بررسي اثر درآمدهاي نفتي بر توزيع درآمد در ايران

علي‌رضا جرجرزاده*، علي‌رضا اقبالي**

در اين مقاله نويسندگان به بررسي اثر درآمدهاي نفتي بر توزيع درآمد در ايران طي سال‌هاي 1381-1347 پرداخته‌اند. شاخص به كار گرفته شده در توزيع درآمد، ضريب جيني است. در اين مقاله از روش جها (1999) كه بر اساس يك تابع كاب ـ داگلاس است، الهام گرفته شده است. روش تخمين الگو، بهره‌گيري از مباحث هم‌جمعي و مدل خود همبستگي با وقفه هاي توزيعي (ARDL) است. نتايج به دست آمده از برآورد مدل نشان مي‌دهد كه درآمدهاي نفتي سبب نابرابرتر شدن توزيع درآمد در كل كشور و در فضاي شهري مي‌گردد. اما در مورد اين تاثير در فضاي روستايي به صراحت نمي‌توان اظهار نظر نمود.

كليدواژه‌ها: توزيع درآمد، خودهمبستگي، درآمدهاي نفتي، هم‌جمعي، وقفه‌هاي توزيعي

* كارشناس ارشد اقتصاد، عضو هيأت علمي دانشگاه پيام نور
** دانشجوي دكتراي اقتصاد، عضو هيأت‌علمي دانشگاه‌پيام‌نور
>areghbali@yahoo.com<

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

تاريخ دريافت مقاله: 84/2/3 تاريخ پذيرش مقاله: 84/5/26

مقدمه

توزيع درآمد و ثروت از جمله مشكلاتي است كه كشورهاي درحال توسعه با آن دست به گريبان هستند. اين مسئله در مورد كشورهاي صادركنندة نفت از جمله ايران قابل ملاحظه است. در اين كشورها نفت تقريباً به صورت مستقل از بخش هاي ديگر اقتصاد، درصد قابل ملاحظه اي از درآمدهاي دولت را تأمين مي‌كند. به‌طور مثال در ايران طي سال هاي 1381-1371 حدود شصت درصد از درآمد دولت، از طريق فروش نفت و گاز تأمين شده است. در اين كشور، از آن‌جايي كه نفت و درآمدهاي حاصل از آن متعلق به بخش عمومي است، رويكرد مردم و گروه هاي اجتماعي به اين مسئله قابل ملاحظه است. بنابراين نوع توزيع درآمدهاي ياد شده در گروه هاي مختلف درآمدي مي‌تواند اثرات متفاوتي بر نابرابري درآمدي بگذارد. اين مقاله سعي دارد به شناخت رابطة مذكور بپردازد. از اين رو در بخش دوم اين مقاله به مباني نظري اين رابطه پرداخته مي‌شود. بخش سوم اختصاص به مطالعات گذشته دارد و بالاخره در بخش چهارم مدل انتخابي ارائه مي‌گردد و نتايج حاصله از آن تشريح مي‌شود.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

1) مباني نظري

كوزنتس (1955) با بررسي اثر رشد اقتصادي بر توزيع درآمد , پايه‌گذار بررسي اثرات متغيرهاي اقتصاد كلان بر توزيع درآمد شد . نتايج وي حاكي از آن بود كه در مراحل اولية رشد اقتصادي توزيع درآمد نابرابر مي گردد در حاليكه با ادام ة رشد اقتصادي و در بلندمدت اين نابرابري كمتر مي‌شود. اين مسئله بعدها از سوي بسياري از محققان رد يا تأييد گرديد. گسترش ادبيات موضوع ، به نقش دولت نيز در اين خصوص رسيد . از طرفي دولت با هزينه‌هاي خود در قالب هزينه‌هاي جاري و هزينه‌هاي سرمايه‌اي مي‌تواند بر اختلاف گروه‌هاي درآمدي دامن بزند و از سوي ديگر مي‌تواند با درآمدهاي خود در قالب ماليات‌ها و يا پرداخت‌هاي انتقالي بر توزيع درآمد تأثير بگذارد , بحثي كه امروزه بر نقش ماليات‌ها در «بازتوزيع» و يا «توزيع مجدد» مطرح است از اينجا ناشي مي‌گردد. امروزه حضور دولت سبب گرديده كه بررسي رابط ة ميان سياست مالي و توزيع درآمد بسيار مورد مناقشه باشد . آنچه كه سبب مي‌گردد اين بحث جالب توجه تر گردد , حضور دولت به عنوان دريافت‌كننده درآمدهاي عظيم ارزي است كه در كشورهاي صادركنندة نفت به علت مالكيت و انحصار دولت ايجاد مي‌گردد. درآمدهاي يادشده تناسب چنداني با فعاليت هاي اقتصادي در بخش هاي

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

ديگر ندارد. به عبارت ديگر ارتباط «پيشين» ميان بخش نفت و ديگر بخش ها وجود ندارد. به طوري كه سبب گرديده برخي از كشورهاي صادركننده با جمعيت اندك (نظير عربستان و كويت) كه نيروي كار غيرماهر مورد نياز خود را نيز از كشورهاي ديگر تأمين نمايند. البته اين مسئله در مورد ديگر كشورهاي صادركنند ة پرجمعيت نظير ايران مصداق ندارد, اما نشان دهندة رويكردي است كه اين كشورها با بخشهاي غيرنفتي خود دارند (كاتوزيان, 1377:126-92).

