فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره 6، شماره 4، زمستان 1388، صفحات 72-51
Archive of SID

اثرات درآمدهای نفتی و تزریق آن به اقتصاد بر توزیع درآمد: مطالعه‌ی موردی کشور ایران

دکتر مرتضی سامتی، آزاد خانزادی و مهدی یزدانی *

تاریخ وصول: 1388/9/17 تاریخ پذیرش: 1388/12/17

چکیده:

افزایش قیمت نفت باعث افزایش ذخایر ارزی کشورهای صادر کننده‌ی نفت می‌شود و قدرت تجویز این درآمدها را به اقتصاد داخلی افزایش می‌دهد. تزریق نادرست این منابع به اقتصاد ملی، می‌تواند اقتصاد کشورهای صادر کننده‌ی نفت را دچار پدیده‌ای به نام بیماری هلندی می‌کند. از سوی دیگر، در صورت اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی نامناسب، نابرابری درآمد در این کشورها افزایش می‌یابد. اقتصاد ایران نیز به علت اینکه یکی از عرضه‌کنندگان اصلی نفت در اقتصاد جهانی است، ممکن است که دچار چنین پدیده‌ای شود. این مطالعه سعی در آشکار ساختن اثر رشد چشم‌گیر حجم پول طی سال‌های گذشته بر متغیرهای نابرابری در اقتصاد ملی دارد. نتایج حاصل از این تحقیق گواه بر این مطلب است که مصارف و درآمدهای دولتی باعث افزایش نابرابری‌ها شده است. همچنین، اثر درآمدهای نفتی بر نابرابری در توزیع درآمد تا حدودی مبهم است و خود این متغیر باعث کاهش نابرابری‌ها می‌شود، ولی نظام توزیع موجود این اثر را کاهش می دهد و به طور آشکار نرخ رشد عرضه پول، باعث افزایش نابرابری شده است.

طبقه بندی JEL: C22 ،E52

واژه‌های کلیدی: *درآمدهای نفتی، نابرابری در توزیع درآمد*

* به ترتیب، دانشیار و دانشجویان دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان (msameti@gmail.com)

www.SID.ir

Archive of SID

1- مقدمه

توزیع درآمد و ثروت از جمله مشکلاتی است که کشورهای در حال توسعه وجود دارد. این مسأله در مورد کشورهای صادر کننده‌ی نفت از جمله ایران بیشتر مورد توجه است. در این کشورها تقریباً نفت به صورت مستقل از سایر بخش‌های اقتصاد، درصد قابل ملاحظه‌ای از درآمدهای دولت را تأمین می‌کند. پس از اولین شوک نفتی در سال1973، اقتصاد ایران وابستگی شدیدی به درآمدهای ناشی از منابع نفتی و گازی پیدا کرد. همچنین، بر اساس شواهد موجود اقتصاد ایران طی این سال‌ها رشد تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی پایین و نابرابری درآمدی را تجربه کرده است. از این رو، این شواهد در اقتصاد ایران این فرضیه را اثبات می‌کند که منابع طبیعی و درآمدهای ناشی از آن به جای آنکه نابرابری درآمدی را کاهش دهد، موجب افزایش آن می‌گردد.

بنابراین، هدف از انجام این مطالعه بررسی این فرضیه است که آیا درآمدهای نفتی و تزریق این درآمدها به اقتصاد کشور اثری مثبت بر توزیع درآمد داشته است یا نه. از این‌رو، در بخش دوم این مقاله به ارائه‌ی مبانی نظری این رابطه پرداخته شده است. در بخش سوم مروری بر مطالعات گذشته در زمینه‌ی موضوع تحقیق شده است. در بخش چهارم مدل مورد استفاده در مقاله معرفی شده و در بخش پنجم به ارائه‌ی نتایج پرداخته شده است.

2- مبانی نظری

کوزنتس[1] در سال 1955 با بررسی اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد، پایه‌گذار بررسی اثرات متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد شد. نتایج تحقیق وی حاکی از آن بود که در مراحل اولیه‌ی رشد اقتصادی، توزیع درآمد نابرابر می‌گردد، در حالی که با ادامه‌ی رشد اقتصادی و در بلندمدت این نابرابری کمتر می‌شود. این مسأله از سوی بسیاری از محققان مورد رد یا تأیید قرار گرفت. گسترش ادبیات موضوع، به نقش دولت نیز در این خصوص رسید. از طرفی، دولت با هزینه‌های جاری و هزینه‌های سرمایه‌ای می‌تواند بر اختلاف گروه‌های درآمدی، دامن بزند و از سوی دیگر می‌تواند با درآمدهای خود از طریق مالیات‌ها یا پرداخت‌های انتقالی بر توزیع درآمد تأثیر بگذارد. موضوع نقش مالیات‌ها در بازتوزیع یا توزیع مجدد ناشی

[1] Kuznets

www.SID.ir

Archive of SID

از این مطلب است. امروزه حضور دولت سبب شده است که بررسی رابطه‌ی میان سیاست مالی و توزیع درآمد بسیار مورد توجه قرار گیرد. حضور دولت به عنوان دریافت کننده‌ی درآمدهای عظیم ارزی در کشورهای صادرکننده‌ی نفت به علت مالکیت و انحصار دولت بر این منابع، موجب جالب‌تر شدن این بحث گردیده است. از این رو، درآمدهای نفتی تناسب چندانی با فعالیت‌های اقتصادی در بخش‌های دیگر ندارد. به عبارتی دیگر، ارتباط پیشین بین بخش نفت و سایر بخش‌ها وجود ندارد و سبب شده است که برخی از کشورهای صادر کننده‌ی نفت با وجود جمعیت اندک (نظیر عربستان و کویت)، نیروی کار غیرماهر مورد نیاز خود را از کشورهای دیگر تأمین کنند. البته، این مسأله در مورد دیگر کشورهای صادرکننده‌ی پر جمعیت نظیر ایران صادق نیست. اما نشان دهنده‌ی رویکردی است که این کشورها با بخش‌های غیرنفتی خود دارند (کاتوزیان، 1377).

