تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر درآمدهای مالیاتی با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی

احمد خداویردی*

در این مقاله برای مهمترین متغیرهای کلان مؤثر بر درآمدهای مالیاتی، ابتدا تابع مالیاتی با چهار متغیر توضیحی و یک متغیر مجازی معرفی می‌شود و با بررسی ایستایی به روشهای متعدد، درجه جمعی متغیرها از مرتبه اول تعیین و تابع درآمد مالیاتی برآورد و تصریح می‌گردد و مهمترین متغیر در تابع بلندمدت، تولید ناخالص ملی خالص از ارزش افزوده نفت، ارزش افزوده گروه نفت و نرخ ارز محاسبه می‌شود. آزمونهای ثبات، بیانگر وجود ثبات در بلندمدت می‌باشد. تحلیل ارتباط بین مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت، بیانگر تصحیح ۵۸ درصدی خطای دوره قبل در دوره جاری است. مهمترین متغیر کلان مؤثر بر درآمدهای مالیاتی ارزش افزوده، گروه نفت است که روند آن در مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد تأیید قرار می‌گیرد.

---

* – احمد خداویردی؛ کارشناس ارشد رشته اقتصاد، پژوهشگر آزاد

مقدمه

شاید بتوان ادعا کرد که همزمان با تشکیل اولین جوامع بشری، مالیات نیز پا به عرصه ظهور گذاشته است. یک اقتصاد اجتماعی برای انجام وظایف یاد شده به ابزارهایی متوسل می‌شود که از آن به «نهاد» یاد می‌کنیم. یکی از این نهادها، نهاد دولت می‌باشد.

در تفکر لیبرالی، جامعه از نظر اصولی به عنوان کنش و واکنش بین افراد مستقل قابل درک است. در نظریه سیاسی لیبرالی «دولت به‌عنوان یک قرارداد بین افرادی تعریف می‌شود که منافع آنها در برخی زمینه‌ها با تصمیم‌گیری و اجرای جمعی بیشتر می‌شود».[1] نهاد دولت برای اعمال حاکمیت جمعی نیازمند درآمد می‌باشد که بهترین روش کسب درآمد برای دولتها، مالیات است، از سوی دیگر با گسترده شدن وظایف دولت نسبت به گذشته، مسائل و مشکلات دولت بخصوص در زمینه اقتصاد بیشتر می‌گردد. اهدافی از قبیل رشد اقتصادی، اشتغال، توزیع عادلانه درآمد و ثروت، کاهش تورم و ثبات قیمتها، ایجاد امنیت اقتصادی، اهم اهداف دولتهاست.

بیشتر مالیاتها به بیش از یک هدف و مقصود جامهٔ عمل می‌پوشاند، هرچند در هر مورد یکی از هدفها غالبتر است. همهٔ مالیاتها تأمین‌کننده درآمد برای دولت است و از جنبه درآمدی، مالیات نیز یک نوع درآمد است. ولی به خاطر نقش و وظیفه خود با دیگر انواع درآمد به کلی تفاوت دارد.

درآمدهای دولت غالباً به دو گروه عمده درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی تقسیم می‌شود. نقش درآمدهای مالیاتی در بسیاری از کشورها در مقایسه با سایر منابع درآمدی بیشتر حائز اهمیت است. به سخن دیگر مقایسه این منبع مهم با سایر منابع، حاکی از این است که هرچه سهم مالیاتها در تأمین مخارج دولت بیشتر باشد، بهتر است و از ایجاد آثار نامطلوب اقتصادی به میزان قابل توجهی می‌کاهد.

به دلیل قابلیت کنترل، این منبع درآمدی بر سایر منابع ناشی از اقتصاد داخلی

ترجیح دارد. بنابراین پی‌ریزی یک نظام اصولی مالیاتی، بستر مناسبی برای احراز برنامه‌های گوناگون ایجاد می‌کند که در قالب برنامه توسعه اقتصادی پیش‌بینی شده‌است. در کنار درآمدهای مالیاتی، درآمدهای حاصل از فروش نفت از اقلام عمده تشکیل‌دهنده درآمدهای دولت است. چون درآمد نفت در ایران متغیری نیست که کاملاً در اختیار دولت باشد، بنابراین نمی‌تواند بطور کامل به‌عنوان متغیر سیاستگذاری مدنظر قرار گیرد.

بنابراین مالیاتی که طی سالیان گذشته براساس سیاستهای مالی دولت و بر طبق قوانین و مصوبات مالیاتی دریافت شده، سؤالات مهمی در رابطه با نظام مالیاتی را مطرح می‌سازد و آن شناخت متغیرهای کلان مؤثر بر درآمدهای مالیاتی کشور است.

تجزیه و تحلیل درآمدهای مالیاتی و نیز تعیین تأثیرپذیری متغیرهای کلان از این پس می‌تواند در کاهش اختلالهای بودجه‌های دولت به جهت تغییرات این متغیرها که بعضاً برون‌زا می‌باشند و همچنین اصلاح ساختار آن برای پایدار نمودن درآمدهای دولت مؤثر باشد. خاستگاه درآمدهای مالیاتی اقتصاد، داخلی است و هرگاه ساختار اقتصادی پایدار باشد منجر به درآمد پایدار خواهدبود. لیکن در ساختار اقتصاد ایران رابطه مستقیم درآمدهای مالیاتی با درآمد حاصل از فروش نفت، به‌عنوان مهمترین منبع درآمدی دولت که مستقیماً با عوامل برون‌زا ارتباط دارد، کاملاً مشهود است. این ارتباط تنگاتنگ به حدی است که ایجاد تغییر در وصول شده از فروش نفت، می‌تواند مستقیماً بر درآمد حاصل از اخذ مالیات اثر گذارد.

در این نوشتار در مرحله اول، کسب شناخت کافی از وضعیت مالی دولت و ساختار مالیاتی مطرح است. در فصلی با عنوان «بودجه و ساختار مالیاتی»، با ارائه تاریخچه کوتاهی از بودجه‌نویسی در ایران؛ به بررسی درآمدها و هزینه‌های دولت در دوره ۱۳۷۸ ـ ۱۳۳۸ پرداخته می‌شود.

در فصل دوم مبانی تئوریک مالیات در رابطه با موضوع مورد بررسی، با عنوان

«ادبیات موضوع» آورده می‌شود و ادامه این فصل اشاره‌ای گذرا به سوابق کارهای انجام‌شده دارد. در این تحقیق به خاطر استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی برای تخمین تابع مالیاتی، لازم است که این روش از لحاظ تئوریک معرفی شود. سپس در فصل سوم، روش‌شناسی اقتصادسنجی تحقیق، به مسئله رگرسیون جعلی پرداخته و مبانی نظری ریشه واحد و هم‌انباشتگی و آزمونهای مختلف ایستائی و ریشه واحد را ارائه می‌نماید. پس از این بحث تابع هم‌انباشته را معرفی نموده و چگونگی ثبات بلندمدت آن را مورد بررسی قرار می‌دهیم و درنهایت به معرفی مدل کوتاه‌مدت و پویاییهای آن می‌پردازیم.

فصل آخر نیز به بررسی تجربی متغیرهای مؤثر بر درآمدهای مالیاتی می‌پردازد و با آزمونهای ایستائی، نسبت به ساکن بودن آنها اطمینان حاصل می‌شود. آزمونهای هم‌انباشتگی و تأثیر شوک تغییرات درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی،تحلیل شده و درنهایت تجزیه واریانس متغیرها صورت می‌گیرد.

درآمدهای دولت

درآمد حاصل از فروش نفت و درآمدهای مالیاتی، از عمده اقلام درآمدهای دولت در ایران است. طبق قانون محاسبات عمومی این دو رقم با سایر درآمدها و همچنین درآمدهای اختصاصی، مجموع درآمدهای دولت را تشکیل می‌دهد. نگاهی به سهم درآمدهای مالیاتی در تأمین بودجه دولت، بیانگر آن است که از ابتدای دوره مورد بررسی سهم مالیاتها در تأمین بودجه همواره رو به کاهش بوده و در سالهای دهه ۵۰، تقریباً تثبیت شده‌است. در سالهای ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۵ سهم مالیاتها به دلیل شرایط خاص درآمدهای نفتی میل افزایشی نشان می‌دهد. لیکن مجدداً این سهم روند کاهشی را طی کرده‌است.

تنها منبعی که کاهش سهم مالیاتها را جبران کرده، درآمدهای حاصل از صدور نفت و گاز بوده‌است. این بدان معناست که در طول این دوره، وابستگی دولت به درآمدهای نفتی روز به روز در حال افزایش بوده‌است. نکته قابل توجه این است که

تغییر درآمدهای مالیاتی، در شمار ساده‌ترین ابزارهایی است که سیاست بودجه‌ای به آن متوسل می‌شود. بنابراین مالیات به‌عنوان ابزار مالی مؤثر، جهت تأمین منابع مالی ضروری دولت، وظیفه برقراری ثبات اقتصادی، تخصیص منابع و توزیع امکانات (درآمد و ثروت) و هدایت فعالیتهای اقتصادی جامعه بکار می‌رود.

