منابع رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران

سیاوش جانی*

مقدمه: *با عنایت به تأکیدات برنامهٔ پنجم توسعه بر رشد اقتصادی از طریق بهره‌وری و کاهش نابرابری، رابطهٔ منابع رشد اقتصادی (نسبت به‌کارگیری عوامل و بهره‌وری) و توزیع درآمد در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفت و سعی گردید به سؤالاتی از قبیل این‌که آیا رشد حاصل از بهره‌وری عوامل، منجر به توزیع متعادل درآمد می‌شود؟ آیا با تغییر سهم نسبی نیروی کار از تولید، دریافتی نیروی کار هم جهت با آن تغییر نموده و توزیع درآمد براساس آن تغییر می‌یابد؟ و این‌که رشد اقتصادی با اتکا به کدام عامل تولیدی، توزیع متعادل درآمد را سبب می‌شود؟ پاسخ داده شود.*

روش: *با تحلیل وضعیت موجود و مروری بر مطالعات صورت گرفته، از مدل تصحیح خطا و الگوهای با وقفه متغیر وابسته برای اطلاعات سری زمانی (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳) استفاده شده است.*

یافته‌ها: *این مطالعه نشان می‌دهد که کارکرد سیستم توزیع درآمد براساس سهم نسبی عوامل از تولید نمی‌باشد .نقش تعیین کنندهٔ سرمایه در نوسانات تولید سبب شده، علاوه بر بهره‌وری سرمایه، منافع و رشد حاصل از ارتقای بهره‌وری سایر عوامل تولید و به طور کلی بهره‌وری کل عوامل تولید در اختیار گروه‌های با در آمد بالا قرارگیرد و بهبود در وضعیت نیروی کار صرفاً از طریق ایجاد و افزایش اشتغال ونه از طریق ارتقای بهره‌وری نیروی کار صورت گیرد. علاوه براین رشد مبتنی بر سرمایه در سازو کار و ساختار موجود توزیع درآمد، سبب توزیع متعادل درآمد گردیده که این موضوع با مطالعات قبلی صورت گرفته در این خصوص مطابقت دارد.*

نتایج: *رشد مبتنی بر بهره‌وری با عنایت به تأکیدات برنامهٔ پنجم توسعه براساس مکانیزم و ساختارهای موجود، نابرابری توزیع درآمد را افزایش داده، که این موضوع هم راستا با دیگر هدف محوری این برنامه مبنی بر کاهش فاصلهٔ دهک‌ها و گروه‌های درآمدی نبوده و لزوم اصلاح فرآیند و ساختارهای موجود به ویژه در زمینهٔ بازار کار و سرمایه را مورد تأکید قرار می‌دهد.*

کلیدواژه‌ها: بهره‌وری، توزیع درآمد، منابع رشد، نسبت عوامل

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۱/۷/۱۶

* دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه پیام نور <jani13552002@yahoo.com> (نویسندهٔ مسئول)

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

رابطهٔ میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد، همواره مورد توجه نهادهای سیاست‌گذار بوده و این‌که آیا رشد به وجود آمده در تولید به نفع اقشار کم درآمد توزیع می‌شود یا نه؟ سؤالی است که همیشه مورد توجه این نهادها قرار گرفته است اما به رابطهٔ عوامل رشد اقتصادی و توزیع درآمد کم‌تر پرداخته شده است. اهمیت موضوع حاضر از این جهت بیش‌تر است که در برنامه‌های توسعه و به خصوص برنامهٔ پنجم توسعه بر رشد اقتصادی از طریق بهروری (یک سوم رشد اقتصادی از طریق بهره‌وری) و توزیع عادلانهٔ درآمد (کاهش فاصلهٔ دهک‌ها و گروه‌های درآمدی) به عنوان محورهای اصلی الگوی پیشرفت توأم با عدالت تأکید شده است.

سؤالاتی که در این زمینه می‌تواند طرح شود این است که آیا رشد حاصل از افزایش عوامل تولید منجر به توزیع متعادل درآمد می‌شود یا رشد ناشی از ارتقای بهروری عوامل، چنین امری را سبب می‌شود؟ آیا با افزایش نقش عوامل تولید در تولید، دریافتی عوامل نیز بیش‌تر می‌شود؟ آیا سیستم توزیع درآمد جامعه به گونه‌ای است که امکان دریافت هر عامل را به اندازهٔ نقش آن از تولید محدود نماید؟

پاسخ به این پرسش و توجه به این امر که نیروی کار معمولاً از طرف اقشار کم درآمد و متوسط جامعه عرضه می‌شود و سرمایه در اختیار گروه‌های متوسط و بالا قرار دارد به ما کمک خواهد نمود تا به این سؤال که، در سیستم موجود توزیع درآمد جامعه، با اتکاء به کدام عامل تولیدی، رشد اقتصادی توأم با توزیع متعادل درآمد محقق می‌شود؟ پاسخ داده شود.

اکثر مطالعات صورت گرفته در خصوص رشد اقتصادی و توزیع درآمد به رابطهٔ بین دومتغیر مذکور اکتفا نموده و به چگونگی رشد اقتصادی و تأثیر آن بر رابطهٔ مورد بحث توجهی ننموده‌اند. در این میان برخی از مطالعات[1] به رابطهٔ رشد بخش‌های اقتصادی و توزیع درآمد پرداخته و بدون توجه به ویژگی‌های رشد در این بخش‌ها، اثر رشد اقتصادی در بخش کشاورزی را در متعادل نمودن توزیع درآمد مثبت برآورد می‌کنند.

۱- مهرگان، موسایی و کیهانی حکمت (۱۳۸۷)

Archive of SID

www.SID.ir

در این مطالعه پس از بررسی ادبیات موضوع در بخش اول به تحلیل مدل مورد نظر در بخش دوم پرداخته می‌شود برآورد تابع تولید، بهره‌وری، سهم نسبی عوامل از تولید و تحلیل آن‌ها در طی دورهٔ (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳) در بخش سوم صورت گرفته و با برآورد و تحلیل مدل در بخش چهارم، نتایج در بخش پنجم ارائه می‌شود.

پیشینهٔ تحقیق

در نظریهٔ اقتصاد خرد با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس و همگن بودن عوامل تولید (L,K)، تولید نهایی نیروی کار (MPL) رابطهٔ مستقیم با نسبت به‌کارگیری عوامل (K/L) دارد در واقع با افزایش میزان سرمایه، تولید نهایی نیروی کار بالا رفته و این موضوع در بازار رقابت کامل که دستمزد براساس تولید نهایی نیروی کار تعیین می‌شود (P.MPL=W) سبب افزایش دریافتی نیروی کار می‌گردد. براساس همین تئوری سهم نسبی عوامل در تولید(یا نسبت نقش نیروی کار به نقش سرمایه در تولید) برابر با حاصل ضرب نسبت تولید نهایی در میزان به‌کارگیری عوامل بوده (MPL/MPK.L/k) و از دو نسبت MPL/MPK و L/k تشکیل شده، که در جهت مخالف هم هستند به‌طوری‌که با افزایش k، L/k کاهش و MPL/MPK افزایش می‌یابد.

تغییرات نقش عوامل در تولید براساس روابط فوق صحیح بوده، اما در صورت برقرار نبودن فروض فوق الذکر (بازار رقابت کامل) این روابط نمی‌توانند در خصوص دریافتی یا سهم عوامل از تولید بیان‌گر واقعیت جامعه باشند به عبارتی مباحث فوق الذکر تنها در ارتباط با نقش عوامل تولید در تولید بوده و نمی‌توانند تغییرات در دریافتی عوامل تولید ناشی از تغییرات تولید را توضیح دهند و از آن‌جاکه شرایط رقابت کامل معمولاً در جوامع برقرار نیست درنتیجه نمی‌توان براساس روابط فوق به پرسش‌هایی نظیر، آیا هر عاملی به میزان نقش خود در تولید، دریافتی دارد یا نه؟ جواب داد. پاسخ به چنین سؤالاتی سیستم توزیع درآمد بین عوامل تولید را می‌تواند مورد شناسایی قرار دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

از طرفی توزیع عوامل تولید در بین افراد جامعه نیز یکسان نبوده و پاسخ به این سؤال که توزیع منافع حاصل از رشد اقتصاد (رشد تولید) در اقشار مختلف چگونه است؟ علاوه بر سیستم توزیع درآمد میان عوامل تولید، بایستی در ارتباط با توزیع عوامل در میان اقشار جامعه ارائه شود.

از آن جا که اطلاعات دقیقی از توزیع عوامل بین اقشار مختلف جامعه در دسترس نیست اغلب مطالعات بدون پرداختن به توزیع عوامل میان اقشار جامعه به بررسی منافع حاصل از رشد اقتصادی و ارتباط آن با توزیع درآمد می‌پردازند.

در زمینهٔ رابطهٔ رشد اقتصادی و توزیع درآمد مطالعات گسترده‌ای در خارج و داخل کشور صورت گرفته است، اکثر این مطالعات، بررسی خود را با تأکید بر فرضیهٔ کوزنتس (۱۹۵۵) شروع نموده‌اند.در این فرضیه نابرابری در توزیع درآمد طی اولین مراحل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، سپس هم‌تراز شده و سرانجام کاهش می‌یابد به عبارت دیگر، رابطهٔ بین نابرابری درآمد با درآمد سرانه در طول زمان به شکل Uواژگون است. براساس مطالعهٔ کوزنتس دو عامل در افزایش نابرابری تا سطح معینی از توسعهٔ اقتصادی مؤثر می‌باشد، یکی تمرکز پس انداز در دست بالاترین گروه‌های درآمدی و دیگری ساختار اشتغال به صورت فرآیند صنعتی شدن و شهرنشینی.

پس از فرضیهٔ کوزنتس، مطالعات گسترده‌ای در ارتباط با عوامل مؤثر بر نابرابری انجام شده است که از آن جمله می‌توان به بررسی‌های صورت گرفته توسط شولتز[1](۱۹۶۹)، بلنک و بلیندر[2](۱۹۸۶)، کاتلر و کاتز[3](۱۹۹۱)، یوشینو[4](۱۹۹۳)، فلاکی گر و زرین‌نژادان[5](۱۹۹۴)، بایلر و گالدی[6](۱۹۹۵)، کول و توا[7](۱۹۹۶)، ساریل[8](۱۹۹۷)، برین‌وپنالوسا[9](۱۹۹۹)، جوهانسون وشیپ[10](۱۹۹۹)، چاو، داودی‌وگاپتا[11](۲۰۰۰)، ابونوری

1- Schultz
2- Blank&Blinder
3- Cutler & Katz
4- Yoshino
5- Fluckiger & Zarin-Nejadan
6- Bulier &Gulde
7- Cole &Towe
8- Sarel
9- Breen &Garsia-Penalosa
10- Johanson&Shipp
11- Chu&Davoodi &Gupta

Archive of SID

www.SID.ir

(۲۰۰۳)، ایسلند، کنورسی واسکوپیلیتی[1](۲۰۰۵)، اولالا و ولا[2](۲۰۰۵) اشاره نمود .همچنین از مطالعات صورت گرفته در داخل کشور می‌توان، مطالعات انجام شده توسط سپهری (۱۳۷۰)، ابو نوری (۱۳۷۶)، نیلی و فرح بخش (۱۳۷۷)، زمانی (۱۳۸۲)، زیبایی (۱۳۸۴)، جرجرزاده و اقبالی (۱۳۸۴)، ابونوری و خوشکار (۱۳۸۶)، صمدی، زادمهر و فرامرزی (۱۳۸۶)، ابریشمی، مهرآرا و خطا بخش (۱۳۸۴)، مهرگان، اصغر پور، صمدی و پور عبادالهان (۱۳۸۷) را نام برد.

متغیر توضیحی منظور شده برای تغییرات شاخص توزیع درآمد در اکثر مطالعات درآمد سرانه و مربع آن (براساس فرضیه کوزنتس)، تورم، بیکاری، مخارج دولت، نرخ ارز و در برخی مطالعات صورت گرفته برای ایران درآمدهای نفتی می‌باشد.

در این میان بسیاری از مطالعات از جمله بلنک و بلیندر (۱۹۸۶)، کاتلر و کاتز (۱۹۹۱)، یوشینو (۱۹۹۳)، کول و توا (۱۹۹۶)، جوهانسون وشیپ (۱۹۹۹)، شاخص نابرابری توزیع درآمد را به صورت متغیر وابسته با وقفه به‌کار گرفته‌اند.

