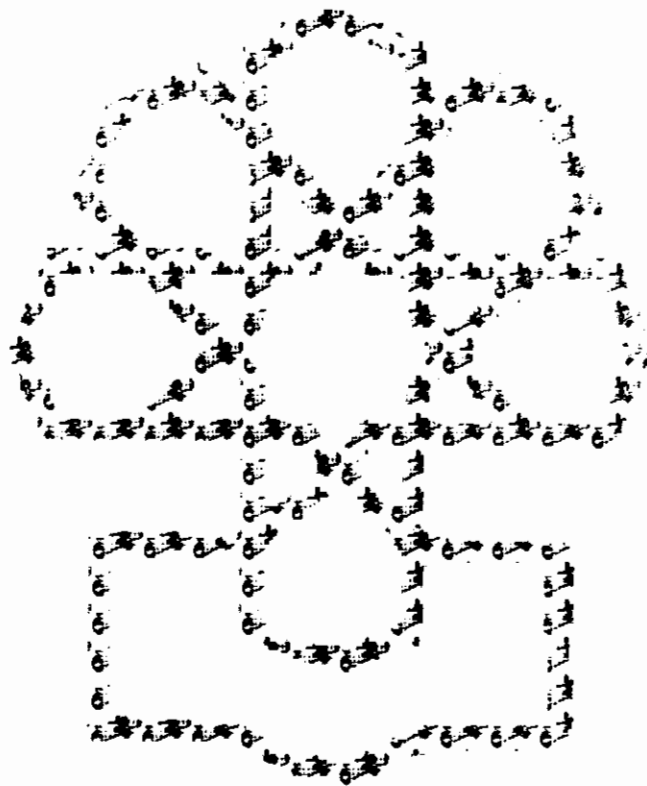




نظام تأمین اجتماعی (۴)



معاونت پژوهشی

خرداد ۱۳۷۹

کار: گروه تحقیق

مسئول گروه: دکتر جمشید پژویان

کد گزارش: ۲۸۰۴۴۱۶

چنانچه در کتاب‌ها و فصل‌های گذشته توضیح داده شده در حال حاضر یک مجموعه‌ای از سیستم تأمین اجتماعی با انسجام و هماهنگی کم در جامعه وجود دارد که بخش عمده آن به وسیله دولت صورت می‌گیرد. این سیستم به وسیله یارانه‌ها و هزینه‌های بیمه‌ای / هزینه‌های سازمان تأمین اجتماعی، سازمان بازنشستگی کل کشور، صندوق‌های بازنشستگی..... مشخص می‌شود. بخشی از یارانه‌ها که بیشتر موضوع تأمین اجتماعی را در بر می‌گیرد یارانه کالاهای اساسی خوراکی است که متوجه کالاهایی چون قند و شکر، برنج، گوشت..... بوده و یارانه نان نیز با رقم قابل توجهی و به صورت باز وجود دارد. بدیهی است که تغییر در مقدار یارانه یا قیمت این کالاها می‌تواند اثراتی در شرایط رفاهی و فقر خانوارهای شهری و روستایی باقی بگذارد.

از سوی دیگر هزینه‌های تأمین اجتماعی در مجموع کلان اقتصاد آثاری را باقی می‌گذارند که از مهم‌ترین آن تأثیر بر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری جامعه است. قبلاً اشاره و حتی تکرار شده است که نظام تأمین اجتماعی در ایران پوشش کافی نداشته و من‌جمعه در زمینه بیمه‌های اجتماعی بخش قابل توجهی از خانوارها به خصوص در جامعه روستایی خارج از حمایت بیمه‌ای قرار دارند. حال در صورت اجرای یک برنامه گسترده بیمه‌ای امکان بروز آثاری که در ادبیات مربوطه محتملاً منتهی به تأثیر بر پس‌انداز، انتخاب بین ادامه کار و بازنشستگی و بالاخره توزیع ثروت بین نسل‌ها (ارثیه) باشد، وجود دارد. تمیز و تشخیص جهت این آثار اهمیت زیادی در سیاست‌گذاری و دوراندیشی برای مقابله با آثار ناخواسته دارد.

این سؤال مهم که باز توزیع درآمدها بین خانوارها چه آثاری بر مصرف و به خصوص مصرف روی گروه‌های مختلف کالاها دارد، به صورتی مورد توجه اقتصاددانانی چون کینز و فیشر بوده است. در نتیجه آثار توزیعی یک برنامه تأمین اجتماعی نکته بسیار مهم و قابل توجهی است که بررسی آن سبز می‌تواند راه‌گشای سیاست‌گذاران باشد.

تجزیه و تحلیل آثار هزینه‌های تأمین اجتماعی را با مدل اقتصادسنجی خود همبستگی‌برداری می‌توان دید. این مدل یا هر مدل اقتصادسنجی که بتواند برای این بررسی مفید باشد باید بتواند علایمی از تأثیر هزینه‌های تأمین اجتماعی را به متغیرهای سابق‌الذکر منتشر نماید. مطالعه آثار توزیعی تأمین اجتماعی باید به صورتی، متکی به مدلی باشد که گروه‌های درآمدی را متمایز می‌کند. استفاده از یک مدل بسط یافته از داده - ستانده می‌تواند در این مورد کمک مؤثری باشد، که در این کتاب نیز سعی در بهره‌برداری و ساخت چنین مدلی شده است.

با آغاز جنگ سیاست‌های حمایتی خاص این دوران به صورت سهمیه‌بندی کالاهای اساسی و به خصوص کالاهای اساسی خوراکی برقرار شد. توزیع کالاهای کوپنی و یارانه به مصرف‌کنان به صورت باز

(بدون سهمیه) کم و بیش پس از خاتمه جنگ نیز ادامه یافت. از دیدگاه اقتصاددانان درآمد چنین برنامه حمایتی که علاوه بر گروه فقیر شامل گروه‌های متوسط و به خصوص ثروتمند جامعه نیز می‌شود غیرکارآمد و نامتناسب است. در طی این سال‌ها مسئله حذف این برنامه حمایتی و هدفمند نمودن آن مطرح بوده و به نظر می‌رسد که یک ضرورت است. به هر حال اولین مسئله مطرح در این مورد آثار کاهش و حذف یارانه کالاهای اساسی و نان بر الگوی مصرف و شرایط رفاهی و فقر خانوارهای شهری و روستایی است. در مقام پاسخ به این سؤال اجرای یک سیستم معادلات تقاضا می‌تواند مؤثر باشد، که در این کتاب از مدل سیستمی رتردام استفاده شده است. در دو دهه اخیر برداشت لگاریتمی از سیستم توابع تقاضا در کنار مدل‌های مشخص جبری و لگاریتمی مثل مدل دی تون و مال یوار^۱ مطرح بوده است، به هر صورت هر یک دارای معایب و محسناتی هستند که خارج از مطالعه ما قرار دارند.

فصل اول- بررسی تجربی تأثیر مخارج تأمین اجتماعی بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل خود همبستگی برداری (VAR)^۲

چکیده

در اینجا برای بررسی رابطه مخارج تأمین اجتماعی با متغیرهای عمده کلان، از یک مدل خود همبستگی برداری که در آن هم انباشتگی^۳ متغیرهای مورد نظر نیز در قالب فرآیند تصحیح خطای برداری (VEC)^۴ در نظر گرفته شده است، استفاده می‌کنیم. این مطالعات نشان می‌دهند که در مقایسه با سایر مخارج دولت، افزایش مخارج تأمین اجتماعی در بلند مدت به افزایش میل متوسط به مصرف منجر شده است. همچنین، حتی اگر همانند انواع دیگر مخارج دولتی، افزایش در هزینه‌های تأمین اجتماعی دارای اثر انبساطی بر تولید باشد شدت این اثر، به خصوص در بلند مدت، کمتر از تأثیر انبساطی سایر انواع مخارج دولتی بوده است. در مقابل، افزایش در این مخارج آثار تورمی کمتری را ظاهر ساخته و بالاخص در بلند مدت، افزایش کمتری در تقاضای کار (و در نتیجه، اشتغال) را موجب شده است.

ملاحظات فوق‌الذکر در زمینه افزایش مصرف و کمتر شدن نسبی رشد تولید، بانگرانی‌هایی که از دیدگاه نظری در مورد آثار کلان اقتصادی این مخارج مطرح شده‌اند، سازگار می‌باشد. با توجه به این که نظام تأمین اجتماعی در ایران سابقه چندان طولانی نداشته و از این به بعد تعداد پرداخت‌کنندگان قبلی حق بیمه که به مرحله استفاده از مزایای تأمین اجتماعی می‌رسند بیش از پیش فزونی خواهد یافت، هزینه‌های مربوط به این نظام نیز رو به افزایش خواهد بود. بدین ترتیب، انتظار داریم که در کنار مشکل تأمین مالی این هزینه‌ها، نگرانی‌های یاد شده در مورد آثار کلان آنها هم شکل جدی‌تری به خود بگیرند.

۱- مقدمه

مخارج تأمین اجتماعی که بیشتر با هدف حمایت از بازنشستگان و از کار افتادگان صورت می‌گیرد، از جمله

1. DEATON, A. & I. MUELLBAUER, AN ALMOST IDEAL DEMAND SYSTEM. THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW, VOL 70, NO3, 1980.

2. Vector autoregressive model (VAR).

3. Cointegration.

4. Vector error correction (VEC).

برای مهم حجم وظایف حمایتی دولت است. این مخارج معمولاً از طریق مالیات و عوارضی که به عنوان سهم کارکنان، ر عوارض ایشان کسر می شود و همچنین مالی که به عنوان سهم کارفرما و سهم دولت به آن می افزایند، تأمین مالی می شود.

در کشورهایی که نظام تأمین اجتماعی آنها دارای قدمت و سابقه طولانی تر است. در آغاز سعی می شد با جمع آوری مالیات ها و عوارض مربوطه از افراد، ذخیره ای تشکیل شود که همراه با سود حاصل از سرمایه گذاری آن در طول زمان، مزایای متعلقه به همان افراد در آینده، تأمین مالی شود. این شیوه، شباهت بسیار زیادی به بیمه داشت. بعداً، با این استدلال که آن دسته از افراد سالخورده که قبلاً طی رکود بزرگ سال های ۱۹۳۰، بخش قابل ملاحظه ای از پس اندازهای خود را از دست داده اند نیازمند حمایتی بیش از آنچه بر مبنای عوارض و مالیات های تأمین اجتماعی پرداختی شان به آنها تعلق می گیرد هستند، روش قبلی تأمین مالی با شیوه جدیدی جایگزین شد. در روش اخیر که "Pay-as-You-Go" نامیده می شود، مزایایی که به سالخوردهگان حاضر پرداخت می شود، توسط مالیات های اخذ شده از نسل کارکنان زمان حال تأمین مالی خواهد شد.

عمده ترین تفاوت شیوه اخیر با روش پیشین تأمین مالی مخارج تأمین اجتماعی از دیدگاه کلان اقتصادی این است که در روش جدید، عملاً پس اندازی عمومی به شکل ذخیره مالیات ها و عوارض جمع آوری شده صورت نمی گیرد. بنابراین تأثیر نظام تأمین اجتماعی بر روی متغیر پس انداز، صرفاً به نحوه تغییر رفتار افراد در زمینه متغیر مزبور بستگی خواهد داشت. این تغییر رفتار تحت تأثیر سه اثر مختلف به وجود می آید.

اولاً، افراد مالیات و عوارض پرداختی مربوط به تأمین اجتماعی که در برابر آن به یک درآمد بازنشستگی تضمین شده آتی دست می یابند را نوعی پس انداز تلقی کرده و در نتیجه، از پس انداز شخصی خود می کاهند. این پدیده را در اصطلاح «اثر جانشینی ثروت»^۲ می نامند.

ثانیاً، به واسطه وجود نظام تأمین اجتماعی و با هدف استفاده سریع تر از مزایای آن، افراد زودتر از مشارکت در نیروی کار دست بر می دارند. بدین ترتیب، طول دوران کاری در چرخه زندگی ایشان کاهش یافته و طول دوره بازنشستگی افزایش می یابد. لذا برای تأمین مالی مخارج دوران بازنشستگی، لازم است پس انداز بیشتری طی دوره کاری صورت پذیرد. این اثر که آن را «اثر بازنشستگی»^۳ می نامند، برعکس اثر جانشینی می باشد و در جهت افزایش پس انداز عمل می کند.

ثالثاً، افراد تمایل دارند که برای بازماندگان خود ارثیه باقی بگذارند. از آنجایی که نظام تأمین اجتماعی سبب انتقال درآمد از شاغبین به بازنشستگان و به عبارت دیگر از فرزندان به اولیاء می شود، افراد با هدف خنثی کردن تأثیر تأمین اجتماعی، پس اندازهای خود را افزایش می دهند تا ارثیه بیشتری را برای فرزندان شان به جای گذارند. این اثر در اصطلاح «اثر ارثیه»^۴ نامیده می شود.

با توجه به این که به لحاظ نظری مشخص نیست که برآیند این سه نوع اثر در نهایت به کاهش یا افزایش پس انداز منجر خواهد شد، بررسی های تجربی متعددی برای پاسخ گویی به این سؤال صورت گرفته است. این بررسی ها گاهی مستقیماً بر متغیر پس انداز تمرکز یافته و گاهی مصرف را به عنوان بخش پس انداز نشده

^۲ رجوع فرمایید به: Rosen و ۱۹۸۸، صفحه ۷-۱۹۶

2. Wealth substitution effect

3. Retirement effect.

4. Bequest effect

درآمد مورد توجه قرار داده... نتایج حاصل از بررسی‌های مزبور کاملاً یکسان نمی‌باشند.^۱ هر چند در بسیاری از موارد، رابطه معکوس بین پس‌انداز و تأمین اجتماعی تأیید شده است (مثلاً: Danziger et al 1981, Munnell 1977, Feldstein 1974). لیکن مواردی نیز موجود می‌باشد که در آن، وجود رابطه مستقیم تأیید می‌شود (مثلاً: Leimer et al 1982). بدین ترتیب، بررسی‌های تجربی نیز هنوز نتوانسته‌اند ابهامات مربوط به رابطه تأمین اجتماعی با پس‌انداز یا مصرف را به‌طور کامل برطرف سازند.

در هر صورت، چنانچه تأمین اجتماعی سبب کاهش پس‌انداز و متعاقب آن، تنزل تشکیل سرمایه داخلی شود، این امر به کاهش رشد اقتصادی منجر خواهد شد. علاوه بر فرسودگی فوق‌الذکر، تأمین اجتماعی ممکن است به واسطه کاهش عرضه کار نیز به رشد تولید لطمه وارد کند. البته در این مورد نیز ابهامات نظری و تجربی وجود دارند. به لحاظ نظری انتظار می‌رود که تأمین اجتماعی سبب کاهش انگیزه کار در افرادی که در سن بازنشستگی قرار دارند شود. مطالعات تجربی صورت گرفته نیز با این حکم سازگار هستند (مثلاً: Danziger et al 1981). در مورد شاغلین جوانتر، نتایج کاملاً مبهم می‌باشد. چنانچه ارزش حال فواید ناشی از تأمین اجتماعی با ارزش حال هزینه‌های آن (مالیات و عوارض) برابر باشد، مالیات و عوارض پرداختی را می‌توان مشابه پس‌انداز در نظر گرفت که انتظار می‌رود تأثیر چندانی بر تصمیم‌گیری افراد در زمینه عرضه نیروی کار نداشته باشد. البته، معمولاً نظام تأمین اجتماعی عملکرد یکسانی در مورد کلیه افراد نداشته و از دیدگاه مقایسه جریان حال فردی و هزینه‌ای، برخی را در معرض مالیات ضمنی و برخی را مشمول یارانه ضمنی قرار می‌دهد. بدین ترتیب، چنانچه اثرات جانشینی و درآمدی دستمزد خالص بر عرضه کار به گونه‌ای باشند که با افزایش دستمزد خالص، عرضه کار نیز افزایش یابد (که حتی در این مورد نیز قطعیت کامل وجود ندارد) آن دسته از افراد که مشمول یارانه ضمنی فوق‌الذکر هستند، بر مشارکت خویش در نیروی کار خواهند افزود برای کسانی که در معرض مالیات ضمنی قرار می‌گیرند، عکس این حکم مصداق خواهد داشت).

بدین ترتیب، همانند پس‌انداز و تشکیل سرمایه، در مورد نحوه تأثیر تأمین اجتماعی بر مشارکت در نیروی کار و عرضه کار نیز نمی‌توان یک حکم عمومی و قطعی نظری صادر کرد. اگر تأمین اجتماعی باعث کاهش پس‌انداز و تشکیل سرمایه یا اشتغال شود، می‌تواند از سرعت رشد تولید بکاهد. این احتمال، عمده‌ترین نگرانی در زمینه تأثیر کلان اقتصادی تأمین اجتماعی است. شایان ذکر است که حتی اگر نگرانی مزبور کاملاً به جا باشد، به هیچ عنوان به معنی نامطلوب بودن تأمین اجتماعی نیست. به هر حال، برای برخورداری افراد جامعه از چنین نظامی باید هزینه‌های آن را نیز تحمل کرد. البته چنانچه مشخص شد که نظام تأمین اجتماعی این قبیل هزینه‌ها را در بر دارد، لازم است به گونه‌ای اصلاح و تکمیل شود که هزینه‌های مزبور حتی الامکان به حداقل برسند. همچنین، شاید بتوان با استفاده از سایر سیاست‌های اقتصادی کلان، بخشی از اثرات نامطلوب احتمالی آن را خنثی کرد.

در این گزارش سعی می‌کنیم با استفاده از یک مدل خود همبستگی برداری (VAR) که در آن رابطه بلند مدت هم‌انباشتگی متغیرهای کلان مورد نظر نیز در قالب فرایند تصحیح خطای برداری (VEC) در نظر گرفته می‌شود، سابقه تأثیرات کلان مخارج تأمین اجتماعی دولت را مورد بررسی قرار دهیم. از آنجایی که افزایش (کاهش) مخارج تأمین اجتماعی به عنوان یک حرکت اتساعی (انقباضی)، می‌تواند به افزایش

(کاهش) تولید منجر شود. ممکن است با مطالعه مستقیم کل آثار کوتاه مدت و بلندمدت آن بر تولید، نتوان تأثیرات ناشی از کاهش افزایش پس انداز و سرمایه گذاری را به طور مستقل در بخت. مثلاً اگر شدت انبساط تقاضا در نتیجه افزایش مخارج مزبور در حدی باشد که اثر نقیضی ناشی از کاهش سرمایه گذاری را تحت شعاع قرار دهند، یک رابطه مستقیم بین مخارج تأمین اجتماعی و تولید مشاهده خواهد شد. در این حالت، عکس رخ می‌دهد که رابطه معکوس مربوط به کاهش سرمایه گذاری وجود دارد. با بررسی پاسخ تولید به افزایش مخارج تأمین اجتماعی قابل مشاهده نیست. مشابه آن وضعیت می‌تواند برای متغیرهای دیگر نیز مصداق داشته باشد.

به منظور رفع مشکل فوق‌الذکر، در این بررسی تأثیر افزایش مخارج تأمین اجتماعی بر متغیرهای کلان را در مقایسه با تأثیر افزایش سایر انواع مخارج دولتی مورد بررسی قرار می‌دهیم. بدین ترتیب، چون اثر مربوط به تغییر تقاضای کل در هر دو گروه مخارج وجود دارد، تأثیر اختصاصی مخارج تأمین اجتماعی را می‌توان با توجه به تفاوت‌های اثرگذاری این دو گروه از مخارج درک نمود. بنابراین با استفاده از مدل کلان یاد شده در بالا، به بررسی مقایسه‌ای تأثیر مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی غیر نفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به مصرف خواهیم پرداخت. باید توجه داشت که چون در سال‌های مورد بررسی (۱۳۷۴-۱۳۵۰)، وضعیت اشتغال ناقص حاکم بوده است، نتایج مربوط به متغیر رشد اشتغال را نمی‌توان به عنوان پاسخ عرضه کار به تأمین اجتماعی تلقی کرد. این نتیجه، در واقع مبین پاسخ تقاضای کار می‌باشد.

قسمت‌های مختلف گزارش به این شکل سازماندهی شده است که ابتدا در قسمت ۲، توضیحات مختصری در مورد مدل خود همبستگی برداری (VAR) و تجزیه و تحلیل همبستگی در درون آن ارائه خواهد شد. قسمت ۳ به معرفی داده‌ها و بیان نتیجه آزمون ریشه‌های واحد که زمینه‌ساز تصریح دقیق مدل می‌باشد، اختصاص یافته است. تصریح^۱ و تخمین مدل در قسمت ۴ تشریح شده و نتایج حاصل از تخمین مدل در قسمت ۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. قسمت ۶، بخش پایانی این مبحث می‌باشد که در برگزیده جمع‌بندی نتایج حاصل از این بررسی است.

۲- مدل VAR، تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای برداری (VEC)

در روش سنتی تجزیه و تحلیل و مدل‌سازی سیستم معادلات همزمانی، معمولاً مجموعه‌ای از معادلات ساختاری مستقل به تعداد متغیرهای درون‌زا (متغیرهایی که در درون مدل توضیح داده می‌شوند) در نظر گرفته می‌شود. این معادلات هر کدام از متغیرهای درون‌زا را بر مبنای سایر متغیرهای درون‌زا و همچنین متغیرهای برون‌زا (متغیرهایی که مقادیر آنها در خارج از مدل تعیین می‌شود) و متغیرهای باوقه (اعم از درون‌زا و برون‌زا) توضیح می‌دهند.^۳ از این سیستم معادلات در هنگام مطالعه تجربی ارتباط متقابل و همزمان متغیرهای مؤثر بر پدیده مورد بررسی استفاده به عمل می‌آید.

به بیان جبرماتریسی، نمونه‌ای از سیستم معادلات ساختاری به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\beta Y_t + \Gamma X_t + U_t = 0 \quad (1)$$

1. Unit roots test

2. Specification.

۳. در این منظور متغیرهای برون‌زا و درون‌زا می‌تواند غاریم. تعاریف جدید این مفاهیم، مکرراً مورد بحث‌های معین (Deterministic).

که در آن X_t به ترتیب بردار متغیرهای درون‌زا و متغیرهای از پیش تعیین شده (شامل متغیرهای برون‌زا و متغیرهای با وقفه) در زمان t می‌باشند. Γ و β هم ماتریس ضرایب مربوط به X_t و Y_t هستند. چنانچه معکوس β وجود داشته باشد و آن را با β^{-1} نشان دهیم، رابطه (۱) را می‌توان به صورت زیر نوشت که آن را فرم حل شده می‌نامند:

$$Y_t = \pi X_t + V_t \quad (2)$$

$$\pi = -\beta^{-1}\Gamma; V_t = -\beta^{-1}U_t$$

به نوعی که داریم:

از آنجایی که متغیرهای درون‌زا مستقل از آن‌ها نیستند، تخمین ضرایب معادله (۱) ناسازگار خواهد بود ولی معادله (۲) این مشکل را ندارد و تخمین سازگاری از ضرایب موجود در ماتریس π را به دست می‌دهد.^۱ برای این که بتوان از تخمین π به تخمین ضرایب معادلات ساختاری (۱) رسید، یک سری از محدودیت‌ها، بالاخص محدودیت‌های صفری بر روی ضرایب معادله ساختاری را به صورت پیش فرض، مدنظر قرار می‌دهند. به عبارت ساده‌تر، با توجه به ملاحظات نظری، ضریب بعضی از متغیرها را در معادله مربوط به هر یک از متغیرهای درون‌زا برابر با صفر در نظر می‌گیرند. در این مورد، برخی انتقاد کرده‌اند که ضرایبی را که برابر صفر در نظر گرفته می‌شوند، می‌توانند در واقع مساوی صفر نبوده و مقادیر نسبتاً کوچک باشند. این انتقاد که شاید براساس تجزیه و تحلیل کامل تعادل عمومی و این نظریه که کلیه متغیرهای موجود در یک سیستم کاملاً تعادل عمومی بر یکدیگر مؤثر و با هم مرتبط هستند استوار باشد، کاربرد محدودیت‌های صفری در سیستمی ضرایب ساختاری از روی ضرایب فرم حل شده را نادرست اعلام می‌کند.

با در نظر گرفتن انتقاد فوق‌الذکر و چنانچه تمایز بین متغیرهای درون‌زا و برون‌زا را کنار گذاشته و تمامی متغیرهای موجود در سیستم را در قالب بردار Z و به صورت زیر نمایش دهیم.

مشابه معادله (۱) را می‌توان بر حسب مقادیر حال و با وقفه متغیرها به شکل زیر تعریف کرد:

$$Z_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix}$$

با فرض این که A_0 دارای معکوس باشد، معادله (۳) را می‌توان به قرار زیر تبدیل نمود:

$$A_0 Z_t + \sum_{i=1}^m A_i Z_{t-i} + U_t = 0 \quad (3)$$

$$Z_t = \sum_{i=1}^m \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\phi_i = -A_0^{-1}A_i; \quad \varepsilon_t = -A_0^{-1}U_t$$

که در آن داریم:

سیستم معادلات (۴) را در اصطلاح، مدل خود همبستگی برداری (VAR) می‌نامند. در این قبیل مدل‌ها، متغیرهای مورد نظر به صورت تابعی از مقادیر با وقفه خود و سایر متغیرها و همچنین اجزای تصادفی ε_t تعریف می‌شوند. هیچ کدام از اجزای ماتریس‌های ضرایب ϕ_i را از پیش مساوی با صفر در نظر نگرفته و به

^۱ در معادله (۲) متغیرهای برون‌زا X_t در سمت چپ معادله قرار می‌گیرند و متغیرهای درون‌زا Y_t در سمت راست معادله قرار می‌گیرند.

عبرت دیگر، محدودیت‌های صریح بر روی ضرایب مدل وضع نمی‌شود.

اگرچه در مدل VAR می‌توان متغیرهای برون‌زای خالص را نیز وارد کرد، لیکن زمینه‌ای برای تفکیک اختیاری متغیرها به درون‌زا و برون‌زا، نظیر آنچه در روش‌های سنتی همزمان معمول است، وجود ندارد. درجه وقفه مدل (m) را که خصوصیت پویای آن را تعیین می‌کند، با توجه به سازگاری نتایج با داده‌های آماری و براساس ملاک‌هایی از قبیل ملاک‌های انتخاب مدل (مثل معیار Schwarz, Akaike) مشخص می‌نمایند. بدین ترتیب به غیر از محدودیت تعداد مشاهدات (که مانعی اجتناب‌ناپذیر در تعیین درجات بالای وقفه است)، ملاحظات دیگری از قبیل آنچه در زمینه شناسایی ضرایب ساختاری در روش معادلات همزمان با آن مواجه می‌شویم، مطرح نمی‌باشد. شایان ذکر است که هنوز نظریه اقتصادی در مورد تعیین ساختار وقفه روابط اقتصادی دست آورد تعیین‌کننده‌ای ارائه نکرده است.

با توجه به ملاحظات فوق مشخص می‌شود که مدل‌های ساده VAR به صورت صریح بر مبنای مشخص نظری استوار نیستند. این امر، هر چند از جمله ایرادات مهم وارده بر این قبیل مدل‌هاست^۱، لیکن در مواردی که به‌یادهای نظری موضوع تحت بررسی از استحکام کافی برخوردار نیست، زمینه کاربرد بیشتری را برای مدل‌های مربوطه وجود می‌آورد. البته نباید تصور شود که مدل‌های ساده VAR کاملاً بی‌ارتباط با وی‌بی‌نیاز از نظریه‌های مشخص اقتصادی هستند. در واقع، انتخاب متغیرهایی که برای مدل‌سازی پدیده مورد مطالعه در درون Z_t قرار می‌گیرند، با توجه ضمنی بر ملاحظات نظری صورت می‌گیرد.

کاربرد مدل‌های VAR برای آزمون فرضیه‌های اقتصادی، بسیار محدود است. در مقابل، این مدل‌ها به‌طور گسترده در پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. اگرچه در زمینه به‌کارگیری مدل‌های VAR در زمینه تجزیه و تحلیل تأثیرات متقابل متغیرها بحث و جدل فراوانی وجود دارد، لیکن این مورد نیز از جمله موارد معمول استفاده از مدل‌های VAR می‌باشد. فارغ از وجود متغیرهای برون‌زای خالص احتمالی که ممکن است در مدل VAR وارد شوند، چون تمامی متغیرهای موجود در Z_t درون‌زا محسوب می‌شوند، نمی‌توان برای تجزیه و تحلیل تأثیر تحولات متغیر مورد نظر آن را به صورت برون‌زا تغییر داد و آثار این تغییر را در کل سیستم بررسی کرد. در عوض، باید تأثیر تغییر لحظه‌ای به میزان یک انحراف معیار در جزء تصادفی معادله مربوطه به متغیر مورد نظر را بر روی متغیرهای درون‌زا در طول زمان مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

در معادله (۴) فرض بر این است که متغیرهای تصادفی موجود در Z_t ساکن^۲ هستند مراد ما از ساکن بودن این است که توزیع احتمالی این متغیرها مستقل از زمان می‌باشند. چون تابع توزیع احتمال با گشتاورهای توزیع مشخص می‌شود، لازمه ساکن بودن، همانا مستقل بودن گشتاورهای توزیع نسبت به زمان است. برای مثال، میانگین واریانس توزیع متغیر مورد نظر باید مستقل از زمان باشد. در این صورت میانگین Z_t و میانگین Z_{t+i} تفاوتی ندارند. به همین ترتیب، ماتریس واریانس کوواریانس Z_t و ماتریس واریانس کوواریانس Z_{t+i} نیز یکسان خواهند بود. فرض ساکن بودن Z_t مبین این است که بردار تصادفی ε_t نیز بنا بر فرض باید ساکن باشد. در این صورت برای تمامی مقادیر i خواهیم داشت:

$$V(\varepsilon_t) = \Omega$$

در ماتریس Ω که مستقل از زمان است، اجزاء قطری بیانگر واریانس جملات تصادفی معادلات سیستم بوده و سایر جزای بیانگر کوواریانس همزمان بین اجزای تصادفی معادلات مختلف می‌باشند. تحت شرایط عادی، دلیلی برای این که عناصر خارج از قطر اصلی ماتریس Ω برابر با صفر باشند وجود ندارد. بدین

^۱ برای این بخش، شکل تکمیل یافته این مقاله موسسه به مدرسه‌های خود همبستگی برداری ساختاری (Structural VAR) مطرح شده است.

^۲ Stationary.

ترتیب، اگر به منظور تجزیه و تحلیل تأثیرات سیاستی فرض کنیم که جزء تصادفی یکی از معادلات به میزان یک انحراف معیار تغییر کند، به واسطه ارتباط همزمان اجزای تصادفی معادلات مختلف (غیر صفر بودن عناصر خارج از قطر اصلی Ω)، این تغییر همراه با تغییراتی در اجزای تصادفی دیگر معادلات خواهد بود. در چنین شرایطی همواره این سؤال مطرح خواهد شد که چه بخشی از آثار ناشی از این تغییرات مربوط به تغییر هر کدام از اجزای تصادفی معادلات مختلف می باشد.

برای رفع این مشکل، می توان از تجزیه ماتریس قرینه و معین مثبت Ω به حاصل ضرب یک ماتریس غیر تکیه‌پذیر^۱ زیر مثلثی^۲ و ترانهاد^۳ آن استفاده کرد.^۴ چنانچه ماتریس زیر مثلثی مزبور را T بنامیم. داریم:

$$\Omega = TT' \Rightarrow T^{-1}\Omega T^{-1} = I \quad (5)$$

از طرفی، رابطه (۴) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\phi(L)Z_t = \varepsilon_t, \quad \phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_m L^m$$

که در آن، L نشان دهنده عملکرد وقفه است. بنابراین، با فرض این که ریشه های معادله دترمینالی حاصل از $\phi(L)$ خارج از دایره واحد باشند، داریم:

$$Z_t = [\phi(L)]^{-1} \varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \quad (6)$$

رابطه فوق را می توان به شکل زیر نیز بیان کرد:

$$Z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j T T^{-1} \varepsilon_{t-j} = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j^{(0)} \eta_{t-j} \quad (7)$$

به نوعی که $\psi_j^{(0)} = \psi_j T$ می باشد. با توجه به رابطه (۵) می توان نشان داد که ماتریس واریانس کوواریانس کوواریانس η_t یک ماتریس واحد خواهد بود:

$$E(\eta_t \eta_t') = T^{-1} E(\varepsilon_t \varepsilon_t') T^{-1} = T^{-1} \Omega T^{-1} = I$$

بنابراین کوواریانس اجزای η_t برابر با صفر و واریانس آنها مساوی با یک است. بردار تصادفی η_t را در اصطلاح مدل سازی VAR، بردار تحولات (تصادفی) متعامد شده^۵ می نامند. برخلاف ε_t ، در مورد هر کدام از اجزای η_t می توان یک متغیر مستقل از سایر اجزاء را در نظر گرفت و تأثیر چنین تغییر مستقلی را بر روی سایر متغیرهای سیستم مورد مطالعه قرار داد. بدین ترتیب پس از تخمین سیستم معادلات (۴) که به واسطه یکسان بودن متغیرهای توضیحی در تمامی معادلات، حالت خاصی از معادلات به ظاهر نامربوط^۶ (SURE) هستند و تخمین زننده حداکثر راسنمایی ضرایب آنها را می توان با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به

1. Non - Singular.

2. Lower triangular

3. Transpose.

۴. این روش تجزیه ماتریس به تجزیه چولسکی (Cholesky Decomposition) معروف است

5. Orthogonalized innovations.

6. Seemingly unrelated regression equations (SURE).

دست آورد. باقیمانده معادلات بر تخمین Ω محاسبه می شود. از اینجا می توان ماتریس T را بر اساس تخمین Ω استخراج نمود. ما در دست بردار T ، n دوره بعد متغیر z_t که مربوط به تحولات تصادفی (متعامد شده در متغیر z_t است را بیان می کند. $(OV)_{ij,n}$ ، بر اساس معادله شماره ۷، به صورت ذیل محاسبه می شود:

$$OV_{ij,n} = \frac{\sum_{s=1}^n (e_i' \Psi_s T e_j)^2}{\sum_{s=1}^n (e_i' \Psi_s \Omega \Psi_s' e_i)} \quad (9)$$

از آنجایی که ماتریس T - تغییر متغیرها در بردار Z تغییر می کند، هم تابع تحریک - پاسخ متعامد شده و هم تجزیه واریانس متعامد شده بر یکدیگر نبوده و با تغییر ترتیب متغیرهای بردار Z تغییر خواهند کرد. در واقع با متعامد کردن تحولات تصادفی، موارد اشتراک تغییرات ناشی از تحولات تصادفی به متغیری که در بردار Z بر سایرین مقدم است نسبت داده می شود. برای رفع این مشکل، نوع دیگر از تابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس که آنها را تعمیم یافته نامیده اند مورد استفاده قرار می گیرند که به صورت روابط ۱۰ و ۱۱ تعریف می شوند:

$$GI_{ij,n} = \frac{e_i' \Psi_n \Omega e_j}{(w_{ij})^{1/2}} \quad (10)$$

$$GV_{ij,n} = \frac{w_{ij}^{-1} \sum_{s=1}^n (e_i' \Psi_s \Omega e_j)^2}{\sum_{s=1}^n e_i' \Psi_s \Omega \Psi_s' e_i} \quad (11)$$

در روابط فوق، w_{ij} عبارت از عنصر z_{ij} از نظر اصلی ماتریس Ω می باشد.

تابع تحریک - پاسخ، متعامد شده برای هر کدام از متغیرها با استفاده از رابطه زیر به دست می آید (معادله شماره ۷ را در نظر بگیرید):

$$OI_{ij,n} = e_i' \Psi_n T e_j = e_i' \Psi_n^* e_j \quad (12)$$

که در رابطه فوق، e_i و e_j بردارهایی هستند که به ترتیب، عنصر z_{ij} و عنصر z_{ji} از آنها برابر با یک و بقیه عناصرشان مساوی صفر می باشد (عنصر z_{ij} و عنصر z_{ji} برابر با یک و بقیه عناصر این بردارها صفر است).

ماتریس Ψ_n نیز از روابط عطفی زیر حاصل می شود:

$$\Psi_n = \phi_1 \Psi_{n-1} + \phi_2 \Psi_{n-2} + \dots + \phi_m \Psi_{n-m}, n=1, 2, \dots$$

با در نظر گرفتن این که:

$$\Psi_0 = I \quad \Psi_n / n < 0 = 0$$

1. Generalized (impulse response function).

Generalized (forecast error variance decomposition).

2. Orthogonalized impulse response function.

بدین ترتیب $O_{ij,n}$ پاسخ متغیر λ_m به تحریک لحظه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در جزء تصادفی متعامد شده معادله مربوط به متغیر λ_m ، پس از گذشت n دوره از تحریک خواهد بود.

تابع تحریک - پاسخ متعامد شده که منعکس کننده تأثیرات متقابل ناشی از تغییرات غیر منتظره متغیرهای مختلف با یکدیگر است، از جمله مشخص کننده‌های خصوصیت پویای مدل می‌باشد. یکی دیگر از این مشخص کننده‌ها، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متعامل شده^۱ است. این مشخص کننده که نسبتی از واریانس پیش‌بینی تابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس تعمیم یافته برای اولین متغیر بردار Z ، عیناً مشابه موارد متعامد شده می‌باشند. همچنین چنانچه Ω قطری باشد، تفاوتی بین مشخص کننده‌های تعمیم یافته فوق‌الذکر، علی‌رغم این که دستخوش تغییر ترتیب متغیرهای موجود در Z قرار نمی‌گیرند، لیکن چون موارد اشتراک تغییرات ناشی از تحولات تصادفی را عیناً برای تمامی متغیرها لحاظ می‌کنند، قابل انتقاد هستند. در واقع، در حالت متعامد شده، موارد اشتراک براساس یک قاعده اختیاری ناشی از تجربه چولسکی بین متغیرهای درون‌زا توزیع می‌شوند ولی در حالت تعمیم یافته این موارد اشتراک برای تمامی متغیرها در نظر گرفته می‌شود، گویی که هر یک از متغیرها را یکبار به عنوان اولین متغیر قرار داده و مشخص کننده متعامد شده را برای آن محاسبه می‌نمایند. به هر حال، مشکل توزیع تغییرات مشترک، کماکان از مسائل بحث برانگیز در مدل‌سازی VAR می‌باشد.

همان‌گونه که پیش از این متذکر شدیم، از جمله فروض اساسی مربوط به معادله (۴)، ساکن بودن متغیرهای تصادفی موجود در Z_t و در نتیجه، ساکن بودن بردار تصادفی ε_t است. این در حالی است که بسیاری از سری‌های زمانی مربوط به متغیرهای اقتصادی، من جمله متغیرهای کلان، حالت انباشتگی^۲ دارند. حالت انباشتگی که از جمله موارد غیر ساکن بودن متغیرهای تصادفی است، سبب می‌شود که میانگین واریانس، گشتاورهای دیگر و در نتیجه، توزیع متغیر مورد نظر به تبع گذشت زمان تغییر کند.

برای مثال، در بسیاری از موارد می‌بینیم که در هر دوره به طور متوسط به میزان مشخصی بر ارزش متغیر در دوره قبل افزوده می‌شود. به عبارت دیگر، هر چند دقیقاً معلوم نیست که میزان این افزایش تصادفی چقدر است، لیکن میانگین آن مقدار ثابتی می‌باشد. مثلاً، در مورد متغیر Q_t داریم:

$$Q_t - Q_{t-1} = q + v_t \rightarrow \Delta Q_t = q + v_t$$

که در رابطه فوق، q یک مقدار ثابت (میانگین افزایش) و v_t یک متغیر تصادفی ساکن می‌باشد و Δ نیز عملگر تفاضل اول است. با فرض این که $v_t, q > 0$ متغیر تصادفی ساکن با امید ریاضی صفر و واریانس $\delta^2 v$ باشد، می‌نویسیم:

$$Q_t = Q_0 + qt + \sum_{i=1}^t v_i$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، امید ریاضی و واریانس Q_t ثابت نبوده و با تحول زمان تغییر می‌کنند.

حتی اگر $q=0$ باشد، باز هم متغیر تصادفی Q_t ، ساکن نخواهد بود:

$$Q_t - Q_{t-1} = \Delta Q_t = v_t \rightarrow Q_t = Q_0 + \sum_{i=1}^t v_i$$

در این مورد، هر چند امید ریاضی Q_t برابر با Q_0 و ثابت است، لیکن واریانس آن با گذشت زمان افزایش می‌یابد.

1. Orthogonalized forecast error variance decomposition.

2. Integration

ملاحظه شد که $I(0)$ در هر دو حالت فوق، غیر ساکن می باشد. لیکن تفاضل اول آن ساکن است.

چنین متغیری را نداشته از درجه اول می گویند و با $I(1)$ احاطش می دهند:

$$Q_t \approx I(1)$$

اگر برای ساکن شدن یک متغیر، لازم باشد که دوبار از آن تفاضل گیری شود، متغیر مزبور انباشته از درجه دوم $I(2)$ است و به همین ترتیب، برای ساکن کردن یک متغیر $I(K)$ باید K بار از آن تفاضل گیری به عمل آید. متغیر ساکن را نیز $I(0)$ نشان می دهند. چون درجه انباشتگی آن برابر با صفر است.

در همه تجربه و تحویل همستگی، ممکن است صرفاً به سبب وجود حالت انباشتگی مشابه در دو متغیر، به لحاظ آماری همستگی قابل توجهی بین آن دو مشاهده شود و در عین حال که هیچ گونه رابطه قانونمندی بین آنها وجود نداشته باشد. وجود انباشتگی در متغیرهای توضیحی و تابع یک معادله رگرسیونی، علاوه بر این که می تواند به معنی عدم ساکن بودن جزء تصادفی و نقض یکی از فروض اساسی باشد، به سبب وجود همستگی کاذب به نتایج گمراه کننده ای می انجامد. این مشکل را در اصطلاح، «مسئله رگرسیون های نادرست»^۱ می خوانند.

یکی از راه های مقابله با مشکلات ناشی از انباشتگی در متغیرها، کار کردن با متغیرهای تبدیل شده از طریق تفاضل گیری است. برای مثال، چنانچه نحزای بردار Z_t در معادله شماره ۴، $I(1)$ باشند، می توان به جای متغیرهای صسی از تفاضل اول آنها استفاده کرد. البته این روش همواره، بهترین راه حل نیست. در بسیاری از موارد ملاحظه می شود که ترکیب های خطی چند متغیر $I(1)$ ، ساکن می باشند. در این صورت، متغیرهای مزبور را متغیرهای هم انباشته از درجه ۱ می نامند و آنها را با $I(1)$ و $CI(1)$ می نامند. در چنین شرایطی، مثلاً هنگامی که متغیرهای مدل $I(1)$ و هم انباشته باشند، استفاده از تفاضل متغیرها برای تخمین رابطه ۴، به معنی چشم پوشی از اطلاعات با ارزش مربوط به هم انباشتگی متغیرهاست. روش جوهانسون^۲ راه حل مناسب تری برای کاربرد مدل VAR با استفاده از کلیه اطلاعات موجود تخمین زده می شود.

در روش جوهانسون، ابتدا معادله شماره ۴ با کمک تبدیل هم انباشتگی^۳ به صورت زیر نوشته می شود:

$$\Delta Z_t = YZ_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \theta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

که در آن داریم:

$$\theta_i = \sum_{j=i+1}^m \phi_j \quad Y = \left(\sum_{j=1}^m \phi_j \right) - I$$

اگر بردار متغیرهای Z_t انباشته از درجه اول $I(1)$ باشند، ΔZ_t ساکن و $I(0)$ خواهد بود. بنابراین فقط به ازای $Y=0$ یا هم انباشته بودن اعضا Z_t و این که ماتریس Y مرتبط با ضرایب بردارهای هم انباشتگی بین اعضا Z_t بوده و در نتیجه داشته باشیم: $YZ_{t-1} \sim I(0)$ ، بردار تصادفی ε_t ساکن خواهد بود.^۵ چنانچه هیچ

1. Spurious regressions.

2. Cointegrated.

3. Johansen method.

4. Johansen method.

۵. شاید ذکر است که ترکیب خطی چندین متغیر $I(0)$ ، متغیری $I(0)$ است، مگر این که متغیرهای مزبور هم انباشته باشند که در آن صورت ترکیب هم انباشتگی آنها $I(0)$ می باشد.