عدم تناسب موجود بین درآمدهای دولت؛ از جمله بین درآمدهای مالیاتی با هزینه‌های دولت، منجر به ظهور پدیده کسری بودجه در ایران شده‌است. اگر در نفتی را از کل درآمدهای دولت کنار بگذاریم و تعادل درآمد و هزینه‌ها را برمبنای درآمدهای حاصل از تولید و تلاش مردم در نظر بگیریم، آنگاه وابستگی و ارتباط شدید دولت به درآمدهای حاصل از فروش نفت، مشخص خواهدشد. بطور خلاصه می‌توان گفت؛ که روند درآمدهای دولت در ایران در دوره مورد بررسی با روند درآمدهای نفتی تعیین می‌شود.

میزان مالیاتهای جمع‌آوری شده توسط دولت خود متأثر از عوامل اقتصادی متعددی است که از بارزترین آن عوامل، می‌توان به نقش درآمدهای نفتی اشاره کرد. این مسئله از تغییرات درآمدهای مالیاتی، پس از تحولات بوجود آمده در درآمدهای نفتی قابل مشاهده است.

متغیرهای کلان مؤثر برمالیات:مباحث نظری و سوابق تجربی

در الگوی ساده اقتصاد کلان تابع مالیات به فرم $T=T + ty$ ارائه می‌شود. در این تابع، T مالیات را نشان می‌دهد که در سطح درآمد ملی صفر نیز اخذ می‌گردد. در این رابطه t نیز نرخ نهایی مالیات بر درآمد ملی است و tY مالیات القایی است. مالیات القایی در ساختار مالیاتی اقتصاد، نقش مهمترین از مالیاتهای مستقل داراست.

«در حسابهای درآمد ملی، تولید ناخالص ملی (GNP) را می‌توان به‌عنوان جریانی از درآمد یا محصول لحاظ کرد».[۲] در مجموع از این رابطه می‌توان، ارتباط مستقیم بین درآمد مالیاتی و تولید ناخالص ملی را به دست آورد. در واقع t ضریبی

است که تغییرات درآمد کل تولید ناخالص ملی و درآمد مالیاتی را نشان می‌دهد.

حال اگر تولید ناخالص ملی را از طریق ارزش افزوده به بخشهای متعدد تقسیم کنیم، می‌توان تأثیرگذاری هر بخش را بر سطح درآمد مالیاتی سنجید. باتوجه به ساختار کلی اقتصاد، تمامی بخشها، یا به علت کوچکی و یا به دلیل معافیتهای مالیاتی در نظر گرفته شده، تأثیر تعیین‌کننده ندارد. از این نظر تولید ناخالص ملی، را می‌توان به بخشهایی تفکیک کرد که نقش تعیین‌کننده بر سایر متغیرهای کلان دارند.

بدین ترتیب تأثیر متغیر تولید ناخالص ملی بصورت تفکیک شده بر درآمد مالیاتی بدست آمد. از دیگر عوامل مؤثر بر ظرفیت مالیاتی (GNP/ کل درآمد مالیاتی) از نقطه نظر اقتصادی، تورم و افزایش سطح قیمتهاست. پولی کردن کسر بودجه باعث افزایش حجم پول و درنتیجه تورم می‌شود. این نوع تأمین مالی بودجه دولت به طرق مختلف بر درآمدهای مالیاتی تأثیر می‌گذارد. وجود تورم باعث کاهش درآمد مالیاتی واقعی می‌گردد، به بیان دیگر قدرت خرید آن را در زمان اخذ، نسبت به زمانی که بایستی وصول می‌شد، کاهش می‌دهد.

«ویتو تانزی» معتقد است «در کشورهایی که اهرمهای مالی از وسعت عمل کمی برخوردار می‌باشند، اثر تورم بر درآمد مالیاتی بطور کاملاً آشکاری منفی است».[۳] وی همچنین اثر دیگر تورم را بردرآمدهای مالیاتی مربوط به کشورهایی می‌داند، که برخی مالیاتهای غیرمستقیم و عوارض واردات را با نرخهای ویژه وضع می‌نمایند و اظهار می‌دارد که؛ «به دلیل اینکه این نرخها هماهنگ با تورم، تعدیل نشده‌اند در زمان افزایش قیمتها، زیانهای درآمدی به دولت وارد می‌گردد».[۴]

تانزی برای بدست آوردن ارزش حال مالیات اخذ شده در شرایط تورمی با وقفه n ، از رابطه $T = \frac{T_0}{(1+P)^n} = \frac{T_0}{(1+X)^{\frac{n}{12}}}$ استفاده نموده‌است که در آن T_0 و T نشان‌دهنده نسبت درآمد مالیاتی به درآمد ملی است؛ البته در صورتی که تورم صفر و غیرصفر باشد و P و X به ترتیب نرخ تورم سالانه و ماهانه می‌باشد.

تانزی در مقالهٔ دیگری تحت‌عنوان «تورم و تأخیر در جمع‌آوری و ارزش واقعی درآمدهای مالیاتی»، به مسئله کشش درآمدی مالیاتی نسبت به تغییرات سطح قیمتها اشاره می‌کند و سه نتیجه زیر را ارائه می‌نماید:

۱ ـ چنانچه کشش درآمدهای مالیاتی، نسبت به تغییر قیمت برابر یک باشد. هر اندازه تأخیر در جمع‌آوری مالیات بیشتر باشد، کاهش خالص درآمدهای واقعی مالیاتی بیشتر خواهدبود.

۲ ـ با فرض تأخیر زمانی در جمع‌آوری مالیات هرچقدر نرخ تورم بیشتر باشد ارزش درآمدهای واقعی مالیاتی کمتر خواهدبود.

۳ ـ در فاصله مشخص تأخیر زمانی در جمع‌آوری مالیات، هر اندازه کشش درآمدهای مالیاتی نسبت به تغییر قیمت، بیشتر از یک باشد درآمدهای مالیاتی واقعی سریعتر تحقق خواهدیافت.[۵]

در کشورهایی که قسمت عمده‌ای از درآمدهای دولت به صورت ارزی و از محل صادرات محصولات صنعتی ملی شده یا مواد معدنی مثل؛ نفت خام در ایران تأمین می‌شود. نرخ ارز علاوه‌بر قیمت واردات و صادرات مستقیماً بر وضع مالی دولت و بودجه نیز تأثیر می‌گذارد. لذا در چنین کشورهایی وقتی دولت با کاهش درآمدی ارزش مواجه می‌شود. نرخ ارز دز طیف وسیعی بر سایر متغیرهای کلان تأثیر می‌گذارد. در زمینه تأثیر نرخ ارز بر درآمدهای مالیاتی به دو اثر مستقیم و غیرمستقیم اشاره می‌شود.[۶]

اثر مستقیم افزایش ارزش واقعی نرخ ارز با درآمدهای مالیاتی، به رابطه بین نرخ ارز و مبنایی برمی‌گردد که برحسب آن عوارض واردات مورد محاسبه قرار می‌گیرد. عوارض کالاهای وارداتی برمبنای ارزش آن تعیین می‌شود. بنابراین با افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت کالاهای وارداتی، واردات کاهش می‌یابد. این فرایند موجب افت یکی از مهمترین منابع درآمد مالیاتی در کشورهای در حال توسعه می‌شود یعنی برقراری چنین فرایندی منجر به ضعف مالیات بر واردات می‌گردد.

در این کشورها مالیات بر صادرات نسبت به عوارض واردات، از اهمیت کمتری برخوردار می‌باشد. به طوری که در حدود ۵ درصد کل مالیات تمام کشورهای در حال توسعه و ۸ درصد کل درآمد مالیاتی فقیرترین کشورها را دربرمی‌گیرد.[۷] زیرا مالیات بر صادرات، براساس ارزش صادراتی و برحسب پول رایج داخلی تعیین می‌شود. لذا «مبنای مالیاتی و در نتیجه درآمد حاصل از آن، به دلیل اثر مستقیم افزایش بهای نرخ ارز کاهش خواهدیافت».[۸]

بعد دیگر کاهش واردات در اثر افزایش نرخ ارز، به کاهش تولیدات داخلی در کوتاه‌مدت برمی‌گردد. از آنجا که واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای یک رکن اساسی تولید در کشورهای در حال توسعه را تشکیل می‌دهد. با گرانتر شدن ارز، توان تولیدکنندگان برای خرید ارز کمتر شده و درنتیجه با کمتر وارد کردن این نهادها، واکنش نشان می‌دهند. تقاضا برای خرید کالاهای واسطه‌ای کاهش یافته و عرضه کالاهای داخلی کم خواهدشد. علاوه‌بر این صادرات کالاهای ساخت داخل که بستگی به کالاهای واسطه‌ای دراند نیز با کاهش مواجه خواهدشد. از سوی دیگر ایجاد محدودیت در ترکیب کالاهای وارداتی کشور به نفع کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، تأثیر منفی بر درآمدهای مالیاتی دارد؛ زیرا این کالاها نسبت به سایر کالاهای مصرفی وارداتی از نرخ مالیاتی پائینی برخوردارند. این تحولات بر مالیاتهای مستقیم و غیرمستقیم وصولی دولت، اثرات منفی دارد.