در مدل ارائه شده توسط بلنک و بلیندر که با استفاده از اطلاعات سری ـ زمانی آمریکا برای دورهٔ (۱۹۸۳ـ۱۹۵۹) صورت گرفته متغیر نرخ فقر بر تورم، بیکاری، نسبت پرداخت‌های انتقالی به تولید ناخالص داخلی، نسبت خط فقر به میانگین درآمد و نرخ فقر با وقفه برازش شده است.

همچنین در مطالعهٔ انجام شده توسط کاتلر و کاتز برای اطلاعات سری ـ زمانی آمریکا طی دورهٔ (۱۹۸۹ـ۱۹۵۹) نرخ فقر بر تورم و بیکاری، نسبت خط فقر به میانگین و یا میانهٔ درآمدی، نرخ فقر با وقفه و روند زمانی برازش شده است.

یوشینو، سهم چندک‌های درآمدی را تابعی از نرخ تورم، رابطهٔ مبادله، نسبت عرضه شغل به تقاضای شغل و متغیر وابسته با وقفه در نظر می‌گیرد.

1- Iceland &Kenworthy &Scopilliti
2- Olalla&Vella

Archive of SID

www.SID.ir

کول و توا، عوامل مؤثر بر شاخص نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی) را با تـورم و بیکاری، جینی با وقفه، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره کوتـاه مـدت در اقتـصاد آمریکـا توضیح دادند.

جوهانسون و شیپ، تغییرات شاخص جینـی را براسـاس متغیرهـای تـورم و بیکـاری، جینی با وقفه و پرداخت‌های انتقالی ارائه کردند.

علاوه برمطالعات فوق الذکر، برخی از پژوهش‌ها به ارائهٔ بهره‌وری نیروی کار به عنوان متغیر توضیحی برای تغییرات شاخص توزیع درآمد پرداخته‌اند کـه از آن جملـه مـی‌تـوان به‌کار انجام شده توسط فلاکی‌گر و زرین‌نژاد (۱۹۹۹۴)، بـرین وپنالوسـا (۱۹۹۹)، سـپهری (۱۳۷۰)، ابو نوری (۱۳۷۶)، زیبایی (۱۳۸۴)، ابو نوری و خوشکار (۱۳۸۶) اشاره نمود.

فلاکی گر و زرین‌نژادان در مدل خود که با استفاده از اطلاعات سـری ـ زمـانی کـشور سوئیس طی دورهٔ (۱۹۸۶ـ۱۹۵۱) برآورد شده است، سهم بیستک‌های درآمدی را به عنـوان متغیر وابسته و بهروری نیروی کار، روند زمانی، نرخ تورم بر پایـهٔ ضـریب تعـدیل کننـدهٔ محصول ناخالص داخلی، سهم گارگران خـارجی از کـل نیـروی کـار را بـه عنـوان متغیـر توضیحی ارائه می‌نماید.

برین پنالوسا، تغییرات ضریب جینی را با استفاده از متغیرهای انحراف معیار، نرخ رشد محصول ناخالص داخلی، بهروری نسبی نیروی کار کـشاورزی و سـهم اشـتغال در بخـش کشاورزی توضیح می‌دهد.

در مدل ارائه شده توسط سپهری برای ایران طی دورهٔ (۱۳۶۹ـ۱۳۴۷) سهم چندک‌های درآمدی بر نرخ بیکاری، نرخ تورم، هزینه‌های دولتی، بهره‌وری نیـروی کـار، نـرخ آزاد ارز برازش شده است.

در مطالعهٔ صورت گرفته توسط ابونوری ضریب جینی تابعی از نسبت اشتغال، تورم، نسبت هزینه‌های دولتی به تعداد خانوار، نسبت درآمدهای مالیاتی به تعداد خـانوار، بهـره‌وری نیـروی کار و سهم درآمد شخصی از تولید ناخالص داخلی مد نظر قرار گرفته شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

زیبایی تغییرات ضریب جینی را براساس بهروری نیروی کار، نرخ واقعی ارز و تورم و بیکاری ارائه می‌کند.

ابونوری و خوشکار رشد ضریب جینی و رشد بیستک‌های درآمدی را تابعی از رشد بهره‌وری نیروی کار در نظر گرفته و برآورد می‌کند.

همچنین برخی از مطالعات، اشتغال را در تغییرات شاخص توزیع درآمد مؤثر دانسته‌اند که از آن جمله می‌توان به برین و پنالوسا، ایسلند و کنورسی و اسکوپیلیتی، ابونوری و جرجر زاده و اقبالی اشاره کرد.

تحلیل ادبیات موضوع و تصریح مدل

به‌کارگیری توزیع درآمد به صورت متغیر وابسته با وقفه در مطالعات صورت گرفته به این دلیل است که تعدیل شاخص‌های نابرابری ناشی از تغییر عوامل مؤثر بر آن‌ها، در یک سال صورت نمی‌گیرد و تأثیر کامل این متغیرها در طی چند دوره بر توزیع درآمد صورت می‌گیرد به این صورت که با افزایش نابرابری در اثر یکی از عوامل مؤثر بر آن، درآمدهای کسب شده برای افراد از این طریق، در دوره‌های بعدی خود موجب نابرابری درآمدها می‌گردند براین اساس ارائهٔ متغیر وابسته با وقفه در مدل می‌تواند در آزمون این فرضیه که «افراد با درآمد بالا قابلیت کسب درآمدهای بیش‌تر را در دورهٔ بعد داشته و افراد با درآمد پایین در دورهٔ بعد نیز دارای درآمد پایین خواهند بود» مورد استفاده قرار گیرد. این موضوع نکتهٔ حائز اهمیتی است که در مطالعات انجام شده برای کشورمان کم‌تر به آن توجه شده است درحالی‌که تأیید این فرضیه نشان می‌دهد کسانی که از امکانات بیش‌تری برخوردار می‌باشند شرایط توزیع منافع را به هر دلیل که ایجاد شده باشد به نفع خویش تغییر می‌دهند و کسانی که از امکانات کم‌تری برخوردار هستند بالاجبار شرایط تحمیل شده را می‌پذیرند. به عنوان مثال در شرایط تورمی افراد صاحب دارایی‌های بیش‌تر (که ناشی از درآمدهای بالای آن‌ها در طی دوره‌های قبلی است) منتفع می‌شوند اما سایر افراد از وضعیت تورمی

Archive of SID

www.SID.ir

متضرر هستند و همین‌طور در وضعیت مازاد نیروی کار (بیکاری)، صاحبان کارگاه‌ها نیروی کار ارزان به دست می‌آورند و همین امر به افزایش درآمد مجدد این گروه می‌انجامد . همچنین گروه‌های با درآمد بالا از رانت‌های به وجود آمده می‌توانند به راحتی استفاده کرده و منافع زیادتری را در دوره‌های بعد به دست آورند. این موضوع یکی از مواردی است که در کشور ما به دلیل شفافیت کم‌تر در قوانین و مقررات، خلاء قانونی در بسیاری از موارد، رانت‌های ناشی از سیاست‌های حمایتی (نرخ ارز، تعرفه‌ها، یارانه‌ها و...) و سیاست‌های دولت، انحصارات گسترده و درآمدهای نفتی... می‌تواند طرح شود.

پژوهش صورت گرفته توسط ابونوری و خوشکار شاید تنها مطالعه‌ای است که به تغییرات (رشد) ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی در ایران توجه کرده و آن را صرفاً تابعی از رشد بهره‌وری نیروی کار ارائه می‌نماید در واقع با لحاظ تغییرات ضریب جینی به جای خود ضریب جینی بسیاری از متغیرهای استفاده شده برای توضیح تغییرات شاخص نابرابری توزیع درآمد که در بخش «ادبیات موضوع» به آن پرداخته شد، حذف می‌شود. زیرا همان‌طور که در پاراگراف فوق به آن اشاره شد گنجاندن ضریب جینی با وقفه در مدل به مفهوم در نظر گرفتن تأثیر رانت‌های موجود و وضعیت قابل استفاده برای افراد با درآمد و ثروت بالابر توزیع درآمد می‌باشد که متأثر از خلاء موجود در قوانین ومقررات، سیاست‌های حمایتی دولت، درآمدهای نفتی و... است، می‌باشد.

نتایج مطالعهٔ ابونوری و خوشکار که برای استان‌های کشور صورت گرفته است، نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری نیروی کار باعث کاهش رشد چهار بیستک اول و افزایش رشد سهم بیستک پنجم شده است به عبارت دیگر رشد ناشی از بهروری نابرابری را افزایش داده است.

به‌کارگیری بهره‌وری نیروی کار به عنوان متغیر توضیحی برای شاخص نابرابری در برخی از مطالعات نه تنها به این دلیل، که این متغیر به عنوان یکی از منابع رشد بوده و مطابق فرضیهٔ کوزنتس رشد اقتصادی بر توزیع در آمد مؤثر است بلکه از جنبهٔ سهم عوامل تولید در تولید

Archive of SID

www.SID.ir

نیز مطرح می‌باشد. به این صورت که وجود رابطهٔ مثبت بین افزایش بهره‌وری نیروی کار و توزیع درآمد به مفهوم توانایی نیروی کار در دریافت سهم افزایش یافته خود از تولید می‌باشد.در صورت برخوردار بودن چنین توانایی در نیروی کار ، انتظار بر این خواهد بود که با افزایش سهم اشتغال و بهره‌وری نیروی کار، توزیع درآمد متعادل گردد.

نکتهٔ قابل ذکر این‌که نباید از سهم سرمایه به عنوان یکی دیگر از عوامل اصلی تولید غافل ماند. چنان‌چه در بررسی سهم نسبی عوامل در ادبیات موضوع ذکر شد بررسی سهم نسبی عوامل مستلزم توجه به نقش هر دو عامل تولید در تولید می‌باشد.

در این راستا، می‌توان تابع تولید را براساس فرم ریاضی کاپ داگلاس با فرض بازده ثابت به مقیاس در نظر گرفت.در این صورت بهره‌وری نیروی کار متناسب با نسبت به‌کارگیری عوامل و بهره‌وری کل خواهد بود.لذا می‌توان به جای بهره‌وری نیروی کار در مدل از نسبت به‌کارگیری عوامل و بهروری کل استفاده نمود.

$$GDP_t = A_t L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha} \Rightarrow (GDP/L)_t = A_t (K/L)_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

از آن‌جاکه نسبت به‌کارگیری عوامل تولید در واقع به‌کارگیری بهره‌وری نسبی عوامل تولید[1] می‌باشد با لحاظ نمودن متغیر «نسبت عوامل» در مدل به این پرسش که آیا عوامل به میزان افزایش نسبی بهره‌وری خود از رشد اقتصادی حاصل شده منتفع می‌شوند یا نه؟ پاسخ داده می‌شود[2]. به‌کارگیری بهره‌وری کل همراه با نسبت به‌کارگیری عوامل در مدل، تغییرات توزیع درآمد در اثر نوسانات بهره‌وری را از تغییرات حاصل شده در متغیر مذکور ناشی از نسبت به‌کارگیری عوامل تفکیک می‌کند.

برای این منظور و با توجه به توضیحات فوق الذکر در مورد مطالعات صورت گرفته در این زمینه الگوهایی به شرح ذیل مدنظر قرار می‌گیرد:

۱- بهره‌وری نیروی کار = GDP/L و بهره‌وری سرمایه =GDP/K ← نسبت بهره‌وری نیروی کار به سرمایه =K/L

۲- این موضوع با فرض این که عامل نیروی کار غالباً در دست اقشار متوسط و کم درآمد و سرمایه در اختیار گروه متوسط و پردرآمد قرار دارد قابل نتیجه‌گیری است.

Archive of SID

www.SID.ir

$$Gini_t = F\{Gini_{t-1}, MPL/MPK.L/K, X\} \quad (۲)$$

$$Gini_t = F\{Gini_{t-1}, MPL/MPK.L/K, X\} \quad (۳)$$

$$Gini_t = F\{Gini_{t-1}, MPL/MPK.L/K, X\} \quad (۴)$$

و درنهایت به منظور بررسی رابطهٔ عوامل تعیین کنندهٔ رشد اقتصادی و شاخص نابرابری توزیع درآمد با جایگذاری معادلهٔ(۱) در هر کدام از معادلات (۳) و (۴) خواهیم داشت:

$$Gini_t = F\{Gini_{t-1}, L/K, PRO, X\} \quad (۵)$$

در معادلات فوق pro بهره‌وری کل عوامل تولید بوده (TFP) و از برآورد تابع تولید کل اقتصاد حاصل می‌شود وX بردار سایر متغیرهای مؤثر بر شاخص نابرابری است.