بردار هم انباشتگی بین اعضاء Z_t موجود نباشد، بهترین روش همانا تخمین معادله (۴) با استفاده از تفاضل اول بردار Z_t و مقادیر تأخیری آن خواهد بود. اینکار به معنی استفاده از معادله (۱۲) با در نظر گرفتن $Y=0$ می باشد.

هنگامی که اعضاء Z_t هم انباشته هستند، بین 1 الی P رابطه هم انباشتگی مستقل می توانند در قالب ماتریس Y تظاهر یابند (P عبارت از بعد ماتریس Y و برابر با تعداد متغیرهای درونزا، یعنی تعداد اجزای Z_t است). اگر رتبه^۱ ماتریس Y کامل و برابر با P باشد، رابطه مستقل هم انباشتگی و معکوس پذیر بودن ماتریس Y (به خاطر این که دارای رتبه کم است) برقرار است. و چنانچه YZ_t را ε_t بنامیم خواهیم داشت:

$$YZ_t = \varepsilon_t \sim I(0) \Rightarrow Z_t Y^{-1} \varepsilon_t \sim I(0)$$

یعنی، Z_t یک بردار ساکن و دارای درجه انباشتگی صفر، $I(0)$ می باشد. قبلاً فرض کرده بودیم که $Z_t \sim I(1)$ است و این یک تناقض خواهد بود. پس ملاحظه شد که تنها در صورتی که اعضاء بردار Z_t ساکن باشند، امکان وجود P رابطه هم انباشتگی و رتبه کامل برای ماتریس Y وجود دارد.

چنانچه همانگونه که فرض شد، $Z_t \sim I(1)$ و اعضای آن هم انباشته باشند، فارغ از این که چند رابطه مستقل هم انباشتگی (کمتر از P رابطه) بین اعضاء Z_t وجود داشته باشد، رتبه^۲ Y کوچکتر از P خواهد بود:

$$\text{rank}(y) = r \quad ; \quad p > r > 0$$

رتبه^۳ ماتریس Y ، یعنی r ، بیانگر تعداد بردارهای هم انباشتگی مستقل بین اعضاء Z_t است. در این حالت، Y را می توان به صورت زیر تجزیه کرد:

$$Y = \alpha\beta' \quad (13)$$

در رابطه فوق ماتریس های α و β دارای بعد $(p \times r)$ می باشند. چنانچه از (۱۳) در (۱۲) جایگزین کنیم، خواهیم داشت:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{m-1} \theta_i Z_{t-i} + \alpha\beta' Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

معادله فوق که دارای شکل تصحیح خطا^۴ می باشد را در اصطلاح «مدل هم انباشته VAR»^۵ یا «مدل تصحیح خطای برداری VECM»^۶ می نامند. در رابطه (۱۴)، $\beta' Z_{t-1}$ بیانگر r انحراف ساکن از روابط بلند مدت تعادلی که توسط r بردار هم انباشتگی تعریف می شوند، هستند و α ماتریس تعدیل می باشد. ماتریس تعدیل نشان دهنده وجود سازوکار باز خور^۷ منفی است که هرگاه متغیری از روابط تعادلی بلند مدت انحراف حاصل می کند، سبب تعدیل متغیر در جهت عکس انحراف و در نتیجه، اصلاح انحراف خواهد شد. در آقع به همین دلیل، این شکل خاص را تصحیح خطا می نامند.

تخمین مدل هم انباشته VAR، به صورت تخمین مقید معادله (۱۲) با توجه به قید مطرح شده در رابطه (۱۳) و با استفاده از روش حداکثر راستنمایی^۸ انجام می شود روش جوهانسون در قالب همین فرایند

1. rank.
2. Error Correction.
3. Cointegrated VAR.
4. Vector error correction model (VECM)
5. Feedback.
6. Maximum Likelihood

تخمین، آزمون بررسی وجود و تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مستقل را نیز ارائه می‌کند. در این روش ابتدا تابع راستنمایی عددی بر اساس بردارهای باقیمانده^۱ دو سیستم AR معمولی که ΔZ_t را بر مجموعه متغیرهای توضیحی به صورت $\{\Delta Z_{t-1}, \dots, \Delta Z_{t-m}\}$ و Z_{t-1} را بر همان مجموعه متغیرهای توضیحی برآزش^۲ می‌نمایند. بازنویسی می‌شود. سپس، تخمین زننده حداکثر راستنمایی ماتریس واریانس - کوواریانس Σ (یعنی ماتریس Ω) نیز مشخص و در تابع حداکثر راستنمایی جایگزین می‌شود تا این تابع به صورت متمرکز^۳ درآید.

منطق روش آزمون و تخمین جوهانسون، حداکثر کردن تابع متمرکز راستنمایی به گونه‌ای است که رابطه (۱۳) تأمین شده و ماتریس β در برگیرنده ضرایب تعداد مناسب از بردارهای هم‌انباشتگی باشد. این امر با ایده گرفتن از خاصیت «فره متعارفی»^۴ انجام می‌شود. اگر دو بردار باقیمانده‌های حاصل از سیستم‌های VAR معمولی فوق‌الذکر را در نظر بگیریم، با تبدیل متعارفی می‌توان به ازای هر یک از بردارها، یک بردار حاصل از ترکیبات خطی مستقل اعصابش به دست آوریم به نوعی که اعضای نظیر این دو بردار تبدیل شده، حداکثر همبستگی خطی را با یکدیگر داشته باشند. این امر لازمه حداکثر شدن تابع متمرکز راستنمایی برای ارزش فرضی r (تعداد بردارهای هم‌انباشتگی) است.

اساس آزمون‌های «نسبت راستنمایی»^۵ که برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی در روش جوهانسون مورد استفاده قرار می‌گیرند بر پذیرش یک بردار هم‌انباشتگی اضافی، در صورتی که اینکار منجر به افزایش معنی‌دار در تابع متمرکز راستنمایی شود استوار است. از این طریق ارزش بهینه^۶ r به دست خواهد آمد و بردارهای ضرایب هم‌انباشتگی تشکیل دهنده ماتریس β معین می‌شوند. با تخمین β تخمین حداکثر راستنمایی سایر پارامترها نیز قابل محاسبه هستند.

پس از تخمین مدل هم‌انباشته VAR و با در اختیار داشتن تخمین ماتریس Ω ، می‌توان تابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس را هم به صورت متعامد شده و هم شکل تعمیم یافته به دست آورد. بدین منظور ابتدا معادله شماره ۱۲ به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$Z_t = Z_0 + C(1) \cdot \sum_{i=0}^t C^*(L)(\varepsilon_t - h_0) \quad (15)$$

در معادله فوق، Z_0 و h_0 پارامترهای مشخص می‌باشند و $C^*(L)$ عبارت است از

$$C^{(0)}(L) = \sum_{i=0}^0 C^{(0)} L^i$$

یادآور می‌شویم که L عملگر وقفه است. ارزش‌های $C_i^{(0)}$ به صورت عطفی از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$C_i^* = C_{i-1} \cdot \delta_1 + \dots + C_{i-m}^* \cdot \delta_m$$

به‌طوری‌که داریم:

$$C_0^* = I_p - C(1) : C_i^*/i < 0 = 0 : YC(1) = 0 = C(1)Y$$

1. Residual.

2. Regress.

3. Concentrated (likelihood)

4. Canonical form.

5. Likelihood ratio

۶ برای کسب اطلاع از حریجات بیشتر، می‌توانید به (Johansen 1988-1991) یا به عنوان یک متن آموزشی بسیار عالی به فصل ۲۰ اثر (Hamilton 1994) مراجعه فرمایید.

و همچنین داریم:

$$\delta_1 = I_p - Y + \theta_1; \delta_i = \theta_i - \theta_{i-1}; (i=2,3,\dots,m-1); \delta_m = -\theta_{m-1}$$

اگر حاصل جمع $C_1^0 + C_1^1 A_1$ بنامیم، خواهیم داشت:

$$A_i = A_{i-1} \delta_1 + \dots + A_{i-m} \delta_m$$

$$A_0 = I_p; A_i / i < 0 = 0$$

به طوری که:

در این صورت فرمول‌های محاسباتی تابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس متعادل شده و همچنین تعمیم یافته مشابه مدل VAR معمولی، یعنی (۸)، (۹)، (۱۰) و (۱۱) خواهد بود. با این تفاوت که A_n جایگزین Ψ_n می‌شود.^۱

۳- داده‌های آماری و بررسی درجه انباشتگی متغیرها (آزمون ریشه‌های واحد)

همان‌گونه که در مقدمه بحث اشاره شد، در این بررسی تأثیر مخارج دولت در تأمین اجتماعی و همچنین مجموع دیگر هزینه‌های دولت بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به مصرف را مورد مطالعه مقایسه‌ای تجربی قرار می‌دهیم. اطلاعات آماری مربوط به مخارج تأمین اجتماعی و بهزیستی و کل هزینه‌های دولت از مجموعه آمار دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه استخراج شده است. از تفاوت کل هزینه‌های دولت و مخارج تأمین اجتماعی و بهزیستی مجموع هزینه‌های دیگر دولت محاسبه شد. هزینه تأمین اجتماعی و سایر هزینه‌های دولت را توسط شاخص قیمت مصرف کننده نسبت به تغییرات قیمت تعدیل و به قیمت ثابت ۱۳۶۱ تبدیل نمودیم. پس از تبدیل لگاریتمی این دو متغیر، لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی به قیمت ثابت را LRGTSSEC و لگاریتم سایر هزینه‌های دولت به قیمت ثابت را LRGTOTHR نام نهادیم.

تولید ناخالص داخلی غیرنفتی را به صورت تفاوت تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار و ارزش افزوده بخش نفت به قیمت ثابت ۱۳۶۱ محاسبه کرده و لگاریتم آن را LRGDPNO نامیدیم. جانشین^۲ میل متوسط به مصرف از نسبت مصرف خصوصی به تولید ناخالص غیرنفتی و برحسب قیمت ثابت ۱۳۶۱ به دست آمد. لگاریتم این متغیر را LAPC می‌نامیم. نرخ تورم به شکل تفاضل لگاریتمی شاخص قیمت مصرف کننده محاسبه شده و با نام DLCPI نمایش داده می‌شود. داده‌های آماری مورد نیاز برای محاسبه به این متغیرها را نیز از همان منبع فوق‌الذکر استخراج کرده‌ایم.

سری زمانی جمعیت شاغل را از ضمیمه آماری «بهرامی، ۱۳۷۷» به دست آوردیم.

این سری زمانی در واقع اصلاح شده اطلاعات مندرج در جزوات مختلف نشریه حساب‌های ملی بانک مرکزی است به گونه‌ای که با نتایج حاصل از سرشماری ۱۳۷۵ مرکز آمار هماهنگی دارد. می‌دانیم که اطلاعات جمعیتی از نتایج اصلی سرشماری‌های عمومی می‌باشند که توسط مرکز آمار اجرا و نتایج آن منتشر می‌شود. از طرفی، بانک مرکزی با ارائه اطلاعات اساسی جمعیتی در فواصل سرشماری‌ها، سری زمانی این داده‌ها را ایجاد کرده بود. با مشخص شدن نتایج سرشماری ۱۳۷۵ معلوم شد که اطلاعات جمعیتی قبلی بانک مرکزی بیش از واقع برآورده شده است. در منبع فوق‌الذکر، با فرض این که تفاوت موجود در آمار

۱. شایان ذکر است که در محاسبه این ضمیمه، برای سادگی بیشتر از وارد کردن عرصه ابتدای متغیر روند و متغیرهای برون‌زایه معادلات اولیه خودداری شد و روند این مورد تحت تعبیرات اساسی در این مباحث بهر حد شد

اشتغال شبکه تراکه خط‌های کوچک تر طی سال‌های ۱۳۵۶-۱۳۷۵ می‌باشد. خطای تقریبی مربوط به سال ۱۳۷۵ به شکل موروسی بین سال‌های بعد و سرشماری ۱۳۵۵ توریع می‌شود تا در دست داشتن آمار اشتغال. نرخ رشد آن را به صورت تعاضل لگاریتمی محاسبه کردیم. نرخ رشد مزبور DLL نامیده شده است.

علاوه بر شش متغیر اصلی فوق‌الذکر (LAPC، DLCPI، DLL، LRGTTSEC، LRGTTOTHR)، صادرات نفت بر حسب دلار نیز به عنوان یک متغیر برون‌زای مهم در بررسی‌های آتی، مورد استفاده قرار گرفته است. آمار مربوطه از جدول تواز پرداخت‌های جزوات «گزارش اقتصادی و توازن‌نامه» بانک مرکزی در سال‌های مختلف و برخی شماره‌های «سالنامه آماری» مرکز آمار ایران (برای سال‌های قبل از ۱۳۵۴) استخراج شده است. رشد صادرات نفت را نیز به صورت تفاضل لگاریتمی محاسبه کرده و با DLXO نمایش می‌دهیم.

محدودیت اطلاعاتی صبی در این بررسی مربوط به مخارج تأمین اجتماعی و بهداشتی دولت می‌باشد. اطلاعات آماری این متغیر صرفاً برای سال‌های ۱۳۵۰ الی ۱۳۷۴ در دسترس است. بدین ترتیب در مطالعات تجربی آتی با محدودیت جدی آماری مواجه هستیم. تعداد ۲۵ مشاهده برای تجزیه و تحلیل VAR با تعداد متغیر مورد نظر، بسیار کم است. لیکن به هر حال این بلندترین سری زمانی در دسترس می‌باشد. بدون تردید این نقیصه، بالاخص در انتخاب تعداد وقفه‌های مورد استفاده متغیرها مانع مهمی خواهد بود و لذا از این نظر باید با نتایج حاصل از این بررسی با احتیاط برخورد شود.

قبل از این که به تصریح و تخمین مدل کلان VAR بپردازیم، باید کنبه متغیرهای مورد نظر را به لحاظ درجه انباشتگی مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. بدین منظور از آزمون ADF^۲ استفاده می‌کنیم. این آزمون در ساده‌ترین حالت، از معادله رگرسیون زیر برای تعیین درجه انباشتگی متغیر فرضی Q_t استفاده می‌کند:

$$\Delta Q_t = bQ_{t-1} + v_t$$

که در آن، متغیر تصادفی v_t ساکن می‌باشد. چنانچه $b=0$ باشد، معلوم می‌شود که Q_t با یک بار تفاضل‌گیری ساکن شده است و بنابراین (۱) خواهد بود. اگر $-2 < b < 0$ قرار بگیرد، خواهیم داشت:

$$Q_t = (1+b)Q_{t-1} + v_t, \quad |1+b| < 1$$

در این حالت، Q_t را یک فرایند خود همبسته^۳ از درجه اول AR(1) می‌نامند. هنگامی که قدر مطلق ضریب Q_{t-1} کوچکتر از یک است، ثابت می‌شود که فرایند مزبور ساکن می‌باشد. بالعکس، وقتی $b > 0$ یا $b \leq -2$ باشد، قدر مطلق $(1+b)$ بزرگ‌تر از یک بوده و فرایند AR(1) غیر ساکن خواهد بود.

بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که آزمون ADF در واقع آزمون فرضیه $b=0$ در برابر $b < 0$ است. حالت اول (فرضیه صفر) مبین (۱) بودن متغیر مورد نظر و حالت دوم (فرضیه آلترناتیو) بیانگر ساکن بودن آن خواهد بود. چون در حالت فرضیه صفر، رگرسیون فوق‌الذکر یک متغیر ساکن را بر روی یک متغیر غیر ساکن برازش می‌کند، فرض ساکن بودن v_t زیر سؤال رفته و آمادۀ محاسبه شده دارای توزیع t نخواهد بود. به این علت، جدول اصلاح شده مقادیر بحرانی برای آزمون ADF تهیه شده است که باید آمارۀ t محاسبه شده را با ارزش‌های حاصل از جدول اصلاح شده مقایسه کرد.

برای مواردی که میانگین متغیر Q_t نیز در طول زمان تغییر می‌کند، معادله رگرسیونی مورد استفاده آزمون ADF دارای عرض از مبدأ و به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta Q_t = a + bQ_{t-1} + v_t$$

۱. برای کسب اطلاع بیشتر از جریات روش اصلاح سری زمانی اشتغال به صفحات ۸۲ الی ۸۵ بهرامی، ۱۳۷۷، مراجعه فرمایید.

۲. Augmented Dickey-Fuller (ADF) test.

۳. Autoregressive process

اگرچه در این حالت، جدول اصلاح شده دیگری مورد استفاده قرار می‌گیرد، اما منطبق و روش آزمون ADF تفاوتی با مورد قبل نخواهد داشت (همچنین برای تشخیص صورت‌های دیگر غیر ساکن بودن، گاهی متغیر روند نیز به معادله آزمون اضافه می‌شود)

از آنجایی که این آزمون در برابر وجود خود همبستگی V_t حساس است، پیشنهاد شده است که برای رفع این مشکل، به تعداد کافی مقادیر تأخیری ΔQ نیز در معادله آزمون وارد شود. البته تعداد این متغیرهای اضافی باید با تعداد مشاهدات تناسب داشته باشد. با افزودن مقادیر تأخیری ΔQ ، تابع آزمون به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta Q_t = a + bQ_{t-1} + \sum_{i=1}^g \Delta Q_{t-i} + V_t$$

شایان ذکر است که چنانچه فرضیه ساکن بودن متغیر مورد آزمون رد شود، این به معنی (۱) بودن متغیر مزبور نیست. اگر علاوه بر آن، فرضیه ساکن بودن تفاضل اول آن متغیر را نتوان رد کرد، می‌شود حکم به $I(1)$ بودن متغیر مورد آزمون داد. در غیر این صورت تفاضل دوم و سوم و... را مورد آزمون ساکن بودن قرار می‌دهند تا درجه انباشتگی متغیر مشخص شود البته، اغلب متغیرهای انباشته اقتصادی از درجه اول (و حداکثر از درجه دوم) هستند.

جدول شماره ۱-۴-۱- نتیجه آزمون ADF را برای متغیرهای مورد استفاده در مدل کلان VAR و همچنین تفاضل اول آن متغیرها ارائه می‌نماید. در کلیه معادلات آزمون، عرض از مبدأ وارد شده است. بخش بالایی جدول به آزمون‌های مربوط به شکل عادی متغیرها و بخش پایینی آن به آزمون‌های انجام شده بر روی تفاضل اول متغیرهای مورد نظر اختصاص دارد. سه نوع مختلف از معادلات آزمون را مورد استفاده قرار داده‌ایم. که نتایج مزبور به هر یک از آنها در ستون جداگانه (ستون‌های دوم، سوم و چهارم از سمت چپ) سازمان یافته‌اند. در نوع اول تابع آزمون (ستون دوم) وقفه اول و دوم تفاضل متغیر مورد نظر نیز وارد شده است. نوع دوم تابع آزمون (ستون سوم) تنها در برگیرنده وقفه اول تفاضل متغیر تحت بررسی بوده و نوع سوم فاقد وقفه‌های متغیر مورد مطالعه می‌باشد.

جدول ۱-۱-۴- نتایج آزمون ADF برای تعیین غیرساکن بودن متغیرها

متغیرها	معادله آزمون با دو وقفه تفاضل متغیر	معادله آزمون با یک وقفه تفاضل متغیر	معادله آزمون بدون وقفه تفاضل متغیر
شکل عادی متغیرهای مدل			
LRGTOTHR	-۲.۰۴	-۱.۸۱	-۱/۱۹
LRGTSEC	-۱.۴۳	-۱.۴۰	-۱.۴۰
LRGDPNO	-۱.۷۹	-۱.۹۴	-۲.۱۷
DLL	-۱.۶۹	-۱.۵۳	-۲.۳۹
DLCPI	-۰.۷۷	-۱.۸۹	-۱.۴۳
LAPC	-۱.۳۵	-۱.۵۴	-۲.۱۴
LXO	-۲.۵۱	-۲.۴۱	-۲.۸۲*
متغیرهای مدل به صورت تفاضل اول			
$\Delta(LRGTOTHR)$	-۲.۶۴**	-۳.۴۹***	-۴.۴۶***
$\Delta(LRGTSEC)$	-۴.۰۶***	-۴.۵۴***	-۵.۹۹***
$\Delta(LRGDPNO)$	-۲.۹۰*	-۲.۷۹*	-۲.۶۱
$\Delta(DLL)$	-۲.۲۸	-۳.۵۷**	-۷.۵۳***
$\Delta(DLCPI)$	-۲.۹۰*	-۴.۷۱***	-۴.۲۰***
$\Delta(LAPC)$	-۶.۰۳***	-۴.۵۸***	-۶.۵۹***
$\Delta(LXO)$	-۳.۶۲***	-۴.۸۴***	-۶.۳۷***

تذکره: ارزش‌های بحرانی ADF-۱ در سطح ۱۰ درصد برابر با ۲.۶۴-، در سطح ۵ درصد برابر با ۳.۰۱- و در سطح ۱ درصد برابر با ۳.۷۸- می‌باشند که در جدول فوق، علائم **، * و *** به ترتیب بیانگر رد فرضیه عدم ساکن بودن در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد هستند.

این جدول در برگرفته آماری محاسبه شده برای حالت‌های مختلف است و همان‌گونه که در ذیل جدول مزبور توضیح داده شده است، موارد رد فرضیه عدم ساکن بودن در سطوح احتمال ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد به ترتیب با علامت **، * و *** مشخص شده‌اند. همان‌گونه که از نتایج مندرج در جدول ۱-۱-۴ استنباط می‌شود، کلیه متغیرهای مدل (لگاریتم سایر مخارج دولت به قیمت ثابت، لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی و بهزیستی به قیمت ثابت، لگاریتم تولید ناخالص داخلی غیرنفتی به قیمت ثابت بازار، رشد اشتغال، تورم، لگاریتم میل متوسط به مصرف و لگاریتم صادرات دلاری نفت) از درجه اول انباشتگی (۱) می‌باشند. زیرا اولاً نمی‌توان غیرساکن بودن آنها را با اطمینان رد کرد و ثانیاً غیرساکن بودن تفاضل اول آنها با اطمینان رد می‌شود. شایان ذکر است که علی‌رغم ورود عرض از مبدأ به توابع آزمون، نتایج یاد شده در بالا الزاماً به معنی عدم ثابت بودن میانگین متغیرهای مزبور نمی‌باشد. چنانچه عرض از مبدأ در تابع آزمون فاقد معنی داری آماری باشد، نتایج فوق تنها افزایش واریانس در طول زمان را مشخص خواهند کرد.

با توجه به مراتب بالا معلوم می‌شود که در هنگام تصریح مدل VAR در قسمت بعدی باید معادلات را برحسب تفاضل اول متغیرها تنظیم کنیم، مگر این که مشخص شود که بین متغیرهای درون‌زای مدل، روابط هم‌انباشتگی وجود دارد. در حالت اخیر، استفاده از فرم VECM در قالب مدل کلان هم‌انباشته VAR بر مدل ساده VAR مرجع خواهد بود. در این راستا آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون وجود و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای درون‌زای (۱) را مشخص خواهد کرد.

قبل از این که به مسئله تصریح و تخمین مدل کلان بپردازیم، بد نیست نگاهی گذرا بر مشخص کننده های ساده توصیفی متغیرهای مورد بررسی، بالاخص همبستگی خطی^۱ بین آنها بیافکنیم. اگرچه اکتفا بر تحلیل همبستگی خطی به واسطه غفلت از روابط غیرخطی، پویایی ارتباط بین متغیرها و همچنین عدم توجه به همبستگی های جزئی^۲ در درون گروه های بیش از دو متغیر و نیز بی توجهی به جهت اثرگذاری متغیرها بر یکدیگر، تحلیل گر را در معرض ارتکاب اشتباهات جدی قرار می دهد، لیکن همین مشخص کننده های ساده گاهی اطلاعاتی اندیشمند، هر چند خام و تصفیه نشده، را در خود نهفته دارند.

در واقع روش های پیچیده تر تحلیل تجربی به دنبال استخراج و پالایش همین اطلاعات ارزشمند موجود در داده های آماری و مشخص کننده های ساده آنها می باشند.

جدول ۱-۲-۴، میانگین، انحراف معیار و ماتریس همبستگی خطی متغیرهای مدل و تفاضل اول آنها را در قالب دو بخش بالا و پایینی خود ارائه می کند.

جدول ۱-۲-۴- مشخصه های توصیفی متغیرهای مدل (۱۳۷۴-۱۳۵۱)

شکل عادی متغیرهای مدل	LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGDPNO	DLL	DLCPI	LAPC	LXO
میانگین	۷/۸۶	۴/۶۲	۹/۱۰	۰/۰۲	۰/۱۷	-۰/۴۰	۹/۵۵
انحراف معیار	۰/۴۱	۰/۵۸	۰/۲۵	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۴۵
همبستگی خطی بادیگر متغیرها							
LRGTOTHR	۱						
LRGTSEC	-۰/۰۷	۱					
LRGDPNO	-۰/۱۱	۰/۹۲	۱				
DLL	۰/۰۹	-۰/۰۹	-۰/۰۵	۱			
DLCPI	-۰/۰۴	۰/۴۶	۰/۵۴	۰/۲۴	۱		
LAPC	-۰/۳۰	۰/۸۳	۰/۷۷	۰/۰۹	۰/۳۳	۱	
LXO	۰/۵۴	۰/۴۲	۰/۴۰	-۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۳۱	۱
متغیرهای مدل به صورت تفاضل اول	$\Delta(LRGTOTHR)$	$\Delta(LRGTSEC)$	$\Delta(LRGDPNO)$	$\Delta(DLL)$	$\Delta(DLCPI)$	$\Delta(LAPC)$	$\Delta(LXO)$
میانگین	۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۷
انحراف معیار	۰/۲۱	۰/۲۵	۰/۰۷	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۴۵
همبستگی خطی بادیگر متغیرها							
$\Delta(LRGTOTHR)$	۱						
$\Delta(LRGTSEC)$	۰/۶۱	۱					
$\Delta(LRGDPNO)$	۰/۵۰	۰/۱۹	۱				
$\Delta(DLL)$	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۰۴	۱			
$\Delta(DLCPI)$	-۰/۰۴	-۰/۲۵	-۰/۱۱	۰/۱۰	۱		
$\Delta(LAPC)$	۰/۱۹	۰/۴۷	-۰/۳۱	-۰/۳۱	-۰/۳۶	۱	
$\Delta(LXO)$	۰/۴۶	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۱۱	-۰/۱۳	۰/۲۳	۱

1. Correlation.

2. Partial Correlations.

قبل از این که ضابطی درباره هم انباشتگی احتمالی متغیرها در دست باشد، با توجه به (1) I بودن متغیرهای مزبور، به نظر می رسد که ماتریس همبستگی خطی بین تفاضل متغیرها (بخش پایینی جدول) اعتبار بیشتری داشته باشد. اگرچه با تفاضل گیری امکان درک ارتباط بلندمدت متغیرها تضعیف می شود، ولی متقابلاً خطر برخورد با همبستگی های کاذب نیز کاهش می یابد. مقایسه همبستگی بین نگاریم سایر مخارج و نگاریم مخارج تأمین اجتماعی دولت و سایر متغیرها (ستون های دوم و سوم از سمت چپ در بخش بالایی جدول) با همین موارد به بیان تفاضل اول (همان ستون ها در بخش پایینی) نشان می دهد که نتایج حاصل از تفاضل متغیرها قابل قبول تر هستند. البته، همبستگی منفی و ضعیف تفاضل دیگر مخارج دولت و بالاخص همبستگی منفی و به نسبت قابل توجه تفاضل مخارج تأمین اجتماعی و بهزیستی با تفاضل تورم جای تعمق بیشتری دارد. به غیر از این مورد، ستون های دوم و سوم (از چپ) بخش پایینی جدول حاکی از همبستگی مثبت قوی تر سایر مخارج دولت (نسبت به مخارج تأمین اجتماعی) با تولید غیر نفتی و همبستگی مثبت قوی تر مخارج تأمین اجتماعی (نسبت به سایر مخارج دولت) با میل متوسط به مصرف می باشند. حتی شاید بتوان رابطه همبستگی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت با تورم را به این صورت تعبیر کرد که نتایج مندرج در جدول ۱-۲-۴ حاکی از تورم زایی ضعیف تر مخارج تأمین اجتماعی است. این نتایج هماهنگی نسبی با انتظارات نظری دارند، لیکن نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل همبستگی ساده شکنده تر از آن است که بخواهیم منحصر بر آنها تکیه نماییم.

۴- تصریح و تخمین مدل هم انباشته VAR

با توجه به نتایج حاصل از آزمون ریشه های واحد ADF می دانیم که متغیرهای مورد بررسی ما (1) I هستند. بنابراین، استفاده از این متغیرها بدون این که با تفاضل آنها رابه I(O) تبدیل کنیم، مشکل آفرین خواهد بود. از طرفی از قسمت ۲ به خاطر داریم که چنانچه یک یا چند رابطه هم انباشتگی بین این متغیرها وجود داشته باشد، استفاده از فرایند تصحیح خطای برداری روش مناسبی برای مدل سازی VAR به صورت هم انباشته خواهد بود.

آزمون هم انباشتگی جوهانسون، زمینه ساز تصریح صحیح مدل VAR می باشد. همان گونه که در قسمت ۲ گزارش اشاره شد، مدل تصحیح خطای برداری VECM می تواند در برگرنده متغیرهای برون زای I(O) و عرض از مبدأ نیز باشد. با توجه به برون زای بودن صادرات دلاری نفت و اهمیت ویژه این متغیر در اقتصاد ایران، لازم است که بین متغیر را در تصریح مدل وارد نماییم. در ضمن، هم در مدل VECM و هم در بردارهای هم انباشتگی احتمالی، پارامتر عرض از مبدأ را در نظر می گیریم. با این توضیحات، معادله ۱۲ را به صورت زیر بازنویسی می کنیم:

$$\Delta Z_t = \lambda_0 + \gamma Z_{t-1} + \theta_1 \Delta Z_{t-1} + \omega W_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

همان طور که ملاحظه می شود، در معادله فوق، λ_0 که همان پارامتر عرض از مبدأ است و W_t که بردار متغیرهای برون زای I(O) بوده و ماتریس ضرایب این متغیرها، یعنی ω به معادله ۱۲ افزوده شده اند. علاوه بر این، به علت محدودیت تعداد مشاهدات آماری که در قسمت ۳ به آن اشاره کردیم، امکان انتخاب آزادانه تعداد وقفه های ΔZ در این مطالعه وجود ندارد و ما به ناچار تعداد وقفه را برابر با ۱ در نظر گرفته و صرفاً ΔZ_{t-1} را در سمت چپ سیستم شماره ۱۶ قرار می دهیم.

اجزاء بردار Z_t و بردار برونزای W_t به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$Z_t = [LRGTOTHR_t \text{ } LRGTSEC_t \text{ } LRGDNO_t \text{ } DLL_t \text{ } DLCPI_t \text{ } LAPC_t]'$$

بنابراین تفاضل اول بردار مزبور عبارت است از:

$$\Delta Z_t = [\Delta(LRGTOTHR_t) \text{ } \Delta(LRGTSEC_t) \text{ } \Delta(LRGDPNO_t) \text{ } \Delta(DLL_t) \text{ } \Delta(DLCPI_t) \text{ } \Delta(LAPC_t)]'$$

در بردارهای فوق $LRGTOTHR_t$ بیانگر لگاریتم سایر مخارج دولت به قیمت ثابت، $LRGTSEC_t$ لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی به قیمت ثابت، $LRGDNO_t$ لگاریتم تولید ناخالص غیر نفتی به قیمت ثابت، DLL_t رشد اشتغال، $DLCPI_t$ تورم و $LAPC_t$ لگاریتم جانشین میل متوسط به پس‌انداز می‌باشند و اندیس t نیز بیانگر زمان t است. همچنین داریم:

$$W_t = [\Delta(LXO_{t-1}) \Delta(LXO_{t-2})]'$$

یعنی، رشد صادرات دلاری نفت در سال قبل $\Delta(LXO_{t-1})$ و دو سال قبل $\Delta(LXO_{t-2})$ بردار متغیرهای برونزای $I(O)$ را تشکیل می‌دهند.

جدول ۳-۱-۴، خروجی آزمون جوهانسون براساس سیستم شماره ۱۶ را نشان می‌دهد:

در این خروجی $DLXO(-1)$ ، $DLXO(-2)$ بیانگر $\Delta(LXO_{t-1})$ و $\Delta(LXO_{t-2})$ می‌باشند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، اگرچه این آزمون در سطح ۵ درصد دلالت بر وجود سه بردار هم‌انباشته بین زیرمجموعه متغیرهای برونزای مدل دارد ولی در سطح ۱ درصد، تنها وجود دو بردار هم‌انباشته مورد پذیرش قرار می‌گیرد. ما تصریح مدل را براساس وجود دو بردار هم‌انباشته انجام می‌دهیم.^۱

نتیجه تخمین مدل هم‌انباشته VAR با دو بردار هم‌انباشته در جدول ۴-۱-۴ مشاهده می‌شود. دو ستون اعدادی که در بخش فوقانی این جدول آمده است، ضرایب دو بردار نرمالیزه هم‌انباشته بین متغیرهای برونزای مدل هستند. این ترکیبات خطی از متغیرهای برونزا، ساکن $I(O)$ می‌باشند. متغیرهایی که در بخش میانی جدول با نام $CointEq1$ ، $CointEq2$ ظاهر شده‌اند وقفه اول همین ترکیبات خطی $I(O)$ هستند. در واقع، بخش میانی جدول است که بیانگر نتیجه تخمین فرم $VECM$ ارائه شده در قالب سیستم شماره ۱۶ می‌باشد. در این بخش متغیرهای تابع معادلات به صورت عنوان ستون‌ها آورده شده‌اند. برای مثال، ستونی که در بالای آن $D(LRGTSEC)$ نوشته شده است، نتیجه تخمین معادلی مربوط به $\Delta(LRGTSEC)$ است. متغیرهای توضیحی که برای تمامی معادلات یکسان هستند در اولین ستون سمت چپ بخش میانی جدول مشخص شده‌اند. در این خروجی، D در جلوی پرانتزها به جای عملگر تفاضل اول Δ مورد استفاده قرار گرفته است. انحراف معیار و آماره t مربوط به هر یک از ضرایب در داخل پرانتز و به ترتیب در زیر آن ضریب آمده‌اند. بعد از این قسمت، آماره‌های اساسی مربوط به هر معادله و در انتها، آماره‌های کلی سیستم ارائه شده‌اند.

^۱ به دلیل محدودیت فضا، نتایج تخمین مدل‌های VAR با دو بردار هم‌انباشته نیز مورد آزمایش قرار گرفت ولی چون کیفیت پویای مدل با دو بردار مطلوب‌تر بود، این حالت را برای ادامه بحث انتخاب کردیم.

جدول ٣-١-٤ نتيجة آزمون مرهاسون براساس مدل شماره ١٦ Johansen Cointegration Test

Date: 02/07/99 Time: 02:31

Sample: 1346-1374

Included observations: 23

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Series: LRGTOTHR LRGTSEC LRGPNO DLL DLCPI LAPC

Exogenous series: DLXO(-1) DLXO(-2)

Warning: Critical values were derived assuming no exogenous series

Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.953364	166.2765	94.15	103.18	None
0.855335	95.77288	68.52	76.07	At most 1
0.728928	51.30617	47.21	54.46	At most 2
0.382461	21.28263	29.68	35.65	At most 3
0.299915	10.19635	15.41	20.04	At most 4

ادامه جدول ٣-١-٤ نتيجة آزمون مرهاسون براساس مدل شماره ١٦ Johansen Cointegration Test

0.083109	1.995627	3.76	6.65	At most 5
----------	----------	------	------	-----------

() denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 3 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGPNO	DLL	DLCPI	LAPC
0.444905	-0.866600	-1.624833	-0.103952	0.014052	11.88856
-0.579260	0.338913	-0.334872	-0.124553	0.043971	-2.296008
0.727326	0.133568	-1.559648	-0.218984	0.013209	4.777705
0.729632	-1.440464	1.211041	-0.121126	0.029116	7.394577
-0.123609	0.240561	-1.823168	0.105169	0.045823	0.381324
-0.290170	1.105601	0.405358	0.261789	-0.023184	-6.233876

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGPNO	DLL	DLCPI	LAPC	C
1.000000	-1.947831	-3.652091	-0.233650	0.0311583	26.72157	45.09645
	(0.18884)	(0.54684)	(0.03528)	(0.00847)	(2.43316)	
Log likelihood	124.6129					

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGPNO	DLL	DLCPI	LAPC	C
1.000000	0.000000	2.394275	0.40407651	-0.122059	-5.807082	-30.96514
		(1.36588)	(0.122773)	(0.02733)	(4.35282)	
0.000000	1.000000	3.104153	0.329239	-0.078879	-16.69993	-39.04938
		(0.83772)	(0.07527)	(0.01676)	(2.66965)	
Log likelihood	146.8463					

Normalized Cointegrating Coefficients: 3 Cointegrating Equation(s)

LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGPNO	DLL	DLCPI	LAPC	C
----------	---------	--------	-----	-------	------	---

Johansen Cointegration Test ١٦-٤ نتيجة آزمون مرهاسون براساس مدل شماره ١٦

1.000000	0.000000	0.000000	0.047155 (0.10271)	-0.049554 (0.01754)	1.43035 (0.63254)	-6.585413
0.000000	1.000000	0.000000	-0.138141 (0.09138)	0.015124 (0.01560)	-7.316566 (0.56276)	-7.441309
0.000000	0.000000	1.000000	0.150566 (0.04481)	-0.030283 (0.00765)	-3.022843 (0.27598)	-10.18251
Log likelihood	161.8580					

Normalized Cointegrating Coefficients: 4 Cointegrating Equation(s)

LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGDPNO	DLL	DLCPI	LAPC	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.038686 (0.01165)	1.384095 (0.63019)	-6.665355
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-0.016714 (0.00926)	-7.180813 (0.50080)	-7.207117
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.004418 (0.00682)	-3.170807 (0.36907)	-10.43776
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.230471	0.982715	1.695308
Log likelihood	167.4012					

Normalized Cointegrating Coefficients: 5 Cointegrating Equation(s)

LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGDPNO	DLL	DLCPI	LAPC	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-0.418516 (1.24813)	-8.022873
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-7.959611 (0.58309)	-7.793618
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-2.964934 (0.34649)	-10.28273
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-9.756296 (5.11640)	-6.392076
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-46.59591 (25.4274)	-35.09066
Log likelihood	171.5015					

جدول ۴-۱-۴- نتیجه تخمین مدل هم انباشته VAR شماره ۱۶ با دو برابر هم انباشتی

Vector Error Correction Estimates

Date: 02/02/99 Time: 00:40

Sample (adjusted): 1352 1374

Included observations: 23 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2				
LRGTOTHR(-1)	1.000000	0.000000				
LRGTSEC(-1)	0.000000	1.000000				
LRGDPNO(-1)	2.394275	3.104153				
	(1.36588)	(0.83772)				
	(1.75292)	(3.70550)				
DLL(-1)	0.407651	0.329239				
	(0.12273)	(0.07527)				
	(3.32147)	(4.37389)				
DLCP(-1)	-0.122059	-0.078879				
	(0.02733)	(0.01676)				
	(-4.46676)	(-4.70650)				
LAPC(-1)	-5.807082	-16.69993				
	(4.35282)	(2.66965)				
	(-1.33410)	(-6.25547)				
ErrorCorrection:	D(LRGTOTHR)	D(LRGDPNO)	D(DLL)	D(DLCP)	D(LAPC)	
CointEq1	0.131976	0.129000	0.068817	-0.026614	11.28241	-0.073793
	(0.16301)	(0.20222)	(0.02669)	(1.01265)	(3.88943)	(0.02905)
	(0.80961)	(0.63793)	(2.57881)	(-0.02628)	(2.90079)	(-2.54018)
CointEq2	-0.180738	0.035214	-0.103486	-1.511014	-16.07171	0.113972
	(0.20767)	(0.25762)	(0.03400)	(1.29010)	(4.95506)	(0.03701)
	(-0.87029)	(0.13669)	(-3.04400)	(-1.17124)	(-3.24350)	(3.07957)
D(LRGTOTHR(-1)	0.131398	-0.317355	-0.017338	-1.509100	7.730410	0.64857
	(0.37345)	(0.46327)	(0.06113)	(2.31991)	(8.91038)	(0.06655)
	(0.35185)	(-0.68504)	(-0.28360)	(-0.65050)	0.86757	(0.97454)
D(LRGTSEC(-1)	-0.076240	-0.557614	-0.010193	3.125770	17.78293	-0.062125
	(0.36500)	(0.45279)	(0.05975)	(2.2644)	(8.70886)	(0.06505)
	(-0.20887)	(-1.23151)	(-0.17059)	(1.37854)	(2.04194)	(-0.95509)
D(LRGDPNO(-1)	-0.146179	-1.928586	0.006475	0.942298	-34.05084	-0.150392
	(1.72231)	(2.13654)	0.28195	(10.6992)	(41.0939)	(0.30693)
	(-0.08487)	(-0.90267)	(0.02297)	(0.08807)	(-0.82861)	(-0.48999)
D(DLL(-1)	0.03011	0.006499	0.007452	-0.455642	-1.531266	0.009817
	(0.03120)	(0.03871)	(0.00511)	(0.19385)	(0.74453)	(0.00556)
	(0.97137)	(0.16790)	(1.45884)	(-2.35053)	(-2.05668)	(1.76542)
D(DLCP(-1)	0.004065	0.001420	0.000297	0.049707	0.012121	-0.002208
	(0.00874)	(0.01084)	(0.00143)	(0.05429)	(0.20853)	(0.00156)
	(0.46515)	(0.13094)	(0.20745)	(0.91551)	(0.05813)	(-1.41758)

ادامه جدول ۴-۱-۴- نتیجه تخمین مدل هم انباشته VAR شماره ۱۶ با دو برابر هم انباشتگی

Vector Error Correction Estimates

D(LAPC(-1))	-1.100932 (2.20212) (-0.49994)	0.396164 (2.73175) (0.14502)	-0.267360 (0.36049) (-0.74165)	-13.07850 (13.6799) (-0.95604)	-153.6044 (52.5420) (-2.92346)	0.228414 (0.39244) (0.58204)
C	0.021676 (0.09479) (0.22866)	0.185141 (0.11759) (1.57441)	0.0346 (0.01552) (2.23458)	-0.098955 (0.58888) (-0.16804)	3.934028 (2.26178) (1.73935)	0.012695 (0.01689) (0.75147)
DLXO(-1)	0.192001 (0.15235) (1.26026)	0.412751 (0.18899) (2.18396)	0.06671 (0.02494) (2.68124)	-0.429397 (0.94642) (-0.45371)	-4.413133 (3.63505) (-1.21405)	0.057135 (0.02715) (2.10441)
DLXO(-2)	-0.045590 (0.18565) (-0.24557)	0.305552 (0.23030) (1.32677)	0.040848 (0.03039) (1.34407)	-0.531240 (1.15327) (-0.46064)	-11.37620 (4.42950) (-2.56828)	0.051057 (0.03308) (1.54327)
R-squared	0.412399	0.329708	0.860785	0.661433	0.689859	0.772570
Adj. R-squared	-0.077268	-0.228868	0.744772	0.379293	0.431408	0.583045
Sun sq. resids	0.597726	0.919816	0.016018	23.06656	340.2773	0.018983
S.E. equation	0.223183	0.276860	0.036536	1.386439	5.325076	0.039773
Log likelihood	9.340849	4.383862	50.96406	-32.66874	-63.61957	49.01137
Akaike AIC	-2.693596	-2.262554	-6.313006	0.959411	3.650788	-6.143207
Schwarz SC	-2.150534	-1.719491	-5.769943	1.502474	4.193851	-5.600144
Mean dependent	0.021769	0.100036	0.041709	0.012115	1.478826	0.011528
S.D. dependent	0.215030	0.249751	0.072319	1.759777	7.061961	0.061595
Determinant Residual Covariance	4.63E-11					
Log Likelihood	146.8463					
Akaike information Criteria	-22.66607					
Schwarz Criteria	-22.02427					

مهم ترین نکته ای که در مورد نتایج نخستین سیستم هم انباشته VAR باید مورد تأکید قرار دهیم و احتمال وجود حالت برونزایی قوی^۱ در سایر مخارج و مخارج تأمین اجتماعی دولت نسبت به دیگر اجزای Z_t است. همان طور که ملاحظه می شود، به فرایند تصحیح خطا $CointEq2, CointEq1$ نشان دهنده آن هستند) و نه توضیح دهندگان پویایی کوتاه مدت (که اجزای بردار ΔZ_t بیانگر آن می باشند) نقش معنی داری در تبیین رفتار مخارج مزبور ندارند. تنها در مورد مخارج تأمین اجتماعی وقفه اول رشد صادرات نفت که آن هم از اجزای بردار متغیرهای برونزا W_t است)، تأثیر معنی داری را ظاهر می سازد.