شواهد نشان می‌دهد به غیر از سال‌های خاصی که قیمت نفت بسیار تنزل کرده است، در دیگر سال‌ها، هزینه تولید نفت کمتر از ده درصد قیمت آن است. به عبارتی دیگر، 90 درصد از درآمد حاصل از تولید نفت خالص یا سود است. از آنجا که این درآمد به حساب خزانه واریز می‌شود و بسته به نگرش دولت توزیع می‌گردد، می‌تواند سبب کاهش نابرابری یا افزایش آن گردد.

به نظر می‌رسد که برای بررسی کمی میان توزیع درآمدها و درآمد نفتی باید به بحث در قالب تحلیل سیاست مالی و اثر آن بر توزیع درآمد نگاهی انداخت و اثر درآمدهای نفتی به همراه درآمدهای مالیاتی و مخارج جاری و سرمایه‌ای دولت مورد بررسی و نتیجه‌گیری قرار داد.

3- مروری بر پیشینه‌ی تحقیق

در این قسمت مروری بر مطالعات قبلی انجام شده در این زمینه انداخته می‌شود. همان طور که در قسمت قبل بیان شد، بررسی و مطالعات رابطه‌ی میان متغیرهای اقتصاد کلان و توزیع درآمد از مطالعه کوزنتس (1955) آغاز شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعات قبلی نظیر مطالعات آلوالیا[2] (1976)، سائیت[3](1983)، پاپانک و کین[4](1986)، رام[5] (1988)، کامپانو و سالواتوره[6] (1988)، آناند و کانبور[7] (1993) و دنینجر و اسکوآیر[8] (1998) به پیروی از کوزنتس سعی در بررسی رابطه‌ی میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد نموده‌اند. حجم مطالعات صورت گرفته نشان‌دهنده‌ی فصل جدیدی از بررسی توزیع درآمد و ارائه‌ی راهکارهایی، برای حل مشکلات اجتماعی و اقتصادی است. این در حالی است که برخی از مطالعات به روشی دیگر، یعنی نقش توزیع درآمد و بازخورد اجتماعی آن بر رشد اقتصادی تأکید کرده‌اند. به عنوان نمونه، السینا و رودریک[9] (1994) معتقدند که افزایش نابرابری در توزیع درآمد و ثروت، سبب می‌شود که نرخ مالیات بیشتر از نرخ بهینه‌اش تعیین گردد و این مسأله کاهش سرمایه‌گذاری و به دنبال آن، کاهش نرخ رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

تانینن[10] (1999) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه پرداخته است. بر اساس نتایج این تحقیق، یک رابطه‌ی منفی بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی برقرار است که در واقع مطابق با نتایج مطالعات قبلی در این زمینه است. اما در این تحقیق تانینن بیان کرده است که در صورت وجود نابرابری درآمدی بالا در یک اقتصاد، اجرای سیاست‌های مالی توسط دولت منجر به افزایش تقاضا برای توزیع مجدد درآمد می‌گردد و چون دولت برای تأمین مالی سیاست اجرایی خود مجبور به افزایش مالیات‌های اختلال‌زا می‌گردد. از این رو، تخصیص بهینه‌ی منابع در این حالت از بین خواهد رفت و منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. بنابراین، وی نتیجه گرفته است که بین مخارج دولت که از طریق اجرای سیاست‌های مالی صورت می‌پذیرد و رشد اقتصادی، یک رابطه‌ی غیر خطی وجود دارد به نحوی که در

[2] Ahlwalia
[3] Saith
[4] Papanek and Kyn
[5] Ram
[6] Campano and Salvatore
[7] Anand and Kanbur
[8] Deininger and Squire
[9] Alesina and Rodrik
[10] Tanninen

www.SID.ir

Archive of SID

سطوح پایین مخارج دولت این ارتباط مثبت بوده است؛ اما در سطوح بالا این ارتباط منفی خواهد بود.

ساراف و جیوانجی[11](2001) در مطالعه‌ای به بررسی اثر افزایش درآمدهای ناشی از فروش منابع طبیعی بر نابرابری درآمدی در کشور بوتسوانا پرداخته است. بر اساس نتایج این تحقیق، محققان در این کشور با مدیریت و تخصیص مناسب این درآمدها توانسته‌اند از یک نرخ رشد اقتصادی مناسب و پایدار برخوردار شوند و نابرابری درآمدی را کاهش دهند.

مطالعات متعددی نیز در مورد کشور ایران در زمینه‌ی اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر روی توزیع درآمد انجام شده است که از آن‌جمله می‌توان به مطالعه‌ی مهران (1975)، سلمانی و آقاجانزاده (1360)، طاهری (1366)، صمدی (1371)، پروین (1375) و ابونوری (1376) اشاره نمود. تعداد قابل توجهی از این مطالعات برای محاسبه‌ی شاخص نابرابری است (که به طور عمده ضریب جینی است). در اینجا سعی شده است که از این مطالعات صرفه‌نظر گردد و به طور عمده به بررسی مطالعاتی که در آنها تأثیر درآمدهای نفتی بر نابرابری درآمدی پرداخته شده، نگاهی انداخته شود.

جرجرزاده و اقبالی (1384) در مطالعه‌ای به بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران برای سال‌های 81-1347 پرداخته‌اند. شاخص به کارگرفته شده برای توزیع درآمد در این مطالعه ضریب جینی بوده است. روش تخمین الگوی مورد استفاده در این مطالعه الگوی خود توزیع با وقفه‌های توزیعی است. نتایج به دست آمده از این مطالعه، حاکی از آن است که درآمدهای نفتی سبب نابرابر شدن توزیع درآمد در کل کشور و در فضای شهری می‌گردد. اما در مورد این تأثیر در فضای روستایی به صراحت نمی‌توان اظهار نظر نمود.