برای برآورد الگو می‌توان از الگوهای خطی استفاده نمود. اما چنان‌چه در مطالعات قبلی نیز به صورت مکرر بیان شده است (حسن زیبایی، ۱۳۸۴) عرض از مبداء در الگوهای خطی برای معادلات توزیع درآمد به لحاظ اقتصادی توجیهی ندارد لذا از رابطهٔ غیر خطی به صورت ذیر استفاده می‌شود:

$$Gini_t = \alpha_{0}.(Gini_{t-1})^{\alpha_1}.(MPL/MOK.L.k)_t^{\alpha_2}.\prod X^{\beta_i}.e^t \quad (۶)$$

$$Gini_t = \alpha_{0}.(Gini_{t-1})^{\alpha_1}.(L_t/GDP_t)^{\alpha_2}.\prod X^{\beta_i}.e_t \quad (۷)$$

$$Gini_t = \alpha_{0}.(Gini_{t-1})^{\alpha_1}.(K_t/GDP_t)^{\alpha_2}.\prod X^{\beta_i}.e_t \quad (۸)$$

$$Gini_t = \alpha_{0}.(Gini_{t-1})^{\alpha_1}.(L_t/K_t)^{\alpha_2}.(PRO_t)^{\alpha_3}.\prod X^{\beta_i}.e_t \quad (۹)$$

که می‌توان با گرفتن لگاریتم از طرفین معادلهٔ آن‌ها را به شکل خطی درآورد.

بررسی و تحلیل داده

آمارمربوط به شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی و نسبت دهک بالا به دهک پایین)، تولید نهایی عوامل و بهروری جزئی و کل در جدول ۱ ارائه شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص توزیع نابرابری درآمد

دلایل تغییرات شاخص‌های نابرابری در بسیاری از مطالعات به تفصیل بیان شده است (ابریشمی، مهرآرا و خطابخش، ۱۳۸۴) اما به طور خلاصه از عوامل افزایش نابرابری در سال‌های اوایل دهه ۱۳۵۰ می‌توان به افزایش قیمت نفت در اوایل این دهه و سرمایه گذاری آن در بخش خدمات و صنعت، بهبود وضعیت معاش شهرنشین‌ها نسبت به روستاییان و درنتیجه مهاجرت آن‌ها به شهرها اشاره نمود. اما افزایش برابری پس از پیروزی انقلاب اسلامی به دلیل توجه دولت به بخش کشاورزی، تقسیم اراضی، پرداخت یارانه سود دولت و فرار بسیاری از ثروتمندان سابق و خلاء ناشی از نبود گروه پردرآمد اشاره نمود. شاخص توزیع نابرابری در طول برنامه‌های توسعه با توجه به سیاست‌های دولت و وضعیت اقتصادی دستخوش نوساناتی شده است اما وضعیت برابری توزیع درآمد در سال‌های اخیر نسبت به قبل از انقلاب بهبود یافته است.

شاخص‌های بهره‌وری

در برآورد بهره‌وری برای نیروی کار و سرمایه، نسبت تولید ناخالص داخلی به عوامل مذکور به‌کار گرفته شد اما به منظور برآورد بهروری عوامل کل تولید از تابع تولید کاپ داگلاس برای کل اقتصاد استفاد گردید.

جدول ۲ ساختار مدل و نتایج برآوردها را نشان می‌دهد در جدول مذکور متغیرهای GDP L,K به ترتیب تولید ناخالص داخلی و سرمایه به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و نیروی کار می‌باشند که به شکل لگاریتمی تعریف می‌شوند متغیرهای موهومی $D_{۵۹}$ ، $D_{۶۵}$ و $D_{۶۹}$ به ترتیب بیان کنندهٔ شروع جنگ تحمیلی، کاهش درآمدهای نفتی و شروع اثرگذاری تصمیمات مربوط به دورهٔ بازسازی بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد . مدل براساس روش خود رگرسیونی برداری (VAR) بادر نظر گرفتن روابط بلندمدت[1] و پویایی‌های

1- cointegration

www.SID.ir

کوتاه مدت (ECM[1]) با وقفهٔ بهینهٔ ۲ براساس معیارهای آکائیک و شوارتز برآورد گردیده است. براساس نتایج به دست آمده در این جدول رابطهٔ بلندمدت میان این سه متغیر تایید می‌شود .درحالی‌که کلیهٔ ضرایب معنادار می‌باشند. براساس روابط بلند مدت اشاره شده ضریب نیروی کار ۰/۶۹ و سرمایه ۰/۴۴ برآورد می‌شود[2].

در جدول مذکور، پویایی‌های کوتاه مدت «جوهانسون» ارائه شده است همان‌طورکه مشخص است معنادار بودن ضریب جزو پسماند معادله بلند مدت حاکی از آن است که (VECM[3]) رابطهٔ علیت از سوی نیروی کار و سرمایه به سمت تولید است. همچنین مطابق این جدول در کوتاه مدت ۶۶ درصد از تغییرات تولید به واسطهٔ تغییراتی می‌باشد که در سطوح گذشتهٔ آن صورت گرفته است.براساس تابع تولید به دست آمده، تولید نهایی نیروی کار و سرمایه برای دورهٔ (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳) در جدول ۱ ارائه شده است. در تولید نهایی مشتق حاصل از تابع تولید برای هر سال محاسبه و نتیجه بر تغییرات عامل تولید آن سال تقسیم شده است حاصل ضرب نسبت تولید نهایی با نسبت به‌کارگیری عوامل، سهم نسبی عوامل از تولید را ارائه می‌نماید.

منفی بودن تولید نهایی در برخی سال‌ها به مفهوم معکوس بودن جهت تغییرات تولید و عوامل تولید است .عدد منفی بزرگ برای تولید نهایی نیروی کار در سال ۱۳۵۹ ناشی از رشد منفی تولید در سال ۱۳۵۹ (حداکثر منفی رشد طی دهه‌های اخیر برای اقتصاد کشور) به دلیل وجود جنگ و از طرفی رشد مثبت اشتغال می‌باشد. منفی نبودن تولید نهایی سرمایه در این سال به دلیل کاهش سرمایهٔ ناشی از فرار بخشی از سرمایه به خارج از کشور به دلیل انقلاب و جنگ می‌باشد که سبب شده صورت و مخرج کسر تولید نهایی سرمایه هر دو منفی و درنهایت تولید نهایی سرمایهٔ مثبت باشد.

1- Error Correction Mechanism

۲- که نزدیک به بازده مقیاس ثابت بوده و با مطالعات گذشته در این خصوص همخوانی دارد که از آن جمله می‌توان به برآوردهای صورت گرفته توسط مقدم تبریزی، ولیزداده زنوز (۱۳۸۴) و وافی نجار (۱۳۸۴) اشاره نمود.

3- Vector error correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

همین طور منفی بودن تولید نهایی سرمایه در دورهٔ جنگ در ارتباط با کاهش سرمایهٔ ناشی از ویرانی‌های جنگ و نرخ سرمایه گذاری و رشد اقتصادی پایین در دورهٔ مذکور می‌باشد .به این صورت که وقتی نرخ سرمایه گذاری کم‌تر از ویرانی‌های ناشی از جنگ باشد سرمایه کاهش یافته و در صورت مثبت بودن رشد تولید به تولید نهایی منفی سرمایه می‌انجامد که این موضوع در سال ۱۳۶۶ کاملا مشهود است.

پس از برآورد تابع تولید، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) از طریق پسماند معادله حاصل می‌شود که با در نظر گرفتن سال ۱۳۷۶ به عنوان سال پایه، شاخص بهره‌وری طی دورهٔ (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳) به دست می‌آید که در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج حاصله برای شاخص‌های بهره‌وری در این مطالعه با برآوردهای صورت گرفته در بانک مرکزی مطابقت دارد (مقدم تبریزی، ناهید و ولیزاده زنوز، پروین)[۱].

چنان‌چه از جدول ۱ قابل ملاحظه است شاخص بهره‌وری کل، نیروی کار و سرمایه[۲] در سال‌های قبل از انقلاب روند افزایشی داشته که به دلیل وقوع اعتصابات، انقلاب و شروع جنگ از سال ۱۳۵۹ روند نزولی خود را شروع کرده‌اند. شاخص‌های بهروری به استثنای سال‌های ۱۳۶۱ و ۱۳۶۲ روند کاهشی خود را تا سال ۱۳۶۷ ادامه داده، اما پس از پایان جنگ وشروع دوران بازسازی اقتصادی و تا قبل از اجرای سیاست‌های یکسان‌سازی نرخ ارز (۱۳۷۲) افزایش یافته است. اجرای سیاست یکسان‌سازی ارز منجر به کاهش بهره‌وری شده و این روند تا قبل از اجرای سیاست تثبیت اقتصادی در سال ۱۳۷۴ ادامه یافته، در سال مذکور اجرای سیاست تثبیت سبب افزایش شاخص‌های مذکور گردیده و این روند برای سال ۱۳۷۵ نیز تداوم داشته است. تأکید بر سیاست‌های انقباضی و

۱- برآورد صورت گرفته برای بهره‌وری کل عوامل تولید هم‌سو با شاخص بهره‌وری نیروی کار و سرمایه است و به همین منظور قابل اعتماد می‌باشد چرا که می‌توان نشان داد رشد بهره‌وری کل به عنوان میانگین وزنی از رشد بهره‌وری متوسط نیروی کار و سرمایه است و این امر در مطالعه «امینی، علیرضا»، اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل در بخش صنعت و معدن، پیک نور، سال دوم، شمارهٔ چهارم، صفحه ۵۴) ارائه شده است.

۲- شاخص بهره‌وری عوامل تولید براساس تولید متوسط آن‌ها می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جهت‌گیری اقتصاد به سمت شرایط رکودی در سال ۱۳۷۶ منجر به کاهش بهره‌وری گردیده و این موضوع با شوک نفتی ۱۳۷۸ تشدید شده است به‌طوری‌که روند مذکور به غیر از سال ۱۳۷۹، تا سال ۱۳۸۰ ادامه یافته است. از سال ۱۳۸۱ به بعد با انجام تمهیداتی همچون حساب ذخیرهٔ ارزی، به‌کارگیری تکنولوژی‌های جدید (از جمله فن‌آوری اطلاعات و...) و تأکید بر بهره‌وری در برنامه‌های توسعه، بالا رفتن شاخص‌های بهره‌وری به طور مداوم از سرگرفته شده است.