مشابه وضعیت فوق الذکر در مورد رشد اشتغال (DLL) نیز مشاهده می شود. البته پویایی کوتاه مدت این متغیر (برخلاف مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت) تفاضل قبلی خودش نیز مؤثر می باشد. حتی اگر بپذیریم که احتمال مؤثر بودن رشد با وقفه مخارج تأمین اجتماعی نیز بر پویایی کوتاه مدت DLL قابل توجه است (آماره t مربوط به این متغیر در حدود ۱/۴ می باشد)، رشد اشتغال صرفاً حالت یک روند تصادفی مشترک را در سیستم پیدا می کند.

1. String exogeneity.

اگرچه این احتمال برونزایی مخارج دولت می‌تواند از عواقب درجه آزادی محدود ناشی از حجم پایین نمونه باشد. لیکن در قسمت‌های بعدی، علاوه بر تجزیه و تحلیل مبتنی بر توابع تحریک - پاسخ و تجربه واریانس، یک شبیه‌سازی مبتنی بر برونزا کردن مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت را نیز مورد توجه قرار خواهیم داد.

در این شبیه‌سازی سعی می‌شود که تأثیر تغییرات برونزای مخارج تأمین اجتماعی و دیگر مخارج دولت بر متغیرهای درونزا مورد بررسی مقایسه‌ای قرار بگیرد.

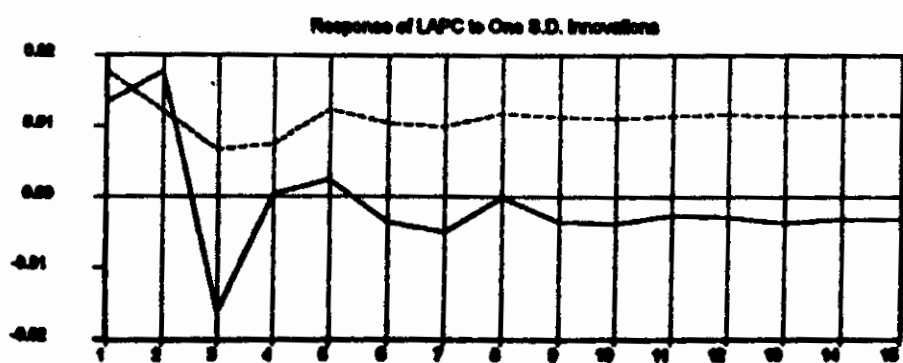
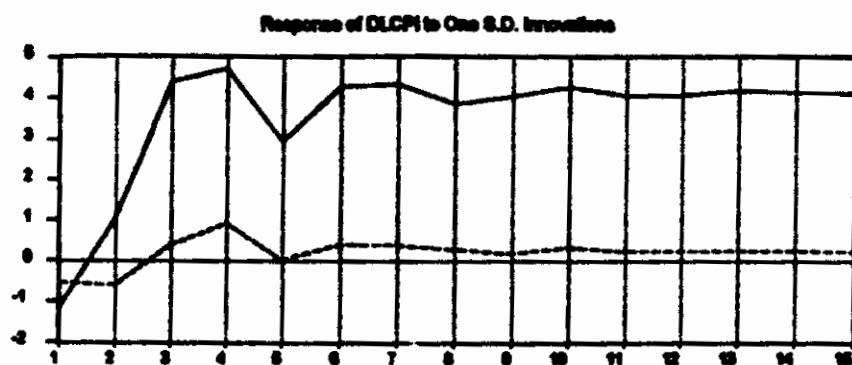
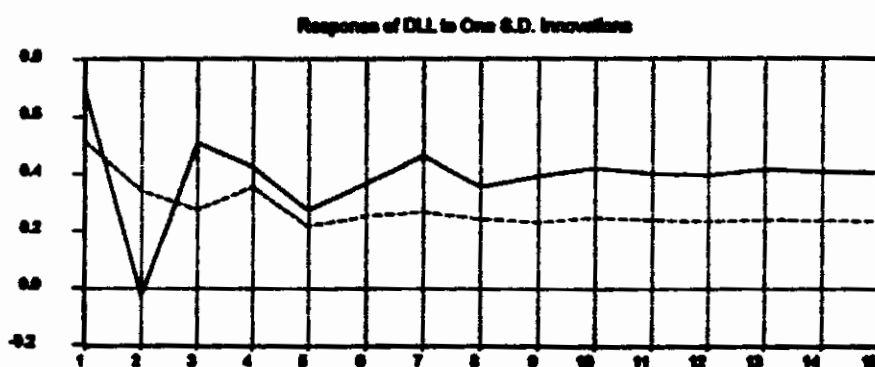
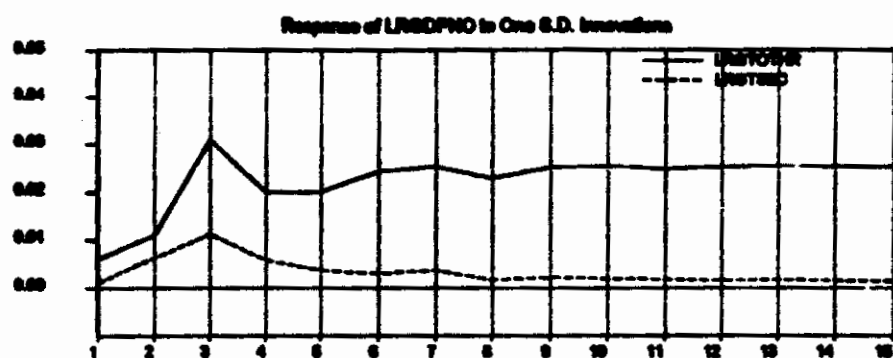
۵- بررسی نتایج تجربی حاصل از مدل

در این قسمت، با استفاده از مدل هم انباشته VAR که در قسمت قبل تحمین زده شد، نحوه اثرگذاری تغییرات در مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت را بر روی دیگر متغیرهای درونزای مدل مورد بررسی مقایسه‌ای قرار می‌دهیم. همان‌طور که در مقدمه این نوشتار اشاره شد، افزایش در انواع مخارج دولت (اعم از تأمین اجتماعی و سایر مخارج) می‌تواند دارای برخی اثرات عمومی بر متغیرهای کلان باشند. همچنین، هر یک از انواع مخارج دولت باعث اثرگذاری‌های اختصاصی هستند. از آنجایی که مشاهدات، در برگیرنده مجموعه اثرات عمومی و اختصاصی تغییر در این قبیل مخارج می‌باشد، برای درک اثرات اختصاصی لازم است که به نوعی، آثار عمومی را مجزائیم. در بررسی حاضر، به جای سعی در تجزیه آثار عمومی از آثار اختصاصی افزایش در مخارج تأمین اجتماعی، کل اثرات آن را با اثرات ناشی از افزایش در سایر مخارج دولت مقایسه می‌کنیم تا از این طریق موفق به درک تفاوت آثار اختصاصی مربوط به افزایش مخارج تأمین اجتماعی با مینگین آثار اختصاصی سایر انواع مخارج دولت شویم.

از جمله ابزار مناسب برای بررسی مقایسه‌ای اثرگذاری مخارج تأمین اجتماعی، توابع تحریک - پاسخ هستند که در قسمت ۲ گزارش در مورد نحوه محاسبه آنها بحث شد. نمودار ۱-۱-۴ که از چهار تصویر جداگانه تشکیل شده است، پاسخ چهار متغیر عمده کلان (یعنی تولید غیر نفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به مصرف) را به یک انحراف معیار افزایش در جزء تصادفی متعامد شده معادله مخارج تأمین اجتماعی (خطوط نقطه چین) و یک انحراف معیار افزایش در جزء تصادفی متعامد شده معادله سایر مخارج دولت (خطوط پر نشان) می‌دهد.

در اولین تصویر (از بالا) ملاحظه می‌شود که در سال اول پس از ورود تحریک‌های فوق‌الذکر، لگاریتم تولید غیر نفتی افزایش می‌یابد. این افزایش در مورد تحریک مربوط به مخارج تأمین اجتماعی بسیار کوچک است. به تدریج در سال‌های دوم و سوم میزان افزایش در تولید مربوط به هر دو محرک فزونی می‌یابد. از این به بعد، افزایش در تولید دچار نوساناتی می‌شود تا از سال نهم به بعد، به وضعیت با ثبات خود میل می‌نماید. در تمامی این دوران، اندازه افزایش در لگاریتم تولید غیر نفتی که مربوط به تحریک مخارج تأمین اجتماعی است، بسیار کمتر از افزایش در تولید مربوط به تحریک سایر مخارج دولت می‌باشد. به عبارت دیگر، اگر یک واحد از سایر مخارج دولت کاسته شده به مخارج تأمین اجتماعی افزوده شود، رشد تولید کاهش خواهد یافت. این نتیجه کاملاً با نتیجه‌ای که از بررسی همبستگی ساده مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت با تولید غیر نفتی در قسمت ۳ حاصل شد، سازگار است.

نمودار ۴-۱-۱- پاسخ تولید غیر نفتی، رشد، اشتغال تورم و میل متوسط به مصرف به یک انحراف معیار تحریک
تصادفی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت با استفاده از تابع تحریک به پاسخ شده



به همین ترتیب، دومین تصویر (از بالا) در نمودار ۱-۱-۴ نشان می‌دهد که به غیر از سال دوم پس از تحریک، در تمامی سال‌ها افزایش در رشد اشتغال ناشی از تحریک مخارج تأمین اجتماعی، اندکی کمتر از افزایش در رشد اشتغال مربوط به تحریک سایر مخارج دولت است. این نتیجه نیز با مثبت بودن ضریب همبستگی بین تفاضل اول رشد اشتغال با رشد مخارج تأمین اجتماعی و رشد سایر مخارج دولت هماهنگی دارد. البته در مورد ضریب همبستگی مربوط به اشتغال، بین سایر مخارج و مخارج تأمین اجتماعی تفاوتی ملاحظه نمی‌شود. در بحث پایینی جدول ۲-۱-۴ هر دو این ضرایب برابر با ۱۵ درصد هستند) ولی بین پاسخ رشد اشتغال به تحریک در دو متغیر مربوط، اندک تفاوتی مشهود است.

در تصویر سوم (از بالا) می‌بینیم که یک سال پس از تحریک مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت، تورم اندکی کاهش یافته است. در مورد تحریک مخارج تأمین اجتماعی حتی در سال دوم نیز همین وضعیت وجود دارد. لیکن به جز این موارد، تحریک‌های مورد بحث سبب افزایش تورم شده‌اند. البته، اثر تورمی مخارج تأمین اجتماعی در برابر اثر تورمی سایر مخارج دولت بسیار ناچیز است. این نتایج یا ضرایب همبستگی منفی جدول ۲-۱-۴ بالاخص در مورد مخارج تأمین اجتماعی مغایرت دارند.

تصویر پایینی نمودار ۱-۱-۴ به پاسخ نگاریم میل متوسط به مصرف اختصاص یافته است. مشاهده می‌کنیم که طی سال اول و دوم بعد از تحریک، تأثیر مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت بر میل متوسط به مصرف مثبت و تقریباً هم اندازه هستند. در بلند مدت، پاسخ میل متوسط به مصرف به تحریک سایر مخارج دولت بسیار ضعیف و منفی است ولی پاسخ به تحریک مخارج تأمین اجتماعی به نسبت قابل ملاحظه و مثبت می‌باشد. این نتایج بدین لحاظ که نشان‌دهنده تأثیر ضعیف سایر مخارج دولت و تأثیر قوی و مثبت مخارج تأمین اجتماعی بر میل متوسط به مصرف هستند، با نتایج تحلیل همبستگی سازگار هستند. هر چند که پاسخ منفی و ضعیف میل متوسط به مصرف در مقابل تحریک سایر مخارج دولت در بلندمدت، با همبستگی مثبت و ضعیف بین این دو، کاملاً هماهنگ نمی‌باشند.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متعادل شده در جدول ۵-۱-۴ مراتب حاصل از تحلیل تحریک پاسخ را تأیید می‌کنند.

این جدول نیز همانند نمودار ۱-۱-۴ دارای چهار بخش مجزای می‌باشد. بخش‌های اول الی چهارم (از بالا به پایین) به ترتیب، جدول تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متعادل شده را برای متغیرهای لگاریتم تولید غیر نفتی، رشد اشتغال، تورم و لگاریتم میل متوسط به مصرف ارائه می‌نمایند. هر کدام از بخش‌ها، خطای پیش‌بینی را برای افق (Horizon) صفرانی ۱۰ سال بعد متغیر مورد نظر بین عواملی که این خطا را توضیح می‌دهند توزیع می‌کنند. برای مثال، بخش اول (از بالا) در برگیرنده تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی لگاریتم تولید غیر نفتی بین تحولات تصادفی شش متغیر درون‌زای مدل (من جمله خود (LRGDPNO) است. در این جدول می‌بینیم که از کل خطای پیش‌بینی یکسال بعد لگاریتم تولید غیر نفتی، ۸۰٪ در صد مربوط به تحولات تصادفی لگاریتم سایر مخارج دولت، ۲/۲ درصد مربوط به تحولات تصادفی لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی، ۷۰ درصد مربوط به تحولات تصادفی خود لگاریتم تولید غیر نفتی، ۱۱ درصد مربوط به تحولات تصادفی رشد اشتغال و بالاخره ۸۰٪ در صد مربوط به تحولات لگاریتم میل متوسط به مصرف می‌باشد. سهم تحولات تورم در این مورد ناچیز و نزدیک به صفر بوده است. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بلندمدت، نحوه اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها را در بلندمدت منعکس می‌کند. در همین مورد تولید غیر نفتی،

واریانس خطای پیش‌بینی ده سال بعد به نسبت ۳۷ درصد، ۱/۷ درصد، ۲۴ درصد، ۱۹ درصد، ۴/۶ درصد و ۱۳/۷ درصد بین تحولات تصادفی سایر مخارج دولت، مخارج تأمین اجتماعی، تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به مصرف توزیع شده است.

بدین ترتیب، از طریق تجزیه خطای پیش‌بینی می‌توان ملاک دیگری برای تعیین میزان اثرگذاری هر متغیر بر دیگر متغیرهای سیستم به دست آورد. چون در این بررسی توجه ما معطوف به مقایسه اثرگذاری مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت است، ستون‌های دوم و سوم (از سمت چپ) بخش‌های چهارگانه جدول ۵-۱ را مورد نظر قرار می‌دهیم. ستون دوم بخش اول جدول نشان می‌دهد که تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در کوتاه مدت بیش از ۴ درصد از تغییرات پیش‌بینی نشده تولید غیرنفتی را توضیح نمی‌دهد و در بلندمدت، هنگامی که تغییرات مزبور به وضعیت باثبات خود میل می‌کنند، این نسبت به ۱/۶ درصد تنزل می‌یابد. در مقابل، تحولات تصادفی سایر مخارج (ستون اول بخش اول) که برای افق یکسال فقط ۸/۴ درصد تغییرات پیش‌بینی نشده تولید غیرنفتی را توضیح می‌دهد، در بلندمدت، عامل ۳۷ درصد از کل این تغییرات پیش‌بینی نشده است.

اگر به بخش دوم (از بالا) توجه کنیم، ملاحظه خواهیم کرد که تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت از عوامل مهم ایجاد تغییرات پیش‌بینی نشده اشتغال در کوتاه مدت هستند. در بلندمدت (یعنی هنگامی که این تغییرات به حالت ثابت میل می‌کنند)، تا حدود زیادی از اهمیت آنها کاسته شده و تحولات تصادفی تولید غیرنفتی (ستون سوم بخش دوم) جایگزین آنها می‌شود. به عبارت دیگر، اگرچه از طریق ایجاد تحول در مخارج دولتی ممکن است در کوتاه مدت رشد اشتغال را تحریک کرد، لیکن در بلندمدت در صورتی که اقدامات مزبور یا تمهیدات دیگر منجر به افزایش در تولید شوند، رشد بیشتر اشتغال را ایجاد خواهند کرد. آنچه که از نقطه نظر ما در اینجا اهمیت دارد، تأثیر قوی‌تر تحولات تصادفی سایر مخارج دولت (نسبت به تحولات مخارج تأمین اجتماعی) در ایجاد تغییرات پیش‌بینی نشده در رشد اشتغال است.

در زمینه تورم (بخش سوم جدول)، تحولات تصادفی سایر مخارج دولت مشابه مورد تولید غیرنفتی عمل می‌کند، یعنی پس از یک وقفه یک ساله تأثیر نسبتاً قابل ملاحظه خود را در قالب تغییرات پیش‌بینی نشده تورم بر جای می‌گذارد. این تأثیر در طول زمان تقویت شده و در بلندمدت حدود ۴۷ درصد از تغییرات پیش‌بینی نشده تورم را توضیح می‌دهد. در مقابل، نقش تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در ایجاد تغییرات غیرمنتظره تورم بسیار ناچیز می‌باشد. این اثر در بلندمدت تخفیف نیز می‌یابد.

بخش چهارم جدول نشان می‌دهد که هر چند در کوتاه مدت تحولات تصادفی سایر مخارج دولت در مقایسه با مخارج تأمین اجتماعی سهم به نسبت بیشتری در توضیح تغییرات غیرمنتظره میل متوسط به مصرف دارد، لیکن در بلندمدت، سهم مخارج تأمین اجتماعی بسیار بیشتر از سهم سایر مخارج دولت است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی بیش از ۴۸ درصد تغییرات پیش‌بینی نشده میل متوسط به مصرف را در بلندمدت توضیح می‌دهد در حالی که سهم سایر مخارج دولت از ۲۸ درصد تجاوز نمی‌کند.

جدول ۵-۱- تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متعامد شده تولید غیرنفتی، رشد اشتغال،
نورم و میل متوسط به مصرف

ORTHOGONALIZED VARIANCE DECOMPOSITION

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LRGDPCNO

Horizon	LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGDPCNO	DLI	DLCTPI	LAPC
0	.054950	.0021560	.94299	0.00	0.00	0.00
1	.094561	.001795	.69977	.10999	.4721E-1	.094519
2	.27234	.040339	.49092	.12430	.1426E-1	.079354
3	.27885	.026767	.44462	.14110	.0073029	.091260
4	.28970	.022209	.40456	.15164	.017395	.10389
5	.31175	.017724	.36118	.16087	.001367	.11295
6	.32111	.014919	.32771	.16896	.028115	.11910
7	.32997	.012079	.30205	.17596	.034308	.12563
8	.35150	.013881	.27908	.18517	.029893	.13050
9	.36150	.014044	.25993	.19407	.041400	.13401
10	.36910	.015558	.24431	.19707	.046287	.13725

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLI

Horizon	LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGDPCNO	DLI	DLCTPI	LAPC
0	.46983	.06204	.054527	.01360	0.00	0.00
1	.27816	.03413	.16269	.02204	.01127	.012721
2	.18874	.01961	.03419	.05669	.076661	.016112
3	.26731	.01781	.04616	.01296	.013893	.017328
4	.23355	.014890	.00147	.20534	.091667	.016879
5	.21875	.01515	.03517	.00371	.097783	.019468
6	.21915	.01534	.03763	.01111	.097002	.019779
7	.20791	.01712	.03195	.03975	.01017	.021038
8	.20204	.01992	.06585	.19737	.10404	.020874
9	.19950	.01458	.07307	.19635	.10508	.021411
10	.19607	.01006	.09043	.19505	.10673	.021643

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLCTPI

Horizon	LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGDPCNO	DLI	DLCTPI	LAPC
0	.050151	.013453	.03773	.11334	.07933	0.00
1	.081373	.001775	.47190	.075104	.03848	.011345
2	.04823	.013022	.00300	.12220	.17616	.037396
3	.05145	.017192	.02917	.12977	.13855	.033872
4	.02754	.013601	.24294	.13865	.13985	.037426
5	.05174	.011647	.02944	.13911	.12738	.040688
6	.06745	.010237	.02085	.14223	.11800	.041223
7	.06640	.0091084	.02054	.14347	.11849	.041991
8	.06806	.0090277	.02132	.14407	.11545	.043069
9	.07354	.0074196	.021812	.14456	.11277	.043593
10	.07423	.0067866	.021834	.14505	.11169	.043911

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LAPC

Horizon	LRGTOTHR	LRGTSEC	LRGDPCNO	DLI	DLCTPI	LAPC
0	.21815	.38400	.022569	.10197	.6972E-2	.17061
1	.07740	.04311	.014556	.12772	.020028	.11317
2	.04296	.00144	.014429	.10075	.043410	.090006
3	.03073	.02041	.013989	.099017	.049147	.086699
4	.08943	.06577	.025011	.090458	.051161	.078175
5	.06830	.09165	.028721	.084868	.049427	.077030
6	.05552	.01011	.031989	.079542	.049832	.073007
7	.02728	.04385	.041195	.073346	.054350	.068981
8	.030902	.05302	.048051	.068306	.055188	.066419
9	.02932	.06744	.053553	.064358	.056220	.064113
10	.027794	.08134	.059773	.060427	.058865	.061662

همانند نتایج ناشی از تجزیه و تحلیل تحریک - پاسخ متعامد شده، نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متعامد شده نیز در مورد تولید غیرنفتی و میل متوسط به مصرف، هماهنگی زیادی با نتایج مربوط به بررسی همبستگی‌های ساده نشان می‌دهند. از طرفی، در نتایج مربوط به رشد اشتغال تفاوت اندکی ملاحظه شده و در زمینه تورم، عدم هماهنگی قابل توجهی درباره قدر مطلق ارتباطات مورد بحث مشاهده می‌شود. علی‌رغم نتایج مشخصی که از تجزیه و تحلیل تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس متعامد شده به دست می‌آید، همان‌طور که در قسمت دوم گزارش اشاره شد، این نتایج ممکن است با تغییر رتبه‌بندی متغیرهای درون‌زا دچار تغییر شوند. در واقع از آنجایی که تحولات تصادفی متغیرهای مختلف دارای درجاتی از همبستگی هستند، توزیع آثار ناشی از این تحولات بین متغیرهای مربوطه امری مجادله برانگیز است. در واقع هنگامی که از یک تحریک در جزء تصادفی معادله مخارج تأمین اجتماعی صحبت می‌کنیم، باید بدانیم که این تحریک عموماً خالص نبوده و با تحولات همزمان در اجزای تصادفی دیگر معادلات سیستم همراه می‌باشد. تنها مورد استثناء هنگامی است که ماتریس واریانس - کوواریانس اجزای تصادفی قطری باشد و همبستگی اجزای معادلات مختلف با یکدیگر صفر باشد. البته در مواردی که این همبستگی‌ها به اندازه کافی نزدیک به صفر باشند نیز می‌توان از مسئله فوق‌الذکر چشم‌پوشی کرد. از طریق متعامد کردن اجزاء تصادفی، اثرات مشترک ناشی از تحولات تصادفی به متغیری نسبت داده می‌شود که به لحاظ قرار گرفتن در بردار متغیرهای درون‌زا بر دیگران مقدم باشد. لذا بابر هم خوردن این ترتیب و توزیع محدود اثرات مشترک، نتایج حاصله نیز می‌توانند تغییر نمایند.

برای این که مشخص شود که مشکل فوق‌الذکر تا چه حد در مسئله مورد بررسی حائز اهمیت است، به عنوان جانشینی از ماتریس واریانس - کوواریانس اجزای تصادفی ماتریس واریانس - کوواریانس باقیمانده معادلات مختلف سیستم هم انباشته VAR محاسبه نمودیم. جدول ۱-۴ در برگرفته ماتریس مزبور (COVA) می‌باشد. همچنین در بخش پایینی جدول مزبور، ماتریس همبستگی باقیمانده معادلات نیز انعکاس یافته است (CORR).

جدول ۱-۴- ماتریس واریانس - کوواریانس و ماتریس همبستگی باقی مانده سیستم معادلات هم انباشته VAR

CONA:	RESID1	RESID2	RESID3	RESID4	RESID5	RESID6
RESID1	0.025988	0.025036	0.000997	0.110659	-0.186178	0.002163
RESID2	0.025036	0.039992	0.001115	0.171191	-0.247808	0.004327
RESID3	0.000997	0.001115	0.000696	-0.001118	-0.069971	0.000215
RESID4	0.110659	0.171191	-0.001118	1.002894	0.096635	0.023303
RESID5	-0.186178	-0.247808	-0.069971	0.096635	14.79466	-0.017088
RESID6	0.002163	0.004327	0.000215	0.023303	-0.017088	0.000825
CORR:	RESID1	RESID2	RESID3	RESID4	RESID5	RESID6
RESID1	1.000000	0.776601	0.234414	0.685444	-0.300245	0.467068
RESID2	0.776601	1.000000	0.211298	0.854806	-0.322164	0.753117
RESID3	0.234414	0.211298	1.000000	-0.042298	-0.689329	0.284138
RESID4	0.685444	0.854806	-0.042298	1.000000	0.025087	0.809982
RESID5	-0.300254	-0.322164	-0.689329	0.025087	1.000000	-0.154643
RESID6	0.467068	0.753117	0.284138	0.809982	-0.154643	1.000000

در جدول فوق، RESID1 تا RESID6 بیانگر باقیمانده معادلات مربوط به اجزای بردار ΔZ_1 می باشند که همان ترتیب بردار Z_1 و ΔZ_1 را دارند. مقبسه اجزای خارج از قطر اصلی ماتریس واریانس - کوواریانس (COVA) با اجزای مربوط به روی قطر اصلی و همچنین ضریب همبستگی مندرج در ماتریس (CORR) بیانگر عده قطری بودن ماتریس واریانس - کوواریانس و ماتریس همبستگی می باشند. انحراف برخی از اجزای این ماتریس ها از صفر آنچنان آشکار است که نیاز به آزمون هایی که می توان برای آزمایش قطری بودن ماتریس واریانس - کوواریانس به کار گرفت را از بین می برد. برای مثال، به همبستگی باقیمانده معادله اول و دوم که برابر ۰.۷۸ است و همبستگی باقیمانده معادله دوم و چهارم که معادل ۰.۸۵ می باشد و همچنین همبستگی باقیمانده معادله دوم و ششم (۰.۷۵) و همبستگی باقیمانده معادله چهارم و ششم (۰.۸۱) توجه فرمایید. آنچه که در اینجا بیش از موارد دیگر برای بررسی ما اهمیت دارد، همبستگی قابل ملاحظه بین باقیمانده معادله اول (RESID 1) و دوم (RESID 2) است. لذا اگر معادله مربوط به مخارج تأمین اجتماعی به عنوان معادله اول در نظر گرفته شود، (یعنی متغیر $LRGTSEC_1$ در ماتریس Z_1 مقدم بر $LRGTOTHR_1$ بیاید، امکان دارد نتیجه ای که از تجزیه و تحلیل تحریک - پاسخ یا تجزیه واریانس متعادل شده حاصل شد، تغییر کند.

در قسمت دوم گزارش دیدیم که نوع دیگری از توابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس که آن را تعمیم یافته نامیده اند وجود دارد که به ترتیب متغیرها در بردار Z_1 بستگی ندارد. برای محاسبه موارد تعمیم یافته فوق الذکر به گونه ای عمل می شود که گویی هر یک از متغیرهای یک بار به عنوان اولین متغیر قرار داده شده و توابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس متعادل شده برای آن محاسبه می شود. بدین ترتیب در این مورد اثرات مشترک ناشی از تحولات تصادفی برای کسبه متغیرها لحاظ می شود.

از آنجایی که تابع تحریک - پاسخ تعمیم یافته برای متغیری که در بردار Z_1 بر سایرین مقدم است، همان تابع متحرک - پاسخ متعادل شده می باشد، موارد متعادل شده برای متغیر سایر مخارج دولت در مراحل قبل را به عنوان تحریک پاسخ تعمیم یافته اش در نظر می گیریم. سپس به منظور محاسبه تابع تحریک - پاسخ تعمیم یافته مربوط به مخارج تأمین اجتماعی، این متغیر را در بردار Z_1 مقدم بر سایرین قرار داده و تابع تحریک - پاسخ متعادل شده مربوطه را که معادل با تحریک - پاسخ تعمیم یافته است را محاسبه می کنیم. نتیجه این محاسبات در نمودار ۲-۱-۴ انعکاس یافته است.

از این نمودار می توان عیناً مشابه نمودار ۱-۱-۴ استفاده کرد و لذا توضیح اضافه درباره ساختار نمودار ضروری به نظر نمی رسد. همان طور که مشاهده می شود، علی رغم این که پاسخ متغیرهای چهارگانه مورد بررسی (لگاریتم تولید غیر نفتی، رشد اشتغال، تورم و لگاریتم متوسط به مصرف) به تحریک مخارج تأمین اجتماعی در حالت تعمیم یافته، به لحاظ کمی تفاوت های قابل ملاحظه ای با پاسخ های متعادل شده دارد. لیکن به غیر از مورد رشد اشتغال، پیام نمودار ۲-۱-۴ تفاوت چندانی با پیام نمودار ۱-۱-۴ ندارد.

در تصویر اول نمودار ۲-۱-۴ می بینیم که با استثناء سال دوم بعد از تحریک، پاسخ تولید غیر نفتی به تحریک سایر مخارج (بالاتر در بلند مدت) بزرگ تر از پاسخ این متغیر به تحریک مخارج تأمین اجتماعی است. تنها مورد تفاوت مربوط به تصویر دوم می باشد، جایی که پاسخ رشد اشتغال به تحریک مخارج تأمین اجتماعی (برخلاف تصویر دوم نمودار ۱-۱-۴ همواره بزرگ تر از پاسخ متغیر مزبور به سایر مخارج دولت است. از تصاویر سوم و چهارم، مشابه پیام تصاویر سوم و چهارم نمودار ۱-۱-۴ را استنباط می کنیم، اثر

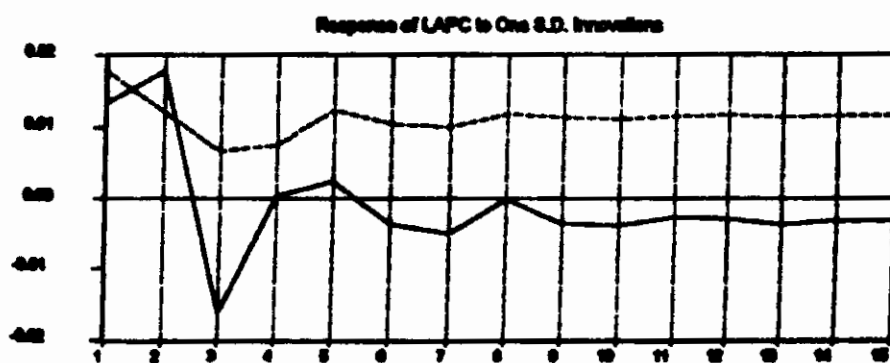
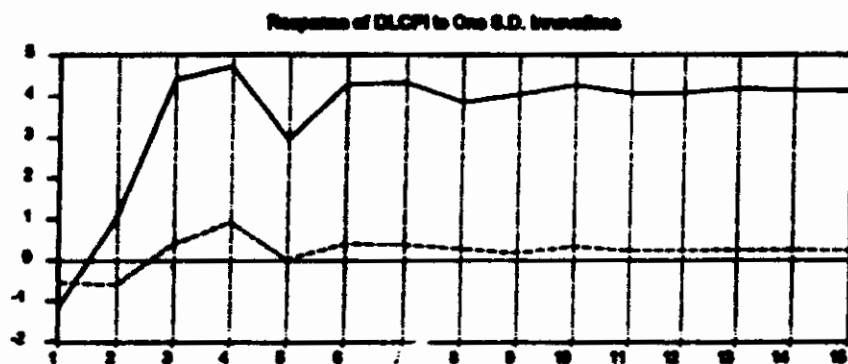
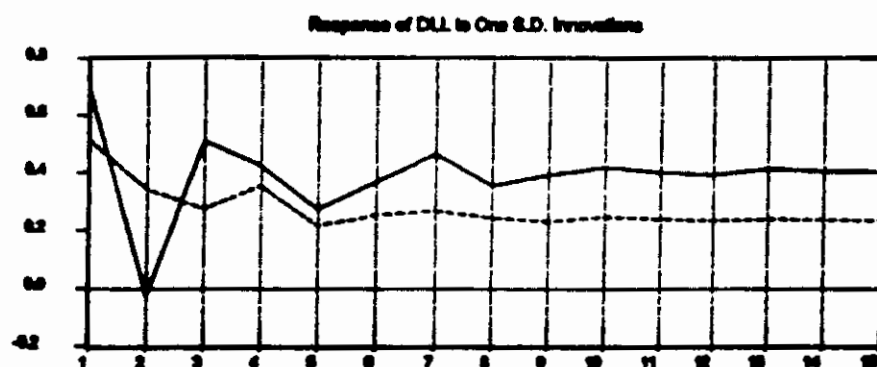
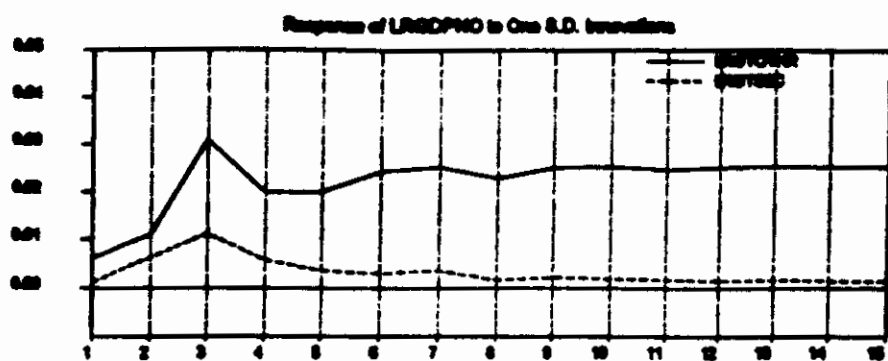
تورمی تحریک سایر مخارج دولت شدیدتر از مخارج تأمین اجتماعی بوده ولی مخارج تأمین اجتماعی در کوتاه مدت باعث افزایش بیشتر در میل متوسط به مصرف می شود. در بلند مدت، پاسخ میل متوسط به مصرف به تحریک سایر مخارج دولت منفی و به تحریک مخارج تأمین اجتماعی مثبت می باشد.

تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته نیز فارغ از تناسب کمی، نتایج مشابهی با تجزیه واریانس متعامد شده را به دست می دهد. جدول ۷-۱-۴ در برگزیده نتایج تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعمیم یافته است. تنها تفاوت اساسی بین نتایج این جدول و جدول ۵-۱-۴ مربوط به رشد اشتغال می باشد. بر طبق ۷-۱-۴ سهم تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در تغییرات پیش بینی نشده رشد اشتغال بیشتر از سهم تحولات تصادفی سایر مخارج دولت است در حالی که در جدول ۵-۱-۴ (تجزیه واریانس متعامد شد) عکس این حالت را داشتیم. البته، علاوه بر این، در مورد نقش تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت در تبیین تغییرات غیر منتظره تولید غیر نفتی در کوتاه مدت نیز تفاوت هایی بین تجزیه واریانس تعمیم یافته و متعامد شده به چشم می خورد، لیکن در بلند مدت و در هر دو حالت، تحولات تصادفی سایر مخارج دولت سهم کمتری در تغییرات غیر منتظره تولید دارند.

شایان ذکر است که برخلاف تجزیه واریانس متعامد شده، مجموعه سهم هر یک از متغیرها در تجزیه واریانس تعمیم یافته یک متغیر خاص، برابر یک نمی باشد. این امر ناشی از منظور کردن آثار مشترک تحولات تصادفی برای کلیه متغیرهاست. در هر صورت، تجزیه واریانس تعمیم یافته در مورد نقش با اهمیت تر تحولات تصادفی سایر مخارج دولت در تغییرات پیش بینی نشده تولید غیر نفتی در بلند مدت و همچنین تغییرات پیش بینی نشده تورم و نیز در مورد اهمیت بیشتر تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در تبیین غیر منتظره میل متوسط به مصرف با تجزیه واریانس متعامد شده توافق دارد.

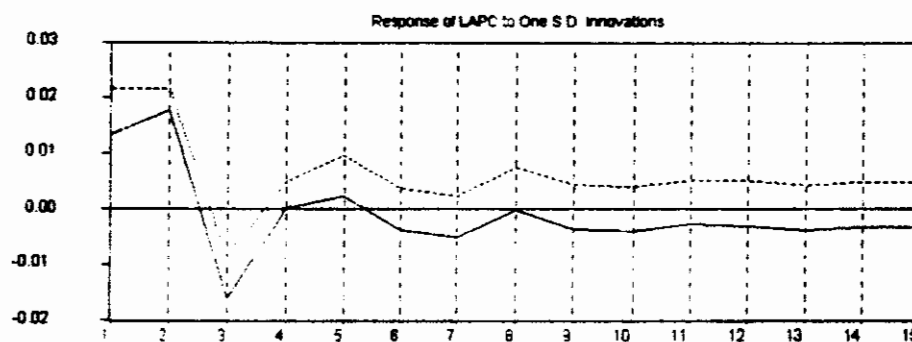
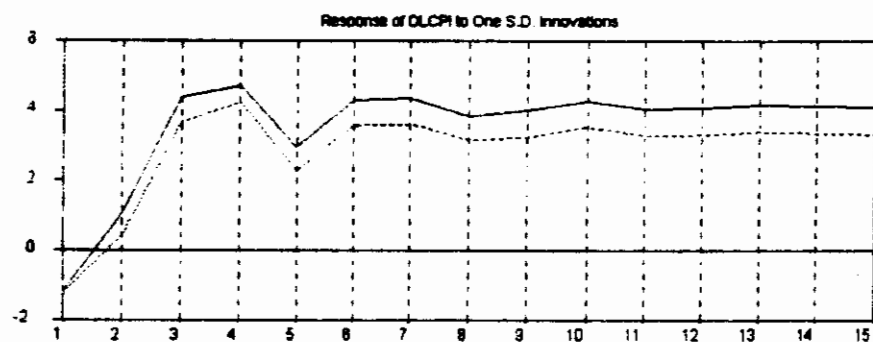
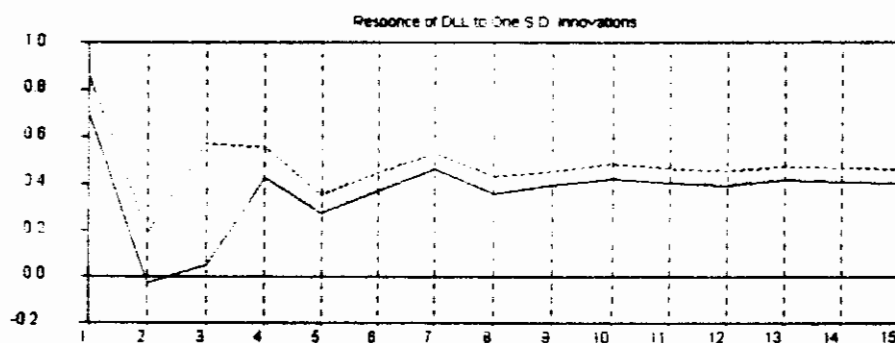
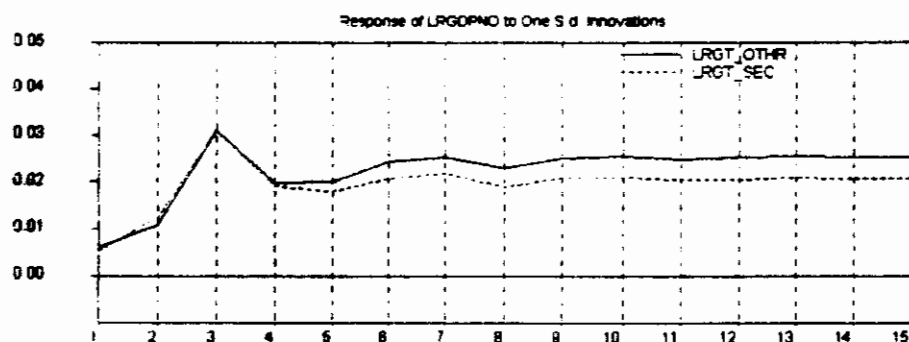
اکنون این سؤال قابل طرح است که در موارد اختلاف، حکم کدام یک از موارد تعمیم یافته و متعامد شده از اعتبار بیشتری برخوردار است؟ در حالت کلی نمی توان پاسخ مشخصی به این سؤال داد. در واقع، اگرچه نحوه توزیع اثرات مشترک براساس ترتیب متغیرهای درونزا اختیاری به نظر می رسد و بدین لحاظ بحث انگیز است، لیکن اختصاص اثرات مشترک مزبور به کلیه متغیرها نیز در تمامی شرایط راه حل بهتری نخواهد بود. بنابراین پاسخ این سؤال برای هر مورد خاص می تواند متفاوت باشد. در بررسی حاضر، با توجه به این که سهم مخارج تأمین اجتماعی از کل مخارج دولت هیچ گاه حتی به ۱۰ درصد نیز نرسیده و بر طبق جدول ۲-۱-۴، میانگین لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی تقریباً نصف میانگین لگاریتم سایر مخارج دولت بوده است و از نقطه نظر مقایسه عملکرد کلان این دو گروه مخارج دولتی، به نظر می رسد که نسبت دادن اثرات مشترک به سایر مخارج دولتی منطقی تر از اختصاص دادن یکسان این اثرات به هر دو گروه می باشد.

نمودار شماره ۴-۱-۱ پاسخ تولید غیرنفتی، درآمد، اشتغال، نورم و میل متوسط به مصرف به یک انحراف معیار تحریک تصادفی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت با استفاده از تابع تحریک به پاسخ ساده.