از موارد تأثیر غیرمستقیم قیمت بالای نرخ ارز، می‌توان به افزایش سطح قیمتها و توهمات تورمی اشاره کرد. تبدیل داراییهای داخلی به ارز خارجی یا اشیاء قیمتی، خروج سرمایه به صورت ارز و... و در نهایت کاهش ارز در دسترس برای واردات و تولید از جمله موارد فوق است. همچنین افزایش معاملات بازار سیاه و غیررسمی و کاهش معاملات رسمی، در صورت اعلام نرخ رسمی ارز در سطح پایین‌تر از نرخ تعادلی، از تبعات دیگر نرخ ارز بر درآمدهای مالیات است. بنابراین از این موارد می‌توان به ارتباط این متغیر کلان بر درآمد مالیاتی پی برد.

هم‌انباشتگی و تصریح مدل

«در رگرسیونهای سری زمانی، امکان بدست آوردن نتایج ساختگی یا مشکوک وجود دارد. به این معنی که نتایج رگرسیون، ظاهراً با معنا به نظر می‌رسند. اما با کمی دقت بیشتر متوجه می‌شویم که نتایج مشکوک هستند». دلیل جعلی بودن رگرسیون، استفاده از سریهای زمانی ناایستا است. در این سریها واریانس جمله خطا در طول زمان افزایش می‌یابد و منجر به نقض یکی از فروض کلاسیک می‌شود. بنابراین ممکن است بدون داشتن یک رابطه واقعی اقتصادی در مدل، ما شاهد وابستگی میان روندها باشیم و نتایج بدست آمده برای t، F و R^2 نیز قابل قبول باشد. اما در حقیقت رگرسیون حاصل، جعلی است. برای پرهیز از رگرسیون جعلی از روش هم‌انباشتگی استفاده می‌کنیم. همجمعی[1]، شیوه تفکر نسبت به مسائل اقتصادی را تغییر می‌دهد و انقلابی است، که نه‌تنها شیوه بکارگیری روشهای آماری در روابط اقتصادی را دگرگون ساخته، بلکه تغییرات اساسی را در چگونگی الگوسازی نوسانات پدیده‌های اقتصادی بوجود آورده‌است. بنابراین، مراحل مختلف هم‌انباشتگی را مرور می‌نماییم.

آزمونهای ایستایی

به طور کلی، یک فرایند تصادفی، هنگامی ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. برای درک مفهوم ایستایی، Y_t را به‌عنوان یک سری زمانی تصادفی که دارای ویژگی زیر است در نظر بگیرید:

میانگین: $E(Y_t) = \mu$ (۱)

۱- این واژه ترجمه کلمه Cointegration است. ترجمه‌های دیگری مانند هم‌انباشتگی و همجمعی نیز، برای این کلمه وجود دارد.

واریانس: $\mathrm{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu) = \sigma^2$ (۲)

کوواریانس: $\mathrm{Cov}(Y_t , Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu) = \gamma_k$ (۳)

این شکل از تعریف برای ایستایی به ایستایی کوواریانسی یا ایستایی ضعیف معروف است.[۱] عبارات (۱) و (۲) بیان می‌دارند که میانگین و واریانس به زمان بستگی ندارد و عبارت (۳) بیان می‌دارد که کوواریانس بین هر دو مقدار از X، طی زمان (اتوکوواریانس) تنها بستگی به فاصله زمانی بین آن دو دارد و اندیس زمانی بین آن دو فی نفسه مهم نیست.[۹] به عبارت دیگر «سری زمانی Y را از مبدأ زمانی t به t+m منتقل می‌کنیم، اگر Y_t سری زمانی ایستایی باشد می‌بایست میانگین، واریانس و خود کوواریانس‌های سری Y_{t+m} با Y_t یکسان باشد. «اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل، ناایستا[۲] باشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، مدل می‌تواند دارای ضریب تعیین (R^2) بالایی باشد. علت آن است که وقتی یک سری زمانی دارای روند است، کل پراکندگی رگرسیون یعنی $\sum = (Y - \bar{Y})^2$ حول میانگین $\bar{Y}$ محاسبه می‌شود و به غلط در طول زمان، ثابت فرض می‌شود. این امر وزن زیادی به مشاهداتی می‌دهد که از میانگین $\bar{Y}$، دور هستند و در نتیجه، کل پراکندگی محاسبه شده بسیار بزرگ می‌شود. بنابراین مخرج کسر در رابطه $R^2 = 1 - \left[\sum e_i^2 / \sum (Y_i - \bar{Y})^2\right]$ بزرگتر شده و R^2 به عدد ۱ نزدیکتر می‌شود.[۱۰]

با وجود متغیرهای ناایستا در مدل، آزمونهای t و F اعتبار لازم را از دست خواهند داد و کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط آنها صحیح نبوده و نمی‌توان با اطمینان در مورد رد یا قبول فرضیه H_0 حکم کرد. آزمونهای ایستائی متعددی وجود

۱- برای مطالعه بیشتر در مورد ایستایی ر.ک:

Harvey. A.G. The Econometric Analysis of Time Series. 2nd Edition. Philip Allan. 1990.

2- Non-Stationary

دارد از جمله؛ آزمون براساس همبستگی نگار[1] و ریشه واحد می‌باشد. آزمون معتبر برای بررسی ایستایی متغیرها، آزمون ریشه واحد است. برای درک این آزمون، مدل زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = Y_{t-1} + U_t \qquad U_t \sim N(0, \sigma^2) \qquad (۴)$$

U_t جمله خطای استوکاستیک است که از فروض کلاسیک تبعیت می‌کند. این جمله خطا در اصطلاحات فنی و مهندسی، جمله اختلال خالص (اختلال سفید) نامیده می‌شود. معادله (۴) یک معادله خودرگرسیون مرتبه اول یا AR(۱) است که در آن Y در زمان t بر روی مقدار آن در زمان t-۱، رگرس شده‌است. پس می‌توان برای آزمون ایستایی، رگرسیون زیر را انجام داد:

$$Y_t = p\,Y_{t-1} + U_t \qquad (۵)$$

و سپس فرضیه $|p| = ۱$ را در مقابل $|p| < ۱$ آزمون نمود. حالت $|p| = ۱$ دلالت بر DSP[2] بودن است و آزمون وجود آن را آزمون ریشه واحد نامند. حالت $|p| < ۱$ دال بر ایستایی است. حالت $|p| > ۱$ نشانگر یک فرایند انفجاری است که با داده‌های اقتصادی سنخیت ندارد.[11] در اقتصادسنجی سری زمانی، سری زمانی که دارای یک ریشه واحد باشد، فرایند گام تصادفی[3] نامیده می‌شود و نمونه‌ای از سری زمانی ناایستا می‌باشد.

آزمون فرضیه فوق برای برنامه کامپیوتری که همواره مقادیر آزمون t را تحت فرضیه صفر بودن بدست می‌آورد، مشکل است. با کسر Y_{t-1} از طرفین، رابطه (۵) را داریم:

$$Y_t - Y_{t-1} = (p - ۱)\,Y_{t-1} + U_t \quad ، \quad \Delta Y_t = \delta\,Y_{t-1} + U_t \qquad (۶)$$

۱- این واژه ترجمه Correlogram می‌باشد که نمودار همبستگی و یا نمودار ضرایب همبستگی نیز در ترجمه‌ها آمده‌است.

2- Difference Stationary Processes : فرایندهای با تفاضل‌گیری ایستا

3- Random Walk

در رابطه (۶) $\delta = p-1$ بوده و آزمون $p=1$ به آزمون $\delta = 0$ تبدیل می‌شود. آزمون فرضیه صفر عبارت از $\delta = 0$ است و اگر $\delta = 0$ باشد رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = U_t \qquad (۷)$$

که بیانگر این است که تفاضل مرتبه اول سری زمانی Y_t ایستا است. زیرا بنا به فرض U_t یک نوفه؟ سفید است. اگر از یک سری زمانی یک مرتبه تفاضل گرفته شود و سری تفاضل گرفته شده ایستا باشد، آنگاه جمعی از مرتبه اول می‌باشد و با نماد $I(0)$ نشان داده‌می‌شود. به عبارت دیگر دارای ریشه واحد است. به طور کلی اگر یکی سری زمانی بعد از d بار تفاضل‌گیری ایستا گردد، سری زمانی مذکور جمعی از درجه d می‌باشد و به صور $I(d)$ نمایش می‌دهند.