مرادی (2006) به بررسی اثر فراوانی منابع نفتی بر روی دو متغیر کلان اقتصادی (رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی) طی سال‌های 2005- 1968 پرداخته است. بر اساس نتایج این تحقیق، اثر فراوانی منابع نفتی بر روی تولید ناخالص داخلی در بلندمدت مثبت و معنی‌دار بوده است؛ اما اندازه‌ی این ضریب کوچک است. همچنین، بر اساس نتایج این تحقیق فراوانی منابع نفتی اثر منفی و معنی‌داری بر روی توزیع درآمد داشته است.

[11] Sarraf and Jiwanji

www.SID.ir

Archive of SID

ابراهیمی و سالاریان (1388) پدیده‌ی نفرین منابع طبیعی و رشد اقتصادی در کشورهای صادر کننده نفت را بررسی کردند.

4- معرفی مدل

در این مطالعه برای تخمین مدل مورد استفاده از روش جها[12] (1999) استفاده شده است. مدل ارائه شده به صورت زیر است:

$$Gini = f(Y, INF, UN, OILR, T, GC, M) \quad (1)$$

که در آن متغیرها به صورت زیر تعریف می‌شود.

$Gini$: ضریب جینی

Y: تولید کل حقیقی (بر حسب میلیارد ریال)

INF: نرخ تورم

UN : نرخ بیکاری

$OILR$: درآمدهای نفتی حقیقی (بر حسب میلیارد ریال)

T: درآمدهای حقیقی کل دولت (بر حسب میلیارد ریال)

GC: مخارج حقیقی دولت (بر حسب میلیارد ریال)

M_2: رشد تعریف گسترده پول

مدل مورد استفاده در این تحقیق یک الگوی کاب - داگلاس است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Gini = A_0.Y^{a_1}.INF^{a_2}.UN^{a_3}.Oilr^{a_4}.T^{a_5}.GC^{a_6}\ .\ M^{a_7} \quad (2)$$

حال اگر از دو طرف رابطه فوق لگاریتم طبیعی گرفته شود و جزء خطا به سمت راست آن اضافه شود، الگوی فوق به صورت زیر در خواهد آمد:

$$Ln Gini_t = Ln A_0 + a_1 Ln Y_t + a_2 Ln INF_t + a_3 Ln UN_t + a_4 Ln Oilr_t + a_5 Ln T_t + a_6 Ln GC_t + a_7 Ln M_t + u_t \quad (3)$$

5- نتایج تجربی

به کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی، مبتنی بر فرض مانائی متغیرها است. اما مطالعات در زمینه‌ی سری‌های زمانی نشان می‌دهد، چنین فرضی در بسیاری از سری‌های زمانی نادرست است و میانگین و واریانس در بسیاری از

[12] Jha

www.SID.ir

Archive of SID

سری‌های زمانی به زمان بستگی دارد. بنابراین، پیش از آنکه به تخمین تابع پرداخته شود، آزمون ریشه واحد برای تعیین خصوصیات سری‌های زمانی موجود صورت گرفته است.

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در دوره‌ی 1386-1348 استخراج شده است و برای تجزیه و تحلیل داده‌های آماری، از نرم‌افزارهای *Eview5* و *Microfit4* استفاده شده است.

نتایج آزمون بر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق نشان می‌دهد که این متغیرها در سطح مانا نیستند و فرضیه‌ی صفر، مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد را نمی‌توان رد کرد. نتایج این آزمون در جدول(1) آورده شده است. از نتایج موجود نتیجه گرفته می‌شود که تمام متغیرهای موجود در سطح 95 درصد هم‌انباشته[13] از مرتبه‌ی یک*I(1)* هستند.

جدول 1: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد و دیکی فولر تعمیم یافته*(ADF)*

متغیر	مدل بدون عرض از مبدا و بدون روند	
	مقدار آماره	مقداربحرانی95%
LnGini	-0/23	-1/95
D LnGini	-11/7	-1/95
LnY	-1/47	-1/95
D LnY	-3/04	-1/95
LnINF	-0/29	-1/95
D LnINF	-5/96	-1/95
LnUn	-0/18	-1/95
D LnUn	-5/81	-1/95
LnOilr	-0/89	-1/95
D LnOilr	-5/51	-1/95
LnT	-0/39	-1/95
D LnT	-4/83	-1/95
LnGc	1/76	-1/95
D LnGc	-3/79	-1/95
LnM	-1/01	-1/95
D LnM	-6/12	-1/95

مأخذ: محاسبات تحقیق

[13] Co-integrated

www.SID.ir

Archive of SID

جوهانسون و جوسیلیوس[14] (1991) درپی برطرف کردن مشکل روش انگل- گرنجر[15] (1987)، روش حداکثر درست نمایی[16] ارائه دادند که از طریق آن، بردارهای همگرا را شناسائی می‌کند. بر اساس ادعای این محققان، به طور کلی در تحلیل چند متغیره سری‌های زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشته وجود داشته باشد. در آن صورت روشی همانند روش انگل- گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند.[17]

در این روش، پیش از تعیین تعداد بردارهای همجمعی، لازم است وضعیت متغیرهای عرض از مبدأ و روند در بردارها مشخص شود. بر اساس روش هریس[18] (1995)، با توجه به اینکه فرآیند تولید داده‌ها معلوم نیست، باید حالت‌های گوناگونی را ارزیابی و بهترین الگو را انتخاب کرد. براساس روش فوق، برای لگاریتم ضریب جینی *(LnGini)*، الگوی بدون عرض از مبدا و روند برگزیده شده است. همچنین، رتبه‌ی مدل در بردار خود رگرسیونی با استفاده از معیارهای تشخیصی شوارتز-بیزین،[19] آکاییک[20] و *LR* تعیین شده است. تمامی این معیارها وجود یک وقفه در مدل را پیشنهاد می‌کنند. پس از انجام روش هم‌انباشتگی، نتایج مربوط به آزمون حداکثر مقدار ویژه[21] و آزمون اثر[22] به ترتیب در جداول (2) و (3) آورده شده است.

[14] Johansen and Juselius
[15] Engle and Granger
[16] Maximum Likelihood

[۱۷] به منظور آشنایی با روش مذکور به پیوست مراجعه شود.