نمودار شماره ۲-۱-۴ پاسخ تولید غیر نفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به مصرف به یک انحراف معیار
تحریک تصادفی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت با استفاده از تابع تحریک پاسخ تعمیم یافته

GENERALIZED IMPULSE RESPONSE ANALYSIS



جدول ۷-۱-۴- تجربه وار با انس خطای پیش بینی تعمیم یافته تولید غیر نفی، رشد اشتغال، تورم و
میل متوسط به مصرف

GENERALIZED VARIANCE DECOMPOSITION

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LRGDPNC

Horizon	LRGTOTHP	LRGTSEC	LRGDPNC	DLL	DLCPI	LAPC
0	.054950	.044647	1.00000	.0017931	.47517	.031734
1	.084561	.033545	.75773	.0264701	.02410	.052114
2	.071234	.024292	.491702	.012591	.051133	.051451
3	.073945	.017940	.334494	.014421	.020914	.045566
4	.049970	.017502	.174439	.025460	.017641	.057734
5	.031275	.028126	.000563	.017449	.051133	.070110
6	.023108	.039274	.46622	.029163	.03099	.075991
7	.039997	.037769	.41759	.029996	.01599	.08071
8	.031152	.031934	.411395	.02979	.01100	.08365
9	.026160	.029100	.037133	.023821	.03100	.059341
10	.026821	.029100	.077441	.02437	.044333	.03604

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLL

Horizon	LRGTOTHP	LRGTSEC	LRGDPNC	DLL	DLCPI	LAPC
0	.46983	.70069	.0017931	1.0000	.6194E-3	.65607
1	.07316	.45311	.01316	.71114	.04779	.07174
2	.03874	.40111	.04771	.71737	.02178	.43992
3	.06701	.41012	.15044	.73799	.02247	.43549
4	.03355	.06014	.09571	.68032	.02193	.38727
5	.01975	.03534	.01119	.66031	.030029	.36822
6	.01915	.02772	.01750	.66118	.03149	.35474
7	.02790	.01026	.02041	.64539	.03102	.34378
8	.01004	.029939	.03881	.60836	.02732	.33213
9	.02950	.02150	.04009	.62141	.03165	.31585
10	.019607	.028436	.024823	.62556	.03747	.01885

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLCPI

Horizon	LRGTOTHP	LRGTSEC	LRGDPNC	DLL	DLCPI	LAPC
0	.090152	.10379	.47517	.6094E-3	1.0000	.023915
1	.081373	.056985	.45079	.070610	.02166	.015342
2	.04803	.04163	.03773	.039931	.01596	.01710
3	.05115	.03995	.15691	.03061	.02196	.03979
4	.02754	.031195	.15608	.05780	.02916	.01585
5	.05174	.02574	.03451	.05574	.02411	.02993
6	.06745	.03397	.02047	.07617	.02924	.03048
7	.06640	.03064	.011549	.08049	.02295	.02764
8	.06806	.02783	.01203	.08060	.021544	.03614
9	.07354	.03041	.01053	.03065	.02622	.03093
10	.07423	.02930	.01417	.03194	.02000	.03901

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LAPC

Horizon	LRGTOTHP	LRGTSEC	LRGDPNC	DLL	DLCPI	LAPC
0	.01915	.06719	.080734	.65607	.023915	1.0000
1	.07342	.09860	.073594	.68116	.094115	.79942
2	.044996	.03094	.076394	.06744	.01710	.64019
3	.03073	.03151	.072701	.04895	.01976	.61975
4	.03943	.05932	.084082	.02226	.04340	.60425
5	.06830	.03576	.082209	.08549	.04156	.06767
6	.03552	.03037	.079782	.04569	.03955	.03523
7	.02728	.04858	.086895	.02684	.05473	.01202
8	.03902	.01957	.088864	.039817	.05789	.08452
9	.02432	.04363	.089978	.037311	.06096	.05957
10	.027794	.041569	.092992	.035129	.06753	.03959

اصولاً مسئله وجود اثرات مشترک و مشکل نحوه توزیع ناشی از درون‌زا بودن مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت در مدل هم انباشته VAR است. اگر متغیرهای مزبور حالت برون‌زا داشتند، می‌توانستیم تغییر برون‌زا و مستقیمی را در آنها در نظر گرفته و اثرات این تغییرات را مورد بررسی مقایسه‌ای قرار دهیم. از طرف دیگر، به یاد می‌آوریم که بررسی معادلات مربوط به این دو متغیر در سیستم هم انباشته، VAR تشانه‌هایی از برون‌زا بودن آنها را آشکار نمود. با توجه به این مراتب، در پایان این قسمت مدل هم انباشته VAR تخمین زده شده را در نظر گرفته و با برون‌زا فرض کردن مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت، مدل دیگری را به دست می‌کنیم که آن را مدل تعدیل شده می‌نامیم. سپس از این مدل برای شبیه‌سازی اثرات کلان تحریک برون‌زای مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت و مقایسه آنها استفاده می‌کنیم.

خروجی شماره ۱، نمونه‌ای از چنین مدلی را نشان می‌دهد. در این خروجی از معادلات مربوط به لگاریتم تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و لگاریتم میل متوسط به مصرف سیستم هم انباشته تصحیح VAR که حالت تصحیح خطا دارند. به عنوان معادلات رفتاری مدل تعدیل شده سود می‌جوییم. این معادلات چهارم متغیر کلان مذکور را توضیح می‌دهند. علاوه بر این چهار معادله رفتاری، ۹ تساوی نیز در بخش دوم مدل گنجانده شده‌اند که مقادیر حقیقی و تبدیل‌های لگاریتمی را تعریف کرده و متقابلاً، سطوح متغیرها را بر مبنای لگاریتم آنها می‌سازند. همچنین مصرف خصوصی به قیمت ثابت RPNCON محاسبه می‌شود.

در این حالت از مدل تعدیل شده، سایر مخارج دولت به قیمت جاری GTOTHR و مخارج تأمین اجتماعی به قیمت جاری GTSEC از جمله متغیرهای برون‌زا هستند که از طریق تساوی‌های اول و دوم (از بالا) با استفاده از شاخص قیمت مصرف کننده CPI (که متغیر تورم تفاضل لگاریتمی آن است)، متغیرهای LRGTOTHR و LRGTSEC را تولید می‌کنند (رشد صادرات نفت سال‌های قبل نیز کماکان متغیر برون‌زا با وقفه محسوب می‌شوند). بدین ترتیب LRGTOTHR و LRGTSEC نیز از متغیرهای درون‌زای مدل محسوب می‌شوند.

برای آزمایش قدرت توضیح‌دهندگی این مدل تعدیل شده از آن برای شبیه‌سازی درون نمونه‌ای مسیر چهار متغیر عمده کلان، یعنی شاخص قیمت مصرف کننده CPI، اشتغال L، تولید غیرنفتی RGNPNO و مصرف خصوصی RPNCON استفاده می‌نماییم.

نمودار ۱-۳، ۴، عمکرد قابل قبول این مدل در امر شبیه‌سازی درون نمونه را نشان می‌دهد. در این نمودار چهارگانه، خطوط پرمسیرهای تاریخی و خط چین‌ها مسیرهای شبیه‌سازی شده به وسیله مدل را نشان می‌دهند.

حال می‌توانیم با استفاده از مدل تعدیل شده، پاسخ متغیرهای کلان مورد نظر را به تحریک برون‌زای مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت شبیه‌سازی کنیم. برای این که نتایج حاصل این شبیه‌سازی‌ها با نتایج قبلی حاصل از توابع تحریک - پاسخ قابل مقایسه باشند، باید به جای مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت به قیمت جاری، لگاریتم این مخارج به قیمت ثابت را به عنوان متغیرهای برون‌زا در نظر بگیریم. بدین ترتیب، برای تولید نموداری مشابه نمودارهای ۱-۱ و ۱-۲ و ۱-۴ نیاز به استفاده از هیچ کدام از تساوی‌های مطرح شده در خروجی شماره ۱ نخواهیم داشت.

خروجی شماره ۱- مدل تعدیل حاصل از برونزا کردن متغیرهای مخارج تأمین اجتماعی و سایر
مخارج دولت در سال هم انباشته VAR

BEHAVIORAL EQUATIONS AND IDENTITIES OF THE MODEL:

1) Behavioral Equations:

$$\begin{aligned} D(LRGDPNO) = & 0.08881697 \cdot LRGTOTHR(-1) + 2.3942747 \cdot LRGDPNO(-1) + \\ & 0.40785105 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - 0.12205934 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 5.8070822 \cdot LAPC(-1) - 30.965137 \\ &) - 0.1034884 \cdot LRGTSSEC(-1) + 3.1041531 \cdot LRGDPNO(-1) + 0.32923856 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - \\ & 0.078878926 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 16.699934 \cdot LAPC(-1) - 39.049376) - \\ & 0.017337578 \cdot D(LRGTOTHR(-1)) - 0.010192783 \cdot D(LRGTSSEC(-1)) + \\ & 0.008474987 \cdot D(LRGDPNO(-1)) + 0.0074521113 \cdot D(100 \cdot D(LL(-1))) + \\ & 0.00029680971 \cdot D(100 \cdot D(LCPK(-1))) - 0.26735951 \cdot D(LAPC(-1)) + 0.034676462 + \\ & 0.088870864 \cdot D(LXO(-1)) + 0.040847545 \cdot D(LXO(-2)) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D(100 \cdot D(LL)) = & -0.026613597 \cdot LRGTOTHR(-1) + 2.3942747 \cdot LRGDPNO(-1) + \\ & 0.40785105 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - 0.12205934 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 5.8070822 \cdot LAPC(-1) - 30.965137 \\ &) - 1.5110143 \cdot LRGTSSEC(-1) + 3.1041531 \cdot LRGDPNO(-1) + 0.32923856 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - \\ & 0.078878926 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 16.699934 \cdot LAPC(-1) - 39.049376) - \\ & 1.5091001 \cdot D(LRGTOTHR(-1)) + 3.1257698 \cdot D(LRGTSSEC(-1)) + 0.94229839 \cdot D(LRGDPNO(-1)) - \\ & 0.45564182 \cdot D(100 \cdot D(LL(-1))) + 0.04970855 \cdot D(100 \cdot D(LCPK(-1))) - 13.078505 \cdot D(LAPC(-1)) - \\ & 0.098954765 - 0.42939693 \cdot D(LXO(-1)) - 0.53123986 \cdot D(LXO(-2)) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D(100 \cdot D(LCPI)) = & 11.28241 \cdot LRGTOTHR(-1) + 2.3942747 \cdot LRGDPNO(-1) + \\ & 0.40785105 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - 0.12205934 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 5.8070822 \cdot LAPC(-1) - 30.965137 \\ &) - 16.071714 \cdot LRGTSSEC(-1) + 3.1041531 \cdot LRGDPNO(-1) + 0.32923856 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - \\ & 0.078878926 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 16.699934 \cdot LAPC(-1) - 39.049376) + \\ & 7.7304096 \cdot D(LRGTOTHR(-1)) + 17.782932 \cdot D(LRGTSSEC(-1)) - 34.050836 \cdot D(LRGDPNO(-1)) - \\ & 1.5312858 \cdot D(100 \cdot D(LL(-1))) + 0.012121023 \cdot D(100 \cdot D(LCPK(-1))) - 153.60437 \cdot D(LAPC(-1)) + \\ & 3.934028 - 4.413133 \cdot D(LXO(-1)) - 11.376203 \cdot D(LXO(-2)) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} D(LAPC) = & -0.073792518 \cdot LRGTOTHR(-1) + 2.3942747 \cdot LRGDPNO(-1) + \\ & 0.40785105 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - 0.12205934 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 5.8070822 \cdot LAPC(-1) - 30.965137 \\ &) + 0.11397245 \cdot LRGTSSEC(-1) + 3.1041531 \cdot LRGDPNO(-1) + 0.32923856 \cdot (100 \cdot D(LL(-1))) - \\ & 0.078878926 \cdot (100 \cdot D(LCPK(-1))) - 16.699934 \cdot LAPC(-1) - 39.049376) + \\ & 0.084857097 \cdot D(LRGTOTHR(-1)) - 0.0821252 \cdot D(LRGTSSEC(-1)) - 0.15039161 \cdot D(LRGDPNO(-1)) \\ & + 0.0086173063 \cdot D(100 \cdot D(LL(-1))) - 0.0022079095 \cdot D(100 \cdot D(LCPK(-1))) + 0.22841382 \cdot D(LAPC(-1)) \\ & + 0.012694638 + 0.057134782 \cdot D(LXO(-1)) + 0.051057082 \cdot D(LXO(-2)) \end{aligned}$$

2) Identities:

$$\lnrgtothr = \log(100 \cdot gtothr/cpi)$$

$$\lnrgtssec = \log(100 \cdot gtssec/cpi)$$

$$l = \exp(l)$$

$$cpi = \exp(lcpi)$$

$$rgdpno = \exp(lrgdpno)$$

$$apc = \exp(lapc)$$

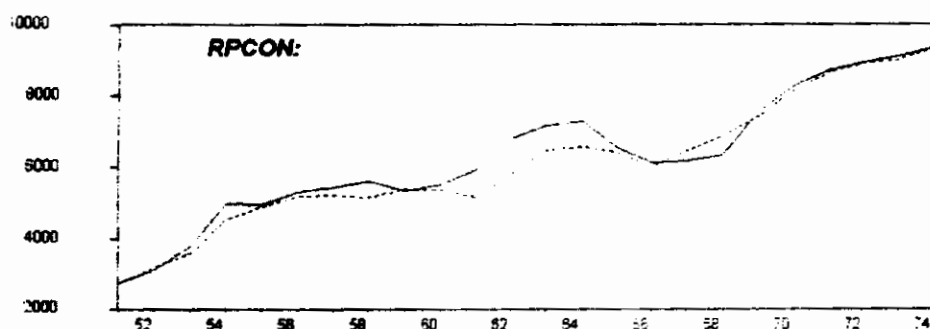
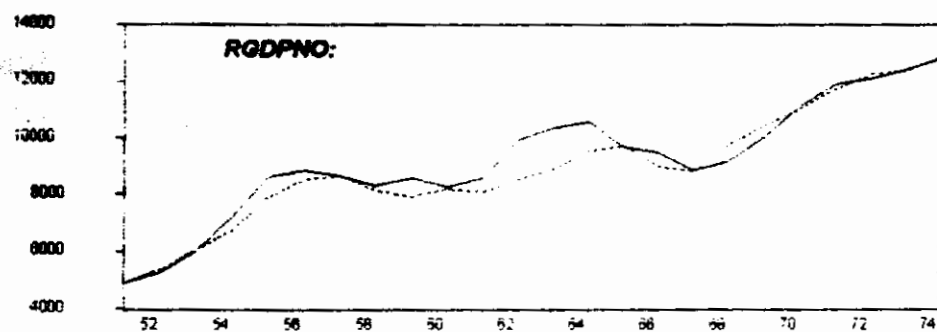
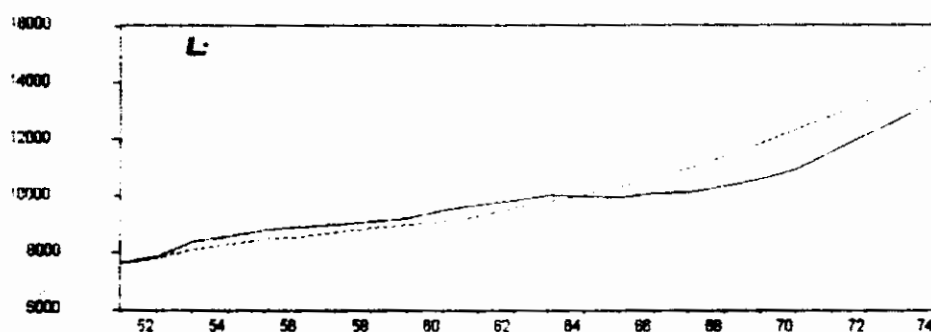
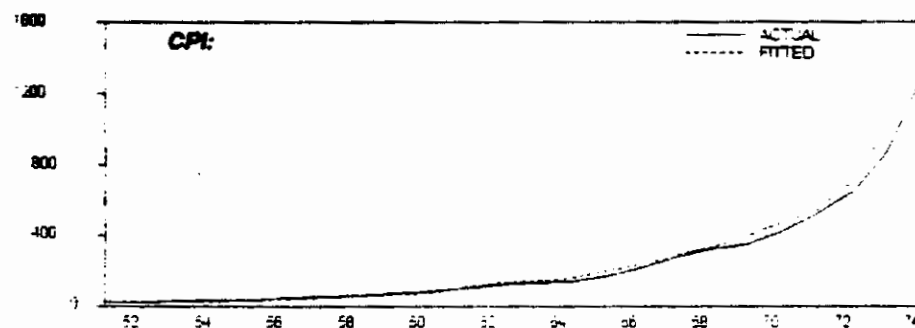
$$rpcon = apc \cdot rgdpno$$

$$rgtssec = \exp(lrgtssec)$$

$$rgtothr = \exp(lrgtothr)$$

نمودار ۳-۱-۴- میر تاریخی و شبیه سازی شده چهار متغیر عمده کلان با استفاده از مدل تعدیل شده

FITTED AND ACTUAL VALUES



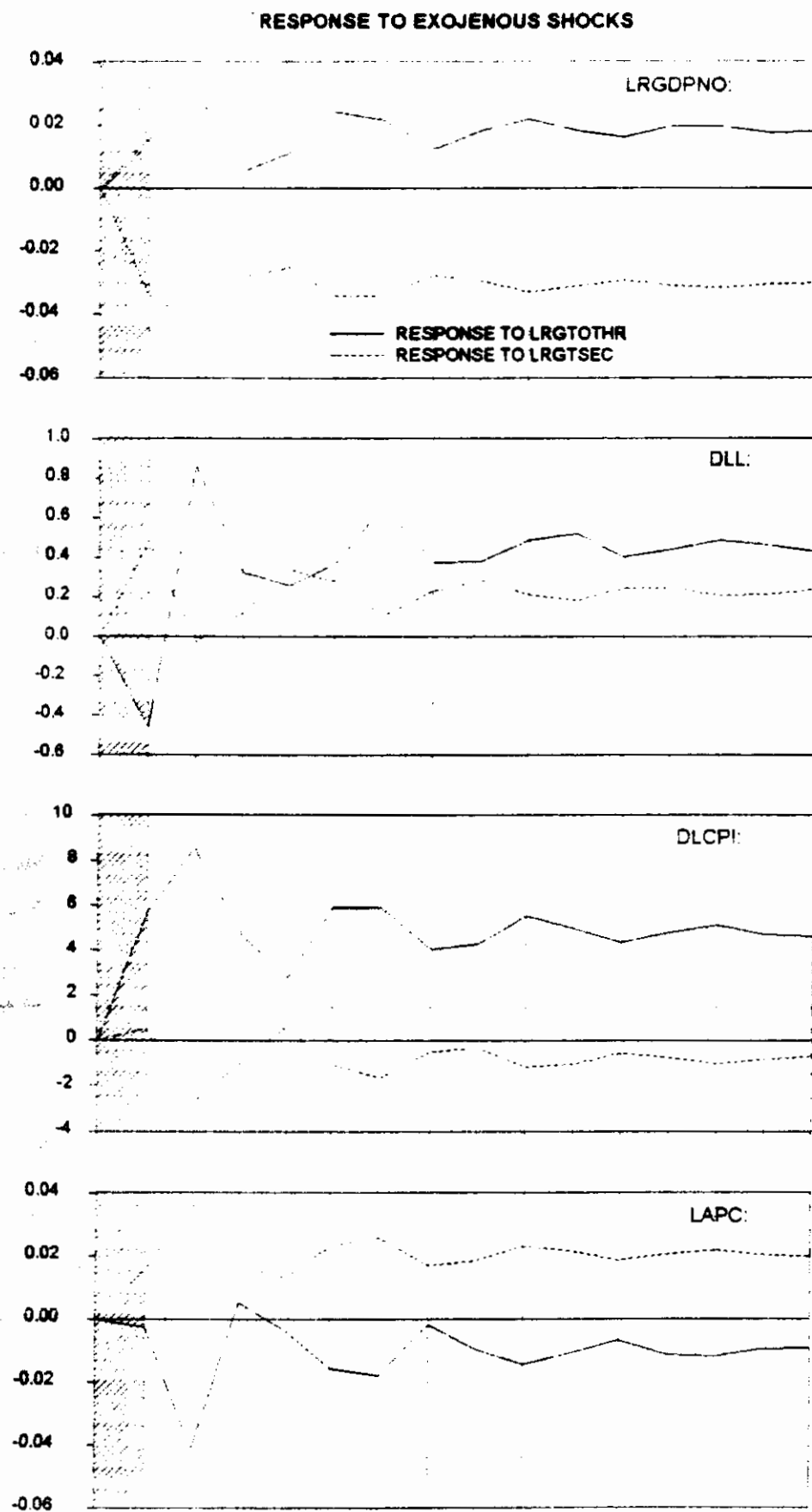
اکنون با فرض این که دولت قادر است با تعدیل مخارج خود با توجه به وضعیت قیمت ها، مخارج خود به قیمت ثابت را در سطح مورد نظر خود اعمال نماید و با توجه به ارزش های تاریخی لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی و لگاریتم سایر مخارج دولت به قیمت ثابت، مدل را برای دوره ۱۳۵۹-۱۳۷۴ حل می کنیم. مسیر حاصله برای لگاریتم تولید غیر نفتی، رشد اشتغال، تورم و لگاریتم میل متوسط به مصرف را مسیرهای مبنا می نامیم. سپس با فرض این که تفاضل لگاریتمی مخارج تأمین اجتماعی (به قیمت ثابت) فقط در سال ۱۳۵۹ به میزان ۲۰۳ افزایش یافته باشد، مسیر جدیدی را برای LRGTOTHR در نظر گرفته و با استفاده از آن، بار دیگر مدل را برای دوره ۱۳۵۹-۱۳۷۴ حل می نماییم. از تفریق مسیرهای اخیر از مسیرهای مبنا، پاسخ متغیرهای درون زای مورد نظر (DLCPI، DLL، LRGPN و LAPC) به تحریک برون زای فوق الذکر در لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی را به دست می آوریم. مشابه همین عمل را برای لگاریتم سایر مخارج دولت انجام می دهیم. در این حالت، لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی را مجدداً برابر مسیر تاریخی اش قرار می دهیم و بدین ترتیب، پاسخ متغیرهای درون زای مزبور را به تحریک برون زای لگاریتم سایر مخارج دولت تولید می کنیم.

نمودار ۴-۱ که به همان صورت نمودارهای ۴-۱-۱ و ۴-۱-۲ تهیه شده است، پاسخ متغیرهای کلان را به تحریک در مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت به تصویر کشیده است. بخش های هاشور نخورده این نمودار کاملاً با نمودارهای ۴-۱-۱ و ۴-۱-۲ قابل مقایسه می باشند. در تصاویر چهارگانه نمودار مزبور، خطوط پیرامون پاسخ متغیرها به تحریک لگاریتم سایر مخارج و خط چین ها نشان دهنده پاسخ به تحریک لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی هستند.

تصویر اول از بالا نشان می دهد که تحریک مخارج تأمین اجتماعی سبب کاهش تولید غیر نفتی می شود و تحریک سایر مخارج دولت، تولید غیر نفتی را افزایش خواهد داد. در تصویر دوم می بینیم علی رغم این که در اولین سال بعد از تحریک مخارج دولت، افزایش مخارج تأمین اجتماعی سبب افزایش رشد اشتغال و افزایش سایر مخارج دولت باعث کاهش رشد مزبور شده است، لیکن در بلندمدت، افزایش سایر مخارج دولت بیش از مخارج تأمین اجتماعی سبب افزایش رشد اشتغال می شود. نتیجه حاصل از تصویر سوم همانند گذشته بر تورم زایی شدید سایر مخارج دولت دلالت دارد با این تفاوت که در اینجا می بینیم که افزایش برون زای مخارج تأمین اجتماعی در بلندمدت، اندکی از میزان تورم می کاهد. تصویر پایینی (تصویر چهارم) بین افزایش میل متوسط به مصرف در پی افزایش برون زای مخارج تأمین اجتماعی و کاهش آن در نتیجه افزایش برون زای سایر مخارج دولت می باشد.

نتایج فوق در زمینه میل متوسط به مصرف با سایر نتایج قبلی هماهنگ است. در مورد رشد اشتغال، سازگاری بیشتری با مشاهدات مربوط به تحریک - پاسخ متعادل شده وجود دارد و آنچه که در مورد تولید غیر نفتی و حتی تورم مشاهده شد، اصولاً با نتایج قبلی سازگار می باشد. (اگرچه در مورد تولید، تفاوت های کمی به چشم می خورد).

نمودار ۴-۱-۴ پاسخ متغیرهای کلان به تحریک برونزا در مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت



۶- جمع‌بندی نتایج

در بین گزارش با هدف بررسی آثار کلان مخارج تأمین اجتماعی دولت به استفاده از ابزار ساده آماری، یعنی تحلیل همبستگی و همچنین روش‌های قوی‌تر تجزیه و تحلیل سیاستی، یعنی توابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس در قالب مدل هم‌انباشته VAR و همچنین شبیه‌سازی سیاستی مبادرت نمودیم. علی‌رغم وجود پاره‌ای از تفاوت‌ها، چهار نتیجه کلی مشترک در اغلب روش‌ها طی دوره مورد بررسی ۱۳۵۲-۱۳۷۴ به دست آمد:

- ۱- مخارج تأمین اجتماعی در مقایسه با سایر مخارج دولت از شدت رشد تولید کاسته است.
- ۲- مخارج تأمین اجتماعی به افزایش در میل متوسط به مصرف کمک کرده است.
- ۳- اثر تورمی مخارج تأمین اجتماعی کمتر از سایر مخارج دولت بوده است.
- ۴- مخارج تأمین اجتماعی ممکن است از رشد اشتغال کاسته باشد.

در مورد نتیجه اول و دوم، انتظارات نظری موافق مبنی بر کاهش پس‌انداز در نتیجه توسعه نظام تأمین اجتماعی و در نتیجه تنزل سرمایه‌گذاری و تخفیف رشد تولید وجود دارد. همین امر می‌تواند به تخفیف رشد اشتغال (نتیجه چهارم) منجر شده باشد. علاوه بر این، چون در تأمین مالی تأمین اجتماعی در ایران، کارفرمایان نیز متحمل گونه‌ای از مالیات می‌شوند، بخشی از کاهش احتمالی رشد اشتغال را می‌توان به این عامل نسبت داد.

در باره اثر تورمی مذکور تحت عنوان نتیجه سوم، پایه نظری مشخصی وجود ندارد. یکی از دلایل عمده‌ای که می‌تواند این یافته تجربی را توضیح بدهد، وجود تعادل نسبی در مخارج و درآمدهای دولتی مربوط به تأمین اجتماعی است. از آنجایی که در برابر بخشی از مخارج دولت، منبع درآمدی مشخصی وجود ندارد، افزایش چنین مخارجی معمولاً به استقراض از نظام بانکی و تبعات تورمی شدید آن منجر می‌شود. در مقابل (حداقل تا به امروز) مخارج تأمین اجتماعی در برابر عواید مرتبط با آن صورت گرفته است و لذا توسعه این مخارج به نسبت سایر مخارج دولتی، بار تورمی کمتری داشته است. چنانچه این نظریه صحیح باشد، ممکن است با افزایش مخارج تأمین اجتماعی دولت به علت افزایش تدریجی تعداد افراد واجد شرایط استفاده از این نظام در سال‌های آینده و همچنین عدم رشد متناسب در درآمدهای مربوط به این نظام، وضعیت توازن بین مخارج و درآمدهای مرتبط با تأمین اجتماعی بر هم خورده و این مخارج نیز آثار تورمی مشابه سایر انواع مخارج دولتی را داشته باشد. در این صورت، ملاحظات مرتبط با تورم نیز مزید بر ملاحظات مربوط به تخفیف رشد اقتصادی خواهد شد.

در هر صورت، مراتب فوق به معنی نامطلوب بودن نظام تأمین اجتماعی از نقطه نظر ملاحظات اقتصادی نیست. در واقع، چنین مشکلات احتمالی، هزینه‌ای است که برای برخورداری از این نظام باید پرداخت شود. آنچه حائز اهمیت می‌باشد، سعی در حداقل کردن این قبیل هزینه‌ها از طریق اقدامات اصلاحی در نظام تأمین اجتماعی و همچنین سیاست‌های تکمیلی کلان است.

فصل دوم- تجزیه و تحلیل آثار توزیمی تأمین اجتماعی در قالب تعادل عمومی، با استفاده از جدول داده و ستانده به روز شده برای سال ۱۳۷۵

۱- مقدمه

بررسی‌هایی که قبلاً با استفاده از مدل‌سازی کلان اقتصادی و در قالب یک مدل کلان خود همبستگی برداری (VAR) صورت گرفت، نشان داد که با توجه به سوابق اقتصاد ایران، افزایش در مخارج تأمین اجتماعی دولت می‌تواند با افزایش میل متوسط به مصرف و در نتیجه، کاهش میل متوسط به پس‌انداز و احتمالاً، کاهش تشکیل سرمایه و متعاقب آن تنزل رشد تولید و تقاضای کار ملازم باشد. در همان جا اشاره شد که این امر ممکن است ناشی از برآیند سه اثر مشهور «جانشینی ثروت»، «بازنشستگی» و «ارثیه» باشد.^۱

از طرف دیگر، از آنجایی که نظام تأمین اجتماعی می‌تواند به واسطه نحوه عمل در زمینه جمع‌آوری حق بیمه و مالیات‌های مربوط به تأمین مالی آن نظام و توزیع آنها بین مقرری‌گیران و بیمه‌شدگان، منشأ ایجاد آثار توزیمی بین طبقات درآمدی در یک برهه از زمان یا آثار توزیمی بین نسل‌ها باشد، تحولات کلان یاد شده در فوق ممکن است کمابیش در نتیجه چنین آثاری نیز به وجود بیاید. به عبارت دیگر، این احتمال وجود دارد که بهبود توزیع درآمد به نفع طبقات پایین درآمدی، به واسطه میل متوسط به پس‌انداز کمتر این طبقات، به نوبه خود سبب کاهش پس‌انداز و تشکیل سرمایه و رشد تولید داخلی بشود. لذا به منظور بررسی این فرضیه در برابر این فرض که آثار کلان مزبور صرفاً ناشی از برآیند سه اثر شناخته شده نظری فوق‌الذکر خواهد بود، نیاز به تکمیل مطالعات کلان قبلی احساس می‌شود.

فقدان اطلاعات آماری یک دست و پیوسته در مورد توزیع درآمد که فاصله مورد بررسی در مطالعه کلان قبلی را پوشاند (۱۳۵۰ به بعد)، مشکلی بود که می‌توانستیم با استفاده از برخی روش‌های درونیابی و به صورت تقریبی، آن را تا حدودی برطرف نماییم، لیکن کوچک بودن حجم نمونه در دسترس (۱۳۵۰ به بعد) در قیاس با تعداد متغیرهایی که در مدل کلان VAR مورد توجه قرار گرفته بود، ما را بر آن داشت که از ورود متغیر توزیع درآمد به مدل کلان VAR اجتناب کرده و روش متفاوتی را در این زمینه مورد استفاده قرار دهیم. علاوه بر این، تعریف یک رابطه رفتاری با ثبات که توزیع درآمد را در رابطه با مخارج تأمین اجتماعی تبیین کند، با توجه به این که شکل اثرگذاری نظام تأمین اجتماعی بر توزیع درآمد متأثر از نحوه رفتار دولت در زمینه جمع‌آوری حق بیمه و مالیات‌های مربوطه و همچنین نحوه باز توزیع آنهاست، عمل موجهی نمی‌باشد. در واقع، پارامترهای چنین رابطه‌ای به تبع تغییر سیاست‌ها و رفتار توزیمی دولت در زمینه تأمین اجتماعی، تغییر خواهد کرد و لذا تجزیه و تحلیل سیاستی بر پایه آن از اعتبار کافی برخوردار نخواهد بود. با توجه به مراتب فوق، برای بررسی تأثیرگذاری تغییرات توزیمی ناشی از تأمین اجتماعی، به جای این که متغیر توزیع درآمد را نیز در مدل کلان VAR وارد نماییم، ترجیح دادیم که با استفاده از یک الگوی شبه داده - ستانده مستقیماً به مطالعه تأثیرات کلان و همچنین تأثیرات خشی تغییرات توزیمی بپردازیم. بررسی حاضر به این مسئله نمی‌پردازد که آیا عملکرد دولت در زمینه نظام تأمین اجتماعی منشأ تغییرات توزیمی مهمی بوده است یا خیر ولی در این باره که چنانچه این تغییرات توزیمی به وجود آمده باشد یا دولت بخواهد در آینده نزدیک چنین تغییراتی را از طریق تأمین اجتماعی دنبال کند، چه آثار کلان و بخشی را در بر

^۱ در صورت باز به یادآوری این سه نوع اثر مشهور نظری، لطفاً به بحث مربوط به بررسی تجربی تأثیر کلان مخارج تأمین اجتماعی مراجعه فرمائید.

خواهند داشت، مفید خواهد بود.

الگوی که در این بررسی مورد استفاده قرار خواهد گرفت در چارچوب برنامه جهانی اشتغال دفتر بین‌المللی کار (ILO) و توسط Paukert & Skolka تهیه شده است.^۲ در این الگو، براساس تفاوت طبقات مختلف درآمدی از نظر ترکیب مصرف و میل متوسط پس‌انداز، سهم وارداتی هزینه‌های مصرف و همچنین تفاوت تکنولوژی تولید در بخش‌های مختلف (و یا کالاهای مختلف) به لحاظ کاربری و سرمایه‌بری، تأثیر باز توزیع درآمد بین گروه‌های مختلف درآمدی بر میزان و ترکیب تولید، اشتغال، ذخیره سرمایه مورد نیاز، واردات، پس‌انداز... مورد تجزیه و تحلیل کمی قرار می‌گیرد.

این الگو که قالب نظری آن، همانند الگوی داده و ستانده نظریه تعادل عمومی است، از اطلاعات جدول داده و ستانده و همچنین برخی اطلاعات تکمیلی استفاده می‌کند. همچون تحلیل داده و ستانده، نیازی به سری زمانی متغیرهای تحت بررسی ندارد و صرفاً با در دست بودن آمارهای مورد نیاز برای یک سال مورد مطالعه، قابل کمی شدن می‌باشد.

الگوی مزبور تا به حال، هفت بار برای ایران به کار گرفته شده است.^۳ مطالعه انجام شده توسط Skolka & Grazuel (1976) مربوط به قبل از انقلاب است. زمانی (Zamani 1988)، در قالب رساله دکتری خود، بار دیگر الگوی مزبور را مورد استفاده قرار داده است. این کار، اساس مشترک (Buler-Thomas & Zamani 1989) بوده که نمونه‌ای از به کارگیری کامل الگوی مذکور در مورد تأثیرات ناشی از توزیع درآمد بین طبقات درآمدی و همچنین بین جوامع شهری و روستایی برای دوران قبل و بعد از انقلاب می‌باشد. در این مطالعه، برای قبل از انقلاب، از اطلاعات مندرج در جدول داده و ستانده ۱۳۵۲ و برای بعد از انقلاب، از اطلاعات جدول به دور شده ۱۳۶۱ استفاده شده است.^۴ اردشیری (۱۳۷۴) و شیرازی (۱۳۷۵)، در قالب رساله کارشناسی ارشد، دو مورد دیگر از کاربرد الگوی مزبور با استفاده از جداول داده و ستانده قبل از ۱۳۷۰ می‌باشند.

جهانگردی و بانویی (۱۳۷۶) و جهانگرد و محبوب (۱۳۷۷)، با استفاده از اطلاعات مندرج در جدول داده و ستانده ۱۳۷۰ مرکز آمار ایران، آخرین موارد به کارگیری این الگو هستند. در کلیه مطالعات اخیر، صرفاً به آثار باز توزیع درآمد بین جوامع شهری و روستایی، به عنوان نماینده‌ای از پردرآمدها و کم‌درآمدها، پرداخته شده است.

اگرچه، جوامع شهری و روستایی را بتوان به لحاظ سهم آنها از درآمد شخصی، به عنوان نماینده پردرآمدها و کم‌درآمدها پذیرفت، لیکن تفاوت عادات مصرفی، پس‌انداز، سهم وارداتی هزینه‌های مصرفی و... آنها الزاماً مطابق تفاوت‌های مربوط به طبقات درآمدی مختلف نخواهد بود. بنابراین مطالعات اخیر را صرفاً می‌توان مربوط به مطالعه تأثیرات باز توزیع درآمد بین شهر و روستا دانست.

در این بررسی سعی کرده‌ایم که اولاً، به جای تفکیک ترکیب مخارج مصرفی بین شهر و روستا، تفکیک مخارج مصرفی بین ۴۰ درصد پایین، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالای درآمدی به طور تقریبی برآورد شود. ثانیاً، با استفاده از اطلاعات حساب‌های ملی ۱۳۷۵ مرکز آمار ایران، جدول داده و ستانده همفزون شده ۱۳۷۰ مرکز آمار، برای سال ۱۳۷۵، به روز شود. بدین ترتیب، توانستیم اثر باز توزیع درآمد بین طبقات درآمدی

1. International Labour Office (ILO).

۲. فیروز توفیق، ۱۳۷۱، صفحات ۱۳۶۸-۱۳۶۹.

۳. جهانگرد و محبوب (۱۳۷۷)، صفحه ۲۰.

۴. فیروز توفیق، ۱۳۷۱، صفحه ۱۸۰.

5. Update.

سه گانه در کل کشور را براساس اطلاعات جدول به روز شده ۱۳۷۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. در بخش های بعدی، ابتدا در بخش دوم، الگوی شبه داده - ستانده فوق الذکر معرفی می شود. بخش سوم، در برگیرنده کلیه مراحل محاسباتی و عملیاتی صورت گرفته برای زمینه سازی کاربرد کمی الگو است. در بخش چهارم، نتایج حاصل از شبیه سازی اثرات باز توزیع درآمد ارائه شده و بخش پنجم به جمع بندی خلاصه نتایج اختصاص یافته است.

۲- معرفی الگو

چنانچه n بخش کالای گوناگون در اقتصاد وجود داشته باشند (مشابه n بازار در نظریه تعادل عمومی)، در حالت تعادل، ارزش تولیدات هر کدام از این بخش ها یا کالاها برابر با ارزش مصارف واسطه ای و نهائی بر روی آن کالا خواهد بود:

$$\begin{aligned} X_1 &= X_{11} + X_{12} + \dots + X_{1n} + C_{11} + \dots + X_{1p} + e_1 \\ X_2 &= X_{21} + X_{22} + \dots + X_{2n} + C_{21} + \dots + X_{2p} + e_2 \\ &: \\ X_n &= X_{n1} + X_{n2} + \dots + X_{nn} + C_{n1} + \dots + X_{np} + e_n \end{aligned} \quad (1)$$

در سری روابط (۱)، X_i که در آن: $i = 1, \dots, n$ می باشد، بیانگر ارزش تولید بخش یا کالای i ام می باشد. X_{ij} نیز که در آن $i, j = 1, \dots, n$ نشان دهنده ارزش مصرف واسطه ای تولید بخش (یا کالای) i ام در تولید بخش (یا کالای) j ام است. C_{ik} که در آن: $k = 1, \dots, p$ است، مبین مصرف خصوصی گروه درآمدی k ام از کالای i بوده و e_i نیز مجموع سایر مصارف نهائی (از قبیل مصرف دولت، تشکیل سرمایه، تغییر در موجودی انبار و صادرات) می باشد.

ارزش کل واردات را نیز می توان به صورت حاصل جمع واردات واسطه ای، مصرفی و سایر واردات (سرمایه ای و سایر) نوشت:

$$m = m_1 + m_2 + \dots + m_n + mc_1 + \dots + mc_p + c \quad (2)$$

که در این رابطه، m نشان دهنده ارزش واردات و m_i (که در آن: $i = 1, \dots, n$) و mc_k (که در آن: $k = 1, \dots, p$)، به ترتیب بیانگر واردات واسطه ای برای تولید بخش (یا کالای) i ام و واردات مصرفی طبقه درآمدی k ام می باشد. mc نیز سایر انواع واردات (سرمایه ای و سایر) است.

به همین ترتیب می توان رابطه ای که مجموع خالص مالیات غیر مستقیم بخش (یا تولیدکننده کالای) i ام می پردازد و مالیات بر درآمد شخصی طبقات مختلف درآمدی را به قرار زیر معرفی کرد:

$$t = t_1 + t_2 + \dots + t_n + dt_1 + \dots + dt_p \quad (3)$$

در اینجا، t_i بیانگر خالص مالیات غیر مستقیم مربوط به بخش (یا تولیدکننده کالای) i ام و dt_k مالیات بر درآمد شخصی طبقه k ام است.

کل پس انداز خصوصی s را نیز می توان به صورت مجموع پس انداز طبقات مختلف درآمدی g_k (به ازا): $k = 1, \dots, p$ در نظر گرفت:

$$S=S_1+....+S_p$$

و مجموع سایر اجرای ارزش افزوده، به غیر از درآمد شخصی، یعنی v را به شکل حاصل جمع سایر ارزش افزوده در هر بخش / یا مربوط به هر کالا (v_i به ازاء: $i=1, ..., n$) نوشت:

$$v=v_1+v_2+....+v_n \quad (5)$$

به طریق مشابه، کل درآمد شخصی y ، معادل یا حاصل جمع درآمد شخصی ایجاد شده در هر بخش (یا در تولید هر کالا) (y_i به ازاء: $i=1, ..., n$)، خواهد بود:

$$y=y_1+y_2+....+y_n \quad (6)$$

اگر λ_k به ازای: $k=1, ..., p$ ، سهم گروه درآمدی K از کل درآمد شخصی باشد، خواهیم داشت:

$$Y_1=\lambda_1 y$$

:

(7)

$$y_p=\lambda_p y$$

به علاوه، کل اشتغال L و کل ذخیره سرمایه K را می توان به صورت حاصل جمع اشتغال و ذخیره سرمایه در هر بخش (یا نیروی کار و سرمایه مورد نیاز برای تولید کالاهای مختلف) (k_i, L_i به ازاء: $i=1, ..., n$) در نظر گرفت:

$$L=L_1+L_2+....+L_n \quad (8)$$

$$K=K_1+K_2+....+K_n \quad (9)$$

سیستم معادلات ۱ الی ۹ را می توان با مختصر عملیات ساده جبری به شکل زیر نوشت:

$$\left(1 - \frac{X_{11}}{X_1}\right) X_1 - \left(\frac{X_{12}}{X_2}\right) X_2 - \dots - \left(\frac{X_{1n}}{X_n}\right) X_n - \left(\frac{C_{11}}{Y_1}\right) Y_1 - \dots - \left(\frac{C_{1p}}{Y_p}\right) Y_p = e_1$$

$$- \left(\frac{X_{21}}{X_1}\right) X_1 + \left(1 - \frac{X_{22}}{X_2}\right) X_2 - \dots - \left(\frac{X_{2n}}{X_n}\right) X_n - \left(\frac{C_{21}}{Y_1}\right) Y_1 - \dots - \left(\frac{C_{2p}}{Y_p}\right) Y_p = e_2$$

...

$$- \left(\frac{X_{n1}}{X_1}\right) X_1 - \left(\frac{X_{n2}}{X_2}\right) X_2 - \dots + \left(1 - \frac{X_{nn}}{X_n}\right) X_n - \left(\frac{X_{n1}}{Y_1}\right) Y_1 - \dots - \left(\frac{C_{np}}{Y_p}\right) Y_p = e_n$$

$$- \left(\frac{m_1}{X_1}\right) X_1 - \left(\frac{m_2}{X_2}\right) X_2 - \dots - \left(\frac{m_n}{X_n}\right) X_n + m - \left(\frac{mC_1}{Y_1}\right) Y_1 - \dots - \left(\frac{mC_p}{Y_p}\right) Y_p = me$$

$$- \left(\frac{t_1}{X_1}\right) X_1 - \left(\frac{t_2}{X_2}\right) X_2 - \dots - \left(\frac{t_n}{X_n}\right) X_n + t - \left(\frac{d_{11}}{Y_1}\right) Y_1 - \dots - \left(\frac{d_{1p}}{Y_p}\right) Y_p = O$$

$$S = \left(\frac{S_1}{Y_1}\right) Y_1 - \dots - \left(\frac{S_p}{Y_p}\right) Y_p = Y_p = O \quad (10)$$

$$- \left(\frac{v_1}{X_1}\right) X_1 - \left(\frac{v_2}{X_2}\right) X_2 - \dots - \left(\frac{v_n}{X_n}\right) X_n + v = O$$

$$- \left(\frac{Y_1}{X_1}\right) X_1 - \left(\frac{Y_2}{X_2}\right) X_2 - \dots - \left(\frac{Y_n}{X_n}\right) X_n + Y = O$$

$$- \lambda_1 Y + Y_1 = 0$$

⋮

$$- \lambda_p Y + Y_p = 0$$

$$\begin{aligned} & - \left(\frac{L_1}{X_1} \right) X_1 - \left(\frac{L_2}{X_2} \right) X_2 - \dots - \left(\frac{L_n}{X_n} \right) X_n + L = 0 \\ & - \left(\frac{K_1}{X_1} \right) X_1 - \left(\frac{K_2}{X_2} \right) X_2 - \dots - \left(\frac{K_n}{X_n} \right) X_n + K = 0 \end{aligned}$$

برای سادگی بیشتر، در رابطه فوق (سیستم معادلات ۱۰)، می توان $\frac{X_{ij}}{X_j}$ (که در آن: $i,j = 1, \dots, n$) را با a_{ij} نشان داد. این ضریب، سهم تولید صنعت i (کالای نام) را به عنوان نهاده (ستانده) واسطه‌ای در تولید صنعتی j (کالای نام) مشخص می‌کند. همچنین، می توانیم $\frac{C_{ijk}}{Y_k}$ که سهم هزینه کالای نام (تولید صنعت i) را از درآمد شخصی گروه k نام درآمدی نشان می‌دهد (و در آن: $i = 1, \dots, n$ و $k = 1, \dots, p$) بنامیم. به همین ترتیب، $\frac{m_j}{x_j}$ یعنی سهم واردات واسطه‌ای در تولید بخش j (کالای نام) و $\frac{m_{ck}}{Y_k}$ یعنی سهم واردات مصرفی از درآمد شخصی گروه k را به ترتیب، amc_k, am_j نامیده و $\frac{t_j}{x_j}$ یعنی سهم خالص مالیات غیر مستقیم در هزینه تولید بخش j (کالای نام) و $\frac{dt_k}{Y_k}$ یعنی سهم مالیات بر درآمد شخصی از کل درآمد شخصی گروه k را به ترتیب، at_j و adt_k می‌نامیم.

