

بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران

علی‌رضا جرجرزاده*، علی‌رضا اقبالی**

در این مقاله نویسندگان به بررسی اثر درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۷ پرداخته‌اند. شاخص به کار گرفته شده در توزیع درآمد، ضریب جینی است. در این مقاله از روش جها (۱۹۹۹) که بر اساس یک تابع کاب - داگلاس است، الهام گرفته شده است. روش تخمین الگو، بهره‌گیری از مباحث هم‌جمعی و مدل خود همبستگی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) است. نتایج به دست آمده از برآورد مدل نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی سبب نابرابرتر شدن توزیع درآمد در کل کشور و در فضای شهری می‌گردد. اما در مورد این تاثیر در فضای روستایی به صراحت نمی‌توان اظهار نظر نمود.

کلیدواژه‌ها: توزیع درآمد، خودهمبستگی، درآمدهای نفتی، هم‌جمعی، وقفه‌های توزیعی

تاریخ پذیرش مقاله: ۸۴/۵/۲۶

تاریخ دریافت مقاله: ۸۴/۲/۳

مقدمه

توزیع درآمد و ثروت از جمله مشکلاتی است که کشورهای در حال توسعه با آن دست به گریبان هستند. این مسئله در مورد کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران قابل ملاحظه است. در این کشورها نفت تقریباً به صورت مستقل از بخش‌های دیگر اقتصاد، درصد قابل ملاحظه‌ای

* کارشناس ارشد اقتصاد، عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور

** دانشجوی دکترای اقتصاد، عضو هیأت علمی دانشگاه پیام‌نور <areghbali@yahoo.com>

از درآمدهای دولت را تأمین می‌کند. به‌طور مثال در ایران طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۱ حدود شصت درصد از درآمد دولت، از طریق فروش نفت و گاز تأمین شده است. در این کشور، از آنجایی که نفت و درآمدهای حاصل از آن متعلق به بخش عمومی است، رویکرد مردم و گروه‌های اجتماعی به این مسئله قابل ملاحظه است. بنابراین نوع توزیع درآمدهای یاد شده در گروه‌های مختلف درآمدی می‌تواند اثرات متفاوتی بر نابرابری درآمدی بگذارد. این مقاله سعی دارد به شناخت رابطه مذکور بپردازد. از این رو در بخش دوم این مقاله به مبانی نظری این رابطه پرداخته می‌شود. بخش سوم اختصاص به مطالعات گذشته دارد و بالاخره در بخش چهارم مدل انتخابی ارائه می‌گردد و نتایج حاصله از آن تشریح می‌شود.

۱) مبانی نظری

کوزنتس (۱۹۵۵) با بررسی اثر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد، پایه‌گذار بررسی اثرات متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد شد. نتایج وی حاکی از آن بود که در مراحل اولیه رشد اقتصادی توزیع درآمد نابرابر می‌گردد در حالی که با ادامه رشد اقتصادی و در بلندمدت این نابرابری کمتر می‌شود. این مسئله بعدها از سوی بسیاری از محققان رد یا تأیید گردید. گسترش ادبیات موضوع، به نقش دولت نیز در این خصوص رسید. از طرفی دولت با هزینه‌های خود در قالب هزینه‌های جاری و هزینه‌های سرمایه‌ای می‌تواند بر اختلاف گروه‌های درآمدی دامن بزند و از سوی دیگر می‌تواند با درآمدهای خود در قالب مالیات‌ها و یا پرداخت‌های انتقالی بر توزیع درآمد تأثیر بگذارد، بحثی که امروزه بر نقش مالیات‌ها در «بازتوزیع» و یا «توزیع مجدد» مطرح است از اینجا ناشی می‌گردد. امروزه حضور دولت سبب گردیده که بررسی رابطه میان سیاست مالی و توزیع درآمد بسیار مورد مناقشه باشد. آنچه که سبب می‌گردد این بحث جالب توجه‌تر گردد، حضور دولت به عنوان دریافت‌کننده درآمدهای عظیم ارزی است که در کشورهای صادرکننده نفت به علت

مالکیت و انحصار دولت ایجاد می‌گردد. درآمدهای یادشده تناسب چندانی با فعالیت‌های اقتصادی در بخش‌های دیگر ندارد. به عبارت دیگر ارتباط «پیشین» میان بخش نفت و دیگر بخش‌ها وجود ندارد. به طوری که سبب گردیده برخی از کشورهای صادرکننده با جمعیت اندک (نظیر عربستان و کویت) که نیروی کار غیرماهر مورد نیاز خود را نیز از کشورهای دیگر تأمین نمایند. البته این مسئله در مورد دیگر کشورهای صادرکننده پرجمعیت نظیر ایران مصداق ندارد، اما نشان‌دهنده رویکردی است که این کشورها با بخش‌های غیرنفتی خود دارند (کاتوزیان، ۱۳۷۷: ۱۲۶-۹۲).