[18] Harris
[19] Schwartz-Bayesian Criterion
[20] Akaike Information Criterion
[21] Maximal Eigenvalue Statistic
[22] Trace Statistic

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 2: نتایج آزمون حداکثر مقدار ویژه

فرضیه صفر	فرضیه جایگزین	آماره	مقدار بحرانی 95%	مقدار بحرانی 90%
r = ۰	r=1	56/43	54/17	51/2
r<=1	r=2	34/66	48/53	45/75
r<=2	r=3	30/21	42/67	39/9
r<=3	r=4	26/33	37/07	34/2
r<=4	r =5	23/28	31	28/32

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول 3: نتایج آزمون آماره اثر

فرضیه صفر	فرضیه جایگزین	آماره	مقدار بحرانی 95%	مقدار بحرانی 90%
r = ۰	r>=1	203/08	174/88	163/02
r<=1	r>=2	146/65	140/02	134/48
r<=2	r>=3	111/99	109/18	104/27
r<=3	r>=4	81/78	82/23	77/55
r<=4	r =5	55/43	58/93	55/01

r : تعداد بردارهای همگرا

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از جدول (2) و (3) نشان می‌دهد که در سطح معناداری 95 درصد بر اساس آماره‌ی حداکثر مقدار ویژه یک بردارهمگرائی در بین متغیرها وجود دارد؛ در حالی که آماره اثر، سه بردار همگرایی را بین متغیرها نشان می‌دهد. به منظور رفع این دوگانگی از معیارهای تشخیصی شوارتز- بیزین، آکاییک و *LR* کمک گرفته شده است که تمامی این آماره‌ها وجود یک بردار همگرائی را تأیید می‌کنند. بردار همگرایی مبتنی بر فرض تعادل بلندمدت را می‌توان بر اساس لگاریتم متغیر ضریب جینی نرمال کرد (جدول 4). این بردار رابطه‌ی بین متغیرهای فوق را در حالت ایستا نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 4: بردارهای همگرایی نرمال شده بر اساس ضریب جینی ($LnGini$)

بردار	LnGini	LnY	LnINF	LnUn	LnOilr	LnT	LnGc	LnM
V	-1	-1/6	-0/14	0/04	-0/51	0/78	0/86	0/14

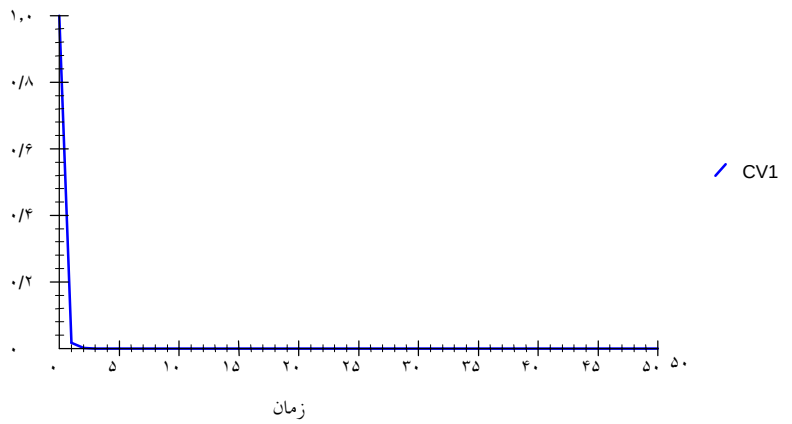
مأخذ: محاسبات تحقیق

بنابراین، رابطه‌ی بلندمدت بین ضریب جینی و متغیرها (تولید کل حقیقی، نرخ بیکاری، نرخ تورم، درآمدهای نفتی حقیقی، درآمدهای حقیقی کل دولت، مخارج دولت و رشد تعریف پول) به صورت زیر است.

$$LnGini_t = -1/6\,LnY_t - 0/14\,Ln\,INF_t + 0/04 LnUN_t \quad (4)$$
$$-0/51 Ln\,Oilr_t + 0/78 Ln\,T_t + 0/86\,Ln\,GC_t + 0/14 Ln\,M_t$$

با وارد کردن یک تکانه[23] به کل سیستم مشاهده می‌شود که بردار هم‌انباشتگی همگرا شده است و به سوی رابطه‌ی بلندمدت خود حرکت می‌کند، در نتیجه، بردار موجود نماینده‌ی مناسبی به منظور تعیین رفتار متغیر ضریب جینی و عوامل موثر بر آن در اقتصاد ایران است.

شکل 1: تأثیر تکانه بر کل سیستم



مأخذ: محاسبات تحقیق

[23] Impulse

www.SID.ir

Archive of SID

این معادله نشان می‌دهد که حساسیت ضریب جینی به درآمد منفی و برابر با (1/6-) و مطابق با انتظارات تئوریکی است. حساسیت ضریب جینی نسبت به تورم نشان می‌دهد که در هر دوره با افزایش یک درصدی نرخ تورم، ضریب جینی 0/14 درصد کاهش می‌یابد. به نظر می‌رسد که علامت این متغیر مخالف با انتظارات تئوریکی است که می‌توان آن را به اثرات توهمی ناشی از افزایش قیمت‌ها نسبت داد.

تأثیر بیکاری بر ضریب جینی مطابق با تئوری است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی نرخ بیکاری در اقتصاد ایران، باعث افزایش 0/04 درصدی در ضریب جینی می‌شود و اختلاف طبقاتی را در اقتصاد ایران تشدید می‌کند.

افزایش درآمدهای حقیقی نفت، باعث کاهش شکاف طبقاتی در اقتصاد ایران شده است.