میل متوسط به پس انداز از درآمد شخصی برای گروه k نام درآمدی $\frac{S_k}{Y_k}$ است که آن را as_k می‌خوانیم. سهم درآمد شخصی از ارزش تولید بخش j ، یعنی $\frac{y_j}{Y_j}$ و سهم سایر اقلام ارزش افزوده از ارزش تولید بخش j ، یعنی $\frac{y_j}{Y_j}$ را به ترتیب با ay_j, av_j نشان می‌دهیم. نسبت اشتغال به ارزش تولید بخش (کالای نام)، یعنی $\frac{y_j}{X_j}$ و نسبت سرمایه به تولید در بخش j (در تولید کالای نام)، یعنی $\frac{K_j}{X_j}$ را نیز به ترتیب، ak_j, al_j می‌نامیم. حال با فرض این که نسبت‌های فوق‌الذکر دارای ثبات باشند و بادر نظر گرفتن متغیرهای X_1 الی X_n و y_1, y_p, L, K به عنوان متغیرهای درونزا (تابع یا مجهول) و e_1 الی e_n و نیز m به عنوان متغیرهای بیرونزا (مقادیر معلوم)، می توان سیستم معادلات ۱۰ را به بیان ماتریسی نشان داد. برای این منظور، در هر کدام از روابط سیستم معادلات ۱۰، ضریب متغیرهای درونزایی که در آن معادله غایب هستند را برابر با صفر در نظر می‌گیریم. بدین ترتیب، سیستم معادلات ۱۰ به بیان ماتریسی به صورت رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$B.Z=d$$

(۱۱)

به نرغی که داریم:

$$B \begin{bmatrix} I-A & O & -C & O \\ -a'_m & & c'_m & \\ & I & & O \\ -a'_t & & -c'_t & \\ O & & -c'_s & \\ -A_t & & O & \\ O & O-\lambda I & I & O \\ -a'_l & & & \\ -a'_k & O & O & I \end{bmatrix} ; Z \quad S \quad \begin{bmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \\ m \\ t \\ s \\ v \\ y \\ y_1 \\ \vdots \\ y_p \\ L_k \end{bmatrix} \quad d = \begin{bmatrix} c_1 \\ \vdots \\ c_n \\ mc \\ o \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ O \end{bmatrix}$$

همان گونه که ملاحظه می شود، بردار متغیرهای برونزا است که اجزای آن c_1 الی c_n و me بوده و سایر اجزای آن برابر صفر می باشد. بردار Z بردار متغیرهای درونزا است که اجزای آن قبلاً معرفی شده اند. ماتریس B خود از ماتریس هایی با ابعاد کوچک تر و بردارها تشکیل شده است. بیانگر ماتریس واحد (که اعضا قطر اصلی آن برابر با یک و سایر اعضایش برابر با صفر هستند) و O ماتریس صفر است. سایر ماتریس های کوچک تر موجود در B (زیر ماتریس ها) به قرار زیر معرفی می شوند:

$$A=[a_{ij}]_{n \times n}; a_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_j}; i,j=1 \dots n$$

$$C=[ac_{ik}]_{n \times p}; ac_{ik} = \frac{c_{ik}}{y_k}; i=1 \dots n, k=1 \dots p$$

$$A_v = \begin{bmatrix} av_1 & \dots & av_n \\ \vdots & & \vdots \\ ay_1 & \dots & ay_n \end{bmatrix} 2 \times n; av_j = \frac{v_j}{x_j}, ay_j = \frac{y_j}{x_j}; j=1 \dots n$$

همچنین O که در بین $-Av, -a'_t$ قرار گرفته، بیانگر بردار سطری صفر می باشد و سایر بردارهای موجود

در B به قرار زیر هستند:

$$a'_m = [am_1 \dots am_n]_{1 \times n}; am_j = \frac{m_j}{x_j}; j=1 \dots n$$

$$c'_m = [amc_1 \dots amc_p]_{1 \times p}; amc_k = \frac{mck}{y_k}; k=1 \dots p$$

$$a'_t = [at_1 \dots at_n]_{1 \times n}; at_j = \frac{t_j}{x_j}; j=1 \dots n$$

$$c'_t = [adt_1 \dots adt_p]_{1 \times p}; adt_k = \frac{d_{tk}}{y_k}; k=1 \dots p$$

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_p \end{bmatrix}_{p \times 1} ; \lambda_k = \frac{y_k}{y} ; k = 1, \dots, p$$

$$a'_j = [a_{1j}, \dots, a_{nj}]_{1 \times n} ; a_{ij} = \frac{l_j}{x_j} ; j = 1, \dots, n$$

$$a'_k = [a_{1k}, \dots, a_{nk}]_{1 \times n} ; a_{kj} = \frac{k_j}{x_j} ; j = 1, \dots, n$$

بدین ترتیب، با در اختیار داشتن پارامترهای (اعضاء باثبات) ماتریس B و بردار برونزای d، براساس رابطه ۱۱، می‌توان بردار متغیرهای درون‌زا Z را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$Z = B^{-1} \cdot d \quad (12)$$

این رابطه، اساس تجزیه و تحلیل تأثیر تغییر در توزیع درآمد بر متغیرهای درون‌زای بردار Z را تشکیل می‌دهد. به منظور محاسبه آثار تغییر در توزیع درآمد، کافی است که بردار توزیع درآمد λ را در جهت مورد نظر تغییر داده و سهم‌های جدیدی از کل درآمد شخصی را برای P گروه درآمدی تعریف کنیم. با جایگزین کردن بردار جدید λ در ماتریس B و محاسبه مقادیر جدید متغیرهای درون‌زای موجود در بردار Z بر طبق رابطه ۱۲ و مقایسه این مقادیر با ارزش‌های قبلی، می‌توان تأثیر این تغییر در توزیع درآمد را بر بردار Z را ملاحظه کرد.

باید توجه داشت که در این الگو، علاوه بر فروض معمول در تحلیل داده و ستانده، مثل تکنولوژی تولید با ضرایب ثابت اخطی و همگن بودن از درجه اول توابع تولید، فرض ثبات سایر پارامترهای موجود در ماتریس B (به استثناء بردار λ)، از قبیل ترکیب مصرفی گروه‌های درآمدی از تولیدات مختلف، سهم واردات مصرفی و میل متوسط به پس‌انداز گروه‌های درآمدی نیز مفروض می‌باشد. این فرض حتی در هنگام تغییر بردار توزیع درآمد، معتبر انگاشته می‌شود. همچنین، برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری (اعم از خصوصی و دولتی)، عدم تغییر قیمت‌ها و دستمزدها در نتیجه باز توزیع درآمد و عدم وجود محدودیت در زمینه نیروی انسانی، ظرفیت تولیدی و تراز پرداخت‌ها از دیگر فروض اساسی این الگو هستند^۱ که هنگام تعبیر و تفسیر نتایج حاصله باید مورد نظر باشند.

۳- مراحل محاسباتی و عملیاتی برای زمینه‌سازی کاربرد کمی الگو

بسیاری از اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه ماتریس B و بردار d می‌توان از جداول داده - ستانده به دست آورد. جدیدترین جدول داده - ستانده مرکز آمار ایران مربوط به سال ۱۳۷۰ است که با توجه به احتمال تغییر ساختار تولید، مصرف و... در سال‌های بعد از ۱۳۷۰ تا به امروز، کاربرد این جدول برای اخذ نتایجی که بتوان آن‌را به زمان حال نسبت داد، چندان مناسب نیست. به روز کردن جداول داده و ستانده، معمول‌ترین کاری است که در این موارد می‌توان انجام داد. هر چند که جداول به روز شده معمولاً تفاوت‌هایی با چشم‌اندازی که از تشکیل یک جدول جدید حاصل می‌شود دارند، لیکن آزمایش‌هایی که در این زمینه صورت گرفته است، اغلب حکایت از برتری جداول به روز شده بر کاربرد جداول قدیمی برای تحلیل موقعیت‌های جدید دارند.^۲

۱. فیروز توفیق، ۱۳۷۱، صفحه ۱۷۴

۲. همان منبع، صفحه ۱۱۹

در این قسمت، نتایج حاصل از به روز کردن جدول ۱۳۷۰ برای سال ۱۳۷۵ که در مورد آن اطلاعات مربوط به نیروی کار وجود داشته و جدیدترین آمار حساب‌های ملی مرکز آمار ایران نیز مربوط به همین سال می‌باشد را ارائه خواهیم کرد. البته، قبل از آن لازم است تغییرات و برخی اقدامات تکمیلی بر روی جدول سال ۱۳۷۰ صورت بگیرد تا اولاً، جدول داده و ستانده مربوط به تولیدات داخلی (و نه حاصل جمع تولید داخلی و واردات) به دست بیاید که در آن اطلاعات واردات به صورت سطری (و نه ستونی) وارد شده باشد و ثانیاً، مصرف فراورده‌های داخلی و نیز واردات مصرفی برای طبقات مختلف درآمدی تفکیک بشود. محاسبه سهم درآمدی این طبقات، محاسبه میل متوسط به پس انداز و ضریب مالیات بر درآمد شخصی برای گروه‌های درآمدی مزبور، محاسبه ضرایب سرمایه به تولید برای بخش‌های مختلف و همچنین تفکیک ارزش افزوده بخش‌ها به درآمد شخصی و سایر اجزای ارزش افزوده از موارد دیگری است که در راستای محاسبه ماتریس B باید انجام شود و در اینجا به آنها اشاره خواهد شد. در پایان این قسمت، ما اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه ماتریس B و بردار d را در اختیار خواهیم داشت.

۱-۳- محاسبه جدول داده - ستانده تولیدات داخلی سال ۱۳۷۰

جدول ۱-۲-۴. جدول داده - ستانده کل سال ۱۳۷۰ ایران به قیمت تولید کننده می‌باشد. در این جدول، کل فعالیت‌های تولیدی در ۹ بخش (۹ نوع کالا) تقسیم‌بندی شده است. جدول مزبور با ادغام برخی از بخش‌ها، از جدول ۱۵×۱۵ سال ۱۳۷۰ که توسط مرکز آمار ایران انتشار یافته،^۱ به دست آمده است. «کشاورزی، شکار و جنگل داری» با نام AGR، «معادن» MIN، «صنعت» MAN، «آب و برق و گاز» WEG، «ساختن» BUI، «عمده فروشی و خرده فروشی، هتل و رستوران» تحت عنوان SHR، «حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات» با عنوان TIC، «واسطه‌گری‌های مالی و مستغلات و خدمات تجاری» با نام FPB و خدمات عمومی و شخصی و خانگی» تحت عنوان PPH، بخش‌های ۹ گانه این جدول هستند. به غیر از «خالص مایات بر تولید و مالیات بر واردات» که مجموع آن را NETAX-YM نمایش داده‌ایم، ارزش افزوده هر بخش به «دستمزد» WAGE و «مجازد عملیاتی ناخالص» G-O-S تفکیک شده است. تقاضای نهائی از «مصرف خصوصی» p، «مصرف دولتی» g، «تشکیل سرمایه ناخالص» I، «تغییر در موجودی انبار» d (INV) و «صادرات» X تشکیل شده است. در این جدول، «واردات» با عنوان M و به صورت ستونی و «اشتغال» Employ به صورت سطری وارد شده است. به غیر از اطلاعات اشتغال که بر حسب هزار نفر می‌باشد، سایر اطلاعات به میلیارد ریال ۱۳۷۰ شده است.

هنگامی که که ملاحظه می‌شود، ۴ ناحیه معروف جداول داده و ستانده، در جدول ۱-۲-۴ نیز مشخص شده است در این جدول داده - ستانده کل، سطرهای ناحیه ۱ مصارف هر یک از کالاها، اعم از تولید داخل یا وارداتی، توسط بخش‌های ۹ گانه به عنوان نهاده (ستانده) واسطه‌ای را نمایش می‌دهد. مثلاً در سطر دوم (مقابل MIN) می‌بینیم که از کالاهای معدنی (MIN) تولید داخل یا وارداتی، ۱۰ میلیارد ریال توسط بخش کشاورزی (AGR)، ۲ میلیارد ریال توسط بخش معدن (MIN)، ۳۹۳ میلیارد ریال در بخش صنعت (MAN) و... به عنوان نهاده واسطه‌ای استفاده شده است. ستون‌های ناحیه ۱، استفاده هر بخش از کالاهای مختلف، اعم از داخلی یا وارداتی، را در فرایند تولید نشان می‌دهد. مثلاً ستون ۴ (ذیل WEG) مشخص می‌کند که بخش آب و برق و گاز (WEG) برای انجام برنامه‌های تولیدی خود، از ۱ میلیارد ریال کالای کشاورزی،

۱. مرکز آمار ایران، «جدول داده و ستانده ایران، سال ۱۳۷۰»، دفتر حساب‌های اقتصادی ۱۳۷۶

۱۴ میلیارد ریال کالای معدنی. ۱۱۹ میلیارد ریال کالای صنعتی و... (اعم از تولید داخلی و وارداتی). به عنوان نهاده واسطه‌ای. استفاده کرده است. بنابراین، در ناحیه ۱ جدول، اطلاعات مربوط به مصرف واسطه‌ای انواع کالاهای ۹ گانه ارائه می‌شود.

در ناحیه ۲ جدول، نحوه تخصیص کالاهای مختلف به مصارف نهایی (مصرف خصوصی C_p ، مصرف دولتی C_g ، تشکیل سرمایه I و...) مشخص شده است. مثلاً در سطر اول ناحیه می‌بینیم که از کالاهای کشاورزی داخلی یا وارداتی. ۲۰۱۹ میلیارد ریال به مصرف خصوصی رسیده و ۵۱ میلیارد ریال مصرف دولتی شده و ۲۷۲ میلیارد ریال به صورت تشکیل سرمایه صرف شده و... و از کل عرضه محصولات کشاورزی. ۲۹۰ میلیارد ریال آن وارداتی (اعم از واردات و مالیات بر واردات) بوده است. به عنوان مثالی از اطلاعات ستونی مندرج در ناحیه ۲، ذیل مصرف خصوصی C_p ، ملاحظه می‌کنیم که در قالب سبد مصرفی خصوصی. ۲۰۱۹ میلیارد ریال از کالاهای کشاورزی، ۱ میلیارد ریال کالاهای معدنی. ۹۱۲۵ میلیارد ریال صنعتی و... اعم از داخلی و وارداتی به مصرف رسیده است.

ناحیه ۳. ۱-۲-۴ علاوه بر تبیین توزیع خالص مالیات غیرمستقیم در بین بخش‌های ۹ گانه، به تفکیک اجزای ارزش افزوده مربوط به هر بخش اختصاص دارد. مثلاً در مقابل WAGE در سطر اول ناحیه ۳ می‌بینیم که در بخش کشاورزی AGR، ۸۱۵ میلیارد ریال و در معدن ۲۲۱ میلیارد ریال و در صنعت ۲۵۵۷ میلیارد ریال و... از کل ارزش افزوده، به صورت دستمزد به صاحبان عامل کار پرداخت شده است. در ستون سوم ناحیه ۳. ذیل MAN، ملاحظه می‌شود که در بخش صنعت، ۲۵۵۷ میلیارد ریال از نهاده کرد ۵۶۶۶ میلیارد ریال از سایر نهاده‌های اولیه (سرمایه و...) به صورت ناخالص استفاده شده و مانده از آن از محل ارزش افزوده صنعت تأمین شده است. همچنین ۱۵۰ میلیارد ریال از ارزش افزوده نیز به شکل خالص مالیات غیرمستقیم به دولت پرداخت شده است.

اگر مواردی از ارزش افزوده وجود داشته باشد که در بخش‌های تقاضای نهایی ایجاد و مصرف شود، در ناحیه ۴ جدول داده - ستانده درج می‌شود. مواردی چون حقوق گمرکی و مالیات بر واردات واسطه‌ای مصرفی و سرمایه‌ای، عوارض بندری و جواز صادراتی، خالص پرداخت به عوامل خارجی و افزایش ارزش موجودی انبار (به عنوان استهلاک منفی) از اقلامی هستند که معمولاً در این ناحیه قرار می‌گیرند. البته در برخی از موارد این ناحیه خالی گذاشته می‌شود.^۱ در جدول ۱-۲-۴ تنها مالیات بر واردات (به میزان ۸۰۵ میلیارد ریال) در این ناحیه قرار داده شده است.

با توجه به مراتب فوق کاملاً مشخص است که حاصل جمع ستون‌های جدول در نواحی ۱ و ۲، ارزش تولید داخلی هر بخش را مشخص می‌کند. مثلاً ذیل AGR می‌بینیم که بخش کشاورزی. ۳۹۲۴ میلیارد ریال را صرف نهاده‌های (ستانده‌های) واسطه‌ای داخلی و وارداتی کرده و علاوه بر آن، ۸۱۵ میلیارد ریال به صورت دستمزد و عامل کار و ۶۷۳۷ میلیارد ریال به سایر نهاده‌های اولیه پرداخت کرده و ۳۸ میلیارد ریال به شکل خالص سوبسید عمومی. لازم است که ارزش تولید این بخش با مجموع خالص هزینه‌هایش برابر باشد. مشخص می‌شود که ارزش تولید بخش کشاورزی معادل با ۱۱۴۳۸ میلیارد ریال بوده است.

۱. فیروزه توفیق، ۱۳۷۱، صفحات ۱۹ و ۲۰.

Transaction Table: IRAN 1-0 1370 (TOTAL 9*9), Rb

SECTOR	AGR	MIN	MAN	WEG	BUI	SHR	TIC	FPB	PPH	TOTAL	Cp	Cg	I	d(INV)	X	-M	TOTAL
AGR	2688	0	4716	1	43	122	1	1	64	7636	2019	51	272	1490	259	-290	11138
MIN	10	2	393	14	100	0	2	0	0	522	1	0	0	35	3639	-59	4148
MAN	765	58	5849	119	2985	511	665	514	1676	13142	9125	0	6575	3183	2187	-12008	22144
WEG	98	21	202	164	2	103	17	9	78	693	275	0	0	0	123	0	1091
BUI	11	24	46	3	0	27	19	382	131	642	22	0	6880	0	0	0	7511
SHR	116	19	1278	34	119	116	180	60	130	3053	6700	0	651	0	995	-186	9710
TIC	150	36	853	41	346	158	578	144	293	2509	2379	12	238	0	218	-100	8116
FPB	66	44	237	9	129	75	75	107	59	801	6943	0	29	0	78	-70	7781
PPH	20	2	197	23	4	7	168	25	87	533	2007	6707	0	0	1	-23	9225
TOTAL	3924	206	13772	407	3728	1118	1706	1244	2516	28621	28971	6770	14645	4708	7499	-12995	18278
WAGE	815	221	2557	417	1305	725	712	362	4336	11450	0	0	0	0	0	0	11450
NETAX-YM	-38	0	150	-4	122	121	221	21	-20	572	0	0	0	0	0	805	1377
G-O-S	6737	3710	5666	271	2389	7747	2508	6154	2393	37575	0	0	0	0	0	0	37575
TOTAL	11438	4138	22144	1091	7544	9710	5146	7781	9225	78218	28971	6770	14645	4708	1499	-12190	128621
Employ (0)	3205	101	2011	139	1373	1238	762	195	1081	13097	0	0	0	0	0	0	13097

به طریق مشابه، در مقابل AGR در سطر اول از ناحیه ۱ و ۳ جدول ملاحظه می‌کنیم که ۷۶۳۶ میلیارد ریال از کالاهای کشاورزی به صورت نهاده واسطه (اعم از داخلی و وارداتی) مصرف شده است. همچنین به ترتیب، ۲۰۱۹، ۲۷۲، ۵۱، ۱۴۹۰ و ۲۹۵ میلیارد ریال از این کالاها صرف مصرف خصوصی^۲، مصرف دولت^۳، تشکیل سرمایه^۴ تغییر در موجودی انبار (INV) و صادرات^۵ شده است. حاصل جمع این مصارف نهایی و مصارف واسطه‌ای، برابر با کل عرضه محصولات کشاورزی اعم از تولید داخل و وارداتی است که چنانچه کل واردات کشاورزی به میزان ۲۹۰ میلیارد ریال را از مجموع عرضه کل کسر نماییم، به همان ارزش تولید داخلی کشاورزی (۱۱۴۳۸) می‌رسیم که قبلاً از طریق جمع اقلام ستون اول به آن رسیده بودیم.

بنابراین، ملاحظه می‌شود که در جدول ۱-۲-۴، مجموع واردات به صورت ستونی (ذیل M-) و به تفکیک نوع کالا ارائه شده است و به علاوه، اطلاعات مندرج در نواحی ۱ و ۳ جدول مزبور، مصارف واسطه‌ای و نهایی مجموعه تولیدات داخلی و وارداتی را منعکس می‌کند. این در حالی است که با توجه به نیازمندی‌های اطلاعاتی الگوی مورد نظر ما، لازم است که اولاً، واردات به صورت سطری و به تفکیک واسطه‌ای برای هر کدام از بخش‌های تولیدی، مصرفی به تفکیک بخش خصوصی و دولت، سرمایه‌ای و موجودی انبار و واردات برای صادرات ارائه شود. ثانیاً، نواحی ۱ و ۳ جدول باید برحسب تولیدات داخلی تشکیل شود. به عبارت دیگر، باید موارد وارداتی مصارف واسطه‌ای و نهایی از ارقام مندرج در نواحی ۱ و ۳ جدول ۱-۲-۴ کسر شود و حاصل جمع ستونی این و موارد وارداتی به صورت یک سطر اضافی، در نواحی ۳ و ۴ جدول وارد شود.

معمولاً، هنگام تهیه جداول داده - ستانده کل، جداول جانبی، من جمله جدول واردات نیز تهیه می‌شود. جدول واردات دارای نواحی نظیر ناحیه ۱ و ۳ می‌باشد. با در اختیار داشتن این جدول، از طریق جمع سطری یا ستونی، به سادگی می‌توان واردات را به شکل ستونی یا سطری محاسبه و در جدول کل لحاظ نمود. خوشبختانه ماتریس واردات واسطه‌ای نظیر ناحیه ۱ جداول داده - ستانده سال ۱۳۷۰ توسط مرکز آمار ایران محاسبه و ارائه شده، ولی متأسفانه برای این سال، ماتریس واردات نهایی نظیر ناحیه ۲ جدول مزبور محاسبه نشده است. جدیدترین ماتریس واردات نهایی مربوط به سال ۱۳۶۴ می‌باشد.^۱ بنابراین، به منظور تکمیل کردن جدول واردات، با توجه به این که از تفاضل جمع سطری ماتریس واردات واسطه‌ای و قدر مطلق کل واردات مندرج تحت ستون M- در جدول ۱-۲-۴، مجموع نهایی به تفکیک کالاها به دست می‌آید و همچنین از «نسبت وارداتی مصرفی و سرمایه‌ای» و «حاصل جمع واردات نهایی» می‌توان «واردات مصرفی» و «مجموع واردات سرمایه‌ای و موجودی انبار» را به دست آورد، با فرض این که واردات برای صادرات مساوی با صفر باشد، اقدامات زیر را در جهت به روز کردن ماتریس واردات نهایی سال ۱۳۶۴ برای سال ۱۳۷۰ انجام دادیم:

الف- ابعاد ماتریس واردات ۲۱ بخشی سال ۱۳۶۴ از طریق ادغام هماهنگ بخش‌ها، با جدول ۱-۲-۴ یکسان نمودیم.

ب- با توجه به تحول شاخص ضمنی واردات بین سال ۱۳۶۴ و ۱۳۷۰، کل ماتریس واردات نهایی را به لحاظ تحول قیمت‌ها، به طور متوسط افزایش^۲ دادیم. همچنین، از آنجایی که کل واردات به قیمت ثابت نیز از ۱۳۶۴ تا ۱۳۷۰ به میزان ۲ برابر افزایش داشته است، کل ماتریس واردات نهایی تعدیل شده نسبت به

^۱ ضرورت جزیین، ۱۳۷۰، جدول ۳، ص ۳۰۳

^۲ Infate.

قیمت‌ها را ۲ برابر کردیم. با این عمل، عمقیت به روز کردن از طریق روش RAS^۱ بهتر به نتیجه می‌رسد. پ- به علت تفاوت آشکاری که بین مجموع وارداتی نهایی PPH (سطر نهیم) جدول تعدیل شده ۱۳۶۴ با حاصل جمع مربوط به سال ۱۳۷۰ وجود داشت، برای زمینه‌سازی اجرای موفق روش RAS (همگرایی محاسبات) حاصل جمع مربوط به سال ۱۳۷۰ را با مقدار متناظر در سال ۱۳۷۰ قرار داده و ردیف مربوطه را متناسب با حاصل جمع، تعدیل نمودیم.

ت- برای به دست آوردن جمع ستون‌های ماتریس واردات نهایی، ابتدا مجموع واردات نهایی را بر طبق نسبت‌های حاصل از آمار بازرگانی خارجی ۱۳۷۰، بین واردات مصرفی و سرمایه‌ای شکستیم (به نسبت ۲۶ درصد مصرفی و ۷۴ درصد سرمایه‌ای). در مرحله بعد، واردات مصرفی و واردات سرمایه‌ای (و موجودی انبار) را با توجه به نسبت‌هایی که از جدول واردات ۱۳۶۴ به دست آمد، به واردات مصرفی خصوصی و دولتی و واردات سرمایه‌ای و تغییر در موجودی انبار تفکیک کردیم.

ث- اکنون با در اختیار داشتن سرجمع ستون‌ها و سطرها و ماتریس واردات نهایی سال ۱۳۷۰، با به کارگیری روش RAS، جدول تعدیل شده ۱۳۶۴ را برای سال ۱۳۷۰ به روز کردیم. در روش RAS با فرض این که جایگزینی (واردات نهایی) یک فراورده با فراورده دیگر در تمامی مصارف به صورت یکنواخت صورت می‌گیرد، به صورت تکراری، سطرها و ستون‌های ماتریس مورد نظر به تناوب در اعدادی ضرب می‌شوند تا حاصل جمع سطری و ستونی ماتریس تبدیل شده در هر یک از مراحل تکرار، متدوینا سرجمع‌های از پیش تعیین شده برای سطر و ستون‌ها (در اینجا، سرجمع‌های ماتریس واردات نهایی سال ۱۳۷۰) برابر شوند. پس عملیات تکراری تا به آنجا ادامه می‌یابد که اعدادی که در سطرها و ستون‌ها ضرب می‌شوند، به اندازه کافی به عدد یک نزدیک شده باشند.^۲

پس از محاسبه ماتریس واردات نهایی به روز شده برای سال ۱۳۷۰ و قرار دادن آن در کنار ماتریس واردات واسطه‌ای ۱۳۷۰ مرکز آمار ایران، جدول واردات به صورت جدول ۲-۲-۴ تشکیل شد. سپس به واسطه کسر کردن جدول ۲-۲-۴ از جدول ۲-۲-۱ و افزودن سطر سرجمع ستون‌های جدول واردات با نام IMPORT با ناحیه ۲ و ۴، جدول داده - ستانده تولیدات داخلی را که در آن، واردات به صورت سطری لحاظ شده است، ایجاد نمودیم. جدول ۲-۲-۴، جدول داده - ستانده داخلی را نمایش می‌دهد. در این جدول، سطر NETAX-Y بیانگر خالص مالیات بر تولید بوده و خالص مالیات بر واردات در سطر واردات ادغام شده است.

۲-۳- تشکیل ماتریس مصرف خصوصی داخلی و بردار واردات مصرفی برای طبقات درآمدی

همان‌گونه که در جدول ۲-۲-۴ ملاحظه می‌شود، مصرف خصوصی در اولین ستون ناحیه ۳ و واردات مصرفی خصوصی در اولین ستون ناحیه ۴ و ذیل cp، به صورت یک بردار سطری در یک امتداد قرار دارند. این در حالی است که برای محاسبه ماتریس B، به ماتریس مصرف خصوصی طبقات درآمدی و همچنین بردار واردات مصرفی طبقات مربوط نیاز داریم و صرفاً مجموع مصرف خصوصی فراورده‌های مختلف و کل واردات مصرفی برای این مقصود کفایت نمی‌کند.

برای تشکیل جدول داده - ستانده ۱۳۷۰ مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به مصرف خصوصی از آمار بودجه خانوار استخراج شده است. بدین ترتیب که با تعریف کدهایی از بودجه خانوار که در مجموع،

۱. RAS.

۲. برای کسب اطلاع بیشتر از حربات محاسباتی، سلفه و توجیه نظری و اقتصادی روش RAS به فصل پنجم از رپور ترفیل (۱۳۷۰) مراجعه فرمائید.

بخش‌های مختلف جدول داده - ستانده را تشکیل می‌دهند، مصرف خصوصی به تفکیک تولیدات بخش‌های مختلف جدول داده - ستانده محاسبه و در جدول جایگزین گشته است.^۱ اگر اطلاعات مربوط به تبدیل کدهای بودجه خانوار به بخش‌های جدول داده - ستانده در اختیار باشد، به سادگی می‌توان مصرف طبقات مختلف درآمدی از تولیدات بخش‌های مختلف را، با استفاده از اطلاعات بودجه خانوار ۱۳۷۰، محاسبه کرد.

چون امکان دستیابی به جدول تبدیل کردهای بودجه خانوار به بخش‌های جدول داده و ستانده که مرکز آمار براساس آن عمل کرده بود فراهم نشد، سعی نمودیم مشابه چنین جدولی را تهیه کنیم به گونه‌ای که نتایج حاصل از کاربرد آن برای محاسبه بردار مصرف خصوصی، حتی‌الامکان به نتایج مندرج در جدول داده - ستانده ۱۳۷۰ مرکز آمار ایران نزدیک باشد. در این راستا، ابتدا آن دسته از کدهای بودجه خانوار (تا سطح کدهای ۵ رقمی) که مطمئناً باید در بخش به خصوصی از بخش‌های ۷۸ گانه جدول بزرگ داده - ستانده ۱۳۷۰ جای می‌گرفت را تعیین نمودیم. سپس در مورد کدهایی که باید سهمی از آن در چند بخش جدول داده - ستانده توزیع می‌شد، از یک سری نسبت‌های منطقی تقریبی آغاز کرده و عمل توزیع را انجام دادیم. آنگاه با ادغام بخش‌ها تعداد بخش‌های جدول داده - ستانده را به ۹ کاهش دادیم. بدین ترتیب جدول اولیه تبدیل کدها تهیه شد.

در مرحله بعد، این جدول اولیه را به کار گرفته و با تعمیم اطلاعات بودجه خانوار ۱۳۶۰، سهم هر یک از تولیدات ۹ گانه در کل مصرف خصوصی را محاسبه کرده و آن را با سهم‌هایی که از ستون ۴ در ضمیمه ۳ جدول ۲-۳ حاصل می‌شود، مقایسه نمودیم. خوشبختانه، این سهم‌ها در بسیاری از موارد مشابهت قابل قبولی داشتند. در مواردی که عدم تشابه شایان توجهی وجود داشت، با روش آزمون و خطا، نسبت‌های منطقی تقریبی مهم که بیشترین تأثیر در اصلاح عدم تشابه داشتند را تعدیل کردیم. تعداد محدودی از این قبیل تعدیل‌ها، تشابه به نسبت راضی‌کننده‌ای را در کل سبب شد که با توجه به هزینه عملیاتی سنگین ایجاد تشابه بیشتر، از ادامه آزمون و خطا خودداری کردیم. جدول ۴-۲، همان جدول تعدیل شده تبدیل کدهای بودجه خانوار به بخش‌های ۹ گانه جدول داده - ستانده می‌باشد.

اکنون با توجه به این جدول می‌توان بر مبنای اطلاعات بودجه خانوار ۱۳۷۰، ماتریس مصرف گروه‌های درآمدی را تشکیل داد. بدین منظور، فایل بودجه خانوار را با در نظر گرفتن هزینه سرانه خانوار به سه گروه ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی تقسیم می‌نماییم. سپس بر طبق جدول ۴-۲-۴، دسته‌بندی هزینه‌های مصرفی خانوار را به طبقه‌بندی ۹ بخشی داده - ستانده تبدیل کرده و بدین ترتیب، ترکیب مصرفی گروه‌های درآمدی از تولیدات بخش‌های ۹ گانه جدول داده - ستانده را به دست آوردیم. سپس با این نتایج تعمیم یافته بر طبق بعد خانوار و اندازه هر گروه درآمدی، سهم هر کدام از گروه‌های درآمدی سه گانه از مصرف خصوصی کالاهای داخلی (با این فرض که الگوی مصرف فرآورده‌های داخلی و مجموع فرآورده‌های داخلی و وارداتی تفاوت اساسی با یکدیگر نداشته باشند) را محاسبه نمودیم. در مرحله آخر، با کمک سهم‌های محاسبه شده، از بردار مصرف خصوصی، ماتریس مصرف خصوصی گروه‌های درآمدی سه گانه را استخراج کردیم.

۱ مرکز آمار ایران، جدول داده - ستانده ایران، سال ۱۳۷۰، دفتر حساب‌های اقتصادی، ۱۳۷۶، صفحه ۱۱۱-۱۰۹

Transaction Table: IRAN I-0 1370 (TOTAL 9*9), Rb

SECTOR	AGR	MIN	MAN	WEG	BUI	SHR	TIC	FPB	PPH	TOTAL	C _p	C _g	I	d(INV)	X	TOTAL
AGR	74	0	129	0	0	0	0	0	0	203	69	0	18	0	0	290
MIN	0	0	33	0	3	0	0	0	0	37	1	0	0	20	0	59
MAN	382	20	1990	55	1041	118	389	153	570	4719	1581	0	5768	0	0	12068
WEG	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
BUI	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SHR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	186	0	0	0	0	186
TIC	0	0	0	0	0	0	120	0	0	120	180	0	0	0	0	300
FPB	0	0	0	0	0	0	0	70	0	70	0	0	0	0	0	70
PPH	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11	11	0	0	0	23
TOTAL	456	20	2152	55	1044	118	509	224	570	5149	2028	11	5786	20	0	12995
WAGE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NI-TAX-YM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
G-O-S	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
IMPORT	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TOTAL	456	20	2152	55	1044	118	509	224	570	5149	2028	11	5786	20	0	12995
Employ(t)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Transaction Table: IRAN 1-0 1370 (TOTAL 9*9), Rb

SECTOR	AGR	MIN	MAN	WEG	BUI	SHR	TIC	FPB	PPH	TOTAL	Cp	Cg	I	d(INV)	X	TOTAL
AGR	2615	0	4587	1	43	122	1	1	64	7433	1951	51	254	1490	259	11438
MIN	10	2	360	14	96	0	2	0	0	485	0	0	0	15	3639	4138
MAN	383	39	3859	64	1944	392	275	361	1105	8423	7544	0	807	3183	2187	22114
WEG	98	21	202	164	2	103	17	9	78	693	275	0	0	0	123	1091
BUI	11	24	46	3	0	27	19	382	131	642	22	0	6880	0	0	7544
SHR	116	19	1278	34	119	116	180	60	130	2052	6013	0	651	0	995	9710
TIC	150	36	853	41	346	158	458	144	293	2480	2199	12	238	0	218	5146
FPB	66	44	237	9	129	75	75	37	59	731	6943	0	29	0	78	7781
PPH	20	2	197	23	4	7	168	25	87	533	1996	6696	0	0	1	9225
TOTAL	3468	187	11620	352	2684	999	1197	1020	1946	23472	26942	6759	8858	4688	7499	78218
WAGE	815	221	2557	417	1305	725	712	362	4336	11450	0	0	0	0	0	11450
NETAX-Y	-38	0	150	-4	122	121	221	21	-20	572	0	0	0	0	0	572
G.O.S	6737	3710	5666	271	2389	7747	2508	6154	2393	37575	0	0	0	0	0	37575
IMPORT	456	20	2152	55	1044	118	509	224	570	5149	2028	11	5786	20	0	12995
TOTAL	11438	4138	22144	1091	7544	9710	5146	7781	9225	78218	2871	6770	14645	4708	7499	140811
Employ.(t)	3205	101	2014	129	1372	1238	762	195	4081	13097	0	0	0	0	0	13097

به منظور محاسبه واردات مصرفی هر یک از گروه‌های درآمدی، ابتدا با توجه به ماتریس واردات و مقیاس ستون مربوط به C_p با ستون C_p در جدول کل، ضرایب وارداتی در مصرف تولیدات ۹ گانه جدول داده - ستانده را محاسبه کردیم. آنگاه با توجه به این ضرایب وارداتی و میزان مصرف هر کدام از تولیدات ۹ گانه توسط گروه‌های درآمدی، نسبت‌هایی برای تفکیک کل واردات مصرف خصوصی بین گروه‌های درآمدی به دست آورده و توسط آنها، بردار واردات مصرفی خصوصی برای گروه‌های سه گانه مورد نظر را ایجاد نمودیم. بدین ترتیب، ماتریس مصرف خصوصی گروه‌های درآمدی و بردار واردات به تفکیک درآمدی را می‌توان در جدول داده - ستانده تولیدات داخلی سال ۱۳۷۰ وارد نمود. در جدول ۵-۲-۴، این کار صورت گرفته است.

در جدول مزبور، ستون‌هایی که تحت عنوان CPI ، CPm و CPU جایگزین ستون CP در جدول ۳-۲-۴ شده‌اند، به ترتیب، اطلاعات مربوط به مصرف خصوصی ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی را ارائه می‌کنند. در تقاضای سطح مربوط به واردات (IMPORT) و ستون‌های مزبور، اطلاعات مربوط به واردات مصرفی خصوصی طبقات درآمدی جای گرفته‌اند. پس ملاحظه می‌شود که این جدول از کنیه لحاظ مشابه جدول ۳-۲-۴ می‌باشد با این تفاوت که به جای بردار مصرف خصوصی کل، ماتریس مصرف خصوصی گروه‌های درآمدی قرار گرفته است و همچنین، خانه مربوط به واردات مصرفی خصوصی کل در جدول ۳-۲-۴، با بردار واردات مصرفی خصوصی جایگزین شده است.

با تکمیل شدن جدول داده - ستانده ۱۳۷۰ به صورت سازگار با نیازهای اطلاعاتی محاسبه ماتریس B، اکنون می‌توان در مورد به روز کردن این جدول برای سال ۱۳۷۵ اقدام نمود تا ماتریس B را بر مبنای اطلاعات به روز شده بنا کنیم. بنابراین، گام بعدی در جهت ایجاد ماتریس B، به روز کردن جدول ۳-۲-۴ برای سال ۱۳۷۵ خواهد بود. که در قیمت بعدی به آن می‌پردازیم.

۳-۳- به روز کردن جداول داده - ستانده ۱۳۷۰، برای سال ۱۳۷۵ و تشکیل ماتریس «درآمد شخصی»

قبلاً در بند «ث» از قسمت ۱-۳ گزارش، اشاره مختصری به روش رأس و نحوه به کارگیری آن در به روز کردن ماتریس واردات نهایی سال ۱۳۶۴ کردیم. در اینجا، می‌خواهیم از این روش برای به روز کردن کل جدول داده - ستانده که مربوط به سال ۱۳۷۰ است استفاده کرده و آن را به جداول مربوط به سال ۱۳۷۵ تبدیل کنیم.

برای این کار باید سرجمع کل سطرها و ستون‌های جدول داده - ستانده را برای سال ۱۳۷۵ داشته باشیم. خوشبختانه اغلب این اطلاعات را می‌توان از آمار حساب‌های ملی تولید شده در دفتر حساب‌های اقتصادی مرکز آمار ایران از «روش افزوده» یا «روش هزینه» به دست آورد. ارزش تولید بخش‌های ۹ گانه داده - ستانده از ارزش تولید بخش‌های ۱۵ گانه روش ارزش افزوده حساب‌های ملی به دست می‌آید. این ارزش‌ها، سرجمع ستون‌های جدول در نواحی ۱ و ۲ و نیز سرجمع سطرها در نواحی ۱ و ۳ هستند. سرجمع ستون‌ها در نواحی ۳ و ۴ جداول داده - ستانده به ترتیب عبارتند از مصرف خصوصی طبقات درآمدی^۱، مصرف دولت، تشکیل سرمایه، تغییر در موجودی انبار و صادرات که به غیر از مصرف خصوصی طبقات درآمدی، سایر موارد در محاسبات ملی از روش هزینه تولید شده‌اند. در نهایت سرجمع سطرها در نواحی ۲ و ۴، دستمزد، خالص مالیات بر تولید، مازاد عملیاتی ناخالص و واردات هستند که از این موارد، خالص مالیات بر تولید و واردات (مجموع واردات و خالص مالیات بر واردات) را می‌توان از همان منابع آماری فوق‌الذکر به دست آورد.