درآمدهاي يادشده ماحصل تلاش و كوشش بخش هاي توليدي و خدماتي نيست. به غير از سالهاي خاص كه قيمت نفت بسيار تنزل نمود , در ديگر سال ها, هزينة توليد آن كمتر از ده درصد قيمت آن است . به عبارت ديگر نود درصد درآمد حاصل شده، خالص و يا سود است يعني درآمدي است كه به حساب خزانه واريز و بسته به نگرش دولت توزيع ميگردد. اين نگرش ميتواند سبب شود كه نابرابري كاهش و يا شدت يابد.

به نظر ميرسد براي بررسي كمي ميان توزيع درآمد و درآمد نفتي بايد بحث را در قالب تحليل سياست مالي و اثر آن بر توزيع درآمد نگريست. به عبارت ديگر بايد اثر درآمدهاي نفتي به همراه درآمدهاي مالياتي و مخارج جاري و سرمايه اي دولت

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

مورد بررسي و نتيجه‌گيري قرار گيرد.

2) مروري بر مطالعات گذشته

همان‌طور كه گفته شد سرآغاز بررسي و مطالعات رابطة متغيرهاي اقتصاد كلان بر توزيع درآمد از مطالعة كوزنتس (1955) آغاز شد. مطالعات بعدي نيز نظير الوليا (1979), سائيت (1983)، پاپانك وكين (1986), رام (1988), كامپونا و سالواتوره (1988)، آناد و كانبور (1993) و دنينجر و اسكوئيز (1998) به پيروي از كوزنتس سعي در بررسي رابطة ميان رشد اقتصادي و توزيع درآمد نمودند. حجم مطالعات صورت گرفته نشان دهندة فصل جديدي از بررسي توزيع درآمد و ارائة طريق، براي حل مشكلات اجتماعي و اقتصادي است. اين درحالي است كه برخي از مطالعات به ديگر روش بررسي, يعني نقش توزيع درآمد و بازخورد اجتماعي آن بر رشد اقتصادي تأكيد كرده‌اند. به طور مثال السينا و رودريك (1994) معتقدند كه افزايش نابرابري درآمدي و ثروت درآمدي و ثروت، سبب مي‌شود كه نرخ ماليات بيش از نرخ بهينه اش تعيين گردد و اين مسئله كاهش سرمايه گذاري و به دنبال آن, كاهش نرخ رشد اقتصادي را در پي داشته باشد. السينا و پروتي (1996) در مطالعة خود به اين نتيجه رسيدند كه افزايش نابرابري، بي‌ثباتي سياسي ـ اجتماعي را درپي خواهد داشت كه اين مسئله از

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

طريق ايجاد نا امني در فضاي سياسي ـ اقتصادي، سرمايه‌گذاري و رشد اقتصادي را كاهش مي‌دهد. نتايج مطالعات ديگر نظير دينيجر و اسكوار (1997) و اسميت ـ هابل و سروين (1996) رابطة منفي ميان نابرابري و رشد اقتصادي را تأييد مي‌نمايد. از سوي ديگر برخي از مطالعات نيز علاوه بر متغير رشد اقتصادي به اثر ديگر متغيرهاي اقتصادي بر توزيع درآمد پرداخته‌اند.

بليجر و كوئرو (1988) مخارج فيليپيني‌ها را در دهة 1980 بررسي كرده اند و به اين نتيجه رسيدند كه بيكاري، تورم و مخارج دولت در قالب يك مدل رگرسيوني سبب كاهش نرخ ارز و افزايش نابرابري مي‌گردد. كول و تاو (1996) به بررسي عوامل سياسي افزايش نابرابري درآمدي آمريكا پس از اواسط دهة 1970 پرداختند. نتايج كار آن ها نشان مي‌دهد كه افزايش نابرابري درآمدي رابطه‌اي با توسعه اقتصاد كلان ندارد، اما بر گسترش بازار كار، تكنولوژي و جمعيت تأثير مثبت مي‌گذارد.

سارل (1997) با استفاده از داده‌هاي مقطعي 52 كشور تأثير متغيرهاي اقتصاد كلان را بر توزيع درآمد با استفاده از ضريب جيني اندازه‌گيري كرد. نتايج وي حاكي از آن است كه متغيرهاي تورم (به صورت سطح متغير ، نوسانات متغير و نرخ تغيير متغير)، نسبت مصرف عمومي به خصوصي، وضعيت خارجي

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

(صادرات و واردات)، سطح نرخ ارز و اقعي و نسبت قيمت كالاهاي سرمايه اي به كالاهاي مصرفي بر توزيع درآمد اثر معني داري ندارد. ولي در مقابل متغيرهاي لگاريتم درآمد سرانه، نرخ رشد درآمد واقعي سرانه، اثر خالص تغيير در رابطة مبادلة تجاري، نسبت سرمايه گذاري به كل جذب داخلي (كه از مجموع مصرف خصوصي، مصرف عمومي و سرمايه‌گذاري به‌دست مي‌آيد) همگي بر توزيع درآمد اثر منفي و تغيير در نرخ ارز واقعي، درصد جمعي ت فعال، تغييرات سالانة جمعيت فعال تأثير مثبت بر توزيع درآمد دارد.