از آنجا که دولت در اقتصاد ایران، متکی به منابع درآمدهای نفتی است، به طور آشکار افزایش در درآمدهای نفت به دولت قدرت بیشتری جهت مصرف نمودن این درآمدها می‌دهد. مشاهده می‌شود که افزایش یک درصدی در درآمدهای دولتی و مصارف دولتی به صورت مجموع، باعث افزایش 1/64 درصدی در ضریب جینی می‌گردد. این افزایش در درآمدهای دولت و مصارف باعث خنثی شدن اثر افزایش درآمدهای نفتی بر ضریب جینی می‌شود. به عبارتی دیگر، می‌توان بیان کرد که تنها سیستم توزیع این درآمدهای نفتی است که باعث ایجاد مشکل و افزایش نابرابری‌های درآمدی در ایران می‌شود. در صورتی می‌توان یک مکانیسم مناسب تعریف کرد که درآمد نفت به صورت کارا در اختیار طبقات مختلف جامعه قرار گیرد، دیگر این مشکل به وجود نمی‌آید و دولت در اقتصاد ایران به دلیل این که درگیر مسائل سیاسی شده است، نمی‌تواند از این افزایش درآمد به روش مناسب استفاده کند و فرصت موجود تبدیل به یک تهدید می‌شود.

اما نتایج حاکی از این مطلب است که در هر دوره افزایش یک درصدی در رشد حجم پول (M۲) در اقتصاد ایران، ضریب جینی را با اندازه‌ی 0/14 افزایش می‌دهد. از آنجا که یکی از منابع پایه‌ی پولی در هر اقتصاد درآمدهای ارزی است، افزایش در درآمدهای ارزی باعث افزایش پایه پولی و به دنبال آن افزایش در عرضه‌ی پول و تزریق منابع جدید به اقتصاد می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

بر طبق مبانی نظری، پول خنثی است و بر متغیرهای حقیقی اقتصاد موثر نیست. اما در مورد ابر خنثائی پول، اتفاق نظر یکسانی وجود ندارد. مدل مورد استفاده این تحقیق، این مطلب را تأئید می‌کند و فرضیه‌ی ابر خنثائی پول در اقتصاد ایران را دچار اختلال می‌کند. در دوره‌ی رونق اقتصادی به دلیل افزایش رشد عرضه‌ی پول که در چند سال اخیر سیاست مورد حمایت دولت بوده است، فعالیت‌های غیرمولد نیز اقتصادی می‌شوند. از سوی دیگر، رکود اقتصادی با کاهش نرخ رشد عرضه‌ی پول تعریف نمی‌شود، بلکه در دوره‌ی رکود اقتصادی، فعالیت‌هایی با بهره‌وری پایین به دلیل کاهش نرخ رشد حجم پول، عرضه‌ی اقتصادی خود را از دست می‌دهند و از عرضه‌ی اقتصاد حذف می‌شوند.

انتشار سرخود حجم پول با عنوان اثر جعلی شناخته می‌شود. درچنین حالتی، فعالیت‌های غیرمولدی ایجاد می‌شود که وجوه را از فعالیت‌های ثروت‌زا خارج می‌کند، اما هیچ گونه ثروت حقیقی ایجاد نمی‌کند. از طرفی دیگر، کالاهایی با بهروه‌وری پایین تولید می‌شود که ناشی از پول‌هایی است که بانک مرکزی به اقتصاد تزریق کرده است. بنابراین، اقتصاد را دچار اختلال می‌کند.

در تحقیق حاضر از دو مدل تصحیح خطا و ابزارهای تجزیه‌ی واریانس و توابع عکس العمل لحظه‌ای به تحلیل‌های کوتاه‌مدت پرداخته شده است.

الف) مدل تصحیح خطا

در جدول (1) مشاهده شد که تمامی متغیرها در سطح اولین تفاضل، ایستا هستند. بنابراین برای تبیین ویژگی‌های کوتاه‌مدت مدل تصحیح خطا برای بردار همگرا استخراج می‌شود. پسماندهای بردار همگرایی نشان دهنده‌ی عدم تعادل بلندمدت است که در مدل تصحیح خطا وارد می‌شود. در این مدل تعادل بلندمدت با حرکات کوتاه مدت به طور یکجا مورد بررسی قرار می‌گیرند.

معمولاً به سه دلیل متغیر با وقفه در مدل‌های اقتصادسنجی وارد می‌شود.

الف- دلایل روانی: معمولاً مصرف کنندگان عادات مصرفی خود را به دنبال یک کاهش قیمت یا افزایش درآمد فوراً تغییر نمی‌دهند؛ شاید به این علت که فرآیند تغییر ممکن است مطلوبیت منفی (نارضایتی) ایجاد کند.

ب- دلایل فنی (تکنولوژیکی): اگر قیمت سرمایه نسبت به نیروی کار کاهش یابد، در این صورت جایگزینی سرمایه به جای نیروی کار از نظر اقتصادی درست

www.SID.ir

Archive of SID

خواهد بود. البته، جایگزینی سرمایه نیاز به زمان دارد (دوران باروری). اما زمانی که این کاهش موقتی تلقی شود، ممکن است بنگاه‌های اقتصادی برای جایگزین کردن عامل سرمایه شتاب نکنند.

ج- دلایل نهادی: الزامات ناشی از عقد قرارداد، ممکن است بنگاه‌ها را از تغییرات در نیروی کار یا استفاده از منابع دیگر مواد اولیه منع کند (عرب مازار، 1369، ص 295-294).

ضریب تصحیح خطای کوتاه‌مدت برابر (0/28-) است که مطابق با انتظارات تئوریک بوده و در سطح 95 درصد معنی‌دار است. با معنی بودن ضریب تصحیح خطا وجود بردار همگرایی بین متغیرها را تأیید می‌کند. مقدار ضریب تصحیح و خطا نشان می‌دهد که در هر دوره 28 درصد از عدم تعادل موجود بین ضریب بلندمدت و کوتاه‌مدت تعدیل می‌شود. به عبارتی دیگر، می‌توان گفت سرعت حرکت به سمت برابری در توزیع درآمدها در اقتصاد ایران کند است و این می‌تواند انعکاسی از ناکارآمدی نظام توزیع تلقی شود.