آزمون فرضیه صفر ($\delta = 0$) بوسیله آماره τ (tau) انجام می‌گیرد که مقادیر بحرانی آن بوسیله روش مونت کارلو، توسط دیکی ـ فولر[1] (DF) به صورت جداول آماری محاسبه شده‌است. البته این جداول، پس از آن توسط مک کینون[2] تکمیل شده و به جدول آماری مک کینون معروف شده‌است. هرگاه قدرمطلق آماره τ محاسباتی از مقادیر بحرانی مک کینون بزرگتر باشد، سری زمانی ایستا بوده و فرضیه H_0 مبنی بر داشتن ریشه واحد رد می‌شود. در غیراین‌صورت سری زمانی دارای ریشه واحد می‌باشد. آزمونهای مختلف دیکی ـ فولر برحسب وجود یا عدم وجود جمله ثابت و متغیر روند، به صورتهای زیر بیان می‌گردند:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t \qquad (۸)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + U_t \qquad (۹)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t \qquad (۱۰)$$

که در آن t متغیر زمان یا روند، β_1 جمله ثابت (عرض از مبدأ) و U_t جمله اختلال خالص می‌باشد. علت وارد شدن متغیر روند در معادله دیکی ـ فولر این است که برخی

1- Dickey-Fuller 2- Mackinon

اوقات ممکن است سری زمانی ناایستا با تفاضل‌گیری ایستا نشود که نشانگر وجود عنصر روند در آن سری می‌باشد. برای ایستا کردن متغیرهای روند مانا[۱](ایستا) بایستی ابتدا روند زدایی کنیم تا رگرسیون با خطای تصریح مواجه نشود و آزمون معتبر گردد.

اگر فرض ناهمبسته بودن جمله خطا از بین برود معادله (۱۰) به صورت زیر در می‌آید:[۲]

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (11)$$

که برای آزمون معادله فوق از روش دیکی ـ فولر گسترش یافته[۳](ADF) استفاده می‌کنیم که فرضیه H_0، همان $\delta = 0$ یا $p=1$ می‌باشد و قبول فرضیه H_0 مانند آزمون دیکی ـ فولر به معنی داشتن ریشه واحد است.

پرون[۴] معتقد است که بیشتر سریهای زمانی در اقتصاد کلان دارای ریشه واحد نیستند. و دارای شکست ساختاری[۵] می‌باشند.

پرون با وارد کردن متغیر مجازی به مدل، شکست ساختاری را توضیح و آزمون ریشه واحد را انجام می‌دهد تا نتایج بدست آمده قابل اطمینان باشد. وقتی تغییر ساختاری بروز می‌کند، یکی از سه حالت زیر ممکن است اتفاق بیافتد:

الف) تغییر در عرض از مبدأ تابع روند

ب) تغییر در شیب تابع روند

ج) تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند

1- Trend Stationary

۲- علت وارد کردن $\sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i}$ برای از بین بردن خود همبستگی ε_t می‌باشد تا به نوفه سفید تبدیل گردد.

3- Augmented Dickey-Fuller Test 4- Perron (1989)

5- Structural Breaks

همجمعی و مکانیزم تصحیح خطا (ECM)[1]

وجود همجمعی بین متغیرها به معنی رابطه بلندمدت بین متغیرهاست، ولی ممکن است در کوتاه‌مدت عدم تعادلهایی وجود داشته باشد. بنابراین می‌توان در رابطه زیر جمله خطا را به‌عنوان خطای تعادل[2] دانست.

$$Y_t = \beta X_t + U_t \quad \rightarrow \quad U_t = Y_t = \beta X_t \qquad (۱۲)$$

از این جمله خطا می‌توان برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت Y_t با مقدار بلندمدت آن استفاده کرد. برای این منظور می‌توان الگویی به صورت زیر تنظیم کرد:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۳)$$

ε_t: جمله خطا با ویژگیهای کلاسیک

$\hat{U}_{t-1}$: جمله خطای برآورد رگرسیون (۱۲) با یک وقفه زمانی

الگوی (۱۳) به الگوی تصحیح خطا (ECM) معروف است، که تغییر در Y_t را به تغییر در X_t و خطای تعادلی دوره قبل مرتبط می‌سازد. در این رگرسیون (۱۳)، ΔX_t تغییرات کوتاه‌مدت در X_t را نشان می‌دهد و جمله تصحیح خطای[3] $\hat{U}_{t-1}$، تعدیل در جهت بلندمدت را بیان می‌کند. اگر ضریب جمله تصحیح خطا (α_2) از لحاظ آماری معنی‌دار باشد، نشانگر این است که چه نسبتی از عدم تعادل Y_t در یک دوره، در مقطع بعدی تصحیح می‌شود.[12]

مفهوم اقتصادی و تعریف همجمعی

فرض می‌کنیم طبق تئوری اقتصادی رابطه بلندمدت بین X_t، Y_t به شکل زیر وجود داشته باشد:

$$Y^* = \beta X^* \qquad (۱۴)$$

1- Errore Correction mechanism (ECM)

2- Equilibrum Error

3- Error Correction Term (ECT)

X^* , Y^* نشانگر مقادیر تعادلی X و Y هستند. اگر Y بر روی مسیر تعادلی خود حرکت کند، طبق رابطه (۱۴) خواهیم داشت: $Y^* - \beta X^* = 0$

اما در عمل مقادیر تعادلی قابل مشاهده نیست و تنها مقادیر X و Y در زمان t در دست است که لزوماً این مقادیر در زمان t در رابطه فوق صدق نمی‌کنند بلکه در رابطه رگرسیون زیر صادق است:

$$Y_t = \beta X_t + U_t \qquad (۱۵)$$

که در آن U_t خطای عدم تعادل[1] نام دارد. پس مفهوم تعادل زمانی بین دو متغیر X و Y معنی می‌یابد که جمله خطای عدم تعادل در حول و حوش میانگین خود نوسان کرده و در طول زمان به طرف صفر میل کند. به عبارت دیگر شرط تعادل آن است که متغیرهای مدل در رابطه تعادلی (۱۵) خیلی از هم فاصله نگیرند. در این حالت، اصطلاحاً متغیرهای مدل (Y,X) را همجمع گویند.

مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر تصادفی با یکدیگر در یک رابطه بلندمدت مرتبط می‌شوند، اگر چه ممکن است این سریهای زمانی دارای روند تصادفی باشند اما در طول زمان دارای روند هم‌سویی هستند. روشهای مختلفی برای آزمون رگرسیون همجمعی وجود دارد که آزمونهای انگل ـ گرانجر و دوربین ـ واتسون (CRDW) از آن جمله‌اند. برای اجتناب از مشکلات روش انگل ـ گرانجر، روش جوهانسن را بکار می‌بریم. روش جوهانسن، با استفاده از برآوردکننده‌های حداکثر راست نمایی، مشکلات روش انگل ـ گرانجر را از بین برد. این روش قادر به آزمون بردارهای همجمعی به صورت مقید بوده و پارامترهای سرعت تعدیل را نیز برآورد می‌کند.

لازمه پرداختن به روش جوهانسن برای آزمون و تعیین روابط همجمعی بین

1- Disequilibrium Error

متغیرهای سری زمانی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری[1] (VECM) مربوط به آن متغیرهاست. از مدل خود توضیح برداری[2] (VAR) می‌توان بردار یا بردارهای همجمعی را به دست آورد. برای این منظور باید مراحل زیر را انجام دهیم:

۱ ـ ماتریس ضرایب (مفسر) الگوی VAR را تشکیل می‌دهیم و آن را A می‌نامیم.

۲ ـ ریشه‌های مشخصه این ماتریس را پیدا می‌کنیم. ریشه‌های مشخصه این ماتریس (λ) از حل معادله مشخصه $|A - \lambda I| = 0$[3]، که در آن I یک ماتریس یکه است به دست می‌آید.

۳ ـ برای هر ریشه بدست آمده در فوق، بردار مشخصه[4] آن را پیدا کرده و آن را که از حل معادله $(A - \lambda I) C = 0$ بدست می‌آید، با C نشان می‌دهیم.

۴ ـ ماتریس R را که هر ستون آن نمایانگر یک بردار مشخصه است، تشکیل می‌دهیم.

۵ ـ معکوس ماتریس R^{-1} را بدست می‌آوریم. سطرهایی از این ماتریس که در ارتباط با ریشه واحد ($\lambda = 1$) هستند، ضرایب مربوط به فرایند ناایستا و بردارهای غیرهمجمعی را نتیجه می‌دهند. سطرهایی که با ریشه‌های غیر واحد ($\lambda < 1$) مرتبط هستند، بردارهای همجمعی (ضرایب رگرسیون همجمعی) را ارائه می‌کنند. عناصر روی ماتریس قطری $R^{-1}AR$، ریشه‌های مشخصه را تشکیل می‌دهند.[13]

هر یک از الگوهای همجمعی بدست آمده در فوق، مبین یک رابطه تعادل بلندمدت است. آزمون اثر[5] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[6]، دو نوع آزمون برای بدست آوردن تعداد بردارهای همجمعی موجود می‌باشند. آزمون اثر به بررسی این فرضیه

1- Vector Error Correction Model

2- vector Auto Regeressive. Model(VAR)

3- Characteristic Equation

4- Characteristic Vector

5- Trace Test

6- Maximal Eign Value Test

می‌پردازد که تنها r مقدار ویژه اولیه مخالف صفر است و بقیه برابر صفراند. یعنی

$$H_0 : \lambda_i = 0 \qquad , \qquad i = r+1, K, k$$

این فرضیه با آماره آزمون اثر (λ_{trace})، آزمون می‌شود:

$$\lambda_{trace} = -2Ln(Q) = -n \sum_{i=r+1}^{k} Ln\left(1-\hat{\lambda}_i\right) \qquad r = 0,1,...,k-1 \qquad (16)$$

که در آن Q نسبت تابع حداکثر درستنمایی؛ مقید به تابع حداکثر درستنمایی غیرمقید، $\hat{\lambda}$ برآورد ریشه‌های مشخصه حاصل از تخمین π و n تعداد مشاهدات است. جوهانسن و جوسیلیوس، مقادیر بحرانی λ_{trace} را از طریق مطالعات شبیه‌سازی بدست آورده‌اند.