۱ یعنی مصرف ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی

جدول ۴-۲-۴- جدول تبدیل کدهای بودجه خانوار ۱۳۷۰ به بخش های داده - ستانده

ردیف	شرح	مجموعه کدهای بودجه خانوار
1	AGR	$0.55 \{ 0.6(42190) + 15 - [157] + 44014 + 0.8(81461) + 12156 + 12167 + 0.4(42190) + 0.15(13126) + 32222 + 123 + 194 + 124 + 17218 + 12224 + 32211 + 32186 + 0.5(41416) \}$
2	MAN	$0.55 \{ 32197 \}$
3	MAN	$0.55 \{ 131 + 182 + 133 - [0.15(13126)] + 14 - [0.5(71348)] + 111 + 112 + 113 + 114 + 121 + 122 - [12156 + 12167 + 12214] + 157 + 16 + 17 - [17218] + 18 + 19 + 72216 + 72227 + 72169 + 86119 + 44130 + 44132 + 44132.5 + 44141 + 42113 + 42124 + 42135 + 42157 + 42180 + 44110 + 44121 + 21 - [21645] + 22 - [224] + 72170 + 511 + 512 - [51250] + 32153 + 32164 + 32175 + 32142 + 61515 + 61526 + 61537 + 42146 + 42215 + 44152 + 451 + 0.5(41416) + 71246 + 711 - [71177] + 611 + 32244 + 42168 + 42179 + 44119 + 44120 + 44163 + 442 + 443 + 444 - [44404 + 44420] + 452 + 61548 + 714 + 0.2(74461) + 723 + 812 + 813 - [81330] + 822 - [82275] + 41223 + 41314 + 41336 + 41347 + 71224 + 71235 + 71257 + 713 + 72180 + 821 - [0.2(82191)] + 43 - [0.7(42409 + 43391)] + 613 + 71213 \}$
4	WEG	$32120 + 32110 + 32233 + 32131$
5	BUI	$313 + 314$
6	SHR	$0.65(832) + 83 + (0.55) \{ AGR + MIN + MAN \}$
7	TIC	$61617 + 61639 + 61672 + 61763 + 0.3(832) + 61628 + 61640 + 61650 + 61661 + 61719 + 61720 + 61730 + 61741 + 61752 + 61821 + 62 - [62154]$
8	FPB	$52 + 61810 + 31220 + 31230 + 0.7(61231) + 84113 + 84124 + 84146 + 84168 + 311 + 31514 + 31525 + 31536 + 31547 + 33156 + 33167 + 33350 + 33360 + 61210 + 61220 + 84135$
9	PPH	$61758 + 31219 + 31241 + 61242 + 0.5(61253) + 0.05(832) + 86120 + 84157 + 72125 + 72114 + 72136 + 72147 + 72158 + 72238 + 513 + 514 + 85 + 715 + 0.5(71348) + 21645 + 224 + 42226 + 44458 + 51250 + 61559 + 61560 + 62154 + 81330 + 82275 + 0.3(41427) + 0.7(42449 + 43331) + 614 + 71177 + 71268 + 71360 + 0.2(82151) + 46 + 811 + 61774 + 0.7(41427) + 41438 + 41449 + 61264 + 86130 + 86141 + 86152 + 86163 + 86174 + 86196$

جدول ۵-۲-۴ - جدول داده - ستانده تولیدات داخلی ۹×۹ سال ۱۳۷۰ با تفکیک مصرف خصوصی گروه‌های درآمدی

SECTOR	AGR	MIN	MAN	WEG	BUI	SHR	TIC	FPB	PPH	TOTAL	CLP	CHP	CUP	Cg	I	d(INU)	X	TOTAL
AGR	2615	0	4587	1	43	122	1	1	64	7433	252	547	1151	51	254	1490	259	11438
MIN	10	2	360	14	96	0	2	0	0	485	0	0	0	0	0	15	3639	4138
MAN	383	39	3859	64	1944	392	275	361	1105	8423	676	1745	5122	0	807	3183	2187	22144
WEG	98	21	202	164	2	103	17	9	78	693	35	77	163	0	0	0	123	1091
BUI	11	24	46	3	0	27	19	382	131	642	1	5	15	0	6880	0	0	7544
SHR	116	19	1278	34	119	116	180	60	130	2052	561	1413	4039	0	651	0	995	9710
TIC	150	36	853	41	346	158	458	144	293	2480	215	505	1480	12	238	0	218	5146
FPB	66	44	237	9	129	75	75	37	59	731	739	1595	4609	0	29	0	78	7781
PPH	20	2	197	23	4	7	168	25	87	533	112	305	1579	6696	0	0	1	9225
TOTAL	3468	187	11620	352	2684	999	1197	1020	1946	23472	2590	6193	18159	6759	8858	4688	7499	78218
WAGE	815	221	2557	417	1305	725	712	362	4336	11450	0	0	0	0	0	0	0	11450
METAL_VN	-38	0	150	-4	122	121	221	21	-20	572	0	0	0	0	0	0	0	572
G_O_R	6737	3710	5666	271	2389	7747	2508	6154	2393	37575	0	0	0	0	0	0	0	37575
IMPORT	456	20	2152	55	1044	118	509	224	570	5149	195	466	1367	11	5786	20	0	12995
TOTAL	11438	4138	22144	1091	7544	9710	5146	7781	9225	78218	2785	6660	19526	6770	14645	4708	7499	140811
Employ (z)	3205	101	2014	129	1372	1238	762	195	4080	13097	0	0	0	0	0	0	0	13097

[Printed from file IR70_906 on Tuesday, 16 May, 2000, 4:23 p.m.]

بدین ترتیب، قبل از به کارگیری روش رأس، لازم است که مصرف خصوصی طبقات درآمدی، دستمزد و مازاد عملیاتی را برای سال ۱۳۷۵ برآورد کنیم. در این صورت تمامی اطلاعات مورد نیاز برای کاربرد روش رأس را خواهیم داشت.

از آنجایی که آمار کل مصرف خصوصی در روش هزینه حساب‌های ملی تولید شده است، صرفاً با در اختیار داشتن سهم طبقات درآمدی از کل مصرف می‌توان مقادیر مصرفی مربوطه را محاسبه کرد. لذا با استفاده از اطلاعات بودجه خانوار ۱۳۷۵ و تشکیل سه گروه درآمدی به صورت ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی بر طبق هزینه سرانه خانوار و مانده گیری از نتایج تعمیم یافته، سهم طبقات درآمدی مورد نظر از کل هزینه مصرفی خصوصی را محاسبه کرده و براساس آنها، کل مصرف خصوصی ۱۳۷۵ را بین طبقات مختلف تفکیک نمودیم.

برای برآورد دستمزد و مازاد عملیاتی ناخالص، حاصل جمع ارزش افزوده بخش‌های مختلف در سال ۱۳۷۵ را با توجه به اطلاعات روش ارزش افزوده^۱ به دست آورده، واردات کل و خالص مالیات غیرمستقیم را از آن کسر کردیم. سپس، ارزش به دست آمده که معادل با مجموع دستمزد و مازاد عملیاتی ناخالص ۱۳۷۵ می‌باشد را با فرض این که سهم دستمزد و مازاد عملیاتی از ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ ثابت داشته است، بر طبق نسبت‌های مربوط به سال ۱۳۷۰ تجزیه کردیم.

با در اختیار داشتن اطلاعات یاد شده در فوق و با استفاده از روش رأس، جدول شماره ۵ را برای سال ۱۳۷۵ به روز کردیم. اکنون با در نظر گرفتن این نکته که برای محاسبه ماتریس B، نیازمند در اختیار داشتن بردار درآمد شخصی هستیم در حالی که در جدول ۵ صرفاً بردارهای دستمزد (WAGE) و مازاد عملیاتی ناخالص (G-O-S) در اختیار است، وارد آخرین مرحله تکمیل جدول داده - ستانده می‌شویم.

می‌دانیم که درآمد شخصی از دستمزد و سایر درآمدها تشکیل شده است که این «سایر درآمدها» به همراه موارد دیگری چون استهلاک در مازاد عملیاتی ناخالص قرار گرفته است. برای محاسبه درآمد شخصی، فرض می‌کنیم، میل متوسط به مصرف خصوصی کل، از درآمد شخصی کل در حدود ۰/۷۲ باشد. میل متوسط به مصرف از تولید ناخالص داخلی غیر نفتی بر طبق آمارهای سال ۱۳۷۵ سازمان برنامه و بودجه، در حدود ۰/۷ می‌باشد. البته بخشی از تولید ناخالص غیر نفتی از فعالیت‌های تولیدی دولت حاصل می‌شود که نمی‌توان آن را جزء درآمدهای شخصی خصوصی محاسبه کرد. متقابلاً انتقالاتی به صورت مستقیم از سوی دولت به افراد صورت می‌گیرد که باید در درآمد شخصی خصوصی لحاظ شود. در هر صورت، به سبب فقدان آمار قابل اعتماد درباره درآمد شخصی و درآمد قابل تصرف، فرض می‌کنیم، که درآمد شخصی اندکی از تولید ناخالص غیر نفتی کمتر بوده و میل متوسط به مصرف از درآمد شخصی در حدود ۰/۷۲ باشد. بدین ترتیب با توجه به میزان مصرف خصوصی، درآمد شخصی کل به دست می‌آید.

چنانچه از درآمد شخصی برآورد شده، مجموع دستمزدها را کسر نماییم، به سایر درآمدهای شخصی خواهیم رسید. چون توزیع دستمزد بین بخش‌های اقتصادی در جداول داده - ستانده به روز شده به دست آمده است، چنانچه سایر درآمدهای شخصی را بین بخش‌های مزبور توزیع نماییم، در مجموع توزیع درآمد شخصی (مجموع دستمزد و سایر درآمدهای شخصی) نیز به دست خواهد آمد. بدین منظور با کم کردن استهلاک بخش‌های مختلف از مازاد عملیاتی بخش مربوطه، مازاد عملیاتی خالص را به دست آورده و وزن

۱. تولید ناخالص غیر نفتی از تفاوت تولید ناخالص داخلی به قیمت مازاد و ارزش افزوده بخش نفت محاسبه شده است. اطلاعات مورد استفاده مربوط به منبع زیر است:

سازمان برنامه و بودجه، «مجموعه آماری، آماری بخش خصوصی، آماری بخش دولتی، آماری بخش تعاونی»، سال ۱۳۷۵ - ستانده اقتصادی، ۱۳۷۶

هر بخش در مجموع مازاد مبادی حاکم را ملاک توزیع سایر درآمدهای شخصی قرار دادیم. چون سهم سایر درآمدهای شخصی (درآمد سود سرمایه گذاری، درآمدهای ناشی از مالکیت ها و...) در مازاد عملیاتی خالص بسیار زیاد است (در حدود ۹۵ درصد)، رویه فوق الذکر، موجه به نظر می رسد.

شایان ذکر است که برای محاسبه استهلاک بخش ها، ابتدا برآوردی از ذخیره سرمایه بخش های مختلف را ایجاد نمودیم. در مورد نحوه محاسبه استهلاک بخش ها و برآورد ذخیره سرمایه که با استفاده از آمار سرمایه گذاری در بخش های اقتصادی به دست آمده است، در قسمت بعدی توضیح خواهیم داد. در اینجا فقط متذکر می شویم که چون تقسیم بندی آمار سرمایه گذاری در بخش های اقتصادی با بخش های ۹ گانه جدول داده - ستانده هماهنگ نبود، ذخیره سرمایه را برای ۶ بخش از بخش های ۹ گانه، یعنی کشاورزی، معدن، صنعت، آب و برق و گاز، ساختمان و حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات^۲ و یک بخش ترکیبی به نام سایر خدمات SRV که متشکل از سه بخش خدماتی «حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات» و «واسطه گری های مالی و مستغلات و خدمات تجاری» و «خدمات عمومی» می باشد، محاسبه نمودیم. بدین ترتیب استهلاک نیز برای همین بخش های ۷ گانه محاسبه شد. لذا به منظور استفاده از اطلاعات استهلاک در تشکیل بردار سایر درآمدهای خصوصی و نیز استفاده از برآوردهای ذخیره سرمایه بخش ها در ایجاد ماتریس B، جدول داده - ستانده ۹ بخشی به روز شده را تجمیع^۳ نموده و به جدول ۷ بخشی تبدیل کردیم. نتیجه عملیات به روز کردن جدول داده - ستانده و تشکیل ماتریس درآمد شخصی که متشکل از دو بردار مستمر (WAGE) و سایر درآمدهای شخصی (OTH-INC) است، ایجاد جدول ۶-۲-۴ می باشد. در این جدول، جمع سطرهای مستمر و سایر درآمدهای شخصی، کل درآمد شخصی به تفکیک بخش ها را به ما خواهد داد. همچنین، بخش هفتم این جدول، یعنی SRV در برگیرنده بخش های FBP, SHR و PPH از جدول ۹ بخشی است. در سایر موارد، بین سطرها و ستون های جدول ۵-۲-۴ و جدول ۶-۲-۴، تشابه کامل وجود دارد. سطر آخر جدول ۶-۲-۴، اشتغال بخش های ۷ گانه را ارائه می کند که بر مبنای نتایج سرشماری سال ۱۳۷۵، در مجموعه آماری سازمان برنامه و بودجه انتشار یافته است.^۲

۴-۳- برآورد ذخیره سرمایه (واستهلاک) بخشی

یکی از اطلاعات مورد نیاز برای تشکیل ماتریس B، ذخیره سرمایه بخش های تولید می باشد. در مورد ذخیره سرمایه در بخش های غیر نفتی، برآوردهای متعددی وجود دارد، لیکن هدف ما در این قسمت محاسبه ذخیره سرمایه در بخش های تولیدی جداول داده - ستانده است. اینکار را طی مراحل زیر به انجام رساندیم: الف - آمار سرمایه گذاری بخشی به قیمت ثابت را همان گونه که در قسمت قبل اشاره شد، برای ۷ بخش اقتصادی جدول ۶-۲-۴ و در محدوده زمانی ۱۳۴۴-۱۳۷۵ استخراج و تکمیل نمودیم.^۳ البته، از آنجایی که آمار مربوط به سال های ۱۳۷۴-۱۳۷۵ در دسترس نبود، براساس نرخ رشد ارزش افزوده بخش های مورد نظر طی این دو سال، برآوردی تقریبی از سرمایه گذاری در سال های مزبور به دست آوردیم (به فرض این که نسبت سرمایه گذاری به ارزش افزوده نیز ثابت داشته باشد). ضمناً، چون سرمایه گذاری در نفت و گاز به صورت توأم گزارش شده و بخشی از سرمایه گذاری در گاز مربوط به گاز شهری است، باید این بخش به سرمایه گذاری در آب و برق اضافه شود تا مطابق با بخش تولیدی آب و برق و گاز در جداول داده - ستانده باشد.

۱. Aggregate.

۲. همان مع سازمان برنامه و بودجه، مجموعه آماری، سری زمانی...، دفتر اقتصاد کلان، (۱۳۷۶)
۳. مع مورد استفاده برای استخراج آمار سرمایه گذاری بخشی، همان ماخذ مذکور در ریزبویس قسم است

جدول ۴-۲-۶ - جدول داده - ستانده به روز شده تولیدات داخلی ۷x، سال ۱۳۷۵ با تفکیک مصرف
خصوصی گروه‌های درآمدی و تفکیک درآمد شخصی

Transac lions Table: IO IR 1375 RAS 7*7 DG, Ru

SECTOR	AGR	MIN	MAN	WEG	BUI	TIC	SRV	TOTAL	CPL	CPW	CPA	Cg	I	d(INN)	X	TOTAL
AGR	17882	2	27348	5	245	6	1282	46770	2666	4755	3745	322	1134	389	813	60593
MIN	185	91	5957	273	1505	29	6	8046	0	0	0	0	0	11	31711	39768
MAN	3075	642	27012	529	12863	1732	14322	60374	8393	17799	19563	0	4230	974	8066	119400
WEG	629	277	1129	1073	8	87	1210	4412	346	625	496	0	0	0	362	6241
BUI	77	341	281	20	0	105	3925	4749	15	45	51	0	31417	0	0	36277
TIC	750	375	3708	208	1422	1791	2940	11193	1657	3198	3510	56	773	0	498	20886
SRV	1349	903	10011	433	1407	2105	3898	20107	14596	28120	32145	34770	3046	0	3382	136166
TOTAL	23946	2631	75445	2541	17450	5856	27781	155650	27674	54542	59510	35148	40600	1374	44833	419331
WAGE	4008	2252	10959	2105	5286	2743	25020	52374	0	0	0	0	0	0	0	52374
OTH_INC	27275	31821	19699	0	9092	3031	60612	151530	0	0	0	0	0	0	0	151530
METAX_Y	-369	2	1277	-40	981	1692	1297	4840	0	0	0	0	0	0	0	4840
OTH_GOS	4330	2934	6247	1461	821	6337	18733	40865	-0	0	0	0	0	-0	0	40865
IMPORT	1403	126	5772	174	2647	1227	2722	14071	887	1846	2004	32	11617	2	0	30460
TOTAL	60593	39768	119400	6241	36277	20886	136166	419331	28561	56388	61514	35180	52217	1376	44833	699400
Employ.(L)	3357	120	2552	151	1650	973	5769	14572	0	0	0	0	0	0	0	14572

[Printed from file IOIR5R7DG on Tuesday, 16 May, 2000, 4:25 p.m.]

می‌دانیم که توزیع مجموع هزینه‌های عمرانی از سال ۱۳۵۰ به بعد در بین نفت و گاز تقریباً به نسبت ۰/۷ و ۰/۳ بوده است. فرض می‌کنیم که توزیع سرمایه‌گذاری نیز تقریباً با همین نسبت صورت گرفته باشد. چون اطلاعاتی از سهم سرمایه‌گذاری در گاز شهری از کل سرمایه‌گذاری در گاز نداشتیم، فرض کردیم که این سهم در حدود ۰/۵ باشد. بنابراین ۰/۱۵ از سرمایه‌گذاری در نفت و گاز را کسر و به سرمایه‌گذاری در آب و برق افزودیم تا برآوردی تقریبی از سرمایه‌گذاری در آب و برق و گاز را تولید نماییم. چون هدف ما برآورد ذخیره سرمایه است، لازم نیست که این برآورد برای هر یک از سال‌های دوره تحت پوشش قابل قبول باشد و چنانچه مجموع این سرمایه‌گذاری‌ها تقریب رضایت‌بخشی از اطلاعات حقیقی باشد، کفایت می‌کند. هر چند که در این مورد نیز اطمینانی نیست).

به طریق مشابه، با توجه به توزیع هزینه‌های عمرانی بین صنایع و معادن به نسبت ۰/۸ و ۰/۲ طی سال‌های ۱۳۵۰ به بعد و با فرض این که بزرگی سرمایه‌گذاری در کارگاه‌های کوچک صنعتی خصوصی در مقایسه با سرمایه‌گذاری در معدن کوچک خصوصی می‌تواند سبب شود که سهم سرمایه‌گذاری در صنعت در برابر معدن، بیش از نسبت مربوط به هزینه‌های عمرانی دولت باشد، سرمایه‌گذاری در صنایع و معادن را به نسبت ۰/۹ و ۰/۱ توزیع کردیم. سهم مربوط به معدن (۰/۱ سرمایه‌گذاری در صنایع و معادن) را به سرمایه‌گذاری در نفت افزودیم تا سرمایه‌گذاری در بخش معدن (مشمول بر نفت) به شکلی سازگار با بخش معدن جداول داده - ستانده برآورد شود.

ب- با استفاده از جدول عمر مفید ماشین‌آلات و ساختمان در بخش‌های مختلف اقتصادی کشور اتریش^۱ و براساس الگوی نزولی دوبل^۲، نرخ استهلاك نزولی دوبل را به میزان $\frac{1}{2}$ محاسبه کردیم که ۴ در آن بیانگر عمر مفید می‌باشد. آنگاه با در نظر گرفتن وزن ۰/۷ برای ساختمان و ۰/۳ برای ماشین‌آلات که تقریباً مطابق با سهم سرمایه‌گذاری تجمعی مربوطه در کل اقتصاد طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۵ می‌باشد، میانگین وزنی نرخ استهلاك را در هر یک از بخش‌های ۷ گانه تولیدی جدول داده - ستانده برآورد نمودیم. (مراد ما از میانگین وزنی، متوسط موزون استهلاكات مربوط به ماشین‌آلات و ساختمان است که قابل اعمال بر کل ذخیره سرمایه هر بخش خواهد بود).

پ- مجموع خسارات جنگی وارده بر سرمایه فیزیکی را به قیمت ثابت ۱۳۶۱ محاسبه کردیم.^۳ در این راستا از شاخص ضمنی سرمایه‌گذاری استفاده شد. سپس با توجه به اطلاعات مربوط به سهم عمده خسارات وارده بر ماشین‌آلات و ساختمان در بخش نفت، با مقداری تعدیل، ۰/۲ کل خسارات را به بخش معدن تخصیص دادیم. باقیمانده خسارات جنگی را به نسبت سرمایه‌گذاری تراکمی^۴ بخش دیگر بین آنها توزیع کردیم. آنگاه خسارات جنگی را از سرمایه‌گذاری تراکمی بخش ها کسر نموده و از حاصل ضرب این تفاضل‌ها در متوسط نرخ استهلاك بخش‌های ۷ گانه و تبدیل حاصل ضرب‌ها به گونه‌ای که حاصل جمع‌شان برابر با یک شود، ضرایبی، برای توزیع ارزش تراکمی استهلاك کل به قیمت ثابت ۱۳۶۱ ساختیم. این ضرایب، در واقع ارزش تراکمی استهلاك کل طی دوره ۱۳۴۴-۱۳۷۵ را متناسب با بزرگی ارزش تراکمی سرمایه‌گذاری‌ها منهای خسارات جنگی و همچنین نرخ استهلاك مربوط به هر بخش

^۱ همان مع

^۲ رید، ترویسکی، تحریر، صفحه ۵۶ و ۵۷

3. Double declining

^۴ سرمایه‌های برآمده و برده شده، گزارش ملی برآورد خسارات اقتصادی جنگ، تپه‌ها، ۱۳۶۹.

توزیع می‌کند از همین ضرایب برای محاسبه استهلاك بخش‌ها در سال ۱۳۷۵ و محاسبه مازاد عملیاتی خالص که در قسمت قبل به آن اشاره شد، استفاده کردیم).

ت- پس از توزیع استهلاك تجمعی بین بخش‌های مختلف، آنها را از تفاضل ارزش تراکمی سرمایه‌گذاری و خسارات جنگی بخش تولیدی مربوطه کم می‌کنیم تا به یک برآورد اولیه از ذخیره سرمایه به قیمت ثابت ۱۳۶۱. برای بخش‌های مختلف دست‌بسیاییم. چون سری زمانی مورد استفاده ما درباره سرمایه‌گذاری‌های بخشی به نسبت کوتاه است و تنها ۳۲ سال را در بر می‌گیرد و همچنین از آنجایی که خسارات جنگی اعلام شده ممکن است بیش از واقع برآورد شده باشند، انتظار داریم که برآوردهای اولیه ما از ذخیره بخش‌های ۷ گانه، کمتر از واقع باشد.

بهرامی.^۱ برآوردی از ذخیره سرمایه غیرنفتی را برای دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۴ ارائه کرده است که با توجه به اطلاعات سرمایه‌گذاری خالص، به راحتی می‌توان ارزش مربوط به سال ۱۳۷۵ را نیز به دست آورد. در این برآورد سعی شده تا شکل تعدیل شده‌ای از خسارات جنگی به کار گرفته شود و همچنین با روش خاصی، ذخیره سرمایه اولیه در سال ۱۳۳۷ محاسبه شده و براساس آن سری زمانی ذخیره سرمایه ساخته شده است. لذا مشکل کوتاه بودن سری زمانی سرمایه‌گذاری کل هم در آن محاسبات اهمیتی ندارد.

۵-۳- مقایسه ارزش تجمعی سرمایه‌گذاری کل غیرنفتی (سرمایه‌گذاری کل نهادی سرمایه‌گذاری در نفت و گاز). محاسبه می‌کنیم که می‌توان ذخیره سرمایه غیرنفتی را در حدود ۰/۹ ذخیره سرمایه کل به قیمت ثابت ۱۳۶۱ به دست آورد. مقایسه این برآورد با حاصل جمع تخمین ذخیره سرمایه در بخش‌های ۷ گانه که در فوق محاسبه شد، نشان می‌دهد که تخمین‌های اخیر در حدود ۴۰ درصد کمتر از واقع برآورد شده‌اند. بنابراین، با فرض این که نسبت ذخیره سرمایه در بخش‌های مختلف صحیح باشد، کلیه برآوردهای اولیه خود از ذخیره سرمایه بخشی را ۴۰ درصد افزایش داده و نتایج را به عنوان برآورد نهایی به قیمت ثابت ۱۳۶۱ در نظر گرفتیم. در آخرین قدم، برآوردها را با استفاده از شاخص ضمنی سرمایه‌گذاری به قیمت ۱۳۷۵ تبدیل کردیم.

۵-۳- تعیین سایر اطلاعات مورد نیاز

علاوه بر مواردی که تا به اینجا مورد بحث قرار گرفت، تعیین نحوه توزیع درآمد بین طبقات درآمدی، سهم طبقات درآمدی از مالیات مستقیم بر درآمد شخصی و همچنین، پس‌انداز طبقات درآمدی مختلف نیز برای تشکیل ماتریس B مورد نیاز هستند که در هیچ‌کدام از این موارد اطلاعات رسمی و معتبری در دسترس نیست. درجه اطمینان پایین اطلاعات درآمدی در بودجه خانوار، بزرگ‌ترین مانع در راه استخراج یا برآورد این قبیل آمارهاست. لذا در این قسمت، هیچ گونه کوششی برای ایجاد اطلاعات مزبور به عمل نیآورده و صرفاً بر مبنای اطلاعات مشابه در دیگر کشورها و حدس و گمان‌های کارشناسی، یک سری ارزش‌های فرضی را در مورد پارامترها و متغیرهای مورد نظر بر می‌گزینیم:

الف- قبلاً فرض کردیم که میل متوسط به مصرف کل از درآمد شخصی کل برای سال ۱۳۷۵ در حدود ۰/۷۲ می‌باشد. اکنون فرض می‌کنیم که میل متوسط به مصرف ۴۰ درصد میانی در همین حدود و میل متوسط به مصرف ۴۰ درصد پایینی در حدود ۰/۹ باشد. با توجه به این که توزیع هزینه‌های مصرفی را قبلاً از بودجه خانوار به دست آورده بودیم و با توجه به اطلاعات فوق، کل درآمد شخصی و نیز سهم ۴۰ درصد میانی و

۴۰ درصد پایینی از درآمد شخصی مشخص می‌شود. بنابراین، سهم ۲۰ درصد بالایی از درآمد شخصی و در نتیجه، میل متوسط به مصرف این گروه درآمدی به دست می‌آید. میل متوسط به مصرف ۲۰ درصد بالایی در حدود ۰.۶۵ می‌باشد و سهم ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی از درآمد شخصی به ترتیب برابر با ۰.۱۵۳۵، ۰.۳۸۷۴ و ۰.۴۵۹۱ خواهد بود. این در حالی است که بر طبق اطلاعات بودجه خانوار سال ۱۳۷۵، سهم همین گروه‌های درآمدی از مصرف خصوصی به ترتیب معادل ۰.۱۹۵، ۰.۴ و ۰.۳۸۵ بوده است.

ب- برای تعیین سهم مالیات مستقیم بر درآمد شخصی طبقات مختلف، ابتدا بر مبنای یک توزیع عملی از پایه مالیاتی به یک الگوی مالیات تصاعدی مربوط به گروه‌های درآمدی دست یافتیم. بدین ترتیب که با در نظر گرفتن توزیع پایه مالیاتی بین گروه‌های درآمدی امریکا در سال ۱۹۸۴ میلادی^۱، به یک الگوی مالیات تصاعدی رسیدیم که در آن، نرخ متوسط مالیات برای ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی به ترتیب برابر با ۱۰ درصد، ۱۸/۶ درصد و ۴۶ درصد است. اکنون فرض می‌کنیم که با توجه به درآمدهای ناشی از انحصار نفت که می‌تواند تا ۶۰ درصد از نیازهای مالی دولت را تأمین کند، در ایران دولت قادر است که به‌طور متوسط، تنها با جمع‌آوری نسبت α از ظرفیت بالقوه مالیاتی، نیازهای بودجه‌ای خویش را تأمین نماید. همچنین فرض می‌کنیم که ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی درآمدی به نسبت ضافه سهم درآمدی خود در مقایسه با سهم ۴۰ درصد پایینی، فرار مالیاتی دارند در حالی که فرار مالیاتی ۴۰ درصد پایینی بسیار - چیز و نزدیک به صفر است.

بدین ترتیب اگر ۴۰ درصد میانی به β درصد از مالیات مربوطه تن در بدهند، ۲۰ درصد میانی به $\frac{\beta}{3.3}$ درصد تن در خواهند داد. از طرفی می‌دانیم که نرخ متوسط مالیات مستقیم نسبت به درآمد شخصی در سال ۱۳۷۵ در حدود ۴.۴ درصد بوده است. پس با توجه به سهم ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی از درآمد شخصی که به ترتیب ۰.۱۵۳۵، ۰.۳۸۷۴ و ۰.۴۵۹۱ هستند، می‌توان نوشت:

$$\alpha(0.1)(0.1535) + \alpha(0.186)(0.3874)\beta + \alpha(0.46)(0.4591)\frac{\beta}{3.3} = 0.44$$

$$\rightarrow \alpha(1 + 8.863\beta) = 2.866$$

اگر فرض کنیم که دولت صرفاً از ۰.۴ ظرفیت‌های مالیاتی، من جمله مالیات مستقیم، بهره‌برداری می‌کند و α را برابر با ۰.۴ در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$0.4(1 + 8.863\beta) = 2.866 \rightarrow \beta \approx 0.7$$

با در اختیار داشتن پارامترهای α و β و با در نظر گرفتن فروض فوق‌الذکر و این که الگوی مالیات تصاعدی یاد شده در بالا، با فروض تعدیلی مزبور در مورد استفاده کمتر از ظرفیت و همچنین فرار مالیاتی، تقریب قابل قبولی از عملکرد مالیات مستقیم باشد، سهم هر کدام از گروه‌های درآمدی از مالیات مستقیم قابل محاسبه می‌باشد. شایان ذکر است که غنی‌رغم تفاوت‌های ساختاری و اساسی بین کشورها، مواردی چون الگوهای تصاعدی مالیات می‌تواند شباهت‌های بسیاری با یکدیگر داشته باشد. حتی در مواردی مشاهده می‌شود که قوانین و الگوهای مالیاتی کشورها از یکدیگر اقتباس می‌شود. در هر صورت، با در نظر گرفتن فروض فوق و سهم هر یک از گروه‌های درآمدی از کل درآمد شخصی، نرخ متوسط مالیات مستقیم

نسبت به درآمد شخصی برای ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی، به ترتیب برابر با ۴ درصد، ۴۰۹ درصد و ۳۹ درصد خواهد بود.

ج- اکنون با در اختیار داشتن درآمد شخصی طبقات درآمدی و همچنین توزیع مصرف خصوصی و توزیع مالیات مستقیم، می توان تقریبی از توزیع پس انداز خصوصی در گروه های درآمدی را به صورت باقیمانده محاسبه کرد. بدین ترتیب، میل متوسط پس انداز از درآمد شخصی برای ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی به ترتیب برابر با ۰/۲۳۷، ۰/۰۴۸ و ۰/۳۰۴ به دست می آید.

در اینجا، کلیه مراحل محاسباتی و عملیاتی زمینه سازی کاربرد کمی الگو تکمیل شده است و تمامی اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه ماتریس B و بردار d را در اختیار داریم. در قسمت بعدی، پس از تشکیل ماتریس B و بردار d، به تجزیه و تحلیل تأثیر توزیع مجدد درآمد که می تواند ناشی از اعمال سیاست های توزیعی از طریق نظام تأمین اجتماعی باشد، می پردازیم.

۴- شبیه سازی اثرات باز توزیع درآمد

با استفاده از اطلاعات به دست آمده در قسمت قبل، حالت اولیه سیستم معادلات شماره ۱۱ به صورت:

$$B.Z=d$$

را به گونه ای که در جدول ۷-۲-۴ ملاحظه می شود، تشکیل دادیم. در ماتریس B، بر طبق آنچه در قسمت ۲ (معرفی الگو) دیدیم، ماتریس A-1 از کم کردن ماتریس واحد از ماتریس A حاصل شده است. اعضای ماتریس A از تقسیم جری ستون های ناحیه ۱ جدول داده - ستانده ۶-۲-۴ بر سر جمع ستون های مزبور در ناحیه ۱ و ۲، که همانا تولید بخش های مختلف می باشد، به دست آمده است. ماتریس C را از تقسیم ستون های CPU و CPM، CPL در ناحیه ۳ جدول ۶-۲-۴ بر درآمد شخصی ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی، محاسبه کرده ایم. سطر اول ماتریس A حاصل تقسیم سطر OTH-GOS در ناحیه ۲ جدول ۶-۲-۴ بر ارزش تولید بخش های مختلف می باشد. همچنین، سطر دوم آن، از تقسیم حاصل جمع سطر های WAGE و OTH-INC در ناحیه ۲ جدول ۶-۲-۴ بر تولید بخش های مختلف به دست آمده است. بردار های سطری a'_k, a'_l, a'_t, a'_m نیز از تقسیم سطر های NETAX-Y, IMPORT (در ناحیه ۲ جدول ۶-۲-۴ و Employ و بردار ذخیره سرمایه در بخش های ۷ گانه که در قسمت قبل (۳-۴) محاسبه شد، بر ارزش تولید بخش های مربوطه محاسبه شده است.

بردار e'_m با علامت منفی که در جدول ۷-۲-۴ با کادر پررنگ دور آن کاملاً مشخص است، همان سهم طبقات درآمدی از درآمد شخصی است که در بند الف از قسمت ۵-۳ محاسبه شد. بردار e'_m از تقسیم سطر IMPORT در ناحیه ۴ جدول ۶-۲-۴ بر درآمد شخصی گروه درآمدی مربوط به دست آمده است. بردار های e'_t و e'_a نیز از تقسیم بردار های توزیع مالیات و توزیع پس انداز گروه های درآمدی که در بند ب و ج از قسمت ۵-۳ تعیین شدند بر درآمد شخصی همان گروه درآمدی حاصل شده است.

بردار Z در سمت راست ماتریس B در جدول ۷-۲-۴ مشاهده می شود. این بردار در برگیرنده ارزش های تاریخی متغیر های درون زای مدل (ENDOJ) در سال ۱۳۷۵ می باشد. بردار d نیز در سمت راست تساوی قرار گرفته است. هفت جزء اول این بردار ستونی، حاصل جمع ستون های $e_p, l, Xd(INV)$ در ناحیه ۳ جدول داده - ستانده ۶-۲-۴ بوده و جزء هشتم بردار مزبور از مجموع اجزای سطر IMPORT در ناحیه ۴ جدول ۶-۲-۴ که در دین همان ستون های فوق الذکر ($e_p, l, \dots$) قرار گرفته اند به دست آمده است.

جدول شماره ۷-۲-۴ حالت اولیه سیستم معادلات الگوی بررسی آثار باز توزیع درآمد به بیان ماتریسی

[illegible]

همان‌گونه که در قسمت ۲، در هنگام معرفی الگو گفته شد، برای بررسی تأثیر تغییر در توزیع درآمد شخصی، بردار β را در جهت مورد نظر تعدیل کرده و سپس با استفاده از سیستم زیر (سیستم معادلات ۱۲):

$$Z = B^{-1}.d$$

ارزش‌های جدیدی برای متغیرهای درون‌زا (Z) به دست می‌آوریم. مقایسه ارزش‌های جدید Z با ارزش‌های اولیه و تاریخی این بردار، بیانگر تأثیر تغییر در توزیع درآمد بر متغیرهای درون‌زا است.

در این راستا، ترکیبات مختلف از توزیع درآمد را مورد بررسی قرار دادیم. در سری اول این ترکیبات طی چهار مرحله و در هر مرحله ۵ درصد از سهم درآمدی ۲۰ درصد بالایی کم کرده و ۵ درصد به سهم ۴۰ درصد پایینی افزودیم. در سری دوم ترکیبات مزبور، طی چهار مرحله و در هر مرحله ۵ درصد از سهم درآمدی ۲۰ درصد بالایی کم کرده و به ترتیب، ۰/۸ درصد و ۴/۲ درصد به ۴۰ درصد میانی و ۴۰ درصد پایینی اضافه کردیم. در سری سوم نیز طی چهار مرحله و در هر مرحله، به ترتیب، ۰/۸ درصد از سهم ۴۰ درصد میانی و ۴/۲ درصد از سهم ۲۰ درصد بالایی کسر و ۵ درصد به سهم ۴۰ درصد پایینی افزودیم. برای مثال، در مرحله دوم از سری اول ترکیبات فرضی مزبور، توزیع درآمد بین ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی از «۰/۱۵۳۵» و «۰/۳۸۷۴» و «۰/۴۵۹۱» به «۰/۲۵۳۵»، «۰/۳۸۷۴» و «۰/۳۵۹۱» تغییر داده شده است.

نتایجی که از شبیه‌سازی کلیه انواع تغییر در توزیع درآمد حاصل شد، تقریباً مشابه هستند. نتایج مربوط به مرحله دوم از سری اول، دوم و سوم تغییرات، به عنوان نمونه در جدول سه گانه ۸-۲-۴ ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، این جدول، خود متشکل از سه جدول کوچک‌تر می‌باشد. جدول سمت چپ بالایی، مربوط به اثر افزایش سهم ۴۰ درصد پایینی و کاهش سهم ۲۰ درصد بالایی به میزان ۱۰ درصد است. جدول سمت راست بالایی تأثیر افزایش سهم ۴۰ درصد میانی و ۴۰ درصد پایینی به ترتیب به میزان ۱/۶ درصد و ۸/۴ درصد و کاهش سهم ۲۰ درصد بالایی به اندازه ۱۰ درصد را نشان می‌دهد. جدول پایینی (سمت چپ) نیز مربوط به حالتی است که در آن، سهم ۲۰ درصد بالایی و ۴۰ درصد میانی به ترتیب ۸/۴ درصد، ۱/۶ درصد کاهش می‌یابد و در مقابل، سهم ۴۰ درصد پایینی به میزان ۱۰ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین در جدول سمت چپ بالایی، تأثیرات انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی به ۴۰ درصد پایینی مشاهده می‌شود. در جدول سمت راست بالایی، آثار انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی به ۴۰ درصد پایینی و اندکی نیز به ۴۰ درصد میانی را می‌بینیم و در جدول پایینی (سمت چپ)، نتیجه انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی و اندکی نیز از ۴۰ درصد میانی به ۴۰ درصد پایینی ارائه شده است.

کلیه جداول سه گانه فوق‌الذکر، دارای چهار ستون و هفده سطر هستند. سطرهای این جدول، هر یک مربوط به یکی از متغیرهای درون‌زا موجود در بردار Z می‌باشند. هفت متغیر اول، ارزش تولید هفت بخش تولیدی کشاورزی (AGR)، معدن (MIN)، صنعت (MAN)، آب و برق و گاز (WEG)، ساختمان (BUI)، حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات (TIC) و خدمات (SRV) را بیان می‌کنند. متغیرهای بعدی، به ترتیب، واردات (IMPORT)، «خالص مالیات غیر مستقیم و مالیات مستقیم» IND&DTX، پس‌انداز خصوصی P-SAVE، «سایر اقلام ارزش افزوده» (به غیر از درآمد شخصی) OTH-VA، درآمد شخصی کل T-PINC، کل درآمد شخصی ۴۰ درصد پایین LINC 40%، کل درآمد شخصی ۴۰ درصد میانی M INC 40%، کل درآمد شخصی ۲۰ درصد بالایی U INC 20%، اشتغال EMPLOY و ذخیره سرمایه CAP-STK می‌باشند.

جدول شماره ۸-۲-۴- تأثیر سه نوع تغییر در توزیع درآمد بر متغیرهای مدل

TRANSFER FROM 20% TO 40% INC				
VARS	HIST BAS	SIMULAT	ABS DIF	% DIF
AGR	60563.047	64272.591	3699.544	6.108548
MIN	36768.005	40081.526	3313.523	9.012908
MAN	110400.07	124674.58	14274.516	12.923497
WEG	6241.0052	6636.7422	395.737	6.340155
BLU	36276.000	38492.691	2216.691	6.113851
TIC	20886.014	22000.705	1114.692	5.336055
SRV	136166.1	142540.71	6374.615	4.68109
IMPORT	30460.012	31348.058	888.046	2.914501
IND&D TX	13613.514	14135.851	522.337	3.838055
P SAVE	48867.958	45383.036	-3535.922	-7.236019
OTH VA	40864.675	42738.713	1874.038	4.584351
T P INC	203804.73	211967.28	8166.553	4.007855
40%L INC	31288.375	53732.439	22444.064	71.762550
40%M INC	78902.001	78722.782	-179.218	-0.228206
20%U INC	93612.00	78607.053	-14904.947	-15.92008
EMPLOY	14571581	15231138	659557.57	4.528202
CAP STK	588948.64	616538.39	27589.747	4.686394

TRANSFER FROM 20% TO 40% INC				
VARS	HIST BAS	SIMULAT	ABS DIF	% DIF
AGR	60563.047	64272.591	3699.544	6.108548
MIN	36768.005	40081.526	3313.523	9.012908
MAN	110400.07	124674.58	14274.516	12.923497
WEG	6241.0052	6636.7422	395.737	6.340155
BLU	36276.000	38492.691	2216.691	6.113851
TIC	20886.014	22000.705	1114.692	5.336055
SRV	136166.1	142540.71	6374.615	4.68109
IMPORT	30460.012	31348.058	888.046	2.914501
IND&D TX	13613.514	14135.851	522.337	3.838055
P SAVE	48867.958	45383.036	-3535.922	-7.236019
OTH VA	40864.675	42738.713	1874.038	4.584351
T P INC	203804.73	211967.28	8166.553	4.007855
40%L INC	31288.375	53732.439	22444.064	71.762550
40%M INC	78902.001	78722.782	-179.218	-0.228206
20%U INC	93612.00	78607.053	-14904.947	-15.92008
EMPLOY	14571581	15231138	659557.57	4.528202
CAP STK	588948.64	616538.39	27589.747	4.686394

TRANSFER FROM 20% TO 40% INC				
VARS	HIST BAS	SIMULAT	ABS DIF	% DIF
AGR	60563.047	64272.591	3699.544	6.108548
MIN	36768.005	40081.526	3313.523	9.012908
MAN	110400.07	124674.58	14274.516	12.923497
WEG	6241.0052	6636.7422	395.737	6.340155
BLU	36276.000	38492.691	2216.691	6.113851
TIC	20886.014	22000.705	1114.692	5.336055
SRV	136166.1	142540.71	6374.615	4.68109
IMPORT	30460.012	31348.058	888.046	2.914501
IND&D TX	13613.514	14135.851	522.337	3.838055
P SAVE	48867.958	45383.036	-3535.922	-7.236019
OTH VA	40864.675	42738.713	1874.038	4.584351
T P INC	203804.73	211967.28	8166.553	4.007855
40%L INC	31288.375	53732.439	22444.064	71.762550
40%M INC	78902.001	78722.782	-179.218	-0.228206
20%U INC	93612.00	78607.053	-14904.947	-15.92008
EMPLOY	14571581	15231138	659557.57	4.528202
CAP STK	588948.64	616538.39	27589.747	4.686394

در ستون اول این جداول که با HIST-BAS نشان داده می‌شود، ارزش مبنا یا ارزش تاریخی متغیرهای درون‌زا در سال ۱۳۷۵ ارائه شده است. ستون دوم، ارزش شبیه‌سازی متغیرهای درون‌زا را پس از تغییر در توزیع درآمد نشان می‌دهد و با عنوان SIMULAT مشخص می‌باشد. تغییر ارزش هر متغیر نسبت به وضعیت مبنا (تاریخی) تحت ستون سوم با عنوان ABS-DIF آمده است و در ستون چهارم، یعنی DIF درصد تغییر هر متغیر نسبت به وضعیت مبنا را مشاهده می‌کنیم.

نتایج مندرج در جدول ۸-۲-۴ در هر سه حالت فوق‌الذکر بسیار شبیه هستند. چنانکه ملاحظه می‌شود، با توزیع مجدد درآمد در جهت افزایش سهم طبقه کم درآمد، اعم از این که این توزیع مجدد از ۲۰ درصد بالایی به ۴۰ درصد پایینی (در حالت اول - جدول سمت چپ و بالا) یا از ۲۰ درصد بالایی و ۴۰ درصد میانی به ۴۰ درصد پایینی (حالت سوم - جدول سمت چپ و پایین) باشد، مخارج بر روی کلیه انواع تولیدات به قیمت جاری (ستون‌های اول الی هفتم) افزایش می‌یابد. البته در این میان، مخارج بر روی تولیدات بخش آب و برق و گاز (WEG) و نیز تولیدات بخش کشاورزی (AGR) شدید تر از سایر موارد بوده و افزایش در مخارج بر روی تولیدات بخش معدن (MIN) و مخارج مربوط به بخش ساختمان (BUI) بسیار ناچیز خواهد بود. شایان ذکر است که خرید ساختمان به عنوان سرمایه‌گذاری محسوب شده و طبقاً توزیع درآمد به واسطه تغییر ساختار مصرف بر روی آن تأثیر نمی‌گذارد و با توجه به فرض برابری پس‌انداز خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی (و همچنین پس‌انداز دولتی و سرمایه‌گذاری دولتی)، باید آثار مربوط به این مورد را به طور غیر مستقیم و ناخالص، با توجه به تحولات پس‌انداز بخش خصوصی حدس زد^۱.