درآمدهای یادشده ماحصل تلاش و کوشش بخش‌های تولیدی و خدماتی نیست. به غیر از سال‌های خاص که قیمت نفت بسیار تنزل نمود، در دیگر سال‌ها، هزینه تولید آن کمتر از ده درصد قیمت آن است. به عبارت دیگر نود درصد درآمد حاصل شده، خالص و یا سود است یعنی درآمدی است که به حساب خزانه واریز و بسته به نگرش دولت توزیع می‌گردد. این نگرش می‌تواند سبب شود که نابرابری کاهش و یا شدت یابد. به نظر می‌رسد برای بررسی کمی میان توزیع درآمد و درآمد نفتی باید بحث را در قالب تحلیل سیاست مالی و اثر آن بر توزیع درآمد نگریست. به عبارت دیگر باید اثر درآمدهای نفتی به همراه درآمدهای مالیاتی و مخارج جاری و سرمایه‌ای دولت مورد بررسی و نتیجه‌گیری قرار گیرد.

۲) مروری بر مطالعات گذشته

همان‌طور که گفته شد سرآغاز بررسی و مطالعات رابطه متغیرهای اقتصاد کلان بر توزیع درآمد از مطالعه کوزنتس (۱۹۵۵) آغاز شد. مطالعات بعدی نیز نظیر الوالیا (۱۹۷۹)، سائیت (۱۹۸۳)، پاپانک و کین (۱۹۸۶)، رام (۱۹۸۸)، کامپونا و سالواتوره (۱۹۸۸)، آناد و کانبور (۱۹۹۳) و دنینجر و اسکوتیز (۱۹۹۸) به پیروی از کوزنتس سعی در بررسی رابطه میان

رشد اقتصادی و توزیع درآمد نمودند. حجم مطالعات صورت گرفته نشان‌دهنده فصل جدیدی از بررسی توزیع درآمد و ارائه طریق، برای حل مشکلات اجتماعی و اقتصادی است. این درحالی است که برخی از مطالعات به دیگر روش بررسی، یعنی نقش توزیع درآمد و بازخورد اجتماعی آن بر رشد اقتصادی تأکید کرده‌اند. به طور مثال السینا و رودریک (۱۹۹۴) معتقدند که افزایش نابرابری درآمدی و ثروت درآمدی و ثروت، سبب می‌شود که نرخ مالیات بیش از نرخ بهینه‌اش تعیین گردد و این مسئله کاهش سرمایه‌گذاری و به دنبال آن، کاهش نرخ رشد اقتصادی را در پی داشته باشد. السینا و پروتی (۱۹۹۶) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که افزایش نابرابری، بی‌ثباتی سیاسی - اجتماعی را در پی خواهد داشت که این مسئله از طریق ایجاد ناامنی در فضای سیاسی - اقتصادی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. نتایج مطالعات دیگر نظیر دینیجر و اسکوار (۱۹۹۷) و اسمیت - هابل و سروین (۱۹۹۶) رابطه منفی میان نابرابری و رشد اقتصادی را تأیید می‌نمایند. از سوی دیگر برخی از مطالعات نیز علاوه بر متغیر رشد اقتصادی به اثر دیگر متغیرهای اقتصادی بر توزیع درآمد پرداخته‌اند.

بلیجر و کوئرو (۱۹۸۸) مخارج فیلیپینی‌ها را در دهه ۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند و به این نتیجه رسیدند که بیکاری، تورم و مخارج دولت در قالب یک مدل رگرسیونی سبب کاهش نرخ ارز و افزایش نابرابری می‌گردد. کول و تاو (۱۹۹۶) به بررسی عوامل سیاسی افزایش نابرابری درآمدی آمریکا پس از اواسط دهه ۱۹۷۰ پرداختند. نتایج کار آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمدی رابطه‌ای با توسعه اقتصاد کلان ندارد، اما بر گسترش بازار کار، تکنولوژی و جمعیت تأثیر مثبت می‌گذارد.

سارل (۱۹۹۷) با استفاده از داده‌های مقطعی ۵۲ کشور تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان را بر توزیع درآمد با استفاده از ضریب جینی اندازه‌گیری کرد. نتایج وی حاکی از آن است که متغیرهای تورم (به صورت سطح متغیر، نوسانات متغیر و نرخ تغییر متغیر)، نسبت مصرف

عمومی به خصوصی، وضعیت خارجی (صادرات و واردات)، سطح نرخ ارز واقعی و نسبت قیمت کالاهای سرمایه‌ای به کالاهای مصرفی بر توزیع درآمد اثر معنی‌داری ندارد. ولی در مقابل متغیرهای لگاریتم درآمد سرانه، نرخ رشد درآمد واقعی سرانه، اثر خالص تغییر در رابطه مبادله تجاری، نسبت سرمایه‌گذاری به کل جذب داخلی (که از مجموع مصرف خصوصی، مصرف عمومی و سرمایه‌گذاری به دست می‌آید) همگی بر توزیع درآمد اثر منفی و تغییر در نرخ ارز واقعی، درصد جمعیت فعال، تغییرات سالانه جمعیت فعال تأثیر مثبت بر توزیع درآمد دارد.