مطابق آزمون حداکثر مقدار ویژه، فرضیه صفر مبنی بر وجود r بردار همجمعی، در مقابل وجود r + ۱ بردار همجمعی آزمون می‌شود:

$$\lambda_{trace} = -2Ln(Q) = -nLn\left(1-\hat{\lambda}_{r+1}\right) \qquad r = 0,1,...,k-1 \qquad (17)$$

اگر کمیت محاسبه شده $\lambda_{\max}$ از مقدار بحرانی بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی‌بر وجود r بردار همجمعی، در برابر فرضیه مقابل مبنی بر r+۱ بردار همجمعی رد می‌شود. هنگامی وجود r بردار همجمعی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون، از مقدار بحرانی کوچکتر باشد.[۱۴]

بررسی تجربی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی

براساس مباحث نظری تأثیر متغیرهای کلان بر درآمدهای مالیاتی در این قسمت، به ارائه یک مدل ریاضی برای تابع درآمدهای مالیاتی می‌پردازیم. باتوجه به تصریح اقتصادسنجی مدل نهایی و نمادهای خاص؛ مدل به این صورت معرفی می‌شود:

$$TTA = F(GDP, VO, EXR, P, DM) \qquad (18)$$

که در آن:

TTA: کل درآمدهای مالیاتی به قیمت جاری از سال ۱۳۷۷ ـ ۱۳۳۸ (میلیارد ریال)

GDPMO: تولید ناخالص داخلی، خالص از ارزش افزوده گروه نفت (میلیارد ریال)

VO: ارزش افزوده گروه نفت (میلیارد ریال)

EXR: نرخ برابری یک دلار آمریکا، در برابر ریال در بازار موازی ارز (ریال)

P: نرخ تورم که از شاخص CPI بدست آمده است (درصد)

DM: متغیر موهومی

استفاده از حرف L در اول این متغیرها، بیانگر لگاریتم طبیعی است. مدل فوق براساس آزمون COX-BOX به صورت غیرخطی (لگاریتمی) بوده و براساس نتایج بدست آمده، رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرها برقرار می‌باشد.

درآمد مالیاتی (TTA): این متغیر به‌عنوان متغیر وابسته تابع مالیاتی آورده شده که شامل مجموع مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم اخذ شده در بودجه‌های دولت می‌باشد.

تولید ناخالص داخلی خالص از ارزش افزوده گروه نفت (GDPMO): این متغیر به‌عنوان یکی از مهمترین متغیرهای مستقل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در سطح کلان است.

ارزش افزوده گروه نفت (VO): این متغیر بدلیل اهمیت آن در اقتصاد کشور از متغیر تولید ناخالص ملی تفکیک شده‌است. اهمیت این متغیر بیشتر به جهت برون‌زا بودن آن است که تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم بر درآمدهای مالیاتی دارد. به نحوی که می‌توان روندهای آن را در کل درآمدهای دولت، سرمایه‌گذاری کل، مصرف کل و سایر متغیرهای کلان یافت.

نرخ برابری یک دلار آمریکا در برابر ریال؛ در بازار موازی ارز (EXR): باتوجه

با مباحث تئوریک درآمدهای مالیاتی، نرخ ارز یکی از عوامل مؤثر بر بعضی از اجزاء درآمدهای مالیاتی مطرح شده‌است. همانگونه که اشاره رفت واردات و صادرات و تولید در بخشهای خاص، نیازمند ورود کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای می‌باشد. بنابراین این متغیر مستقل، می‌تواند به‌عنوان یک متغیر وارد مدل شود.

تورم (P): در شرایط تورمی، درآمدهای رسمی مالیاتی متأثر از تورم رشد می‌یابد. این متغیر، مستقل از شاخص بهای کالاهای مصرفی شهری محاسبه خواهدشد.

عوامل غیراقتصادی (DM): لذا در شرایط وقوع انقلاب، با تغییرات شدید در قیمت، تغییر در سیاستهای درآمدی دولت، به صورت متغیر موهومی در مدل، مورد آزمون قرار می‌گیرد. داده‌ها در پیوست شماره یک آورده شده‌است.

آزمون ایستایی متغیرهای سریهای زمانی مدل، به سه روش انجام گرفت تا در صورت ناایستا بودن سری، درجه جمعی متغیرها را مشخص کنیم. به دلیل پرهیز از هرگونه خطا و حدس و گمان از آماره‌های باکس ـ پیرس لجانگ ـ باکس، از تابع خود همبستگی[1] استفاده کرده‌ایم. نتایج، بیانگر آن است که لگاریتم متغیرهای مدل در سطح داده‌ها ناایستا، ولی با یک بار تفاضل‌گیری؛ داده ایستا هستند. این امر نشانگر این است که متغیرهای مدل، براساس آزمون ایستایی تابع نشان داده می‌شود. آماره X^2 (کای دُو) با درجه آزادی (طول وقفه) در سطوح بحرانی یک درصد و ۵ درصد، به ترتیب برابر ۳۰/۵۷ و ۲۴/۹۹ می‌باشد.

نتایج کلی آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته بر روی لگاریتم کلیه متغیرها، در جدول شماره (۱) آورده شده‌است. نتایج برحسب معنی‌دار بودن ضرائب جمله ثابت و روند و همچنین وقفه بدست آمده‌است. در ستون سوم جدول، عدد داخل پرانتز نشانگر طول وقفه و حرف دوم؛ نشانگر وجود جمله ثابت و روند (T) و جمله ثابت (C) و بدون

1- Auto Corrdation Founction(ACF)

ثابت و روند (N) می‌باشد. جدول نشان‌دهنده آن است، که لگاریتم تمام متغیرها در سطح بحرانی یک درصد و همچنین ۵ درصد (به جز VO و GDPMO)، ناایستا هستند. متغیرهای درآمد مالیاتی (TTA) و نرخ تورم (P) در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، ناایستا، ولی سایر متغیرها در این سطح اطمینان، ایستا می‌باشند. بدین ترتیب لگاریتم کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ درصد و ۹۵ درصد، دارای ریشه واحد خواهدبود. لذا برای تعیین درجه جمعی (d)، اقدام به آزمون ریشه واحد بر روی تفاضل متغیرها می‌کنیم.

باتوجه به ناایستا بودن متغیرها، آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر در سطح تفاضل داده‌ها را انجام می‌دهیم.

جدول ۱ ـ آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته ADF

نام متغیر در سطح داده‌ها	آماره ADF	عوامل جبری وطول وقفه	مقادیر بحرانی مک کینون		
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
TTA	-۲/۲۳	(1,T)	-۴/۲۱	-۳/۵۳	-۳/۱۹
GDPMO	-۴/۱۷	(1,T)	-۴/۲۱	-۳/۵	-۳/۱۹
VO	-۲/۴۵	(0,N)	-۲/۶۲	-۱/۹۵	-۱/۶۲
EXR	-۲/۶۷	(0,C)	-۳/۶۰	-۲/۹۳	-۲/۶۰
P	-۲/۵۹	(0,C)	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱

نتایج در جدول شماره (۲) آورده شده‌است، که بیانگر آن است تفاضل تمام متغیرها ایستا بوده و لذا مرتبه جمعی یک یا (۱) I دارند. ADF کلیه متغیرها در سطوح بحرانی ۱ و ۵ و ۱۰ درصد بزرگتر از مقدار بحرانی مک کینون می‌باشد.

جدول ۲ ـ آزمون ریشه واحد دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته ADF

نام متغیر در تفاضل داده‌ها	آماره ADF	عوامل جبری وطول وقفه	مقادیر بحرانی مک کنیون		
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
TTA	-۴/۱۳	(0,C)	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۶۰
GDPMO	-۵/۸۱	(2,C)	-۳/۶۲	-۲/۹۴	-۲/۶۱
VO	-۴/۷	(0,C)	-۳/۶۱	-۲/۹۳	-۲/۶
EXR	-۴/۳۴	(0,C)	-۳/۶	-۲/۹۳	-۲/۶۰
P	-۹/۰۸	(0,N)	-۲/۶۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲

با بررسی متغیرهای سری زمانی تابع درآمد مالیاتی به صورت نمودار، مشخص گردید که شکست ساختاری از نوع تغییر در شیب تابع روند، در متغیر EXR نرخ برابری دلار آمریکا در برابر ریال که در بازار موازی هستند، وجود دارد. نمودار شماره یک پیوست، نشان‌دهنده شکست ساختاری در شیب تابع روند زمانی در سال ۱۳۵۶ در لگاریتم EXR می‌باشد. خط شکسته بیانگر یک روند زمانی به فرم $LEXR = \alpha_0 + \beta t + \gamma DT_{56}$ است که در آن متغیر مجازی روند DT۵۶، برای سالهای قبل از سال ۵۶ برابر صفر و برای ۱۳۵۶<t برابر با ۱۳۵۶-t می‌باشد. نتایج آزمون، بیانگر آن است که ضریب LEX(-۱) برابر است با ۰/۵۷۹ که کمتر از عدد ۱=P است. آماره آزمون t مربوط به این متغیر، معادل ۳/۰۷-=(۰/۱۳۷)/(۱-۰/۵۷۹)=t است که باتوجه به مقادیر بحرانی توزیع حدی آماره، آزمون t_p در الگوی تغییر ساختاری در شیب تابع روند، با λ = ۱۸/۴۰ = ۰/۴۵ برابر با ۴/۵۵-، ۳/۹۵-، ۳/۶۷- است که به ترتیب به میزان ۱ درصد و ۵ درصد و ۱۰ درصد می‌باشد. در فرضیه صفر وجود ریشه واحد در تمامی سطوح ذکر شده رد نمی‌شود. بنابراین هرچند به نظر می‌رسد بعد از سال ۱۳۵۶ در روند برابری ارز شکست ایجاد شده‌است، ولی براساس آزمون مذکور می‌پذیریم که این متغیر دارای ریشه واحد است

و به قول دیگر LEXR ناایستا می‌باشد.