جدول ۱. شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد و بهره‌وری و تولید نهایی عوامل تولید طی دورهٔ (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳)

سال	ضریب جینی	نسبت دهک بالا به پایین	شاخص بهروری کل	شاخص بهروری نیروی کار	شاخص بهروری سرمایه	بهروری سرمایه به نیروی کار	نسبت سرمایه به نیروی کار میلیون ریال ـ نفر	تولید نهایی نیروی کار	تولید نهایی سرمایه	نسبت تولید نهایی نیروی کار به سرمایه
۱۳۵۳	۰/۵۰	۲۹/۵	۱۶۴/۹	۱۳۱/۲	۱۷۸/۶	۱/۴	۴۹/۱	–	–	–
۱۳۵۴	۰/۵۰	۳۳/۸	۱۵۴/۲	۱۳۱/۳	۱۵۵/۷	۱/۲	۵۶/۳	۱۲/۱	۵/۳	۲/۳
۱۳۵۵	۰/۴۸	۳۱/۴	۱۵۱/۶	۱۳۶/۰	۱۴۹/۰	۱/۱	۶۰/۹	۴/۷	۴/۸	۱/۰
۱۳۵۶	۰/۴۶	۲۴/۷	۱۳۸/۰	۱۳۱/۲	۱۲۶/۶	۱/۰	۶۹/۲	۴۹/۶	۶/۵	۷/۶
۱۳۵۷	۰/۴۴	۱۹/۶	۱۲۱/۹	۱۲۰/۱	۱۰۷/۳	۰/۹	۴۷/۷	۵۱/۵	۹/۷	۵/۳
۱۳۵۸	۰/۴۶	۲۶/۶	۱۱۱/۱	۱۱۰/۱	۹۸/۵	۰/۹	۷۴/۵	۱۳/۹	۲۰/۲	۰/۷
۱۳۵۹	۰/۴۰	۱۷/۹	۹۳/۱	۹۳/۷	۸۰/۹	۰/۹	۷۷/۳	−۲۲۴/۵	۲۴/۷	−۹/۱
۱۳۶۰	۰/۴۰	۱۸	۸۷/۶	۸۸/۹	۷۵/۵	۰/۸	۷۸/۶	۸۷/۷	۳۴/۳	۲/۶
۱۳۶۱	۰/۴۴	۲۲/۲	۹۷/۵	۹۸/۹	۸۴/۴	۰/۹	۷۸/۳	۵۵/۰	۱۱۷/۷	۰/۵
۱۳۶۲	۰/۴۵	۲۵/۵	۱۰۴/۵	۱۰۶/۹	۹۰/۳	۰/۸	۷۹/۰	۲۲/۲	۲۲/۵	۱/۰
۱۳۶۳	۰/۴۰	۱۸/۵	۹۹/۸	۱۰۳/۷	۸۴/۷	۰/۸	۸۱/۷	۶۵/۵	۱۹/۳	۳/۴
۱۳۶۴	۰/۳۹	۱۶/۱	۹۹/۵	۱۰۲/۶	۸۶/۱	۰/۸	۷۹/۶	۲۰/۴	۱۸۵/۱	۰/۱
۱۳۶۵	۰/۳۹	۱۷	۹۱/۵	۹۲/۶	۸۱/۳	۰/۹	۷۶/۰	۸۲/۹	−۲۱/۰	−۳/۹
۱۳۶۶	۰/۴۰	۱۷/۴	۸۹/۳	۸۹/۴	۸۱/۰	۰/۹	۷۳/۷	۲۳/۶	−۱۴۰/۷	−۰/۲
۱۳۶۷	۰/۴۰	۱۷/۳	۸۴/۱	۸۳/۱	۷۷/۹	۰/۹	۷۱/۲	۳۳/۲	−۴۸/۴	−۰/۷
۱۳۶۸	۰/۴۱	۱۷/۶	۸۷/۴	۸۶/۲	۸۱/۷	۰/۹	۷۰/۵	۲۸/۶	۸۸/۶	۰/۳
۱۳۶۹	۰/۴۰	۱۵/۹	۹۷/۲	۹۴/۲	۹۴/۱	۱/۰	۶۶/۸	۱۲/۶	−۹۵/۸	−۰/۱
۱۳۷۰	۰/۴۰	۱۶/۳	۱۰۱/۹	۹۸/۹	۱۰۰/۶	۱/۰	۶۵/۷	۸/۴	۱۹/۷	۰/۴
۱۳۷۱	۰/۳۹	۱۵/۹	۱۰۲/۴	۱۰۰/۵	۱۰۰/۲	۱/۰	۶۶/۹	۲۳/۲	۲۲/۶	۱/۰
۱۳۷۲	۰/۴۰	۱۶	۱۰۱/۴	۱۰۰/۵	۹۸/۶	۱/۰	۶۸/۰	۳۶/۶	۳۰/۵	۱/۲

Archive of SID

www.SID.ir

سال	ضریب جینی	نسبت دهک بالا به پایین	شاخص بهروری کل	شاخص بهروری نیروی کار	شاخص بهروری سرمایه	بهروری سرمایه به نیروی کار	نسبت سرمایه به نیروی کار میلیون ریال ـ نفر	تولید نهایی نیروی کار	تولید نهایی سرمایه	نسبت تولید نهایی نیروی کار به سرمایه
۱۳۷۳	۰/۴۰	۱۵/۷	۹۹/۲	۹۸/۴	۹۷/۲	۱/۰	۶۷/۶	۲۰/۵	۴۹/۲	۰/۴
۱۳۷۴	۰/۴۱	۱۶/۱	۹۹/۴	۹۸/۴	۹۸/۴	۱/۰	۶۶/۷	۱۸/۳	۵۷/۹	۰/۳
۱۳۷۵	۰/۳۹	۱۴/۵	۱۰۱/۳	۱۰۰/۵	۱۰۱/۲	۱/۰	۶۶/۳	۱۳/۹	۳۱/۰	۰/۴
۱۳۷۶	۰/۴۰	۱۵/۷	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱/۰	۶۶/۸	۱۵/۸	۲۵/۱	۰/۶
۱۳۷۷	۰/۴۰	۱۴/۲	۱۰۰/۲	۱۰۱/۶	۹۸/۹	۱/۰	۶۸/۶	۴۱/۶	۲۴/۹	۱/۷
۱۳۷۸	۰/۴۰	۱۵/۴	۹۸/۲	۱۰۰/۵	۹۶/۵	۱/۰	۶۹/۶	۱۹/۹	۲۴/۱	۰/۸
۱۳۷۹	۰/۴۰	۱۵	۹۹/۷	۱۰۳/۲	۹۷/۳	۰/۹	۷۰/۸	۲۳/۴	۲۴/۳	۱/۰
۱۳۸۰	۰/۴۰	۱۴/۴	۹۸/۵	۱۰۳/۲	۹۵/۸	۰/۹	۷۱/۹	۱۶/۳	۲۰/۶	۰/۸
۱۳۸۱	۰/۴۲	۱۶/۹	۱۰۰/۰	۱۰۵/۵	۹۸/۰	۰/۹	۷۱/۸	۹/۳	۱۸/۰	۰/۵
۱۳۸۲	۰/۴۲	۱۶/۲	۱۰۲/۲	۱۰۹/۵	۹۹/۵	۰/۹	۷۳/۵	۱۳/۶	۱۶/۵	۰/۸
۱۳۸۳	۰/۴۰	۱۴/۶	۱۰۳/۲	۱۱۲/۲	۹۹/۵	۰/۹	۷۵/۳	۱۴/۰	۱۶/۲	۰/۹
۱۳۸۴	۰/۴۰	۱۴/۵	۱۰۵/۷	۱۱۷/۶	۹۹/۹	۰/۸	۷۸/۶	۲۵/۳	۱۵/۶	۱/۶
۱۳۵۸	۰/۴۰	۱۴/۹	۱۰۵/۹	۱۱۸/۹	۱۰۰/۴	۰/۸	۷۹/۱	۱۰/۱	۱۶/۹	۰/۶
۱۳۸۶	۰/۴۰	۱۵/۲	۱۰۹/۰	۱۲۵/۱	۱۰۱/۰	۰/۸	۸۲/۷	۳۸/۲	۱۶/۷	۲/۳

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران- محاسبات محقق

جدول ۲. نتایج تخمین مدل تابع تولید

$\log(GDP) = ۰/۲۴۰ + ۰/۶۹\log(L) + ۰/۴۴\log(k)$ (۹/۲) (۶/۱۷)	GDP	L	K
جزء ثابت	−۰/۵(−۳/۴)	۰/۰۳(۲/۴۹)	−۰/۰۰۴(−۰/۶)
EC	−۰/۹۶(−۷/۴)	−۰/۰۳(−۰/۳۹)	−۰/۱۱(−۱/۸)
D_1(GDP)	۰/۶۶(۶/۸۷)	۰/۰۹(۱/۴۳)	۰/۱۷۵(۳/۷۸)
D_2(GDP)	۰/۱۴(۱/۳۷)	۰/۵(۰/۷۷)	۰/۰۳(۰/۶۳)
D_1(L)	۰/۴۶(۱/۴۳)	۰/۰۲۴(۰/۱۱)	۰/۳۲(۲/۰۴)
D_2(L)	−۰/۶۵(−۲/۲)	−۰/۲۲(−۱/۱)	۰/۰۸۸(۰/۶۱)
D_1(K)	−۰/۳۳(−۱/۱)	−۰/۳(−۱/۵)	۰/۱۵(۱/۰۱)
D_1(K)	۱/۹(−۳/۴)	۰/۳۱(۱/۵)	۰/۴۶(۳/۲)
D_{59}	۰/۱۵(−۵/۴)	−۰/۰۳(−۱/۷)	−۰/۰۰۴(۰/۲۸)
D_{65}	−۰/۱۶(−۶/۳)	−۰/۰۳(−۱/۹)	−۰/۰۷(−۵/۸)

Archive of SID

www.SID.ir

$\log(GDP) = ۰/۲۴۰ + ۰/۶۹\log(L) + ۰/۴۴\log(k)$ (۹/۲) (۶/۱۷)	GDP	L	K
$D_{۶۹}$	۰/۰۵(۲/۰۹)	۰/۲(۱/۲)	−۰/۰۳(−۲/۶)
F	۲۵/۳	۱/۴	۲۷/۴
$R^۲$	٪۹۲	٪۴۲	٪۹۳

ـ اعداد داخل پرانتز آمارهٔ t را نشان می‌دهد.

ـ همهٔ متغیرها به شکل لگاریتمی می‌باشند.

ـ $D_۱$ و $D_۲$ به ترتیب تفاضل مرتبهٔ اول و مرتبهٔ دوم را نشان می‌دهند.

نسبت به‌کارگیری عوامل

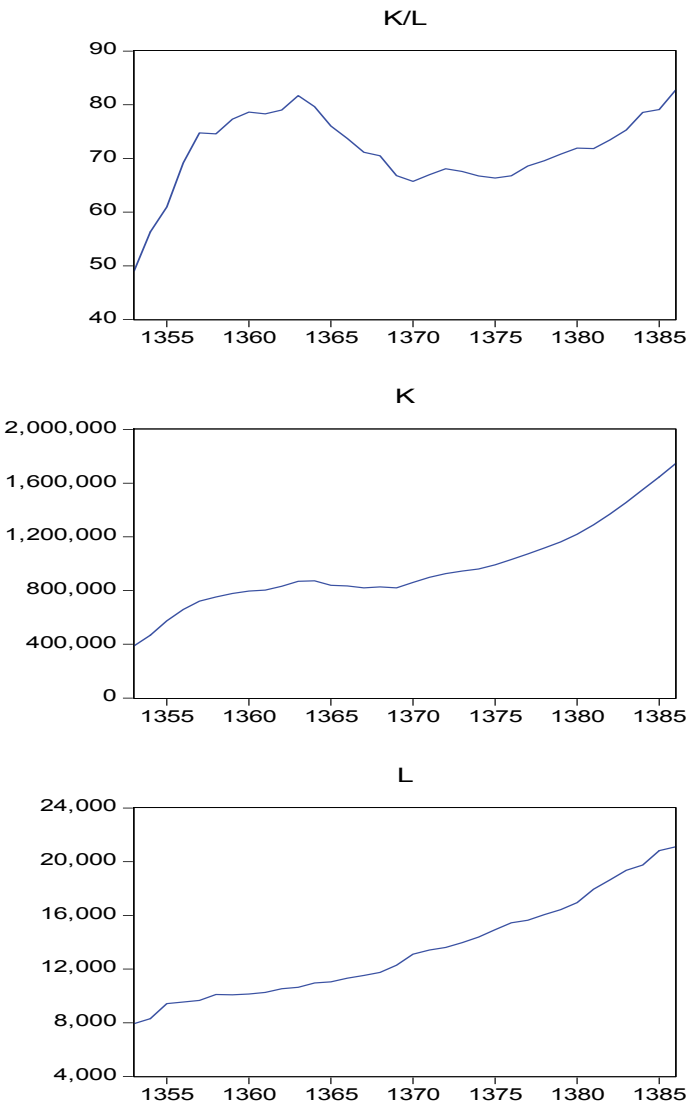
عوامل تولید منظور شده در این بررسی نیروی کار و سرمایه می‌باشند. نگاهی به تغییرات صورت گرفته در این عوامل طی سال‌های (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳) در نمودار ۱ حاکی از آن است که نسبت عوامل تحت تأثیر میزان سرمایه بوده است چرا که نیروی کار از روند یکنواخت صعودی طی دورهٔ مذکور برخوردار بوده است درحالی‌که سرمایه با افزایش در آمدهای نفتی در اوایل دههٔ ۱۳۵۰ روند شتابان به خود گرفته، که با وقوع انقلاب چنان‌چه از نمودار مشخص است آهنگ سرمایه نسبت به قبل از سال ۱۳۵۷ کندتر شده است. در طی دوران جنگ به دلیل از بین رفتن سرمایه، این متغیر روند کاهشی داشته و پس از جنگ روند صعودی خود را طی نموده است براین اساس نسبت سرمایه به نیروی کار نیز در طی دوران جنگ روند کاهشی داشته و سپس به طور یکنواخت بالا رفته است.

