با هر یک از متغیرهای انتخابی مورد نظر قرار داده می‌شود و سپس سهم تمامی متغیرهای سیستم در توجیه آن محاسبه می‌شود. در نمودار (۴) نتایج حاصل از انجام این تحلیل آمده است.[1] تجزیه واریانس نیز نتایجی مؤید تابع واکنش آنی به شرح زیر را نشان می‌دهد:

- متغیر نابرابری درآمد: تغییرات نابرابری درآمدی تنها تا شش دوره، بیشترین سهم را در توجیه خطای واریانس خود دارد؛ هر چند پس از گذشت این دوره، این اثر به سرعت کاهش یافته و در عوض سهم تغییر در برخی متغیرهای دیگر افزایش می‌یابد.

- بیمه بیکاری: مقادیر درج شده برای این متغیر مبین سهم بی ثباتی متغیر نابرابری درآمد در توجیه تغییرات این متغیر است. بنابر نتایج بدست آمده، این متغیر پس از گذشت ده سال قادر است ۱۱ و ۱۴ درصد از نوسانات نابرابری درآمد را توجیه نماید.

- مالیات بر درآمد (Tyr): بنابر نتایج حاصل در دو افق زمانی ده و بیست ساله، به ترتیب حدود ۲٪ و ۳٪ از تغییرات متغیر نابرابری درآمد را تغییرات مالیات بر درآمد تشریح می‌کند.

---

[1]. توجه به این نکته ضروری است که تجزیه واریانس به دو صورت: ۱. تجزیه واریانس متعامد و ۲. تجزیه واریانس تعمیم یافته انجام می‌شود. نتایج تجزیه واریانس متعامد نسبت به ترتیب قرار گرفتن متغیرها حساس است، ولیکن تجزیه واریانس تعمیم‌یافته دارای این مشکل (ضعف) نیست. لیکن استفاده از روش تجزیه واریانس تعمیم‌یافته دارای این مشکل است که مجموع سهم‌ها در هر دوره، لزوماً برابر با یک نخواهد شد. برای توضیح بیشتر به منبع زیر مراجعه کنید:

Pesaran, M.H. and B.Pesaran, ***Microfit 4.0: An Interactive Econometric Software Package***, (Oxford, Oxford University Press), pp. 304, 393-395.

Archive of SID
www.SID.ir

- سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی(Hr): این متغیر در طی زمان بر تغییرات نابرابری درآمد و خطای پیش بینی آن اثرگذار است؛ اما نسبت به تغییر در موجودی سرمایه فیزیکی کم اثرتر می‌باشد. این متغیر، طی دو افق زمانی ده و بیست ساله به ترتیب ۶/۳ و ۶/۷ درصد از خطای پیش بینی متغیر نابرابری درآمد را توجیه می‌کند.

- متغیر X : سهم بی ثباتی متغیر نابرابری درآمد در نتیجه تغییرات این متغیر بسیار ناچیز می‌باشد. این تأثیر پس از گذشت ده و بیست سال، به ترتیب در سطح ۴/۲۵ و ۴/۲۶ درصد است.

جمع بندی و توصیه‌های سیاستی

در این مقاله از دو رویکرد اساسی در تحلیل اثرات ناشی از سیاستهای بازار نیروی کار بر نابرابری درآمدی استفاده شد؛ ابتدا از رویکرد کلاسیکی مبنی بر برآورد یک رابطه خطی ساده و عدم تمایز میان ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت؛ و سپس تحلیلها با بهره گیری از یک الگوی سیستمی ـ الگوی خودرگرسیو برداری ـ و همچنین تجزیه واریانس و واکنش آنی کامل گردید.

نتایج نشان می‌دهند نسبت مخارج بیمه بیکاری در مخارج کل و تغییر در مالیات بر درآمد، روی نابرابری درآمد، به ترتیب دارای اثر منفی و مثبت می‌باشد هر چند که اهمیت متغیر اول بسیار بیشتر از متغیر دوم است.

در مورد مؤلفه‌های رشد دو متغیر مهم به صورت تغییر در موجودی سرمایه فیزیکی و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی در تحلیلها وارد شد و انتظار می‌رود به لحاظ اثرات بلندمدتی که این دو متغیر بر رشد اقتصادی دارند، اثر مناسبی بر کاهش نابرابری درآمد داشته باشند. اما در کوتاه مدت و میان مدت اثر منفی تغییر در موجودی سرمایه فیزیکی بر نابرابری درآمد چندان مشهود نبوده و در عوض تماس برآوردها نشان داد که این متغیر موجب تشدید نابرابری درآمد گردید.