مطالعات متعددي نيز در مورد كشور ايران انجام شده است. تعداد قابل توجهي از اين مطالعات تلاش در جهت محاسبه شاخص نابرابري ـ كه عمدتاً ضريب جيني بوده است ـ مي‌باشند كه در اين‌جا سعي مي‌شود از اين مطالعات چشم‌پوشي گردد و عمدتاً به مطالعاتي پرداخته شود كه در آن‌ها تأثيرمتغيرهاي ديگر بر توزيع درآمد مورد بررسي قرار گرفته است.

فرهاد مهران (1975) رابطة ميان ماليات ها و توزيع درآمد در ايران را در سال 1351 با داده‌هاي هزينه خانوار و به وسيلة سهم دهك‌ها اندازه‌گيري نموده است. نتايج وي نشان مي‌دهد كه بار مالياتي دهك اول بيشتر از دهك دوم است. سلماني و

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

آقاجانزاده (1360) به بررسي وضعيت رشد اقتصادي و توزيع درآمد براي سال‌هاي 1356-1338 پرداخته‌اند. نتايج آن‌ها نشان مي‌دهد كه رشد اقتصادي سبب بدتر شدن وضع توزيع د رآمد شده است. طاهري (1366) با استفاده از سهم دهك‌ها و اثر متغيرهاي اقتصادي بر آن‌ها به بررسي توزيع درآمد براي سال‌هاي 1363-1347 اقدام نمود. وي نشان مي‌دهد كه رشد اقتصادي، سهم 40 درصد خانوارهاي كم‌درآمد و 40 درصد خانوارهاي با درآمد متوسط را افزايش داده است در صورتي كه بر 20 درصد خانوارهاي با درآمد بالا تأثيري نداشته است. صمدي (1371) با استفاده از تابع تقاضاي مصرف، وضعيت توزيع درآمد را براي دوره 1367-1347 بررسي نموده و يافته هاي وي نشان مي دهد كه تورم تأثير منفي بر توزيع درآمد دارد ولي در سال‌هاي 1367 و 1365 اين تأثير مثبت بوده است . پروين (1375) در مقاله خود به برخي از زمينه هاي تأثير متقابل رشد و توزيع درآمد در اقتصاد ايران توجه كرده است و ضمن اشاره به برخي از شاخص هاي نابرابري توزيع درآمد، و با توجه به محدوديت‌هاي آماري، نشان داده است كه وجود درآمدهاي نفتي لِن امكان را در اقتصاد ايران فراهم نموده است كه فرآيند توسعه بدون توجه به زمينه هاي نابرابري توزيع درآمد و پيامدهاي آن شكل بگيرد ، در حالي كه توزيع نابرابري درآمد با ايجاد محدوديت در

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

ساختار كيفي و كمي بازار بر دوگانگي اقتصاد تأكيد مي‌ورزد. در اين زمينه آثار توزيعي مخارج و درآمدهاي مالياتي دولت هم مد نظر قرار گرفته است.

در اينجا سعي مي‌گردد به مطالعه ابونوري (1376) به دليل اهميت موضوع بيشتر پرداخته شود. ابونوري معتقد است كه در مجموع ، سه طريق مهم براي بررسي آثار شاخص هاي اقتصاد كلان بر توزيع درآمد متصور است:

الف) تغييرات در سهم درآمد عوامل توليد به دليل نوسانات سطح فعاليت هاي اقتصادي در سري زماني؛ ب) تغييرات در سطح بيكاري؛ و ج) تغييرات در سطح تورم (تغييرات نسبي قيمتها).

چون گروه هاي با درآمد بالا نسبت بيشتري از درآمد خود را از طريق سرمايه گذاري ب ه دست مي‌آورند، در مجموع مي‌توان فرض كرد كه افزايش در سهم سود در ميان عوامل توليد موجب افزايش سهم اين گروه ها در توزيع درآمد شده و باعث افزايش نابرابري مي‌گردد. براساس همين استدلال از آن جا كه دهك‌هاي درآمدي پائين‌تر نسبت بيشتري از درآمد خود را از نيروي كار كسب مي‌كنند، افزايش در سطح بيكاري اثر نسبي بيشتري بر اين گروه داشته و باعث افزايش نابرابري مي‌شود. از نظر وي اثر تورم بر توزيع درآمد بر حَ سب تغييرات نسبي قيمت ها

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

متفاوت است. افزايش نسبي قيمت مواد خوراكي و كالاهاي ضروري ممكن است موجب افزايش نابرابري و در مقابل ، افزايش نس بي قيمت كالاهاي لوكس مي‌تواند باعث كاهش نابرابري در توزيع درآمد شود. نتايج مطالعه ابونوري نشان مي‌دهد نسبت عوامل اشتغال و بهره‌وري كار، آثار كاهشي بر سطح نابرابري داشته است ولي عوامل تورم، سهم نسبي درآمد شخصي از توليد ناخالص داخلي، متوسط كل ماليات‌هاي دريافتي از هر خانوار و هزين ة دولت براي هر خانوار، آثار افزايشي بر آن داشته‌اند.

3) معرفي مدل

مدل ارائه شده در اين مقاله ب ه صورت زير مي‌باشد:

$$Gini = f(GDPP, P۲, PIF, EF, ROiL, RTAX, GC, GT) \quad (1)$$

كه در اينجا:

Gini = شاخص توزيع درآمد كه با روش جيني محاسبه شده است،

GDDP = توليد ناخالص داخلي سرانه به قيمت ثابت 1376،

P2 = نرخ تورم،

PIF = سرمايه‌گذاري بخش خصوصي به قيمت ثابت 1376،

EF = نسبت اشتغال كه از نسبت جمعيت شاغل به جمعيت فعال به‌دست آمده است،

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

ROIL = درآمدهاي حاصل از فروش نفت به قيمت ثابت 1376،

RTAX = درآمدهاي مالياتي دولت به قيمت ثابت 1376،

GC = مخارج جاري دولت به قيمت ثابت 1376،

GI = مخارج سرمايه اي دولت به قيمت ثابت 1376 است.