مطالعات متعددی نیز در مورد کشور ایران انجام شده است. تعداد قابل توجهی از این مطالعات تلاش در جهت محاسبه شاخص نابرابری - که عمدتاً ضریب جینی بوده است - می‌باشند که در این جا سعی می‌شود از این مطالعات چشم‌پوشی گردد و عمدتاً به مطالعاتی پرداخته شود که در آن‌ها تأثیر متغیرهای دیگر بر توزیع درآمد مورد بررسی قرار گرفته است. فرهاد مهران (۱۹۷۵) رابطه میان مالیات‌ها و توزیع درآمد در ایران را در سال ۱۳۵۱ با داده‌های هزینه خانوار و به وسیله سهم دهک‌ها اندازه‌گیری نموده است. نتایج وی نشان می‌دهد که بار مالیاتی دهک اول بیشتر از دهک دوم است. سلمانی و آقاجانزاده (۱۳۶۰) به بررسی وضعیت رشد اقتصادی و توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۵۶-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی سبب بدتر شدن وضع توزیع درآمد شده است. طاهری (۱۳۶۶) با استفاده از سهم دهک‌ها و اثر متغیرهای اقتصادی بر آن‌ها به بررسی توزیع درآمد برای سال‌های ۱۳۶۳-۱۳۴۷ اقدام نمود. وی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، سهم ۴۰ درصد خانوارهای کم‌درآمد و ۴۰ درصد خانوارهای با درآمد متوسط را افزایش داده است در صورتی که بر ۲۰ درصد خانوارهای با درآمد بالا تأثیری نداشته است. صمدی (۱۳۷۱) با استفاده از تابع تقاضای مصرف، وضعیت توزیع درآمد را برای دوره ۱۳۶۷-۱۳۴۷ بررسی نموده و یافته‌های وی نشان می‌دهد که تورم تأثیر منفی بر توزیع درآمد دارد ولی در سال‌های ۱۳۶۷ و ۱۳۶۵ این تأثیر مثبت

بوده است. پروین (۱۳۷۵) در مقاله خود به برخی از زمینه‌های تأثیر متقابل رشد و توزیع درآمد در اقتصاد ایران توجه کرده است و ضمن اشاره به برخی از شاخص‌های نابرابری توزیع درآمد، و با توجه به محدودیت‌های آماری، نشان داده است که وجود درآمدهای نفتی این امکان را در اقتصاد ایران فراهم نموده است که فرآیند توسعه بدون توجه به زمینه‌های نابرابری توزیع درآمد و پیامدهای آن شکل بگیرد، در حالی که توزیع نابرابری درآمد با ایجاد محدودیت در ساختار کیفی و کمی بازار بر دوگانگی اقتصاد تأکید می‌ورزد. در این زمینه آثار توزیعی مخارج و درآمدهای مالیاتی دولت هم مد نظر قرار گرفته است. در اینجا سعی می‌گردد به مطالعه ابونوری (۱۳۷۶) به دلیل اهمیت موضوع بیشتر پرداخته شود.

ابونوری معتقد است که در مجموع، سه طریق مهم برای بررسی آثار شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد متصور است:

الف) تغییرات در سهم درآمد عوامل تولید به دلیل نوسانات سطح فعالیت‌های اقتصادی در سری زمانی؛ ب) تغییرات در سطح بیکاری؛ و ج) تغییرات در سطح تورم (تغییرات نسبی قیمت‌ها).

چون گروه‌های با درآمد بالا نسبت بیشتری از درآمد خود را از طریق سرمایه‌گذاری به دست می‌آورند، در مجموع می‌توان فرض کرد که افزایش در سهم سود در میان عوامل تولید موجب افزایش سهم این گروه‌ها در توزیع درآمد شده و باعث افزایش نابرابری می‌گردد. براساس همین استدلال از آنجا که دهک‌های درآمدی پائین‌تر نسبت بیشتری از درآمد خود را از نیروی کار کسب می‌کنند، افزایش در سطح بیکاری اثر نسبی بیشتری بر این گروه داشته و باعث افزایش نابرابری می‌شود. از نظر وی اثر تورم بر توزیع درآمد بر حسب تغییرات نسبی قیمت‌ها متفاوت است. افزایش نسبی قیمت مواد خوراکی و کالاهای ضروری ممکن است موجب افزایش نابرابری و در مقابل، افزایش نسبی قیمت کالاهای

لوکس می‌تواند باعث کاهش نابرابری در توزیع درآمد شود. نتایج مطالعه ابونوری نشان می‌دهد نسبت عوامل اشتغال و بهره‌وری کار، آثار کاهشی بر سطح نابرابری داشته است ولی عوامل تورم، سهم نسبی درآمد شخصی از تولید ناخالص داخلی، متوسط کل مالیات‌های دریافتی از هر خانوار و هزینه دولت برای هر خانوار، آثار افزایشی بر آن داشته‌اند.