همچنین، مشاهده می‌کنیم که مخارج جاری ریالی بر روی واردات مصرفی افزایش می‌یابد. اگرچه، سهم وارداتی مصرف خصوصی در طبقات میانی و بالایی درآمدی بزرگ‌تر از سهم مربوطه در طبقات پایین درآمدی است. اما این تفاوت کوچک‌تر از آن است که یک تفاوت معقول در میل متوسط به مصرف طبقات درآمدی مزبور را خنثی کند (بر طبق جدول ۶-۲-۴، تفاوت سهم واردات در کل مصرف ۴۰ درصد پایینی با طبقات درآمدی دیگر، در حدود ۸ درصد است). در اینجا متذکر می‌شویم که واردات مصرفی در برگرنده بسیاری از کالاهای سرمایه‌ای وارداتی که خانوارها مورد استفاده قرار می‌دهند، نمی‌شود.

افزایش مجموع خالص مالیات غیر مستقیم و مالیات مستقیم (IND & DTX) در نتیجه افزایش مخارج بر بروی کلیه تولیدات داخلی (مالیات بر واردات مستقر است) و نیز توزیع مجدد درآمد به نفع طبقات درآمدی پایین و به تبع آن، فرار مالیاتی کمتر (بنا بر فرض) و همچنین، افزایش درآمد شخصی (که ذیل آن اشاره خواهد شد) صورت گرفته است. باید توجه داشت که چنانچه به سبب توزیع درآمد، الگوی فرضی فرار مالیاتی تغییر کند، این نتایج نیز کمابیش تغییر خواهد کرد.

کاهش پس‌انداز خصوصی (P-SAVE) به واسطه میل متوسط به پس‌انداز پایین‌تر در طبقات پائین درآمدی و انتقال درآمد از طبقات بالاتر به طبقات پایین، از تبعات دیگر باز توزیع درآمد به نفع طبقات درآمدی پایین می‌باشد. از تأثیرات دیگری که در جدول ۸-۲-۴ مشهود است، افزایش اجزاء ارزش افزوده ناخالص (پس از کسر خالص مالیات غیر مستقیم و واردات واسطه‌ای) است. درآمد شخصی (T-P INC) و سایر اجزای ارزش افزوده (OTH-VA)، هر دو تقریباً به‌طور متناسب افزایش یافته‌اند.

درآمد شخصی ۴۰ درصد پایینی (40%L INC)، ۴۰ درصد میانی (40%M INC) و ۲۰ درصد بالایی (20%U)

۱. درجه هم‌وزنی جدول داده - ستانده، مانع بررسی و تجزیه و تحلیل دقیق عملکرد بخش خصوصی همراه با سیاست‌سازی دولت در زمینه سرمایه‌گذاری در مسکن خصوصی بوده و لذا هرگونه حدس و گمان در این باره، بر فرض عدم تغییر رفتار دولت استوار خواهد بود.

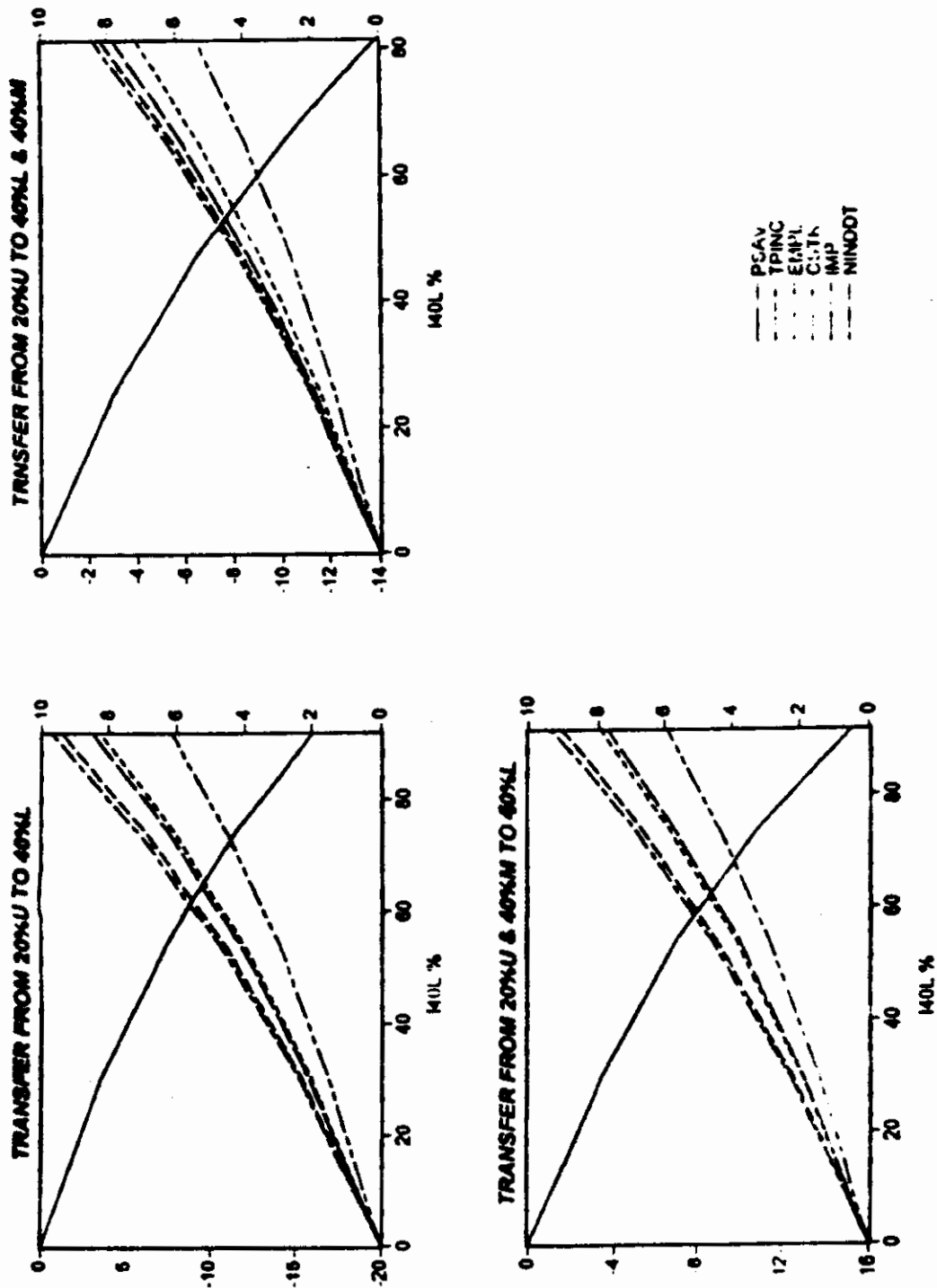
(INC) هم جهت با تغییرات بردار Δ (سهام درآمدی گروه‌های مزبور) تغییر می‌کند. البته، آثار غیرمستقیم سبب می‌شوند که این تغییرات متناسب با تغییرات سهم گروه‌های درآمدی نباشد. مثلاً در حالت اول باز توزیع درآمد (جدول سمت چپ بالایی)، عموماً این‌که هیچ انتقال درآمدی مثبت یا منفی به ۴۰ درصد میانی (40% M INC) صورت نگرفته است. لیکن آثار غیرمستقیم ناشی از باز توزیع درآمد به نفع ۴۰ درصد پایینی (40% L INC) سبب شده که سهم درآمدی ۴۰ درصد میانی نیز افزایش یابد. همین آثار غیرمستقیم، در حالت سوم، جدول سمت چپ پایینی، باعث شده تا عموماً این‌که ۱۶ درصد از سهم ۴۰ درصد میانی کم شده است. کاهش درآمد شخصی این گروه تنها در حدود ۰.۳۴ درصد باشد در حالی‌که وقتی در حالت دوم (جدول سمت راست بالایی)، ۱۶ درصد به سهم ۴۰ درصد میانی افزوده می‌شود، درآمد شخصی گروه مزبور در حدود ۷.۹ درصد افزایش می‌یابد.

با فرض افزایش در تولید بخش‌های مختلف، انتظار می‌رود که تغییرات توزیع درآمد به حالت‌های یاد شده در بالا، منجر به افزایش اشتغال (EMPLOY) و ذخیره سرمایه (CAP-CTL) بشود. در کلیه حالت‌ها، افزایش در ذخیره سرمایه اندکی شدیدتر از افزایش اشتغال است که چنانچه دستمزد و نرخ متوسط بازده سرمایه ثابت بماند فرضی که صحت آن تردید همراه است). به معنی افزایش ناچیز در سهم نسبی عامل سرمایه از تولید می‌باشد.

مقایسه سه حالت مطرح شده در جدول ۸-۲-۴ نشان می‌دهد که هر قدر انتقال درآمد از طبقات بالاتر به طبقات پایین‌تر صورت پذیرد، تأثیرات فوق‌الذکر شدیدتر خواهد بود. به همین علت شدیدترین آثار مربوط به حالت اول (جدول سمت چپ بالایی)، هنگامی‌که انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی به ۴۰ درصد پایینی صورت می‌گیرد، است. زمانی‌که بخشی از انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی به جای طبقات پایینی به طبقات میانی صورت بگیرد، یعنی حالت دوم (جدول سمت راست بالایی)، شدت تأثیرات کوچک‌تر از دو حالت دیگر است.

تنها استثنای مربوط به حاصل جمع خالص مالیات غیرمستقیم و مالیات مستقیم (IND & DTX) می‌باشد که در حالت دوم، تغییرات شدیدتری نسبت به حالت سوم (جدول سمت چپ پایینی) دارد. این مورد استثنا را با کمک نمودار نیز می‌توان نشان داد. نمودار ۱-۲-۴، نموداری سه گانه است که همانند جدول ۸-۲-۴ تنظیم شده است. تصویر سمت چپ بالای این نمودار مربوط به حالت یک، تصویر سمت راست و بالای آن مربوط به حالت دوم و تصویر پایینی (سمت چپ)، مربوط به حالت سوم می‌باشد. در این نمودار، برخلاف جدول ۸-۲-۴ که تنها مرحله دوم انتقال درآمد (مجموع ۱۰ درصد تغییر) را منعکس می‌کرد، هر چهار مرحله انتقال درآمد، یعنی از مجموع ۱۰ درصد تغییر تا مجموع ۲۰ درصد تغییر در سهم ۴۰ درصد پایین درآمدی، به تصویر کشیده شده است.

نمودار ۴-۲-۱ تأثیر سه نوع تغییر در توزیع درآمد بر متغیرهای مدل



در هر کدام از تصاویر نمودار ۱-۲-۴، محور افقی به اندازه گیری درصد تغییر درآمد شخصی ۴۰ درصد بایستی اختصاص دارد و محور عمودی به اندازه گیری سایر متغیرها تخصیص یافته است. البته تمامی تصاویر دارای مقیاس دوگانه هستند. به این صورت که اندازه گیری درصد تغییر پس انداز بر روی حاشیه عمودی سمت چپ و اندازه گیری درصد تغییر سایر متغیرها بر روی حاشیه عمودی سمت راست هر تصویر انجام می شود. در این تصاویر، تحول درصد تغییر «پس انداز» با افزایش درصد تغییر «درآمد شخصی ۴۰ درصد پایینی» را به خط پره نمایش داده و خط مزبور را PSAV نامیده ایم. به طریق مشابه، خط مربوط به ارتباط درصد تغییر درآمد شخصی کل با درصد تغییر در «درآمد شخصی ۴۰ درصد پایینی» را با «خط چین ریز» نشان می دهیم و این خط را TPINC نام نهاده ایم. ارتباط درصد تغییر در «اشتغال»، «ذخیره سرمایه»، «واردات» و «مجموع خالص مالیات غیر مستقیم و مالیات مستقیم» با درصد تغییر در «درآمد شخصی ۴۰ درصد پایینی درآمدی» را نیز به ترتیب با «خط چین متوسط»، «خط نقطه»، خط و دو نقطه» و «خط چین درشت» نشان داده و آنها را با همان ترتیب، EMP, CSTK, EMPL و NINDDT خواندیم.

بنابراین در نمودار ۱-۲-۴، صرفاً رابطه شش عدد از عمده ترین متغیرهای درون زای مدل با «درآمد شخصی ۴۰ درصد پایینی» به بیان درصد تغییرات نمایش داده می شود. به غیر از رشد پس انداز خصوصی که با افزایش درصد تغییر در درآمد ۴۰ درصد پایینی کنترل می نماید، رشد سایر متغیرها یک مسیر صعودی را طی می کند. چنانکه ملاحظه می شود، شیب مسیر مربوط به واردات (IMP)، از سایر مسیرها کمتر و شیب مسیر ذخیره سرمایه (CSTK) از دیگر مسیرها بیشتر است. مسیر مربوط به اشتغال (EMPL) به سایر نزدیک به مسیر ذخیره سرمایه ی قرار دارد. مسیر مربوط به کل درآمد شخصی (TPINC) در میانه قرار دارد. غنی رغه تفاوت مقیاس عمودی در تصاویر مرتبط با حالت های سه گانه فوق الذکر، نحوه قرار گرفتن و شیب نسبی مسیرهای یاد شده در بالا، در تمامی حالت ها مشابه است. تنها تفاوتی که در این تصاویر به چشم می خورد، مربوط به مسیر «مجموع خالص مالیات غیر مستقیم و مالیات مستقیم» (NINDDT) است.

در حالت اول (تصویر بالا و سمت چپ) مشاهده می شود که با افزایش سهم ۴۰ درصد پایین درآمدی، شدت افزایش در مالیات ها در مقایسه با افزایش درآمد شخصی کل بیشتر است. کاهش فرار مالیاتی در نتیجه انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی به ۴۰ درصد پایینی، این امر را توضیح می دهد. هنگامی که بخشی از انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی به ۴۰ درصد میانی صورت می گیرد (تصویر بالا و سمت راست)، شدت تغییر کلیه متغیرها، من جمله درآمد شخصی کل تخفیف می یابد، ولی از آنجایی که فرار مالیاتی ۴۰ درصد میانی هم کمتر از ۲۰ درصد بالایی است، شدت افزایش در مالیات ها کمتر از سایر موارد تخفیف یافته و لذا مسیر مربوط به مالیات ها در حالت دوم، در مقایسه با حالت اول، فاصله بیشتری از مسیر درآمد شخصی کل گرفته است. در حالت سوم (شکل پایین و سمت چپ)، به جای این که تمامی انتقال درآمد از ۲۰ درصد بالایی به ۴۰ درصد پایینی صورت گیرد، بخشی از آن ۴۰ درصد میانی انجام می شود. این امر شدت تغییر تمامی متغیرها را نسبت به حالت اول، کاهش می دهد. البته میزان کاهش در حالت سوم کمتر از حالت دوم می باشد (چون مقدار انتقال درآمد به ۴۰ درصد پایینی در حالت سوم بیشتر است). از آن جایی که فرار مالیاتی ۴۰ درصد میانی از ۲۰ درصد بالایی کمتر است، انتقال بخشی از درآمد از ۴۰ درصد میانی (به جای ۲۰ درصد بالایی) به ۴۰ درصد پایینی سبب شده که در حالت سوم، شدت افزایش مالیات ها بیشتر از شدت افزایش

۱. جایی که حای درصد تغییرات، این تصاویر بر حسب سطح متغیرها ترسیم شده، به واسطه خطی بودن مدل، تمام مسیرها مستقیم الخط خواهند بود.

درآمد شخصی کل تخفیف یابد. در نتیجه، برخلاف حالت‌های اول و دوم، در حالت سوم، مسیر مالیات‌ها در زیر مسیر مربوط به درآمد شخصی قرار گرفته است.

به غیر از این استثنا که ناشی از فرض مربوط به فرار مالیاتی است، نتایج مربوط به حالت‌های مختلف تغییر در توزیع درآمد به نتایج سازگاری منجر شد. افزایش مخارج به قیمت جاری در کلیه بخش‌ها که شدت آن در بخش آب و برق و گاز و کشاورزی بیشتر از سایر موارد و در بخش‌های معدن و ساختمان ناچیز می‌باشد و همچنین افزایش واردات ریالی و ذخیره سرمایه به قیمت جاری از جمله تبعات مهم توزیع مجدد به نفع طبقات پایین درآمدی است. اگر افزایش در مخارج به افزایش در تولید منجر شده و قیمت‌ها ثابت بمانند، افزایش اشتغال نیز کاملاً مورد انتظار می‌باشد. در مقابل، کاهش پس‌انداز خصوصی، چنانچه آنرا بیانگر کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی بدانیم (بر مبنای فرض برابری سرمایه‌گذاری و پس‌انداز خصوصی)، ایجاب می‌کند که برای این که ذخیره سرمایه به میزان مورد نیاز افزایش یابد، سرمایه‌گذاری دولتی به مقدار لازم افزایش پیدا کند.

البته، افزایش مخارج به قیمت جاری الزاماً به معنی افزایش تولید نیست. این امکان وجود دارد که برخلاف فروش داده - ستانده، محدودیت‌هایی در زمینه تشکیل سرمایه، واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای و سایر موانع توسعه تولید سبب شوند که ترقی مخارج صرفاً به افزایش قیمت‌ها منجر شود.

با توجه به نتایج احتمالی توزیع مجدد درآمد به نفع طبقات درآمدی پایین، احتمال این که آثار کلاسی که در قالب مدل کلان VAR (در فصل قبل) مشخص شد، در نتیجه آثار توزیعی تأمین اجتماعی ایجاد شده باشد، تضعیف می‌شود. هر چند رد مورد کاهش پس‌انداز خصوصی، توافقی بین نتیجه حاصل از عادلانه کردن توزیع بار رفتار توضیح داده شده میل متوسط به مصرف در مدل کلان VAR به چشم می‌خورد، لیکن ترکیب تخفیف رشد تولید و تورم‌زایی کمتر مخارج تأمین اجتماعی که در فصل گذشته به عنوان تبعات مخارج تأمین اجتماعی در گذشته مطرح شد، با نتایج حاصل از باز توزیع درآمد به نفع طبقات کم درآمد در زمینه افزایش مخارج کل، هماهنگی چندانی ندارد. لذا حتی اگر بپذیریم که عملکرد تأمین اجتماعی منشأ ایجاد باز توزیع درآمد به نفع درآمد طبقات پایین درآمدی نیز بوده است، نمی‌توان انتظار داشت که این باز توزیع خیلی با اهمیت بوده باشد.

چنانچه دولت در آینده بخواهد از طریق تأمین اجتماعی برخی از اهداف توزیعی (بهبود توزیع به نفع کم درآمدها) را نیز دنبال کند، با توجه به این که مخارج تأمین اجتماعی در گذشته با افزایش میل متوسط به مصرف و کاهش رشد تولید همراه بوده است، افزایش در مخارج جاری که ناشی از بهبود توزیع درآمد خواهد بود، می‌تواند به معنی ترقی واردات باشد. چنانچه مقررات ارزی و ذخایر کشور محدودیت‌هایی در این زمینه به وجود بیاورند، انتظار می‌رود که قیمت بسیاری از انواع تولیدات، بالاخص تولیدات کشاورزی افزایش یافته و افزایش سطح عمومی قیمت را به همراه داشته باشد. در این شرایط، افزایش اشتغال نیز چندان محتمل نخواهد بود. بدین ترتیب، حتی ممکن است فشار تقاضا به حدی باشد که خصوصیت به نسبت غیر تورمی مخارج تأمین اجتماعی (که ناشی از وجود منابع مالی مربوط به حق بیمه‌ها و... و در نتیجه، عدم افزایش بدهی دولت به نظام بانکی است) را نیز تغییر دهد.

ضمن این که همانند فصل گذشته تأکید می‌نماییم که وجود چنین هزینه‌هایی برای تأمین اجتماعی به هیچ عنوان مطلوبیت آن را نفی نمی‌کند، با توجه به نتایج حاصل از بررسی‌های این فصل و فصل قبلی، به نظر

می‌رسد که با گسترش هر چه بیشتر مخارج تأمین اجتماعی و بالاخص در صورتی که از طریق نظام مزبور برخی اهداف توزیعی نیز دنبال شود، به سبب کاهش منابع سرمایه‌گذاری خصوصی در کنار سایر منابع افزایش تولید، دشواری‌هایی به وجود خواهد آمد. افزایش بدهی دولت به نظام بانکی منجر نشود. از جمله سیاست‌های مفید برای مقابله با کاهش منابع سرمایه‌گذاری خواهد بود. اصلاح ساختارهای تولید، به گونه‌ای که سرعت عکس‌العمل آن را در وضعیت افزایش مخارج بالا ببرد در کنار اصلاح نظام اعتباری به صورتی که مشوق سرمایه‌گذاری خصوصی تولیدی باشد نیز از سیاست‌های بلندمدتی هستند که می‌توان به آنها توجه بیشتری نمود. هر اندازه که کنترل تورم الزام‌آور باشد، امکان مقابله با تأثیرات ناخوشایند مربوط به تولید کاهش یافته و تحمل هزینه‌های فوق‌الذکر در مورد تأمین اجتماعی اجتناب‌ناپذیر خواهد شد.

۵- خلاصه نتایج

در فصل گذشته، در قالب یک مدل کلان VAR نتیجه گرفتیم که مخارج تأمین اجتماعی در گذشته منجر به افزایش میل متوسط به مصرف او کاهش میل متوسط پس‌انداز (کاهش رشد تولید، تورم محدودتر به نسبت سایر مخارج دولت و احتمالاً، کاهش رشد اشتغال شده است و این احتمال وجود دارد که توسعه این نظام در آینده نیز با چنین تبعاتی همراه باشد. در این فصل سعی کردیم که معلوم کنیم آثار فوق‌الذکر تا چه اندازه می‌توانست در اثر دنبال کردن اهداف توزیعی دولت از طریق تأمین اجتماعی به وجود آمده باشد. همچنین سعی کردیم نتیجه‌گیری‌های اهداف توزیعی از طریق تأمین اجتماعی توسط دولت را در آینده مورد بررسی قرار دهیم.

بدین منظور با استفاده از یک مدل شبه داده - ستانده، به مطالعه آثار توزیع مجدد در آمد به نفع طبقات درآمدی پایین پرداخته و نتیجه گرفتیم که این امر می‌تواند به افزایش مخارج جاری بر روی کینه تولیدات، بالاخص کالاهای کشاورزی و آب و برق و گاز و نیز، افزایش مخارج جاری وارداتی و کاهش پس‌انداز منجر شود. این تبعات، اگر با امکان توسعه سریع تولید همراه نبوده و با محدودیت‌هایی در زمینه واردات نیز مواجه شوند، افزایش قیمت‌ها را در پی خواهند داشت.

مقایسه تبعات توزیع مجدد به نفع گروه‌های پایین و عملکرد گذشته مربوط به افزایش مخارج تأمین اجتماعی مشخص می‌کند که نتایج حاصل از عملکرد قبلی تأمین اجتماعی نمی‌تواند چندان تحت تأثیر اعمال سیاست‌های توزیع مجدد از طریق تأمین اجتماعی به وجود آمده باشد. در پایان نتیجه می‌گیریم که با گسترش هر چه بیشتر مخارج تأمین اجتماعی، به خصوص زمانی که برخی اهداف توزیعی نیز از طریق آن دنبال شود، دشواری‌هایی در زمینه کاهش رشد تولید به وجود خواهد آمد. در این حالت، افزایش مخارج سرمایه‌گذاری دولت (برای جبران کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی) در کنار سیاست‌های بلندمدتی چون رفع موانع تولید و اصلاح نظام اعتباری در راستای تسهیل سرمایه‌گذاری خصوصی، برای تخفیف مسئله رشد تولید مفید خواهد بود. البته این در صورتی است که خطر تورمی این سیاست‌ها حتی الامکان کاهش یابد یا کنترل تورم به عنوان اولویت اساسی مورد نظر نباشد.

فصل سوم - بررسی حساسیت مخارج گروه‌های کم درآمد، با درآمد متوسط و پردرآمد نسبت به تغییرات قیمتی و درآمدی

نظریه

در این بررسی تلاش شده است که با استفاده از توابع تقاضای گروه‌های مختلف درآمدی حساسیت مخارج گروه‌های مختلف به همراه کشش‌های قیمتی و درآمدی مورد اندازه‌گیری واقع شود. در این صورت می‌توان فهمید که چه کالاهایی را باید مشمول کمک یا سوبسید قرار داد و چه کالاهایی را باید از سوبسید محروم نمود.

در رابطه با توابع تقاضا می‌توان از روش‌های مختلفی استفاده کرد. ساده‌ترین راه این است که توابع تقاضا به طور جداگانه برآورد شوند. اما از نظر تئوری، همواره بین معادلات محدودیت‌هایی وجود دارد که در فرایند باید به آنها توجه داشت. در غیر این صورت از نظر مقادیر کمیت‌های مختلف، مثل کشش‌های قیمتی و درآمدی نتایجی به دست می‌آید که با اساس نظریه رفتار مصرف کننده در تناقض خواهد بود.

در این زمینه تایل (Theil)^۱ با استفاده از رهیافت سیستمی خود (Systemwide Approach) روشی را برای برآورد توابع تقاضای کالاهای موجود در بودجه خانوار پیشنهاد می‌نماید که این محدودیت‌های بین معادله‌ای (Cross-Equation Restriction) را در نظر می‌گیرند. در این بخش از لحاظ نظری سن رهیافت را تشریح می‌نماییم. سپس چون معادلات نظری به خودی خود قابل برآورد نیستند، تبدیلانی را وارد خواهیم کرد تا مدل قابل تحویل به کار برآورد تجربی گردد.

مقادیر تقاضای فرد از N کالا را با $q_1, \dots, q_n$ نشان می‌دهیم. در این بررسی q_1 تا q_n کالاهایی هستند که خانوارها به عنوان عناصر اساسی سبد غذایی خود تلقی می‌نمایند. این تمرکز روی مواد غذایی چندانی بی‌دلیل نیست زیرا طبق قانون انگل بخش عمده‌ای از درآمد خود را روی مواد غذایی خرج می‌نمایند. لذا تمرکز روی سبد مواد غذایی می‌تواند راهنمایی‌های مفیدی را از نظر کمک به فقرا فراهم نماید. به این ترتیب تابع مطلوبیت فرد مصرف کننده عبارت است از $u(q_1, \dots, q_n)$ این تابع ارضای حاصل از مصرف کالاهای هر زمان اندازه می‌گیرد. هدف مصرف کننده، حداکثرسازی این تابع با توجه به قید بودجه $\sum_{i=1}^n p_i q_i = m$ می‌باشد، که p_1 تا p_N قیمت N کالا و m کل مخارج است. از این مسئله ریاضی، مقادیر بهینه کالاهای به عنوان تابعی از قیمت‌ها و درآمد به دست می‌آید:

$$q_i^0 = Q_i(\bar{m}, p_1, \dots, p_N)$$

این معادله مصرف تابع تقاضا برای کالای i ام است.

اگر از این تابع بر حسب لگاریتم متغیرها دیفرانسیل بگیریم:

$$d(\text{Log} q_i) = \frac{\partial(\text{Log} q_i)}{\partial(\text{Log} m)} d(\text{Log} \bar{m}) + \sum_{j=1}^N \frac{\partial(\text{Log} q_i)}{\partial(\text{Log} p_j)} d(\text{Log} p_j)$$

مشتقات سمت راست بیانگر کشش‌ها هستند.

اگر طرفین این معادله را در $W_i = \frac{p_i q_i}{m}$ که سهم ارزش لامین کالا در بودجه خانوار است، ضرب نماییم،

نتیجه عبارت است از:

$$W_i d(\text{Log} q_i) = \left(\frac{p_i q_i}{m} \frac{\partial q_i}{\partial m} \frac{m}{q_i} \right) d(\text{Log} \bar{m}) + \sum_{j=1}^N \left(\frac{p_i q_i}{m} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{p_j}{q_i} \right) d(\text{Log} p_j)$$

* THEIL, H. "THE SYSTEM-WIDE APPROACH TO MICROECONOMICS" BASIL BLACKWELL-OXFORD (1980)

$$p_i \frac{\partial q_i}{\partial m} d(\text{Log } \bar{m}) + \sum_{j=1}^N \frac{p_i p_j}{m} \frac{\partial q_i}{\partial p_j} d(\text{Log } p_j)$$

$$\pi_{ij} = \frac{p_i p_j}{m} \frac{\partial q_i}{\partial p_j}, \mu_i = p_i \frac{\partial q_i}{\partial m} \quad \text{اگر تعریف نماییم}$$

$$W_i d(\text{Log } q_i) = \mu_i d(\text{Log } \bar{m}) + \sum_{j=1}^N \pi_{ij} d(\text{Log } p_j) \quad \text{آنگاه داریم}$$

این تابع تقاضا در قالب دیفرانسیل ها است. اما مشکل داده ها ما را مجبور به کار با تغییرات محدود به جای تغییرات بی نهایت کوچک می نماید. لذا D را به عنوان عملگر تغییر لگاریتمی مورد استفاده قرار می دهیم:

$$Dx_t = \Delta(\text{Log } x_t) = \text{Log } x_t - \text{Log } x_{t-1} = \text{Log } \frac{x_t}{x_{t-1}}$$

تغییر لگاریتمی دارای این خاصیت ساده است که:

$$D(x_t^\alpha y_t^\beta) = \alpha \text{Log } \frac{x_t}{x_{t-1}} + \beta \text{Log } \frac{y_t}{y_{t-1}} = \alpha D x_t + \beta D y_t$$

که α و β ثابت های اختیاری هستند.

در این صورت معادلات تقاضا بر حسب تغییرات (سالانه) محدود عبارت است از:

$$(1) W_{it} D q_{it} = \mu_i D q_{it} + \sum_{j=1}^N \pi_{ij} D p_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$W_{it} = \frac{W_{i,t-1} + W_{it}}{2}$$

که

$$W_{it} D q_{it} = \frac{W_{i,t-1} + W_{it}}{2} \text{Log } \frac{q_{it}}{q_{i,t-1}}$$

بنابراین متغیر سمت چپ رابطه (۱) عبارت است از:

کاربرد مدل رتردام برای کالاهای اساسی

رهیافت مطالعه سیستمی توابع تقاضا که مرحله تجربی خود را در سال ۱۹۶۵ به وسینه آقای استون و گری^۱ و با استفاده از روش توابع هزینه خطی آغاز نموده، هنوز در مسیر تکمیل مطالعات تجربی تلاش می کند. مادر اینجا با استفاده از روش رتردام که توضیح نظری آنها را در آغاز این بخش داده ایم، به مطالعه چند مدل می پردازیم تا از این طریق آثار تغییرات در قیمت کالاهای اساسی را مورد بررسی قرار دهیم. در جریان تصمیم های خانوارها در زمان مصرف، بنگاه ها در مراحل تولید و سیاست گذاری های دولت، نسبت قیمت بعضی از کالاها دچار تغییر می شوند. تغییرات قیمت ها با توجه به کشش تقاضا برای کالاها و سهم هزینه ای آنها اثراتی بر رفاه و فقر خانوارها می گذارند. در نتیجه اطلاع از کشش های تقاضا و سهم هزینه ای کالاها می تواند مکان بررسی آثار سیاست های دولت را فراهم نماید.

اصولاً مشکلات عمده ای در مسیر تجربیات سیستمی تقاضا قرار دارد. نخست این که تقریباً تاکنون هیچ مطالعه تجربی نتوانسته است که کلیه محدودیت های عمده توابع تقاضا را قانع نماید. در نتیجه ما در اینجا قصد آزمایش محدودیت ها را نداریم. بلکه خود در مدل محدودیت همگن بودن توابع تقاضا را اجرا می کنیم. مسئله اساسی در رابطه با مطالعه ما تعداد محدود مشاهدات آماری است. هر چند در مدل نخست که متوسط آمار جامعه را مورد استفاده قرار می دهیم بیشتر از بیست مشاهده آماری را در اختیار داریم، ولی به هر حال برای یک برتری سیستمی این تعداد نیز کافی نیست چون با توجه به تعداد معادلات یا متغیرها به

1. STONE, J.R.N. (1954) Linear expenditure system s and demand analysis - an application to the pattern of British demand. Economic Journal, no. 511-27.

سرعت در جه آزادی کاهش خواهد یافت.

در انتخاب کالاهای اساسی خوراکی ما براساس مطالعات قبلی غلات (که در واقع وزن اصلی را برنج تشکیل می دهد)، نان، گوشت، (مجموعه گوشت قرمز و گوشت مرغ) و قند و شکر را بر می گیریم. این چهار مجموعه از کالاهای خوراکی وزن عمده سبد هزینه مصرفی خانوارها و به خصوص خانوارهای فقیر را تشکیل می دهند. به عبارت دیگر این کالاها از جمله ضروری ترین کالاها در سبد مصرفی خانوارها می باشند. مطالعه تجربی ما ابتدا از مدل سیستم توابع تقاضا چهار کالای فوق برای متوسط جامعه آغاز شده و سپس سعی می کنیم برای سه گروه درآمدی فقیر، متوسط و غنی جامعه نیز آن را آزمون کنیم.

- برآورد مدل

تابع تقاضا برای هر کالا به وسیله معادله (۱) نمایش داده می شود. اما واقعیت این است که قیودی روی این توابع تقاضا برقرار است. مثلاً بر روی مقادیر مورد تقاضا قید زیر ناشی از نظریه مصرف کننده حاکم است:

$$\sum \frac{\partial q_i}{\partial p_j} p_j = 0$$

$$\pi_{ij} = \frac{p_i p_j}{m} \frac{\partial q_i}{\partial q_j}$$

$$\sum_{j=1}^N \pi_{ij} = 0$$

که با تعریف

می توان گفت

پس برای سه تابع تقاضا داریم:

$$\pi_{11} + \pi_{12} + \pi_{13} + \pi_{14} = 0$$

$$\pi_{21} + \pi_{22} + \pi_{23} + \pi_{24} = 0$$

$$\pi_{31} + \pi_{32} + \pi_{33} + \pi_{34} = 0$$

لذا برای هر ۱ از ۲ و ۳ می توان نوشت:

$$\pi_{i4} = \pi_{i1} - \pi_{i2} - \pi_{i3}$$

از جایگذاری در تابع تقاضای (۱) داریم:

$$(2) W_{it} * Dq_{it} = \mu_i Dq_t + \sum \pi_{ij} (Dp_{jt} - Dp_{it}) + \varepsilon_{it}$$

که جزء خطا جهت تخمین به معادله فوق اضافه شده است.

به این ترتیب باید قیود نظریه مصرف کننده را در فرایند برآورد تحمیل نمود. سپس به دلیل همین قیود بین معادله ای باید به جای روش OLS از روش SURE (Seemingly Unrelated Regressions) - روش رگرسیون های به ظاهر غیر مرتبط برای حصول کارایی یا حداقل مربعات وزنی استفاده کرد. دلیل دیگر این امر آن است که گرچه در ظاهر تابع تقاضا برای نان از تابع تقاضا برای برنج از نظر متغیرها جدا است اما چون جزء خطای معادلات حاوی عناصر حذف شده از مدل هستند که برای معادلات هم سنخ اقتصادی این عناصر تا حد زیادی مشترک هستند بنابراین عناصر مشترک بسیاری به طور همزمان بر مقادیر تقاضای مختلف اثر می گذارد.

مدل سیستم توابع تقاضا برای متوسط جامعه

چنانچه انتظار می رود آمار و اطلاعات مورد استفاده در همه مدل ها، من جمله این مدل از طرح بودجه خانوار مرکز آمار ایران تهیه شده است. ما در حد امکان از آمار سری زمانی موجود بهره گرفته ایم و در حد

امکان و در موارد محدود سعی در ملایم کردن اختلال‌های آشکار در آمار نموده‌ایم. تابع مطلوبیت را بر اساس دو حالت آزمون نموده‌ایم. یکبار تابع مطلوبیت شکل عام را در نظر گرفته و یکبار نیز تابع مطلوبیت تجزیه پذیر یا استقلال گروهی کالاها را آزمون نموده‌ایم. در مورد اخیر گروه کالاهای خوراکی را مستقل از مجموعه کالاهای دیگر مدنظر قرار می‌دهیم. در اینجا مدلی که بهتر جواب داده است را آورده‌ایم.

مدل سیستم توابع تقاضای چهار کالای اساسی برای جامعه شهری: مدل زیر بر اساس تابع تقاضای عمومی و با استفاده از نرم افزار TSP و روش حداقل مربعات وزنی به طور سیستمی برای سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۶ برازش شده است. معادلات تقاضا به صورت زیر هستند.

$$W^*D_{QR} = -0.006 D_{QR} - 0.026 \Delta_R + 0.018 \Delta_B + 0.004 \Delta_M + 0.004 \Delta_S$$

$$(-0.22) \quad (-2.15) \quad (1.19) \quad (0.32) \quad (0.04)$$

$$R^2 = 0.23 \quad D-W = 1.76$$

$$W^*D_{QB} = -0.007 D_{QB} - 0.001 \Delta_R - 0.004 \Delta_B + 0.003 \Delta_M + 0.001 \Delta_S$$

$$(2.92) \quad (-0.89) \quad (-2.58) \quad (2.12) \quad (1.15)$$

$$R^2 = 0.46 \quad D-W = 1.31$$

$$W^*D_{Qm} = -0.016 D_{Qm} - 0.003 \Delta_R + 0.006 \Delta_B - 0.009 \Delta_M + 0.002 \Delta_S$$

$$(0.64) \quad (-2.33) \quad (0.04) \quad (-7.24) \quad (1.91)$$

$$R^2 = 0.78 \quad D-W = 1.95$$

$$W^*D_{QS} = -0.006 D_{QS} - 0.006 \Delta_R - 0.008 \Delta_B - 0.004 \Delta_M - 0.008 \Delta_S$$

$$(0.68) \quad (-1.6) \quad (-0.16) \quad (-1.03) \quad (-2.63)$$

$$R^2 = 0.43 \quad D-W = 1.5$$

در اینجا زیر نویس های M.B.R و S به ترتیب برای برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر^۲ آمده‌اند و اعداد داخل پرانتز آماره‌های t هستند.

قابل مشاهده است که با وجود پایین بودن نسبی آماره R^2 که نشان از تطبیق متغیرها را دارد ولی هم علامت‌های ضرایب قیمت‌های خودی برای هر چهار کالا مطابق با انتظار بوده و حاکی از معمولی بودن این کالاهاست و از سوی دیگر آماره t درجه اطمینان بالایی را برای این ضرایب پیشنهاد می‌کند. به هر حال جهت بررسی دقیق‌تر مبادرت به استخراج کشش‌های قیمتی و درآمدی برای کالاهای فوق می‌نماییم. اگر کشش‌های قیمتی را با ϵ_{ij} و کشش درآمدی را با η_i نشان دهیم می‌دانیم که:

$$\epsilon_{ij} = \pi_{ij} / w_i$$

$$\eta_i = \mu_i / w_i$$

مطابق علائم بخش نظری این مطالعه، π_{ij} ها و μ_i ها ضرایب معادلات سیستمی هستند. با توجه به روابط بالا در زیر کشش‌ها را محاسبه می‌کنیم. در ضمن از آنجا که کالای پنجم شامل سایر کالاها در سبد خانوار غیر از این چهار کالا می‌باشد و اهمیت زیادی در این مطالعه ندارد، از بحث در مورد آن چشم‌پوشی می‌کنیم. هر چند که با فرض همگن بودن توابع تقاضا استخراج نتایج کالای ترکیبی پنجم بسیار ساده می‌باشد.

ماتریس زیر کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضا را نشان می‌دهد. آخرین ستون برای کشش‌های قیمتی

1. BLOCK INDEPENDENCE.

^۲ منظور از قند و شکر در تعدد گزارش، گروه قند و شکر و جای و شیرینی‌هاست.

تهیه شده است. با توجه به کشتش های خود قیمتی هر چهار کالا ضروری تشخیص داده می شوند که به ترتیب ضرورت عبارتند از نان، قند و شکر، برنج (غلات) و گوشت.

جدول ۱-۳-۴ کشتش های قیمتی و درآمدی برای متوسط جامعه شهری مأخذ

غلالت	نان	گوشت	قند و شکر	η
غلالت	۰/۳۷۸	۰/۰۸	۰/۰۰۸	-۰/۱۲۶
نان	-۰/۲۰۶	۰/۱۵۵	۰/۰۵	۰/۳۶۱
گوشت	-۰/۲۸۳	-۰/۸۵	۰/۱۹	۰/۱۵
قند و شکر	-۰/۰۳۲	-۰/۱۶	-۰/۳۲	۰/۲۴

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

* محاسبات براساس داده های بودجه خانوار مرکز آمار ایران صورت گرفته است.

در مورد کشتش های متقابل فقط کشتش قیمتی گوشت در تقاضای نان و برنج در تقاضای گوشت از کفایت آماری برخوردار هستند. هر دو علامت برای کشتش های متقابل مکمل بودن کالاهای نان و گوشت و برنج و گوشت را تصویر می کنند. ولی هر دو مورد حکایت از کم کشتش بودن این کشتش های متقابل را دارند. در بین کشتش های درآمدی فقط کشتش درآمدی نان از اطمینان آماری برخوردار است و ضروری بودن این کالا را تأیید می کند.

کم کشتش بودن این کالاها در مقابل تغییرات در قیمت خودشان و به خصوص برای نان و قند و شکر نشان می دهد که هر افزایش در قیمت این کالاها می تواند باعث افزایش در هزینه روی این کالاها از سوی مصرف کنندگان بشود. در نتیجه برای خانوارهای کم درآمد و فقیر این فشار می تواند به فقیرتر شدن آنها و احتمالاً چشم پوشی از مصرف کالاهای خوراکی دیگر بشود که سلامت آنها را به خطر خواهد انداخت. مدل سیستم توابع تقاضای چهار کالای اساسی برای جامعه روستایی: براساس اطلاعات و آمار بودجه خانوار برای خانوارهای روستایی و با فرض یک تابع تقاضای عمومی برای سال های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۶ مبادرت به استخراج سیستم توابع تقاضای برنج (غلالت)، نان، گوشت و قند و شکر برای روستاییان جامعه نمودیم. آمار این مدل ها با توجه به متوسط اقلام روستا استخراج شده به وسیله مرکز آمار ایران تهیه شده است. نتایج برازش آمار در زیر مشاهده می شوند.

$$W \cdot D_{QR} = 0.084 D_{QR} - 0.098 \Delta_1 - 0.037 \Delta_2 + 0.023 \Delta_3 + 0.0007 \Delta_4$$

$$(2/687) \quad (-9/10) \quad (-0/38) \quad (2/119) \quad (0/117)$$

$$R^2 = 0.91$$

$$D-W = 2.03$$

$$W \cdot D_{QB} = -0.016 D_{QB} + 0.025 \Delta_1 - 0.008 \Delta_2 + 0.003 \Delta_3 + 0.0005 \Delta_4$$

$$(-0/75) \quad (3/37) \quad (-1/21) \quad (0/47) \quad (-0/126)$$

$$R^2 = 0.48$$

$$D-W = 1.6$$

$$W \cdot D_{QM} = 0.0999 D_{QM} + 0.034 \Delta_1 + 0.0349 \Delta_2 - 0.096 \Delta_3 + 0.009 \Delta_4$$

$$(2/69) \quad (1.04) \quad (1/19) \quad (-7.29) \quad (1.25)$$

$$R^2 = 0.87$$

$$D-W = 1.9$$

$$W^*Dq_S = 0.029DQ_S - 0.0004\Delta_1 + 0.0001\Delta_2 - 0.012\Delta_3 + 0.008\Delta_4$$

$$(2.7) \quad (-0.1) \quad (-0.003) \quad (-3.03) \quad (-3.79)$$

$$R^2 = 0.74$$

$$D-W = 2.1$$

در اینجا اعداد داخل پرانتز آماره t هستند و زیر نوشت‌ها برای M.B.R و S به ترتیب برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر قرار می‌گیرند.