در نمودار (۲) روند رشد اقتصاد، بهره‌وری کل عوامل، بهره‌وری نیروی کار و نسبت به‌کارگیری (نیروی کار به سرمایه) ارائه شده است. چنان‌چه ملاحظه می‌شود ارتباط محسوسی بین نرخ رشد اقتصاد، بهره‌وری و نسبت عوامل در دوران قبل از انقلاب و پس از جنگ وجود دارد این ارتباط برای نرخ رشد اقتصاد و شاخص‌های بهره‌وری در طول همهٔ سال‌های مورد بررسی قابل مشاهده است.

Archive of SID

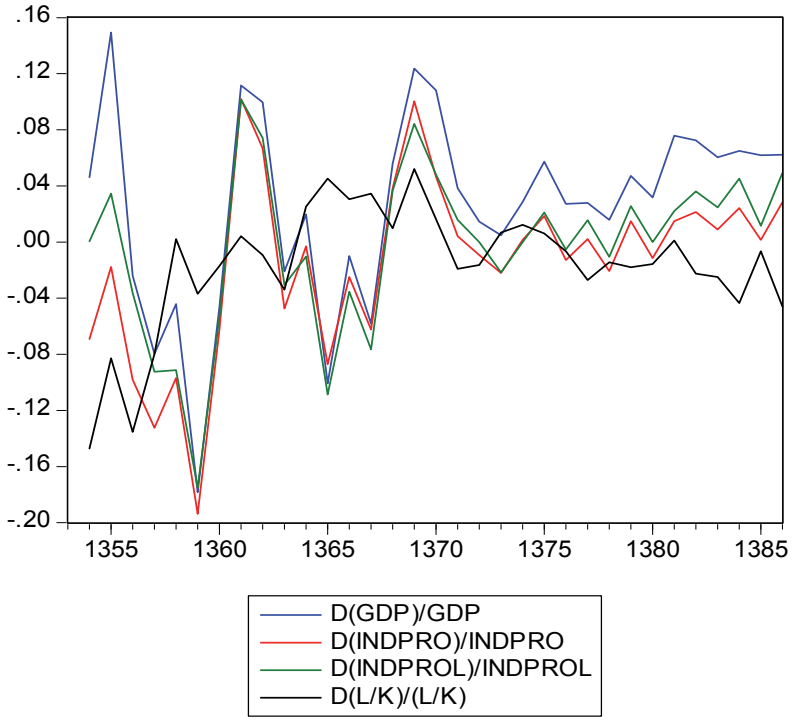
www.SID.ir

نمودار ۱. عوامل تولید و نسبت به‌کارگیری آن‌ها طی دورهٔ (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳)



www.SID.ir

نمودار ۲. رشد تولید ناخالص داخلی، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، رشد بهره‌وری نیروی کار و نسبت به‌کارگیری عوامل



برآورد و تحلیل مدل

با لگاریتم گرفتن از معادلات (۴)، (۵) و (۶) الگوها به شکل زیر می‌توانند ارائه شوند.

مدل (۱)

$$\log(Gini_t) = \log(\alpha_0) + \alpha_1 \log(Gini_{t-1}) + \alpha_2 \log(MPL / MPK.L / k)_t + \sum \beta_i \log(X) + \varepsilon_t$$

مدل (۲)

$$\log(Gini_t) = \log(\alpha_0) + \alpha_1 \log(Gini_{t-1}) + \alpha_2 \log(GDP_t / L_t) + \sum \beta_i \log(X) + \varepsilon_t$$

www.SID.ir

مدل (۳)

$$\log(Gini_t) = \log(\alpha_0) + \alpha_1 \log(Gini_{t-1}) + \alpha_2 \log(GDP_t / K_t) + \sum \beta_i \log(X) + \varepsilon_t$$

مدل (۴)

$$\log(Gini_t) = \log(\alpha_0) + \alpha_1 \log(Gini_{t-1}) + \alpha_2 \log(L_t / K_t) + \alpha_3 \log(PRO_t) + \sum \beta_i \log(X) + \varepsilon_t$$

در این بررسی سایر متغیرها شامل متغیرهای موهومی D_{58} و D_{6162} می‌باشد که D_{58} در ارتباط با سال ۱۳۵۸ بوده و به حوادث پس از پیروزی انقلاب اشاره دارد و D_{6162} در ارتباط با سال‌های ۱۳۶۱ و ۱۳۶۲ است که هم‌زمان با خارج شدن از شوک جنگ، افزایش درآمدهای نفتی و بهبود نسبی در وضعیت اقتصادی است.

نتایج حاصل از الگوهای (۲)، (۳) و (۴) در جدول ۳ برای دو نوع از شاخص نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی و نسبت دهک بالا به دهک پایین) ارائه شده است. به دلیل معنادار نبودن متغیر بهره‌وری نیروی کار در ارتباط با متغیر وابسته «نسبت دهک بالا به دهک پایین»، مدل (۲) برای این متغیر وابسته ارائه نشده است.

توجه به ارقام آمارهٔ t و F نشان می‌دهد مدل‌ها و هر کدام از متغیرهای توضیحی معنادار می‌باشند. با عنایت به وجود متغیر وابسته با وقفه در مدل‌ها به منظور بررسی خود همبستگی از h دوربین استفاده شد که حاکی از عدم وجود خود همبستگی در مدل‌ها است. آزمون ریشهٔ واحد با استفاده از (ADF[1]) در تأیید هم جمعی، آزمون مربوط به نرمال بودن پسماندها و آزمون بروش ـ گادفری (۱۹۷۸)[2] خود همبستگی از مرتبهٔ K است که در ضمیمه ارائه شده است.

رابطهٔ برآورد شده سهم نسبی نیروی کار در تولید با شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد طی دورهٔ (۱۳۵۳ـ۱۳۸۶) در مدل (۱) معنادار نمی‌باشد که نشان می‌دهد ، کارکرد سیستم توزیع درآمد در جامعه براساس نقش نسبی عوامل در تولید نمی‌باشد.

1- Augmented Dickey-Fuller 2- Breusch-Godfrey

Archive of SID

www.SID.ir

رابطهٔ معنادار و مثبت متغیر با وقفه در مدل‌ها بیان‌گرآن است که تغییر در عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، شاخص توزیع درآمد را در طی چند دوره تعدیل می‌کند به این صورت که با افزایش نابرابری و تمرکز درآمد در اختیار اقشار محدود، این گروه‌ها در دوره‌های بعدی از فرصت‌های رونق و رکود اقتصادی استفاده نموده و منافع بیش‌تری کسب می‌نمایند و به این ترتیب بر شدت نابرابری می‌افزایند.

رابطهٔ مثبت و معنادار بهروری نیروی کار و ضریب جینی در مدل (۲) حاکی از آن است که با افزایش نیروی کار در تولید، میزان نابرابری افزایش می‌یابد که در راستای نتیجهٔ مطالعهٔ صورت گرفته توسط ابونوری و خوشکار می‌باشد این موضوع با عنایت به این امر که نیروی کار از اقشار کم درآمد و متوسط جامعه می‌باشند به این معنی است که با افزایش تولید ناشی از رشد بهره‌وری نیروی کار، درآمد نیروی کار افزایش نمی‌یابد[1]. بلکه توسط صاحبان سرمایه، کارفرمایان، سایرین (دلالان، واسطه‌گرها و...) جذب می‌شود.البته آن چه مشخص است قسمت عمده‌ای از افزایش بهره‌وری نیروی کار ناشی از افزایش عامل سرمایه است و براین اساس می‌توان گفت با افزایش عامل سرمایه و افزایش نقش آن در تولید، صاحبان سرمایه توانسته‌اند منافع ناشی از تولید را به نفع گروه‌های با درآمد بالا سوق دهند.

رابطهٔ مثبت و معنادار بهره‌وری سرمایه و شاخص‌های توزیع نابرابری درآمد(ضریب جینی و نسبت دهک بالا به دهک پایین) در مدل (۳) نشان می‌دهد با افزایش بهره‌وری سرمایه، صاحبان سرمایه توانایی جذب سهم افزایش یافتهٔ خود از تولید را دارند .البته این افزایش نابرابری شامل افراد گروه سوم[2] یعنی دلالان و واسطه‌گرها و... نیز می‌شود.

چنانچه از نتایج مدل‌ها در پیوست نیز آشکار است افزایش بهره‌وری عامل سرمایه، دارای اثر بیش‌تری بر شاخص نابرابری توزیع درآمد نسبت به بهره‌وری نیروی کار می‌باشد. در این میان رابطهٔ مثبت بهره‌وری کل با شاخص نابرابری توزیع درآمد در مدل

۱- یا درآمد سایرین را بیش‌تر از درآمد نیروی کار افزایش می‌دهد.

۲- نیروی کار گروه (۱)، صاحبان سرمایهٔ گروه (۲) و واسطه‌گران و دلالان گروه (۳) مدنظر قرار گرفته‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

(۴) با عنایت به این امر که صاحبان سرمایه غالباً از اقشار با درآمد بالا می‌باشند، می‌تواند بیان‌گر جذب سهم بهره‌وری کل از رشد اقتصادی توسط صاحبان سرمایه باشد.

مثبت بودن رابطهٔ نسبت نیروی کار به سرمایه با شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد به مفهوم منفی بودن رابطهٔ نسبت سرمایه به نیروی کار با شاخص‌های مذکور است. (که این موضوع به راحتی از جدول ۱ قابل ملاحظه است.) این امر به معنی آن است که با افزایش میزان سرمایه نسبت به نیروی کار توزیع درآمد متعادل‌تر می‌شود.

این موضوع با توجه به نتایج حاصل از برآورد تابع تولید و بررسی روند نسبت به‌کارگیری عوامل در قسمت قبل، که نشان می‌داد با وجود این‌که نقش نیروی کار در تولید بیش‌تر از سرمایه است اما تغییرات نسبت عوامل از تغییرات سرمایه ناشی می‌شود، رفع موانع سرمایه گذاری و درنتیجه رشد مبتنی بر سرمایه که سبب افزایش نسبت سرمایه به نیروی کار در فرآیند رشد اقتصادی شده و از این طریق در ساختار و سیستم موجود توزیع درآمد کشور، سبب توزیع متعادل درآمد گردد را مورد تأکید قرار می‌دهد. این یافته در راستای نتایج حاصل از مطالعهٔ صورت گرفته توسط مهرگان، موسایی و کیهانی حکمت (۱۳۸۷) می‌باشد که به رابطهٔ رشد بخش‌های اقتصادی و توزیع درآمد پرداخته و بدون توجه به ویژگی‌های رشد در بخش‌های مذکور، اثر رشد اقتصادی در بخش کشاورزی را در متعادل نمودن توزیع درآمد مثبت ارزیابی می‌نمایند.

در بخش کشاورزی نسبت سرمایه به نیروی کار در طی دورهٔ مورد بررسی بالارفته و رشد صورت گرفته در این بخش بر سرمایه استوار است. که این امر در نمودار (۳) به وضوح قابل مشاهده است به‌طوری‌که رشد نسبت سرمایه به نیروی کار در کل کشورطی دورهٔ (۱۳۸۶ـ۱۳۵۳) ۶۰ درصد بوده درحالی‌که این رقم برای بخش کشاورزی طی همین دوره ۳۳۰ درصد می‌باشد همچنین برآورد تابع تولید به صورت ذیل (با استفاده از تابع کاپ داگلاس) در بخش کشاورزی حاکی از آن است که متغیر نیروی کار در تابع تولید

Archive of SID

www.SID.ir

معنادار نبوده و سرمایهٔ تغییرات تولید را در این بخش توضیح می‌دهد[۱].