۳ معرفی مدل

مدل ارائه شده در این مقاله به صورت زیر می‌باشد:

$$Gini = f(GDPP, P2, PIF, EF, ROiL, RTAX, GC, GT) \quad (1)$$

که در اینجا:

$Gini$ = شاخص توزیع درآمد که با روش جینی محاسبه شده است،

$GDDP$ = تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

$P2$ = نرخ تورم،

PIF = سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

EF = نسبت اشتغال که از نسبت جمعیت شاغل به جمعیت فعال به دست آمده است،

$ROIL$ = درآمدهای حاصل از فروش نفت به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

$RTAX$ = درآمدهای مالیاتی دولت به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

GC = مخارج جاری دولت به قیمت ثابت ۱۳۷۶،

GI = مخارج سرمایه‌ای دولت به قیمت ثابت ۱۳۷۶ است.

مدل موردنظر بیشتر بر اساس تأثیر سیاست مالی بر توزیع درآمد طراحی شده است. این روش قبلاً نیز توسط جها (۱۹۹۹) به کار رفته است. البته برداشت نویسندگان مقاله حاضر از سیاست مالی می‌تواند متفاوت باشد. این مسئله به خصوص در مورد کشورهای

صادرکننده نفت از جمله ایران - که دولت بخش قابل ملاحظه‌ای از درآمدهای خود را از فروش نفت تأمین می‌کند - مصداق بارز دارد. مدل مورد نظر یک الگوی کاب - داگلاس است که قبلاً در مطالعات ابونوری (۱۳۷۷) نیز به کار گرفته شده است.

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

هرگاه از طرفین رابطه (۲) لگاریتم طبیعی بگیریم و به رابطه جزء، خطا را اضافه کنیم رابطه (۳) حاصل می‌گردد:

$$\begin{aligned} \ln Gini = & \alpha_0 \ln GDPP + \alpha_1 \ln P\gamma + \alpha_2 \ln PIF + \alpha_3 \ln EF + \alpha_4 \ln ROiL \\ & + \alpha_5 \ln RTAX + \alpha_6 \ln GC + \alpha_7 \ln GI + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

۴) روش برآورد

با توجه به ناپایا بودن (Non-Stationary) اغلب سری‌های زمانی در اقتصاد کلان و ناکارایی روش‌های سنتی در برآورد مدل‌های اقتصادی و همچنین با توجه به تردیدی که در اقتصادسنجی نسبت به کارایی آزمون‌های ریشه واحد برای تشخیص پایایی و یا ناپایایی متغیرهای اقتصادی وجود دارد، از تکنیک‌های مدرن در اقتصادسنجی نظیر «خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) (Auto-Regressive Distribution lag)» استفاده می‌کنیم. در این روش از برآورد مدل، بدون توجه به ناپایایی متغیرها و تنها با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می‌توان الگوی مناسب را برآورد نمود.

در روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، ابتدا باید مدل مورد نظر را با روش «حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Squares (OLS))» برای تمامی ترکیبات ممکن براساس وقفه‌های متفاوت متغیرهای موجود در مدل برآورد کرد. در این میان حداکثر تعداد وقفه‌های متغیرها، از سوی پژوهشگر و با توجه به تعداد مشاهدات تعیین می‌شود، به طوری که هر چه دامنه سری‌های زمانی بزرگ‌تر باشد، می‌توان وقفه‌های بزرگ‌تری را آزمایش نمود.

در مرحله دوم به محقق این امکان داده می‌شود که با رگرسیون‌های برآورد شده به روش حداقل مربعات معمولی در وقفه‌های متفاوت متغیرها، یکی از رگرسیون ما را براساس یکی از چهار ضابطه «آکائیک (Akaike)»، «شوارتز - بیزین (Bayesian-Schwarz)»، «حنان - کوئین (Hannan-Quoin)» و «ضریب تعیین» (R^2 Coefficient of Determination) انتخاب کند.

در مرحله سوم، ضرایب مربوطه به الگوی بلندمدت بر اساس روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی ارائه می‌شود. ضمناً در این روش علاوه بر آزمون وجود یا عدم وجود، رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل و ارائه آن، «الگوهای تصحیح خطا (Error Correction Model) (ECM)» کوتاه‌مدت نیز بررسی می‌شود. ابتدا رابطه (۳) ارائه شده در مباحث قبل، با حضور تمامی متغیرها و با استفاده از روش خودبازگشتی وقفه‌های توزیعی برآورد گردید. خلاصه نتایج این مدل در جدول شماره ۱ ارائه شده است. همچنین نتایج تمامی مدل‌های برآوردی در جداول پیوست آورده شده است. پیش از بحث درباره نتایج به دست آمده از برآورد مدل، ضروری است تا وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی شود. بدین لحاظ آزمون فرضیه صفر (ریشه واحد) عدم وجود رابطه «هم‌جمعی» بلندمدت انجام می‌شود، زیرا لازمه آن که الگوی پویای

برآورد شده در روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته در وقفه‌های متفاوت، کمتر از یک باشد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \alpha_i < 0$$

اکنون می‌توان فرض عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل را آزمون می‌کنیم، کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر $3/82-$ است که این کمیت توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۹) محاسبه شده است (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۹۹-۹۱).