مجموعه نتایج بدست آمده در جدول شماره (۳) آورده شده‌است نتایج روشها در بیشتر مواقع یکدیگر را تأیید می‌نمایند.

جدول شماره ۳ ـ نتایج حاصل از آزمونهای ایستایی

نام متغیر	آزمون همبستگی نگار	دیکی ـ فولر تعمیم یافته	آزمون شکست ساختاری پرون
TTA	ریشه واحد	ریشه واحد	انجام نشد
GDPMO	ریشه واحد	ریشه واحد	انجام نشد
VO	ریشه واحد	ریشه واحد	انجام نشد
EXR	ریشه واحد	ریشه واحد	ریشه واحد
P	ریشه واحد	ریشه واحد	انجام نشد

آزمون همجمعی

بنابر آزمونهای ایستائی متغیرها دارای مرتبه جمعی یک I(۱) هستند، بنابراین تابع مالیات را به روش OLS تخمین می‌زنیم. برآورد تابع همجمعی با فرض باثبات بودن مدل صورت می‌گیرد. یعنی با انجام برآورد تابع مالیاتی، اقدام به آزمون ایستایی بر روی پسماندهای تابع می‌نمائیم تا ثبات بلندمدت مدل مورد تأیید قرار گیرد.

نتایج رگرسیون برآورد تابع مالیاتی در ایران، به صورت زیر بدست آمده است:

$$LTTA = -\underset{(-۰/۱۰۱)}{۰/۰۸۹} + \underset{(۲/۹)}{۰/۲LSDPMO} + \underset{(۴/۱۵)}{۰/۳۳۷LEXR} + \underset{(۸/۰۷)}{۰/۴۱۷\ LVO} \qquad (۱۹)$$

$$\overline{R}^{۲} = ۰/۹۸۶ \qquad R^{۲} = ۰/۹۸۸ \qquad OLS - ARMA(II)$$

$$DW = ۱/۵۸ \qquad F = ۵۶۲/۳$$

در برآورد این تابع، ضریب تورم بی‌معنی بوده، لذا از مدل حذف گردید. همچنین کلیه متغیرهای مجازی نیز در سطوح معنی‌دار باتوجه به آماره t بی‌معنی

بودند. لذا مدل با ARMA تصریح شد. همانگونه که مشاهده می‌شود، کلیه ضرائب موجود معنی‌دار بوده و درجه توضیحی بسیار بالا ۹۸ درصد و آماده F=۵۶۲/۳ می‌باشد. باتوجه به اینکه مدل دارای ۳۴ درجه آزادی و چهار متغیر توضیحی است با سطحی بحرانی ۵ درصد مقدار آماره دوربین ـ واستون D.W=۱/۵۸ در ناحیه، عدم وجود خود همبستگی را تأیید می‌نماید. از طریق آزمون CUSUM باثبات و پایداری پارامتری برآورد شده، مورد آزمون قرار گرفت نتایج دال بر ثبات بلندمدت می‌باشد (پیوست) که نشان‌دهنده آن است، طی دوره مورد بررسی هیچگونه شکست ساختاری ندارد. با بررسی پسماندها تابع مالیات بوسیله آزمون ADF، مشخص گردید که متغیر پسماند حتی در سطح یک درصد نیز ایستاست (ADF= ۴/۸۸ > ۲/۶). به عبارت دیگر براساس آزمون همجمعی انگل ـ گرانجر، یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد.

باتوجه به مدل ارائه شده و ضرائب آن می‌توان به بررسی فرضیه‌های این تحقیق پرداخت. متغیرهای کلان مؤثر بر درآمدهای مالیاتی به سه متغیر تولید ناخالص داخلی خالص از نفت و ارزش افزوده بخش نفت و نرخ ارز، محدود می‌شود و از نرخ تورم بی‌تأثیر است. ضرائب این متغیر به اهمیت ارزش افزوده نفت اشاره دارد که بالاترین ضریب مثبت را بین سه متغیر کلان دارد.

حال باتوجه به وجود ثبات بلندمدت در تابع فوق، به بررسی و معرفی مدل کوتاه‌مدت درآمدهای مالیاتی در کشور می‌پردازیم.

تخمین مدل هم‌انباشتگی به روش یوهانسون ـ یوسیلیوس

برای انجام این آزمون، ابتدا وقفه بهینه VAR با استفاده از نرم‌افزار Microfit4 برابر یک تعیین گردید. سپس مدل با مقید کردن به عرض از مبدأ مورد آزمون قرار گرفت. جهت تعیین مقدار بردارهای هم‌انباشتگی از آزمونهای حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر استفاده گردید.

باتوجه به نتایج بدست آمده از آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود دو بردار هم‌انباشتگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. همچنین براساس آزمون اثر نیز دو بردار هم‌انباشتگی تأیید می‌گردد. نتایج بردارها و نرمال شده آنها در جدول شماره ۴ آورده شده‌است.

جدول ۴ ـ بردارهای هم‌انباشتگی و نرمال شده آنها

نام متغیر	بردار اول	بردار نرمال‌شده‌اول	بردار دوم	بردار نرمال‌شده‌دوم
LTTA	۰/۰۳۸۸۹	-۱/۰۰۰۰	-۰/۵۳۱۵	-۱/۰۰۰۰
LDPMO	۰/۰۳۴۱	۰/۰۸۷۸۶	-۰/۳۰۸۹	۰/۵۸۱۳
LVO	۰/۰۷۵۵۹	۱/۹۴۳۴	-۰/۲۰۸۱	۰/۳۹۱۶
LEXR	۰/۰۳۹۷۲	۱/۰۲۱۴	-۰/۰۲۳۵	۰/۰۴۴۲
Intercept	۰/۰۶۵۳۷	-۱/۶۸۰۶	۰/۹۹۳۷	-۱/۸۶۹

از آنجائی که روش یوهانسون ـ یوسیلیوس صرفاً براساس روابط آماری است لذا جهت انتخاب بردار هم‌انباشتگی مطلوب، با تکیه بر مدل نظری تصریح شده و علامت مورد انتظار ضرائب و مقادیر معقول آنها، بردار هم‌انباشتگی دوم انتخاب می‌گردد که به شکل زیر خواهدبود.

$$LTTA = -۱/۸۶۹ + ۰/۵۸۱۳LGDPMO + ۰/۳۹۱۶LVO + ۰/۰۴۴LEXR \qquad (۲۰)$$

همانطور که معلوم است، ضرایب متغیرها، علامت مورد انتظار را دارا می‌باشند. این ضریب با اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشند. بنابراین بین درآمدهای مالیاتی متغیرهای توضیحی مدل رابطه تعادلی بلندمدت و باثبات وجود دارد. نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد که ضریب متغیر ارزش افزوده گروه نفت، تأثیر به سزایی بر درآمدهای مالیاتی داشته و ضریب قابل توجهی می‌باشد؛ به عبارتی نتایج قبلی را تأیید می‌کند.