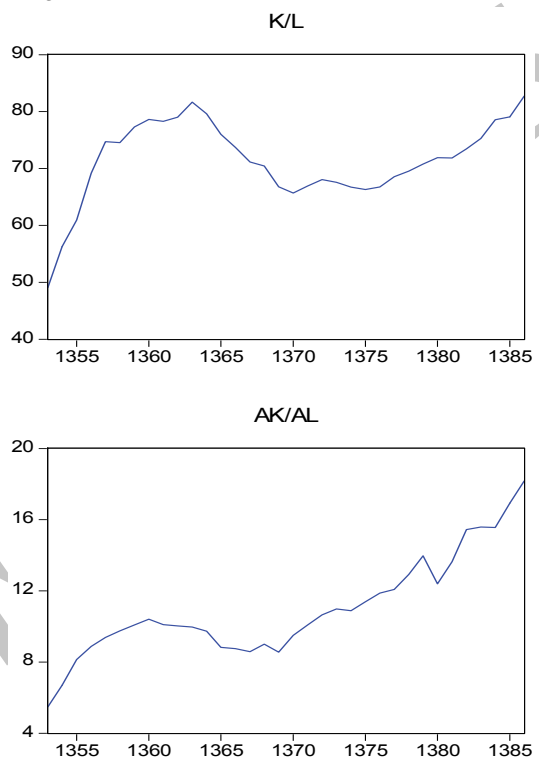
مدل تابع تولید بخش کشاورزی

$$\log(aq_t) = ۴ + ۰/۶۲\log(ak_t) - ۴۷Dre - ۰/۲۵Dw + \varepsilon_t$$

آماره (t) (۸/۸) (−۷/۳) (−۴/۷)

$$D.W = ۱/۴۴ \qquad F = ۱۲۹ \qquad R^۲ = ۹۳٪$$

نمودار ۳. نسبت سرمایه به نیروی کار در بخش کشاورزی و کل کشور



۱- آزمون‌های مربوط به ریشهٔ واحد، نرمال بودن جملهٔ پسماند و خودهمبستگی از مرتبهٔ K در ضمیمه ارائه شده است.

www.SID.ir

جدول ۳. نتایج برآورد مدل‌های ۲، ۳ و ۴

متغیر وابسته متغیر / توضیحی	ضریب جینی			نسبت دهک بالا به پایین	
	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۴
c	−۰/۸(−۳/۳۶)	۰/۲۹(−۵/۱۸)	−۰/۰۴۷(−۰/۱۶)	۱/۵۷(۴/۹۳)	۳/۶(۴/۰۶)
متغیر وابسته با وقفه	۰/۵۲(۵/۲۹)	۰/۴۳(۵/۱)	۰/۳۵(۳/۴۷)	۰/۶(۸)	۰/۵۷(۶/۹)
GDP/L	۰/۱۳(۲/۱۵)				
GDP/K		۰/۱۷(۴/۳۷)		۰/۳۷(۳/۲)	
L/K			۰/۱۳(۲/۰۵)		۰/۵۵(۲/۷)
pro(TFP)			۰/۱۸(۳/۲)		۰/۲۷(۱/۷۱)
D_{58}	۰/۰۸(۲/۷)	۰/۰۱(۳/۶)	۰/۱(۳/۶۴)	۰/۳۸(۴/۱۶)	۰/۴(۴/۵۶)
D_{6162}	۰/۰۸(۳/۶۳)	۰/۱(۵/۱۶)	۰/۱(۵/۲)	۰/۳(۴/۴۴)	۰/۳۳(۵/۰۶)
F	۲۵/۸	۴۰/۴	۳۵/۷	۴۳/۳	۴۲/۶
R^2	٪۷۹	٪۸۵	٪۸۷	٪۸۶	٪۸۹
h دوربین	۱/۸۲	۱/۳۷	۱/۴۷	۱/۱	۰/۶۶

اعداد داخل پرانتز آمارهٔ t می‌باشد.

نتیجه‌گیری

رابطهٔ معنادار و مثبت متغیر با وقفه در مدل‌ها بیان‌گر آن است که نابرابری موجب تمرکز منابع در اختیار اقشار محدود گردیده و همین امر زمینهٔ استفادهٔ بیش‌تر این گروه‌ها از فرصت‌ها و رانت‌های اقتصادی در دوره‌های بعدی را برای آن‌ها فراهم می‌نماید و به این ترتیب نابرابری درآمدها تشدید می‌شود.

پایین بودن فراوانی عامل سرمایه و تمرکز آن در اختیار گروه‌های خاص سبب شده، این عامل تولید هرچند سهم پایین، اما نقش تعیین کننده‌ای در تولید داشته باشد به‌طوری‌که در طی دورهٔ مورد بررسی (۱۳۸۳ـ۱۳۸۶) تغییرات تولید تحت تأثیر نوسانات سرمایه بوده است.

نقش تعیین کنندهٔ سرمایه در تولید، سبب شده علاوه بر بهره‌وری سرمایه، رشد و منافع حاصل از ارتقاء بهروری سایر عوامل تولید و به طور کلی بهره‌وری کل عوامل تولید در اختیار گروه‌های با در آمد بالا قرار گیرد به‌طوری‌که رابطهٔ بهره‌وری با شاخص‌های

Archive of SID

www.SID.ir

نابرابری توزیع درآمد معنادار و مثبت می‌باشد به عبارتی تأکید بر رشد اقتصادی از طریق ارتقاء بهره‌وری، نابرابری توزیع درآمد را افزایش می‌دهد.

بررسی رابطه سهم نسبی عوامل تولید با شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد با عنایت این امر که نیروی کار معمولا از طرف اقشار کم درآمد و متوسط جامعه عرضه می‌شود و سرمایه در اختیار گروه‌های متوسط و بالا قرار دارد حاکی از آن است که کارکرد سیستم توزیع درآمد براساس سهم نسبی عوامل از تولید نمی‌باشد به عبارتی با افزایش سهم نسبی نیروی کار از تولید، دریافتی نیروی کار به اندازه‌ای نیست که سبب توزیع متعادل درآمد گردد.

رابطهٔ مثبت بین نسبت به‌کارگیری نیروی کار به سرمایه در تولید با شاخص نابرابری نشان می‌دهد با افزایش سرمایه، نیروی کار بیش‌تری استخدام شده و با عنایت به نتایج فوق، بهبود در وضعیت نیروی کار صرفاً از طریق ایجاد و افزایش اشتغال (یعنی افزایش نسبت سرمایه به نیروی کار) و نه از طریق ارتقاء بهره‌وری نیروی کار صورت گرفته است.

با توجه به نتایج فوق، رفع موانع سرمایه‌گذاری و درنتیجه رشد مبتنی بر سرمایه که سبب افزایش نسبت سرمایه به نیروی کار در فرآیند رشد اقتصادی می‌گردد در شرایط اقتصادی و سیستم فعلی توزیع منافع حاصل از رشد در کشور، سبب توزیع متعادل درآمد خواهد گردید که این موضوع با مطالعات قبلی صورت گرفته در این زمینه مطابقت دارد .لیکن با عنایت به تأکید بهره‌وری به عنوان یکی از عوامل رشد اقتصادی در برنامهٔ پنجم توسعه و ضرورت ایجاد سیستم کارا در توزیع منافع به‌طوری‌که سایر اهداف محوری از جمله کاهش فاصلهٔ دهک‌ها و گروه‌های درآمدی نیز حاصل شود، راهکارها و توصیه‌های سیاستی ذیل براساس نتایج حاصل از تحقیق ارائه می‌شود.

اصلاح و تعیین رابطهٔ دستمزد و حقوق با نقش نیروی کار در تولید

ـ انجام اقداماتی به منظور افزایش نقش نیروی کار در تولید از جمله تطابق مشاغل با تخصص و مهارت افراد

www.SID.ir

ـ اصلاح قوانین و مقررات کار و رابطهٔ کارگر و کارفرما
ـ توسعه و تعمیق بازارهای مالی و سرمایه به منظور ارتقاء سرمایه گذاری در کشور
ـ رفع موانع سرمایه گذاری خارجی و افزایش آن
ـ کاهش انحصارات، گسترش رقابت
ـ حذف رانت‌های موجود در قوانین و مقررات
ـ جلوگیری از ایجاد رانت‌های ناشی از سیاست‌های دولت

ضمیمه: (نتایج برآوردها و آزمون الگوها)

مدل ۱. با شاخص نابرابری توزیع درآمد ضریب جینی و نسبت دهک بالا به پایین

Dependent Variable: GINI
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 21: 58
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.120798	0.041317	2.923678	0.0065
GINI(-1)	0.702210	0.098696	7.114880	0.0000
MPL/MPK*L/K	0.036379	0.086468	0.420726	0.6770

R-squared	0.627892	Mean dependent var	0.413858
Adjusted R-squared	0.603084	S.D. dependent var	0.027895
S.E. of regression	0.017574	Akaike info criterion	-5.158258
Sum squared resid	0.009266	Schwarz criterion	-5.022211
Log likelihood	88.11125	Hannan-Quinn criter.	-5.112482
F-statistic	25.31082	Durbin-Watson stat	2.180230
Prob(F-statistic)	0.000000		

Archive of SID

www.SID.ir

Dependent Variable: DA
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 58
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.058734	1.971669	2.058527	0.0483
DA(-1)	0.755623	0.100896	7.489143	0.0000
MPL/MPK*L/K	5.461042	14.63270	0.373208	0.7116
R-squared	0.651708	Mean dependent var		18.21212
Adjusted R-squared	0.628489	S.D. dependent var		4.873125
S.E. of regression	2.970254	Akaike info criterion		5.101680
Sum squared resid	264.6722	Schwarz criterion		5.237726
Log likelihood	-81.17772	Hannan-Quinn criter		5.147455
F-statistic	28.06733	Durbin-Watson stat		2.162893
Prob(F-statistic)	0.000000			

مدل ۲. با شاخص نابرابری توزیع درآمد ضریب جینی

Dependent Variable: LOG(GINI)
Method: Least Squares
Date: 02/03/11 Time: 19: 17
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.808675	0.240272	-3.365667	0.0022
LOG(GINI(-1))	0.527150	0.099612	5.292045	0.0000
LOG(GDP/L)	0.127315	0.059062	2.155630	0.0399
D58	0.087251	0.032373	2.695151	0.0118
D6162	0.084037	0.023156	3.629159	0.0011
R-squared	0.786712	Mean dependent var		-0.884290

Archive of SID

www.SID.ir

Adjusted R-squared	0.756243	S.D. dependent var	0.064027
S.E. of regression	0.031611	Akaike info criterion	-3.931882
Sum squared resid	0.027980	Schwarz criterion	-3.705139
Log likelihood	69.87606	Hannan-Quinn criter.	-3.855590
F-statistic	25.81952	Durbin-Watson stat	1.488294
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID07 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.323585	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID07)
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 19
Sample (adjusted): 1355 1386
Included observations: 32 after adjustments

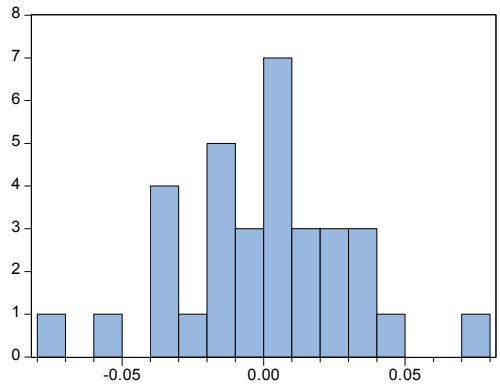
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID07(-1)	-0.851858	0.160016	-5.323585	0.0000
C	-0.002480	0.004708	-0.526863	0.6022

R-squared	0.485778	Mean dependent var	-0.002924
Adjusted R-squared	0.468637	S.D. dependent var	0.036530
S.E. of regression	0.026629	Akaike info criterion	-4.353204
Sum squared resid	0.021272	Schwarz criterion	-4.261595
Log likelihood	71.65126	Hannan-Quinn criter.	-4.322838

Archive of SID

www.SID.ir

F-statistic	28.34056	Durbin-Watson stat	2.092448
Prob(F-statistic)	0.000009		



Series: Residuals
Sample 1354 1386
Observations 33

Mean	-5.03e-17
Median	0.003363
Maximum	0.076906
Minimum	-0.070183
Std. Dev.	0.029570
Skewness	-0.025085
Kurtosis	3.584110
Jarque-Bera	0.472589
Probability	0.789548

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.369361	Prob. F(2,26)	0.6947
Obs*R-squared	0.911704	Prob. Chi-Square(2)	0.6339

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 20
Sample: 1354 1386
Included observations: 33
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.049785	0.256126	-0.194377	0.8474
LOG(GINI(-1))	-0.034031	0.115635	-0.294294	0.7709
LOG(GDP/L)	0.006707	0.061009	0.109935	0.9133
D58	0.002823	0.033313	0.084746	0.9331
D6162	-0.003656	0.024840	-0.147199	0.8841
RESID(-1)	0.185836	0.218276	0.851380	0.4023
RESID(-2)	-0.031661	0.216212	-0.146437	0.8847