علاوه ضرایب قیمت‌های خودی همگی موافق انتظار بوده و گرفتن بودن این کالاها را رد می‌کنند. این ضرایب غیر از نان از درجه اطمینان بسیار بالایی برخوردار هستند و حتی کفایت آماری ضریب قیمت خود نان نیز در روستا بهتر از شهر است. براساس معادله‌های مربوطه در زیر مبادرت به محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی نموده و به صورت ماتریس در جدول ۲-۳-۴ قرار می‌دهیم.

$$\varepsilon_{ij} = \pi_{ij} / w_i$$

$$\eta_i = \mu_i / w_i$$

پارامترها در اینجا تعاریفی مشابه مدل شهر دارند.

جدول ۲-۳-۴ کشش‌های قیمتی و درآمدی برای متوسط جامعه روستایی کشور

η_i	قند و شکر	گوشت	نان	برنج (غلات)	کالا
۱/۲۰۵	۰/۱	۰/۳۳	۰/۰۵۳	-۱/۴۰۶	برنج (غلات)
-۰/۲۴۹	-۰/۰۰۸	۰/۰۴۷	-۰/۱۲۵	۰/۳۸۹	نان
۰/۹۳۴	۰/۰۸۴	-۰/۹	۰/۱۲۶	۰/۱۲۵	گوشت
۰/۰۹۳	-۰/۲۵۷	-۰/۳۸۶	-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۱۳	قند و شکر

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

* محاسبات براساس سر بودجه خانوار مرکز آمار ایران صورت گرفته است.

برای متوسط جامعه روستایی برنج یک کالای لوکس تلقی می‌شود و با توجه به کفایت آماری کشش درآمدی آن این مهم مجدداً تأیید می‌شود. قند و شکر یک کالای ضروری است و در مورد این کالا نیز کشش درآمدی از کفایت آماری برخوردار بوده و ضروری بودن قیمتی را تأکید می‌کند. کشش درآمدی گوشت کمی کمتر از واحد است و تقریباً می‌توان این کالا را کمی ضروری تا کالای خنثی از نظر کشش خواند. کشش درآمدی گوشت نیز هم از درجه اطمینان بالایی برخوردار است و هم نتایج مربوط به کشش قیمتی را تأیید می‌نماید. در مورد سه کالای برنج، گوشت و قند و شکر مجموعه کشش کفایت آماری در حد بسیار مطلوب هستند.

در مورد نان به دلیل شرایط خاص نان از نظر نسبت قیمت با سایر کالاها نتایج از نظر آماری قابل قبول نیست. این موضوع در مورد نان همه جا تکرار شده است. ولی به هر حال خارج از کفایت آماری علانم و مقادیر مطابقت دارند. ولی به هر حال ما استفاده نخواهیم کرد. با توجه به کشش‌های خود قیمتی به نظر می‌رسد که روستاییان از نظر فشار هزینه از افزایش قیمت قند و شکر بیشتر متأثر می‌شوند، چون هزینه آنها روی این کالا افزایش یافته و اجباراً هزینه روی کالاهای دیگر را کم می‌کنند.

مدل‌های توابع تقاضای سیستمی برای گروه‌های درآمدی

در این بخش سعی نموده‌ایم که غنی رغم محدودیت آماری یک تجربه جدیدی را به آزمون بگذاریم. در واقع آنچه که ما در یک تخمین آماری از تابع تقاضا آزمون می‌کنیم، یک تابع جمعی یا جمع زده شده از توابع تقاضای تک تک افراد است. در نتیجه کشش‌هایی که تخمین زده می‌شوند الزاماً متعلق به فرد، خانواده یا گروه خاصی نیست و شاید پارامترهای تقاضای هیچ گروهی با متغیرهای این تابع مطابقت نداشته باشد. معمولاً اطلاعات آمار کافی و لازم برای تخمین توابع تقاضای یک خانوار یا یک گروه در دست نیست و اصولاً در اکثر موارد آنچه که مورد توجه تحلیل‌گران قرار دارد عکس العمل یا کشش‌های متوسط جامعه می‌باشد. ولی در مواردی که ما به گروه خاصی توجه می‌کنیم داشتن اطلاعات در مورد عکس العمل آنها یا نتیجه اجرای سیاست‌های اقتصادی بر رفاه این گروه بسیار مفید خواهد بود.

به همین دلیل در این بخش با استفاده از امکان در اختیار داشتن اطلاعات خام آماری و توانایی در تفکیک پرسشنامه‌ها زیر گروه‌های مورد توجه مبادرت به تقسیم جامعه براساس دهک‌های هزینه‌ای (درآمدی) می‌کنیم. تقسیم‌بندی ما از گروه‌های درآمدی به این صورت است که چهل درصد پایین‌ترین دهک‌ها را فقیر، چهل درصد بعدی را متوسط و بالاخره ۲۰ درصد بالای درآمدی را ثروتمند تعریف می‌نماییم.

البته در اینجا به علت این که اطلاعات و آمار خام سال‌های قبل از سال ۱۳۶۲ در دسترس نبوده و احتمالاً وجود نیز ندارند ما به دوره زمانی نزدیک‌تری محدود می‌شویم، که قطعاً آثار خود را روی آمارهای آزمون‌ها نشان خواهند داد. به هر حال این یک سعی در جهت نزدیک‌تر شدن به اطلاعات مورد نیاز است که انجام می‌دهیم. لازم است که به یک نکته اشاره کنیم، که گروه متوسط مدل‌هایی که در این قسمت مورد مطالعه قرار می‌دهیم یعنی چهل درصد دوم از دهک‌های هزینه‌ای) با متوسط جامعه در مدل قبل یکسان نیستند.

سیستم توابع تقاضا برای گروه‌های درآمدی شهری: چنانچه در بالا آمد ما تابع تقاضای کل جامعه شهری را به سه زیرگروه فقیر، متوسط و غنی تفکیک نموده و مجدداً براساس تابع تقاضای عام برای هر یک از گروه‌های درآمدی و همچنین تابع تقاضای جمع‌پذیر گروهی مدل‌ها را آزمون می‌کنیم. بهترین جواب‌ها قاعداً تأظر به تابع تقاضای مناسب را تأیید خواهند کرد که ما آن نتایج را منعکس می‌نماییم.

سیستم توابع تقاضا برای گروه فقیر جامعه شهری: در مورد گروه فقیر جامعه شهری تابع تقاضای عام پاسخ‌های به نسبت بهتری را فراهم نموده است که برای چهار کالای غلات (برنج)، نان، گوشت و قند و شکر و باقی مانده کالاها سیستم معادلات را اجرا نموده و نتایج معادلات و ضرایب آنها را در زیر می‌آوریم:

$$W^*D_{QR} = 0.0004D_{QR} - 0.02\Delta_R + 0.005\Delta_B + 0.009\Delta_M + 0.006\Delta_S$$

$$(0.068) \quad (-4/5) \quad (1/5) \quad (1/1) \quad (1/06)$$

$$R^2 = 0.66 \quad D-W = 2.1$$

$$W^*D_{QB} = -0.0002D_{QB} - 0.01\Delta_R - 0.004\Delta_B + 0.005\Delta_M + 0.005\Delta_S$$

$$(-0.007) \quad (-0.4) \quad (-2) \quad (1/3) \quad (2)$$

$$R^2 = 0.21 \quad D-W = 1.7$$

$$W^*Dq_M = 0.003DQ_M + 0.0178\Delta_R + 0.002\Delta_B - 0.068\Delta_M - 0.018\Delta_L$$

$$(0.42) \quad (0.84) \quad (1.21) \quad (-2.13) \quad (-0.89)$$

$$R^2 = 0.63 \quad D-W = 2.3$$

$$W^*Dq_S = 0.0029DQ_S - 0.0052\Delta_R - 0.004\Delta_B - 0.008\Delta_M - 0.007\Delta_S$$

$$(0.61) \quad (-1.2) \quad (-1.1) \quad (-1.23) \quad (-1.8)$$

$$R^2 = 0.55 \quad D-W = 2.2$$

نتیج علائم ضرایب قیمت‌دهی خودی برای هر چهار کالا مطابق انتظار بوده و غیرگیفن بودن کالاهای مورد نظر را تأیید می‌کنند. آماره t نیز برای این ضرایب کفایت آماری را تأیید می‌نماید، هر چند که در مورد قند و شکر درجه اطمینان پایین‌تر می‌باشد. به هر صورت برای دستیابی به اطلاعات بیشتر کشش‌های قیمتی تقاضا و کشش‌های درآمدی را برای این سیستم توابع تقاضا محاسبه می‌نماییم. روش مشابه مجدداً براساس معادلات زیر است:

$$\varepsilon_{ij} = \pi_{ij} / w_i$$

$$\eta_i = \mu_i / w_i$$

پارامترها مشابه آن است که در مدل قبل توضیح داده شد.

جدول ۳-۳-۴ در زیر ماتریس کشش‌های قیمتی و درآمدی کالاهای برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر را برای خانوارهای فقیر جامعه شهری نشان می‌دهد. آخرین ستون جدول کشش‌های درآمدی را تصویر کرده‌اند.

جدول ۳-۳-۴ کشش‌های قیمتی و درآمدی برای گروه فقیر شهری

η_i	قند و شکر	گوشت	نان	برنج (غلات)	کالا
۰/۰۰۹	۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۱۱۷	-۰/۴۶۷	برنج (غلات)
-۰/۰۰۰۵	۰/۱۴	۰/۱۳۸	-۰/۱۲	-۰/۰۲۵	نان
۰/۳۱۹	-۰/۱۹	-۰/۷۲	۰/۲۱	۰/۱۸۹	گوشت
۰/۰۹۳	-۰/۲۲۶	-۰/۲۵۸	-۰/۱۲۸	-۰/۱۶۸	قند و شکر

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

* محاسبات براساس باز بودجه خانوار مرکز آمار ایران صورت گرفته است

کشش‌های خود قیمتی کالاهای مورد نظر ضروری بودن همه کالاها را برای گروه فقیر جامعه منعکس می‌کنند. در اینجا نیز ضرورت کالاها به ترتیب از ضروری‌ترین عبارتند از نان، قند و شکر برنج (غلات) و گوشت. کشش بسیار پایین قیمتی نان نشان می‌دهد که چگونه افزایش در قیمت این کالای خوراکی اساسی می‌توان هزینه خانوارهای فقیر را روی این کالا افزایش داده و اثرات منفی بر رفاه و شرایط فقر آنها بگذارد. در مورد کشش‌های متقابل قیمتی فقط تأثیر قیمت قند و شکر در تقاضا برای نان از کفایت آماری برخوردار بوده و حاکی از جانشین بودن این دو کالا است.

هیچ یک از جنس های درآمدی کالاهای چهار گانه اساسی دارای کفایت آماری نیستند. در نتیجه ما از ورود به تجزیه و تحلیل آن خودداری می کنیم.

اصولاً کشش های خود قیمتی کالاهای اساسی غلات (برنج)، نان، گوشت و مرغ حکایت از حساسیت کم خانوارهای فقیر نسبت به قیمت این کالاها را دارد. ولی در مقابل نشانه آن است که چقدر تأثیر تغییر در قیمت این کالاها می تواند فشار هزینه روی خانوارها را افزایش دهد و فقر آنها را تشدید نماید.

سیستم توابع تقاضا برای گروه متوسط جامعه شهری: چهل درصد دوم دهک های هزینه ای که از دهگ پنجم شروع شده و به دهک هشتم ختم می شوند به عنوان نماینده متوسط جامعه در نظر می گیریم. بدنه اصلی آمار که در این مدل مورد استفاده قرار گرفته با مدل گروه فقیر و ثروتمند یکسان است، یعنی سری زمانی از سال ۱۳۶۲ الی ۱۳۷۶ که شامل پانزده مشاهده اولیه می شود. نتایج رگرسیون های مدل را در زیر ملاحظه می کنیم:

$$W^*D_{QR} = -0.0006D_{QR} - 0.024\Delta_1 + 0.001\Delta_2 + 0.012\Delta_3 - 0.0079\Delta_4$$

$$(-0.079) \quad (-2.99) \quad (0.1) \quad (1.15) \quad (-0.9)$$

$$R^2 = 0.40$$

$$D-W = 2.1$$

$$W^*D_{QB} = -0.0015D_{QB} - 0.0004\Delta_1 - 0.0018\Delta_2 + 0.0013\Delta_3 + 0.0015\Delta_4$$

$$(-1.42) \quad (-0.35) \quad (-1.13) \quad (0.86) \quad (1.23)$$

$$R^2 = 0.2$$

$$D-W = 1.88$$

$$W^*D_{QM} = 0.019D_{QM} - 0.011\Delta_1 + 0.071\Delta_2 + 0.011\Delta_3 + 0.02\Delta_4$$

$$(0.92) \quad (-0.52) \quad (2.58) \quad (-3.88) \quad (0.85)$$

$$R^2 = 0.59$$

$$D-W = 2.1$$

$$W^*D_{QS} = 0.004D_{QS} - 0.0017\Delta_1 + 0.002\Delta_2 - 0.005\Delta_3 - 0.0117\Delta_4$$

$$(1.16) \quad (-0.43) \quad (0.42) \quad (0.97) \quad (-2.8)$$

$$R^2 = 0.45$$

$$D-W = 2.3$$

در اینجا نیز اعداد داخل پرانتز آماره t بوده و علامت های زیرنویس M, B, R و S به ترتیب نماینده غلات (برنج)، نان، گوشت و قند و شکر هستند.

علامت ضرایب قیمت های خودی برای هر چهار کالا قابل انتظار بوده و با توجه به کفایت آماری رد گیفن بودن این کالاها برای متوسط جامعه است، درجه اطمینان ضرایب غیر از مورد نان بسیار خوب است، هر چند که برای نان نیز آماره t خیلی کوچک نیست، به هر حال در مورد آماره های نان بعداً بیشتر صحبت خواهیم کرد. در اینجا جهت دستیابی به امکان بهتر برای تجزیه و تحلیل نتایج مبادرت به محاسبه کشش های قیمتی و درآمدی با توجه به معادله مدل های قلمی می کنیم. نتایج در ماتریس جدول ۴-۳-۴ آمده اند.

جدول ۴-۳-۴ کشتی های قیمتی و درآمدی برای خانوارهای متوسط شهری

برنج (غلات)	نان	گوشت	قند و شکر	η_1
برنج (غلات)	۰.۰۲	۰.۲۵	۰.۱۶	-۰.۰۱۲
نان	۰.۰۲	۰.۰۶۵	۰.۰۷۵	-۰.۰۰۷۵
گوشت	۰.۰۱	۰.۶۵	۰.۱۸	۰.۱۷۴
قند و شکر	-۰.۰۶۸	۰.۰۸	-۰.۴۷	۰.۱۶۱

ماخذ: محاسبات از داده کشتی

* محاسبات بر اساس مرزودجه خانوار مرکز آمار ایران صورت گرفته است.

در مورد خانوارهای متوسط جامعه شهری نیز نه تنها علامت کشتی ها مطابق انتظار است، بلکه مقادیر کشتی ها نیز پیش کویبی های ما را در مورد ترتیب و درجه ضرورت کالاها تأیید می کنند. در اینجا نیز نان با کشتی قیمتی بسیار پایین ضروری ترین کالا ثبت شده و پس از آن قند و شکر، برنج و بالاخره گوشت قرار دارد که کالای اخیر دیگر ضروری تلقی نمی شود.

گوشت با کشتی قیمتی بیشتر از واحد یک کالای تقریباً لوکس محسوب می شود. در بین کشتی های متقابل تنها یک مورد است که از کفایت آماری برخوردار می باشد، براساس اطلاعات آماری این مدل دو کالای نان و گوشت برتی خانوارهای متوسط جامعه شهری جانشین تلقی می شوند ولی به هر حال کشتی متقابل آنها از واحد کوچک تر است. با توجه به مقادیر کشتی های خود قیمت برای خانوارهای متوسط جامعه شهری به نظر می رسد که غیر از گوشت افزایش در قیمت کالاها دیگر باعث ایجاد فشار هزینه خواهد شد.

کشتی های درآمدی برای گروه متوسط جامعه نیز تقریباً از درجه اطمینان خوبی برخوردار نیستند. ولی به هر حال نتایج آماره ا برای این گروه بهتر از مورد گروه فقیر است. در مورد نان که نسبت به دیگر کالاها کفایت آماری بیشتری نشان داده می شود، علامت منفی کشتی درآمدی حکایت از پست بودن این کالا برای خانوارهای متوسط جامعه می کند. به این معنی که ظاهراً با افزایش در درآمد این خانوارها تقاضا برای نان کاهش می یابد.

سیستم توابع تقاضا برای گروه ثروتمند جامعه شهری: آخرین گروهی که مدل سیستم توابع تقاضای آن را در اینجا مطالعه می کنیم، گروه غنی جامعه شهری هستند. هر چند با توجه به هدف اولیه ما در این بخش که متوجه گروه فقیر جامعه و تا حدی متوسط جامعه است، اطلاعات مربوط به گروه ثروتمند چندان ضرورت ندارد، ولی به هر حال جهت تکمیل مطالعات گروهی، مدل سیستم توابع تقاضای بیست درصد بالای درآمدی را نیز استخراج کرده ایم. در زیر نتایج برازش آماری مشاهده می شوند.

$$W^*D_{QR} = -0.016D_{QR} - 0.0004\Delta_1 + 0.048\Delta_2 + -0.017\Delta_3 + -0.025\Delta_4$$

$$(-0.06) \quad (-0.02) \quad (1/45) \quad (-0.06) \quad (-1/3)$$

$$R^2 = 0.17$$

$$D-W = 2$$

$$W^*D_{QB} = 0/004D_{QB} + 0/001\Delta_1 - 0/0025\Delta_2 + 0/0029\Delta_3 - 0/002\Delta_4$$

$$(2/35) \quad (0/84) \quad (-1/08) \quad (1/47) \quad (-1/48)$$

$$R^2 = 0/43$$

$$D-W = 2/8$$

$$W^*D_{QM} = 0/344D_{QM} - 0/066\Delta_1 + 0/024\Delta_2 - 0/086\Delta_3 + 0/003\Delta_4$$

$$(4/46) \quad (-1/14) \quad (0/25) \quad (-1/05) \quad (0/55)$$

$$R^2 = 0/75$$

$$D-W = 1/7$$

$$W^*D_{QS} = 0/041D_{QS} + 0/141\Delta_1 + 0/014\Delta_2 + 0/016\Delta_3 - 0/054\Delta_4$$

$$(4/4) \quad (2/0) \quad (1/2) \quad (1/7) \quad (-8/07)$$

$$R^2 = 0/88$$

$$D-W = 1/05$$

در اینجا نیز زیر نوشته ها مشابه مدل های قبل بوده و اعداد داخل پرانتز آماره هستند، در مدل بالا هر چند که علامت ضرایب خود قیمتی مطابق انتظار جلوه می کنند. ولی غیر از یک مورد دیگر موارد از درجه اطمینان قابل قبولی برخوردار نیستند. این ضریب برای قند و شکر است که کشش قیمتی زیر را خواهد داد:

$$\varepsilon_{\pi\pi} = \pi_{\pi\pi}/w_{\pi} = \frac{0/054}{0/0656} = -0/82$$

هر چند که این کالا ضروری تلقی می شود، ولی کشش آن نسبت به دو گروه قبلی بیشتر است. در مورد کشش های متقابل نیز تنها موردی که کفایت آماری دارد تأثیر تغییر قیمت غلات به قند و شکر است که این دو را جانشین معرفی می نماید یا کشش متقابل در حدود $\varepsilon_{\pi 1} = 0/21$

کشش های درآمدی برای خانوارهای ثروتمند نسبت به دو گروه قبلی (فقر و متوسط جامعه)؛ درجه اطمینان قبلی بهتری ظاهر می شوند. غیر از کشش درآمدی برای غلات، در مورد هر سه کالای دیگر کشش های درآمدی دارای کفایت آماری هستند و نتایج محاسبه آنها نیز به صورت زیر به دست آمده است:

$$\eta_1 = \mu_1/w_1 = \frac{0/004}{0/0214} = 0/187$$

$$\eta_2 = \mu_2/w_2 = \frac{0/344}{0/294} = 1/17$$

$$\eta_3 = \mu_3/w_3 = \frac{0/041}{0/625} = 0/0625$$

قابل مشاهده است که در این مدل براساس کشش های درآمدی می توانیم نان را یک کالای ضروری تلقی کنیم که افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند تعداد بسیار جزئی در تقاضای نان اثر می گذارد، در حالی که گوشت یک کالای لوکس محسوب می شود. قند و شکر یک کالای ضروری است که درجه ضروری بودن آن کمتر از نان است.

سیستم توابع تقاضا برای گروه های درآمدی روستایی: جامعه روستایی را نیز به سه زیر گروه فقیر، متوسط و

غی و به صورتی مشابه شهرنشینان تفکیک می‌کنیم. روش تقسیم دهک‌های هزینه‌ای (درآمدی) و فرصیات توابع تقاضا نیز منطبق با آنچه که برای شهر گفتیم قرار می‌دهیم. نتایج سه سیستم توابع تقاضا به صورت زیر از برآزش آماری سیستمی برای سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۷۶ از نرم افزار TSP استخراج شده است:

سیستم توابع تقاضا برای خانوارهای فقیر روستایی: کالاهای چهارگانه برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر در سبد هزینه خانوارهای فقیر روستایی نیز سهم عمده‌ای دارند. نتیجه رگرسیون روی تقاضای این کالاها به شکل سیستمی را در زیر مشاهده می‌کنیم:

$$W^*D_{QR} = -0.006D_{QR} - 0.068\Delta_1 + 0.0001\Delta_2 + 0.01\Delta_3 - 0.009\Delta_4$$

$$(-0.29) \quad (-12.11) \quad (0.04) \quad (1.5) \quad (-1.77)$$

$$R^2 = 0.95 \quad D-W = 2.0$$

$$W^*D_{QB} = 0.032D_{QB} + 0.071\Delta_1 - 0.0036\Delta_2 + 0.053\Delta_3 - 0.026\Delta_4$$

$$(2.29) \quad (1.92) \quad (-0.134) \quad (1.125) \quad (-0.79)$$

$$R^2 = 0.3 \quad D-W = 1.7$$

$$W^*D_{QM} = -0.016D_{QM} - 0.018\Delta_1 - 0.012\Delta_2 - 0.03\Delta_3 + 0.005\Delta_4$$

$$(-0.43) \quad (-1.44) \quad (-0.69) \quad (-4.97) \quad (0.47)$$

$$R^2 = 0.9 \quad D-W = 1.54$$

$$W^*D_{QS} = -0.03D_{QS} + 0.012\Delta_1 + 0.001\Delta_2 + 0.023\Delta_3 - 0.015\Delta_4$$

$$(-1.14) \quad (-2.06) \quad (0.3) \quad (-2.78) \quad (-2.5)$$

$$R^2 = 0.82 \quad D-W = 1.7$$

در بالا اعداد داخل پرانتز آماره‌های t هستند و زیرنوشته‌ها به ترتیب مثل گذشته M, B, R و S برای برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر هستند.

کلیه علائم ضرایب خود قیمتی منطبق بر انتظار حاکی از گرفتن نبودن کالاهای فوق هستند، هر چند که آماره t برای نان نشانه عدم اطمینان به این ضریب است. کشش‌های قیمتی و درآمدی را برای این کالاها محاسبه می‌کنیم تا امکان بررسی دقیق‌تری از شرایط کالاها در سبد خانوارهای فقیر روستایی پیدا شود. در اینجا نیز معادلات زیر جهت محاسبه کشش‌ها مورد استفاده قرار گرفته‌اند و پارامترها همه مشابه گذشته تعریف می‌شوند.

$$\varepsilon_{ij} = \pi_{ij}/w_i$$

کشش قیمتی

$$\eta_i = \mu_i/w_i$$

کشش درآمدی

جدول ۳-۴-۵ ماتریس کشش‌های قیمتی و درآمدی را نشان می‌دهد. آخرین ستون برای نمایش کشش‌های درآمدی انتخاب شده است.

جدول ۵-۳-۴ کشش های قیمتی و درآمدی، خانوارهای فقیر روستایی

η_i	قند و شکر	گوشت	نان	برنج (غلات)	
-۰/۱۰۷	-۰/۱۶	۰/۱۷۸	۰/۰۰۲	-۱/۲۱	برنج (غلات)
۳/۲۵	-۰/۲۶۴	۰/۵۰۸	-۰/۳۶	۰/۷۲۱	نان
-۰/۱۸۴	۰/۰۵۷	-۱/۱۸۵	-۰/۱۳۸	-۰/۲۰۷	گوشت
-۰/۵۷۶	-۰/۲۸۸	-۰/۴۴۱	-۰/۰۱۹	-۰/۲۴۹	قند و شکر

ماخذ: محاسبات آلوده تحقیق

* محاسبات بر اساس آمار بودجه خانوار مرکز آمار ایران صورت گرفته است.

برای خانوارهای فقیر روستایی با توجه به کشش های قیمتی خود کالاها گوشت و برنج لوکس تلقی شده و گوشت تا حدودی کمتر از برنج لوکس می باشد. قند و شکر در اینجا یک کالای ضروری است. در مورد نان هر چند کشش کاملاً ضروری بودن آن را نشان می دهد، ولی چنانچه قبلاً گفتیم از کفایت آماری برخوردار نمی باشد. در مورد کشش های متقابل دو مورد از اطمینان لازم آماری برخوردار هستند، یک مورد کشش تقاضای نان نسبت به قیمت برنج است که این دو کالا را جانشین معرفی نموده است و کشش جانشینی نیز ۰/۷۲۱ می باشد. مورد دوم کشش تقاضای قند و شکر نسبت به قیمت گوشت است که با کشش حدود ۰/۴۴۱- این دو کالا را مکمل نشان می دهد.

تنها کشش در آمدی که از کفایت آماری برخوردار می باشد به کشش در آمدی نان مرتبط می شود که برخلاف انتظار از واحد بزرگ تر است، ولی به هر حال مثل این که برای خانوارهای فقیر روستایی حتی نان نیز یک کالای لوکس تلقی می شود! در مجموع آماره تطبیق رگرسیون یعنی R^2 برای فقرای روستایی نتایجی بهتر از R^2 برای فقرای شهری داشته اند.

روستاییان فقیر نسبت به افزایش قیمت قند و شکر در کاهش خرید مقاومت زیادی نموده و در نتیجه هزینه آنها روی این کالا افزایش خواهد یافت، در حالی که برای گوشت و برنج با افزایش قیمت ها هزینه خانوارهای فقیر روی این دو کالا کاهش یافته و تقاضای خود را به مقدار قابل توجهی کاهش خواهند داد. سیستم توابع تقاضا برای خانوارهای متوسط روستایی: نتایج اجرای سیستم توابع تابع تقاضا برای چهار کالای مورد نظر در مورد چهار دهک دوم هزینه ای خانوارهای روستایی را در زیر مشاهده می کنیم:

$$W \cdot D_{QR} = 0.022 D_{QR} - 0.09 \Delta_1 - 0.003 \Delta_2 - 0.003 \Delta_3 + 0.007 \Delta_4$$

$$(0.40) \quad (-4.42) \quad (-0.46) \quad (-0.22) \quad (0.35)$$

$$R^2 = 0.93 \quad D-W = 2.08$$

$$W \cdot D_{QB} = -0.022 D_{QB} + 0.003 \Delta_1 + 0.003 \Delta_2 + 0.009 \Delta_3 - 0.01 \Delta_4$$

$$(-0.33) \quad (0.18) \quad (0.33) \quad (0.78) \quad (-0.83)$$

$$R^2 = 0.73 \quad D-W = 2.1$$

$$W \cdot Dq_M = 0.107 DQ_M + 0.003 \Delta_1 + 0.013 \Delta_2 - 0.1109 \Delta_3 - 0.01 \Delta_4$$

$$(6.0) \quad (0.44) \quad (3.65) \quad (-25/5) \quad (-1.58)$$

$$R^2 = 0.99 \quad D-W = 2.6$$

$$W \cdot Dq_S = 0.027 DQ_S - 0.0001 \Delta_1 - 0.006 \Delta_2 - 0.008 \Delta_3 - 0.02 \Delta_4$$

$$(1/94)(-0.02) \quad (-2.07) \quad (-2/38) \quad (-3.85)$$

$$R^2 = 0.83 \quad D-W = 1.7$$

در اینجا نیز مشابه موارد قبلی اعداد داخل پرانتز آماره t بوده و زیرنویست‌ها نیز متطبق با موارد قبل تنظیم شده‌اند.

غیر از نان ضرایب قیمت‌های خودی کالاها هم علامت‌های مورد انتظار را دارند و هم از کفایت بالای آماری برخوردار می‌باشند. در مورد نان مشابه عمده موارد گذشته رگرسیون به دست آمده یک رفتار مناسب بین متغیرهای توضیحی و رابطه را حمایت نمی‌کند. برای آشنایی بیشتر در اینجا نیز با استفاده از روش مشابه ماتریس کشش‌های قیمتی و درآمدی را محاسبه و در جدول ۶-۳-۴ قرار می‌دهیم:

جدول ۶-۳-۴ کشش‌های قیمتی و درآمدی، برای متوسط جامعه روستایی

η_i	فند و شکر	گوشت	نان	برنج (غلات)
۰/۲۸۷	۰/۰۹۱	-۰/۰۳۹	-۰/۰۳۹	-۱/۱۱
-۰/۳۹۶	-۰/۱۹۸	۰/۱۷۸	۰/۰۶۵	۰/۰۵۹
۰/۹۰۳	-۰/۰۸۴	-۰/۰۹۲	۰/۱۱۰	۰/۰۲۵
۰/۶۵۵	-۰/۴۸۵	-۰/۱۹۴	-۰/۱۴	-۰/۰۰۲

مأخذ: محاسبات گروه تحقیق

* محاسبات بر اساس آمار بودجه خانوار مرکز آمار ایران صورت گرفته است.

کشش‌های خود قیمتی تقاضا برای سه کالا برنج، گوشت و فند و شکر که از درجه بالای اطمینان آماری برخوردار هستند، نشان می‌دهند که برای متوسط جامعه روستایی برنج کالای لوکس تلقی شده و گوشت یک کالای ضروری در مرز کالای خنثی (نه ضروری و نه لوکس) می‌باشد. فند و شکر مشابه موارد قبل کالای ضروری تشخیص داده می‌شود. تنها موردی از کشش‌های متقابل که حد کفایت آماری را دارد مربوط به کشش تقاضای فند و شکر نسبت به قیمت گوشت است. این کشش با حدود -۰/۱۹۴- نشان دهنده مکمل بودن این دو کالا با کشش کم است. قابل توجه است که همین ارتباط بین همین کالاها برای خانوارهای فقیر روستایی نیز ثبت شد.

در بین کشش‌های درآمدی فقط مورد گوشت است که از درجه اطمینان خیلی بالایی برخوردار است. این کشش حدود ۰/۹۰۳ محاسبه شده و تا حدودی ضروری بودن کالای گوشت را نشان می‌دهد. در مجموع خانوارهای متوسط جامعه روستایی در مقابل افزایش قیمت کالای برنج هزینه خود روی این کالا را کاهش، در مورد فند و شکر افزایش می‌دهند.

برای گوشت هزینه پس از افزایش قیمت به تعداد کمی افزایش خواهد یافت.

سیستم توابع تقاضا برای خانوارهای ثروتمند روستایی: گروه ثروتمند روستایی نیز مشابه ثروتمندان شهری از بیست درصد بالای درآمدی یا دو دهک آخر طبقه بندی های دهگانه درآمدی (هزینه ای) تشکیل شده اند. نتایج رگرسیون به صورت سیستمی را در زیر می آوریم:

$$W^*DqR = 0.06DQ_R - 0.12\Delta_1 - 0.11\Delta_2 + 0.19\Delta_3 + 0.14\Delta_4$$

$$(1/0.9) \quad (-6/83) \quad (-0/65) \quad (0/72) \quad (1/0.3)$$

$$R^2 = 0.90 \quad D-W = 2/6$$

$$W^*DqB = 0.068DQ_B + 0.039\Delta_1 - 0.037\Delta_2 - 0.03\Delta_3 + 0.063\Delta_4$$

$$(-0/6) \quad (1/15) \quad (-1/13) \quad (-0/6) \quad (-2/35)$$

$$R^2 = 0.6 \quad D-W = 1/7$$

$$W^*DqM = 0.09DQ_M + 0.1\Delta_1 + 0.03\Delta_2 - 0.103\Delta_3 - 0.003\Delta_4$$

$$(1/0.9) \quad (0/42) \quad (1/3) \quad (-2/75) \quad (-0/19)$$

$$R^2 = 0.56 \quad D-W = 1/4$$

$$W^*DqS = 0.03DQ_S - 0.11\Delta_1 + 0.04\Delta_2 - 0.10\Delta_3 - 0.12\Delta_4$$

$$(1/25) \quad (-1/63) \quad (0/72) \quad (-1/06) \quad (-2/6)$$

$$R^2 = 0.62 \quad D-W = 1/74$$

در اینجا نیز زیر نوشت ها و اعداد داخل پرانتز مشابه موارد قبل هستند. علائم ضرایب قیمت های خودی کالاها همگی بوده و مورد انتظار هستند، از نقطه نظر درجه اطمینان مجدداً غیر از نان دیگر کالاها از کفایت آماری بالایی برخوردار می باشند. کشش های قیمتی و درآمدی را محاسبه نموده و در جدول ۷-۳-۴ در ماتریس کشش نشان می دهیم:

جدول ۷-۳-۴ کشش های قیمتی و درآمدی خانوارهای ثروتمند روستایی

η_i	قند و شکر	گوشت	نان	برنج (غلات)	
۰/۷۸۹	۰/۱۸۴	۰/۲۵	-۰/۱۴۵	-۱/۵۸	برنج (غلات)
۰/۲۹	-۰/۲۶۹	-۰/۱۲۸	-۰/۱۵۸	۰/۱۶۷	نان
۰/۷۷	-۰/۰۲۶	-۰/۸۸	۰/۲۵۷	۰/۰۸۶	گوشت
۱/۰۹	-۰/۴۳۶	-۰/۳۶۴	۰/۱۴۵	-۰/۳۶۴	قند و شکر

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

* محاسبات براساس آمار بودجه خانوار مرکز آمار ایران صورت گرفته است.

مشابه مدل خانوارهای فقیر و متوسط کشش های خود قیمتی از علائم مورد انتظار برخوردار هستند. برای خانوارهای ثروتمند روستایی نیز برنج یک کالای لوکس محسوب می شود در حالی که دیگر کالاها ضروری حثه می کنند. هر چند گوشت نسبت به قند و شکر، که هر دو از کفایت آماری خیلی خوب

برخوردار هستند، کمتر ضروری است. ولی به هر حال در سبد خانوارهای ثروتمند یک کالای ضروری با کشتن خودی حدود ۸۸-۰۰ است. بین کشتن های متقابل کشتن تقاضای گوشت نسبت به قیمت برنج از کفایت آماری برخوردار بوده و جانشین محسوب می شوند.

کشتن های درآمدی برای چهار کالای برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر در حدی نیستند که بتوان با اطمینان از اطلاعاتی که می دهند بهره جست.

به هر حال چنانچه در مورد گروه ثروتمند جامعه شهری اشاره شد اصولاً وضعیت خانوارهای ثروتمند در اینجا مورد توجه ما نیستند.

نتیجه گیری

در مجموع R^2 برای مدل های روستایی بهتر از شهر مناسب بودن کل برازش را نشان می دهد. تقریباً در عمده قریب به اتفاق مدل ها رگرسیون نان از آماره های مناسبی برخوردار نبوده و نشان می دهد که تقاضا برای نان چندان از قیمت نان و قیمت دیگر کالاها تبعیت نمی کند. در مورد خاصی کالای نان که اصولاً در ایران کالای نسبتاً ارزانی است این عدم دریافت پاسخ مناسب آماری دور از منطق نیست و به عبارت دیگر شاید تقاضا و مصرف نان از حجم عمده بیشتر از قیمت آن و قیمت کالاها دیگر تبعیت کند.

در مطالعه ای که بر فرض مستقل بودن هزینه خوراکی صورت گرفته و در نتیجه سیستم معادلات درون این گروه از کالاها بررسی شده نتایج نزدیک سیستم معادلاتی است که براساس هزینه کل برازش شده است. به طور کلی در روستا برنج برای بخش غالب جامعه (کم درآمد و درآمد متوسط) کالایی لوکس است. در حالی که در شهر این کالا ضروری به نظر می رسد. هیچ یک از کالاها برای هیچ یک از گروه های مورد مطالعه گیفن نیستند. به طور کلی در عمده موارد کفایت آماری برای کشتن های درآمدی پایین تر از کشتن قیمتی است. برای متوسط جامعه شهری به نظر می رسد که گوشت کالا های لوکس باشد، برای متوسط جامعه روستایی این کالا کمی نزدیک و زیر واحد دارد.

از آنجا که کالا های نان (با وجود عدم کفایتهای آماری و دلیل آن نرخ داده شد) و قند و شکر تقریباً برای کل جامعه شهری و روستایی ضروری به نظر می رسد، افزایش در قیمت آن می تواند منجر به افزایش در هزینه روی این کالاها شده و در نتیجه سهم هزینه کالا های دیگر کاهش یابد. این سهم می تواند به خصوص برای قشر کم درآمد دو جامعه شهری و روستایی یک فشار هزینه ای تلقی شده و درصد فقر را افزایش دهد. از این برآوردی که برنج را در روستا یک کالای لوکس نشان داده است می توان نتیجه گرفت که افزایش در قیمت این کالا ضرورتاً هزینه روی آن را افزایش نداده بلکه مشکل است که با حذف یارانه روی برنج روستایی (که می تواند به روی کالا های دیگری که ضروری هستند منتقل شده یا به طور مستقیم توزیع شود) قیمت این کالا افزایش یافته و هزینه روی این کالا کاهش یابد. در این صورت بخشی از هزینه روی کالای برنج می تواند در روستا صرف خرید کالا های دیگری شود.

بالاخره نباید نادیده گرفت که به علت تعداد قلیل نمونه و مشکلات دیگر امکان گسترش تعداد کالاها حداقل برای مدل گروه های هزینه ای (درآمدی) وجود نداشت. بدیهی است که با افزایش تعداد نمونه می توان تلاش های جدیدی را برای شناخت بیشتر ماتریس کشتن های قیمت و درآمدی کالا های خوراکی انجام داد.

فهرست منابع و کتاب‌شناسی

- ۱- اردشیری، منصور، (۱۳۷۴)، «بررسی آثار تغییرات توزیع درآمد بر متغیرهای کلان با استفاده از روش تحلیل داده - ستانده»، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی.
- ۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «حساب‌های ملی ایران»، جزوات مختلف.
- ۳- «گزارش اقتصادی و ترازنامه»، سال‌های مختلف.
- ۴- بهرامی، جاوید، (۱۳۷۷)، «نحوه انتقال ضربه‌های نفتی در نظام ارزی گوناگون و عملکرد سیاست‌های تثبیت (مورد ایران)»، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- ۵- توفیق، فیروز، (۱۳۷۰)، «تحلیل داده - ستانده در ایران و کاربردهای آن در سنجش، پیش‌بینی و برنامه‌ریزی»، انتشارات و آموزش انقلاب اسلامی.
- ۶- جهانگرد، اسفندیار و علی اصغر بانونی (۱۳۷۶)، «بررسی سیاست‌های توزیع مجدد بر ساختار اقتصاد ایران»، گزارش اولین همایش جدول داده - ستانده.
- ۷- جهانگرد، اسفندیار و حمید محبوب، (۱۳۷۷)، «بررسی تأثیر توزیع مجدد درآمد بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران».
- ۸- درویشی‌کجوری، رضا، «معصرف سرمایه ثابت در محاسبات ملی»، روند، صفحه ۴۹-۵۷.
- ۹- سازمان برنامه و بودجه، (۱۳۶۹)، «گزارش نهایی برآورد خسارات اقتصادی جنگ تحمیلی».
- ۱۰- «مجموعه آماری، سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵»، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی دفتر اقتصاد کلان.
- ۱۱- شیرازی، محسن، (۱۳۷۵)، «اثر باز توزیع درآمد بر متغیرهای کلان اقتصادی»، رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- ۱۲- مرکز آمار ایران، (۱۳۷۶)، «جدول داده - ستانده ایران، سال ۱۳۷۰»، دفتر حساب‌های اقتصادی.
- ۱۳- «حساب‌های ملی ایران، ۱۳۷۰-۱۳۷۵»، دفتر حساب‌های اقتصادی.
- ۱۴- «سالنامه آماری»، سال‌های مختلف.
- ۱۵- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، «گزارش اقتصادی و ترازنامه»های سال‌های مختلف، اداره حساب‌های اقتصادی.
- ۱۶- بهرامی، جاوید، «نحوه انتقال ضربه‌های نفتی در نظام‌های ارزی گوناگون و عملکرد سیاست‌های تثبیت (مورد ایران)»، رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ۱۳۷۷.
- ۱۷- سازمان برنامه و بودجه «مجموعه آماری، سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵»، معاونت اقتصادی و هماهنگی دفتر اقتصاد کلان، ۱۳۷۶.
- ۱۸- مرکز آمار ایران، «سالنامه آماری»، جزوات سال‌های قبل از انقلاب.

فهرست منابع انگلیسی

- 1- Danziger, Sheldon H., Robert H.Haveman, and Robert D.Plotnick, "Anti - Poverty Policy: Effects on the Poor and Non-Poor" In *Fighting Poverty: What Works and when Doesn't*. ed. Sheldon H.Danziger and Daniel H.Weinberg. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1986.
- 2- Feldstein, Martin S., "Social Security Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy* 82, no.5(September-October), 1974 .pp 905-26.
- 3- "Social Insurances", Harvard Institute of Economic Research, Discussion Paper, no 444. Cambridge, Mass, 1977.
- 4- "Social Security and Private Saving: Reply", *Journal of Political Economy*, 90, no. (June), 1982,pp 630-45.
- 5- Hamilton, James D., "Time Series Analysis", Princeton University Press, 1994.
- 6- Johansen, Sgren., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Jourant of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp 231-54.
- 7- "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 52, 1991, pp 389-402.

- 8- Leimer, Dean R., and Selig D. Tesler. "Social Security and Private Saving: New Time-Series Evidence." *Journal of Political Economy*, 90, no. 3 (June), 1988, pp. 600-20.
- 9- Munell, Alicia H. "The Future of Social Security." Washington, D.C.: Brookings Institution, 1997.
- 10- Pesaran M. Hashem, Bahram Pesaran. "Working With Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis." CAMFITT DATA LTD., 1977.
- 11- Rosen, Harvey S., "Public Finance" Irwin Toppan, 1988.
- 12- Bulmer-Thomas, V., H. Zamani, (1989), "Industrialization and Income Distribution in Iran Since 1960: an Input-Output Approach", Paper presented to the 9-th International Conference on I/O Techniques, Keszthely, Hungary, 4-9 Sep., 1989.
- 13- Musgrave, R.D., P.B. Musgrave, (1989): "Public Finance in Theory and Practice", 5th edition, Mc Graw-Hill.
- 14- Skolka, J., M. Grrazuel, (1976), "Change in Income Distribution, Employment and Structure of the Economy: A Case Study of Iran"
- 15- System of National Accounts (SNA), (1993).
- 16- Zamani, H., (1988), "Growth, Employment and Income Distribution: An Input-Output and General Equilibrium Study of Iran, 1959-1986", Unpublished Ph.D. thesis, Queen Mary College, London University.
- 17- Barten, A.P. "Complete systems of Demand Equations: Some Thoughts About Aggregation and Functional form, Recherches Econohiques de louvain, 1974.
- 18- Barten, A.P. "The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review, *Econometrica*, 45 (1977).
- 19- Hicks, J.R. "A Revision of Demand Theory." Oxford: Oxford University Press, 1956.
- 20- Parks, R.W. "Systems of Demand Equations: and Empirical Comparison of Alternative Functional Forms, *Econometrica* 37 (1969).
- 21- STONE, R. "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand, *Economic Journal* 64 (1954).
- 22- Theil, H., Introduction to Econometrics, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, 1978.
- 23- Theil, H. "The system-Wide Approach to Micro Economics, Basil Blackwell, Oxford, 1980.