۵) یافته‌های تحقیق

با استفاده از نتایج موجود در جدول (۱) آماره t را به صورت زیر می‌توان محاسبه نمود:

$$t = \frac{(-0.022 - 31/0) - 1}{0.09 + 0.09} = \frac{-1/332}{0.18} = -7/4$$

از آن جایی که قدر مطلق آماره برآوردی از قدر مطلق کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است، فرض عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل (H_0) رد می‌شود و بنابراین کلیت مدل قابل قبول است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی در همان سال ایجاد آن، سبب نابرابرتر شدن توزیع درآمد می‌گردد و تأثیر آن تا دو سال نیز

به جای می ماند و البته جهت آن تغییر می کند و از شدت اثرگذاری آن کاسته می شود. به عبارت دیگر درآمدهای نفتی با دو وقفه یک ساله و دو ساله تأثیر مثبت بر نابرابری درآمدی گذشته و سبب بهبود می گردد. اما اثرگذاری آن اندک است و در مقابل، اثر منفی آن قابل چشم پوشی است. این مسئله در مورد تولید ناخالص داخلی سرانه نیز به چشم می خورد. در حالی که این متغیر در همان سال اثر مثبت می گذارد، اما در دو سال متوالی اثر منفی گذاشته و توزیع درآمد را نابرابرتر می کند. از نکات قابل توجه در این مدل تأثیر مالیات ها بر توزیع درآمد است که همیشه در جهت برابر کردن توزیع درآمد بوده است، علی رغم آن که تأثیر آن فقط با دو وقفه معنی دار است. مخارج جاری دولت نیز تأثیر منفی و سبب نابرابرتر شدن و مخارج سرمایه ایی دولت تأثیر مثبت و سبب برابرتر شدن توزیع درآمد می گردد. به نظر می رسد مورد اخیر به دلیل سرمایه گذاری در برخی از زیربناها از قبیل آموزش، بهداشت، و حمل و نقل عمومی از لحاظ نظری کاملاً مطابقت نماید. این مسئله در جدول شماره ۲ که یک رابطه بلندمدت را نشان داده است، قابل توجه است. بر اساس این مدل بلندمدت تولید ناخالص داخلی سرانه، سرمایه گذاری بخش خصوصی، درآمد نفتی و مخارج جاری دولت تأثیر منفی بر توزیع درآمد داشته و سبب نابرابرتر شدن وضعیت توزیع درآمد در جامعه می شوند. در این میان تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه و مخارج جاری دولت بیشتر و تأثیر درآمد نفتی سرانه و سرمایه گذاری بخش خصوصی که تقریباً یکسان است کمتر است. این در حالی است که تورم با یک وقفه زمانی، نسبت اشتغال با دو وقفه زمانی، مالیات ها با دو وقفه و مخارج سرمایه ایی دولت نیز با دو وقفه سبب برابرتر شدن توزیع درآمد می شوند. در این میان تأثیر نسبت اشتغال بسیار بیشتر از متغیرهای دیگر است. به طوری که افزایش یک درصد در نسبت اشتغال سبب می گردد که توزیع درآمد حدود ۰/۸۹ درصد برابرتر گردد. نتایج الگوی تصحیح خطای مربوطه در جداول پیوستی ارائه شده است.

ضریب جمله تصحیح خطا که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به حالت تعادلی می‌باشد، رقم $0/83-$ به دست آمده است. این عدد نمایانگر سرعت بالا در تعدیل کوتاه‌مدت به سوی تعادل بلندمدت است.

در بخش بعدی این مقاله سعی می‌گردد که مدل مورد نظر برای مناطق شهری و روستایی نیز مورد آزمون قرار گیرد. از این رو در مدل ۳ به جای متغیر ضریب جینی (به‌عنوان متغیر وابسته) از ضریب جینی مناطق شهری و مناطق روستایی استفاده شده است. ابتدا این مسئله در مورد مناطق روستایی مورد آزمون قرار گرفته است. جدول ۳، آزمون رابطه ۳ بر اساس ضریب جینی روستایی (GINIR) است. البته ضروری است تا وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل بررسی شود. از این رو آماره t به صورت زیر محاسبه می‌شود.

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

از آن‌جایی که قدرمطلق آماره مورد نظر از کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد که برابر $3/82-$ است بیشتر است بنابراین فرض عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل (H_0) رد می‌شود.