مدل موردنظر بيشتر بر اساس تأثير سياست مالي بر توزيع درآمد طراحي شده است. اين روش قبلاً نيز توسط جها (1999) به كار رفته است. البته برداشت نويسندگان مقالة حاضر از سياست مالي مي‌تواند متفاوت باشد. اين مسئله به خصوص در مورد كشورهاي صادركنندة نفت از جمله ايران ـ كه دولت بخش قابل ملاحظه اي از درآمدهاي خود را از فروش نفت تأمين مي‌كند ـ مصداق بارز دارد.

مدل مورد نظر يك الگوي كاب ـ داگلاس است كه قبلاً در مطالعات ابونوري (1377) نيز به كار گرفته شده است.

$$Gini = \alpha_0 .GDPP^{\alpha_1} .P2^{\alpha_2} .PIF^{\alpha_3} .EF^{\alpha_4} .ROiL^{\alpha_5} .RTAX^{\alpha_6} .GC^{\alpha_7} .GI^{\alpha_8} \quad (2)$$

هرگاه از طرفين رابطة (2) لگاريتم طبيعي بگيريم و به رابطة جزء، خطا را اضافه كنيم رابطة (3) حاصل مي‌گردد:

$$LnGini = \alpha_1 LnGDPP + \alpha_2 LnP2 + \alpha_3 LnPIF + \alpha_4 LnEF + \alpha_5 LnROiL$$

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

$$+\alpha_6 LnRTAX + \alpha_7 LnGC + \alpha_8 LnGI + \varepsilon \qquad (3)$$

4) روش برآورد

با توجه به ناپايا بودن (Non-Stationary) اغلب سري‌هاي زماني در اقتصاد كلان و ناكارايي روش هاي سنتي در برآورد مدل هاي اقتصادي و همچنين با توجه به ترديدي كه در اقتصاد سنجي نسبت به كارايي آزمون‌هاي ريشة واحد براي تشخيص پايايي و يا ناپايايي متغيرهاي اقتصادي وجود دارد ، از تكنيك‌هاي مدرن در اقتصاد سنجي نظير «خودبازگشتي با وقفه هاي توزيعي (Auto-Regressive Distribution lag) (ARDL)» استفاده مي‌كنيم. در اين روش از برآورد مدل، بدون توجه به ناپايي متغيرها و تنها با تعيين وقفه هاي مناسب براي متغيرها ، مي توان الگوي مناسب را برآورد نمود.

در روش خودبازگشتي با وقفه هاي توزيعي، ابتدا بايد مدل مورد نظر را با روش «حداقل مربعات معمولي ((Ordinary Least Squares (OLS)» براي تمامي تركيبات ممكن براساس وقفه هاي متفاوت متغيرهاي موجود در مدل بر آورد كرد. در اين ميان حداكثر تعداد وقفه هاي متغيرها، از سوي پژوهشگر و با توجه به تعداد مشاهدات تعيين مي‌شود، به طوري‌كه هر چه دامنة سري‌هاي زماني بزرگتر باشد، مي‌توان وقفه‌هاي بزرگتري را آزمايش نمود.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

در مرحلة دوم به محقق اين امكان داده مي شود كه با رگرسيون هاي برآورد شده به روش حداقل مربعات معمولي در وقفه هاي متفاوت متغيرها، يكي از رگرسيون ما را براساس يكي از چهار ضابط ة «آكائيك (Akaike)»، «شوارتز ـ بيزين (Bayesian-Schwar)»، «حنان ـ كوئين (Hannan-Quoin)» و «ضريب تعيين» (R^2) (Coefficient of Determination) انتخاب كند.

در مرحلة سوم، ضرايب مربوطه به الگوي بلندمدت بر اساس روش خودبازگشتي با وقفه هاي توزيعي ارائه مي‌شود. ضمناً در اين روش علاوه بر آزمون وجود يا عدم وجود ، رابطه بلندمدت بين متغير وابسته و متغيرهاي مستقل و ارائه آن ، «الگوهاي تصحيح خطا (Error Correction Model) (ECM)» كوتاه‌مدت نيز بررسي مي‌شود.

ابتدا رابطة (3) ارائه شده در مباحث قبل ، با حضور تمامي متغيرها و با استفاده از روش خودبازگشتي وقفه هاي توزيعي برآورد گرديد . خلاصة نتايج اين مدل در جدول شمار ة 1 ارائه شده است. همچنين نتايج تمامي مدل هاي برآوردي در جداول پيوست آورده شده است. پيش از بحث دربار ة نتايج به دست آمده از برآورد مدل , ضروري است تا وجود يا عدم وجود رابطة تعادلي بلندمدت بين متغيرهاي مدل بررسي شود. بدين لحاظ آزمون فرضية صفر (ريشه واحد) عدم وجود رابط ة «هم‌جمعي» بلندمدت انجام

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

مي‌شود, زيرا لازمة آن‌كه الگوي پوياي برآورد شده در روش خودبازگشتي با وقفه هاي توزيعي به سمت تعادل بلندمدت گرايش يابد آن است كه مجموع ضرايب متغير وابسته در وقفه هاي متفاوت, كمتر از يك باشد:

$$H_{\circ}: \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 \geq \circ$$

$$H_{1}: \sum_{i=1}^{P} \alpha_i < \circ$$

اكنون مي‌توان فرض عدم وجود هم جمعي بين متغيرهاي مدل را آزمون مي‌كنيم, كميت آمارة t مورد نياز براي انجام آزمون فوق به صورت زير محاسبه مي‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}}$$

كميت بحراني در سطح اطمينان 95 درصد برابر 3/82- است كه اين كميت توسط بنرجي , دولادو و مستر (1999) محاسبه شده است (نوفرستي, 99:1378-91).