Archive of SID
www.SID.ir

R-squared	0.027627	Mean dependent var	-5.03E-17
Adjusted R-squared	-0.196766	S.D. dependent var	0.029570
S.E. of regression	0.032348	Akaike info criterion	-3.838686
Sum squared resid	0.027207	Schwarz criterion	-3.521245
Log likelihood	70.33832	Hannan-Quinn criter.	-3.731877
F-statistic	0.123120	Durbin-Watson stat	1.763496
Prob(F-statistic)	0.992522		

مدل ۳. با شاخص نابرابری توزیع درآمد ضریب جینی

Dependent Variable: LOG(GINI)
Method: Least Squares
Date: 02/03/11 Time: 19: 18
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.299107	0.057687	-5.184984	0.0000
LOG(GDP/K)	0.168505	0.038504	4.376305	0.0002
LOG(GINI(-1))	0.428682	0.083900	5.109473	0.0000
D58	0.097437	0.027029	3.604930	0.0012
D6162	0.102353	0.019848	5.156708	0.0000

R-squared	0.852326	Mean dependent var	-0.884290
Adjusted R-squared	0.831229	S.D. dependent var	0.064027
S.E. of regression	0.026303	Akaike info criterion	-4.299515
Sum squared resid	0.019372	Schwarz criterion	-4.072771
Log likelihood	75.94199	Hannan-Quinn criter.	-4.223222
F-statistic	40.40160	Durbin-Watson stat	1.632883
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID09 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*

Archive of SID

www.SID.ir

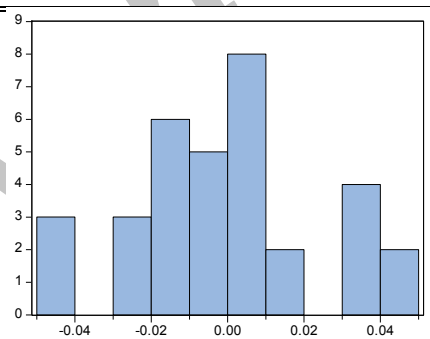
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.105913	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID09)
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 30
Sample (adjusted): 1355 1386
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID09(-1)	-0.870486	0.170486	-5.105913	0.0000
C	-0.001442	0.004194	-0.343719	0.7335

R-squared	0.464958	Mean dependent var	-0.001514
Adjusted R-squared	0.447123	S.D. dependent var	0.031907
S.E. of regression	0.023724	Akaike info criterion	-4.584156
Sum squared resid	0.016886	Schwarz criterion	-4.492548
Log likelihood	75.34650	Hannan-Quinn criter.	-4.553791
F-statistic	26.07034	Durbin-Watson stat	2.017901
Prob(F-statistic)	0.000017		



Series: Residuals
Sample 1354 1386
Observations 33

Mean	-8.74e-17
Median	-0.001274
Maximum	0.045786
Minimum	-0.044768
Std. Dev.	0.024605
Skewness	0.168292
Kurtosis	2.505608
Jarque-Bera	0.491855
Probability	0.781979

Archive of SID
www.SID.ir

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.282190	Prob. F(2,26)	0.7564
Obs*R-squared	0.701110	Prob. Chi-Square(2)	0.7043

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 32
Sample: 1354 1386
Included observations: 33
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.018018	0.065578	-0.274753	0.7857
LOG(GDP/K)	0.003767	0.040247	0.093589	0.9262
LOG(GINI(-1))	-0.026268	0.096225	-0.272983	0.7870
D58	0.000191	0.027752	0.006888	0.9946
D6162	-0.003352	0.021027	-0.159425	0.8746
RESID(-1)	0.158026	0.214954	0.735162	0.4688
RESID(-2)	0.029297	0.208620	0.140434	0.8894

R-squared	0.021246	Mean dependent var	-8.74E-17
Adjusted R-squared	-0.204621	S.D. dependent var	0.024605
S.E. of regression	0.027005	Akaike info criterion	-4.199777
Sum squared resid	0.018961	Schwarz criterion	-3.882336
Log likelihood	76.29632	Hannan-Quinn criter.	-4.092968
F-statistic	0.094063	Durbin-Watson stat	1.852531
Prob(F-statistic)	0.996397		

مدل ۴. با شاخص نابرابری توزیع درآمد ضریب جینی

Dependent Variable: LOG(GINI)
Method: Least Squares
Date: 02/03/11 Time: 19: 20
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Archive of SID

www.SID.ir

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.047538	0.292064	-0.162766	0.8719
LOG(GINI(-1))	0.347326	0.100205	3.466145	0.0018
LOG(PRO)	0.183415	0.057356	3.197854	0.0035
LOG(L/K)	0.127173	0.062127	2.046984	0.0505
D58	0.095170	0.026154	3.638881	0.0011
D6162	0.100944	0.019353	5.215870	0.0000

R-squared	0.868669	Mean dependent var	-0.884290
Adjusted R-squared	0.844348	S.D. dependent var	0.064027
S.E. of regression	0.025260	Akaike info criterion	-4.356196
Sum squared resid	0.017228	Schwarz criterion	-4.084104
Log likelihood	77.87724	Hannan-Quinn criter.	-4.264646
F-statistic	35.71746	Durbin-Watson stat	1.584721
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID10 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.800945	0.0005
Test critical values :	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID10)
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 34
Sample (adjusted): 1355 1386
Included observations: 32 after adjustments

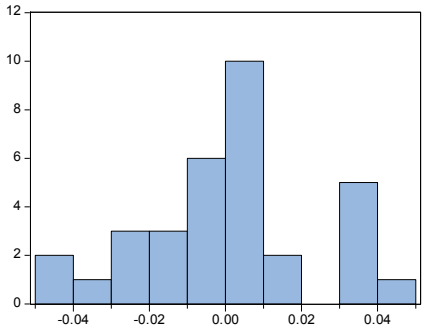
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

Archive of SID

www.SID.ir

RESID10(-1)	-0.831485	0.173192	-4.800945	0.0000
C	-0.001068	0.004009	-0.266393	0.7918

R-squared	0.434486	Mean dependent var	-0.000833
Adjusted R-squared	0.415635	S.D. dependent var	0.029665
S.E. of regression	0.022677	Akaike info criterion	-4.674486
Sum squared resid	0.015427	Schwarz criterion	-4.582878
Log likelihood	76.79178	Hannan-Quinn criter.	-4.644120
F-statistic	23.04908	Durbin-Watson stat	2.000578
Prob(F-statistic)	0.000041		



Series: Residuals
Sample 1354 1386
Observations 33

Mean	3.21e-18
Median	0.000596
Maximum	0.043920
Minimum	-0.049909
Std. Dev.	0.023203
Skewness	-0.014830
Kurtosis	2.715274
Jarque-Bera	0.112680
Probability	0.945218

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test :

F-statistic	0.531292	Prob. F(2,25)	0.5943
Obs*R-squared	1.345425	Prob. Chi-Square(2)	0.5103

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 45
Sample: 1354 1386
Included observations: 33
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

Archive of SID
www.SID.ir

C	-0.076135	0.306868	-0.248103	0.8061
LOG(GINI(-1))	-0.053918	0.115491	-0.466856	0.6446
LOG(PRO)	0.018770	0.061162	0.306885	0.7615
LOG(L/K)	-0.006755	0.063989	-0.105567	0.9168
D58	-0.000516	0.026628	-0.019379	0.9847
D6162	-0.004336	0.020359	-0.212965	0.8331
RESID(-1)	0.213050	0.223027	0.955265	0.3486
RESID(-2)	0.069250	0.209586	0.330411	0.7438

R-squared	0.040770	Mean dependent var	3.21E-18
Adjusted R-squared	-0.227814	S.D. dependent var	0.023203
S.E. of regression	0.025711	Akaike info criterion	-4.276609
Sum squared resid	0.016526	Schwarz criterion	-3.913820
Log likelihood	78.56405	Hannan-Quinn criter.	-4.154542
F-statistic	0.151798	Durbin-Watson stat	1.848228
Prob(F-statistic)	0.992213		

مدل ۳. با شاخص نابرابری نسبت دهک بالا به پایین

Dependent Variable: LOG(DA)
Method: Least Squares
Date: 02/03/11 Time: 19: 19
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.574767	0.319335	4.931389	0.0000
LOG(GDP/K)	0.372326	0.116479	3.196497	0.0034
LOG(DA(-1))	0.605102	0.075846	7.978019	0.0000
D58	0.380925	0.091651	4.156237	0.0003
D6162	0.302660	0.068211	4.437092	0.0001

R-squared	0.860851	Mean dependent var	2.874517
Adjusted R-squared	0.840973	S.D. dependent var	0.225548
S.E. of regression	0.089944	Akaike info criterion	-1.840521
Sum squared resid	0.226520	Schwarz criterion	-1.613778
Log likelihood	35.36860	Hannan-Quinn criter.	-1.764229
F-statistic	43.30590	Durbin-Watson stat	1.657880

Archive of SID

www.SID.ir

Prob(F-statistic)	0.000000

Null Hypothesis: RESID12 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.604574	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

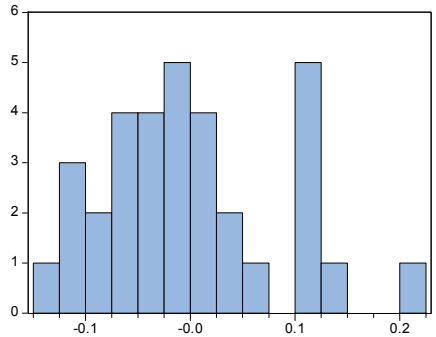
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID12)
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 49
Sample (adjusted): 1355 1386
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID12(-1)	-0.919933	0.164140	-5.604574	0.0000
C	-0.006390	0.013795	-0.463215	0.6466

R-squared	0.511490	Mean dependent var	-0.007020
Adjusted R-squared	0.495206	S.D. dependent var	0.109834
S.E. of regression	0.078036	Akaike info criterion	-2.202844
Sum squared resid	0.182686	Schwarz criterion	-2.111235
Log likelihood	37.24550	Hannan-Quinn criter.	-2.172478
F-statistic	31.41125	Durbin-Watson stat	2.111678
Prob(F-statistic)	0.000004		

Archive of SID

www.SID.ir



Series: Residuals	
Sample 1354 1386	
Observations 33	
Mean	-3.76e-17
Median	-0.018477
Maximum	0.202733
Minimum	-0.126389
Std. Dev.	0.084135
Skewness	0.563974
Kurtosis	2.566124
Jarque-Bera	2.008210
Probability	0.366372

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.127974	Prob. F(2,26)	0.8804
Obs*R-squared	0.321691	Prob. Chi-Square(2)	0.8514

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 50
Sample: 1354 1386
Included observations: 33
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.049840	0.345157	0.144397	0.8863
LOG(GDP/K)	0.000922	0.120303	0.007664	0.9939
LOG(DA(-1))	-0.016875	0.085589	-0.197163	0.8452
D58	0.014686	0.099238	0.147990	0.8835
D6162	-0.006201	0.071781	-0.086389	0.9318
RESID(-1)	0.102801	0.219401	0.468551	0.6433
RESID(-2)	0.045417	0.206912	0.219498	0.8280

R-squared	0.009748	Mean dependent var	-3.76E-17
Adjusted R-squared	-0.218771	S.D. dependent var	0.084135
S.E. of regression	0.092884	Akaike info criterion	-1.729105

Archive of SID
www.SID.ir

Sum squared resid	0.224312	Schwarz criterion	-1.411664
Log likelihood	35.53024	Hannan-Quinn criter.	-1.622296
F-statistic	0.042658	Durbin-Watson stat	1.772970
Prob(F-statistic)	0.999614		

مدل ۴. با شاخص نابرابری نسبت دهک بالا به پایین

Dependent Variable: LOG(DA)
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 51
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.553839	0.875777	4.057928	0.0004
LOG(DA(-1))	0.571431	0.082807	6.900794	0.0000
LOG(PRO)	0.274112	0.160589	1.706912	0.0993
LOG(L/K)	0.554286	0.203631	2.722013	0.0112
D58	0.392091	0.086049	4.556592	0.0001
D6162	0.325184	0.064246	5.061570	0.0000