سرمایه‌گذاری در زمینه سرمایه انسانی نیز به لحاظ تأثیرگذاری مستقیم در افزایش کارایی و تخصص نیروی کار و در نتیجه افزایش درآمد آنها در کوتاه مدت، میان مدت و

Archive of SID
www.SID.ir

بلندمدت، همچنین به لحاظ تحریک رشد اقتصادی در بلندمدت تأثیر منفی بر نابرابری درآمد دارد. همچنین نتایج، مبین اثر منفی متغیرحاصل جمع نرخ رشد نیروی کار، رشد بهره‌وری نیروی کار و استهلاک سرمایه بر نابرابری درآمد می‌باشند که تأثیر بدست آمده در اغلب موارد، کوچک و بی‌معنی است.

بر این اساس پیشنهاد می‌شود:

- از آنجا که نسبت مخارج بیمه بیکاری در کل مخارج اقتصاد، تأثیر بسیار قابل توجهی در کاهش سطح نابرابری درآمد برجای می‌گذارد، این متغیر می‌تواند در راستای اهداف مرتبط با کاهش نابرابری درآمد مورد توجه قرار گیرد. البته باید توجه داشت که میزان این متغیر نیز باید با توجه به عوامل مختلفی بهینه شود و میزان تعیین شده در سطحی قرار نداشته باشد که مشوق تغییر وضعیت نیروی کار از گروه فعالان به بیکاران شود.

- از آنجا که مشخص شد تغییر در موجودی سرمایه فیزیکی تا چه حد می‌تواند بر افزایش نابرابری درآمد اثرگذار باشد، لازم است در راستای تشکیل سرمایه بیشتر در اقتصاد، برنامه هایی نیز در جهت خلق مشاغل جدید برای کارگران و ارائه آموزشهای مناسب به آنها داده شود تا بدین طریق از تحریک نابرابری درآمد ممانعت بعمل آید.

- همانگونه که نتایج نشان داد سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی (بخصوص سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه) به نحو مطلوبی می‌تواند منجر به کاهش نابرابری درآمد شود. این موضوع با تحریک رشد اقتصادی در بلندمدت نیز می‌تواند مولد تمرکز بیشتر سطوح درآمد افراد در یک دامنه متوسط گردد.

Archive of SID
www.SID.ir

پی‌نوشتها:

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. «گزارش اقتصادی و ترازنامه». سالهای مختلف.

۲. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، «گزارش اقتصادی و نظارت بر عملکرد پنج ساله برنامه سوم توسعه». ۱۳۸۲و ۱۳۸۳.

۳. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور. «گزارش اقتصادی». سالهای مختلف.

۴. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور. «هفته نامه خبری- تحلیلی برنامه». سال اول و دوم، شماره‌های مختلف.

۵. گجراتی، دامودار. ***مبانی اقتصاد سنجی***. ترجمهٔ دکتر حمید ابریشمی، تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۷.

۶. مرکز آمار ایران. «سالنامه آماری». سالهای مختلف.

۷. نوفرستی، محمد. ***ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی***. نشر رسا، چاپ اول، ۱۳۷۸.

8. Ahluwalia, Montek S. "Inequality, Poverty and Development"., ***Journal of Development Economics***, No. 3 (4), December (1976): 307-342.

9. Anand, Sudhir, and Kanbur, S.M.R. "The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship"., ***Journal of Development Economics***, No. 40 (1), (February 1993): 25-52.

10. Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. ***Economic Growth***. San Francisco: McGraw-Hill., 1995.

11. Bourguignon, Francois. "Growth and Inequality in the Dual Model of Development: The Role of Demand Factors"., ***The Review of Economic Studies***, No. 57 (2), (April, 1990).

12. Contreras, Dante. "Poverty and Inequality in a Rapid Growth Economy: Chile 1990-96"., ***The Journal of Development Studies***, No. 39 (3), (February, 2003): 181-200.