5) يافته هاي تحقيق

با استفاده از نتايج موجود در جدول (1) آماره

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

t را به صورت زير مي‌توان محاسبه نمود:

$$t\frac{(-0/022-31/0)-1}{0/09+0/09}=\frac{-1/332}{0/18}=-7/4$$

از آن جايي كه قدر مطلق آمارة برآوردي از قدر مطلق كميت بحراني در سطح اطمينان 95 درصد بيشتر است، فرض عدم وجود هم جمعي بين متغيرهاي مدل (H_0) رد مي‌شود و بنابراين كليت مدل قابل قبول است. نتايج حاصله نشان مي‌دهد كه درآمدهاي نفتي در همان سال ايجاد آن، سبب نابرابرتر شدن توزيع درآمد مي‌گردد و تأثير آن تا دو سال نيز به جاي مي‌ماند و البته جهت آن تغيير مي‌كند و از شدت اثرگذاري آن كاسته مي‌شود. به عبارت ديگر درآمدهاي نفتي با دو وقف ة يك ساله و دو ساله تأثير مثبت بر نابرابري درآمدي گذشته و سبب بهبود مي‌گردد. اما اثرگذاري آن اندك است و در مقابل، اثر منفي آن قابل چشم پوشي است. اين مسئله در مورد توليد ناخالص داخلي سرانه نيز به چشم مي‌خورد. در حالي كه اين متغير در همان سال اثر مثبت مي‌گذارد, اما در دو سال متوالي اثر منفي گذاشته و توزيع درآمد را نابرابرتر مي‌كند. از نكات قابل توجه در اين مدل تاثير ماليات ها بر توزيع درآمد است كه هميشه در جهت برابر كردن توزيع درآمد بود ه است، علي‌رغم آن‌كه ت أثير آن فقط با دو وقفه معني دار است. مخارج جاري دولت نيز تاثير منفي و س بب نابرابرتر شدن و مخارج

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

سرمايه‌ايي دولت تاثير مثبت و سبب برابرتر شدن توزيع درآمد مي‌گردد. به نظر مي‌رسد مورد اخير به دليل سرمايه‌گذاري در برخي از زيربناها از قبيل آموزش، بهداشت، و حمل و نقل عمومي از لحاظ نظري كاملاً مطابقت نمايد.

اين مسئله در جدول شمار ة 2 كه يك رابط ة بلندمدت را نشان داده است ، قابل توجه است. بر اساس اين مدل بلند مدت توليد ناخالص داخلي سرانه، سرمايه‌گذاري بخش خصوصي ، درآمد نفتي و مخارج جاري دولت تاثير منفي بر توزيع درآمد داشته و سبب نابرابرتر شدن و ضعيت توزيع درآمد در جامعه مي‌شوند. در اين ميان تاثير توليد ناخالص داخلي سرانه و مخارج جاري دو لت بيشتر و تأثير درآمد نفتي سرانه و سرمايه گذاري بخش خصوصي كه تقريباً يكسان است كمتر است.

اين در حالي است كه تورم با يك وقف ة زماني، نسبت اشتغال با دو وقف ة زماني، ماليات‌ها با دو وقفه و مخارج سرمايه ايي دولت نيز با دو وقفه سبب برابرتر شدن توزيع درآمد مي‌شوند. در اين ميان تاثير نسبت اشتغال ب سي‌ار بيشتر از متغيرهاي ديگر است. به طوري كه افزايش يك درصد در نسبت اشتغال سبب مي‌گردد كه توزيع درآمد حدود 0/89 درصد برابرتر گردد . نتايج الگوي تصحيح خطاي مربوطه در جداول پيوستي ارائه شده است .

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

ضريب جملة تصحيح خطا كه نشان دهندة سرعت تعديل به حالت تعادلي مي‌باشد، رقم 0/83- به دست آمده است. اين عدد نمايانگر سرعت بالا در تع ديل كوتاه‌مدت به سوي تعادل بلندمدت است.

در بخش بعدي اين مقاله سعي مي گردد كه مدل مورد نظر براي مناطق شهري و روستايي نيز مورد آزمون قرار گيرد. از اين رو در مدل 3 به جاي متغير ضريب جيني (به‌عنوان متغير وابسته) از ضريب جيني مناطق شهري و مناطق روستايي استفاده شده است. ابتدا اين مسئله در مورد مناطق روستايي مورد آزمون قرار گرفته است. جدول 3، آزمون رابطة 3 بر اساس ضريب جيني روستايي (GINIR) است. البته ضروري است تا وجود يا عدم وجود رابطه تعادلي بلندمدت بين متغيرهاي مدل بررسي شود. از اين رو آمارة t به صورت زير محاسبه مي‌شود.

$$t = \frac{0/248\text{-}1}{0/176} = -4/27$$

از آن‌جايي كه قدرمطلق آمارة مورد نظر از كميت بحراني در سطح اطمينان 95 درصد كه برابر 3/82- است بيشتر است بنابراين فرض عدم وجود هم‌جمعي بين متغيرهاي مدل (H_0) رد مي‌شود.