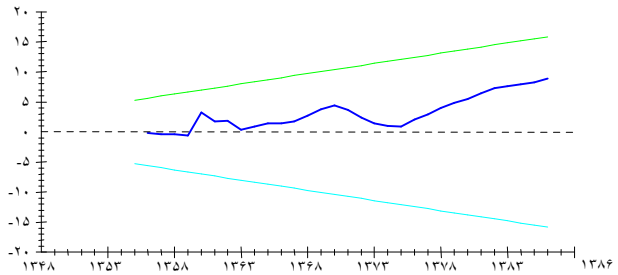
پسران و پسران[24](1997) با به کارگیری آزمون‌های *CUSUM* و *CUSUMSQ* به تعیین ثبات پارامترهای بلندمدت (ضرایب تخمین زده شده از متغیرهای تفاضل اول) و همچنین کوتاه‌مدت (ضریب ECM_{t-1}) در مدل تصحیح خطا پرداختند. نمودارهای (2) و (3) به ترتیب آماره‌های آزمون آزمون‌های *CUSUM* و *CUSUMSQ* را نمایش می‌دهند. خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری 95 درصد را نشان می‌دهند. همان طور که در نمودارهای (2) و (3) مشاهده می‌شود، مسیر حرکت آماره‌های آزمون به گونه‌ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارند. براساس این آزمون‌ها، فرضیه‌ی ثبات ضرایب را در سطح معناداری نمی‌توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که تابع ضریب جینی در دوره‌ی مورد مطالعه (86-1348) باثبات بوده است. مزیت روش‌های آزمون‌های *CUSUM* و *CUSUMSQ* نسبت به سایر روش‌های متداول در آزمون ثبات تابع، این است که نیاز به پیش داوری و قضاوت در مورد زمان وقوع تکانه نیست و ماهیت روش‌های مذکور به صورتی است که به دنبال کنترل زمان وقوع تکانه در طول دوره بررسی است.

[24] Pesaran and Pesaran

www.SID.ir

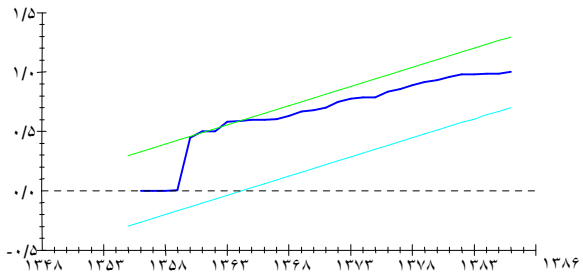
Archive of SID

شکل 2: مجموع تجمعی باقی‌مانده‌های تکراری (آزمون *CUSUM*)



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل 3: مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری (آزمون *CUSUMSQ*)



مأخذ: محاسبات تحقیق

ب) ابزارهای تجزیه‌ی واریانس و توابع عکس العمل لحظه‌ای[25]

تجزیه‌ی واریانس به عنوان ابزاری برای تحلیل عملکرد کوتاه‌مدت است. تجزیه‌ی واریانس مشخص می‌کند که هر متغیر در مدل تا چه اندازه در تغییرات متغیر دیگر سهیم است. بر اساس نتایج حاصل از تجزیه‌ی واریانس می‌توان بیان کرد که عامل تعیین کننده‌ی نابرابری‌ها در اقتصاد ایران مصارف دولت است، به طوری که متغیر

[25] Impulse Response Function

www.SID.ir

Archive of SID

مزبور سهم زیادی در ایجاد نوسان در ضریب جینی داشته است که این نوسان‌ها نیز مقداری مثبت است.

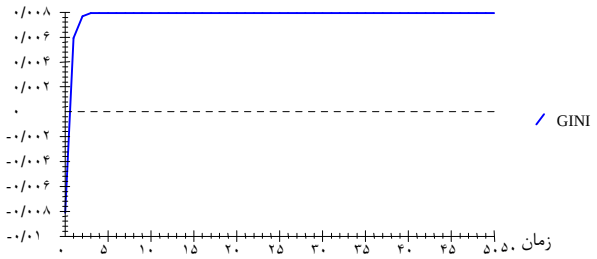
دومین عامل تعیین کننده‌ی نابرابری در اقتصاد ایران درآمدهای دولت است. آثار تغییرات ناشی از این متغیر در بلندمدت روبه کاهش است و در دوره‌های طولانی تخلیه می‌شوند. با توجه به نمودار مزبور می‌توان دریافت که اثرات شوک‌های نفتی بر نوسانات ضریب جینی در دوره‌های اولیه مقداری مثبت است؛ اما در بلندمدت این تغییرات تخلیه می‌شود.

توابع عکس العمل لحظه‌ای به عنوان ابزاری برای مطالعه زمان بندی شوک‌های اقتصادی به کار می‌رود. این توابع مسیر پویایی نظام را در پاسخ به تکانه‌های وارده، به اندازه‌ی یک انحراف معیار نشان می‌دهند. نمودار (4) واکنش ضریب جینی را نسبت به یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای $Oilr$، Gc و M نشان می‌دهند. وارد شدن ضربه به متغیر لگاریتم رشد حجم پول، بردار نشان دهنده‌ی عوامل موثر بر ضریب جینی در دوره‌های اولیه در سطحی پایین‌تر از وضعیت پایه (بدون حضور تکانه) قرار می‌گیرد. بنابراین، متغیر فوق سیر صعودی را با نرخی فزاینده طی می‌کند و درکمتر از پنج دوره اثر تکانه در امتداد خط افقی پایدار در مقداری مثبت قرار می‌گیرد و نابرابری افزایش می‌یابد. همچنین، اثر تکانه‌ی مصارف دولتی بر ضریب جینی، باعث می‌شود که در ابتدا نابرابری‌ها به شدت کاهش یابد، ولی این اثرات کاملاً تخلیه نمی‌شود و افزایش در نابرابری‌ها در بلندمدت در یک سطح مثبت پایدار می‌ماند. اثر تکانه همچنان از بین نمی‌رود و تا پایان ادامه می‌یابد. اثر تکانه درآمدهای نفتی بر ضریب جینی نیز به مانند اثر تکانه ناشی از مصارف دولتی بر این متغیر است و باعث می‌شود که متغیر ضریب جینی به مقدار بلندمدت خود به طور کامل نزدیک نشود. با این حال، اثر ناشی از این متغیر به شدت کمتر از مورد قبلی است.