13. Fisher, Stanley. "Globalization and Its Challenges"., ***American Economic Review***, No. 93 (2), (May, 2003): 1-30.

14. Galor, O. and Zeira, J. "Income Distribution and Macroeconomics"., **Review of Economic Studies**, No. 60, (1993): 35-52.

15. Galor, Oded, and Daniel Tsiddon. "Income Distribution and Growth: the Kuznets Hypothesis Revisited"., ***Economica***, No. 63 (250), Supplement, (1996): 103-117.

16. Galor, Oded. "Income Distribution and the Process of Development"., ***European Economic Review***, No. 44 (4-6), (May, 2000): 706-12.

17. Jenkins, Stephen P. "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK., 1971-86"., ***Economica***,Vol.63, (February, 1996): 29-63.

Archive of SID

www.SID.ir

18. Johnson, Paul. and Webb, Steven. "Explaining the Growth in U.K. Income Inequality:1979-1988"., ***Economic Journal***, Vol. 103, (March, 1993).

19. Kuznets, Simon. "Economic Growth and Income Inequality"., ***The American Economic Review***, No. 45 (1), (March 1955): 1-28.

20. Pesaran, M. H. and B. Pesaran. ***Microfit 4.0: An Interactive Econometric Software Package***. Oxford, Oxford University Press., (Feb 1990).

21. Randolph, Susan M., and Lott, William F. "Can the Kuznets Effect Be Relied on to Induce Equalizing Growth?"., ***World Development***, No. 21 (5), (May 1993): 829-840.

22. Saith, A. "Development and Distribution: A Critique of the Cross-Country U-Hypothesis"., ***Journal of Development Economics***, No. 13, (1983): 367-382.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست‌ها:

جدول ۱. نتایج آزمون DF و ADF در رابطه با لگاریتم داده‌های سری‌های زمانی

الگو	مدل دارای عرض از مبدا و روند						مدل دارای عرض از مبدا					
مرتبه متغیر	سطح متغیر			تفاضل مرتبه اول متغیر			سطح متغیر			تفاضل مرتبه اول متغیر		
نتایج آزمون / متغیر	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه	میزان آماره	مقدار بحرانی	تعداد وقفه
IE	-۲,۷۶	-۳,۷۵	۰	-۷,۲۷	-۲/۹٤	۰	-۱,۸	-۲,۹٦	۰	-	-۲,۹۷	-
SINS	-۱,۲۷	-۳,۷۵	۱	-٥,۲۹	-۲/۹٥	۰	۱,۲٦	-۲,۹٦	۰	-	-۲,۹۷	-
TYR	-۳,۲۸	-۳,۷۵	۰	-٦,٥۸	-۲/۹٤	۱	-۲,٦٥	-۲,۹٦	۰	-	-۲,۹۷	-
KR	-۲,۳٥	-۳,۷۵	۱	-٥,۷	-۲/۹٤	۱	-۲,۹٤	-۲,۹٦	۱	-	-۲,۹۷	-
HR	-۳,۱٦	-۳,۷۵	۳	-٤,٦۱	-۲/۹٤	٤	-۲,۰۱	-۲,۹٦	۳	-	-۲,۹۷	-
X	-۲,۹٤	-۳,۷۵	۳	-٤,۹	-۲/۹٤	٤	-۲,۸۷	-۲,۹٦	۲	-	-۲,۹۷	-