با استفاده از جدول شماره ۳ می‌توان به نوع اثرگذاری، معنی‌دار بودن و تعداد وقفه‌های متغیرهای مستقل پی برد. تاثیر درآمدهای نفتی با یک وقفه زمانی بر نابرابری درآمدی در مناطق روستایی اثر منفی می‌گذارد. در جدول شماره ۴ به رابطه بلندمدت پرداخته شده است. بر این اساس اثر درآمدهای نفتی در بلندمدت بر توزیع درآمد در مناطق روستایی از نظر آماری معنی دارد، علی‌رغم این، ضریب آن مثبت است و نشان‌دهنده نابرابرتر نمودن توزیع در مناطق یاد شده است. جالب توجه است که تمامی متغیرهای معرفی شده در این الگو در رابطه بلندمدت معنی‌دار نبوده‌اند. به نظر می‌رسد که مدل مورد نظر نمی‌تواند تبیین‌کننده واقعی رفتار درآمدی طبقات مختلف در مناطق روستایی باشد. از اینرو در بحث

بعدی به مناطق شهری می‌پردازیم و براساس آن رابطه شماره ۳ را بر اساس ضریب جینی مناطق شهری آزمون می‌کنیم. جدول شماره ۵ بر این اساس تنظیم شده است. ابتدا به وجود یا عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت پرداخته می‌شود و آماره t مورد محاسبه قرار می‌گیرد.

$$t \frac{(.0/34 - .0/28) - 1}{.0/95 + .0/132} = \frac{-1/94}{.0/227} = -4/14$$

از آنجایی که قدرمطلق عدد فوق بیشتر از قدرمطلق $3/82$ است، بنابراین فرضیه (H_0)

رد می‌شود و وجود هم‌جمعی بین متغیرهای توضیحی تایید می‌گردد.

تأثیر درآمدهای نفتی بر نابرابری درآمدی در مناطق شهری در سه دوره زمانی تعریف شده و از نظر آماری معنی‌دار است، تأثیر آنی و تأثیر با دو وقفه دو ساله سبب نابرابرتر شدن و تأثیر با یک وقفه یک ساله به برابرتر شدن نابرابری درآمدی در مناطق شهری منجر شده است. برای برآیند وقفه‌های مختلف می‌توان از رابطه بلندمدت استفاده نمود. اما دیگر متغیرها نیز اثرات مختلفی بر نابرابری درآمدی داشته‌اند. در حالی که اثر آنی تولید ناخالص ملی سرانه اثر مثبت داشته، اما تأثیر آن با یک وقفه زمانی اثر منفی بر نابرابری دارد. تورم و وقفه‌های مختلف آن به برابرتر شدن نابرابری کمک نموده است. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و وقفه‌های آن از نظر آماری کاملاً معنی‌دار و تأثیرات مختلف داشته است و مالیات با تمام وقفه‌های آن از نظر آماری معنی‌دار و همگی به برابرتر شدن کمک نموده است. مخارج جاری دولت به صورت آنی و با یک وقفه، کاملاً به نابرابری و مخارج سرمایه‌ای دولت به برابری کمک نموده است. البته درجه اطمینان مخارج سرمایه‌ای تا حدودی کم است.

اما رابطه بلندمدت می‌تواند به صورت قطعی‌تر، وضعیت متغیرهای مختلف را بر ضریب جینی در مناطق شهری به نمایش گذارد. بر اساس جدول شماره ۶ درآمدهای نفتی با ضریب جینی شهری رابطه مثبت و از نظر آماری معنی‌دار است. این مسئله بیان می‌کند که

درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد در مناطق شهری به نابرابرتر شدن منجر می‌گردد. متغیرهای دیگر نظیر تولید ناخالص داخلی سرانه، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مخارج جاری دولت نیز دارای چنین رفتاری هستند. از سوی دیگر متغیرهایی نظیر تورم، نسبت اشتغال، مالیات‌ها و مخارج سرمایه‌ای دولت به برابرتر شدن توزیع درآمد در مناطق شهری کمک نموده است. ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۹۴- به دست آمده است که نشانگر سرعت بالا در تعدیل کوتاه‌مدت به سوی مدل تعادلی بلندمدت است.

۶) نتیجه‌گیری و جمع‌بندی

براساس نتایج بلندمدت درآمدهای نفتی با وقفه دوساله سبب می‌گردد که نابرابری درآمدی در کل کشور و در فضای شهری بیشتر گردد. این مسئله در مورد فضای روستایی با یک وقفه یک ساله روی می‌دهد و علی‌رغم رابطه مستقیم آن با نابرابری، از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

به نظر می‌رسد که مدل مورد نظر برای مناطق روستایی مناسب نباشد. نتایج حاصله نشان می‌دهد که این مدل می‌تواند بیشتر فضای کلی کشور را در بحث توزیع درآمد و بهتر از آن فضای مناطق شهری را ترسیم نماید. به نظر می‌رسد که نتایج کمی این مدل، مشاهدات عینی را تأیید نماید. درآمدهای حاصل از صادرات نفت به خزانه دولتی سرازیر می‌گردد که حضور و فعالیت آن بیشتر در فضای شهری قابل رویت است. تزریق درآمدهای یاد شده در قالب هزینه‌های جاری و هزینه‌های عمرانی در این فضا صورت می‌گیرد و تقریباً تأثیر آن بر روابط و مناسبات اقتصاد روستایی ناچیز است. به طوری که اثر متغیرهای هزینه جاری و هزینه عمرانی دولت در فضای روستایی از نظر آماری معنی‌دار نیست. این در حالی است که اثر متغیرهای مورد نظر در کل کشور و فضای شهری به صورتی است که هزینه‌های جاری دولت سبب افزایش و هزینه‌های عمرانی سبب کاهش نابرابری می‌گردد.