با استفاده از جدول شمارة 3 مي‌توان به نوع اثرگذاري، معني‌دار بودن و تعداد وقفه هاي متغيرهاي مستقل پي برد. تاثير درآمدهاي نفتي با

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

يك وقفه زماني بر نابرابري درآمدي در مناطق روستايي اثر منفي مي‌گذارد. در جدول شمارة 4 به رابطة بلندمدت پرداخته شده است . بر اين اساس اثر درآمدهاي نفتي در بلندمدت بر توزيع درآمد در مناطق روستايي از نظر آماري معني دارد ، علي‌رغم اين، ضريب آن مثبت است و نشان دهندة نابرابرتر نمودن توزيع در مناطق ياد شده است . جالب توجه است كه تمامي متغيرهاي معرفي شده در اين الگو در رابط ة بلندمدت معني‌دار نبوده‌اند. به نظر مي‌رسد كه مدل مورد نظر نمي‌تواند تبيين‌كنندة واقعي رفتار درآمدي طبقات مختلف در مناطق روستايي باشد . از اينرو در بحث بعدي به مناطق شهري مي‌پردازيم و براساس آن رابط ة شمارة 3 را بر اساس ضريب جيني مناطق شهري آزمون مي‌كنيم. جدول شمارة 5 بر اين اساس تنظيم شده است.

ابتدا به وجود يا عدم وجود رابط ة تعادلي بلندمدت پرداخته مي‌شود و آمار ة t مورد محاسبه قرار مي‌گيرد.

$$t\frac{(0/34-0/28)-1}{0/095+0/132}=\frac{-1/94}{0/227}=-4/14$$

از آن جايي كه قدرمطلق عدد فوق بيشتر از قدرمطلق 3/82- است، بنابراين فرضي ة (H_0) رد مي‌شود و وجود هم‌جمعي بين متغيرهاي توضيحي تاييد مي‌گردد.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

تأثير درآمدهاي نفتي بر نابرابري درآمدي در مناطق شهري در سه دورة زماني تعريف شده و از نظر آماري معني دار است، تاثير آني و تاثير با دو وقفة دو ساله سبب نابرابرتر شدن و تاثير با يك وقفة يك ساله به برابرتر شدن نابرابري درآمدي در مناطق شهري منجر شده است . براي برآيند وقفه هاي مختلف مي‌توان از رابطة بلندمدت استفاده نمود . اما ديگر متغيرها نيز اثرات مختلفي بر نابرابري درآمدي داشته اند. در حاليكه اثر آني توليد ناخالص ملي سرانه اثر مثبت داشته، اما تأثير آن با يك وقفة زماني اثر منفي بر نابرابري دارد. تورم و وقفه هاي مختلف آن به برابرتر شدن نابرابري كمك نموده است . سرمايه‌گذاري بخش خصوصي و وقفه هاي آن از نظر آماري كاملاً معني دار و تاثيرات مختلف داشته است و ماليات با تمام وقفه هاي آن از نظر آماري معني‌دار و همگي به برابرتر شدن كمك نموده است . مخارج جاري دولت به صورت آني و با يك وقفه ، كاملاً به نابرابري و مخارج سرمايه اي دولت به برابري كمك نموده است . البته درجة اطمينان مخارج سرمايه اي تا حدودي كم است.

اما رابطة بلندمدت مي‌تواند به صورت قطعي تر، وضعيت متغيرهاي مختلف را بر ضريب جيني در مناطق شهري به نمايش گذارد . بر اساس جدول شمارة 6

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

درآمدهاي نفتي با ضريب جيني شهري رابطة مثبت و از نظر آماري معني دار است. اين مسئله بيان ميكند كه درآمدهاي نفتي بر توزيع درآمد در مناطق شهري به نابرابرتر شدن منجر مي گردد. متغيرهاي ديگر نظير توليد ناخالص داخلي سرانه، سرمايهگذاري بخش خصوصي و مخارج جاري دولت نيز داراي چنين رفتاري هستند . از سوي ديگر متغيرهايي نظير تورم، نسبت اشتغال، ماليات ها و مخارج سرمايه اي دولت به برابرتر شدن توزيع درآمد در مناطق شهري كمك نموده است. ضريب تصحيح خطا برابر 0/94- به دست آمده است كه نشانگر سرعت بالا در تعديل كوتاه مدت به سوي مدل تعادلي بلندمدت است.

6) نتيجهگيري و جمعبندي

براساس نتايج بلندمدت درآمدهاي نفتي با وقفه دوساله سبب مي گردد كه نابرابري درآمدي در كل كشور و در فضاي شهري بيشتر گردد . اين مسئله در مورد فضاي روستايي با يك وقفه يك ساله روي ميدهد و علي رغم رابطة مستقيم آن با نابرابري، از نظر آماري معنيدار نميباشد.