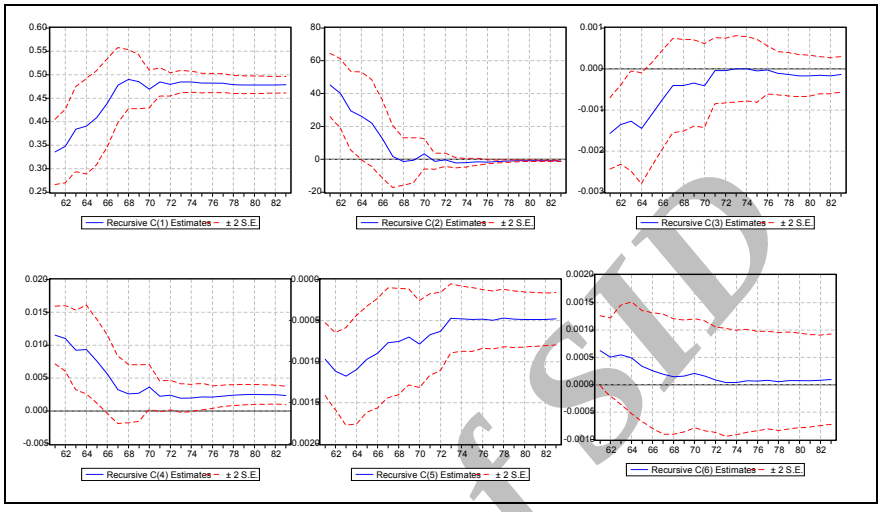
جدول ۲. نتایج حاصل از آزمونهای آسیب شناسی در مورد نقض فروض کلاسیک

```
*****************************************************************************
*    Test Statistics  *        LM Version         *         F Version         *
*****************************************************************************
*                     *                           *                           *
* A:Serial Correlation*CHSQ(   1)= .4214E-3[.984]*F(   1,  26)= .3320E-3[.986]*
*                     *                           *                           *
* B:Fumctional Form   *CHSQ(   1)=   5.5405[.059]*F(   1,  26)=   5.2460[.060]*
*                     *                           *                           *
* C:Normality         *CHSQ(   2)=   .41427[.813]*       Not applicable       *
*                     *                           *                           *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(   1)=   1.5620[.211]*F(   1,  31)=   1.5403[.224]*
*****************************************************************************
```

منبع: *نتایج حاصل از تحقیق.*

Archive of SID
www.SID.ir

نمودار ۱. بررسی ثبات ضرایب بازگشتی رگرسیون برآورد شده



منبع: *نتایج حاصل از تحقیق.*

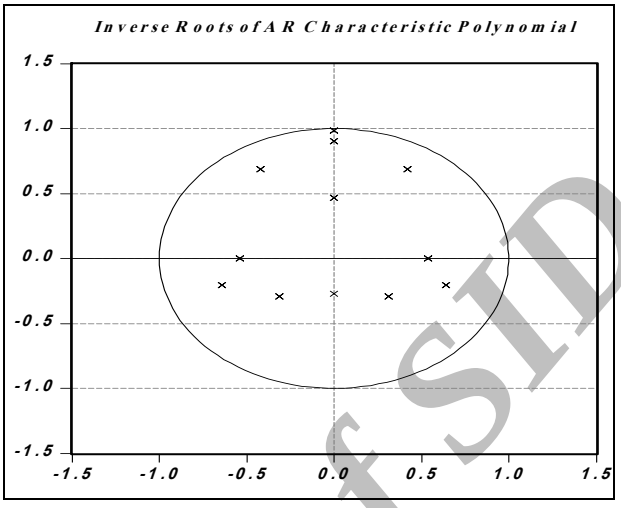
جدول ۳. آزمون تعیین وقفه بهینه

```
**************************************************************************************
Based on 30 observations from 1354 to 1383. Order of VAR = 3
List of variables included in the unrestricted VAR:
IE              SINS            TYR             KR              HR
X
**************************************************************************************
Order     LL         AIC        SBC              LR test          Adjusted LR test
  3   -155.8439  -263.8439  -339.5086                ------              ------
  2   -194.7944  -266.7944  -217.2375  CHSQ( 36)=   77.9009[.000]    31.1604[.698]
  1   -224.6917  -260.6917  -285.9133  CHSQ( 72)=  137.6956[.000]    55.0782[.931]
  0   -414.3793  -414.3793  -414.3793  CHSQ(108)=  517.0706[.000]   206.8283[.000]
**************************************************************************************
```