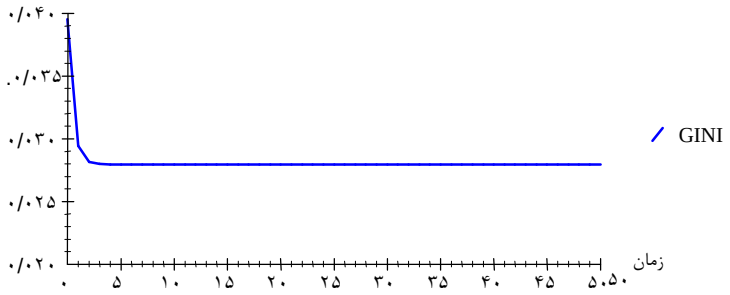
www.SID.ir

Archive of SID

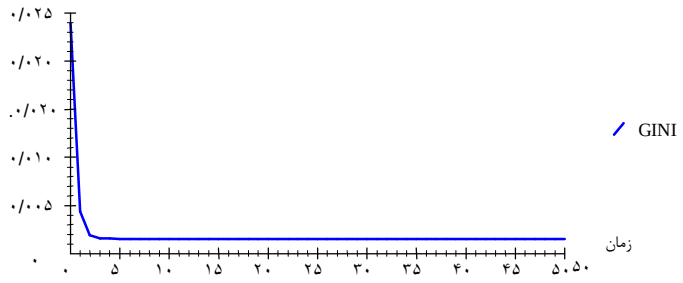
شکل 4: توابع عکس العمل لحظه‌ای ناشی از تکانه‌ی وارده بر متغیرهای مربوط به معادله



الف: شوکی به اندازه‌ی یک انحراف معیار در حجم پول



ب: شوکی به اندازه‌ی یک انحراف معیار در مخارج دولت



ج: شوکی به اندازه‌ی یک انحراف معیار در درآمدهای نفتی

مأخذ: محاسبات تحقیق

www.SID.ir

Archive of SID

5- نتیجه‌گیری

در این تحقیق به بررسی تجربی رابطه‌ی بین ضریب جینی و متغیرهای کلان اقتصادی (تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ بیکاری، درآمدهای دولتی، مصارف دولتی، درآمدهای نفتی و رشد حجم پول) برای اقتصاد ایران در دوره‌ی 1386-1348 با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس (1991) پرداخته شده است. به منظور انتخاب متغیرهای مؤثر بر ضریب جینی، مفهوم ضریب جینی و متغیرهای موثر بر آن بر اساس مبانی نظری مطروحه مورد بررسی قرار گرفته است. در نهایت تابع مناسبی برای اقتصاد ایران به دست آمده است. نتایج روش همگرایی جوهانسون نشان می‌دهد که یک بردار هم‌انباشته بین متغیرهای موجود، وجود دارد. مطابق تئوری‌های اقتصادی، اثر نرخ بیکاری بر ضریب جینی مثبت و اثر تولید ناخالص داخلی بر آن منفی است. نتایج گواه بر این مطلب است که مصارف و درآمدهای دولتی در اقتصاد ایران باعث افزایش نابرابری‌ها شده است. دولت در هر دو مقوله‌ی دریافت درآمد و مصارف آن به صورت کارا عمل نمی‌کند و عامل تعیین کننده‌ای در ایجاد شکاف طبقاتی است. اثر درآمدهای نفتی بر متغیر مزبور تا حدودی مبهم است و خود این متغیر باعث کاهش نابرابری‌ها می‌شود، ولی نظام توزیع موجود این اثر را کاهش می‌دهد. به طور آشکار نرخ رشد عرضه‌ی پول، باعث افزایش نابرابری شده است و در این رابطه‌ی مرجع پولی باید اثر تغییر در رشد عرضه‌ی پول را در تدوین سیاست‌های پولی در نظر بگیرد.

نتایج آزمون آزمون‌های *CUSUM* و *CUSUMSQ* بر مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که نمی‌توان فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثبات ضرایب را در سطح معنی دار 95 درصد رد کرد. به عبارتی دیگر، می‌توان پذیرفت که تابع ضریب جینی در ایران باثبات است و می‌تواند مبنای پیش‌بینی مناسب و دقیقی از اثرات تغییر در متغیرهای مزبور بر شکاف طبقاتی در اقتصاد ایران واقع شود. همچنین نتایج حاصل از مدل تصحیح خطا و تجزیه واریانس و توابع عکس العمل سرعت کند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

بر این اساس، پیشنهاد می‌شود که اولاً، حجم پول باید به صورت اسکناس و مسکوکات در دست مردم و تمامی سپرده‌هایی که نزد بانک‌های تجاری نگه‌داری می‌شوند، تعریف شود. بنابراین، بانک مرکزی باید با توجه به تعریف ارائه شده از

www.SID.ir

Archive of SID

پول، ماهانه و حتی در صورت ممکن روزانه، حجم پول را با نرخ سالانه معینی افزایش دهد. نرخ رشد سالانه حجم پول باید بین سه تا پنج درصد باشد. ثانیاً، صندوق ذخیره ارزی به عنوان یک نهاد مهم در اقتصاد ایران بازیابی گردد و درآمدهای نفتی مازاد در این نهاد به منظور سرمایه‌گذاری در امور توسعه‌ای کشور اختصاص یابند و نظارت بیشتر و دقیق‌تری بر هزینه این منابع صورت گیرد. ثالثاً، در صورت جایگزین شدن نهادی دیگر با صندوق ذخیره‌ی ارزی، قوانین در مورد این نهاد پولی چسبندگی بیشتری داشته باشد و انعطاف‌پذیری‌های موجود در مورد صندوق ذخیره‌ی ارزی در مورد آن تکرار نگردد. رابعاً، بانک مرکزی به یک نهاد مستقل از دولت تبدیل گردد و سیاست‌های اتخاذ شده توسط این مرکز تحت فشارهای دولتی قرار نگیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع:

ابرهیمی، محسن و محمد سالاریان. (1388). بررسی پدیده‌ی نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادر کننده‌ی نفت و تأثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن. اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، 6(1): 100- 77.