به نظر مي رسد كه مدل مورد نظر براي مناطق روستايي مناسب نباشد . نتايج حاصله نشان مي دهد كه اين مدل ميتواند بيشتر فضاي كلي كشور را در بحث توزيع درآمد و بهتر از آن فضاي مناطق شهري

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

را ترسيم نمايد. به نظر مي‌رسد كه نتايج كمي اين مدل، مشاهدات عيني را تائيد نمايد . درآمدهاي حاصل از صادرات نفت به خزانه دولتي سرازير مي‌گردد كه حضور و فعاليت آن بيشتر در فضاي شهري قابل رويت است. تزريق درآمدهاي ياد شده در قالب هزينه‌هاي جاري و هزينه هاي عمراني در اين فضا صورت مي گيرد و تقريباً تأثير آن بر روابط و مناسبات اقتصاد روستايي ناچيز است. به طوري كه اثر متغيرهاي هزينه جاري و هزينة عمراني دولت در فضاي روستايي از نظر آماري معن يدار نيست. اين در حالي است كه اثر متغيرهاي مورد نظر در كل كشور و فضاي شهري به صورتي است كه هزينه هاي جاري دولت سبب افزايش و هزينه هاي عمراني سبب كاهش نابرابري مي‌گردد. از نتايج جالب توجه اين مدل اثر درآمدهاي مالياتي است كه در كل كشور، فضاي شهري و فضاي روس تايي با ضريب جيني رابطة منفي داشته و از نظر آماري نيز قابل قبول است و نشان‌دهندة بهبود شاخص نابرابري درآمدي است.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

تخمين تعداد وقفه‌هاي الگو (دورة زماني 1381-1347)

جدول 1: كل كشور جدول 5: مناطق شهري جدول 3: مناطق روستايي

متغيرها	ضريب	آماره t	متغيرها	ضريب	آماره t	متغيرها	ضريب	آماره t
LNGINIR(-1)	0/25	1/41	LNGINIU(-1)	0/34	3/55	LNGINI(-1)	0/02-	/24-0
LNGDPP	0/29-	1/36-	LNGINIU(-2)	-0/28	2/10-	LNGINI(-2)	0/31-	/58-3
LNGDPP(-1)	0/46	2/09	LNGDPP	-0/61	4/38-	LNGDPP	0/68-	/38-8
LNP2	/0040	1/38	LNGDPP(-1)	0/87	5/43	LNGDPP(-1)	0/63-	/32-5
LNPIF	0/02	0/49	LNP2	0/003-	1/27-	LNGDPP(-2)	0/65	/77-4
LNPIF(-1)	0/11-	2/40-	LNP2(-1)	0/009-	4/48-	LNP2	/009-0	/25-6
LNPIF(-2)	0/15	3/76	LNP2(-2)	0/007-	4/31-	LNP2(-1)	0/01-	/44-8
LNEF	0/37-	0/58-	LNPIF	0/23	6/15	LNPIF	0/15	/546
LNROIL	0/06	1/22-	LNPIF(-1)	-0/16	6/12-	LNPIF(-1)	0/12-	/63-5
LNROIL (-1)	0/07	1/94	LNPIF(-2)	0/20	6/69	LNPIF(-2)	0/04	/731
LNRTAX	0/03	0/47	LNEF	-0/29	0/81-	LNEF	0/24	/810
LNRTAX(-1)	/002-0	0/04-	LNROIL	0/20	6/18	LNEF(-1)	0/50-	/12-1
LNRTAX(-2)	0/24-	3/80-	LNROIL (-1)	0/19	5/40-	LNEF(-2)	0/92-	/34-2

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

LNGC	0/02	0/45	LNROIL (-2)	0/06	2/63	LNROIL	0/11	/884
LNGI	0/03 –	0/62	LNRTAX	−0/09	2/00 –	LNROIL (-1)	0/01 –	/42 −0
C	0/36	0/45	LNRTAX(-1)	−0/08	2/42 –	LNROIL (-2)	0/04 –	/81 −1
			LNRTAX(-2)	−0/13	3/40 –	LNRTAX	0/06 –	/44 −2
			LNGC	0/08	2/83	LNRTAX(-1)	0/04 –	/37 −1
			LNGC(-1)	0/02	1/93	LNRTAX(-2)	0/10 –	/74 −3
			LNGI	−0/09	3/02 –	LNGC	0/03	/681
			C	−2/11	4/54 –	LNGC(-1)	0/09	/095
						LNGC(-2)	0/03	/211
						LNGI	0/01 –	/34 −0
						LNGI(-1)	0/08 –	/68 −4
						LNGI(-2)	0/08 –	/92 −2
						C	1/54 –	/75 −3
R^2=0/81 D.W=2/07	$\bar{R}$=0/64 F=4/86		R^2=0/98 DW=2/07	15 $\bar{R}$=0/94 F=25/17		R^2=0/99 D.W=2/04	$\bar{R}$=0/98 F=67/69	

رابطه بلندمدت الگو (دورة زماني 1381-1347)

جدول 2: كل كشور **جدول 4: مناطق روستايي** **جدول 6: مناطق شهري**

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

متغيره ا	تعداد وقفه	ضري ب	آما ره t	متغيره ا	تعداد وقفه	ضري ب	آما ره t	متغيره ا	تعداد وقفه	ضري ب	آما ره t
LNGDPP	1	0/28	4/02	LNGDPP	1	0/22	1/35	LNGDPP	2	0/45	/39 10
LNP2	2	0/02 –	6/56 –	LNP2	0	/005 0	1/33	LNP2	1	0/01 –	7/96 –
LNPIF	2	0/29	7/06	LNPIF	2	0/09	1/39	LNPIF	2	0/05	2/29
LNEF	0	0/31 –	0/84 –	LNEF	0	0/49 –	0/56	LNEF	2	0/89 –	3/35 –
LNROILP	2	0/08	3/89	LNROILP	1	0/01	0/29	LNROILP	2	0/40	4/09
LNRTAX	2	0/32 –	5/24 –	LNRTAX	2	0/29 –	1/91 –	LNRTAX	2	0/15 –	4/79 –
LNGC	1	0/10	3/56	LNGC	0	/027 0	0/45	LNGC	2	0/12	4/56
LNGI	0	0/09 –	2/78 –	LNGI	0	0/04 –	0/60 –	LNGI	2	0/12 –	5/95 –
C	---	2/25 –	4/50 –	C	---	0/48	0/44	C	2	1/16 –	3/38 –