از نتایج جالب توجه این مدل اثر درآمدهای مالیاتی است که در کل کشور، فضای شهری و فضای روستایی با ضریب جینی رابطه منفی داشته و از نظر آماری نیز قابل قبول است و نشان‌دهنده بهبود شاخص نابرابری درآمدی است.

تخمین تعداد وقفه‌های الگو (دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۴۷)

جدول ۱: کل کشور جدول ۵: مناطق شهری جدول ۳: مناطق روستایی

متغیرها	ضریب	آماره t	متغیرها	ضریب	آماره t	متغیرها	ضریب	آماره t
LNGINIR(-1)	۰/۲۵	۱/۴۱	LNGINI(-1)	۰/۳۴	۳/۵۵	LNGINI(-1)	-۰/۰۲	-۰/۲۴
LNGDPP	-۰/۲۹	-۱/۳۶	LNGINI(-2)	-۰/۲۸	-۲/۱۰	LNGINI(-2)	-۰/۳۱	-۳/۵۸
LNGDPP(-1)	۰/۴۶	۲/۰۹	LNGDPP	-۰/۶۱	-۴/۳۸	LNGDPP	-۰/۶۸	-۸/۳۸
LNP2	۰/۰۰۴	۱/۳۸	LNGDPP(-1)	۰/۸۷	۵/۴۳	LNGDPP(-1)	-۰/۶۳	-۵/۳۲
LNPIF	۰/۰۲	۰/۴۹	LNP2	-۰/۰۰۳	-۱/۲۷	LNGDPP(-2)	۰/۶۵	-۴/۷۷
LNPIF(-1)	-۰/۱۱	-۲/۴۰	LNP2(-1)	-۰/۰۰۹	-۴/۴۸	LNP2	-۰/۰۰۹	-۶/۲۵
LNPIF(-2)	۰/۱۵	۳/۷۶	LNP2(-2)	-۰/۰۰۷	-۴/۳۱	LNP2(-1)	-۰/۰۱	-۸/۴۴
LNEF	-۰/۳۷	-۰/۵۸	LNPIF	۰/۲۳	۶/۱۵	LNPIF	۰/۱۵	۶/۵۴
LNROIL	۰/۰۶	-۱/۲۲	LNPIF(-1)	-۰/۱۶	-۶/۱۲	LNPIF(-1)	-۰/۱۲	-۵/۶۳
LNROIL (-1)	۰/۰۷	۱/۹۴	LNPIF(-2)	۰/۲۰	۶/۶۹	LNPIF(-2)	۰/۰۴	۱/۷۳
LNRTAX	۰/۰۳	۰/۴۷	LNEF	-۰/۲۹	-۰/۸۱	LNEF	۰/۲۴	۰/۸۱
LNRTAX(-1)	-۰/۰۰۲	-۰/۰۴	LNROIL	۰/۲۰	۶/۱۸	LNEF(-1)	-۰/۵۰	-۱/۱۲
LNRTAX(-2)	-۰/۲۴	-۳/۸۰	LNROIL (-1)	۰/۱۹	-۵/۴۰	LNEF(-2)	-۰/۹۲	-۲/۳۴
LNGC	۰/۰۲	۰/۴۵	LNROIL (-2)	۰/۰۶	۲/۶۳	LNROIL	۰/۱۱	۴/۸۸
LNGI	-۰/۰۳	۰/۶۲	LNRTAX	-۰/۰۹	-۲/۰۰	LNROIL (-1)	-۰/۰۱	-۰/۴۲
C	۰/۳۶	۰/۴۵	LNRTAX(-1)	-۰/۰۸	-۲/۴۲	LNROIL (-2)	-۰/۰۴	-۱/۸۱
			LNRTAX(-2)	-۰/۱۳	-۳/۴۰	LNRTAX	-۰/۰۶	-۲/۴۴
			LNGC	۰/۰۸	۲/۸۳	LNRTAX(-1)	-۰/۰۴	-۱/۳۷
			LNGC(-1)	۰/۰۲	۱/۹۳	LNRTAX(-2)	-۰/۱۰	-۳/۷۴
			LNGI	-۰/۰۹	-۳/۰۲	LNGC	۰/۰۳	۱/۶۸
			C	-۲/۱۱	-۴/۵۴	LNGC(-1)	۰/۰۹	۵/۰۹
						LNGC(-2)	۰/۰۳	۱/۲۱
						LNGI	-۰/۰۱	-۰/۳۴
						LNGI(-1)	-۰/۰۸	-۴/۶۸
						LNGI(-2)	-۰/۰۸	-۲/۹۲
						C	-۱/۵۴	-۳/۷۵
$R^2=۰/۸۱$	$\bar{R}=۰/۶۴$		$R^2=۰/۹۸$	$\bar{R}=۰/۹۴$		$R^2=۰/۹۹$	$\bar{R}=۰/۹۸$	
D.W=۲/۰۷	F=۴/۸۶		DW=۲/۰۷	F=۲۵/۱۷		D.W=۲/۰۴	F=۶۷/۶۹	