کاتوزیان، محمدعلی. (1377). نفت و توسعه اقتصادی در خاورمیانه. نه مقاله در جامعه شناسی تاریخی ایران، ترجمه علیرضا طیب، تهران: نشر مرکز.

سلمانی، مدیک و حمید آقاجانزاده. (1360). الگوی توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران. تهران: مرکز آمار ایران.

طاهری، شهنام. (1366). توزیع درآمد در ایران و بررسی اقتصاد سنجی علل نابرابری آن. پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه صنایع دانشگاه صنعتی اصفهان.

صمدی، سلیمه. (1371). بررسی تأثیر تقدم بر توزیع درآمد در ایران. رساله کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

پروین، سهیلا . (1375). توزیع درآمد و تداوم رشد. مجله برنامه و بودجه ، 1 (2): 46-25.

ابونوری، اسماعیل. (1376). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، 51 پاییز و زمستان:31-1.

جرجرزاده، علی رضا و علی رضا اقبالی. (1384). بررسی اثرهای درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران. فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی،4 (17): 19-1.

عرب مازار، عباس. (1369). اقتصادسنجی عمومی. تهران: انتشارات کویر.

Ahlwalia, M.S. (1976). Inequality Poverty and Development. Journal of Development Economics, 3: 307- 342.

Alesina, A & D. Rodrik. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. Quarterly Journal of Economist, 109: 465-490.

Anand, S. & S.M.R. Kanbur. (1993). Inequality and Development A Critique. Journal of Development Economics, 41: 19-43.

Campano, F. & D. Salvatore. (1998). Economic Development Income Distribution and the Kuznets Hypothesis. Journal of Policy Modeling, 10: 265- 280.

Deininger, K. & L. Squire. (1998). New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. Journal of Development Economics, 57: 259-287.

Harris. R.I.D. (1995). Using Co-integration Analysis in Econometric Modeling. Essex: Prentice Hall.

Johansen, S. & K. Juselius. (1991). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration with Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52: 169-210.

www.SID.ir

Archive of SID

Kuznets, S. (1995). Economic Growth and Income Inequality. American Economic Review, 45: 1-28.

Mehran, F. (1975). Taxes and Income: Distribution of Tax Burden in Iran. Geneve, Working Paper, 30: 65-80.

Moradi, M.A. (2006). Oil Resource Abundance, Economic Growth and Income Distribution in Iran. www.ecomod.org, Paper No. 990.

Papanek, G & O. Kyn. (1986). The Effects on Income Distribution of Development, the growth Rate and Economic Strategy. Journal of Development Economics, 23: 55-65.

Pesaran, M.H. & B. Pesaran. (1997). Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. Windows Version. London. Cambridge.

Ram, R. (1988). Economic Development and Income Inequality: Further Evidence on the U Curve Hypothesis. World Development, 11: 1371-1375.

Sarraf, M. & M. Jiwanji. (2001). Beating the Resources Curse: the Case of Botswana, Environmental Economics Series, Paper No. 83.

Saith, A. (1983). Development and Distributive: A critique of The Cross-Country U Hypothesis. Journal of Development Economic, 13: 15-32.

Sailesh, K. Jha. (1999). Fiscal Policy, Income Distribution and Economic Development. Heidelberg, Germany. Springer–Verlag.

Tanninen, H. (1999). Income Inequality, Government Expenditures and Growth. Applied Economics, 31(9): 1109-17.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست

1- روش هم انباشتگی جوهانسون- جوسیلیوس در مدل *VAR* [26]

مبنای کار جوهانسون- جوسیلیوس را یک مدل *VAR* به صورت رابطه‌ی زیر است.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \ldots + A_p Y_{t-p} + e_t \qquad (5)$$

بر این اساس این رابطه، یک مدل تصحیح خطای برداری (*VECM*)[27] به صورت رابطه‌ی زیر نوشته می‌شود.

$$Y_t = \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \Pi_2 \Delta Y_{t-2} + \ldots + \Pi_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \Pi Y_{t-p} + e_t \qquad (6)$$

$$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \ldots - A_p) \qquad (7)$$

به طور کلی، اساس تحلیل در این روش بر روی ماتریس Π استوار است. اگر رتبه‌ی ماتریس مشخص و تعداد متغیرها p فرض شود، آنگاه سه حالت امکان پذیر است.

1- اگر $r=p$ باشد، در آن صورت Π دارای رتبه‌ی کامل است و تمامی متغیرها مانا خواهند بود. در این صورت، می‌توان از روش *VAR* برای سطح متغیرها استفاده کرد.

2- اگر $r<p<0$ باشد، در این صورت r بردار هم‌انباشتگی وجود دارد که پایا هستند و $r-p$ روند تصادفی ناپایا خواهد بود.

3- اگر $r=0$ باشد، تمامی متغیرها دارای ریشه‌ی واحد هستند و می‌توان از روش *VAR* (روی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها)، ضرایب را تخمین زد.

روش جوهانسون-جوسلیوس بر حالت دوم بنا نهاده شده است که در آن رتبه‌ی ماتریس کوچک‌تر از تعداد متغیرها است. در این روش، از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود.

2- نتایج الگوی تصحیح خطای برداری

---

[26] Vector Auto-regression
[27] Vector Error Correction Model

www.SID.ir

Archive of SID

Vector Error Correction Representation for the Selected VAR Model

Dependent variable is dLnGINI
37 observations used for estimation from 1350 to 1386

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLnGINI1	-.32219	.15688	-2.0538[.051]
dLnY	-1.7946	.40713	-4.4080[.000]
dLnIN	-.054902	.058197	-.94338[.355]
dLnIN1	.13447	.047072	2.8568[.008]
dLnUN	.070552	.21522	.32781[.746]
dLnOILR	-.44810	.17240	-2.5991[.015]
dLnT	.85748	.25346	3.3831[.002]
dLnGC	.60536	.17139	3.5321[.002]
dLnM2	-.31907	.086489	-3.6892[.001]
ecm(-1)	-.28308	.22647	-3.3252[.003]

www.SID.ir