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

منابع
References

1. ابونوري، اسماعيل. (1376). **اثر شاخص هاي اقتصاد كلان بر توزيع درآمد در ايران**، مجله تحقيقات اقتصادي، شماره 51، پائيز و زمستان، ص31-1.
2. پروين، سهيلا. (1375). **توزيع درآمد و تداوم رشد**، مجله برنامه و بودجه، سال اول، شماره 2، خرداد، ص 46-25.
3. صمدي، سليمه. (1371). **بررسي تأثير تقدم بر توزيع درآمد در ايران**، رساله كارشناسي ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
4. طاهري، شهنام. (1366). **توزيع درآمد در ايران و بررسي اقتصادسنجي علل نابرابري آن**، پايان‌نامه كارشناسي ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه صنعتي اصفهان.
5. سلماني، مديك و حميد آقاجان‌زاده. (1360). **الگوي توزيع درآمد در مناطق شهري و روستايي ايران** مركز آمار ايران.
6. كاتوزيان، محمدعلي همايون. (1377). **نفت و توسعه اقتصادي در خاور ميانه**, نه مقاله در جامعه‌شناسي تاريخي ايران, ترجمه عليرضا طيب, نشر مركز, تهران.

7. Ahlwalia, M.S. (1976)."**Inequality, Poverty, and Development**". Journal of Development Economics, No.3, PP.307-342.
8. Alesina,A., and D.Rodrik.(1991). "**Distributive Politics and Economic Growth**". NBER Working Paper, No.3668.
9. Alesina,.A. and P.Perotti. (1993)."**Income Distribution, Political Instability and Investment**". NBER, Working Paper, No.4486.
10. Anand, S. and S.M.R.Kanbur.(1993). "**Inequality and Development: A Critique**". Journal of Development Economics, No.41, PP.19-43.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

11. Bertola, G. (1991). "**Market structure and Income Distribution in Endogenous Growth Models**", NBER, Working Paper, No.3851.

12. Blejer, Mario. I.and Isabel Guerrero. (1988). "**The Inpact of Macro Economic Policies on Income Distribution: An Emprical Study**". IMF Working Paper, July, No.51

13. Campano, F. and D. Salvatore. (1998). "**Economic Development, Income Distribution and the Kuznets Hypothesis**". Journal of Policy Modeling, Vol.10, June, PP.265-280.

14. Cole, Jeffrey. And Christopher.Towe.(1996). "**Income Distribution and Maeoro Economic Performance in The United States**". IMF Working Paper, Augest, No.97.

15. Deininger, K. and L. Squire. (1998). "**New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth**", Journal of Development Economics, No.57, PP.259-287.

16. Devarajan, S., S.Vinaya,and H.Zhou.(1992). "**What Do Government Buy?**". The World Bank, Washington, D.C. Mimeographed.

17. Jha,Sailesh.k.(1999).“**Fiscal Policy,Income Distribution, and Growth**". Asian Development Bank, Economic and Development Resource Center (EDRC), Report Series No.67

18. Heerink, N., (1994)."**Population Growth, Income Distribution and Economic Development**", Heidelberg, Germany: Springer- Verlag.

19. Klepper, S and E. Leamer. (1984)."**Consistent Sets of Estimates for Regressions With Errors in All Variables**". Econometrical, No.52, PP.163-183.

20. Kuznets, S. (1995). "**Economic Growth and Income Inequality**". American Economic Review, No. 45, PP. 1-28.

21. Mehran, F.(1975)."**Taxes and Income: Distribution of Tax Burden in Iran**", Genva, Eorking Paper.

22. Papanek, G. and O.Kyn. (1986)."**The Effect on Income Distribution of Development, the Growth Rate and Economic Strategy**". Journal of

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

منابع
References

Development Economics, No.23, PP.55-65.

23. Perotti, R. (1993). "**Political Equilibrium, Income Distribution, and Growth**", Review of Economic Studies, No.60, PP.755-776.

24. Persson, T. and G.Tabellini. (1994). "**Is Inequality Harmful for Growth?**", American Economic Review, No.84, PP.601-621.

25. Ram, R. (1988). "**Economic Development and Income Inequality: Further Evidence on the U Curve Hypothesis**". World Development, Vol.16, No.11, PP.1371-1375.

26. Saint-Paut, G., and T.Verdier (1991). "**Education, Democracy and Growth**". Yale University, Mimeographed.

27. Sarel, Micheal. (1997)."**How Macroeconomics Factors Affect Income Distribution: The Cross-Countries Evidence**". IMF Working Paper, November, No.152.

28. Saith,A.(1983)."**Development and Distrilation:A critique of the Cross-country U-hypothesis**". Journal of Development Economic, No.13, PP.15-32.

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]

[Downloaded from refahj.uswr.ac.ir on 2024-03-29]