تخمین مکانیزم تصحیح خطا (ECM)

به این منظور پسماند مدل بلندمدت، به‌عنوان جمله تصحیح خطای تعادل (ECM) با یک وقفه، به‌صورت یک متغیر توضیحی وارد مدل بلندمدت می‌شود.

$$D(LTTA) = \underset{(۷/۳۹)}{۰/۶} + \underset{(۱/۹۷)}{۰/۰۶۸}D(LGDPMO) \underset{(-۱/۶۴)}{-۰/۰۲}D(LEXR) \underset{(۱/۰۷)}{+} \quad (۲۱)$$
$$۰/۰۵D(LVO) \quad \underset{(-۶/۳۹)}{۰/۳}D۲ \underset{(-۶/۸۹)}{-۰/۵۸}ECM(-۱)$$

$$\overline{R}^{۲} = ۰/۶۴ \qquad R^{۲} = ۰/۵۵ \qquad D.W = ۱/۴۵ \qquad F = ۶/۷$$

مدل کوتاه‌مدت به علت دارابودن ضریب تعیین نسبتاً خوب، برازش خوبی را از رگرسیون نشان می‌دهد. آماره F=۶/۷ در سطح معنی ۵ درصد، دال بر تصریح مدل دارد (آزمون نرمالیتی به پیوست ۵ آورده شده‌است). تمام ضرائب مدل معنی‌دار می‌باشد. به نحوی که در این مدل نیز متغیر تورم مشاهده، از بین نمی‌رود. همچنین ضریب متغیر ECM معنی‌دار (t = -۶/۸۹) و در محدوده صفر و منهای یک قرار دارد (۰ > ۰/۵۸ > ۱-). این ضریب نشانگر آن است که در هر دوره ۵۸ درصد از عدم تعادل در دوره قبل، تصحیح می‌شود و تعدیل در جهت بلندمدت است، از طرفی دلالت بر نقش مثبت انتظارات در تابع مالیات دارد. این ضریب، معنی‌دار بودن ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت در تابع مالیاتی را نشان می‌دهد. حال می‌توان از مقایسه ضرائب مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت به نتایج جالب توجه رسید. علامت ضرائب متغیرها به غیر از متغیر LEXR، یکسان می‌باشد. لیکن مقادیر آنها نیز تغییر نموده‌است (جدول ۵).

جدول ۵ ـ ضرائب متغیرها در مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت

متغیرها / مدل	LTTA	LGDPMO	LVO	LEXR	DM
بلندمدت	۱	۰/۲	۰/۴۱۷	۰/۳۲۷	۰
کوتاه‌مدت	۱	۰/۰۶۸	۰/۰۵	۰/۲	-۰/۳

تأثیر تولید ناخالص ملی از ارزش افزوده نفت در بلندمدت محسوس‌تر از کوتاه‌مدت است. این امر به دلیل سالانه بودن سری زمانی و بدون وقفه بودن متغیرها، قابل توجیه است. لیکن این اختلاف فاحش در زمینه متغیر ارزش افزوده نفت بسیار قابل تأمل است، به نظر می‌رسد به علت برون‌زا بودن این متغیر تأثیر کوتاه‌مدت آن کم است، لیکن درآمدهای نفتی درنهایت، وارد پروسه هزینه‌هایی بر مالیات می‌شوند که اثر آن در بلندمدت بیشترین تأثیر ما بین متغیرها است.

نکته جالب توجه در این جدول تغییر علامت ضرایب مربوط به متغیر LEXR است که منجر به کاهش شدید اثر این متغیر در کوتاه‌مدت است. این امر به شرایط تأثیرگذاری نرخ ارز بستگی دارد. همانگونه که قبلاً اشاره شد، تغییرات نرخ ارز در تصمیم‌گیری آینده واحدها و مرکز تولید وابسته به واردات کالاها از خارج، تأثیر خواهد گذاشت که امری بلندمدت است. این امر با تأخیر بر مقدار مصرف کالاهای مصرفی اثر می‌گذارد، زیرا افزایش قیمتها و انتقال اثر تغییرات قیمت، در میزان تقاضای وارداتی آن با وقفه صورت می‌گیرد. بنابراین اثر خالص می‌تواند در یکی از اجزاء درآمدهای مالیاتی ـ مالیات بر واردات ـ به وضوح مشاهده شود.

کاهش اثر متغیرهای کلان بر متغیر درآمد مالیاتی در کوتاه‌مدت و در حالت کلی قابل تأیید است، چون متغیرهای کلان، خود با تأخیر بر انواع درآمدهای مالیاتی تأثیر می‌گذارند. از سوی دیگر وقفه زمانی جمع‌آوری مالیات نیز وجود دارد که حداقل در سالهای آینده وقوع تغییرات، در متغیرها اخذ می‌شود.

بردارهای تصحیح خطا امکان تشریح پویائیهای مدل را فراهم می‌نماید. اثر شوک‌ها بر درآمدهای مالیاتی به صورت سیستمی قابل بررسی است. نتیجه این بررسی، اعتبار متغیرها در دوره‌های آینده را معین خواهد کرد. تجربه واریانس؛ اهمیت و سهم تک‌تک متغیرهای مدل را در تعیین مدل نشان خواهدداد. لذا پویائی مدل تخمین‌زده شده برای درآمد مالیات، با تحلیل توابع واکنش حد برای (Impulse Response Functions) و تجزیه واریانس

(Vasriance Decomposition) صورت گرفت.

خلاصه و نتیجه‌گیری

بطور خلاصه باتوجه به نتایج آزمونهای ایستایی برای لگاریتم طبیعی متغیرهای سری زمانی مدل طی دوره ۷۷ ـ ۱۳۳۸، تمامی متغیرها جمعی مرتبه اول I(۱) بوده و شرایط لازم برای آزمون هم‌انباشتگی برقرار بود. به همین جهت ابتدا آزمون همجمعی انگل ـ گرانجر انجام یافت که نتایج بدست آمده، نشان‌دهنده ثبات رابطه بلندمدت تعادلی، بین متغیرهای مدلی می‌باشد. اما از آنجایی که این آزمون از ایرادات اساسی برخوردار است از آزمون همجمعی یوهانسون استفاده گردید. نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه و همچنین آزمون اثر؛ نشان‌دهنده وجود دو بردار هم‌انباشتگی برای مدل بود.

با توجه به علامت مورد انتظار ضرائب، بردار همجمعی بهینه انتخاب گردید که نتایج این بردار با نتایج انگل ـ گرانجر همخوانی دارد. بطور کلی آزمونهای همجمعی دال بر ثبات رابطه بلندمدت می‌باشد. لذا جهت تعیین رابطه کوتاه‌مدت و ارتباط آن با رابطه بلندمدت، مدل تصحیح خط تخمین زده شد. ضریب جمله تصحیح خطا، دلالت بر معنی‌دار بودن ارتباط کوتاه‌مدت با رابطه بلندمدت، برای تابع درآمد مالیاتی دارد. ضریب جمله تصحیح خطا (۰/۵۸-) نشان‌دهنده آن است در هر دوره حدود ۵۸ درصد خطای تعادل دوره قبل توسط متغیرهای لحاظ شده در مدل کوتاه‌مدت در دوره جاری تصحیح می‌شود.

نتایج حاصل از کار تجربی در رابطه بلندمدت، حاکی از آن است که مهمترین متغیرهای کلان مؤثر بر درآمدهای مالیاتی، شامل تولید ناخالص داخلی ناخالص از ارزش افزوده نفت، ارزش افزوده گروه نفت و نرخ ارز می‌باشد؛ که تمامی آنها از نظر آمارهای معنی‌دار، در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌باشد. لذا فرضیه اول مبنی‌بر لحاظ نرخ تورم، علاوه بر متغیرهای نامبرده بالا می‌باشد. به بیان دیگر تنها سه متغیر کلان

بـــر درآمـدهای مـالیاتی کشـور، در دوره مـورد بـررسی مـؤثر مـی‌باشند و رابـطه کوتاه‌مدت، نتایج مدل بلندمدت را تأیید می‌نماید.

در بین متغیرهای توضیحی، مدل نقش ارزش افزوده گروه نفت، قـابل تـوجه بوده و لذا در فرضیه دوم تحقیق، مبنای مهم بودن درآمدهای نفتی در بین درآمدهای مالیاتی، تأیید مـی‌گردد. فـرایـند تـأثیرپذیری درآمـدهای مـالیاتی از عـامل نـفت، در کوتاه‌مدت بسیار کمتر از حالت بلندمدت می‌باشد. نـتایج حـاصل از دیـنامیسم مـدل (تجزیه واریانس)، حاکی از آن است که نـقش و سـهم ارزش افـزوده گـروه نـفت در پیش‌بینی و تعیین تغییرات درآمـدهای مـالیاتی طـی رونـد زمـانی، در حـال افـزایش می‌باشد. به عبارت دیگر این نتیجه فرضیه دوم را مورد تأیید قرار می‌دهد.

درآمدهای مالیاتی در سطح کلان بعد از عامل نفت، به ترتیب از تولید ناخالص داخلی خالص از ارزش افزوده گروه نفت و نرخ ارز، تأثیر می‌پذیرند. تصمیم‌گیری در زمینه تعیین قیمت و مقدار تولید نفت و طبیعتاً درآمدهای نفتی تابع شرایـط بـرون‌زا است. لذا به نظر می‌رسد باتوجه به اهمیت سـایر مـتغیرها و ویـژگیهای اقـتصادی ـ اجتماعی در کشور، لزوم رهایی این متغیر مهم اقتصادی از وابستگی اقتصادی وابسته بودن به درآمدهای نفتی محسوس است و نتایج این تحقیق نیز بر این مطلب تأکید دارد.

پرتال جامع علوم انسانی

پاورقی‌ها:

۱ ـ شان ـ پ، هارگوپور هیپ، اقتصاد کلان کنیزی‌های جدید؛ ترجمه دکتر مهدی تقوی، مرکز انتشارات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ۱۳۷۹، ص ۲.

۲ ـ ویلیام اچ برانسون، اقتصاد کلان؛ ترجمه عباس شاکری، جلد اول، نشر نی، ۱۳۷۴، ص ۵۷.