رابطه بلندمدت الگو (دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۴۷)

جدول ۶: مناطق شهری

جدول ۴: مناطق روستایی

جدول ۲: کل کشور

متغیرها	تعداددوقفه	ضریب	آماره t	متغیرها	تعداددوقفه	ضریب	آماره t	متغیرها	تعداددوقفه	ضریب	آماره t
LNGDPP	۱	۰/۲۸	۴/۰۲	LNGDPP	۱	۰/۲۲	۱/۳۵	LNGDPP	۲	۰/۴۵	۱۰/۳۹
LNP2	۲	-۰/۰۲	-۶/۵۶	LNP2	۰	۰/۰۰۵	۱/۳۳	LNP2	۱	-۰/۰۱	-۷/۹۶
LNPIF	۲	۰/۲۹	۷/۰۶	LNPIF	۲	۰/۰۹	۱/۳۹	LNPIF	۲	۰/۰۵	۲/۲۹
LNEF	۰	-۰/۳۱	-۰/۸۴	LNEF	۰	-۰/۴۹	۰/۵۶	LNEF	۲	-۰/۸۹	-۳/۳۵
LNROILP	۲	۰/۰۸	۳/۸۹	LNROILP	۱	۰/۰۱	۰/۲۹	LNROILP	۲	۰/۴۰	۴/۰۹
LNRTAX	۲	-۰/۳۲	-۵/۲۴	LNRTAX	۲	-۰/۲۹	-۱/۹۱	LNRTAX	۲	-۰/۱۵	-۴/۷۹
LNGC	۱	۰/۱۰	۳/۵۶	LNGC	۰	۰/۰۲۷	۰/۴۵	LNGC	۲	۰/۱۲	۴/۵۶
LNGI	۰	-۰/۰۹	-۲/۷۸	LNGI	۰	-۰/۰۴	-۰/۶۰	LNGI	۲	-۰/۱۲	-۵/۹۵
C	---	-۲/۲۵	-۴/۵۰	C	---	۰/۴۸	۰/۴۴	C	۲	-۱/۱۶	-۳/۳۸

۱. ابونوری، اسماعیل. (۱۳۷۶). اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۱، پائیز و زمستان، ص ۳۱-۱.
۲. پروین، سهیلا. (۱۳۷۵). توزیع درآمد و تداوم رشد، مجله برنامه و بودجه، سال اول، شماره ۲، خرداد، ص ۲۵-۴۶.
۳. صمدی، سلیمه. (۱۳۷۱). بررسی تأثیر تقدم بر توزیع درآمد در ایران، رساله کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان.
۴. طاهری، شهنام. (۱۳۶۶). توزیع درآمد در ایران و بررسی اقتصادسنجی علل نابرابری آن، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه صنعتی اصفهان.
۵. سلمانی، مدیک و حمید آقاجان‌زاده. (۱۳۶۰). الگوی توزیع درآمد در مناطق شهری و روستایی ایران مرکز آمار ایران.
۶. کاتوزیان، محمدعلی همایون. (۱۳۷۷). نفت و توسعه اقتصادی در خاورمیانه، نه مقاله در جامعه‌شناسی تاریخی ایران، ترجمه علیرضا طیب، نشر مرکز، تهران.
7. Ahlwalia, M.S. (197۶) "Inequality, Poverty, and Development". Journal of Development Economics, No.3, PP.307-342.
8. Alesina, A., and D.Rodrik. (199۹). "Distributive Politics and Economic Growth". NBER Working Paper, No.3668
9. Alesina, A. and P.Perotti. (199۹). "Income Distribution, Political Instability and Investment". NBER, Working Paper, No.4486
10. Anand, S. and S.M.R.Kanbur. (199۹). "Inequality and Development: A Critique". Journal of Development Economics, No.4۱ PP.19 43
11. Bertola, G. (1991). "Market structure and Income Distribution in Endogenous Growth Models", NBER, Working Paper, No.3851
12. Blejer, Mario. Land Isabel Guerrero. (1988). "The Impact of Macro Economic Policies on Income Distribution: An Empirical 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 Macroeconomic Performance in The United States". IMF Working Paper, August, No.97
15. Deininger, K. and L. Squire. (199۹). "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.(199۹). "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 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