R-squared	0.885171	Mean dependent var	2.874517
Adjusted R-squared	0.863906	S.D. dependent var	0.225548
S.E. of regression	0.083207	Akaike info criterion	-1.972014
Sum squared resid	0.186930	Schwarz criterion	-1.699922
Log likelihood	38.53824	Hannan-Quinn criter.	-1.880464
F-statistic	41.62645	Durbin-Watson stat	1.744471
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID13 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.493629	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

Archive of SID

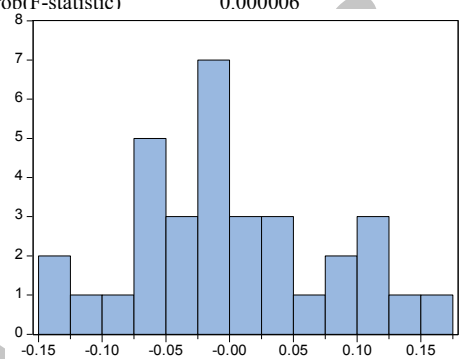
www.SID.ir

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID13)
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 51
Sample (adjusted): 1355 1386
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID13(-1)	-0.941947	0.171462	-5.493629	0.0000
C	-0.004664	0.013010	-0.358474	0.7225

R-squared	0.501495	Mean dependent var	-0.003131
Adjusted R-squared	0.484878	S.D. dependent var	0.102514
S.E. of regression	0.073576	Akaike info criterion	-2.320532
Sum squared resid	0.162403	Schwarz criterion	-2.228924
Log likelihood	39.12852	Hannan-Quinn criter.	-2.290167
F-statistic	30.17996	Durbin-Watson stat	2.070239
Prob(F-statistic)	0.000006		



Series: Residuals
Sample 1354 1386
Observations 33

Mean	5.55e-17
Median	-0.004512
Maximum	0.152256
Minimum	-0.141656
Std. Dev.	0.076430
Skewness	0.327912
Kurtosis	2.478910
Jarque-Bera	0.964754
Probability	0.617314

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.242872	Prob. F(2,25)	0.7862
Obs*R-squared	0.628962	Prob. Chi-Square(2)	0.7302

www.SID.ir

Test Equation:

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/27/11 Time: 22: 52
Sample: 1354 1386
Included observations: 33
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.048829	0.904475	0.053986	0.9574
LOG(DA(-1))	-0.027510	0.095006	-0.289558	0.7745
LOG(PRO)	0.019390	0.168328	0.115195	0.9092
LOG(L/K)	-0.007256	0.210425	-0.034480	0.9728
D58	0.013037	0.090752	0.143656	0.8869
D6162	-0.006978	0.067908	-0.102759	0.9190
RESID(-1)	0.089584	0.225841	0.396670	0.6950
RESID(-2)	0.130147	0.212938	0.611195	0.5466

R-squared	0.019059	Mean dependent var	5.55E-17
Adjusted R-squared	-0.255604	S.D. dependent var	0.076430
S.E. of regression	0.085643	Akaike info criterion	-1.870046
Sum squared resid	0.183367	Schwarz criterion	-1.507256
Log likelihood	38.85575	Hannan-Quinn criter.	-1.747978
F-statistic	0.069392	Durbin-Watson stat	1.802041
Prob(F-statistic)	0.999338		

تابع تولید بخش کشاورزی

Dependent Variable: LOG(AQ)
Method: Least Squares
Date: 02/28/11 Time: 00: 02
Sample: 1353 1386
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.013835	0.754124	5.322516	0.0000
LOG(AK)	0.620893	0.070249	8.838400	0.0000
DRE	-0.466574	0.063977	-7.292864	0.0000
DW	-0.251782	0.053094	-4.742218	0.0000

R-squared	0.928320	Mean dependent var	10.38416
Adjusted R-squared	0.921152	S.D. dependent var	0.425537
S.E. of regression	0.119490	Akaike info criterion	-1.301033

Archive of SID

www.SID.ir

Sum squared resid	0.428338	Schwarz criterion	-1.121461
Log likelihood	26.11755	Hannan-Quinn criter.	-1.239793
F-statistic	129.5089	Durbin-Watson stat	1.436436
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.172992	0.0026
Test critical values :	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

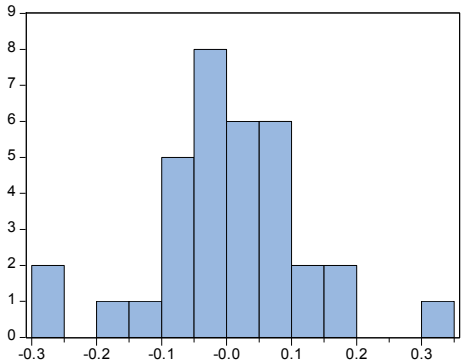
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 02/28/11 Time: 00: 04
Sample (adjusted): 1354 1386
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.718799	0.172250	-4.172992	0.0002
C	0.000710	0.019624	0.036206	0.9714

R-squared	0.359688	Mean dependent var	0.000802
Adjusted R-squared	0.339032	S.D. dependent var	0.138661
S.E. of regression	0.112731	Akaike info criterion	-1.468930
Sum squared resid	0.393958	Schwarz criterion	-1.378232
Log likelihood	26.23734	Hannan-Quinn criter.	-1.438413
F-statistic	17.41386	Durbin-Watson stat	2.040091
Prob(F-statistic)	0.000225		

Archive of SID

www.SID.ir



Series: Residuals	
Sample 1353 1386	
Observations 34	
Mean	-8.75e-16
Median	-0.003217
Maximum	0.328363
Minimum	-0.263135
Std. Dev.	0.113930
Skewness	0.050238
Kurtosis	4.467289
Jarque-Bera	3.064298
Probability	0.216071

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.966188	Prob. F(2,28)	0.1588
Obs*R-squared	4.186997	Prob. Chi-Square(2)	0.1233

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/28/11 Time: 00: 04
Sample: 1353 1386
Included observations: 34
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.703956	0.830202	-0.847933	0.4037
LOG(AK)	0.063954	0.076899	0.831667	0.4126
DRE	0.082915	0.076873	1.078594	0.2900
DW	0.052655	0.060238	0.874104	0.3895
RESID(-1)	0.342062	0.198032	1.727304	0.0951
RESID(-2)	0.188581	0.213619	0.882790	0.3849

R-squared	0.123147	Mean dependent var	-8.75E-16
Adjusted R-squared	-0.033434	S.D. dependent var	0.113930
S.E. of regression	0.115818	Akaike info criterion	-1.314801
Sum squared resid	0.375589	Schwarz criterion	-1.045444
Log likelihood	28.35162	Hannan-Quinn criter.	-1.222943
F-statistic	0.786475	Durbin-Watson stat	1.785290
Prob(F-statistic)	0.568177		

Archive of SID

www.SID.ir

منابع و مآخذ References

- سپهری، عباس (۱۳۷۰)، تأثیر سیاست‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد، مطالعه موردی ایران طی دوره ۱۳۴۷ـ۱۳۶۹، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران.
- ابونوری، اسمعیل (۱۳۷۱)، معرفی یک الگوی جدید توزیع درآمد، **برنامه و توسعه**، شماره اول، ص ۱۵۰ـ۱۷۱.
- نیلی، مسعود و علی فرح بخش (۱۳۷۷)، ارتباط رشد اقتصادی و توزیع درآمد، **برنامه و بودجه**، شماره ۳۴ و ۳۵، ص ۱۲۱ـ۱۵۴.
- زمانی، جواد (۱۳۸۲)، تجزیه و تحلیل آثار مالیات‌ها بر نابرابری اقتصادی در ایران، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، بابلسر.
- زیبایی، حسن (۱۳۸۴)، ارزیابی سهم عوامل تعیین کننده نابرابری و توزیع درآمد در ایران، **برنامه و بودجه**، شماره۹۱، ص۲۹ـ۶۸.
- جرجرزاده، علی رضاو علیرضا اقبالی(۱۳۸۴)، بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران، **فصلنامهٔ علمی پژوهشی رفاه اجتماعی**، شماره ۱۷، ص۲۰۷ـ۲۲۴.
- ابونوری، اسمعیل و آرش خوشکار، اثر رشد توزیع درآمد بر رشد بهروری نیروی کار، **کتاب مقالات نخستین همایش ملی بهروری و توسعه**، جلد دوم، تبریز۲۵و۲۶ آبان ۱۳۸۴، ص ۶۸۳ـ۷۱۲.
- مهرگان، نادر، اصغر پور، حسین، صمدی، رویا و پور عبادالهان، محسن، رابطه حداقل دستمزد با توزیع درآمد در ایران، **فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی رفاه اجتماعی**، سال نهم، شماره ۳۳ (۱۳۸۷).
- ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و خطا بخش، پریسا، بررسی رابطه رشد اقتصادی با توزیع درامد در ایران، **پژوهشنامهٔ علوم انسانی و اجتماعی**، سال پنجم، شماره ۱۷ (۱۳۸۴).
- ابونوری، اسمعیل و خوشکار، آرش، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران: مطالعه بین استانی، **مجلهٔ تحقیقات استانی**، شماره ۷۷، بهمن و اسفند ۱۳۸۵.
- صمدی، سعید، زادمهر، امین، فرامرزی و ایوب، (۱۳۸۶)، بررسی اثر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی، **فصلنامهٔ پژوهش‌های بازرگانی**، شماره ۴۹، زمستان ۱۳۸۷.

www.SID.ir

منابع و مآخذ References

- مقدم تبریزی، ناهید و ولیزاده زنوز، پروین، **بررسی بهروری در اقتصاد ایران**، **مجلهٔ روند**، سال شانزدهم، شماره ۴۹ تابستان ۱۳۸۵.
- **گزارش بهروری اقتصاد ایران** (۱۳۸۶ـ۱۳۶۷)، معاونت اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، فروردین ۱۳۸۹.

- Schultz, T.P. (1969), Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in United States; 1944-1965, **National Burean of Economic Research**, Studies in Income and Wealth, Vol.33, PP.75-106.
- 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.
- Cutler, D.M. and L. Katz (1991), Macroeconomic Performance and the Disadvantaged, **Brookings Papers on Economic Activity**, No. 2.
- Yoshino, O. (1993), Size Distribution of Workers Household Income and Macroeconomic Activities in Japan: 1963-1988, **Review of Income and Wealth**, Series 39, No.4, PP. 393-400.
- Fluckiger. Y. and M. Zarin-Nejadan (1994), The effect of Macroeconomic Variables on the Distribution of Income: The case of Switzerland, **journal of Income Distribution**, Vol.4, No.1, PP.25-39.
- Bulier, A. and A-M. Gulde,(1995), **Inflation and income Distribution-Further Evidence on Empirical Links**, IMF Working Papers, No. 95/86.Washington,International Monetary Fund.
- Cole, J. and C. Towe (1996), Income Distribution and Macroeconomic Performance in the United States, IMF Working Paper, No. 96/97, Washington, **International Monetary Fund**.
- Sarel, M.(1997), How Macroeconomic factors Affect Income Distribution: the Cross-country Evidence, **IMF Working Paper**, No.97/152, Washington, International Monetary Fund.
- Breen, R. and C. Garcia-Penalosa (1999), Income Inequality and Macroeconomic Volatility: An Empirical Investigation, Economics **Papers from Economics Group**, Nuffield College, University of Oxford.
- Johanson, D.S. and S. Shipp (1999), Inequality and the Business Cycle: A Consumption Viewpoint, **Empirical Economics**, Vol.24, and PP.173-180.
- Chu,K.,H.Davoodi and S. Gupta(2000), Income Distribution and Tax and Government Social Spending Policies in Developing Countries, IMF Working Paper, No.00/62, Washington, **International Monetary Fund**.
- Abounoori, E. (2003), Unemployment, Inflation and Income Distribution: a Cross-Country Analysis, **Journal of Iranian Economic Review**, Vol. 8, No.9, and PP.1-11.

www.SID.ir

References منابع و مآخذ

- Iceland, J., L. Kenworthy and M. Scopilliti (2005), Macroeconomic Performance and Poverty in the 1980s and 1990s: A State-Level Analysis, IRP Discussion Papers and Reprints, Also See: **www.u.arizona.edu**.
- Olalla, L. F. and F. Vella (2005), **Macroeconomic Activity and the Distribution of Income in Spain**, Working Paper, European University Institute, No.45.

www.SID.ir