منبع: *نتایج حاصل از تحقیق.*

Archive of SID
www.SID.ir

نمودار ۲. آزمون ثبات الگوی خودرگرسیو به لحاظ وقفه انتخابی



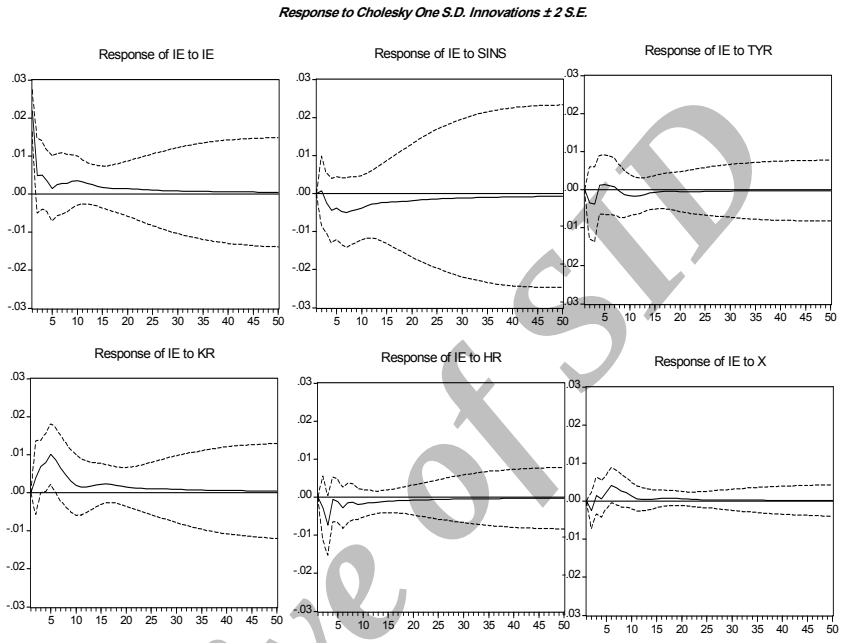
جدول ۴. آزمون ثبات الگوی خودرگرسیو به لحاظ وقفه انتخابی

Root	Modulus
0.985162	0.985162
0.902148	0.902148
0.688945 + 0.419777i	0.806758
0.688945 - 0.419777i	0.806758
-0.204097 + 0.639115i	0.670912
-0.204097 - 0.639115i	0.670912
0.001986 - 0.540210i	0.540214
0.001986 + 0.540210i	0.540214
0.465664	0.465664
-0.294276 + 0.312272i	0.429083
-0.294276 - 0.312272i	0.429083
-0.273996	0.273996

منبع: ***نتایج حاصل از تحقیق.***

Archive of SID
www.SID.ir

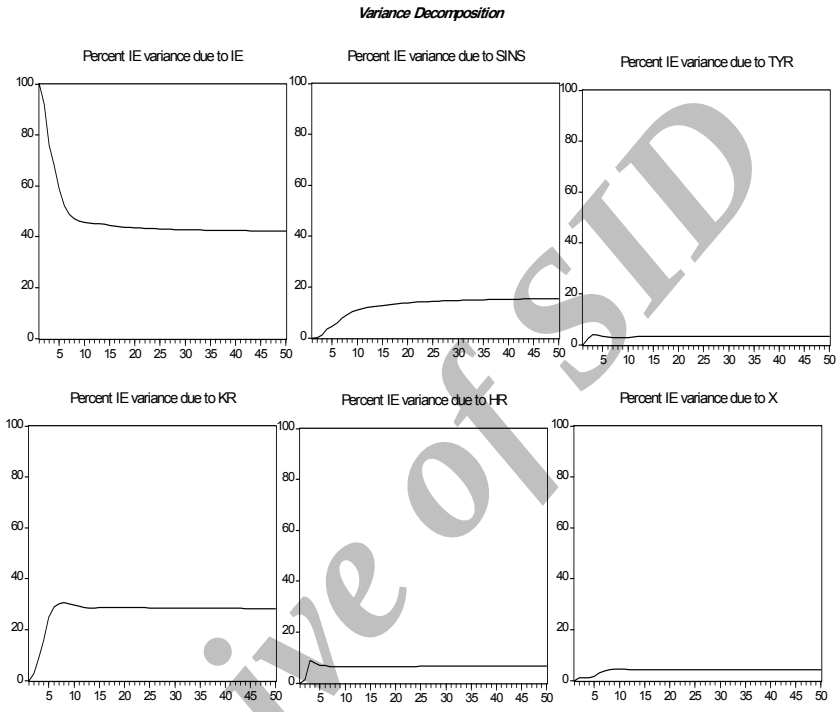
نمودار ۳. عکس‌العمل متغیر نابرابری درآمدی نسبت به یک انحراف معیار شوک از سوی هر یک از متغیرها



Archive of SID

www.SID.ir

نمودار ۴. تحلیل درصد سهم هر یک از متغیرها در توجیه یک انحراف معیار خطای پیش بینی متغیر نابرابری درآمدی



Archive of SID

www.SID.ir