۳ ـ ویتو تانزی؛ «تأثیر سیاستهای کلان اقتصادی بر میزان وصول مالیاتها و بر تراز بودجه در کشورهای در حال توسعه،» مجله مالیات، ترجمه محمدرضا یزدی‌زاده، شماره ۱۸، ص ۲۰.

۴ ـ ویتو تانزی، شناخت بخش خدمات فعالیتهای بازرگانی کشور در ارتباط با نظام مالیاتی موجود؛ ترجمه محمد کردبچه و محسن طلایی، انتشارات وزارت امور اقتصادی و دارایی؛ صص ۲۳۶ و ۲۳۷.

۵ ـ پیشین؛ ویتو تانزی، مجله مالیات، شماره ۱۸، ص ۲۶.

۶ ـ همان؛ ص ۲۷.

۷ ـ همان؛ ص ۲۶.

۸ ـ منوچهر عسگری و تیمور محمدی؛ «هم‌انباشتگی؛ مفاهیم، اهمیت اقتصادی و نقاط قوت و ضعف،» فصلنامه پژوهشهای اقتصادی؛ دانشگاه علامه‌طباطبائی، شماره ۳، بهار ۱۳۷۷، صص ۹ و ۳۱.

۹ ـ محمد نوفرستی؛ ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران؛ انتشارات رسا، ۱۳۷۸، صص ۱ و ۲.

۱۰ ـ پیشین؛ منوچهر عسگری و...، ص ۳۳.

۱۱ ـ دامودار گجراتی، مبانی اقتصادسنجی؛ ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، جلد دوم، ۱۳۷۸، صص ۹۳۰ ـ ۹۳۲.

۱۲ ـ پیشین؛ محمد نوفرستی، فصل ششم.

۱۳ ـ همان؛ فصل هفتم.

14- S. Johansen, "Determination of Cointegration Rand in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*; No.54, 1992, pp.383-97.

منابع:

۱ - حسین اصغرپور، برآورد تابع سرمایه گذاری خصوصی در بخش ساختمان؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه‌طباطبائی، ۱۳۷۹.

۲ ـ جمشید پژویان، اقتصاد بخش عمومی مالیاتها؛ مؤسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ۱۳۷۳.

۳ ـ فیروزه خلعتبری، نگاهی به چارچوب‌ها و مفاهیم مالیاتی در اقتصاد ایران، مرکز پژوهشهای مجلس شورای اسلامی،

تهران، ۱۳۷۶.

۴ ـ محسن رنانی، بازار یا نابازار، انتشارات سازمان برنامه و بودجه، تهران، ۱۳۷۶.

۵ ـ علی‌اکبر مهتدی، روح القوانین؛ ترجمه انتشارات امیرکبیر، تهران، چاپ هشتم، جلد اول، ۱۳۶۲.

۶ ـ اکبر کشاورزیان؛ برآورد تابع تقاضای سرمایه گذاری خصوصی در بخش صنعت؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه‌طباطبائی، تهران، ۱۳۷۹.

۷ ـ الگوی اقتصادسنجی کلان ایران، وزارت اقتصاد و دارائی؛ معاونت اقتصادی، تهران، ۱۳۷۳.

8- J.G. Mackinon, *Critical Value of Co-tegration Test*, in R.F.Engle and C.W.S. Granger eds, Long-Run Economic Relationships: Reading in Co-integration. Chapter13, Oxford University Press, 1991.

9- C.A. Sims. "Macroeconomics and Reality," *Econometrics*, Vol.48, 1980, pp.3-7.

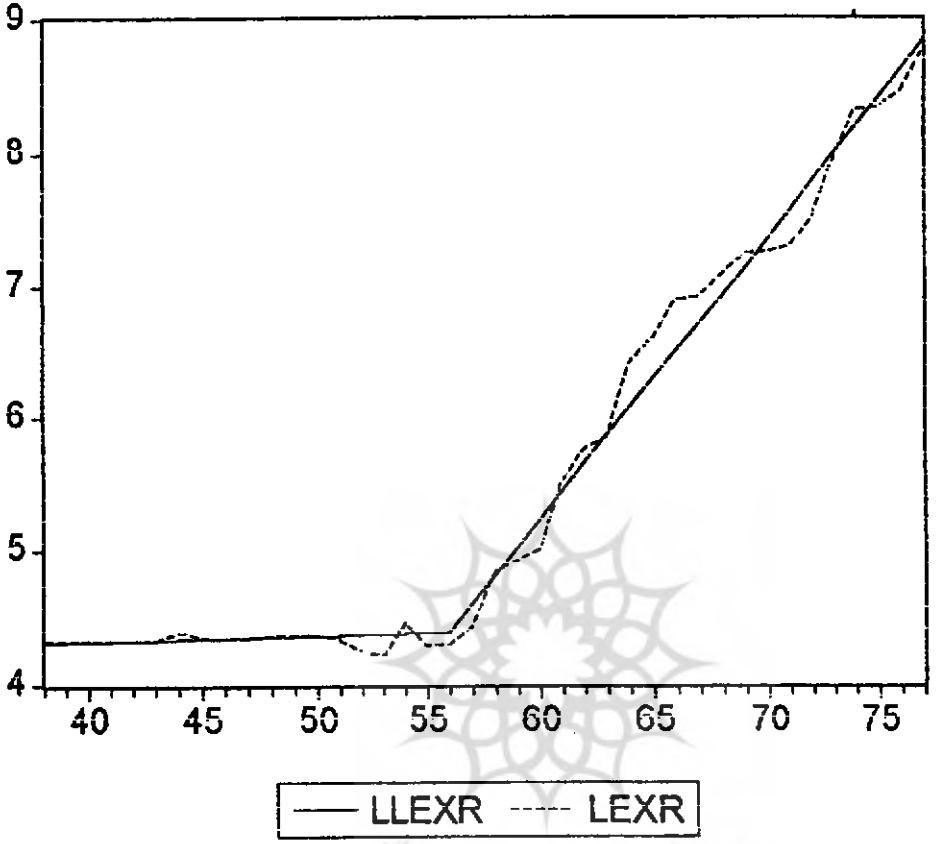
10- R.I.D. Harris, *Using Cointegation Analysis in Econometric Modeling*, Prentice Hall/Harvester Wheasheaf, 1995.

11- W.H. Green, *Econometric Analysis*, 2 nd. USA, MacMillan. 1993.

12- Granger and Newbold, "Spuriuos Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, pp. 111-120, 1974.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

obs	GDPMO	P	TTA	VO	EXR
1339	207.2000	NA	16.60000	29.00000	75.75000
1339	309.7000	7.228916	18.80000	32.40000	75.75000
1340	319.0000	1.190476	18.00000	33.60000	75.75000
1341	333.0000	1.754386	17.40000	39.00000	75.75000
1342	343.8000	0.581395	20.60000	43.70000	75.75000
1343	371.0000	4.444444	23.20000	51.60000	75.75000
1344	416.0000	0.000000	28.60000	57.80000	80.62000
1345	451.4000	1.098901	34.70000	66.30000	77.99100
1346	494.6000	0.546448	39.00000	86.40000	76.15800
1347	548.4000	1.612903	49.70000	90.00000	76.72000
1348	602.7000	3.626943	60.60000	106.4000	78.47000
1349	651.1000	1.025641	70.60000	125.2000	79.18300
1350	779.7000	5.339806	82.20000	197.1000	78.69500
1351	976.6000	5.936073	102.6000	244.0000	76.47000
1352	1199.600	10.24590	131.2000	567.9000	69.86300
1353	1634.000	13.47518	157.8000	1391.900	67.90000
1354	2112.700	9.032258	270.8000	1264.700	86.66400
1355	2974.300	14.12742	342.8000	1573.700	73.37900
1356	3744.200	19.95565	443.6000	1619.700	73.71600
1357	4100.100	3.837953	465.9000	1171.900	84.69500
1358	5456.400	15.03623	368.3000	1606.600	127.0000
1359	5793.800	19.06158	340.4000	838.6000	138.0000
1360	7013.600	18.71275	554.1000	995.5000	150.0000
1361	8592.100	16.10000	613.9000	1947.700	250.0000
1362	11392.90	12.89199	796.5000	1983.300	320.0000
1363	13141.20	9.392265	898.7000	1662.500	350.0000
1364	14285.20	6.425406	1033.700	1490.200	613.8330
1365	15562.90	19.16416	1024.600	644.0000	741.6330
1366	19055.30	21.69238	1030.200	893.7000	990.8830
1367	21313.50	22.41567	986.5000	990.6000	1018.750
1368	26072.60	14.85485	1187.900	1714.500	1211.583
1369	32850.60	8.219955	1695.000	3793.800	1410.000
1370	46117.30	17.16885	2765.000	3989.700	1419.000
1371	60622.80	19.58082	3775.500	5839.800	1498.000
1372	77114.90	18.61073	4067.300	16495.00	1810.000
1373	3948.600	26.03160	5490.800	24433.20	2606.000
1374	149806.4	33.04156	7313.000	29068.60	4133.350
1375	199318.2	18.83109	12560.20	35914.70	4215.170
1376	247806.0	14.75669	17344.60	30024.60	4785.000
1377	226398.5	16.67179	21902.50	21407.50	6468.000



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی