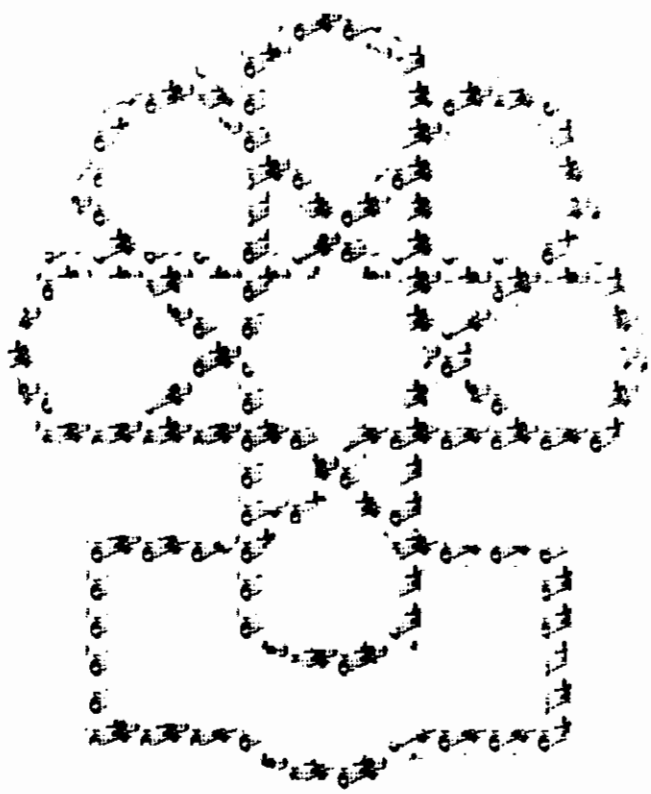
مجلس شورای اسلامی
مرکز پژوهشها

# نظام تأمین اجتماعی (۴)



کار: گروه تحقیق
مسئول گروه: دکتر جمشید پژویان

معاونت پژوهشی
خرداد ۱۳۷۹

کد گزارش: ۲۸۰۴۴۱۶

بسمه تعالی

# نظام تأمین اجتماعی (۴)

## کد گزارش: ۲۸۰۴۴۱۶

## مقدمه

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 به‌وسیله دولت صورت می‌گیرد. این سیستم به‌وسیله 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 به‌صورت 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 سرمایه گذاری جامعه است. قبلاً اشاره و حتی تکرار شده است که نظام تأمین اجتماعی در ایران پوشش کافی نداشته و من‌جمله 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 به‌خصوص مصرف روی گروه‌های مختلف کالاها دارد، به‌صورتی 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 نیز 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 ایـن دوران بـه صـورت سـهمیه‌بندی کـالاهای اسـاسی و به‌خصوص کالاهای اساسی خوراکی برقرار شد. توزیع کالاهای کوپنی و یارانه به مصرف نان 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 به‌خصوص ثروتمند جامعه نیز می‌شود غیرکارآمد و نامتناسب است. در طی این سال‌ها مسئله حذف این برنامه حمایتی و هدفمند نمودن آن مطرح بوده و به‌نظر می‌رسد که یک ضرورت است. به‌هر 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 بوار[1] 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 عمدهٔ کلان اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل خود همبستگی برداری (VAR)[2]

### چکیده

در اینجا برای بررسی رابطهٔ مخارج تأمین اجتماعی با متغیرهای عمدهٔ کلان، از یک مدل خود همبستگی‌برداری که در آن هم انباشتگی[3] متغیرهای مورد نظر نیز در قالب فرآیند تصحیح خطای برداری (VEC)[4] درنظر 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، به‌خصوص 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 زمینهٔ افزایش مصرف و کمتر شدن نسبی رشد تولید، با نگرانی‌هایی که از دیدگاه نظری در مورد آثار کلان اقتصادی این مخارج مطرح شده‌اند، سازگار می‌باشد. با توجه به این‌که نظام تأمین اجتماعی در ایران سابقهٔ چندان طولانی نداشته و از این به بعد تعداد پرداخت‌کنندگان قبلی حق بیمه که به مرحلهٔ 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 ECONOMEC REVIEW. VOL 70, NO3, 1980.
2. Vector autoregresive model (VAR).
3. Cointegration.
4. Vector error correction (VEC).

بر عهده گرفته وظایف حمایتی دولت است. این مخارج معمولاً از طریق مالیات و عوارضی که به عنوان سهم کارکنان و عواید بیشان کسر می‌شود و همچنین مبالغی که به عنوان سهم کارفرما و سهم دولت به آن می‌افزایند، تأمین مالی می‌شود.

در کشورهایی که نظام تأمین اجتماعی آنها دارای قدمت و سابقهٔ طولانی‌تر است. در آغاز سعی می‌شد با جمع‌آوری مالیات‌ها و عوارض مربوطه از افراد، ذخیره‌ای تشکیل شود که همراه با سود حاصل از سرمایه‌گذاری 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 آن‌دسته از افراد سالخورده که قبلاً طی رکود بزرگ سال‌های ۱۹۳۰، بخش قابل ملاحظه‌ای از پس‌اندازهای خود را از دست داده‌اند نیازمند حمایتی بیش از آنچه بر مبنای عوارض و مالیات‌های تأمین اجتماعی پرداختی‌شان به آنها تعلق می‌گیرد هستند، روش قبلی تأمین مالی با شیوهٔ جدیدی جایگزین شد.[1] در روش اخیر که "Pay-as-You-Go" نامیده می‌شود، مزایایی که به‌سالخوردگان حاضر پرداخت می‌شود، توسط مالیات‌های اخذ شده از نسل کارکنان زمان حال تأمین مالی خواهد شد.

عمده‌ترین تفاوت شیوهٔ اخیر با روش پیشین تأمین مالی مخارج تأمین اجتماعی از دیدگاه کلان اقتصادی این است که در روش جدید، عملاً پس‌اندازی عمومی به شکل ذخیرهٔ مالیات‌ها و عوارض جمع‌آوری شده صورت نمی‌گیرد. بنابراین تأثیر نظام تأمین اجتماعی بر روی متغیر پس‌انداز، صرفاً به نحوهٔ تغییر رفتار افراد در زمینهٔ متغیر مزبور بستگی خواهد داشت. این تغییر رفتار تحت تأثیر سه اثر مختلف به‌وجود می‌آید.

اولاً، افراد مالیات و عوارض پرداختی مربوط به تأمین اجتماعی که در برابر آن به یک درآمد بازنشستگی تضمین شدهٔ آتی دست می‌یابند را نوعی پس‌انداز تلقی کرده و در نتیجه، از پس‌انداز شخصی خود می‌کاهند. این پدیده را در اصطلاح «اثر جانشینی ثروت»[2] می‌نامند.

ثانیاً، به واسطهٔ وجود نظام تأمین اجتماعی و با هدف استفادهٔ سریع‌تر از مزایای آن، افراد زودتر از مشارکت در نیروی کار دست بر می‌دارند. بدین ترتیب، طول دوران کاری در چرخهٔ زندگی ایشان کاهش یافته و طول دورهٔ بازنشستگی افزایش می‌یابد. لذا برای تأمین مالی مخارج دوران بازنشستگی، لازم است پس‌انداز بیشتری طی دورهٔ کاری صورت پذیرد. این اثر که آن را «اثر بازنشستگی»[3] می‌نامند، برعکس اثر جانشینی می‌باشد و در جهت افزایش پس‌انداز عمل می‌کند.

ثالثاً، افراد تمایل دارند که برای بازماندگان خود ارثیه باقی بگذارند. از آنجایی‌که نظام تأمین اجتماعی سبب انتقال درآمد از شاغلین به بازنشستگان و به عبارت دیگر از فرزندان به اولیاء می‌شود، افراد با هدف خنثی کردن تأثیر تأمین اجتماعی، پس‌اندازهای خود را افزایش می‌دهند تا ارثیهٔ بیشتری را برای فرزندان‌شان به جای گذارند. این اثر در اصطلاح «اثر ارثیه»[4] نامیده می‌شود.

با توجه به این که به لحاظ نظری مشخص نیست که برآیند این سه نوع اثر در نهایت به کاهش یا افزایش پس‌انداز منجر خواهد شد، بررسی‌های تجربی متعددی برای پاسخ‌گویی به این سؤال صورت گرفته است. این بررسی‌ها گاهی مستقیماً بر متغیر پس‌انداز تمرکز یافته و گاهی مصرف را به عنوان بخش پس‌انداز نشدهٔ

---

[1] جهت توضیحات به Rosen (1988)، صفحه ۱۹۶-۷.

2. Wealth substitution effect
3. Retirement effect.
4. Bequest effect

درآمد مورد توجه قرار داده... نتایج حاصل از بررسی‌های مزبور کاملا یکسان نمی‌باشند.[1] هر چند در بسیاری از موارد، رابطه معکوس بین پس‌انداز و تأمین اجتماعی تأیید شده است (مثلاً: Danziger etal 1981, Munnell 1977, Feldstein 1974)، لیکن مواردی نیز موجود می‌باشد که در آن، وجود رابطهٔ مستقیم تأیید می‌شود (مثلاً: Leimer etal 1982). بدین ترتیب، بررسی‌های تجربی نیز هنوز نتوانسته‌اند ابهامات مربوط به رابطهٔ 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 سرمایهٔ داخلی شود، این امر به کاهش رشد اقتصادی منجر خواهد شد. علاوه بر فرایند فوق‌الذکر، تأمین اجتماعی ممکن است به واسطهٔ کاهش عرضهٔ 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 انگیزهٔ کار در افرادی که در سن بازنشستگی قرار دارند شود. مطالعات تجربی صورت گرفته نیز با این حکم سازگار هستند (مثلاً: Danziger etal 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 زمینهٔ عرضهٔ نیروی کار نداشته باشد. البته، معمولاً نظام تأمین اجتماعی عملکرد یکسانی در مورد کلیهٔ افراد نداشته و از دیدگاه مقایسهٔ جریان حال درآمدی 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 عرضهٔ کار به گونه‌ای باشند که با افزایش دستمزد خالص، عرضهٔ کار نیز افزایش یابد (که حتی در این مورد نیز قطعیت کامل وجود ندارد)، آن‌دسته از افراد که مشمول یارانهٔ 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 نحوهٔ تأثیر تأمین اجتماعی بر مشارکت در نیروی کار و عرضهٔ 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 زمینهٔ تأثیر کلان اقتصادی تأمین اجتماعی است. شایان ذکر است که حتی اگر نگرانی مزبور کاملا 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 حتی‌الامکان 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 همبستگی‌برداری (VAR) که در آن رابطهٔ بلند مدت هم انباشتگی متغیرهای کلان مورد نظر نیز در قالب فرایند تصحیح خطای‌برداری (VEC) در نظر گرفته می‌شود، سابقهٔ تأثیرات کلان مخارج تأمین اجتماعی دولت را مورد بررسی قرار دهیم. از آنجایی‌که افزایش (کاهش) مخارج تأمین اجتماعی به عنوان یک حرکت انبساطی (انقباضی)، می‌تواند به افزایش

---

۱. همان منبع، صفحه ۲۰۶۱

(کاهش) تولید منجر شود. ممکن است با مطالعهٔ مستقیم کل آثار کوتاه مدت و بلندمدت آن بر تولید، نتوان تأثیرات ناشی از کاهش (افزایش) پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را به‌طور مستقل دریافت. مثلاً اگر شدت انبساط تقاضا در نتیجهٔ افزایش مخارج مزبور در حدی باشد که اثر انقباضی ناشی از کاهش سرمایه‌گذاری را تحت شعاع قرار دهد، یک رابطهٔ مستقیم بین مخارج تأمین اجتماعی و تولید مشاهده خواهد شد. در این حالت، علی‌رغم این‌که رابطهٔ معکوسی مربوط به کاهش سرمایه‌گذاری وجود دارد، 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 غیرنفتی، 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 عرضهٔ کار به تأمین اجتماعی تلقی کرد. این نتایج، در واقع مبین پاسخ تقاضای کار می‌باشند.

قسمت‌های مختلف گزارش به این شکل سازماندهی شده است که اشاره در قسمت ۲، توضیحات مختصری در مورد مدل خود همبستگی برداری (VAR) و تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی در درون آن ارائه خواهد شد. قسمت ۳ به معرفی داده‌ها و بیان نتیجهٔ آزمون ریشه‌های واحد[1] که زمینه‌ساز تصریح دقیق مدل می‌باشد، اختصاص یافته است. تصریح[2] 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 برگیرندهٔ جمع‌بندی نتایج حاصل از این بررسی است.

## ۲- مدل VAR، تجزیه و تحلیل هم انباشتگی و تصحیح خطای‌برداری (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 با وقفه (اعم از درون‌زا و برون‌زا) توضیح می‌دهند.[3] از این سیستم معادلات درهنگام مطالعهٔ تجربی ارتباط متقابل و همزمان متغیرهای مؤثر بر پدیدهٔ مورد بررسی استفاده به عمل می‌آید.

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

$$\beta Y_t + \Gamma X_t + U_t = O \qquad (1)$$

---

1. Unit roots test
2. Specification.
۳. در این مقوله بر متغیره بودن برون‌زایی و درون‌زایی تأکید داریم. تعابیر جدید این مفاهیم، مکرراً بر سیستم‌های معین (Deterministic)

که در آن $Y_t$ و $X_t$ به ترتیب، بردار متغیرهای درون‌زا و متغیرهای از پیش تعیین شده (شامل متغیرهای برون‌زا و متغیرهای با وقفه) در زمان t می‌باشند. $U_t$ نیز بردار اجزای تصادفی است. $\beta$ و $\Gamma$ هم ماتریس ضرایب مربوط به $Y_t$ و $X_t$ هستند. چنانچه معکوس $\beta$ وجود داشته باشد و آن‌را با $\beta^{-1}$ نشان دهیم، رابطهٔ (۱) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت که آن را فرم حل شده می‌نامند:

$$Y_t=\pi X_t+V_t \qquad (۲)$$

به نوعی که داریم: $\pi=-\beta^{-1}\Gamma;\ V_t=-\beta^{-1}U_t$

از آنجایی که متغیرهای درون‌زا مستقل از $U_t$ نیستند، تخمین ضرایب معادلهٔ (۱) ناسازگار خواهد بود ولی معادلهٔ (۲) این مشکل را ندارد و تخمین سازگاری از ضرایب موجود در ماتریس $\pi$ را به‌دست می‌دهد.[۱] برای این‌که بتوان از تخمین $\pi$ به تخمین ضرایب معادلات ساختاری (۱) رسید، یک سری از محدودیت‌ها، بالاخص محدودیت‌های صفری بر روی ضرایب معادلهٔ ساختاری را به صورت پیش فرض، مدنظر قرار می‌دهند. به عبارت ساده‌تر، با توجه به ملاحظات نظری، ضریب بعضی از متغیرها را در معادلهٔ 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 کلیهٔ متغیرهای موجود در یک سیستم کامل تعادل عمومی بر یکدیگر مؤثر و با هم مرتبط هستند استوار باشد. کاربرد محدودیت‌های صفری در تخمین 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 معادلهٔ (۱) را می‌توان بر حسب مقادیر حال و با وقفهٔ متغیرها به شکل زیر تعریف کرد:

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

با فرض این‌که $A_0$ دارای معکوس باشد، معادلهٔ (۳) را می‌توان به قرار زیر تبدیل نمود:

$$A_0Z_t+\sum_{i=1}^{m}A_iZ_{t-i}+U_t=O \qquad (۳)$$

$$Z_t=\sum_{i=1}^{m}\phi_iZ_{t-i}+\varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در آن داریم: $\phi_i=-A_0^{-1}A_i\ ;\ \varepsilon_t=-A_0^{-1}U_t$

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 وقفهٔ خود و سایر متغیرها و همچنین اجزای تصادفی $\varepsilon_t$ تعریف می‌شوند. هیچ‌کدام از اجزای ماتریس‌های ضرایب $\phi_i$ را از پیش مساوی با صفر در نظر نگرفته و به

---

[۱] به شرط عدم همبستگی متغیرهای درون‌زا $X_t$ با جزء تصادفی هم‌زمان $U_t$ و $U_t$ها مستقل هستند.

عبارت دیگر، محدودیت‌های صفری بر روی ضرایب مدل وضع نمی‌شود.

اگر چه 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. درجهٔ وقفهٔ 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 زمینهٔ شناسایی ضرایب ساختاری در روش معادلات همزمان با آن مواجه می‌شویم، مطرح نمی‌باشد. شایان ذکر است که هنوز نظریهٔ اقتصادی در مورد تعیین ساختار وقفهٔ روابط اقتصادی دست آورد تعیین کننده‌ای ارائه نکرده است.

با توجه به ملاحظات فوق مشخص می‌شود که مدل‌های سادهٔ VAR به صورت صریح بر مبنای مشخص نظری استوار نیستند. این امر، هر چند از جمله ایرادات مهم وارده بر این قبیل مدل‌هاست[1] لیکن در مواردی که پایه‌های نظری موضوع تحت بررسی از استحکام کافی برخوردار نیست، زمینهٔ کاربرد بیشتری را برای مدل‌های مزبور به‌وجود می‌آورد. البته نباید تصور شود که مدل‌های سادهٔ VAR کاملاً بی‌ارتباط با و بی‌نیاز از نظریه‌های مشخص اقتصادی هستند. در واقع، انتخاب متغیرهایی که برای مدل‌سازی پدیدهٔ 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 به طور گسترده در پیش‌بینی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. اگرچه در زمینهٔ به کارگیری مدل‌های VAR در زمینه تجزیه و تحلیل تأثیرات متقابل متغیرها بحث و جدل فراوانی وجود دارد، لیکن این مورد نیز از جمله موارد معمول استفادهٔ 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 معادلهٔ مربوط به متغیر مورد نظر را بر روی متغیرهای درون‌زا در طول زمان مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

در معادلهٔ (۴) فرض بر این است که متغیرهای تصادفی موجود در $Z_t$ ساکن[2] 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، لازمهٔ 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 $\varepsilon_t$ نیز بنابر فرض باید ساکن باشد. در این صورت برای تمامی مقادیر t، خواهیم داشت: $V(\varepsilon_t)= \Omega$

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

---

[1] برای رفع این نقیصه، شکل ساده‌تر مدل موسوم به مدل‌های خود همبستگی برداری ساختاری (Structural VAR) مطرح شده است.

2. 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 واسطهٔ ارتباط همزمان اجزای تصادفی معادلات مختلف (غیر صفر بودن عناصر خارج از قطر اصلی $\Omega$)، 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 می‌باشد.

برای رفع این مشکل، می‌توان از تجزیهٔ ماتریس قرینه و معین مثبت $\Omega$ به حاصل ضرب یک ماتریس غیر تکین[1] زیر مثلثی[2] و ترانهاده[3] آن استفاده کرد.[4] چنانچه ماتریس زیر مثلثی مزبور را T بنامیم، داریم:

$$\Omega=TT' \Rightarrow T^{-1}\Omega T^{-1}=I \qquad (۵)$$

از طرفی، رابطهٔ (۴) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\phi(L)Z_t=\varepsilon_t \ , \ \phi(L)=I-\phi_1 L-\phi_2 L^2-...\phi_m L^m$$

که در آن، L نشان‌دهندهٔ عملکرد وقفه است. بنابراین، با فرض این‌که ریشه‌های معادلهٔ دترمینالی حاصل از $\phi(L)$ خارج از دایرهٔ واحد باشند، داریم:

$$Z_t=[\phi(L)]^{-1}\varepsilon_t=\sum_{j=0}^{\infty}\Psi_j\varepsilon_{t-j} \qquad (۶)$$

رابطهٔ فوق را می‌توان به شکل زیر نیز بیان کرد:

$$Z_t=\sum_{j=0}^{\infty}\Psi_j TT^{-1}\varepsilon_{t-j}=\sum_{j=0}^{\infty}\Psi_j^{0}\eta_{t-j} \qquad (۷)$$

به نوعی که $\eta_{t-i}=T^{-1}\varepsilon_{t-i}, \Psi_i^0=\Psi_i T$ می‌باشند. با توجه به رابطهٔ (۵) می‌توان نشان داد که ماتریس واریانس کوواریانس $\eta_t$ 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 $\eta_t$ برابر با صفر و واریانس آنها مساوی با یک است. بردار تصادفی $\eta_t$ را در اصطلاح مدل‌سازی VAR، بردار تحولات (تصادفی) متعامد شده[5] می‌نامند. برخلاف $\varepsilon_t$، در مورد هر کدام از اجزای $\eta_t$ می‌توان 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 واسطهٔ یکسان بودن متغیرهای توضیحی در تمامی معادلات، حالت خاصی از معادلات به‌ظاهر نامربوط[6] (SURE) هستند و تخمین زنندهٔ حداکثر راستنمایی ضرایب آنها را می‌توان با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به

---

1. Non - Singular.
2. Lower triangular
3. Transpose.
۴. این روش تجزیهٔ ماتریس به تجزیهٔ چولکسی (Cholesky Decomposition) معروف است
5. Orthogonalized innovations.
6. Seemingly unrelated regression equations (SURE).

دست آورد. با قیمت‌های معادلات و تخمین $\Omega$ محاسبه می‌شود. از اینجا می‌توان ماتریس T را براساس تخمین $\Omega$ استخراج نمود. با در دست بودن T، n دوره بعد متغیر iام که مربوط به تحولات اتصادفی) متعامد شده در متغیر jام است را بیان می‌کند ($OV_{(j,m)}$). براساس معادلهٔ شمارهٔ ۷، به صورت ذیل محاسبه می‌شود:

$$OV_{ij,n}=\frac{\sum_{s=0}^{n}(e_i'\Psi_s Te_j)^2}{\sum_{s=0}^{n}(e_i'\Psi_s\Omega\Psi_s'e_i)} \qquad (۹)$$

از آنجایی‌که ماتریس T ـ تغییر متغیرها در بردار Z تغییر می‌کند. هم تابع تحریک - پاسخ متعامد شده و هم تجزیهٔ واریانس متعامد شده نیز یکتا 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 می‌شود. برای رفع این مشکل، نوع دیگر از تابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس که آنها را تعمیم یافته[1] نامیده‌اند مورد استفاده قرار می‌گیرند که به‌صورت روابط ۱۰ و ۱۱ تعریف می‌شوند:

$$GI_{ij,n}=\frac{e_i'\Psi_n\Omega e_j}{(w_{ii})^{1/2}} \qquad (۱۰)$$

$$GV_{ij,n}=\frac{w_{ii}^{-1}\sum_{s=0}^{n}(e_i'\Psi_s\Omega e_j)^2}{\sum_{s=0}^{n}e_i'\Psi_s\Omega\Psi_s'e_i} \qquad (۱۱)$$

در روابط فوق، $W_{ii}$ عبارت از عنصر iام نظر اصلی ماتریس $\Omega$ می‌باشد.

تابع تحریک - پاسخ متعامد شده[2] برای هر کدام از متغیرها با استفاده از رابطهٔ زیر به دست می‌آید (معادلهٔ شمارهٔ ۷ را در نظر بگیرید):

$$OI_{ij,n}=e_i'\Psi_n Te_j=e_i'\Psi^*_n e_j \qquad (۸)$$

که در رابطهٔ فوق، $e_i$ و $e_j$ بردارهایی هستند که به ترتیب، عنصر iام و عنصر jام آنها برابر با یک و بقیهٔ عناصرشان مساوی صفر می‌باشد (عنصر iام $e_i$ و عنصر jام $e_j$ برابر با یک و بقیه عناصر این بردارها صفر است).

ماتریس $\Psi_n$ نیز از روابط عطفی زیر حاصل می‌شود:

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

با در نظر گرفتن این‌که:

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

---

1. **Generalized** (impulse response function).
**Generalized** (forcast error variance decomposition).
2. **Orthogonalized** impulse reponse function.

بدین ترتیب $OI_{ij,n}$ پاسخ متغیر iام به تحریک لحظه‌ای به اندازهٔ یک انحراف معیار در جزء تصادفی متعامد شدهٔ معادلهٔ مربوط به متغیر jام، پس از گذشت n دوره از تحریک خواهد بود.

تابع تحریک - پاسخ متعامد شده که منعکس کننده تأثیرات متقابل ناشی از تغییرات غیرمنتظره متغیرهای مختلف با یکدیگر است، از جمله مشخص کننده‌های خصوصیت پویای مدل می‌باشد. یکی دیگر از این مشخص کننده‌ها، تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متعامل شده[1] است. این مشخص کننده که نسبتی از واریانس پیش‌بینی تابع تحریک - پاسخ و تجزیهٔ واریانس تعمیم یافته برای اولین متغیر بردار Z، عیناً مشابه موارد متعامد شده می‌باشند. همچنین چنانچه $\Omega$ قطری باشد، تفاوتی بین مشخص کننده‌های تعمیم یافتهٔ فوق‌الذکر، علی‌رغم این‌که 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 قاعدهٔ اختیاری ناشی از تجزیهٔ 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 معادلهٔ (۴)، ساکن بودن متغیرهای تصادفی موجود در $Z_t$ و در نتیجه، ساکن بودن بردار تصادفی $\varepsilon_t$ است. این در حالی است که بسیاری از سری‌های زمانی مربوط به متغیرهای اقتصادی، من‌جمله متغیرهای کلان، حالت انباشتگی[2] دارند. حالت انباشتگی که از جمله موارد غیرساکن 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 رابطهٔ فوق، q یک مقدار ثابت (میانگین افزایش) و $V_t$ یک متغیر تصادفی ساکن می‌باشد و $\Delta$ نیز عملگر تفاضل اول است. با فرض این‌که $V_t,q>0$ متغیر تصادفی ساکن با امید ریاضی صفر و واریانس $\delta^2 V$ باشد، می‌نویسیم:

$$Q_1=Q_0+qt+\sum_{i=1}^{t} V_t$$

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:

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

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

---

1. Orthogonalized forcast error variance decomposition.
2. Integration

ملاحظه شد که $Q_t$ در هر دو حالت فوق، غیرساکن می‌باشد. لیکن تفاضل اول آن ساکن است.

چنین متغیری را که داشته از درجه اول می‌گویند و با I(1) نمایش می‌دهند:

$$Q_t \approx I(1)$$

اگر برای ساکن شدن یک متغیر، لازم باشد که دوبار از آن تفاضل‌گیری 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 تفاضل‌گیری به عمل آید. متغیر ساکن را نیز I(0) نشان می‌دهند، چون درجه انباشتگی آن برابر با صفر است.

در هنگام تجزیه و تحلیل همبستگی، ممکن است صرفاً به سبب وجود حالت انباشتگی مشابه در دو متغیر، به لحاظ آماری همبستگی قابل توجهی بین آن دو مشاهده شود و در عین حال که هیچ گونه رابطهٔ قانونمندی بین آنها وجود نداشته باشد. وجود انباشتگی در متغیرهای توضیحی و تابع یک معادله رگرسیونی، علاوه بر این‌که می‌تواند به معنی عدم ساکن بودن جزء تصادفی و نقض یکی از فروض اساسی باشد، به واسطهٔ وجود همبستگی کاذب به نتایج گمراه کننده‌ای می‌انجامد. این مشکل را در اصطلاح، «مسئله رگرسیون‌های نادرست»[1] می‌خوانند.

یکی از راه‌های مقابله با مشکلات ناشی از انباشتگی در متغیرها، کار کردن با متغیرهای تبدیل شده از طریق تفاضل‌گیری است. برای مثال، چنانچه اجزای بردار $Z_t$ در معادلهٔ شماره ۴، I(1) باشند، می‌توان به جای متغیرهای اصلی از تفاضل اول آنها استفاده کرد. البته این روش همواره، بهترین راه حل نیست. در بسیاری از موارد ملاحظه می‌شود که ترکیب‌های خطی چند متغیر I(1)، ساکن می‌باشند. در این صورت، متغیرهای مزبور را متغیرهای هم انباشته[2] از درجه ۱ و ۱ می‌نامند و آنها را با CI(1 و 1) می‌نامند. در چنین شرایطی، مثلاً هنگامی‌که متغیرهای مدل I(1) و هم انباشته باشند، استفاده از تفاضل متغیرها برای تخمین رابطه ۴، به معنی چشم‌پوشی از اطلاعات با ارزش مربوط به هم انباشتگی متغیرهاست. روش جوهانسون[3] راه حل مناسب‌تری برای کاربرد مدل VAR با استفاده از کلیهٔ اطلاعات موجود تخمین زده می‌شود.

در روش جوهانسون، ابتدا معادلهٔ شمارهٔ ۴ با کمک تبدیل هم انباشتگی[4] به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta Z_t = \Upsilon Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \theta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

که در آن داریم:

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

اگر بردار متغیرهای $Z_t$ انباشته از درجهٔ اول I(1) باشند، $\Delta Z_t$ ساکن و I(0) خواهد بود. بنابراین فقط به ازای $\Upsilon = 0$ یا هم انباشته بودن اعضا $Z_t$ و این که ماتریس $\Upsilon$ مرتبط با ضرایب بردارهای هم انباشتگی بین اعضای $Z_t$ بوده و در نتیجه داشته باشیم: $\Upsilon Z_{t-1} \sim I(0)$، بردار تصادفی $\varepsilon_t$ ساکن خواهد بود.[5] چنانچه هیچ

---

1. Spurious regressions.
2. Cointegrated.
3. Johansen method.
4. Johansen method.

۵. شایان ذکر است که ترکیب خطی چندین متغیر I(1)، متغیری I(1) است، مگر این‌که متغیرهای مزبور هم انباشته باشند که در آن‌صورت ترکیب هم انباشتگی آنها I(0) می‌شد.

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

هنگامی‌که اعضاء $Z_t$ هم انباشته هستند، بین ۱ الی P رابطهٔ هم انباشتگی مستقل می‌توانند 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 رتبهٔ[1] ماتریس Y کامل و برابر با P باشد. رابطهٔ مستقل هم انباشتگی و معکوس‌پذیر بودن ماتریس Y (به خاطر این‌که دارای رتبهٔ کامل است) برقرار است. و چنانچه $YZ_t$ را $\varepsilon_t$ بنامیم خواهیم داشت:

$$YZ_t=\varepsilon_t\sim I(O)\Rightarrow Z_tY^{-1}\varepsilon_t\sim I(O)$$

یعنی، $Z_t$ یک بردار ساکن و دارای درجه انباشتگی صفر، I(O) می‌باشد. 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 رابطهٔ هم انباشتگی و رتبهٔ کامل برای ماتریس Y وجود دارد.

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

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

رتبهٔ ماتریس Y، یعنی r، بیانگر تعداد بردارهای هم انباشتگی مستقل بین اعضا $Z_t$ است. در این حالت، Y را می‌توان به صورت زیر تجزیه کرد:

$$Y=\alpha\beta' \qquad (۱۳)$$

در رابطهٔ فوق ماتریس‌های $\alpha$ و $\beta$ دارای بعد $(p\times r)$ می‌باشند. چنانچه از (۱۳) در (۱۲) جایگزین کنیم، خواهیم داشت:

$$\Delta Z_t=\sum_{i=1}^{m-1}\theta_i Z_{t-i}+\alpha\beta' Z_{t-1}+\varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

معادلهٔ فوق که دارای شکل تصحیح خطا[2] می‌باشد را در اصطلاح «مدل هم انباشتهٔ VAR»[3] یا «مدل تصحیح خطای برداری»[4] VECM می‌نامند. در رابطهٔ (۱۴)، $\beta' Z_{t-1}$ بیانگر r انحراف ساکن از روابط بلند مدت تعادلی که توسط r بردار هم انباشتگی تعریف می‌شوند، هستند و $\alpha$ ماتریس تعدیل می‌باشد. ماتریس تعدیل نشان دهندهٔ وجود سازوکار باز خور[5] منفی است که هرگاه متغیری از روابط تعادلی بلند مدت انحراف حاصل می‌کند، سبب تعدیل متغیر در جهت عکس انحراف و درنتیجه، اصلاح انحراف خواهد شد. در اقع به همین دلیل، این شکل خاص را تصحیح خطا می‌نامند.

تخمین مدل هم انباشتهٔ VAR، به صورت تخمین مقید معادلهٔ (۱۲) با توجه به قید مطرح شده در رابطهٔ (۱۳) و با استفاده از روش حداکثر راستنمایی[6] انجام می‌شود 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 هم انباشتگی مستقل را میسر ارائه می‌کند. در این روش ابتدا تابع راستنمایی عددی براساس بردارهای باقیماندهٔ[1] دو سیستم VAR معمولی که $\Delta Z_t$ را بر مجموعهٔ متغیرهای توضیحی به صورت $[\Delta Z_{t-1}.....\Delta Z_{t-m}]$ و $Z_{t-1}$ را بر همان مجموعه متغیرهای توضیحی برازش[2] می‌نمایند، بازنویسی می‌شود. سپس، تخمین زنندهٔ حداکثر راستنمایی ماتریس واریانس - کوواریانس $\varepsilon_t$ (یعنی ماتریس $\Omega$) نیز مشخص و در تابع حداکثر راستنمایی جایگزین می‌شود تا این تابع به صورت متمرکز[3] در آید.

منطق روش آزمون و تخمین جوهانسون، حداکثر کردن تابع متمرکز راستنمایی به گونه‌ای است که رابطهٔ (۱۳) تأمین شده و ماتریس $\beta$ در برگیرندهٔ ضرایب تعداد مناسب از بردارهای هم انباشتگی باشد. این امر با ایده گرفتن از خاصیت «فرم متعارفی»[4] 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 اعضایش به دست آوریم به نوعی که اعضای نظیر این دو بردار تبدیل شده، حداکثر همبستگی خطی را با یکدیگر داشته باشند. این امر لازمهٔ حداکثر شدن تابع متمرکز راستنمایی برای ارزش فرضی r (تعداد بردارهای هم انباشتگی) است.

اساس آزمون‌های «نسبت راستنمایی»[5] که برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی در روش جوهانسون مورد استفاده قرار می‌گیرند بر پذیرش یک بردار هم انباشتگی اضافی، در صورتی که اینکار منجر به افزایش معنی‌دار در تابع متمرکز راستنمایی شود استوار است. در این طریق ارزش بهینهٔ r به دست خواهد آمد و بردارهای ضرایب هم انباشتگی تشکیل دهندهٔ ماتریس $\beta$ معین می‌شوند. با تخمین $\beta$ تخمین حداکثر راستنمایی سایر پارامترها نیز قابل محاسبه هستند.[6]

پس از تخمین مدل هم انباشتهٔ VAR و با در اختیار داشتن تخمین ماتریس $\Omega$، می‌توان تابع تحریک - پاسخ و تجزیهٔ واریانس را هم به صورت متعامد شده و هم شکل تعمیم یافته به دست آورد. بدین منظور ابتدا معادلهٔ شمارهٔ ۱۲ به صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$Z_t = Z_0 + C(1).\sum_{i=0}^{t} C^*(L)(\varepsilon_t - h_0) \qquad (۱۵)$$

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

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

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

$$C_i^* = C_{i-1}\ \delta_1 + .... + C^*_{i-m}\ \delta_m$$

به‌طوری‌که داریم:

$$C_{(0)}^* = I_p - C(1)\ :\ C_i^*/i<0=0\ :\ \Upsilon C(1) = 0 = C(1)\Upsilon$$

---

1. Residual.
2. Regress.
3. Concentrated (likelihood)
4. Canonical form.
5. Likelihood ratio
۶ برای کسب اطلاع از جزئیات بیشتر، می‌توانید به (Johansen 1988-1991) یا به عنوان یک متن آموزشی بسیار عالی به فصل ۲۰ از (Hamilton 1994) مراجعه فرمایید

و همچنین داریم:

$$\delta_i = I_p - \Upsilon + \theta_1 \; ; \quad \delta_i = \theta_i - \theta_{i-1} \; ; \quad (i=2,3,\ldots,m-1) \; ; \quad \delta_m = -\theta_{m-1}$$

اگر حاصل جمع $C(1)+C_i^*$ را $A_i$ بنامیم، خواهیم داشت:

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

به‌طوری‌که:

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

در این صورت فرمول‌های محاسباتی تابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس متعامد شده و همچنین تعمیم یافته مشابه مدل VAR معمولی، یعنی (۸)، (۹)، (۱۰) و (۱۱) خواهد بود. با این تفاوت که $A_n$ جایگزین $\Psi_n$ می‌شود.[1]

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

همان‌گونه که در مقدمهٔ 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 مطالعهٔ مقایسه‌ای تجربی قرار می‌دهیم. اطلاعات آماری مربوط به مخارج تأمین اجتماعی و بهزیستی و کل هزینه‌های دولت از مجموعهٔ 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. هزینهٔ تأمین اجتماعی و سایر هزینه‌های دولت را توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده 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 LRGTSEC 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 افزودهٔ بخش نفت به قیمت ثابت ۱۳۶۱ محاسبه کرده و لگاریتم آن را LRGDPNO نامیدیم. جانشین[2] 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 مصرف‌کننده 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 ضمیمهٔ آماری «بهرامی، ۱۳۷۷» به دست آوردیم.

این سری زمانی در واقع اصلاح شدهٔ اطلاعات مندرج در جزوات مختلف نشریهٔ 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 برآورد شده است. در منبع فوق‌الذکر، با فرض این‌که تفاوت موجود در آمار

---

۱. شایان ذکر است که در مباحث این قسمت، برای ساده‌تر شدن عرض از وارد کردن عرض از مبدأ متغیرها و متغیرهای برون‌زا به معادلات اولیه خودداری شد و ورود این موارد تغییرات اساسی در این مباحث بوجود نخواهد آورد.

2. Proxy.

اشتغال نتیجهٔ تراکم حفره‌های کوچک‌تر طی سال‌های ۱۳۵۶-۱۳۷۵ می‌باشد. حفرهٔ تقریبی مربوط به سال ۱۳۷۵ به شکل موروثی بین سال‌های بعد از سرشماری ۱۳۵۵ توزیع می‌شود[1] با در دست داشتن آمار اشتغال، نرخ رشد آن را به صورت تفاضل لگاریتمی محاسبه کردیم. نرخ رشد مزبور DLL نامیده شده است.

علاوه بر شش متغیر اصلی فوق‌الذکر (DLCPI.DLL، LRGTSEC، LRGTOTHR و LAPC)، صادرات نفت برحسب دلار نیز به عنوان یک متغیر برون‌زای مهم در بررسی‌های آتی، مورد استفاده قرار گرفته است. آمار مربوطه از جدول تراز پرداخت‌های جزوات «گزارش اقتصادی و ترازنامه» 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 اصلی در این بررسی مربوط به مخارج تأمین اجتماعی و بهزیستی 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 این‌که به تصریح و تخمین مدل کلان VAR بپردازیم، باید کلیهٔ متغیرهای مورد نظر را به لحاظ درجهٔ انباشتگی مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم. بدین منظور از آزمون ADF[2] استفاده می‌کنیم. این آزمون در ساده‌ترین حالت، از معادلهٔ رگرسیونی زیر برای تعیین درجهٔ 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 $0>b>-2$ قرار بگیرد، خواهیم داشت:

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

در این حالت، $Q_t$ را یک فرایند خود همبسته[3] از درجهٔ 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 فرضیهٔ $b=0$ در برابر $b<0$ است. حالت اول (فرضیهٔ صفر) مبین (۱)I بودن متغیر مورد نظر و حالت دوم (فرضیهٔ آلترناتیو) بیانگر ساکن بودن آن خواهد بود. چون در حالت فرضیهٔ صفر، رگرسیون فوق‌الذکر یک متغیر ساکن را بر روی یک متغیر غیرساکن برازش می‌کند، فرض ساکن بودن $V_t$ زیر سؤال رفته و آمارهٔ t محاسبه شده دارای توزیع t نخواهد بود. به این علت، جدول اصلاح شدهٔ مقادیر بحرانی برای آزمون ADF تهیه شده است که باید آمارهٔ t محاسبه شده را با ارزش‌های حاصل از جداول اصلاح شده مقایسه کرد.

برای مواردی که میانگین متغیر $Q_t$ نیز در طول زمان تغییر می‌کند، معادلهٔ رگرسیونی مورد استفادهٔ 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 جزییات روش اصلاح سری زمانی اشتغال به صفحات ۸۲ الی ۸۵ بهرامی، ۱۳۷۷، مراجعه فرمایید.

2. Augmented Dickey-Fuller(ADF) test.

3. Autoregressive process

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

از آنجایی‌که این آزمون در برابر وجود خود همبستگی $V_t$ حساس است، پیشنهاد شده است که برای رفع این مشکل، به تعداد کافی مقادیر تأخیری $\Delta Q$ نیز در معادلهٔ آزمون وارد شود. البته تعداد این متغیرهای اضافی باید با تعداد مشاهدات تناسب داشته باشد. با افزودن مقادیر تأخیری $\Delta Q$، 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 فرضیهٔ ساکن بودن متغیر مورد آزمون رد شود، این به معنی I(1) بودن متغیر مزبور نیست. اگر علاوه بر آن، فرضیهٔ ساکن بودن تفاضل اول آن متغیر را نتوان رد کرد، می‌شود حکم به I(1) بودن متغیر مورد آزمون داد. در غیر این‌صورت تفاضل دوم و سوم و... را مورد آزمون ساکن بودن قرار می‌دهند تا درجه انباشتگی متغیر مشخص شود البته، اغلب متغیرهای انباشتهٔ اقتصادی از درجهٔ اول (و حداکثر از درجهٔ دوم) هستند.

جدول شماره ۱-۱-۴- نتیجهٔ آزمون ADF را برای متغیرهای مورد استفاده درمدل کلان VAR و همچنین تفاضل اول آن متغیرها ارائه می‌نماید. در کلیهٔ 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 موردنظر 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) وقفهٔ اول و دوم تفاضل متغیر مورد نظر نیز وارد شده است. نوع دوم تابع آزمون (ستون سوم) تنها در برگیرندهٔ وقفهٔ 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 | معادلهٔ آزمون با دو وقفهٔ تفاضل متغیر | معادلهٔ آزمون با یک وقفهٔ تفاضل متغیر | معادلهٔ آزمون بدون وقفهٔ 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 | | | |
| Δ(LRGTOTHR) | -۲ ۶۴* | -۳.۴۹** | -۴.۴۶*** |
| Δ(LRGTSEC) | -۴.۰۶*** | -۴.۵۴*** | -۵ ۹۹*** |
| Δ(LRGDPNO) | -۲.۹۰* | -۲ ۷۹* | -۲ ۶۱ |
| Δ(DLL) | -۲ ۲۸ | -۳.۵۷** | -۷ ۵۳*** |
| Δ(DLCPI) | -۲.۹۰* | -۴.۷۱*** | -۴.۲۰*** |
| Δ(LAPC) | -۶.۰۳*** | -۴.۵۸*** | -۶ ۵۹*** |
| Δ(LXO) | -۳.۶۲*** | -۴.۸۴*** | -۶ ۳۷*** |

تذکر: ارزش‌های بحرانی t-ADF در سطح ۱۰درصد برابر با ۲ ۶۴-، در سطح ۵درصد برابر با ۳ ۰۱- و در سطح ۱درصد برابر با ۳ ۷۸- می‌باشند که در جدول فوق، علائم*، ** و *** به ترتیب بیانگر رد فرضیهٔ عدم ساکن بودن در سطح ۱۰درصد، ۵درصد و ۱درصد هستند.

این جدول در برگیرندهٔ آماری t محاسبه شده برای حالت‌های مختلف است و همانگونه که در ذیل جدول مزبور توضیح داده شده است، موارد رد فرضیهٔ عدم ساکن بودن در سطوح احتمال ۱۰درصد، ۵درصد و ۱درصد به ترتیب با علامت*، ** و *** مشخص شده‌اند. همانگونه که از نتایج مندرج در جدول ۱-۱-۴ استنباط می‌شود، کلیهٔ 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 درجهٔ اول انباشتگی I(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 معنی‌داری 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 این‌که مشخص شود که بین متغیرهای درون‌زای مدل، روابط هم انباشتگی وجود دارد. در حالت اخیر، استفاده از فرم VECM در قالب مدل کلان هم انباشتهٔ VAR بر مدل سادهٔ VAR مرجح خواهد بود. در این راستا آزمون هم انباشتگی جوهانسون وجود و تعداد بردارهای هم انباشتگی بین متغیرهای درون‌زای I(۱) را مشخص خواهد کرد.

قبل از این‌که به مسئلهٔ تصریح و تخمین مدل کلان بپردازیم، بد نیست نگاهی گذرا بر مشخص کننده‌های سادهٔ توصیفی متغیرهای مورد بررسی، بالاخص همبستگی خطی[1] بین آنها بیافکنیم. اگرچه اکتفا بر تحلیل همبستگی خطی به واسطهٔ غفلت از روابط غیرخطی، پویائی ارتباط بین متغیرها و همچنین عدم توجه به‌همبستگی‌های جزئی[2] در درون گروه‌های بیش از دو متغیر و نیز بی‌توجهی به جهت اثرگذاری متغیرها بریکدیگر، تحلیل‌گر را در معرض ارتکاب اشتباهات جدی قرار می‌دهد، لیکن همین مشخص کننده‌های ساده گاهی اطلاعاتی اندیشمند، هر چند خام و تصفیه نشده، را در خود نهفته دارند.

در واقع روش‌های پیچیده‌تر تحلیل تجربی به دنبال استخراج و پالایش همین اطلاعات ارزشمند موجود در داده‌های آماری و مشخص کننده‌های سادهٔ آنها می‌باشند.

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

**جدول ۲-۱-۴- مشخصه‌های 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 با دیگر 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 به‌صورت تفاضل اول | Δ(LRGTOTHR) | Δ(LRGTSEC) | Δ(LRGDPNO) | Δ(DLL) | Δ(DLCPI) | Δ(LAPC) | Δ(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 با دیگر متغیرها | | | | | | | |
| Δ(LRGTOTHR) | ۱ | | | | | | |
| Δ(LRGTSEC) | ۰/۶۱ | ۱ | | | | | |
| Δ(LRGDPNO) | ۰/۵۰ | ۰/۱۹ | ۱ | | | | |
| Δ(DLL) | ۰/۱۵ | ۰/۱۵ | ۰/۰۴ | ۱ | | | |
| Δ(DLCPI) | -۰/۰۴ | -۰/۲۵ | -۰/۱۱ | ۰/۱۰ | ۱ | | |
| Δ(LAPC) | ۰/۱۹ | ۰/۴۷ | -۰/۳۱ | -۰/۳۱ | -۰/۳۶ | ۱ | |
| Δ(LXO) | ۰/۴۶ | ۰/۴۴ | ۰/۳۱ | ۰/۱۱ | -۰ ۱۳ | ۰ ۲۳ | ۱ |

1. Correlation.
2. Partial Correlations.

قبل از این‌که اطلاعی دربارهٔ هم انباشتگی احتمالی متغیرها در دست باشد، با توجه به I(1) بودن متغیرهای مزبور، به‌نظر می‌رسد که ماتریس همبستگی خطی بین تفاضل متغیرها (بخش پایینی جدول ۱) اعتبار بیشتری داشته باشد. اگرچه با تفاضل‌گیری امکان درک ارتباط بلندمدت متغیرها تضعیف می‌شود، ولی متقابلاً خطر برخورد با همبستگی‌های کاذب نیز کاهش می‌یابد. مقایسه همبستگی بین لگاریتم سایر مخارج و لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی دولت و سایر متغیرها (ستون‌های دوم و سوم از سمت چپ در بخش بالایی جدول ۱ همین موارد به بیان تفاضل اول (همان ستون‌ها در بخش پایینی) نشان می‌دهد که نتایج حاصل از تفاضل متغیرها قابل قبول‌تر 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، ستون‌های دوم و سوم (از چپ) بخش پایینی جدول حاکی از همبستگی مثبت قوی‌تر سایر مخارج دولت (نسبت به مخارج تأمین اجتماعی) با تولید غیرنفتی و همبستگی مثبت قوی‌تر مخارج تأمین اجتماعی (نسبت به سایر مخارج دولت) با میل متوسط به مصرف می‌باشند. حتی شاید بتوان رابطهٔ همبستگی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت با تورم را به‌این‌صورت تعبیر کرد که نتایج مندرج در جدول ۲-۱-۴ حاکی از تورم‌زایی ضعیف‌تر مخارج تأمین اجتماعی است. این نتایج هماهنگی نسبی با انتظارات نظری دارند، لیکن نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل همبستگی ساده شکننده‌تر از آن‌است که بخواهیم منحصراً بر آنها تکیه نماییم.

### ۴- تصریح و تخمین مدل هم انباشتهٔ VAR

با توجه به نتایج حاصل از آزمون ریشه‌های واحد ADF می‌دانیم که متغیرهای مورد بررسی ما I(1) هستند. بنابراین، استفاده از این متغیرها بدون این‌که با تفاضل آنها را به I(0) تبدیل کنیم، مشکل‌آفرین خواهد بود. از طرفی از قسمت ۲ به خاطر داریم که چنانچه یک یا چند رابطهٔ هم انباشتگی بین این متغیرها وجود داشته باشد، استفاده از فرایند تصحیح خطای‌برداری روش مناسبی برای مدل‌سازی VAR به صورت هم انباشته خواهد بود.

آزمون هم انباشتگی جوهانسون، زمینه‌ساز تصریح صحیح مدل VAR می‌باشد. همان‌گونه که در قسمت ۲ گزارش اشاره شد، مدل تصحیح خطای‌برداری VECM می‌تواند در برگیرندهٔ متغیرهای برون‌زای I(0) و عرض از مبدأ نیز باشد. با توجه به برون‌زا بودن صادرات دلاری نفت و اهمیت ویژهٔ این متغیر در اقتصاد ایران، لازم است که این 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 می‌گیریم. با این توضیحات، معادلهٔ ۱۲ را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$\Delta Z_t=\lambda_0+\gamma Z_{t-1}+\theta_1\Delta Z_{t-1}+\omega W_t+\varepsilon_t \qquad (۱۶)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در معادلهٔ فوق، $\lambda_0$ که همان پارامتر عرض از مبدأ است و $W_t$ که بردار متغیرهای برون‌زای I(0) بوده و ماتریس ضرایب این متغیرها، یعنی $\omega$ به معادلهٔ ۱۲ افزوده شده‌اند. علاوه بر این، به علت محدودیت تعداد مشاهدات آماری که در قسمت ۳ به آن اشاره کردیم، امکان انتخاب آزادانهٔ تعداد وقفه‌های $\Delta Z$ در این مطالعه وجود ندارد و ما به‌ناچار تعداد وقفه را برابر با ۱ در نظر گرفته و صرفاً $\Delta Z_{t-1}$ را در سمت چپ سیستم شمارهٔ ۱۶ قرار می‌دهیم.

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

$$Z_t=[LRGTOTHR_t\ LRGTSEC_t\ LRGDPNO_t\ DLL_t\ DLCPI_t\ LAPC_t]'$$

بنابراین تفاضل اول بردار مزبور عبارت است از:

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

در بردارهای فوق $LRGTOTHR_t$ بیانگر لگاریتم سایر مخارج دولت به قیمت ثابت، $LRGTSEC_t$ لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی به قیمت ثابت، $LRGDPNO_t$ لگاریتم تولید ناخالص غیرنفتی به قیمت ثابت، $DLL_t$ رشد اشتغال، $DLcepI_t$ 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 $I(0)$ را تشکیل می‌دهند.

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

در این خروجی (۱-)DLXO, (۲-) DLXO بیانگر $\Delta(LXO_{t-1})$ و $\Delta(LXO_{t-2})$ می‌باشند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، اگرچه این آزمون در سطح ۵درصد دلالت بر وجود سه بردار هم انباشته بین زیر مجموعه متغیرهای درون‌زای مدل دارد ولی در سطح ۱درصد، تنها وجود دو بردار هم انباشته مورد پذیرش قرار می‌گیرد. ما تصریح مدل را براساس وجود دو بردار هم انباشته انجام می‌دهیم.[۱]

نتیجه تخمین مدل هم انباشته VAR با دو بردار هم انباشتگی در جدول ۴-۱-۴ مشاهده می‌شود. دوستون اعدادی که در بخش فوقانی این جدول آمده است، ضرایب دو بردار نرمالیزهٔ هم انباشتگی بین متغیرهای درون‌زای مدل هستند. این ترکیبات خطی از متغیرهای درون‌زا، ساکن $I(0)$ می‌باشند. متغیرهایی که در بخش میانی جدول با نام CointEq1, CointEq2 ظاهر شده‌اند وقفه اول همین ترکیبات خطی $I(0)$ هستند. در واقع، بخش میانی جدول است که بیانگر نتیجهٔ 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 $\Delta$ مورد استفاده قرار گرفته است. انحراف معیار و آمارهٔ 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- تصریح مدل با سه بردار هم انباشته نیز مورد آزمایش قرار گرفت ولی چون کیفیت برپایی مدل با دو بردار مطلوب‌تر بود، این حالت را برای ادامهٔ

## جدول ۳-۱-۴ نتیجهٔ آزمون مرهاسون براساس مدل شمارهٔ ۱۶ 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 LRGDPNO 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 |

## ادامهٔ جدول ۳-۱-۴ نتیجهٔ آزمون مرهاسون براساس مدل شمارهٔ ۱۶ 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 | LRGDPNO | 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 | LRGDPNO | 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 | LRGDPNO | 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 | LRGDPNO | DLL | DLCPI | LAPC | C |
|---|---|---|---|---|---|---|

ادامهٔ جدول ۳-۱-۴ نتیجهٔ آزمون مرهاسون براساس مدل شمارهٔ ۱۶ **Johansen Cointegration Test**

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.047155 | -0.049554 | 1.43035 | -6.585413 |
| | | | (0.10271) | (0.01754) | (0.63254) | |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | -0.138141 | 0.015124 | -7.316566 | -7.441309 |
| | | | (0.09138) | (0.01560) | (0.56276) | |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.150566 | -0.030283 | -3.022843 | -10.18251 |
| | | | (0.04481) | (0.00765) | (0.27598) | |
| 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 | 1.384095 | -6.665355 |
| | | | | (0.01165) | (0.63019) | |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -0.016714 | -7.180813 | -7.207117 |
| | | | | (0.00926) | (0.50080) | |
| 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.004418 | -3.170807 | -10.43776 |
| | | | | (0.00682) | (0.36907) | |
| 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)s | | | | | | |
| LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNO | DLL | DLCPI | LAPC | C |
| 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -0.418516 | -8.022873 |
| | | | | | (1.24813) | |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -7.959611 | -7.793618 |
| | | | | | (0.58309) | |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -2.964934 | -10.28273 |
| | | | | | (0.34649) | |
| 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | -9.756296 | -6.392076 |
| | | | | | (5.11640) | |
| 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | -46.59591 | -35.09066 |
| | | | | | (25.4274) | |
| Log likelihood | 171.5015 | | | | | |

جدول ۴-۱-۴- نتیجهٔ تخمین مدل هم انباشته VAR شمارهٔ ۱۶ با دو برابر هم انباشتگی

**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) | (2.26 44) | (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) |

ادامهٔ جدول ۴-۱-۴- نتیجهٔ تخمین مدل هم انباشته VAR شمارهٔ ۱۶ با دو برابر هم انباشتگی

**Vector Error Correction Estimates**

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| D(LAPC(-1)) | -1.100932 | 0.396164 | -0.267360 | -13.07850 | -153.6044 | 0.228414 |
| | (2.20212) | (2.73175) | (0.36049) | (13.6799) | (52.5420) | (0.39244) |
| | (-0.49994) | (0.14502 | (-0.74165) | (-0.95604) | (-2.92346) | (0.58204) |
| C | 0.021676 | 0.185141 | 0.0346 | -0.098955 | 3.934028 | 0.012695 |
| | (0.09479) | (0.11759) | (0.01552) | (0.58888) | (2.26178) | (0.01689) |
| | (0.22866) | (1.57441) | (2.23458) | (-0.16804) | (1.73935) | (0.75147) |
| DLXO(-1) | 0.192001 | 0.412751 | 0.06671 | -0.429397 | -4.413133 | 0.057135 |
| | (0.15235) | (0.18899) | (0.02494) | (0.94642) | (3.63505) | (0.02715) |
| | (1.26026) | (2.18396) | (2.68124) | (-0.45371) | (-1.21405) | (2.10441) |
| DLXO(-2) | -0.045590 | 0.305552 | 0.040848 | -0.531240 | -11.37620 | 0.051057 |
| | (0.18565) | (0.23030) | (0.03039) | (1.15327) | (4.42950) | (0.03308) |
| | (-0.24557) | (1.32677) | (1.34407) | (-0.46064) | (-2.56828) | (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 | | | | |

مهم‌ترین نکته‌ای که در مورد نتایج نخستین سیستم هم انباشتهٔ VAR باید مورد تأکید قرار دهیم و احتمال وجود حالت برون‌زایی قوی[1] در سایر مخارج و مخارج تأمین اجتماعی دولت نسبت به دیگر اجزای $Z_t$ است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، به فرایند تصحیح خطا CointEq2.CointEq1 نشان دهندهٔ آن هستند) و نه توضیح‌دهندگان پویایی کوتاه‌مدت (که اجزای بردار $\Delta Z_{t-1}$ بیانگر آن می‌باشند) نقش معنی‌داری 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 معنی‌داری را ظاهر می‌سازد.

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

1. String exogernity.

اگرچه این احتمال برون‌زایی مخارج دولت می‌تواند از عواقب درجهٔ آزادی محدود ناشی از حجم پایین نمونه باشد. لیکن در قسمت‌های بعدی، علاوه بر تجزیه و تحلیل مبتنی بر توابع تحریک - پاسخ و تجزیهٔ 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.

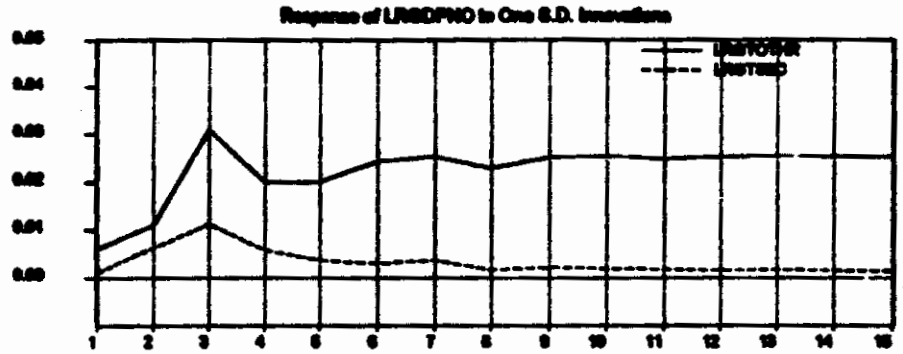
## ۵- بررسی نتایج تجربی حاصل از مدل

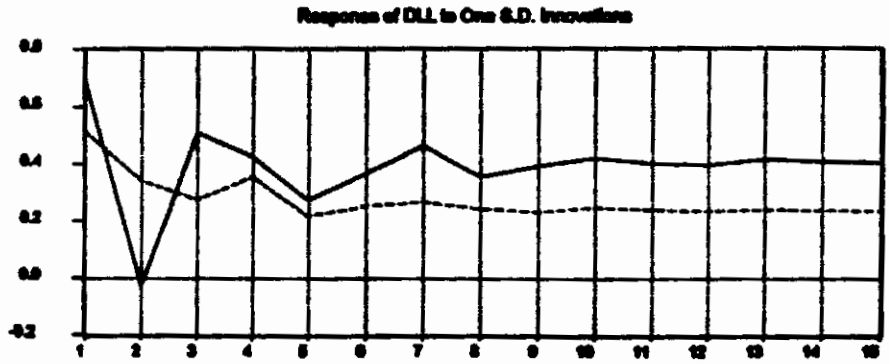
در این قسمت، با استفاده از مدل هم انباشتهٔ VAR که در قسمت قبل تخمین زده شد، نحوهٔ اثرگذاری تغییرات در مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت را بر روی دیگر متغیرهای درون‌زای مدل مورد بررسی مقایسه‌ای قرار می‌دهیم. همان‌طور که در مقدمهٔ این نوشتار اشاره شد، افزایش در انواع مخارج دولت (اعم از تأمین اجتماعی و سایر مخارج) می‌توانند دارای برخی اثرات عمومی بر متغیرهای کلان باشند. همچنین، هر یک از انواع مخارج دولت باعث اثرگذاری‌های اختصاصی هستند. از آنجایی‌که مشاهدات، در برگیرندهٔ مجموعهٔ اثرات عمومی و اختصاصی تغییر در این قبیل مخارج می‌باشد، برای درک اثرات اختصاصی لازم است که به نوعی، آثار عمومی را مجزا نماییم. در بررسی حاضر، به‌جای سعی در تجزیهٔ 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 میانگین آثار اختصاصی سایر انواع مخارج دولت شویم.

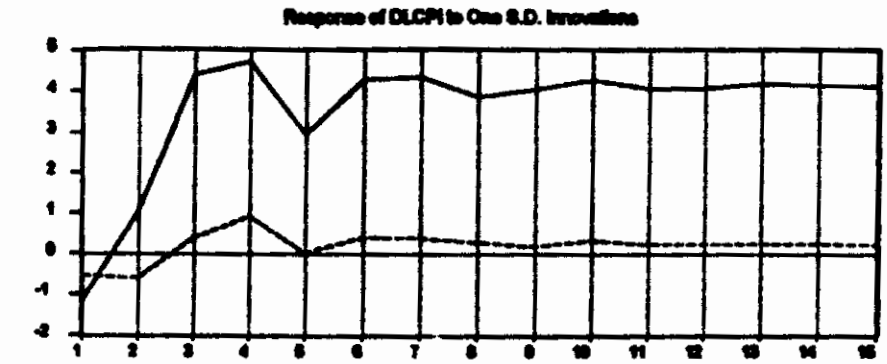
از جملهٔ ابزار مناسب برای بررسی مقایسه‌ای اثرگذاری مخارج تأمین اجتماعی، توابع تحریک - پاسخ هستند که در قسمت ۴ گزارش در مورد نحوهٔ محاسبهٔ آنها بحث شد. نمودار ۱-۱-۴ که از چهار تصویر جداگانه تشکیل شده است، پاسخ چهار متغیر عمدهٔ کلان (یعنی تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به مصرف) را به یک انحراف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

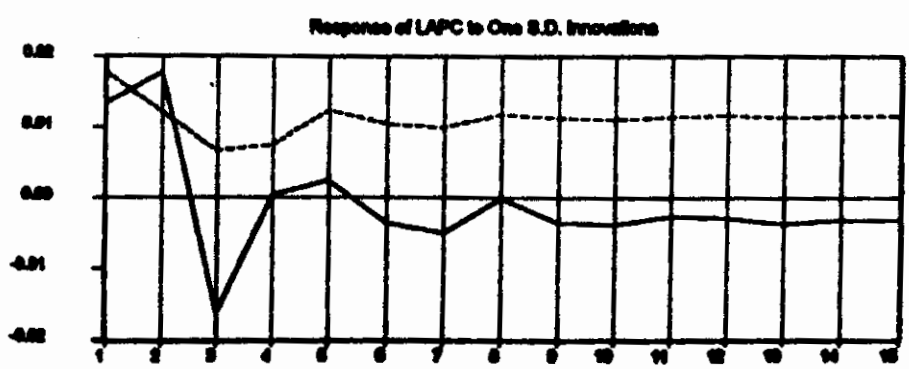
در اولین تصویر (از بالا) ملاحظه می‌شود که در سال اول پس از ورود تحریک‌های فوق‌الذکر، لگاریتم تولید غیرنفتی افزایش می‌یابد. این افزایش در مورد تحریک مربوط به مخارج تأمین اجتماعی بسیار کوچک است. به‌تدریج در سال‌های دوم و سوم میزان افزایش در تولید مربوط به هر دو محرک فزونی می‌یابد. از این به‌بعد، افزایش در تولید دچار نوساناتی می‌شود تا از سال نهم به بعد، به وضعیت با ثبات خود میل می‌نماید. در تمامی این دوران، اندازهٔ افزایش در لگاریتم تولید غیرنفتی 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 غیرنفتی در قسمت ۳ حاصل شد، سازگار است.

نمودار ۱-۱-۴- پاسخ تولید غیرنفتی، 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 ۱۵درصد 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. درمورد 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 با ضرایب همبستگی منفی جدول ۲-۱-۴ بالاخص در مورد مخارج تأمین اجتماعی مغایرت دارند.

تصویر پایینی نمودار ۱-۱-۴ به پاسخ لگاریتم 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 نشان‌دهندهٔ 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 تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متعامد 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 مجزا می‌باشد. بخش‌های اول الی چهارم (از بالا به پایین) به ترتیب، جدول تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متعامد شده را برای متغیرهای لگاریتم تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و لگاریتم میل متوسط به مصرف ارائه می‌نمایند. هر کدام از بخش‌ها، خطای پیش‌بینی را برای افق (Horizon) صفر الی ۱۰ سال بعد متغیر مورد نظر بین عواملی که این خطا را توضیح می‌دهند توزیع می‌کنند. برای مثال، بخش اول (از بالا) در برگیرندهٔ تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی لگاریتم تولید غیرنفتی بین تحولات تصادفی شش متغیر درون‌زای مدل (من‌جمله خود (LRGDPNO)است. در این جدول می‌بینیم که از کل خطای پیش‌بینی یکسال بعد لگاریتم تولید غیرنفتی، ۸/۴درصد مربوط به تحولات تصادفی لگاریتم سایر مخارج دولت، ۲/۲درصد مربوط به تحولات تصادفی لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی، ۷۰درصد مربوط به تحولات تصادفی خود لگاریتم تولید غیرنفتی، ۱۱درصد مربوط به تحولات تصادفی رشد اشتغال و بالاخره ۸/۴درصد مربوط به تحولات لگاریتم میل متوسط به مصرف می‌باشد. سهم تحولات تورم در این مورد ناچیز و نزدیک به صفر بوده است. تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی بلندمدت، نحوهٔ اثرگذاری و اثرپذیری متغیرها را در بلندمدت منعکس می‌کند. در همین مورد تولید غیرنفتی،

واریانس خطای پیش‌بینی ده سال بعد به نسبت ۳۷درصد، ۱/۷درصد، ۲۴درصد، ۱۹درصد، ۴/۶درصد و ۱۳/۷درصد 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 تجزیهٔ 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 چهارگانهٔ جدول ۵-۱-۴ را مورد نظر قرار می‌دهیم. ستون دوم بخش اول جدول نشان می‌دهد که تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در کوتاه مدت بیش ۴درصد از تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ تولید غیرنفتی را توضیح نمی‌دهد و در بلندمدت، هنگامی‌که تغییرات مزبور به وضعیت باثبات خود میل می‌کنند، این نسبت به ۱/۶درصد تنزل می‌یابد. در مقابل، تحولات تصادفی سایر مخارج (ستون اول بخش اول) که برای افق یکسال فقط ۸/۴درصد تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ تولید غیرنفتی را توضیح می‌دهد، در بلند مدت، عامل ۳۷درصد 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 نشدهٔ 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 وقفهٔ 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 ۴۷درصد از تغییرات پیش‌بینی نشده تورم را توضیح می‌دهد. در مقابل، نقش تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در ایجاد تغییرات غیرمنتظرهٔ تورمی بسیار ناچیز می‌باشد. این اثر در بلند مدت 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 بلند مدت، سهم مخارج تأمین اجتماعی بسیار بیشتر از سهم سایر مخارج دولت است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی بیش از ۴۸درصد تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ میل متوسط به مصرف را در بلند مدت توضیح می‌دهد در حالی‌که سهم سایر مخارج دولت از ۲۸درصد تجاوز نمی‌کند.

جدول ۵-۱-۴ تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متعامد شدهٔ تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به‌مصرف

***ORTHOGONALIZED VARIANCE DECOMPOSITION***

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LRGDPNO

| Horizon | LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNO | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .054950 | .0021560 | .94289 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 1 | .084561 | .021795 | .69977 | .10989 | .4721E-3 | .084518 |
| 2 | .27224 | .040339 | .49291 | .11433 | .2426E-3 | .079954 |
| 3 | .27865 | .026767 | .44462 | .14110 | .0073029 | .091260 |
| 4 | .28970 | .022209 | .40454 | .15164 | .0117995 | .10389 |
| 5 | .31178 | .017724 | .36218 | .16253 | .0221867 | .11359 |
| 6 | .33114 | .014814 | .32771 | .16896 | .0288125 | .11910 |
| 7 | .33997 | .022079 | .30205 | .17596 | .0343139 | .12563 |
| 8 | .35150 | .019882 | .27908 | .18017 | .0398833 | .13050 |
| 9 | .36190 | .018044 | .25993 | .18407 | .0414306 | .13401 |
| 10 | .36922 | .016568 | .24431 | .18707 | .0446267 | .13725 |

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLL

| Horizon | LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNO | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .46983 | .06204 | .054527 | .21360 | .1[illegible] | 0.00 |
| 1 | .27816 | .03410 | .16269 | .22004 | .1[illegible] | .011721 |
| 2 | .28874 | .07961 | .03419 | .20569 | .0756[illegible] | .016112 |
| 3 | .26731 | .07031 | .04826 | .21296 | .0838[illegible] | .017328 |
| 4 | .23355 | .04690 | .06147 | .20534 | .0[illegible] | .016879 |
| 5 | .21875 | .03515 | .08517 | .20371 | .0[illegible] | .019468 |
| 6 | .21915 | .03534 | .08763 | .20111 | .0970[illegible] | .019779 |
| 7 | .20791 | .03712 | .09295 | .19879 | .1[illegible] | .020388 |
| 8 | .20204 | .03982 | .09585 | .19707 | .1[illegible] | .020874 |
| 9 | .19950 | .03458 | .09307 | .19635 | .1[illegible] | .021411 |
| 10 | .19607 | .03006 | .09043 | .19506 | .1[illegible] | .021643 |

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLCPI

| Horizon | LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNO | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | 0.00 |
| 1 | .081373 | .021775 | .47190 | .07[illegible] | .[illegible] | .011345 |
| 2 | .34823 | .013022 | .30300 | .12220 | .17616 | .037396 |
| 3 | .45145 | .017192 | .22917 | .12977 | .13855 | .033872 |
| 4 | .42754 | .013601 | .24294 | .13865 | .13985 | .037426 |
| 5 | .45174 | .011647 | .22944 | .13911 | .12738 | .040688 |
| 6 | .46745 | .010237 | .22085 | .14203 | .11800 | .041223 |
| 7 | .46640 | .0091084 | .22054 | .14347 | .11849 | .041991 |
| 8 | .46806 | .0090277 | .22132 | .14407 | .11545 | .043069 |
| 9 | .47354 | .0074196 | .21812 | .14456 | .11277 | .043593 |
| 10 | .47423 | .0067866 | .21834 | .14505 | .11169 | .043911 |

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LAPC

| Horizon | LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNO | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .21815 | .38400 | .022569 | .20197 | .6972E-2 | .17041 |
| 1 | .27342 | .34911 | .014556 | .12772 | .022028 | .21317 |
| 2 | .44996 | .20144 | .014429 | .10075 | .043410 | .090006 |
| 3 | .43073 | .32041 | .013989 | .099017 | .049147 | .086698 |
| 4 | .38943 | .36577 | .025011 | .090458 | .051161 | .078175 |
| 5 | .36830 | .39165 | .028721 | .084868 | .049427 | .077030 |
| 6 | .35552 | .41011 | .031989 | .079542 | .049832 | .073007 |
| 7 | .32728 | .43485 | .041195 | .073346 | .054350 | .068981 |
| 8 | .30902 | .45302 | .048051 | .068306 | .055168 | .066419 |
| 9 | .29432 | .46744 | .053553 | .064358 | .056220 | .064113 |
| 10 | .27794 | .48134 | .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 ملاحظه‌شده‌ودرزمینه‌تورم،عدم‌هماهنگی‌قابل‌توجهی‌درباره‌قدرمطلق‌ارتباطات‌موردبحث‌مشاهده‌می‌شود.

علی‌رغم نتایج مشخصی که از تجزیه و تحلیل تحریک - پاسخ و تجزیهٔ 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 آنجایی‌که تحولات تصادفی متغیرهای مختلف دارای درجاتی از همبستگی هستند، توزیع آثار ناشی از این تحولات بین متغیرهای مربوطه امری مجادله برانگیز است. در واقع هنگامی‌که از یک تحریک در جزء تصادفی معادلهٔ 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 با بر هم خوردن این ترتیب و توزیع مجدد اثرات مشترک، نتایج حاصله نیز می‌توانند تغییر نمایند.

برای این‌که مشخص شود که مشکل فوق‌الذکر تا چه حد در مسئله مورد بررسی حائز اهمیت است، به‌عنوان جانشینی از ماتریس واریانس - کوواریانس اجزای تصادفی ماتریس واریانس - کوواریانس باقیماندهٔ معادلات مختلف سیستم هم انباشتهٔ VAR محاسبه نمودیم. جدول ۶-۱-۴ در برگیرندهٔ ماتریس مزبور (COVA) می‌باشد. همچنین در بخش پایینی جدول مزبور، ماتریس همبستگی باقیمانده معادلات نیز انعکاس یافته است (CORR).

جدول ۶-۱-۴- 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 الی RESID6 باقیماندهٔ معادلات مربوط به اجزاء بردار $\Delta Z_t$ می‌باشند که همان ترتیب بردار $Z_t$ و $\Delta Z_t$ را دارند. مقایسهٔ اجزای خارج از قطر اصلی ماتریس واریانس - کوواریانس (COVA) با اجزای مربوط بر روی قطر اصلی و همچنین ضریب همبستگی مندرج در ماتریس (CORR) بیانگر عدم قطری بودن ماتریس واریانس - کوواریانس و ماتریس همبستگی می‌باشند. انحراف برخی از اجزای این ماتریس‌ها از صفر آنچنان آشکار است که نیاز به آزمون‌هایی که می‌توان برای آزمایش قطری بودن ماتریس واریانس - کوواریانس به کار گرفت را از بین می‌برد. برای مثال، به همبستگی باقیماندهٔ معادله اول و دوم که برابر ۰/۷۸ است و همبستگی باقیماندهٔ معادلهٔ دوم و چهارم که معادل با ۰/۸۵ می‌باشد و همچنین همبستگی باقیماندهٔ معادلهٔ دوم و ششم (۰/۷۵) و همبستگی باقیماندهٔ معادلهٔ چهارم و ششم (۰/۸۱) توجه فرمایید. آنچه که در اینجا بیش از موارد دیگر برای بررسی ما اهمیت دارد، همبستگی قابل ملاحظهٔ بین باقیماندهٔ معادلهٔ اول (RESID 1) و دوم (RESID 2) است. لذا اگر معادلهٔ مربوط به مخارج تأمین اجتماعی به عنوان معادلهٔ اول در نظر گرفته شود، (یعنی متغیر $LRGTSEC_t$ در ماتریس $Z_t$ مقدم بر $LRGTOTHR_t$ بیاید)، امکان دارد نتایجی که از تجزیه و تحلیل تحریک - پاسخ یا تجزیهٔ واریانس متعامد 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 نامیده‌اند وجود دارد که به ترتیب متغیرها در بردار $Z_t$ بستگی ندارد. برای محاسبهٔ موارد تعمیم یافتهٔ فوق‌الذکر به گونه‌ای عمل می‌شود که گویی هر یک از متغیرها یک بار به عنوان اولین متغیر قرار داده شده و توابع تحریک - پاسخ و تجزیه واریانس متعامد شده برای آن محاسبه می‌شود. سپس ترتیب در این مورد اثرات مشترک ناشی از تحولات تصادفی برای کلیهٔ متغیرها لحاظ می‌شود.

ازآنجایی‌که تابع تحریک - پاسخ تعمیم یافته برای متغیری که در بردار $Z_t$ بر سایرین مقدم است، همان تابع متحرک - پاسخ متعامد شده می‌باشد. موارد متعامد شده برای متغیر سایر مخارج دولت در مراحل قبل را به عنوان تحریک پاسخ تعمیم یافته‌اش در نظر می‌گیریم. سپس به منظور محاسبهٔ تابع تحریک - پاسخ تعمیم یافتهٔ مربوط به مخارج تأمین اجتماعی، این متغیر را در بردار $Z_t$ مقدم بر سایرین قرار داده و تابع تحریک - پاسخ متعامد شدهٔ مربوطه را که معادل با تحریک - پاسخ تعمیم یافته است را محاسبه می‌کنیم. نتیجهٔ این محاسبات در نمودار ۲-۱-۴ انعکاس یافته است.

از این نمودار می‌توان عیناً مشابه نمودار ۱-۱-۴ استفاده کرد و لذا توضیح اضافه دربارهٔ ساختار نمودار ضروری به نظر نمی‌رسد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، علی‌رغم این که پاسخ متغیرهای چهارگانهٔ مورد بررسی (لگاریتم تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و لگاریتم متوسط به مصرف) به تحریک مخارج تأمین اجتماعی در حالت تعمیم یافته، به لحاظ کمی تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای با پاسخ‌های متعامد 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 می‌بینیم که با استثناء سال دوم بعد از تحریک، پاسخ تولید غیرنفتی به تحریک سایر مخارج (بالاخص در بلند مدت) بزرگ‌تر از پاسخ این متغیر به تحریک مخارج تأمین اجتماعی است. تنها مورد تفاوت مربوط به تصویر دوم می‌باشد، جایی که پاسخ رشد اشتغال به تحریک مخارج تأمین اجتماعی (برخلاف تصویر دوم نمودار ۱-۱-۴ همواره بزرگ‌تر 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 می‌کنیم، اثر

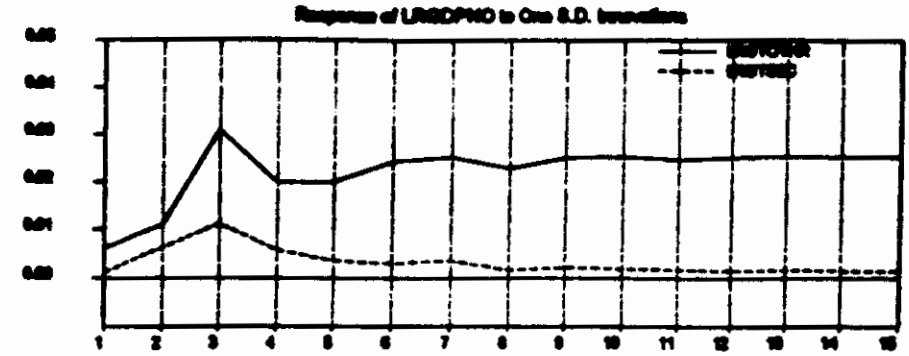
تورمی تحریک سایر مخارج دولت شدیدتر از مخارج تأمین اجتماعی بوده ولی مخارج تأمین اجتماعی در کوتاه مدت باعث افزایش بیشتر در میل متوسط به مصرف می‌شود. در بلند مدت، پاسخ میل متوسط به مصرف به تحریک سایر مخارج دولت منفی و به تحریک مخارج تأمین اجتماعی مثبت می‌باشد.

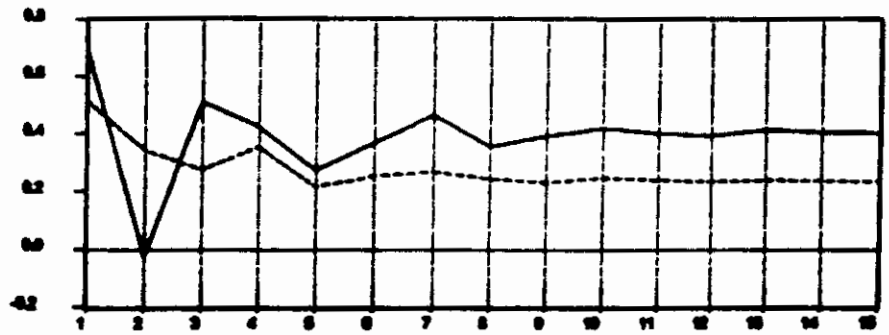
تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته نیز فارغ از تناسب کمی، نتایج مشابهی با تجزیهٔ واریانس متعامد شده را به دست می‌دهد. جدول ۷-۱-۴ در برگیرندهٔ نتایج تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته است. تنها تفاوت اساسی بین نتایج این جدول و جدول ۵-۱-۴ مربوط به رشد اشتغال می‌باشد. بر طبق ۷-۱-۴ سهم تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ رشد اشتغال بیشتر از سهم تحولات تصادفی سایر مخارج دولت است در حالی‌که در جدول ۵-۱-۴ (تجزیهٔ 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 غیرنفتی در کوتاه مدت نیز تفاوت‌هایی بین تجزیهٔ واریانس تعمیم یافته و متعامد شده به چشم می‌خورد، لیکن در بلند مدت و در هر دو حالت، تحولات تصادفی سایر مخارج دولت سهم کمتری در تغییرات غیره منتظرهٔ تولید دارند.

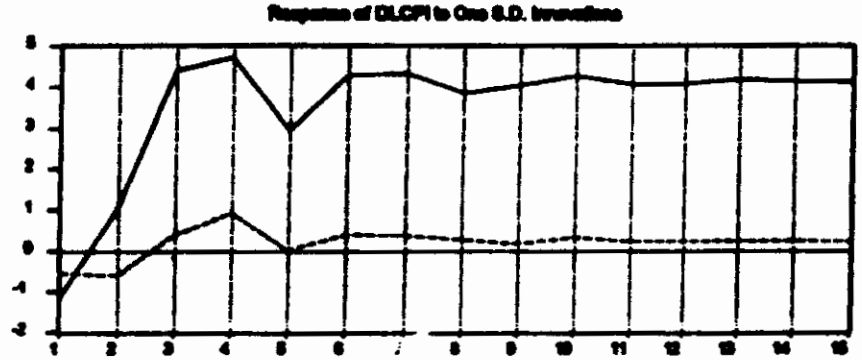
شایان ذکر است که برخلاف تجزیهٔ واریانس متعامد شده، مجموعه سهم هر یک از متغیرها در تجزیهٔ واریانس تعمیم یافتهٔ یک متغیر خاص، برابر یک نمی‌باشد. این امر ناشی از منظور کردن آثار مشترک تحولات تصادفی برای کلیهٔ متغیرهاست. در هر صورت، تجزیهٔ واریانس تعمیم یافته در مورد نقش با اهمیت‌تر تحولات تصادفی سایر مخارج دولت در تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ تولید غیرنفتی در بلندمدت و همچنین تغییرات پیش‌بینی نشدهٔ تورم و نیز در مورد اهمیت بیشتر تحولات تصادفی مخارج تأمین اجتماعی در تبیین غیرمنتظرهٔ میل متوسط به مصرف با تجزیهٔ واریانس متعامد شده توافق دارد.

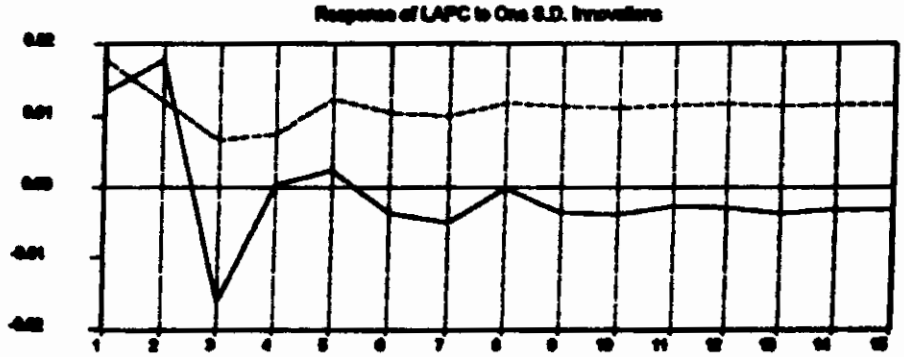
اکنون این سؤال قابل طرح است که در موارد اختلاف، حکم کدام‌یک از موارد تعمیم یافته و متعامد شده از اعتبار بیشتری برخوردار است؟ در حالت کلی نمی‌توان پاسخ مشخصی به این سؤال داد. در واقع، اگرچه نحوهٔ توزیع اثرات مشترک براساس ترتیب متغیرهای درون‌زا اختیاری به نظر می‌رسد و بدین لحاظ بحث‌انگیز است، لیکن اختصاص اثرات مشترک مزبور به کلیهٔ متغیرها نیز در تمامی شرایط راه حل بهتری نخواهد بود. بنابراین پاسخ این سؤال برای هر مورد خاص می‌تواند متفاوت باشد. در بررسی حاضر، با توجه به این که سهم مخارج تأمین اجتماعی از کل مخارج دولت هیچ‌گاه حتی به ۱۰درصد 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 مقایسهٔ عملکرد کلان این دو گروه مخارج دولتی، به‌نظر می‌رسد که نسبت دادن اثرات مشترک به سایر مخارج دولتی منطقی‌تر از اختصاص دادن یکسان این اثرات به هر دو گروه می‌باشد.

نمودار شمارهٔ ۱-۱-۴ پاسخ تولید غیرنفتی، درآمد، 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 ستاده



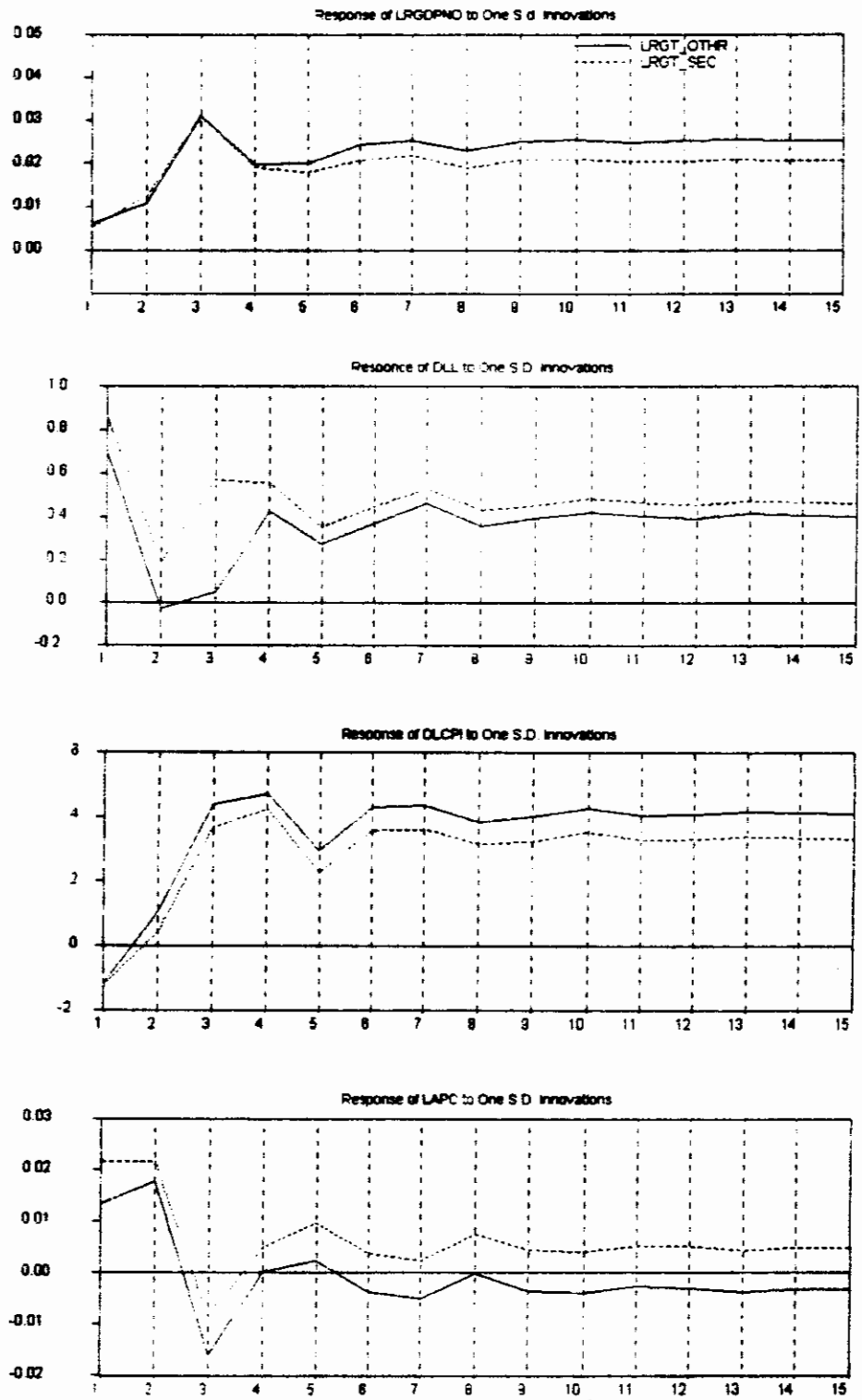






نمودار شمارهٔ ۲-۱-۴ پاسخ تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به مصرف به یک انحراف معیار تحریک تصادفی مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت با استفاده از تابع تحریک پاسخ تعمیم یافته

**GENERALIZED IMPULSE RESPONSE ANALYSIS**



جدول ۷-۱-۴- تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافتهٔ تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و میل متوسط به‌مصرف

## GENERALIZED VARIANCE DECOMPOSITION

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LRGDPNC

| Horizon | LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNC | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .054950 | .044647 | 1.00000 | .0017891 | .47917 | .281734 |
| 1 | .094561 | .099545 | .[illegible] | .[illegible] | .23410 | .26214 |
| 2 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .51451 |
| 3 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .54566 |
| 4 | .28970 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 5 | .31275 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 6 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 7 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 8 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 9 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 10 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLL

| Horizon | LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNC | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .46983 | .73069 | .0017891 | 1.0000 | .6194E-3 | .65607 |
| 1 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 2 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 3 | .26721 | .41012 | .15044 | .72799 | .22247 | .43549 |
| 4 | .23355 | .36014 | .13671 | .68353 | .20193 | .38727 |
| 5 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 6 | .21915 | .33773 | .12730 | .66118 | .19149 | .35474 |
| 7 | .20780 | .31026 | .12041 | .64589 | .18302 | .34378 |
| 8 | .[illegible] | .29939 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .33219 |
| 9 | .19950 | .29151 | .11609 | .63141 | .17865 | .32585 |
| 10 | .19607 | .28436 | .11423 | .62556 | .17747 | .31885 |

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable DLCPI

| Horizon | LRGTOTHR | LRGTSEC | LRGDPNC | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .090152 | .[illegible] | .[illegible] | .6194E-3 | 1.0000 | .023915 |
| 1 | .081373 | .056985 | .[illegible] | .070610 | .83166 | .015342 |
| 2 | .34823 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .21710 |
| 3 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 4 | .42754 | .31195 | .15608 | .52780 | .29216 | .28585 |
| 5 | .45174 | .32574 | .13451 | .55574 | .25411 | .29993 |
| 6 | .46745 | .33397 | .12047 | .57617 | .22924 | .30848 |
| 7 | .46640 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 8 | .46806 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 9 | .47354 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |
| 10 | .47423 | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] | .[illegible] |

Generalized Forecast Error Variance Decomposition for variable LAPC

| Horizon | LRGTOTHP | LRGTSEC | LRGDPNC | DLL | DLCPI | LAPC |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | .21915 | .56719 | .080724 | .65607 | .023915 | 1.0000 |
| 1 | .37342 | .69860 | .073594 | .68116 | .094115 | .79942 |
| 2 | .44996 | .59264 | .076394 | .56744 | .11712 | .64019 |
| 3 | .43072 | .[illegible] | .[illegible] | .54896 | .12976 | .61875 |
| 4 | .38943 | .56932 | .084082 | .52226 | .14340 | .60495 |
| 5 | .36830 | .53576 | .082209 | .48649 | .14156 | .56767 |
| 6 | .35552 | .50307 | .079782 | .45469 | .13955 | .53523 |
| 7 | .32728 | .48548 | .086895 | .42684 | .15473 | .51202 |
| 8 | .30902 | .45857 | .088864 | .39817 | .15789 | .48452 |
| 9 | .29432 | .43465 | .089978 | .37311 | .16096 | .45957 |
| 10 | .27794 | .41569 | .092992 | .35129 | .16753 | .43959 |

اصولاً مسئلهٔ وجود اثرات مشترک و مشکل نحوهٔ توزیع ناشی از درون‌زا بودن مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت در مدل هم انباشتهٔ VAR است. اگر متغیرهای مزبور حالت برون‌زا داشتند، می‌توانستیم تغییر برون‌زا و مستقلی 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 انباشتهٔ VAR نشانه‌هایی از برون‌زا بودن آنها را آشکار نمود. با توجه به این مراتب، در پایان این قسمت مدل هم انباشتهٔ VAR تخمین زده شده را در نظر گرفته و با برون‌زا فرض کردن مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت، مدل دیگری را ساده می‌کنیم که آن‌را مدل تعدیل شده می‌نامیم. سپس از این مدل برای شبیه‌سازی اثرات کلان تحریک برون‌زای مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت و مقایسهٔ آنها استفاده می‌کنیم.

خروجی شمارهٔ 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 انباشتهٔ 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 معادلهٔ 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 RPCON 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 جمعهٔ متغیرهای برون‌زا هستند که از طریق تساوی‌های اول و دوم (از بالا) و 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 عمدهٔ کلان، یعنی شاخص قیمت مصرف کننده CPI، اشتغال L، تولید غیرنفتی RGDPNO و مصرف خصوصی RPCON استفاده می‌نماییم.

نمودار ۳-۱-۴، عملکرد 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 به‌وسیلهٔ 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 این‌که 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 ۱-۱-۴ و ۲-۱-۴ نیاز به استفاده از هیچ‌کدام از تساوی‌های مطرح شده در خروجی شمارهٔ ۱ نخواهیم داشت.

خروجی شمارهٔ ۱ - مدل تعدیل حاصل از برون‌زاکردن متغیرهای مخارج تأمین اجتماعی و سایر
مخارج دولت در سال هم انباشتهٔ VAR

**BEHAVIORAL EQATIONS AND IDENTITIES OF THE MODEL:**

**1)Behavioral Equations:**

D(LRGDPNO) = 0.06861697*( LRGTOTHR(-1) + 2.3942747*LRGDPNO(-1) + 0.40765105*(100*D(LL(-1))) - 0.12205934*(100*D(LCPI(-1))) - 5.8070822*LAPC(-1) - 30.965137 ) - 0.1034864*( LRGTSEC(-1) + 3.1041531*LRGDPNO(-1) + 0.32923856*(100*D(LL(-1))) - 0.078678926*(100*D(LCPI(-1))) - 16.699934*LAPC(-1) - 39.049376 ) - 0.017337578*D(LRGTOTHR(-1)) - 0.010192783*D(LRGTSEC(-1)) + 0.006474987*D(LRGDPNO(-1)) + 0.0074521113*D(100*D(LL(-1))) + 0.00029680971*D(100*D(LCPI(-1))) - 0.26735951*D(LAPC(-1)) + 0.034676462 + 0.066870864*D(LXO(-1)) + 0.040847545*D(LXO(-2))

D(100*D(LL)) = - 0.026613597*( LRGTOTHR(-1) + 2.3942747*LRGDPNO(-1) + 0.40765105*(100*D(LL(-1))) - 0.12205934*(100*D(LCPI(-1))) - 5.8070822*LAPC(-1) - 30.965137 ) - 1.5110143*( LRGTSEC(-1) + 3.1041531*LRGDPNO(-1) + 0.32923856*(100*D(LL(-1))) - 0.078678926*(100*D(LCPI(-1))) - 16.699934*LAPC(-1) - 39.049376 ) - 1.5091001*D(LRGTOTHR(-1)) + 3.1257696*D(LRGTSEC(-1)) + 0.94229639*D(LRGDPNO(-1)) - 0.45564182*D(100*D(LL(-1))) + 0.04970655*D(100*D(LCPI(-1))) - 13.078505*D(LAPC(-1)) - 0.098954765 - 0.42939693*D(LXO(-1)) - 0.53123996*D(LXO(-2))

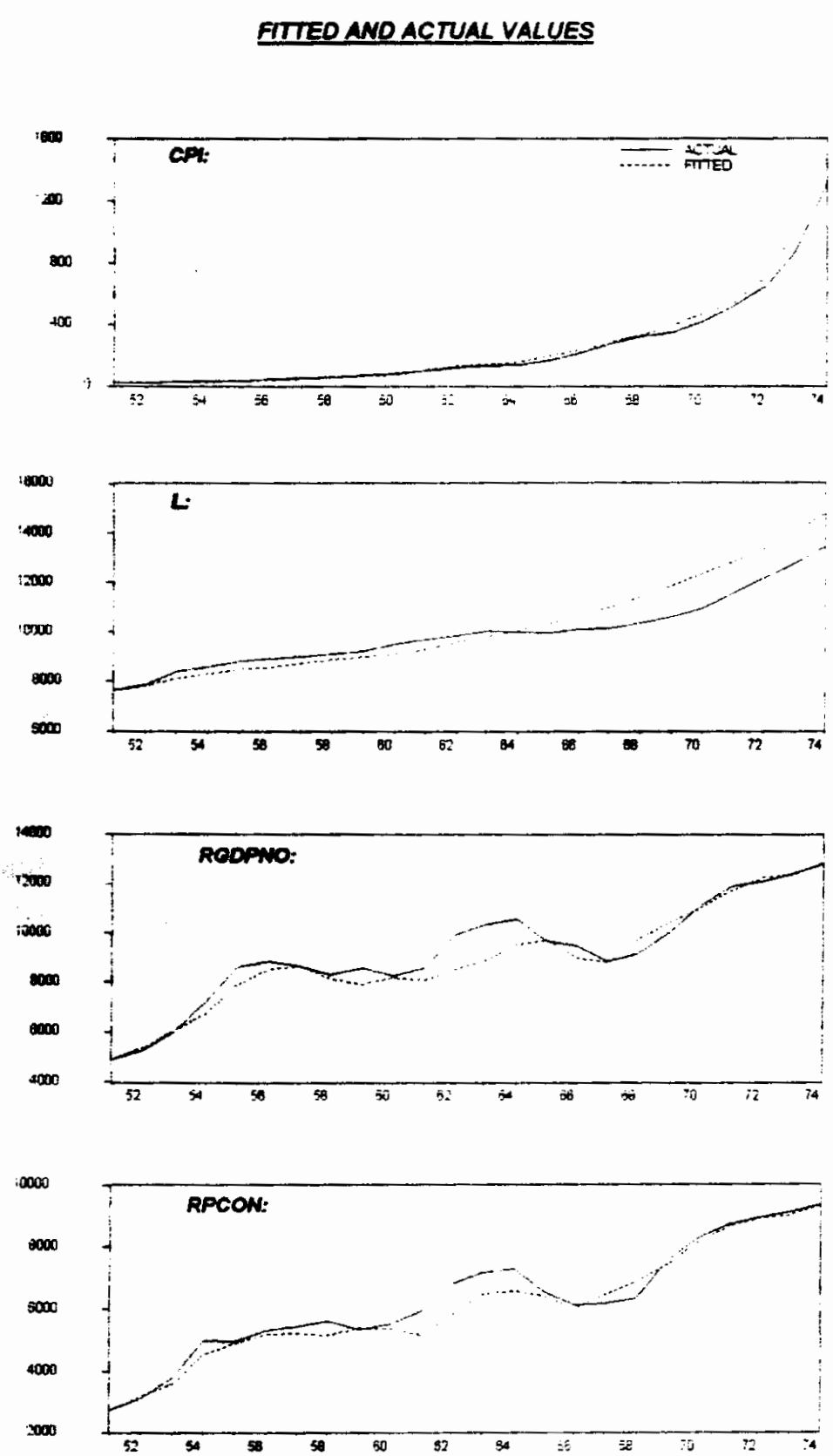
D(100*D(LCPI)) = 11.28241*( LRGTOTHR(-1) + 2.3942747*LRGDPNO(-1) + 0.40765105*(100*D(LL(-1))) - 0.12205934*(100*D(LCPI(-1))) - 5.8070822*LAPC(-1) - 30.965137 ) - 16.071714*( LRGTSEC(-1) + 3.1041531*LRGDPNO(-1) + 0.32923856*(100*D(LL(-1))) - 0.078678926*(100*D(LCPI(-1))) - 16.699934*LAPC(-1) - 39.049376 ) + 7.7304096*D(LRGTOTHR(-1)) + 17.782932*D(LRGTSEC(-1)) - 34.050836*D(LRGDPNO(-1)) - 1.5312656*D(100*D(LL(-1))) + 0.012121023*D(100*D(LCPI(-1))) - 153.60437*D(LAPC(-1)) + 3.934028 - 4.413133*D(LXO(-1)) - 11.376203*D(LXO(-2))

D(LAPC) = - 0.073792518*( LRGTOTHR(-1) + 2.3942747*LRGDPNO(-1) + 0.40765105*(100*D(LL(-1))) - 0.12205934*(100*D(LCPI(-1))) - 5.8070822*LAPC(-1) - 30.965137 ) + 0.11397245*( LRGTSEC(-1) + 3.1041531*LRGDPNO(-1) + 0.32923856*(100*D(LL(-1))) - 0.078678926*(100*D(LCPI(-1))) - 16.699934*LAPC(-1) - 39.049376 ) + 0.064857097*D(LRGTOTHR(-1)) - 0.0621252*D(LRGTSEC(-1)) - 0.15039161*D(LRGDPNO(-1)) + 0.0098173063*D(100*D(LL(-1))) - 0.0022079095*D(100*D(LCPI(-1))) + 0.22841392*D(LAPC(-1)) + 0.012894638 + 0.057134782*D(LXO(-1)) + 0.051057092*D(LXO(-2))

**2)Identities:**

lrgtothr=log(100*gtothr/cpi)
lrgtsec=log(100*gtsec/cpi)
l=exp(ll)
cpi=exp(lcpi)
rgdpno=exp(lrgdpno)
apc=exp(lapc)
rpcon=apc*rgdpno
rgtsec=exp(lrgtsec)
rgtothr=exp(lrgtothr)

نمودار ۳-۱-۴- مسیر تاریخی و شبیه‌سازی شدهٔ چهار متغیر عمدهٔ کلان با استفاده از مدل تعدیل شده



اکنون با فرض این‌که دولت قادر است با تعدیل مخارج خود با توجه به وضعیت قیمت‌ها، مخارج خود به قیمت ثابت را در سطح مورد نظر خود اعمال نماید و با توجه به ارزش‌های تاریخی لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی و لگاریتم سایر مخارج دولت به قیمت ثابت، مدل را برای دورهٔ ۱۳۵۹-۱۳۷۴ حل می‌کنیم. مسیر حاصله برای لگاریتم تولید غیرنفتی، رشد اشتغال، تورم و لگاریتم میل متوسط به مصرف را مسیرهای مبنا[1] می‌نامیم. سپس با فرض این‌که تفاضل لگاریتمی مخارج تأمین اجتماعی (به قیمت ثابت) فقط در سال ۱۳۵۹ به میزان ۳۰[2] افزایش یافته باشد، مسیر جدیدی را برای LRGTOTHR درنظر گرفته و با استفاده از آن، بار دیگر مدل را برای دورهٔ ۱۳۵۹-۱۳۷۴ حل می‌نماییم. از تفریق مسیرهای اخیر از مسیرهای مبنا، پاسخ متغیرهای درون‌زای مورد نظر (DLCPI, DLL, LRGPNO) و (LAPC) به تحریک برون‌زای فوق‌الذکر در لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی را به‌دست می‌آوریم. مشابه همین عمل را برای لگاریتم سایر مخارج دولت انجام می‌دهیم (در این حالت، لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی را مجدداً برابر مسیر تاریخی‌اش قرار می‌دهیم) و بدین ترتیب، پاسخ متغیرهای درون‌زای مزبور را به تحریک برون‌زا در لگاریتم سایر مخارج دولت تولید می‌کنیم.

نمودار ۴-۱-۴ که به همان صورت نمودارهای ۱-۱-۴ و ۲-۱-۴ تهیه شده است، پاسخ متغیرهای کلان را به تحریک در مخارج تأمین اجتماعی و سایر مخارج دولت به تصویر کشیده است. بخش‌های هاشور نخورده این نمودار کاملاً با نمودارهای ۱-۱-۴ و ۲-۱-۴ قابل مقایسه می‌باشند. در تصاویر چهارگانه نمودار مزبور، خطوط پررنگ پاسخ متغیرها به تحریک لگاریتم سایر مخارج و خط چین‌ها نشان‌دهندهٔ پاسخ به تحریک لگاریتم مخارج تأمین اجتماعی هستند.

تصویر اول (از بالا) نشان می‌دهد که تحریک مخارج تأمین اجتماعی سبب کاهش تولید غیرنفتی می‌شود و تحریک سایر مخارج دولت، تولید غیرنفتی را افزایش خواهد داد. در تصویر دوم می‌بینیم علی‌رغم این‌که در اولین سال بعد از تحریک مخارج دولت، افزایش مخارج تأمین اجتماعی سبب افزایش در 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 می‌شود. نتیجهٔ حاصل از تصویر سوم همانند گذشته بر تورم‌زایی شدید سایر مخارج دولت دلالت دارد با این تفاوت که در اینجا می‌بینیم که افزایش برون‌زای مخارج تأمین اجتماعی در بلندمدت، اندکی از میزان تورم می‌کاهد. تصویر پایینی (تصویر چهارم) مبین افزایش میل متوسط به مصرف در پی افزایش برون‌زای مخارج تأمین اجتماعی و کاهش آن در نتیجهٔ افزایش برون‌زای سایر مخارج دولت می‌باشد.

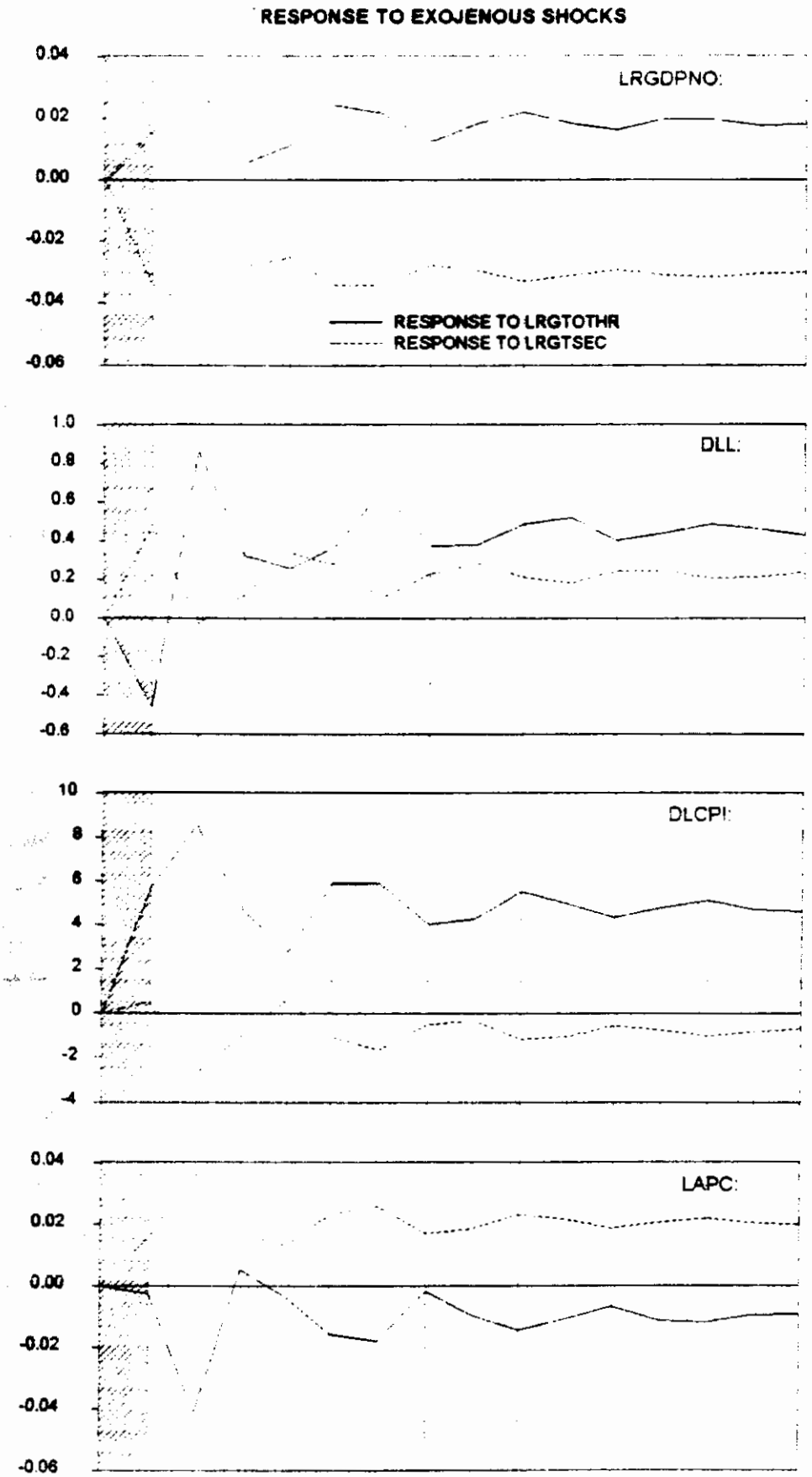
نتایج فوق در زمینهٔ میل متوسط به مصرف باسایر نتایج قبلی هماهنگ است. در مورد رشد اشتغال، سازگاری بیشتری با مشاهدات مربوط به تحریک - پاسخ متعامد شده وجود دارد و آنچه که در مورد تولید غیرنفتی و حتی تورم مشاهده شد، اصولاً با نتایج قبلی سازگار می‌باشد. (اگرچه در مورد تولید، تفاوت‌های کمی به چشم می‌خورد.

---

1. Base run.

۲. عدد ۳۰ نقطه‌ای است که در آن تحریک معیارهای LRGTOTHR و LRGTSEC است

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



## ۶- جمع‌بندی نتایج

در این گزارش با هدف بررسی آثار کلان مخارج تأمین اجتماعی دولت به استفاده از ابزار سادهٔ آماری، یعنی تحلیل همبستگی و همچنین روش‌های قوی‌تر تجزیه و تحلیل سیاستی، یعنی توابع تحریک - پاسخ و تجزیهٔ واریانس در قالب مدل هم انباشتهٔ VAR و همچنین شبیه‌سازی سیاستی مبادرت نمودیم. علی‌رغم وجود پاره‌ای از تفاوت‌ها، چهار نتیجهٔ کلی مشترک در اغلب روش‌ها طی دورهٔ 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 نتیجهٔ اول و دوم، انتظارات نظری موافق مبنی بر کاهش پس‌انداز در نتیجهٔ توسعهٔ نظام تأمین اجتماعی و در نتیجه تنزل سرمایه‌گذاری و تخفیف رشد تولید وجود دارد. همین امر می‌تواند به تخفیف رشد اشتغال (نتیجهٔ 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.

دربارهٔ اثر تورمی مذکور تحت عنوان نتیجهٔ سوم، پایهٔ نظری مشخصی وجود ندارد. یکی از دلایل عمده‌ای که می‌تواند این یافتهٔ تجربی را توضیح بدهد، وجود تعادل نسبی در مخارج و درآمدهای دولتی مربوط به تأمین اجتماعی است. از آنجایی‌که 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 توسعهٔ 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 انواع مخارج دولتی راداشته باشد. در این‌صورت، 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 توزیعی تأمین اجتماعی در قالب تعادل عمومی، با استفاده از جدول داده و ستاندهٔ به روز شده برای سال ۱۳۷۵

### ۱- مقدمه

بررسی‌هایی که قبلاً بااستفاده 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.[1]

از طرف دیگر، از آنجایی‌که نظام تأمین اجتماعی می‌تواند به واسطهٔ نحوهٔ عمل در زمینهٔ جمع آوری حق بیمه و مالیات‌های مربوط به تأمین مالی آن نظام و توزیع آنها بین مقرری بگیران و بیمه‌شدگان، منشأ ایجاد آثار توزیعی بین طبقات درآمدی در یک برهه از زمان یا آثار توزیعی بین نسل‌ها باشد، تحولات کلان یاد شده در فوق ممکن است کمابیش در نتیجهٔ چنین آثاری نیز به وجود بیآید. به عبارت دیگر، این احتمال وجود دارد که بهبود توزیع درآمد به نفع طبقات پایین درآمدی، به واسطهٔ میل متوسط به پس‌انداز کمتر این طبقات، به نوبهٔ 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 شدهٔ 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 مطالعهٔ کلان قبلی را بپوشاند (۱۳۵۰ به بعد)، مشکلی بود که می‌توانستیم با استفاده از برخی روش‌های درون‌یابی و به‌صورت تقریبی، آن‌را تا حدودی برطرف نماییم، لیکن کوچک بودن حجم نمونهٔ 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 رابطهٔ رفتاری با ثبات که توزیع درآمد را در رابطه با مخارج تأمین اجتماعی تبیین کند، با توجه به این‌که شکل اثرگذاری نظام تأمین اجتماعی بر توزیع درآمد متأثر از نحوهٔ رفتار دولت در زمینهٔ جمع‌آوری حق بیمه و مالیات‌های مربوطه وهمچنین نحوهٔ باز توزیع آنهاست، عمل موجهی نمی‌باشد. در واقع، پارامترهای چنین رابطه‌ای به تبع تغییر سیاست‌ها و رفتار توزیعی دولت در زمینهٔ تأمین اجتماعی، تغییر خواهد کرد و لذا تجزیه و تحلیل سیاستی بر پایهٔ آن از اعتبار کافی برخوردار نخواهد بود.

با توجه به مراتب فوق، برای بررسی تأثیرگذاری تغییرات توزیعی ناشی از تأمین اجتماعی، به جای این‌که متغیر توزیع درآمد را نیز در مدل کلان VAR وارد نماییم. ترجیح دادیم که با استفاده از یک الگوی شبه داده - ستانده مستقیماً به مطالعهٔ تأثیرات کلان و همچنین تأثیرات خشی تغییرات توزیعی بپردازیم. بررسی حاضر به این مسئله نمی‌پردازد که آیا عملکرد دولت در زمینهٔ نظام تأمین اجتماعی منشأ تغییرات توزیعی مهمی بوده است یا خیر ولی در این باره که چنانچه این تغییرات توزیعی به وجود آمده باشد یا دولت بخواهد در آیندهٔ نزدیک چنین تغییراتی را از طریق تأمین اجتماعی دنبال کند، چه آثار کلان و بخشی را در بر

[1] در صورت نیاز به یادآوری این سه نوع اثر مشهور نظری، لطفاً به مبحث مربوط به بررسی تجربی تأثیر کلان مخارج تأمین اجتماعی مراجعه فرمائید.

خواهد داشت، مفید خواهد بود.

الگویی که در این بررسی مورد استفاده قرار خواهد گرفت در چارچوب برنامهٔ جهانی اشتغال دفتر بین‌المللی کار (ILO)[1] و توسط Paukert & Skolka تهیه شده است.[2] 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، ذخیرهٔ سرمایه مورد نیاز، واردات، پس‌انداز... مورد تجزیه و تحلیل کمی قرار می‌گیرد.

این الگو که قالب نظری آن، همانند الگوی داده و ستانده نظریهٔ 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.[3] مطالعه انجام شده توسط Skolka & Grazuel (1976) مربوط به قبل از انقلاب است. زمانی (Zamani 1988)، در قالب رسالهٔ 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. دراین مطالعه، برای قبل از انقلاب، از اطلاعات مندرج در جدول داده و ستانده ۱۳۵۲ و برای بعد از انقلاب، از اطلاعات جدول به دور شدهٔ ۱۳۶۱ استفاده شده است.[4] اردشیری (۱۳۷۴) و شیرازی (۱۳۷۵)، در قالب رسالهٔ کارشناسی ارشد، دو مورد دیگر از کاربرد الگوی مزبور با استفاده از جداول داده و ستانده قبل از ۱۳۷۰ می‌باشند.

جهانگردی و بانوئی (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 کلیهٔ مطالعات اخیر، صرفاً به آثار باز توزیع درآمد بین جوامع شهری و روستایی، به عنوان نماینده‌ای از پردرآمدها و کم درآمدها، پرداخته شده است.

اگرچه، جوامع شهری و روستایی را بتوان به لحاظ سهم آنها از درآمد شخصی، به عنوان نمایندهٔ پردرآمدها و کم درآمدها 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 صرفا می‌توان مربوط به مطالعهٔ 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 ۴۰درصد پایین، ۴۰درصد 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 شدهٔ ۱۳۷۰ مرکز آمار، برای سال ۱۳۷۵، به روز[5] 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 شدهٔ ۱۳۷۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار دهیم.

در بخش‌های بعدی، ابتدا در بخش دوم، الگوی شبه داده - ستاندهٔ فوق‌الذکر معرفی می‌شود. بخش سوم، در برگیرندهٔ کلیهٔ مراحل محاسباتی و عملیاتی صورت گرفته برای زمینه‌سازی کاربرد کمی الگو است. در بخش چهارم، نتایج حاصل از شبیه‌سازی اثرات باز توزیع درآمد ارائه شده و بخش پنجم به جمع‌بندی خلاصی نتایج اختصاص یافته است.

## ۲- معرفی الگو

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

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

در سری روابط (۱)، $X_i$ که در آن: $i=1\ldots n$ می‌باشد، بیانگر ارزش تولید بخش یا کالای iام می‌باشد. $X_{ij}$ نیز که در آن $i,j=1\ldots n$، نشان‌دهندهٔ ارزش مصرف واسطه‌ای تولید بخش (یا کالای) iام در تولید بخش (یا کالای) jام است. $C_{ik}$ که در آن: $k=1\ldots p$ است، مبین مصرف خصوصی گروه درآمدی kام از کالای i بوده و $e_i$ نیز مجموع سایر مصارف نهایی (از قبیل مصرف دولت، تشکیل سرمایه، تغییر در موجودی انبار و صادرات) می‌باشد.

ارزش کل واردات را نیز می‌توان به صورت حاصل جمع واردات واسطه‌ای، مصرفی و سایر واردات (سرمایه‌ای و سایر) نوشت:

$$m=m_1+m_2+\ldots+m_n+mc_1+\ldots+mc_p+c \qquad (2)$$

که در این رابطه، m نشان‌دهندهٔ ارزش واردات و $m_i$ (که در آن: $i=1\ldots n$) و $mc_k$ (که در آن $k=1\ldots p$)، به ترتیب بیانگر واردات واسطه‌ای برای تولید بخش (یا کالای) iام و واردات مصرفی طبقه درآمدی kام می‌باشد. me نیز سایر انواع واردات (سرمایه‌ای و سایر) است.

به همین ترتیب می‌توان رابطه‌ای که مجموع خالص مالیات غیرمستقیم بخش (یا تولیدکنندهٔ کالای) iام می‌پردازد و مالیات بر درآمد شخصی طبقات مختلف درآمدی را به قرار زیر معرفی کرد:

$$t=t_1+t_2+\ldots+t_n+dt_1+\ldots+dt_p \qquad (3)$$

در اینجا، $t_i$ بیانگر خالص مالیات غیرمستقیم مربوط به بخش (یا تولیدکنندهٔ کالای) iام و $dt_k$ مالیات بر درآمد شخصی طبقهٔ kام است.

کل پس‌انداز خصوصی s را نیز می‌توان به صورت مجموع پس‌انداز طبقات مختلف درآمدی $g_k$ (به‌ازاء: $k=1\ldots p$) در نظر گرفت:

$$S=S_1+....+S_p \qquad (۴)$$

و مجموع سایر اجزای 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) $v_i$ (به‌ازاء: i=۱....n) نوشت:

$$v=v_1+v_2+...+v_n \qquad (۵)$$

به طریق مشابه، کل درآمد شخصی y، معادل با حاصل جمع درآمد شخصی ایجاد شده در هر بخش (یا در تولید هر کالا) $y_i$ (به ازاء: i=۱....n)، خواهد بود:

$$y=y_1+y_2+....+y_n \qquad (۶)$$

اگر $\lambda_k$ (به ازای: k=۱....p)، سهم گروه درآمدی K از کل درآمد شخصی باشد، خواهیم داشت:

$$Y_1=\lambda_1 y$$

$$\vdots \qquad (۷)$$

$$y_p=\lambda_p y$$

به‌علاوه، کل اشتغال L و کل ذخیرهٔ سرمایه K را می‌توان به صورت حاصل جمع اشتغال و ذخیرهٔ سرمایه در هر بخش (یا نیروی کار و سرمایهٔ مورد نیاز برای تولید کالاهای مختلف) $k_i,L_i$ (i=۱....n) در نظر گرفت:

$$L=L_1+L_2+.....+L_n \qquad (۸)$$

$$K=K_1+K_2+.....+K_n \qquad (۹)$$

سیستم معادلات ۱ الی ۹ را می‌توان با مختصر عملیات سادهٔ جبری به شکل زیر نوشت:

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

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

$$\vdots$$

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

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

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

$$S=\left(\frac{S_1}{Y_1}\right)Y_1-.....-\left(\frac{g_p}{Y_p}\right)=Y_p=O \qquad (۱۰)$$

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

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

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

$$\vdots$$

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

$$-\left(\frac{L_1}{X_1}\right)X_1 - \left(\frac{L_2}{X_2}\right)X_2 - \ldots - \left(\frac{L_n}{X_n}\right)X_n + L = O$$

$$-\left(\frac{K_1}{X_1}\right)X_1 - \left(\frac{K_2}{X_2}\right)X_2 - \ldots - \left(\frac{K_n}{X_n}\right)X_n + K$$

برای سادگی بیشتر، در رابطه فوق (سیستم معادلات ۱۰)، می‌توان $\frac{X_{ij}}{X_j}$ (که در آن: $i,j=(1,\ldots,n)$ را با $a_{ij}$ نشان داد. این ضریب، سهم تولید صنعت i (کالای نام) را به عنوان نهادهٔ (ستاندهٔ) واسطه‌ای در تولید صنعتی j (کالای زام) مشخص می‌کند. همچنین، می‌توانیم $\frac{C_{ik}}{Y_k}$ که سهم هزینهٔ کالای نام (تولید صنعت i) را از درآمد شخصی گروه kام درآمدی نشان می‌دهد (و در آن: $k=1\ldots p$ و $i=1\ldots n$) $ac_{ik}$ بنامیم. به همین ترتیب، $\frac{m_j}{x_j}$ یعنی سهم واردات واسطه‌ای در تولید بخش j (کالای زام و $\frac{m_{ck}}{Y_k}$ یعنی سهم واردات مصرفی از درآمد شخصی گروه kام را به ترتیب، $amc_k, am_j$ نامیده و $\frac{t_j}{x_j}$ یعنی سهم خالص مالیات غیرمستقیم در هزینهٔ تولید بخش j (کالای زام) و $\frac{dt_k}{Y_k}$ یعنی سهم مالیات بر درآمد شخصی از کل درآمد شخصی گروه kام را به ترتیب، $at_j$ و $adt_k$ می‌نامیم.

میل متوسط به پس‌انداز از درآمد شخصی برای گروه kام درآمدی $\frac{S_k}{Y_k}$ است که آن‌را $as_k$ می‌خوانیم. سهم درآمد شخصی از ارزش تولید بخش j، یعنی $\frac{v_j}{x_j}$ و سهم سایر اقلام ارزش افزوده از ارزش تولید بخش j، یعنی $\frac{y_j}{x_j}$ را به ترتیب با $av_j, ay_j$ نشان می‌دهیم. نسبت اشتغال به ارزش تولید بخش (کالای زام)، یعنی $\frac{L_j}{X_j}$ و نسبت سرمایه به تولید در بخش j (در تولید کالای زام)، یعنی $\frac{K_j}{X_j}$ را نیز به ترتیب، $ak_j, al_j$ می‌نامیم.

حال با فرض این‌که نسبت‌های فوق‌الذکر دارای ثبات باشند و بادر نظر گرفتن متغیرهای $X_1$ الی $X_n$ و $y_1$ الی $y_p$، L و K به عنوان متغیرهای درونزا (تابع یا مجهول) و $e_1$ الی $e_n$ و نیز me به عنوان متغیرهای برونزا (مقادیر معلوم)، می‌توان 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 رابطهٔ زیر نشان داده می‌شود:

B.Z=d

(۱۱)

به نوعی که داریم:

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

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، dبردار متغیرهای برون‌زا است که اجزای آن $c_1$الی $c_n$ و me بوده و سایر اجزای آن برابر صفر می‌باشد. بردار Z، بردار متغیرهای درون‌زا است که اجزای آن قبلاً معرفی شده‌اند.

ماتریس B خود از ماتریس‌هایی با ابعاد کوچک‌تر و بردارها تشکیل شده است. I بیانگر ماتریس واحد (که اعضا قطر اصلی آن برابر با یک و سایر اعضایش برابر با صفر هستند) و O ماتریس صفر است. سایر ماتریس‌های کوچک‌تر موجود در B (زیر ماتریس‌ها) به قرار زیر معرفی می‌شوند:

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

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

$$A_v=\begin{bmatrix} av_1 \ldots av_n \\ \\ ay_1 \ldots ayn \end{bmatrix}\ 2\times n;\ av_j=\frac{v_j}{x_j}\ ,\ ay_j=\frac{v_j}{x_j}\ ;\ j=1,\ldots,n$$

همچنین، O که در بین $-Av.-a'_t$ قرار گرفته، بیانگر بردار سطری صفر می‌باشد و سایر بردارهای موجود در B به قرار زیر هستند:

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

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

$a'_t=[at_1 \ldots at_n]_{1\times n};\ at_j=\frac{tj}{xj}\ ;\ j=1....n$

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

$$\lambda = \begin{vmatrix} \lambda_1 \\ \vdots \\ \lambda_p \end{vmatrix}_{p\times 1} ; \lambda_k = \frac{yk}{y} ; k = 1....p$$

$$a'_l = [al_1.... al_n]_{1\times n} ; al_j = \frac{l_j}{x_j} ; j = 1...n$$

$$a'_k = [ak_1.... ak_n]_{1\times n} ; ak_j = \frac{k_j}{x_j} ; j = 1....n$$

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

$$Z = B^{-1}.d \qquad (12)$$

این رابطه، اساس تجزیه و تحلیل تأثیر تغییر در توزیع درآمد بر متغیرهای دوران‌زای بردار Z را تشکیل می‌دهد. به منظور محاسبهٔ آثار تغییر در توزیع درآمد، کافی است که بردار توزیع درآمد $\lambda$ 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 $\lambda$ در ماتریس B و محاسبهٔ مقادیر جدید متغیرهای درون‌زای موجود در بردار Z بر طبق رابطهٔ ۱۲ و مقایسهٔ این مقادیر با ارزش‌های قبلی، می‌توان تأثیر این تغییر در توزیع درآمد را بر بردار Z ر ملاحظه کرد.

باید توجه داشت که در این الگو، علاوه بر فروض معمول در تحلیل داده و ستانده، مثل تکنولوژی تولید با ضرایب ثابت (خطی و همگن بودن از درجهٔ اول توابع تولید)، فرض ثبات سایر پارامترهای موجود در ماتریس B (به استثناء بردار $\lambda$)، 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 سرمایه گذاری (اعم از خصوصی و دولتی)، عدم تغییر قیمت‌ها و دستمزدها در نتیجهٔ باز توزیع درآمد و عدم وجود محدودیت در زمینهٔ نیروی انسانی، ظرفیت تولیدی و تراز پرداخت‌ها از دیگر فروض اساسی این الگو هستند[1] 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 محاسبهٔ ماتریس B و بردار d را می‌توان از جداول داده - ستانده به دست آورد. جدیدترین جدول داده - ستانده مرکز آمار ایران مربوطه 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.[2]

---

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. محاسبهٔ سهم درآمدی این طبقات، محاسبهٔ میل متوسط به پس‌انداز و ضریب مالیات بر درآمد شخصی برای گروه‌های درآمدی مزبور، محاسبه ضرایب سرمایه به تولید برای بخش‌های مختلف و همچنین تفکیک ارزش افزودهٔ بخش‌ها به درآمد شخصی و سایر اجزای ارزش افزوده از موارد دیگری است که در راستای محاسبهٔ ماتریس B باید انجام شود و در اینجا به آنها اشاره خواهد شد. در پایان این قسمت، ما اطلاعات مورد نیاز برای محاسبهٔ ماتریس B و بردار d را در اختیار خواهیم داشت.

**۱-۳- محاسبهٔ 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،[1] به دست آمده است. «کشاورزی، شکار و جنگل داری» با نام AGR، «معدن» MIN، «صنعت» MAN، «آب و برق و گاز» WEG، «ساختمان» BUI، «عمده فروشی و خرده فروشی، هتل و رستوران» تحت عنوان SHR، «حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات» با عنوان TIC، «واسطه گری‌های مالی و مستغلات و خدمات تجاری» با نام FPB و خدمات عمومی و شخصی و خانگی» تحت عنوان PPH. بخش‌های ۹گانهٔ این جدول هستند. به غیر از «خالص مایات بر تولید و مالیات بر واردات» که مجموع آن را NETAX-YM نمایش داده‌ایم، ارزش افزودهٔ هر بخش به «دستمزد» WAGE و «مازاد عملیاتی ناخالص G-O-S» تفکیک شده است. تقاضای نهائی از «مصرف خصوصی» $c_p$، «مصرف دولتی» $c_g$، «تشکیل سرمایه ناخالص» I، «تغییر در موجودی انبار» (INV)d 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 برحسب هزار نفر می‌باشد، سایر اطلاعات به میلیارد ریال ۱۳۷۰ شده است.

هنگامی که که ملاحظه می‌شود، ۴ ناحیهٔ معروف جداول داده و ستانده، در جدول ۱-۲-۴ نیز مشخص شده است در این جدول داده - ستانده کل، سطرهای ناحیهٔ ۱ مصارف هر یک از کالاها، اعم از تولید داخل یا وارداتی، توسط بخش‌های ۹گانه به عنوان نهادهٔ (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 نهادهٔ واسطه‌ای استفاده شده است. ستون‌های ناحیهٔ ۱، استفادهٔ 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

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

در ناحیهٔ ۲ جدول، نحوهٔ تخصیص کالاهای مختلف به مصارف نهایی (مصرف خصوصی $c_p$، مصرف دولتی $c_g$، تشکیل سرمایه ا 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 ناحیهٔ ۲، ذیل مصرف خصوصی $c_p$، ملاحظه می‌کنیم که در قالب سبدمصرفی 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.

ناحیهٔ ۳، ۱-۲-۴ علاوه بر تبیین توزیع خالص مالیات غیرمستقیم در بین بخش‌های ۹گانه، به تفکیک اجزای ارزش افزوده مربوط به هر بخش اختصاص دارد. مثلاً در مقابل WAGE در سطر اول ناحیهٔ ۳ می‌بینیم که در بخش کشاورزی AGR، ۸۱۵میلیارد 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 ناحیهٔ ۳، ذیل MAN، ملاحظه می‌شود که در بخش صنعت، ۲۵۵۷ میلیارد ریال از نهادهٔ کرد ۵۶۶۶ میلیارد ریال از سایر نهاده‌های اولیه (سرمایه و....) به صورت ناخالص استفاده شده و مابه ازای آن از محل ارزش افزودهٔ 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 ایجادو مصرف شود، در ناحیهٔ ۴ جدول داده - ستانده درج می‌شود. مواردی چون حقوق گمرکی و مالیات بر واردات واسطه‌ای مصرفی و سرمایه‌ای، عوارض بندری و جوایز صادراتی، خالص پرداخت به عوامل خارجی و افزایش ارزش موجودی انبار (به‌عنوان استهلاک منفی) از اقلامی هستند که معمولاً در این ناحیه قرار می‌گیرند. البته در برخی از موارد این ناحیه خالی گذاشته می‌شود.[1] در جدول ۱-۲-۴ تنها مالیات بر واردات (به میزان ۸۰۵میلیارد 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

جدول ۱-۲-۴

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



| SECTOR | AGR | MIN | MAN | WEG | BUI | SHR | TIC | FPB | PPH | TOTAL | $C_P$ | $C_g$ | I | d(INV) | X | -M | TOTAL |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| AGR | 2688 | 0 | 4716 | 1 | 43 | 122 | 1 | 1 | 64 | 7636 | 2019 | 51 | 272 | 1490 | 259 | -290 | 11438 |
| MIN | 10 | 2 | 393 | 14 | 100 | 0 | 2 | 0 | 0 | 522 | 1 | 0 | 0 | 35 | 3639 | -59 | 4138 |
| MAN | 765 | 58 | 5849 | 119 | 2985 | 511 | 665 | 514 | 1676 | 13142 | 9125 | 0 | 6575 | 3183 | 2187 | -12068 | 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 | 643 | 22 | 0 | 6880 | 0 | 0 | 0 | 7544 |
| SHR | 116 | 19 | 1278 | 34 | 119 | 116 | 180 | 60 | 130 | 2052 | 6200 | 0 | 651 | 0 | 995 | -186 | 9710 |
| TIC | 150 | 36 | 853 | 41 | 346 | 158 | 578 | 144 | 293 | 2599 | 2379 | 12 | 238 | 0 | 218 | -100 | 5146 |
| 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 (I) | 3205 | 101 | 3011 | 129 | 1372 | 1238 | 762 | 195 | 1081 | 13097 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 13097 |

[Printed from file IR9130 on Monday 11 October 1999 11:17 pm]

به طریق مشابه، در مقابل AGR در سطر اول از ناحیهٔ ۱ و ۳ جدول ملاحظه می‌کنیم که ۷۶۳۶ میلیارد ریال از کالاهای کشاورزی به صورت نهادهٔ واسطه (اعم از داخلی و وارداتی) مصرف شده است. همچنین به ترتیب، ۲۰۱۹، ۵۱، ۲۷۲، ۱۴۹۰ و ۲۹۵ میلیارد ریال از این کالاها صرف مصرف خصوصی $c_p$، مصرف دولت $c_g$، تشکیل سرمایه I تغییر در موجودی انبار (INV)d و صادرات x شده است. حاصل جمع این مصارف نهایی و مصارف واسطه‌ای، برابر با کل عرضهٔ محصولات کشاورزی اعم از تولید داخل و وارداتی است که چنانچه کل واردات کشاورزی به میزان ۲۹۰ میلیارد ریال را از مجموع عرضهٔ 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 مجموعهٔ 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 نهائی از ارقام مندرج در نواحی ۱ و ۳ جدول ۱-۲-۴ کسر شود و حاصل جمع ستونی این موارد وارداتی به صورت یک سطر اضافی، در نواحی ۲ و ۴ جدول وارد شود.

معمولاً، هنگام تهیهٔ جداول داده - ستاندهٔ کل، جداول جانبی، من‌جمله جدول واردات نیز تهیه می‌شود. جدول واردات دارای نواحی نظیر ناحیهٔ 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 ناحیهٔ ۱ جداول داده - ستانده سال ۱۳۷۰ توسط مرکز آمار ایران محاسبه و ارائه شده، ولی متأسفانه برای این سال، ماتریس واردات نهایی نظیر ناحیهٔ ۳ جداول مزبور محاسبه نشده است. جدیدترین ماتریس واردات نهایی مربوط به سال ۱۳۶۴ می‌باشد.[1] بنابراین، به منظور تکمیل کردن جدول واردات، باتوجه 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 نهائی» می‌توان «واردات مصرفی» و «مجموع واردات سرمایه‌ای و موجودی انبار» را به دست آورد، با فرض این‌که واردات برای صادرات مساوی با صفر باشد، اقدامات زیر را در جهت به روز کردن ماتریس واردات نهائی 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[2] دادیم. همچنین، از آنجایی‌که 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. نگاه کنید به: مرکز آمار ایران، جدول ستانده سال ۱۳۶۴.

2. Inflate.

قیمت‌ها را ۲ برابر کردیم. با این عمل، عملیات به روز کردن از طریق روش رأس سهلتر به نتیجه می‌رسد.

پ- به علت تفاوت آشکاری که بین مجموع وارداتی نهایی PPH (سطر نهم) جدول تعدیل شدهٔ ۱۳۶۴ با حاصل جمع مربوط به سال ۱۳۷۰ وجود داشت، برای زمینه‌سازی اجرای موفق روش رأس (همگرایی محاسبات) حاصل جمع مزبور را برابر با مقدار متناظر در سال ۱۳۷۰ قرار داده و ردیف مربوطه را متناسب با حاصل جمع، تعدیل نمودیم.

ت- برای به‌دست 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 ۲۶درصد مصرفی و ۷۴درصد سرمایه‌ای). در مرحلهٔ 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 سطرهای ماتریس واردات نهایی سال ۱۳۷۰، با به کارگیری روش رأس، جدول تعدیل شدهٔ ۱۳۶۴ را برای سال ۱۳۷۰ به روز کردیم. در روش رأس با فرض این که جایگزینی (واردات نهایی) یک فراورده با فراوردهٔ 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، متناوباً با سرجمع‌های از پیش تعیین شده برای سطر و ستون‌ها (در اینجا، سرجمع‌های ماتریس واردات نهایی سال ۱۳۷۰) برابر شوند. این عملیات تکراری تا به آنجا ادامه می‌یابد که اعدادی که در سطرها و ستون‌ها ضرب می‌شوند، به اندازهٔ کافی به عدد یک نزدیک شده باشند.[۲]

پس از محاسبهٔ 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 واسطهٔ کسر کردن جدول ۲-۲-۴ از جدول ۱-۲-۴ و افزودن سطر سرجمع ستون‌های جدول واردات با نام IMPORT با ناحیه ۲ و ۴، جدول داده - ستاندهٔ تولیدات داخلی را که در آن، واردات به صورت سطری لحاظ شده است، ایجاد نمودیم. جدول ۳-۲-۴، جدول داده - ستاندهٔ 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 ۳-۲-۴ ملاحظه می‌شود، مصرف خصوصی در اولین ستون ناحیهٔ ۳ و واردات مصرفی خصوصی دراولین ستون ناحیهٔ ۴ و ذیل $c_p$، به صورت یک بردار سطری در یک امتداد قرار دارند. این در حالی است که برای محاسبهٔ ماتریس B، به ماتریس مصرف خصوصی طبقات در آمدی و همچنین، بردار واردات مصرفی طبقات مزبور نیاز داریم و صرفاً مجموع مصرف خصوصی فراورده‌های مختلف و کل واردات مصرفی برای این مقصود کفایت نمی‌کند.

برای تشکیل جدول داده - ستاندهٔ ۱۳۷۰ مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به مصرف خصوصی از آمار بودجهٔ خانوار استخراج شده است. بدین ترتیب که باتعریف کدهایی از بودجهٔ خانوار که در مجموع،

---

۱. RAS.

۲. برای کسب اطلاع بیشتر از جزییات محاسباتی، سابقه و توجیه نظری و اقتصادی روش رأس به فصل پنجم از فیروز توفیق (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.[1] اگر اطلاعات مربوط به تبدیل کدهای بودجهٔ 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 بودجهٔ خانوار ۱۳۷۰، محاسبه کرد.

چون امکان دستیابی به جدول تبدیل کردهای بودجهٔ 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 محاسبهٔ 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 بودجهٔ خانوار (تا سطح کدهای ۵ رقمی) که مطمئناً باید در بخش به‌خصوصی از بخش‌های ۷۸گانهٔ 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 اولیهٔ تبدیل کدها تهیه شد.

در مرحلهٔ بعد، این جدول اولیه را به کار گرفته و باتعمیم اطلاعات بودجهٔ خانوار ۱۳۷۰، سهم هر یک از تولیدات ۹گانه در کل مصرف خصوصی را محاسبه کرده و آن را با سهم‌هایی که از ستون $q_i$ در ناحیهٔ ۳ جدول ۳-۲-۴ 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 راضی کننده‌ای را در کل سبب شد که با توجه به هزینهٔ عملیاتی سنگین ایجاد تشابه بیشتر، از ادامهٔ آزمون و خطا خودداری کردیم. جدول ۴-۲-۴، همان جدول تعدیل شدهٔ تبدیل کدهای بودجه خانوار به بخش‌های ۹گانهٔ جدول داده - ستانده می‌باشد.

اکنون با توجه به این جدول می‌توان بر مبنای اطلاعات بودجهٔ خانوار ۱۳۷۰، ماتریس مصرف گروه‌های درآمدی را تشکیل داد. بدین منظور، فایل بودجهٔ خانوار را با در نظر گرفتن هزینهٔ سرانهٔ خانوار به سه گروه ۴۰ درصد پایینی، ۴۰ درصد میانی و ۲۰درصد 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 ۹گانه جدول داده - ستانده را به دست آوردیم. سپس با این نتایج تعمیم یافته بر طبق بعد خانوار و اندازهٔ هر گروه درآمدی، سهم هر کدام از گروه‌های درآمدی سه‌گانه 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 مرحلهٔ 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، صفحهٔ ۱۱۱-۱۰۹

جدول ۲-۲-۴

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

| 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 |
| NETAX-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 |

[Printed from file IR9MA70 on Monday, 11 October, 1999 11:50 p.m.]

ماخذ: مرکز آمار ایران

جدول ۳-۲-۴

**Transaction Table: IRAN 1-0 1370 (T0TAL 9*9), Rb** Page 1

| SECTOR | AGR | MIN | MAN | WEG | BUI | SHR | TIC | FPB | PPH | TOTAL | $C_P$ | $C_g$ | 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 | 22144 |
| 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 |

[Printed from file 1R9T70A on Tuesday, 12 October, 1999, 12: 06 p.m.]

به منظور محاسبهٔ واردات مصرفی هر یک از گروه‌های درآمدی، ابتدا با توجه به ماتریس واردات و مقایسه ستون مربوط به $p_0$ با ستون $p_1$ در جدول کل، ضرایب وارداتی در مصرف تولیدات ۹گانهٔ جدول داده - ستانده را محاسبه کردیم. آنگاه با توجه به این ضرایب وارداتی و میزان مصرف هر کدام از تولیدات ۹گانه توسط گروه‌های درآمدی، نسبت‌هایی برای تفکیک کل واردات مصرف خصوصی بین گروه‌های درآمدی به‌دست آورده و توسط آنها، بردار واردات مصرفی خصوصی برای گروه‌های سه گانهٔ 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 CPm،CPl و CPu جایگزین ستون CP در جدول ۳-۲-۴ شده‌اند، به ترتیب، اطلاعات مربوط به مصرف خصوصی ۴۰درصد پایینی، ۴۰درصد میانی و ۲۰ درصد بالایی را ارائه می‌کنند. در تقاطع 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 کلیه 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، خانهٔ 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 محاسبهٔ 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 ۵-۲-۴ برای سال ۱۳۷۵ خواهد بود. که در قسمت 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 ۱-۳گزارش، اشارهٔ مختصری به روش رأس و نحوهٔ به کارگیری آن در به‌روز کردن ماتریس واردات نهایی سال ۱۳۶۴ کردیم. در اینجا، می‌خواهیم از این روش برای به‌روز 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 ۹گانه داده - ستانده از ارزش تولید بخش‌های ۱۵ گانهٔ روش ارزش افزودهٔ 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، ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد بالایی

| بخش | کد بخش | مجموعه کدهای تفکیک بودجهٔ خانوار |
|---|---|---|
| AGR | 1 | 0.55{0.6(42198)+15-[157]+44414+0.8(71461)+12156+12167+0.4(42198)+0.15(13126)+32222+123+134+124+17218+12214+32211+32186+0.5(41416)} |
| MIN | 2 | 0.55{32197} |
| MAN | 3 | 0.55{131+132+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+41132+41212+41325+44141+42113+42124+42135+42157+42180+41110+41121+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-[+++++]+452+61548+714+0.2(71461)+723+812+813-[81330]+822-[82275]+41223+41314+41336+41347+71224+71235+71257+713+72180+821-[0.2(82151)]+43-[0.7(43149+43331)]+613+71213} |
| WEG | 4 | 32120+32110+32233+32131 |
| BUI | 5 | 313+314 |
| SHR | 6 | 0.65(832)+83+(0.45/0.55){AGR+MIN+MAN} |
| TIC | 7 | 61617+61639+61672+61763+0.3(832)+61628+61640+61650+61661+61719+61720+61730+61741+61752+61821+62-[62154] |
| FPB | 8 | 52+61810+31220+31230+0.7(61231)+84113+84124+84146+84168+311+31514+31525+31536+31547+33156+33167+33350+33360+61210+61220+84135 |
| PPH | 9 | 61758+31219+31241+61242+0.5(61253)+0.65(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(43149+43331)+614+71177+71268+71360+0.2(82151)+46+811+61794+0.7(41427)+41438+41449+61264+86130+86141+86152+86163+86174+86196 |

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

Transactions Table: IRAN I_O 9*9 DG, Rm

| SECTOR | AGR | MIN | MAN | VEG | BUI | SNR | TTC | FPB | PPM | TOTAL | CLp | CNp | CUp | Cg | I | d(INV) | 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 |
| VEG | 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 |
| SNR | 116 | 19 | 1278 | 34 | 119 | 116 | 180 | 60 | 130 | 2052 | 561 | 1413 | 4039 | 0 | 651 | 0 | 995 | 9710 |
| TTC | 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 |
| PPM | 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 |
| NETAX_VM | -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.(t) | 3205 | 101 | 2014 | 129 | 1372 | 1238 | 762 | 195 | 4080 | 13097 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 13097 |

[Printed from file IRIO_90G 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 آنجایی‌که آمار کل مصرف خصوصی در روش هزینهٔ 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 بودجهٔ خانوار ۱۳۷۵ و تشکیل سه گروه درآمدی به صورت ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد بالایی بر طبق هزینهٔ سرانهٔ خانوار و با بهره‌گیری از نتایج تعمیم یافته، سهم طبقات درآمدی مورد نظر از کل هزینهٔ 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 افزودهٔ بخش‌های مختلف در سال ۱۳۷۵ را «با توجه به اطلاعات روش ارزش افزوده) 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 این‌که سهم دستمزد و مازاد عملیاتی از ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ ثبات 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 شمارهٔ ۵ را برای سال ۱۳۷۵ به روز کردیم. اکنون، با در نظر گرفتن این نکته که برای محاسبهٔ ماتریس B، نیازمند در اختیار داشتن بردار درآمد شخصی هستیم در حالی‌که در جدول ۵ صرفاً بردارهای دستمزد (WAGE) و مازاد عملیاتی ناخالص (G-O-S) در اختیار است، وارد آخرین مرحلهٔ 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 محاسبهٔ 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 غیرنفتی بر طبق آمارهای سال ۱۳۷۵ سازمان برنامه و بودجه، در حدود ۰/۷ می‌باشد.[۱] البته بخشی از تولید ناخالص غیرنفتی 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، به‌سبب فقدان آمار قابل اعتماد دربارهٔ درآمد شخصی و درآمد قابل تصرف، فرض می‌کنیم. که درآمد شخصی اندکی از تولید ناخالص غیرنفتی 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 به‌دست آورده و وزن

---

۱. تولید ناخالص غیرنفتی از تفاوت تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار و ارزش افزوده بخش نفت محاسبه شده است. اطلاعات مورد استفاده مربوط به منبع زیر است:
سازمان برنامه و بودجه، «مجموعه ... سری ... بر مبنای ... قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۵ ... بخش اقتصاد کلان، ۱۳۷۶

هر بخش در مجموع مازاد مبنای حاصل را ملاک توزیع سایر درآمدهای شخصی قرار دادیم. چون سهم سایر درآمدهای شخصی (درآمد سود سرمایه گذاری، درآمدهای ناشی از مالکیت‌ها و....) در مازاد عملیاتی خالص بسیار زیاد است (در حدود ۹۵درصد)، رویهٔ فوق‌الذکر، موجه به نظر می‌رسد.

شایان ذکر است که برای محاسبهٔ استهلاک بخش‌ها، ابتدا برآوردی از ذخیره سرمایهٔ بخش‌های مختلف را ایجاد نمودیم. در مورد نحوهٔ محاسبهٔ استهلاک بخش‌ها و برآورد ذخیره سرمایه که با استفاده از آمار سرمایه گذاری در بخش‌های اقتصادی به دست آمده است، در قسمت بعدی توضیح خواهیم داد. در اینجا فقط متذکر می‌شویم که چون تقسیم‌بندی آمار سرمایه گذاری در بخش‌های اقتصادی با بخش‌های ۹گانهٔ جدول داده - ستانده ما هماهنگ نبود، ذخیرهٔ سرمایه را برای ۶بخش از بخش‌های ۹گانه، یعنی کشاورزی، معدن، صنعت، «آب و برق و گاز»، ساختمان و «حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات» و یک بخش ترکیبی به نام سایر خدمات SRV که متشکل از سه بخش خدماتی «حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات» و «واسطه گری‌های مالی و مستغلات و خدمات تجاری» و «خدمات عمومی» می‌باشد، محاسبه نمودیم. بدین ترتیب استهلاک نیز برای همین بخش‌های ۷گانه محاسبه شد. لذا به‌منظور استفاده از اطلاعات استهلاک در تشکیل بردار سایر درآمدهای خصوصی و نیز استفاده از برآوردهای ذخیرهٔ سرمایهٔ بخش‌ها در ایجاد ماتریس B، جدول داده - ستانده ۹ بخشی به روز شده را تجمیع[1] نموده و به جدول ۷بخشی تبدیل کردیم.

نتیجهٔ عملیات به روز کردن جدول داده - ستانده و تشکیل ماتریس درآمد شخصی که متشکل از دو بردار دستمزد (WAGE) و سایر درآمدهای شخصی (OTH-INC) است، ایجاد جدول ۶-۲-۴ می‌باشد. در این جدول، جمع سطرهای دستمزد و سایر درآمدهای شخصی، کل درآمد شخصی به تفکیک بخش‌ها را به ما خواهد داد. همچنین، بخش هفتم این جدول، یعنی SRV در برگیرندهٔ بخش‌های FPB,SHR و PPH از جدول ۹ بخشی است. در سایر موارد، بین سطرها و ستون‌های جدول ۵-۲-۴ و جدول ۶-۲-۴، تشابه کامل وجود دارد. سطر آخر جدول ۶-۲-۴، اشتغال بخش‌های ۷گانه را ارائه می‌کند که بر مبنای نتایج سرشماری سال ۱۳۷۵، در مجموعهٔ آماری سازمان برنامه و بودجه انتشار یافته است.[2]

**۴-۳- برآورد ذخیرهٔ سرمایه (و استهلاک) بخشی**

یکی از اطلاعات مورد نیاز برای تشکیل ماتریس B، ذخیرهٔ سرمایه بخش‌های تولید می‌باشد. در مورد ذخیرهٔ سرمایه در بخش‌های غیرنفتی، برآوردهای متعددی وجود دارد، لیکن هدف ما در این قسمت محاسبهٔ ذخیرهٔ سرمایه در بخش‌های تولیدی جداول داده - ستانده است. اینکار را طی مراحل زیر به انجام رساندیم:

الف- آمار سرمایه گذاری بخشی به قیمت ثابت را همان‌گونه که در قسمت قبل اشاره شد، برای ۷ بخش اقتصادی جدول ۶-۲-۴ و در محدودهٔ زمانی ۱۳۴۴-۱۳۷۵ استخراج و تکمیل نمودیم.[3] البته، از آنجایی‌که آمار مربوط به سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۵ در دسترس نبود، براساس نرخ رشد ارزش افزوده بخش‌های مورد نظر طی این دوسال، برآوردی تقریبی از سرمایه گذاری در سال‌های مزبور به دست آوردیم (به فرض این‌که نسبت سرمایه گذاری به ارزش افزوده نیز ثبات 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.

---

1. Aggregate.

۲. همان منبع (سازمان برنامه و بودجه، «مجموعهٔ آماری، سری زمانی...»، دفتر اقتصاد کلان، ۱۳۷۶)

۳. منبع مورد استفاده برای استخراج آمار سرمایه گذاری بخشی، همان ماخذ مذکور در زیرنویس قبلی است

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

Transactions Table: IO IR 1375 RAS 7*7 DG, Rw

| SECTOR | AGR | MIN | MAN | WEG | BUI | TIC | SRV | TOTAL | CPL | CPm | CPk | Cg | I | d(INV) | X | TOTAL |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| AGR | 17882 | 2 | 27348 | 5 | 245 | 6 | 1282 | 46770 | 2666 | 4755 | 3745 | 322 | 1134 | 389 | 813 | 60593 |
| MIN | 185 | 91 | 5957 | 213 | 1505 | 29 | 6 | 8046 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 11 | 31711 | 39768 |
| MAN | 3075 | 642 | 27012 | 529 | 12863 | 1732 | 14522 | 60374 | 8393 | 11799 | 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 |
| NETAX_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.(I) | 3357 | 120 | 2552 | 151 | 1650 | 973 | 5769 | 14572 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 14572 |

[Printed from file IO75RTDG 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.[1] فرض می‌کنیم که توزیع سرمایه گذاری نیز تقریباً با همین نسبت صورت گرفته باشد. چون اطلاعی از سهم سرمایه گذاری در گاز شهری از کل سرمایه گذاری در گاز نداشتیم، فرض کردیم که این سهم در حدود ۰/۵ باشد. بنابراین ۰/۱۵ از سرمایه گذاری در نفت و گاز را کسر و به سرمایه گذاری در آب و برق افزودیم تا برآوردی تقریبی از سرمایه گذاری در آب و برق و گاز را تولید نماییم. چون هدف ما برآورد ذخیرهٔ سرمایه است. لازم نیست که این برآورد برای هر یک از سال‌های دورهٔ تحت پوشش قابل قبول باشد و چنانچه مجموع این سرمایه گذاری‌ها 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 این‌که بزرگی سرمایه گذاری در کارگاه‌های کوچک صنعتی خصوصی در مقایسه با سرمایه گذاری در معادن کوچک خصوصی می‌تواند سبب شود که سهم سرمایه گذاری در صنعت در برابر معدن، بیش از سهم مربوط به هزینه‌های عمرانی دولت باشد، سرمایه گذاری در صنایع و معادن را به نسبت ۰/۹ و ۰/۱ توزیع کردیم. سهم مربوط به معدن (۰/۱ سرمایه گذاری در صنایع و معادن) را به سرمایه گذاری در نفت افزودیم تا سرمایه گذاری در بخش معدن (مشتمل 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[2] و براساس الگوی نزولی دوبل[3]، نرخ استهلاک نزولی دوبل را به میزان $\frac{2}{t}$ محاسبه کردیم که t 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 سرمایه گذاری تجمعی مربوطه در کل اقتصاد طی سال‌های ۱۳۳۸-۱۳۷۵ می‌باشد، میانگین وزنی نرخ استهلاک را در هر یک از بخش‌های ۷گانهٔ تولیدی جدول داده - ستانده برآورد نمودیم. (مراد ما از میانگین وزنی، متوسط موزون استهلات مربوط به ماشین‌آلات و ساختمان است که قابل اعمال بر کل ذخیرهٔ سرمایهٔ هر بخش خواهد بود).

پ- مجموع خسارات جنگی وارده بر سرمایهٔ فیزیکی را به قیمت ثابت ۱۳۶۱ محاسبه کردیم.[4] در این راستا از شاخص ضمنی سرمایه گذاری استفاده شد. سپس با توجه به اطلاعات مربوط به سهم عمدهٔ خسارات وارده بر ماشین‌آلات و ساختمان در بخش نفت، با مقداری تعدیل، ۰/۲ کل خسارات را به بخش معدن تخصیص دادیم. باقیماندهٔ خسارات جنگی را به نسبت سرمایه گذاری تراکمی ۶ بخش دیگر بین آنها توزیع کردیم. آنگاه خسارات جنگی را از سرمایه گذاری تراکمی بخش‌ها کسر نموده و از حاصل‌ضرب این تفاضل‌ها در متوسط نرخ استهلاک بخش‌های ۷گانه و تبدیل حاصل‌ضرب‌ها به گونه‌ای که حاصل جمع‌شان برابر با یک شود، ضرایبی، برای توزیع ارزش تراکمی استهلاک کل به قیمت ثابت ۱۳۶۱ ساختیم. این ضرایب، در واقع ارزش تراکمی استهلاک کل طی دورهٔ ۱۳۴۴-۱۳۷۵ را متناسب با بزرگی «ارزش تراکمی سرمایه گذاری‌ها منهای خسارات جنگی و همچنین نرخ استهلاک مربوط به هر بخش

---

۱. همان منبع.

۲. رجوع کنید به منبع اخیر، صفحه ۵۶ و ۵۷.

3. Double declining.

۴. سازمان برنامه و بودجه، «گزارش تجزیه و تحلیل برآورد خسارات اقتصادی جنگ تحمیلی»، ۱۳۶۹.

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

ت- پس از توزیع استهلاک تجمعی بین بخش‌های مختلف، آنها را از تفاضل ارزش تراکمی سرمایه گذاری و خسارات جنگی بخش تولیدی مربوطه کم می‌کنیم تا به یک برآورد اولیه از ذخیرهٔ سرمایه به قیمت ثابت ۱۳۶۱، برای بخش‌های مختلف دست بیابیم. چون سری زمانی مورد استفادهٔ ما دربارهٔ سرمایه گذاری‌های بخشی به نسبت کوتاه است و تنها ۳۲ سال را در بر می‌گیرد و همچنین از آنجایی‌که خسارت جنگی اعلام شده ممکن است بیش از واقع برآورد شده باشند، انتظار داریم که برآوردهای اولیهٔ ما از ذخیرهٔ بخش‌های ۷ گانه، کمتر از واقع باشد.

بهرامی، برآوردی از ذخیرهٔ سرمایهٔ غیرنفتی را برای دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۴ ارائه کرده است که با توجه به اطلاعات سرمایه گذاری 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، ذخیرهٔ سرمایهٔ اولیه در سال ۱۳۳۷ محاسبه شده و براساس آن سری زمانی ذخیرهٔ سرمایه ساخته شده است. لذا مشکل کوتاه بودن سری زمانی سرمایه گذاری کل هم در آن محاسبات اهمیتی ندارد.

ث- مقایسهٔ ارزش تجمعی سرمایه گذاری کل غیرنفتی (سرمایه گذاری کل نهادی سرمایه گذاری در نفت و گاز) نشان می‌دهد که می‌توان ذخیرهٔ سرمایهٔ غیرنفتی را در حدود ۰/۹ ذخیرهٔ سرمایهٔ کل به قیمت ثابت ۱۳۶۱ به دست آورد. مقایسهٔ این برآورد با حاصل جمع تخمین ذخیرهٔ سرمایه در بخش‌های ۷ گانه که در فوق محاسبه شد، نشان می‌دهد که تخمین‌های اخیر در حدود ۴۰درصد کمتر از واقع برآورد شده‌اند. بنابراین، با فرض این‌که نسبت ذخیره سرمایه در بخش‌های مختلف صحیح باشد، کلیهٔ برآوردهای اولیهٔ خود از ذخیرهٔ سرمایهٔ 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 سرمایه گذاری به قیمت ۱۳۷۵ تبدیل کردیم.

**۵-۳- تعیین سایر اطلاعات مورد نیاز**

علاوه بر مواردی که تا به اینجا مورد بحث قرار گرفت، تعیین نحوهٔ توزیع درآمد بین طبقات درآمدی، سهم طبقات درآمدی از مالیات مستقیم بردرآمد 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. درجهٔ اطمینان پایین اطلاعات درآمدی در بودجهٔ خانوار، بزرگ‌ترین مانع در راه استخراج یا برآورد این قبیل آمارهاست. لذا در این قسمت، هیچ گونه کوششی برای ایجاد اطلاعات مزبور به عمل نیاورده 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 ۴۰درصد میانی در همین حدود و میل متوسط به مصرف ۴۰درصد پایینی در حدود ۰/۹ باشد. با توجه به این‌که توزیع هزینه‌های مصرفی را قبلاً از بودجهٔ خانوار به دست آورده بودیم و با توجه به اطلاعات فوق، کل درآمد شخصی و نیز سهم ۴۰ درصد میانی و

۴۰درصد پایینی از درآمد شخصی مشخص می‌شود. بنابراین، سهم ۲۰درصد بالایی از درآمد شخصی و در نتیجه، میل متوسط به مصرف این گروه درآمدی به دست می‌آید. میل متوسط به مصرف ۲۰درصد بالایی در حدود ۰/۶۵ می‌باشد و سهم ۴۰درصد پایینی، ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد 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 بودجهٔ خانوار در سال ۱۳۷۵، سهم همین گروه‌های درآمدی از مصرف خصوصی به ترتیب معادل ۰/۱۹۵، ۰/۴۰ و ۰/۳۸۵ بوده است.

ب- برای تعیین سهم مالیات مستقیم از درآمد شخصی طبقات مختلف، ابتدا بر مبنای یک توزیع عملی از پایهٔ مالیاتی به یک الگوی مالیات تصاعدی مربوط به گروه‌های درآمدی دست یافتیم. بدین ترتیب که با در نظر گرفتن توزیع پایهٔ مالیاتی بین گروه‌های درآمدی امریکا در سال ۱۹۸۴ میلادی[1]، به یک الگوی مالیات تصاعدی رسیدیم که در آن، نرخ متوسط مالیات برای ۴۰درصد پایینی، ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد بالایی به ترتیب برابر با ۱۰درصد، ۱۸/۶ درصد و ۴۶درصد است. اکنون فرض می‌کنیم که با توجه به درآمدهای ناشی از انحصار نفت که می‌تواند تا ۶۰درصد از نیازهای مالی دولت را تأمین کند، در ایران دولت قادر است که به‌طور متوسط، تنها با جمع‌آوری نسبت $\alpha$از ظرفیت بالقوهٔ مالیاتی، نیازهای بودجه‌ای خویش را تأمین نماید. همچنین فرض می‌کنیم که ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد بالایی درآمدی به نسبت اضافه سهم درآمدی خود در مقایسه با سهم ۴۰درصد پایینی، فرار مالیاتی دارند در حالی که فرار مالیاتی ۴۰درصد پایینی بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است.

بدین ترتیب اگر ۴۰درصد میانی به $\beta$درصد از مالیات مربوطه تن در بدهند، ۲۰ درصد میانی به $\frac{\beta}{۳/۳}$ درصد تن در خواهند داد. از طرفی می‌دانیم که نرخ متوسط مالیات مستقیم نسبت به درآمد مشخصی در سال ۱۳۷۵ در حدود ۴/۴درصد بوده است. پس با توجه به سهم ۴۰درصد پایینی، ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد بالایی از درآمد شخصی که به ترتیب ۰/۱۵۳۵، ۰/۳۸۷۴ و ۰/۴۵۹۱ هستند، می‌توان نوشت:

$$\alpha(۰/۱)(۰/۱۵۳۵)\alpha(۰/۱۸۶)(۰/۳۸۷۴)\beta+\alpha(۰/۴۶)(۰/۴۵۹۱)\frac{\beta}{۳/۳}=۰/۰۴۴$$

$$\rightarrow \alpha(۱+۸/۸۶۳\beta=)۲/۸۶۶$$

اگر فرض کنیم که دولت صرفاً از ۴۰ ظرفیت‌های مالیاتی، من‌جمله مالیات مستقیم، بهره‌برداری می‌کند و $\alpha$را برابر با ۰/۴ در نظر بگیریم، خواهیم داشت:

$$۰/۴(۱+۸/۸۶۳\beta)=۲/۸۶۶\rightarrow\beta\approx۰/۷$$

با در اختیار داشتن پارامترهای $\alpha$و $\beta$و با در نظر گرفتن فروض فوق‌الذکر و این‌که الگوی مالیات تصاعدی یاد شده در بالا، با فروض تعدیلی مزبور در مورد استفادهٔ 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 علی‌رغم 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

---

[1] جدول ۳-۱۹ در Musgrave, R.A. & P.B. Musgrave (1989)

نسبت به درآمد شخصی برای ۴۰درصد پایینی، ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد بالایی، به ترتیب برابر با ۴درصد، ۴/۹درصد و ۳۹ درصد خواهد بود.

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

در اینجا، کلیهٔ مراحل محاسباتی و عملیاتی زمینه‌سازی کاربرد کمی الگو تکمیل شده است و تمامی اطلاعات مورد نیاز برای محاسبهٔ 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 می‌تواند ناشی از اعمال سیاست‌های توزیعی از طریق نظام تأمین اجتماعی باشد، می‌پردازیم.

**۴- شبیه‌سازی اثرات باز توزیع درآمد**

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

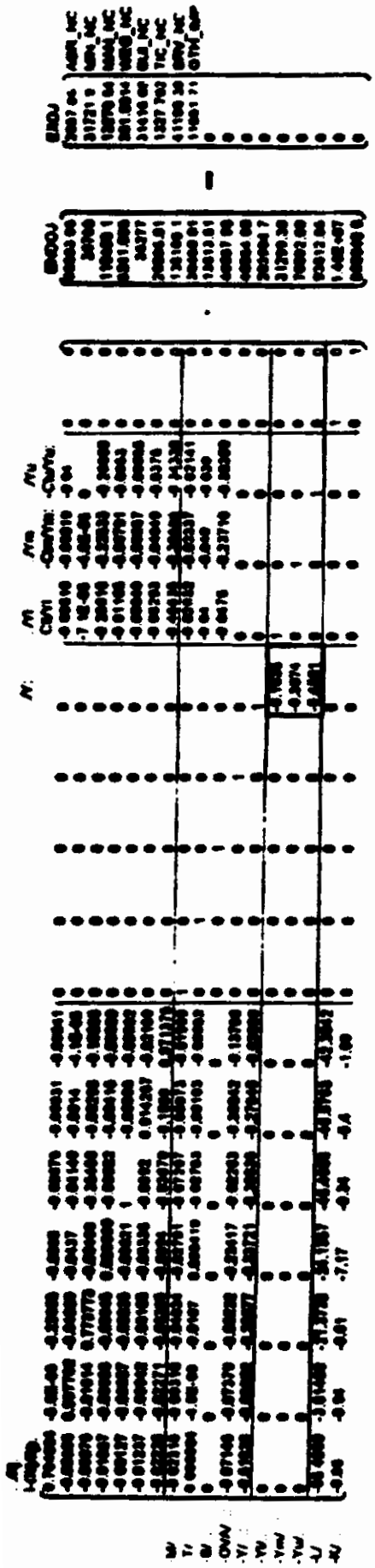
$$B.Z=d$$

را به گونه‌ای که در جدول ۷-۲-۴ ملاحظه می‌شود، تشکیل دادیم. در ماتریس B، برطبق آنچه در قسمت ۲ (معرفی الگو) دیدیم، ماتریس I-A از کم کردن ماتریس واحد از ماتریس A حاصل شده است. اعضاء ماتریس A از تقسیم اجزای ستون‌های ناحیهٔ ۱ جدول داده - ستانده ۶-۲-۴ بر سرجمع ستون‌های مزبور در ناحیهٔ ۱ و ۲، که همانا تولید بخش‌های مختلف می‌باشد، به دست آمده است. ماتریس C را از تقسیم ستون‌های CPm،CPL و CPu در ناحیهٔ ۳ جدول ۶-۲-۴ بر درآمد شخصی ۴۰درصد پایینی، ۴۰درصد میانی و ۲۰درصد بالایی، محاسبه کرده‌ایم. سطر اول ماتریس A حاصل تقسیم سطر OTH-GOS در ناحیهٔ ۲ جدول ۶-۲-۴ بر ارزش تولید بخش‌های مختلف می‌باشد. همچنین، سطر دوم آن، از تقسیم حاصل‌جمع سطرهای WAGE و OTH-INC در ناحیهٔ ۲ جدول ۶-۲-۴ بر تولید بخش‌های مختلف به دست آمده است. بردارهای سطری $a'_m$، $a'_t$، $a'_l$، $a'_k$ نیز از تقسیم سطرهای NETAX-Y, IMPORT (در ناحیهٔ ۲ جدول ۶-۲-۴ و Employ و بردار ذخیرهٔ سرمایه در بخش‌های ۷ گانه که در قسمت قبل (۴-۳) محاسبه شد، بر ارزش تولید بخش‌های مربوطه محاسبه شده است.

بردار Z با علامت منفی که در جدول ۷-۲-۴ با کادر پررنگ دور آن کاملاً مشخص است، همان سهم طبقات درآمدی از درآمد مشخصی است که در بند الف از قسمت ۵-۳ محاسبه شد. بردار $c'_m$ از تقسیم سطر IMPORT در ناحیهٔ ۴ جدول ۶-۲-۴ بر درآمد شخصی گروه درآمدی مربوط به دست آمده است. بردارهای $c'_t$ و $c'_a$ نیز از تقسیم بردارهای توزیع مالیات و توزیع پس‌انداز گروه‌های 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 می‌شود. این بردار در برگیرندهٔ ارزش‌های تاریخی متغیرهای درونزای مدل (ENDOJ) در سال ۱۳۷۵ می‌باشد. بردار d نیز در سمت راست تساوی قرار گرفته است. هفت جزء اول این بردار ستونی، حاصل‌جمع ستون‌های $c_g$، I، Xd(INV) در ناحیهٔ ۳ جدول داده - ستانده ۶-۲-۴ بوده و جزء هشتم بردار مزبور از مجموع اجزای سطر IMPORT در ناحیهٔ ۴ جدول ۶-۲-۴ که در ذیل همان ستون‌های فوق‌الذکر ($c_g$، I و...) قرار گرفته‌اند به‌دست آمده است.

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



همان‌گونه که در قسمت ۲، در هنگام معرفی الگو گفته شد، برای بررسی تأثیر تغییر در توزیع درآمد شخصی، بردار $\hat{d}$ 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. مقایسهٔ 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 ۵درصد از سهم درآمدی ۲۰ درصد بالایی کم کرده و ۵درصد به سهم ۴۰درصد پایینی افزودیم. در سری دوم ترکیبات مزبور، طی چهار مرحله و در هر مرحله ۵ درصد از سهم درآمدی ۲۰درصد بالایی کم کرده و به ترتیب، ۰/۸درصد و ۴/۲درصد به ۴۰درصد میانی و ۴۰درصد پایینی اضافه کردیم. در سری سوم نیز طی چهار مرحله و در هر مرحله، به ترتیب، ۰/۸ درصد از سهم ۴۰درصد میانی و ۴/۲ درصد از سهم ۲۰درصد بالایی کسر و ۵درصد به سهم ۴۰درصد پایینی افزودیم. برای مثال، در مرحلهٔ دوم از سری اول ترکیبات فرضی مزبور، توزیع درآمد بین ۴۰درصد پایینی، ۴۰درصد 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 کلیهٔ انواع تغییر در توزیع درآمد حاصل شد، تقریباً مشابه هستند. نتایج مربوط به مرحلهٔ دوم از سری اول، دوم و سوم تغییرات، به عنوان نمونه در جدول سه گانهٔ 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 ۴۰درصد پایینی و کاهش سهم ۲۰درصد بالایی به میزان ۱۰درصد است. جدول سمت راست بالایی تأثیر افزایش سهم ۴۰درصد میانی و ۴۰ درصد پایینی به ترتیب به میزان ۱/۶درصد و ۸/۴ درصد و کاهش سهم ۲۰درصد بالایی به اندازهٔ ۱۰درصد را نشان می‌دهد. جدول پایینی (سمت چپ) نیز مربوط به حالتی است که در آن، سهم ۲۰درصد بالایی و ۴۰درصد میانی به ترتیب ۸/۴درصد، ۱/۶ درصد کاهش می‌یابد و در مقابل، سهم ۴۰درصد پایینی به میزان ۱۰درصد افزایش می‌یابد. بنابراین در جدول سمت چپ بالایی، تأثیرات انتقال درآمد از ۲۰درصد بالایی به ۴۰درصد پایینی مشاهده می‌شود. در جدول سمت راست بالایی، آثار انتقال درآمد از ۲۰درصد بالایی به ۴۰درصد پایینی و اندکی نیز به ۴۰درصد میانی را می‌بینیم و در جدول پایینی (سمت چپ)، نتیجهٔ انتقال درآمد از ۲۰درصد بالایی و اندکی نیز از ۴۰درصد میانی به ۴۰درصد پایینی ارائه شده است.

کلیهٔ جداول سه گانهٔ 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 غیرمستقیم 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 ۴۰درصد پایین 40%LINC، کل درآمد شخصی ۴۰درصد میانی 40% M INC، کل درآمد شخصی ۲۰درصد بالایی 20%U INC، اشتغال EMPLOY و ذخیرهٔ سرمایه CAP-STK می‌باشند.

TRANSFER FROM 20%L TO 40%L :

| VARS | HIST_BAS | SIMULAT | ABS_DIF | % DIF |
|---|---|---|---|---|
| AGR | 60593.047 | 64477.988 | 3884.9418 | 6.4113988 |
| MIN | 39768.005 | 40081.526 | 313.52313 | 0.7934161 |
| MAN | 119400.07 | 124888.2 | 5488.1162 | 4.5964212 |
| WEG | 6241.0052 | 6651.8521 | 410.84691 | 6.57982 |
| BUI | 36276.999 | 36497.578 | 220.57895 | 0.6080108 |
| TIC | 20886.014 | 22041.9 | 1155.8861 | 5.5342588 |
| SRV | 136166.1 | 142743.97 | 6577.873 | 4.8307715 |
| IMPORT | 30460.012 | 31384.407 | 924.39517 | 3.0347837 |
| IND&D TX | 13613.514 | 14189.465 | 575.95188 | 4.2307365 |
| P SAVE | 4866/.958 | 45222.732 | -3445.278 | -7.0790814 |
| OTH VA | 40864.675 | 42809.554 | 1944.8791 | 4.7583183 |
| T P INC | 203904.73 | 2122/2.11 | 8367.3817 | 4.1035717 |
| 40%L INC | 31299.375 | 53810.979 | 22511.604 | 71.923497 |
| 40%M INC | 78992.691 | 82234.215 | 3241.5237 | 4.1045747 |
| 20%U INC | 93612.66 | 76276.914 | -17385.75 | -18.572 |
| EMPLOY | 14571581 | 15257628 | 685947.66 | 4.7074317 |
| CAP STK | 588940.64 | 617588.43 | 28638.784 | 4.8679321 |

TRANSFER FROM 20%L & 40%M TO 40%L :

| VARS | HIST_BAS | SIMULAT | ABS_DIF | % DIF |
|---|---|---|---|---|
| AGR | 60593.047 | 64078.72 | 3496.6731 | 5.8700782 |
| MIN | 39768.005 | 40043.781 | 275.75588 | 0.6934116 |
| MAN | 119400.07 | 124191.55 | 1791.178 | 4.0129668 |
| WEG | 6241.0052 | 6604.4339 | 363.4287 | 5.8232388 |
| BUI | 36276.999 | 36467.07 | 190.97088 | 0.5264236 |
| TIC | 20886.014 | 21891.394 | 1005.3793 | 4.8136484 |
| SRV | 136166.1 | 141847.14 | 5681.0428 | 4.1723671 |
| IMPORT | 30460.012 | 31767.434 | 807.42285 | 2.6507668 |
| IND&D TX | 13613.514 | 14147.139 | 533.62515 | 3.9210231 |
| P SAVE | 4866/.958 | 45631.951 | -3034.007 | -6.234095 |
| OTH VA | 40864.675 | 42557.115 | 1692.4399 | 4.1421183 |
| T P INC | 203904.73 | 211194.17 | 7286.1119 | 3.5749754 |
| 40%L INC | 31299.375 | 40151.615 | 1885[illegible].739 | 60.251383 |
| 40%M INC | 78992.691 | 75193.727 | 6203.0345 | 7.8526714 |
| 20%U INC | 93612.66 | 75639.828 | -17772.83 | -18.98155 |
| EMPLOY | 14571581 | 15170154 | 5985/2.48 | 4.1078072 |
| CAP STK | 588940.64 | 613[illegible].0.48 | 24939.834 | 4.234694 |

TRANSFER FROM 20%L & 40%M TO 40%L :

| VARS | HIST_BAS | SIMULAT | ABS_DIF | % DIF |
|---|---|---|---|---|
| AGR | 60593.047 | 64282.591 | 3689.5438 | 6.0890548 |
| MIN | 39768.005 | 40070.962 | 302.95684 | 0.7618105 |
| MAN | 119400.07 | 124674.59 | 5274.516 | 4.417515 |
| WEG | 6241.0052 | 6630.7422 | 389.73699 | 6.2417792 |
| BUI | 36276.999 | 36490.607 | 213.60785 | 0.5888239 |
| TIC | 20886.014 | 22000.705 | 1114.8907 | 5.3370174 |
| SRV | 136166.1 | 142549.71 | 6383.615 | 4.688109 |
| IMPORT | 30460.012 | 31348.058 | 888.04615 | 2.9154501 |
| IND&D TX | 13613.514 | 14135.851 | 522.33784 | 3.8369055 |
| P SAVE | 4866/.958 | 45383.036 | -3284.922 | -6.7499081 |
| OTH VA | 40864.675 | 42739.713 | 1874.5383 | 4.5871351 |
| T P INC | 203904.73 | 211962.28 | 8057.5573 | 3.9516785 |
| 40%L INC | 31299.375 | 53732.439 | 22433.063 | 71.6725501 |
| 40%M INC | 78992.691 | 78722.792 | -269.8989 | -0.3416765 |
| 20%U INC | 93612.66 | 79507.853 | -14105.81 | -15.066806 |
| EMPLOY | 14571581 | 15231133 | 659552.05 | 4.5262902 |
| CAP STK | 588940.64 | 616530.39 | 27589.747 | 4.6841398 |

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 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 DIFدرصد 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 طبقهٔ کم درآمد، اعم از این‌که این توزیع مجدد از ۲۰درصد بالایی به ۴۰درصد پایینی (در حالت اول - جدول سمت چپ و بالا) یا از ۲۰درصد بالایی و ۴۰درصد میانی به ۴۰درصد پایینی (حالت سوم - جدول سمت چپ و پایین) باشد، مخارج بر روی کلیهٔ 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 تراز 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 سرمایه گذاری محسوب شده و طبعاً توزیع درآمد به واسطهٔ تغییر ساختار مصرف بر روی آن تأثیر نمی‌گذارد و با توجه به فرض برابری پس‌انداز خصوصی و سرمایه گذاری خصوصی (و همچنین پس انداز دولتی و سرمایه گذاری دولتی)، باید آثار مربوط به این مورد را به طور غیرمستقیم و ناخالص، با توجه به تحولات پس‌انداز بخش خصوصی حدس زد[1].

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 آن‌است 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 ۴۰درصد پایینی با طبقات درآمدی دیگر، در حدود ۵درصد است). در اینجا متذکر می‌شویم که واردات مصرفی در برگیرندهٔ بسیاری از کالاهای سرمایه‌ای وارداتی که خانوارها مورد استفاده قرار می‌دهند، نمی‌شود.

افزایش مجموع خالص مالیات غیرمستقیم و مالیات مستقیم (IND & DTX) در نتیجهٔ افزایش مخارج بر بروی کلیهٔ 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 درآمدشخصی (که ذیلاً به 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) به‌واسطهٔ 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 غیرمستقیم 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 ۴۰درصد پایینی (40%L INC)، ۴۰درصد میانی (40%M INC) و ۲۰درصد بالایی (20%U

---

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

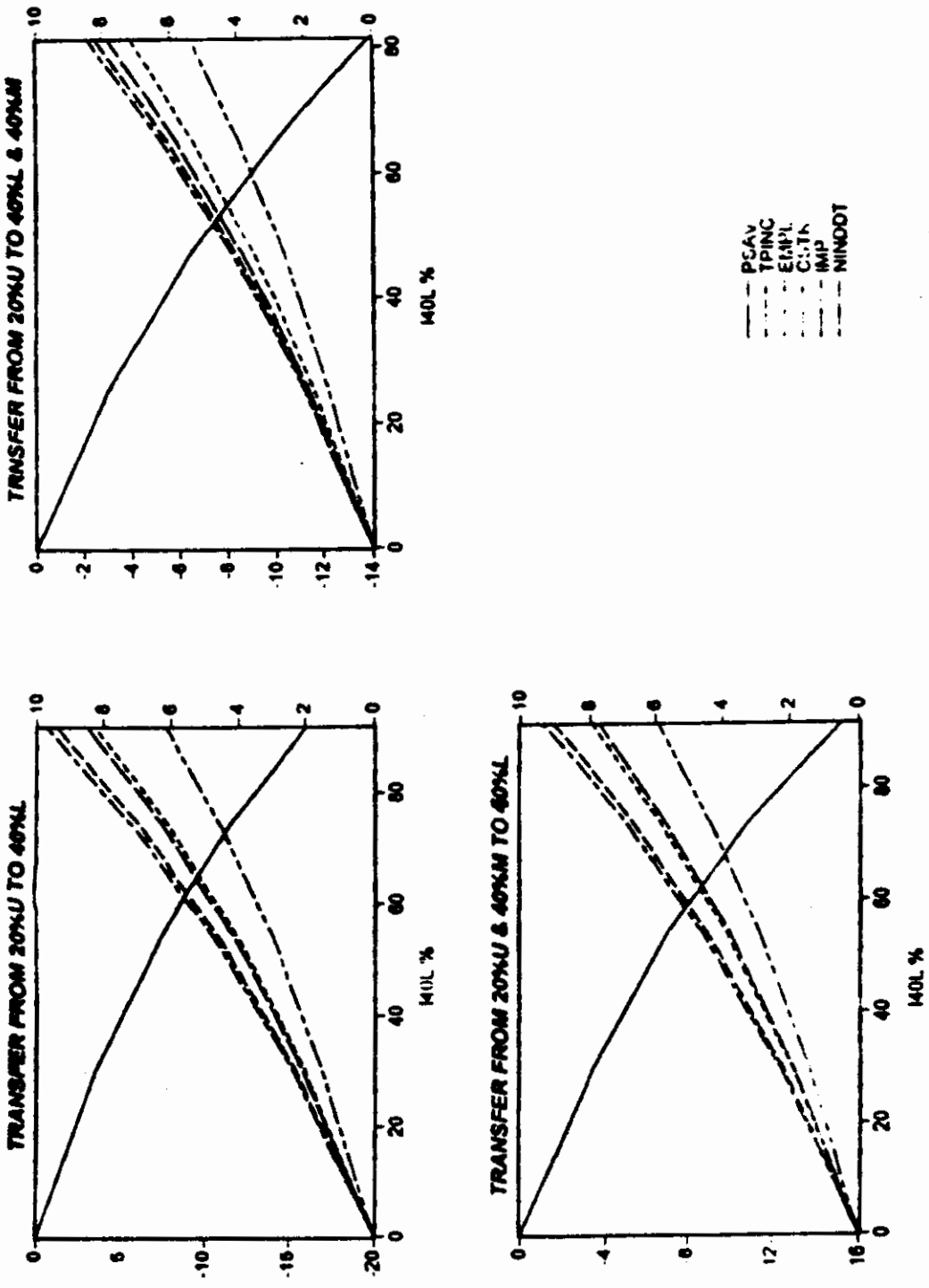
(INC) هم جهت با تغییرات بردار Y (سهم درآمدی گروه‌های مزبور) تغییر می‌کند. البته، آثار غیرمستقیم سبب می‌شوند که این تغییرات متناسب با تغییرات سهم گروه‌های درآمدی نباشد. مثلاً در حالت اول باز توزیع درآمد (جدول سمت چپ بالایی)، علی‌رغم این‌که هیچ انتقال درآمدی مثبت یا منفی به ۴۰درصد میانی (40% M INC) صورت نگرفته است، لیکن آثار غیرمستقیم ناشی از باز توزیع درآمد به نفع ۴۰درصد پایینی (40% L INC) سبب شده که سهم درآمدی ۴۰درصد میانی نیز افزایش یابد. همین آثار غیرمستقیم، در حالت سوم (جدول سمت چپ پایینی) باعث شده تا علی‌رغم این‌که ۱٫۶ درصد از سهم ۴۰درصد 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) ۱٫۶ درصد به سهم ۴۰درصد میانی افزوده می‌شود، درآمد شخصی گروه مزبور در حدود ۱٫۹درصد 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 ذخیرهٔ سرمایه (CAP-CTL) بشود. در کلیهٔ حالت‌ها، افزایش در ذخیرهٔ سرمایه اندکی شدیدتر از افزایش اشتغال است که چنانچه دستمزد و نرخ متوسط بازده سرمایه ثابت بماند (فرضی که صحت آن با 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 فوق الذکر شدیدتر خواهد بود. به همین علت شدیدترین آثار مربوط به حالت اول (جدول سمت چپ بالایی) هنگامی‌که انتقال درآمد از ۲۰درصد بالایی به ۴۰درصد پایینی صورت می‌گیرد، است. زمانی که بخشی از انتقال درآمد از ۲۰درصد 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 مرحلهٔ دوم انتقال درآمد (مجموع ۱۰درصد تغییر) را منعکس می‌کرد، هر چهار مرحلهٔ انتقال درآمد، یعنی از مجموع ۵درصد تغییر تا مجموع ۲۰درصد تغییر در سهم ۴۰درصد پایین درآمدی، به تصویر کشیده شده است.

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



در هر کدام از تصویر نمودار ۱-۲-۴، محور افقی به اندازه‌گیری درصد تغییر درآمد شخصی ۴۰درصد پایینی اختصاص دارد و محور عمودی به اندازه‌گیری سایر متغیرها تخصیص یافته است. البته تمامی تصاویر دارای مقیاس دوگانه هستند. به این صورت که اندازه‌گیری درصد تغییر پس‌انداز بر روی حاشیهٔ عمودی سمت چپ و اندازه‌گیری درصد تغییر سایر متغیرها بر روی حاشیهٔ عمودی سمت راست هر تصویر انجام می‌شود. در این تصاویر، تحول درصد تغییر «پس‌انداز» با افزایش درصد تغییر «درآمد شخصی ۴۰درصد پایینی» را با خط پره نمایش داده و خط مزبور را PSAV نامیده‌ایم. به طریق مشابه، خط مربوط به ارتباط درصد تغییر درآمد شخصی کل» با درصد تغییر در «درآمد شخصی ۴۰ درصد پایینی» را با «خط چین‌ریز» نشان می‌دهیم و این خط را TPINC نام نهادیم. ارتباط درصد تغییر در «اشتغال»، «ذخیرهٔ سرمایه»، «واردات» و «مجموع خالص مالیات غیرمستقیم و مالیات مستقیم» با درصد تغییر در «درآمد شخصی ۴۰درصد پایین 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، EMPL، CSTK، IMP و NINDDT خواندیم.

بنابراین در نمودار ۱-۲-۴، صرفاً رابطه شش عدد از عمده‌ترین متغیرهای درون‌زای مدل با «درآمد شخصی ۴۰درصد پایینی» به بیان درصد تغییرات نمایش داده می‌شود. به غیر از رشد پس‌انداز خصوصی که با افزایش درصد تغییر در درآمد ۴۰درصد پایینی کنترل می‌نماید، رشد سایر متغیرها یک مسیر صعودی را طی می‌کند[1]. چنانکه ملاحظه می‌شود، شیب مسیر مربوط به واردات (IMP) از سایر مسیرها کمتر و شیب مسیر ذخیرهٔ سرمایه (CSTK) از دیگر مسیرها بیشتر است. مسیر مربوط به اشتغال (EMPL) به سایر نزدیک به مسیر ذخیرهٔ سرمایه‌ای قرار دارد. مسیر مربوط به کل درآمد شخصی (TPINC) در میانه قرار دارد. علی‌رغم تفاوت مقیاس عمودی در تصویر مرتبط با حالت‌های سه‌گانه فوق‌الذکر، نحوهٔ قرار گرفتن و شیب نسبی مسیرهای یاد شده در بالا، در تمامی حالت‌ها مشابه است. تنها تفاوتی که در این تصاویر به چشم می‌خورد، مربوط به مسیر «مجموع خالص مالیات غیرمستقیم و مالیات مستقیم» (NINDDT) است.

در حالت اول (تصویر بالا و سمت چپ) مشاهده می‌شود که با افزایش سهم ۴۰درصد پایین درآمدی، شدت افزایش در مالیات‌ها در مقایسه با افزایش درآمد شخصی کل بیشتر است. کاهش فرار مالیاتی در نتیجهٔ انتقال درآمد از ۲۰درصد بالایی به ۴۰درصد پایینی، این امر را توضیح می‌دهد. هنگامی که بخشی از انتقال درآمد از ۲۰درصد بالایی به ۴۰درصد میانی صورت می‌گیرد (تصویر بالا و سمت راست)، شدت تغییر کلیهٔ متغیرها، من‌جمله درآمد شخصی کل تخفیف می‌یابد، ولی از آنجایی‌که فرار مالیاتی ۴۰درصد میانی هم کمتر از ۲۰درصد بالایی است، شدت افزایش در مالیات‌ها کمتر از سایر موارد تخفیف یافته و لذا مسیر مربوط به مالیات‌ها در حالت دوم، در مقایسه با حالت اول، فاصلهٔ بیشتری از مسیر درآمد شخصی کل گرفته است. در حالت سوم (شکل پایین و سمت چپ)، به جای این‌که تمامی انتقال درآمد از ۲۰درصد بالایی به ۴۰درصد پایینی صورت گیرد، بخشی از آن ۴۰درصد میانی انجام می‌شود. این امر شدت تغییر تمامی متغیرها را نسبت به حالت اول، کاهش می‌دهد. البته میزان کاهش در حالت سوم کمتر از حالت دوم می‌باشد (چون مقدار انتقال درآمد به ۴۰درصد پایینی در حالت سوم بیشتر است). از آن جایی که فرار مالیاتی ۴۰درصد میانی از ۲۰درصد بالایی کمتر است، انتقال بخشی از درآمد از ۴۰درصد میانی (به جای ۲۰درصد بالایی) به ۴۰درصد پایینی سبب شده که در حالت سوم، شدت افزایش مالیات‌ها بیشتر از شدت افزایش

---

۱. چنین به جای درصد تغییرات، این تصاویر بر حسب سطح متغیرها ترسیم شود، به‌واسطه خطی بودن مدل، تمامی پیسیرها مستقیم‌الخط 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 کلیهٔ 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 ذخیرهٔ سرمایه به قیمت جاری از جملهٔ 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 سرمایه گذاری خصوصی بدانیم (بر مبنای فرض برابری سرمایه گذاری و پس‌انداز خصوصی)، ایجاب می‌کند که برای این که ذخیرهٔ سرمایه به میزان مورد نیاز افزایش یابد، سرمایه گذاری 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 فروض داده - ستانده، محدودیت‌هایی در زمینهٔ تشکیل سرمایه، واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای و سایر موانع توسعهٔ 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 این‌که آثار کلانی که در قالب مدل کلان VAR (در فصل قبل) مشخص شد، در نتیجهٔ آثار توزیعی تأمین اجتماعی ایجاد شده باشد تضعیف می‌شود. هر چند رد مورد کاهش پس‌انداز خصوصی، توافقی بین نتیجهٔ حاصل از عادلانه کردن توزیع با رفتار توضیح داده شدهٔ 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 بار توزیع درآمد به نفع طبقات کم درآمد در زمینهٔ 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 این‌که 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 به‌وجود 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 غیرتورمی 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 این‌که همانندفصل 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 کسترش هر چه بیشتر مخارج تأمین اجتماعی و بالاخص در صورتی‌که از طریق نظام مزبور برخی اهداف توزیعی نیز دنبال شود، به سبب کاهش منابع سرمایه‌گذاری خصوصی در کنار سایر موانع افزایش تولید، دشواری‌هایی به‌وجود 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- خلاصهٔ 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 (و 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 چه‌اندازه می‌توانسته در اثر دنبال کردن اهداف توزیعی دولت از طریق تأمین اجتماعی به‌وجود آمده باشد. همچنین سعی کردیم نتیجهٔ پی‌گیری 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 مطالعهٔ آثار توزیع مجدد درآمد به نفع طبقات درآمدی پایین پرداخته و نتیجه گرفتیم که این امر می‌تواند به افزایش مخارج جاری بر روی کلیهٔ 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 توسعهٔ سریع تولید همراه نبوده و با محدودیت‌هایی در زمینهٔ واردات نیز مواجه شوند، افزایش قیمت‌ها را در پی خواهند داشت.

مقایسهٔ 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 به‌وجود آمده باشد. در پایان نتیجه می‌گیریم که با گسترش هر چه بیشتر مخارج تأمین اجتماعی، به‌خصوص زمانی‌که برخی اهداف توزیعی نیز از طریق آن دنبال شود، دشواری‌هایی در زمینهٔ کاهش رشد تولید به وجود خواهد آمد. دراین 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 مسئلهٔ رشد تولید مفید خواهد بود. البته این در صورتی است که خطر تورمی این سیاست‌ها حتی‌الامکان کاهش یابد یا کنترل تورم به‌عنوان 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 اندازه گیری 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 این‌صورت 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 این رهیافت را تشریح می‌نماییم. سپس چون معادلات نظری به خودی خود قابل برآورد نیستند، یک تصریح را وارد خواهیم کرد تا مدل قابل تحویل به کار برآورد تجربی گردد.

مقادیر تقاضای فرد از N کالا را با $q_1,.....q_n$ 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 چندان بی‌دلیل نیست زیرا فقرا طبق قانون انگل بخش عمده‌ای از درآمد خود را روی موادغذایی 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 $u(q_1,.....q_n)$ این تابع ارضای حاصل از مصرف کالاها را 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 کالاها به عنوان تابعی از قیمت‌ها و درآمد به دست می‌آید:

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

این معادله مصرف تابع تقاضا برای کالای iام است.

اگر از این تابع بر حسب لگاریتم متغیرها دیفرانسیل بگیریم:

$$d(Logq_i) = \frac{\partial(Logq_i)}{\partial(Logm)}\, d(log\bar{m}) + \sum_{j=1}^{N} \frac{\partial(Logq_i)}{\partial(Logp_j)}\, d(Logp_j)$$

مشتقات سمت راست بیانگر کشش‌ها هستند.

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

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

۱. THEIL, H. "THE SYSTEM-WIDE APPROACHTD HICROE CONOMICS BASIL BLACHWELL-OXFORD 1980

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

اگر تعریف نماییم

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

آنگاه داریم

$$W_i d(\text{Log}q_i) = \mu_i d(\text{Log}\bar{m}) + \sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} d(\text{Log}\, p_j)$$

این تابع تقاضا در قالب دیفرانسیل ها است. اما شکل داده‌ها ما را مجبور به کار باتغییرات محدود به جای تغییرات بی‌نهایت کوچک می‌نماید. لذا D را به عنوان عملگر تغییر لگاریتمی مورد استفاده قرار می‌دهیم:

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

تغییر لگاریتمی دارای این خاصیت ساده است که:

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

که $\alpha$ و $\beta$ ثابت‌های اختیاری هستند.

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

$$(1) \quad W_{it}^{*} Dq_{it} = \mu_i Dq_t + \sum_{j=1}^{n} \pi_{ij} Dp_{jt} + \varepsilon_{it}$$

که

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

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

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

## کاربرد مدل رتردام برای کالاهای اساسی

رهیافت مطالعه سیستمی توابع تقاضاکه مرحله تجربی خود را در سال ۱۹۶۵ به‌وسیله آقای استون و گری[1] و با استفاده از روش توابع هزینه خطی آغاز نموده، هنوز در مسیر تکمیل مطالعات تجربی تلاش می‌کند. ما در اینجا با استفاده از روش رتردام که توضیح نظری آنها را در آغاز این بخش داده‌ایم، به مطالعه چند مدل می‌پردازیم تا از این طریق آثار تغییرات در قیمت کالاهای اساسی را مورد بررسی قرار دهیم. در جریان تصمیم‌های خانوارها در زمان مصرف، بنگاه‌ها در مراحل تولید و سیاست‌گذاری‌های دولت، نسبت قیمت بعضی از کالاها دچار تغییر می‌شوند. تغییرات قیمت‌ها با توجه به کشش تقاضا برای کالاها و سهم هزینه‌ای آنها اثراتی بر رفاه و فقر خانوارها می‌گذارند. در نتیجه اطلاع از کشش‌های تقاضا و سهم هزینه‌ای کالاها می‌تواند امکان بررسی آثار سیاست‌های دولت را فراهم نماید.

اصولاً مشکلات عمده‌ای در مسیر تجربیات سیستمی تقاضا قرار دارد. نخست این‌که تقریباً تاکنون هیچ مطالعه تجربی نتوانسته است که کلیه محدودیت‌های عمده توابع تقاضا را قانع نماید. درنتیجه ما در اینجا قصد آزمایش محدودیت‌ها را نداریم. بلکه خود در مدل محدودیت همگن بودن توابع تقاضا را اجرا می‌کنیم. 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 می‌دهیم بیشتر از بیست مشاهده آماری را در اختیار داریم، ولی به‌هر حال برای یک برآوری 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, 6u. 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 می‌دهد)، نان، گوشت، (مجموعه گوشت قرمز و گوشت مرغ) و قندو شکر را بر می‌گزینیم. این چهار مجموعه از کالاهای خوراکی وزن عمده سبد هزینه مصرفی خانوارها و به‌خصوص خانوارهای فقیر را تشکیل می‌دهند. به عبارت دیگر این کالاها از جمله ضروری‌ترین کالاها در سبد مصرفی خانوارها می‌باشند. مطالعه تجربی ما ابتدا از مدل سیستم توابع تقاضا چهار کالای فوق برای متوسط جامعه آغاز شده و سپس سعی می‌کنیم 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 می‌شود. 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:

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

که با تعریف

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

می‌توان گفت

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

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 i از ۱ و ۲ و ۳ می‌توان نوشت:

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

از جایگذاری در تابع تقاضای (۱) داریم:

$$(۲)\ W_{it} * Dq_{it} = \mu_i Dq_t + \Sigma \pi_{ij}(Dp_{jt}-Dp_{it}) + \varepsilon_{it}$$

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 به‌دلیل همین قیود بین معادله‌ای باید به جای روش OLS از روش SURE (Seeminqly Unrelated Regressions) – روش رگرسیون‌های به‌ظاهر غیرمرتبط 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 به‌طور همزمان بر مقادیر تقاضای مختلف اثر می‌گذارد.

**مدل سیستم توابع تقاضا برای متوسط جامعه**

چنانچه انتظار می‌رود آمار و اطلاعات مورد استفاده در همه مدل‌ها، من‌جمله این مدل از طرح بودجه خانوار مرکز آمار ایران تهیه شده است. ما در حد امکان از آمار سری زمانی موجود بهره گرفته‌ایم و در حد

امکان و در موارد محدود سعی در ملایم کردن اختلال‌های آشکار در آمار نموده‌ایم. تابع مطلوبیت را براساس دو حالت آزمون نموده‌ایم. یکبار تابع مطلوبیت شکل عام را در نظر گرفته و یکبار نیز تابع مطلوبیت تجزیه‌پذیر یا استقلال گروهی[1] 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 نرم‌افزار TSP و روش حداقل مربعات وزنی به‌طور سیستمی برای سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۶ برازش شده است. معادلات تقاضا به صورت زیر هستند.

$$W^{*}Dq_R = -0/006\,DQ_R - 0/026\Delta_R + 0/018\Delta_B + 0.0004\Delta_M + 0.0004\Delta_S$$

(−۰/۲۲) (−۲/۱۵) (۱/۱۹) (۰/۳۲) (۰/۰۴)

$R^2 = 0.23$ D-W = ۱/۷۶

$$W^{*}Dq_B = -0/007DQ_B - 0/001\Delta_R - 0/0004\Delta_B + 0/0003\Delta_M + 0.001\Delta_S$$

(۲/۹۲) (−۰/۸۹) (−۲/۵۸) (۲/۱۲) (۱/۱۵)

$R^2 = 0/46$ D-W = ۱/۳۱

$$W^{*}Dq_m = -0/016DQ_m - 0/03\Delta_R + 0/0006\Delta_B - 0/09\Delta_M + 0.02\Delta_S$$

(۰/۶۴) (−۲/۳۳) (۰/۰۴) (−۷/۲۴) (۱/۹۱)

$R^2 = 0/78$ D-W = ۱/۹۵

$$W^{*}Dq_S = -0/006DQ_S - 0/006\Delta_R - 0/0008\Delta_B - 0.0004\Delta_M - 0/0008\Delta_S$$

(۰/۶۸) (−۱/۶) (−۰/۱۶) (−۱/۰۳) (−۲/۶۳)

$R^2 = 0/43$ D-W = ۱/۵

در اینجا زیرنویس‌های M.B.R و S به ترتیب برای برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر[2] 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 کالاها است 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 $\varepsilon_{ij}$ و کشش درآمدی را با $\eta_i$ نشان دهیم می‌دانیم که:

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

$$\eta_i = \mu_i/w_i$$

مطابق علائم بخش نظری این مطالعه، $\pi_{ij}$ها و $\mu_i$ها ضرایب معادلات سیستمی هستند. با توجه به روابط بالا در زیر کشش‌ها را محاسبه می‌کنیم. در ضمن از آنجاکه 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 INDIPENDENCE.

۲. منظور از قند و شکر در نمونه آماری، گروه قند و شکر و چای و شیرینی‌هاست

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

**جدول ۱-۳-۴ کشش‌های قیمتی و درآمدی برای متوسط جامعه شهری مأخذ**

| | غلات | نان | گوشت | قند و شکر | $\eta$ |
|---|---|---|---|---|---|
| غلات | -۰/۵۴۶ | ۰/۳۷۸ | ۰/۰۸ | ۰/۰۰۸ | -۰/۱۲۶ |
| نان | -۰/۰۵ | -۰/۲۰۶ | ۰/۱۵۵ | ۰/۰۵ | ۰/۳۶۱ |
| گوشت | -۰/۲۸۳ | ۰/۰۰۶ | -۰/۸۵ | ۰/۱۹ | ۰/۱۵ |
| قندوشکر | -۰/۲۴ | -۰/۰۳۲ | -۰/۱۶ | -۰/۳۲ | ۰/۲۴ |

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

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

در مورد کشش‌های متقابل فقط کشش قیمتی گوشت در تقاضای نان و برنج در تقاضای گوشت از کفایت آماری برخوردار هستند. هر دو علامت برای کشش‌های متقابل مکمل بودن کالاهای نان و گوشت و برنج و گوشت را تصویر می‌کنند، ولی هر دو مورد حکایت از کم کشش بودن این کشش‌های متقابل را دارند. در بین کشش‌های درآمدی فقط کشش درآمدی نان از اطمینان لازم آماری برخوردار است و ضروری بودن این کالا را تأیید می‌کند.

کم کشش بودن این کالاها در مقابل تغییرات در قیمت خودشان و به‌خصوص برای نان و قندو شکر نشان می‌دهد که هر افزایش در قیمت این کالاها می‌تواند باعث افزایش در هزینه روی این کالاها از سوی مصرف‌کنندگان بشود، در نتیجه برای خانوارهای کم درآمد و فقیر این فشار می‌تواند 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 سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۶ مبادرت به استخراج سیستم توابع تقاضای برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر برای روستاییان جامعه نمودیم. آمار این مدل‌ها با توجه به متوسط اقلام روستا استخراج شده به‌وسیله مرکز آمار ایران تهیه شده است. نتایج برازش آمار در زیر مشاهده می‌شوند.

$$W^*Dq_R = ۰/۰۸۴DQ_R - ۰/۰۹۸\Delta_۱ - ۰/۰۰۳۷\Delta_۲ + ۰/۰۲۳\Delta_۳ + ۰/۰۰۰۷\Delta_۴$$

(۲/۶۸۷) (-۹/۱۰) (-۰/۳۸) (۲/۱۱۹) (۰/۱۱۷)

$R^2 = ۰/۹۱$ D-W=۲/۰۳

$$W^*Dq_B = -۰/۰۱۶DQ_B + ۰/۰۲۵\Delta_۱ - ۰/۰۰۸\Delta_۲ + ۰/۰۰۳\Delta_۳ + ۰/۰۰۰۵\Delta_۴$$

(-۰/۷۵) (۳/۳۷)(-۱/۲۱) (۰/۴۷) (-۰/۱۲۶)

$R^2 = ۰/۴۸$ D-W=۱/۶

$$W^*Dq_M = ۰/۰۹۹۹DQ_M + ۰/۰۱۳۴\Delta_۱ + ۰/۰۱۳۴۹\Delta_۲ - ۰/۰۹۶\Delta_۳ + ۰/۰۰۹\Delta_۴$$

(۲/۶۹) (۱/۰۴) (۱/۱۹) (-۷/۲۹) (۱/۲۵)

$R^2 = ۰/۸۷$ D-W=۱/۰۹

$$W^{*}Dq_S = 0.029DQ_S - 0.0004\Delta_{-1} + 0.0001\Delta_{-2} - 0.012\Delta_{-3} + 0.008\Delta_{-4}$$

(2.7) (-0.1) (-0.003) (-3.03) (-3.79)

$R^2 = 0.74$ D-W = 2.1

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

علایم ضرایب قیمت‌های خودی همگی موافق انتظار بوده و گیفن 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**

| کالا | برنج(غلات) | نان | گوشت | قند و شکر | $\eta_i$ |
|---|---|---|---|---|---|
| برنج (غلات) | -1.406 | 0.053 | 0.33 | 0.1 | 1.205 |
| نان | 0.389 | -0.125 | 0.047 | -0.008 | -0.249 |
| گوشت | 0.125 | 0.126 | -0.9 | 0.084 | 0.934 |
| قند و شکر | -0.013 | -0.0003 | -0.386 | -0.257 | 0.093 |

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

* محاسبات براساس مقر 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. قندو 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 راکمی ضروری تاکالای 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 به‌هر حال خارج از کفایت آماری علائم 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 راکم می‌کنند.

**مدل‌های توابع تقاضای سیستمی برای گروه‌های درآمدی**

در این بخش سعی نموده‌ایم که علی 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 عکس‌العمل یا کشش‌های متوسط جامعه می‌باشد. ولی در مواردی که ما به گروه خاصی توجه می‌کنیم داشتن اطلاعات در مورد عکس‌العمل 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 نسبتاً کوچکتری محدود می‌شویم، که قطعاً آثار خود را روی آماره‌های آزمون‌ها نشان خواهند داد. به هر حال این یک سعی در جهت نزدیک‌تر شدن به اطلاعات موردنیاز 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 زیر گروه 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 قاعدتاً نظریه 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:

$$W^{*}Dq_R=0/0004DQ_R-0/02\Delta_R+0/005\Delta_B+0/009\Delta_M+0/006\Delta_S$$

(۰/۰۶۸) (-۴/۵) (۱/۰۵) (۱/۱) (۱/۰۶)

$R^2=0/66$ D-W=۲/۱

$$W^{*}Dq_B=-0/00002DQ_B-0/001\Delta_R-0/0048\Delta_B+0/0055\Delta_M+0/0056\Delta_S$$

(-۰/۰۰۷) (-۰/۴) (-۲) (۱/۳) (۲)

$R^2=0/21$ D-W=۱/۷

$$W^{*}Dq_M=0.03DQ_M+0.178\Delta_R+0.02\Delta_B-0.68\Delta_M-0.18\Delta_{\cdot}$$

(1.42) (0.84) (1.21) (-2.13) (-0.89)

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

$$W^{*}Dq_S=0.0029DQ_S-0.0052\Delta_R-0.004\Delta_B-0.008\Delta_M-0.07\Delta_S$$

(0.61) (-1.2) (-1.1) (-1.23) (-1.8)

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

نتایج علائم ضرایب قیمت‌های 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**

| کالا | برنج(غلات) | نان | گوشت | قند و شکر | $\eta_i$ |
|---|---|---|---|---|---|
| برنج (غلات) | -0.467 | 0/117 | 0/21 | 0/14 | 0/009 |
| نان | -0.025 | -0/12 | 0/138 | 0/14 | -0/0005 |
| گوشت | 0.189 | 0/21 | -0/72 | -0/19 | 0/319 |
| قند و شکر | -0.168 | -0/128 | -0/258 | -0/226 | 0.093 |

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

* محاسبات براساس داده‌های 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 حساسیت‌های درآمدی کالاهای چهارگانه اساسی دارای کفایت آماری نیستند. در نتیجه ما از ورود به تجزیه و تحلیل آن خودداری می‌کنیم.

اصولاً کشش‌های 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 می‌تواند فشار هزینه روی خانوارها را افزایش دهد و فقر آنها را تشدید نماید.

**سیستم توابع تقاضا برای گروه متوسط جامعه شهری:** چهل درصد دوم دهک‌های هزینه‌ای که از دهگ پنجم شروع شده و به دهک هشتم ختم می‌شوند به عنوان نماینده متوسط جامعه در نظر می‌گیریم. 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 می‌شود. نتایج رگرسیون‌های مدل را در زیر ملاحظه می‌کنیم:

$$W^{*}Dq_R = -۰/۰۰۰۶DQ_R - ۰/۰۲۴\Delta_۱ + ۰/۰۰۱\Delta_۲ + ۰/۰۱۲\Delta_۳ - ۰/۰۰۷۹\Delta_۴$$

(−۰/۰۷۹) (−۲/۹۹) (۰/۱) (۱/۱۵) (−۰/۹)

$R^{۲}=۰/۴۰$ D-W=۲/۱

$$W^{*}Dq_B = -۰/۰۰۱۵DQ_B - ۰/۰۰۰۴\Delta_۱ - ۰/۰۰۱۸\Delta_۲ + ۰/۰۰۱۳\Delta_۳ + ۰/۰۰۱۵\Delta_۴$$

(−۱/۴۲) (−۰/۳۵) (−۱/۱۳) (۰/۸۶) (۱/۲۳)

$R^{۲}=۰/۲$ D-W=۱/۸۸

$$W^{*}Dq_M = ۰/۰۱۹DQ_M - ۰/۰۱۱\Delta_۱ + ۰/۰۷۱\Delta_۲ + ۰/۰۱۱\Delta_۳ + ۰/۰۲\Delta_۴$$

(۰/۹۲) (−۰/۵۲) (۲/۵۸) (−۳/۸۸) (۰/۸۵)

$R^{۲}=۰/۵۹$ D-W=۲/۱

$$W^{*}Dq_S = ۰/۰۰۴DQ_S - ۰/۰۰۱۷\Delta_۱ + ۰/۰۰۲\Delta_۲ - ۰/۰۰۵\Delta_۳ - ۰/۰۱۱۷\Delta_۴$$

(۱/۱۶) (−۰/۴۳) (۰/۴۲) (۰/۹۷) (−۲/۸)

$R^{۲}=۰/۴۵$ D-W=۲/۳

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

علامت ضرایب قیمت‌های 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 آماره‌های نان بعداً بیشتر صحبت خواهیم کرد. در اینجا جهت دستیابی به امکان بهتر برای تجزیه و تحلیل نتایج مبادرت به محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی با توجه به معادله مدل‌های قبلی می‌کنیم. نتایج در ماتریس جدول ۴-۳-۴ آمده‌اند.

جدول ۴-۳-۴ کشش‌های قیمتی و درآمدی برای خانوارهای متوسط شهری

| | برنج (غلات) | نان | گوشت | قند و شکر | $\eta_I$ |
|---|---|---|---|---|---|
| برنج (غلات) | -۰/۵ | ۰/۰۲ | ۰/۲۵ | -۰/۱۶ | -۰/۰۱۲ |
| نان | ۰/۰۲ | -۰/۰۹ | ۰/۰۶۵ | ۰/۰۷۵ | -۰/۰۷۵ |
| گوشت | -۰/۱ | ۰/۶۵ | -۱/۰۶ | ۰/۱۸ | ۰/۱۷۴ |
| قند و شکر | -۰/۰۶۸ | ۰/۰۸ | -۰/۲ | -۰/۴۷ | ۰/۱۶۱ |

ماخذ: محاسبات تحقیق

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

در مورد خانوارهای متوسط جامعه شهری نیز نه تنها علامت کشش‌ها مطابق انتظار است، بلکه مقادیر کشش‌ها نیز پیش‌گویی‌های ما را در مورد ترتیب و درجه ضرورت کالاها تأیید می‌کنند. در اینجا نیز نان با کشش قیمتی بسیار پایین ضروری‌ترین کالا ثبت شده و پس از آن قند و شکر، برنج و بالاخره گوشت قرار دارد که کالای اخیر دیگر ضروری تلقی نمی‌شود.

گوشت با کشش قیمتی بیشتر از واحد یک کالای تقریباً لوکس محسوب می‌شود. در بین کشش‌های متقابل تنها یک مورد است که از کفایت آماری برخوردار می‌باشد. براساس اطلاعات آماری این مدل دو کالای نان و گوشت برای خانوارهای متوسط جامعه شهری جانشین تلقی می‌شوند ولی به هر حال کشش متقابل آنها از واحد کوچکتر است. با توجه به مقادیر کشش‌های خود قیمت برای خانوارهای متوسط جامعه شهری به نظر می‌رسد که غیر از گوشت افزایش در قیمت کالاهای دیگر باعث ایجاد فشار هزینه خواهد شد.

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

**سیستم توابع تقاضا برای گروه ثروتمند جامعه شهری:** آخرین گروهی که مدل سیستم توابع تقاضای آن را در اینجا مطالعه می‌کنیم، 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 کرده‌ایم. در زیر نتایج برازش آماری مشاهده می‌شوند.

$$W^*Dq_R = -۰/۰۱۶DQ_R - ۰/۰۰۰۴\Delta_۱ + ۰/۰۴۸\Delta_۲ + -۰/۰۱۷\Delta_۳ + -۰/۰۲۵\Delta_۴$$

$$(-۰/۶) \quad (-۰/۰۲) \quad (۱/۴۵) \quad (-۰/۶) \quad (-۱/۳)$$

$$R^۲ = ۰/۱۷ \qquad D\text{-}W = ۲$$

$$W^{*}Dq_B = ۰/۰۰۴DQ_B + -۰/۰۰۱\Delta_۱ - ۰/۰۰۲۵\Delta_۲ + ۰/۰۰۲۹\Delta_۳ - ۰/۰۰۲\Delta_۴$$

(۲/۳۵) (۰/۸۴) (−۱/۰۸) (۱/۴۷) (−۱/۴۸)

$R^{۲}=۰/۴۳$ D-W=۲/۸

$$W^{*}Dq_M = ۰/۳۴۴DQ_M - ۰/۰۶۶\Delta_۱ + ۰/۰۲۴\Delta_۲ - ۰/۰۸۶\Delta_۳ + ۰/۰۰۳\Delta_۴$$

(۴/۴۶) (−۱/۱۴) (۰/۲۵) (−۱/۰۵) (۰/۵۵)

$R^{۲}=۰/۷۵$ D-W=۱/۷

$$W^{*}Dq_S = ۰/۰۴۱DQ_S + ۰/۰۱۴۱\Delta_۱ + ۰/۰۱۴۰\Delta_۲ + ۰/۰۱۶۸\Delta_۳ - ۰/۰۵۴\Delta_۴$$

(۴/۴) (۲/۰) (۱/۲) (۱/۷) (−۸/۰۷)

$R^{۲}=۰/۸۸$ D-W=۱/۰۵

در اینجا نیز زیر نوشته‌ها مشابه مدل‌های قبل بوده و اعداد داخل پرانتز آماره t هستند، در مدل بالا هر چند که علامت ضرایب خود قیمتی مطابق انتظار جلوه می‌کنند.

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:

$$\varepsilon_{۴۴} = \pi_{۴۴}/w_۴ = \frac{۰/۰۵۴}{۰/۰۶۵۶} = -۰/۸۲$$

هر چند که این کالا ضروری تلقی می‌شود، ولی کشش آن نسبت به دو گروه قبلی بیشتر است. در مورد کشش‌های متقابل نیز تنها موردی که کفایت آماری دارد تأثیر تغییر قیمت غلات به قندو شکر است که این دو را جانشین معرفی می‌نماید یا کشش متقابل در حدود $\varepsilon_{۴۱}=۰/۲۱$

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

$$\eta_۲ = \mu_۲/w_۲ = \frac{۰/۰۰۴}{۰/۰۲۱۴} = ۰/۱۸۷$$

$$\eta_۳ = \mu_۳/w_۳ = \frac{۰/۳۴۴}{۰/۲۹۴} = ۱/۱۷$$

$$\eta_۴ = \mu_۴/w_۴ = \frac{۰/۰۴۱}{۰/۶۲۵} = ۰/۰۶۲۵$$

قابل مشاهده است که در این مدل براساس کشش‌های درآمدی می‌توانیم نان را یک کالای ضروری تلقی کنیم که افزایش درآمد خانوارهای ثروتمند تعداد بسیار جزئی در تقاضای نان اثر می‌گذارد، در حالی‌که گوشت یک کالای لوکس محسوب می‌شود. قند و شکر یک کالای ضروری است که درجه ضروری بودن آن کمتر از نان است.

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

غنی و به صورتی مشابه شهرنشینان تفکیک می‌کنیم. روش تقسیم دهک‌های هزینه‌ای (درآمدی) و فرضیات توابع تقاضا نیز منطبق با آنچه که برای شهر گفتیم قرار می‌دهیم. نتایج سه سیستم توابع تقاضا به صورت زیر از برازش آماری سیستمی برای سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۷۶ از نرم‌افزار 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:

$$W^{*}Dq_R=-۰/۰۰۶DQ_R-۰/۰۶۸\Delta_۱+۰/۰۰۰۱\Delta_۲+۰/۰۱\Delta_۳-۰/۰۰۹\Delta_۴$$

$$(-۰/۲۹) \quad (-۱۲/۱۱) \quad (۰/۰۴) \quad (۱/۵) \quad (-۱/۷۷)$$

$$R^{۲}=۰/۹۵ \qquad D\text{-}W=۲/۰$$

$$W^{*}Dq_B=۰/۰۳۲DQ_B+۰/۰۷۱\Delta_۱-۰/۰۰۳۶\Delta_۲+۰/۰۵۳\Delta_۳-۰/۰۲۶\Delta_۴$$

$$(۲/۲۹) \quad (۱/۹۲) \quad (۰/۰۱۳۴) \quad (۱/۱۲۵) \quad (-۰/۷۹)$$

$$R^{۲}=۰/۳ \qquad D\text{-}W=۱/۷$$

$$W^{*}Dq_M=-۰/۰۱۶DQ_M-۰/۰۱۸\Delta_۱-۰/۰۱۲\Delta_۲-۰/۱۰۳\Delta_۳+۰/۰۰۵\Delta_۴$$

$$(-۰/۴۳) \quad (-۱/۴۴) \quad (-۰/۶۹) \quad (-۴/۹۷) \quad (۰/۴۷)$$

$$R^{۲}=۰/۹ \qquad D\text{-}W=۱/۵۴$$

$$W^{*}Dq_S=-۰/۰۳DQ_S+-۰/۰۱۳\Delta_۱+-۰/۰۰۱\Delta_۲+-۰/۰۲۳\Delta_۳-۰/۰۱۵\Delta_۴$$

$$(-۱/۱۴) \quad (-۲/۰۶) \quad (۰/۳) \quad (-۲/۷۸) \quad (-۲/۵)$$

$$R^{۲}=۰/۸۲ \qquad D\text{-}W=۱/۷$$

در بالا اعداد داخل پرانتز آماره‌های t هستند و زیرنوشت‌ها 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 گیفن 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 گرفته‌اندو پارامترها همه مشابه گذشته تعریف می‌شوند.

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

کشش درآمدی $\eta_i=\mu_i/w_i$

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

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

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

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

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

برای خانوارهای فقیر روستایی با توجه به کشش‌های قیمتی خود کالاها گوشت و برنج لوکس تلقی شده و گوشت تا حدودی کمتر از برنج لوکس می‌باشد. قند و شکر در اینجا یک کالای ضروری است. در مورد نان هر چند کشش کاملاً ضروری بودن آن را نشان می‌دهد، ولی چنانچه قبلاً گفتیم از کفایت آماری برخوردار نمی‌باشد. در مورد کشش‌های 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 می‌باشد. مورد دوم کشش تقاضای قند و شکر نسبت به قیمت گوشت است که با کشش حدود ۰/۴۴۱- این دو کالا را مکمل نشان می‌دهد.

تنها کشش درآمدی که از کفایت آماری برخوردار می‌باشد به کشش درآمدی نان مرتبط می‌شود که برخلاف انتظار از واحد بزرگ‌تر است، ولی به هر حال مثل این‌که برای خانوارهای فقیر روستایی حتی نان نیز یک کالای لوکس تلقی می‌شود! در مجموع آماره تطبیق رگرسیون یعنی $R^2$ برای فقرای روستایی نتایجی بهتر از $R^2$ برای فقرای شهری داشته‌اند.

روستاییان فقیر نسبت به افزایش قیمت قندو شکر در کاهش خرید مقاومت زیادی نموده و در نتیجه هزینه آنها روی این کالا افزایش خواهد یافت، در حالی‌که برای گوشت و برنج با افزایش قیمت‌ها 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 تقاضابرای چهار کالای مورد نظر در مورد چهار دهک دوم هزینه‌ای خانوارهای روستایی را در زیر مشاهده می‌کنیم:

$$W^*Dq_R = ۰/۰۲۲DQ_R - ۰/۰۹\Delta_۱ - ۰/۰۰۳\Delta_۲ - ۰/۰۰۳\Delta_۳ + ۰/۰۰۷\Delta_۴$$

(۰/۴۰) (-۴/۴۲) (-۰/۴۶) (-۰/۲۲) (۰/۳۵)

$R^2$=۰/۹۳ D-W=۲/۰۸

$$W^*Dq_B = -۰/۰۲DQ_B + ۰/۰۰۳\Delta_۱ + ۰/۰۰۳۳\Delta_۲ + ۰/۰۰۹\Delta_۳ - ۰/۰۱\Delta_۴$$

(-۰/۳۳) (۰/۱۸) (۰/۳۳) (۰/۷۸) (-۰/۸۳)

$R^2$=۰/۳ D-W=۲/۱

$$W^{*}Dq_M=۰/۱۰۷DQ_M+۰\ ۰۰۳\Delta_{۰}+۰\ ۰۱۳\Delta_{۲}-۰\ ۱۱۰۹\Delta_{۳}-۰\ ۰۱\Delta_{۵}$$

(۶/۰) (۰/۴۴) (۳/۶۵) (−۲۵/۵) (−۱/۵۸)

$R^{۲}=۰/۹۹$ D-W=۲/۶

$$W^{*}Dq_S=۰/۰۲۷DQ_S-۰\ ۰۰۰۱\Delta_{۱}-۰\ ۰۰۶\Delta_{۲}-۰/۰۰۸\Delta_{۳}-۰/۰۲\Delta_{۵}$$

(۱/۹۴)(−۰/۰۲) (−۲/۰۷) (−۲/۳۸) (−۳/۸۵)

$R^{۲}=۰/۸۳$ D-W=۱/۷

در اینجا نیز مشابه موارد قبلی اعداد داخل پرانتز آماره t بوده و زیرنوشت‌ها نیز منطبق 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

| | برنج (غلات) | نان | گوشت | قند و شکر | $\eta_i$ |
|---|---|---|---|---|---|
| برنج (غلات) | −۱/۱۱ | −۰/۰۳۹ | −۰/۰۳۹ | ۰/۰۹۱ | ۰/۲۸۷ |
| نان | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۶۵ | ۰/۱۷۸ | −۰/۱۹۸ | −۰/۳۹۶ |
| گوشت | ۰/۰۲۵ | ۰/۱۱۰ | −۰/۹۲ | −۰/۰۸۴ | ۰/۹۰۳ |
| قند و شکر | −۰/۰۰۲ | −۰/۱۴ | −۰/۱۹۴ | −۰/۴۸۵ | ۰/۶۵۵ |

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 قند 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. قند 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 قند و شکر نسبت به قیمت گوشت است. این کشش با حدود ۰/۱۹۴- نشان دهنده مکمل بودن این دوکالا باکشش 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 قند 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 طبقه‌بندی‌های دهگانه درآمدی (هزینه‌ای) تشکیل شده‌اند. نتایج رگرسیون به صورت سیستمی را در زیر می‌آوریم:

$$W^{*}Dq_R=۰/۰۶DQ_R-۰/۱۲\Delta_۱-۰/۰۱۱\Delta_۲+۰/۰۱۹\Delta_۳+۰/۰۱۴\Delta_۴$$

(۱/۰۹) (-۶/۸۳) (-۰/۶۵) (۰/۷۲) (۱/۰۳)

$R^{۲}=۰/۹۰$ D-W=۲/۶

$$W^{*}Dq_B=۰/۰۰۶۸DQ_B+۰/۰۰۳۹\Delta_۱-۰/۰۰۳۷\Delta_۲-۰/۰۰۳\Delta_۳+۰/۰۰۶۳\Delta_۴$$

(-۰/۶) (۱/۱۵) (-۱/۱۳) (-۰/۶) (-۲/۳۵)

$R^{۲}=۰/۶$ D-W=۱/۷

$$W^{*}Dq_M=۰/۰۹DQ_M+۰/۰۱\Delta_۱+۰/۰۳\Delta_۲-۰/۱۰۳\Delta_۳-۰/۰۰۳\Delta_۴$$

(۱/۰۹) (۰/۴۲) (۱/۳) (-۲/۷۵) (-۰/۱۹)

$R^{۲}=۰/۵۶$ D-W=۱/۴

$$W^{*}Dq_S=۰/۰۳DQ_S-۰/۰۱\Delta_۱+۰/۰۰۴\Delta_۲-۰/۰۱۰\Delta_۳-۰/۰۱۲\Delta_۴$$

(۱/۲۵) (-۱/۶۳) (۰/۷۲) (-۱/۰۶) (-۲/۶)

$R^{۲}=۰/۶۲$ D-W=۱/۷۴

در اینجا نیز زیر نوشت‌ها و اعداد داخل پرانتز مشابه موارد قبل هستند.

علائم ضرایب قیمت‌های خودی کالاها همگی بوده و مورد انتظار هستند، از نقطه نظر درجه اطمینان مجدداً غیر از نان دیگر کالاها از کفایت آماری بالایی برخوردار می‌باشند. کشش‌های قیمتی و درآمدی را محاسبه نموده و در جدول ۷-۳-۴ در ماتریس کشش نشان می‌دهیم:

**جدول ۷-۳-۴ کشش‌های قیمتی و درآمدی خانوارهای ثروتمند روستایی**

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

ماخذ: محاسبات گروه تحقیق

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

مشابه مدل خانوارهای فقیر و متوسط کشش‌های خود قیمتی از علائم مورد انتظار برخوردار هستند. برای خانوارهای ثروتمند روستایی نیز برنج یک کالای لوکس محسوب می‌شود در حالی‌که دیگر کالاها ضروری جلوه می‌کنند. 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 کشش خودی حدود ۰/۸۸ - است. این کشش‌های متقابل کشش تقاضای گوشت نسبت به قیمت برنج از کفایت آماری برخوردار بوده و جانشین محسوب می‌شوند.

کشش‌های درآمدی برای چهار کالای برنج (غلات)، نان، گوشت و قند و شکر در حدی نیستند که بتوان بااطمینان از اطلاعاتی که می‌دهند بهره جست.

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

## نتیجه‌گیری

در مجموع $R^2$ برای مدل‌های روستایی بهتر از شهر مناسب بودن کل برازش را نشان می‌دهد. تقریباً در عمده قریب به اتفاق مدل‌ها رگرسیون نان از آماره‌های مناسبی برخوردار نبوده و نشان می‌دهد که تقاضا برای نان چندان از قیمت نان و قیمت دیگر کالاها تبعیت نمی‌کند. 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 معده بیشتر از قیمت آن و قیمت کالاهای دیگر تبعیت کند.

در مطالعه‌ای 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. به‌طور کلی در روستا برنج برای بخش غالب جامعه (کم درآمد و درآمد متوسط) کالایی لوکس است. در حالی‌که در شهر این کالا ضروری به نظر می‌رسد. هیچ یک از کالاها برای هیچ یک از گروه‌های مورد مطالعه گیفن نیستند. به طور کلی در عمده موارد کفایت آماری برای کشش‌های درآمدی پایین‌تر از کشش قیمتی است. برای متوسط جامعه شهری به نظر می‌رسد که گوشت کالاهای لوکس باشد. برای متوسط جامعه روستایی این کالا کمی نزدیک و زیر واحد دارد.

از آنجاکه کالاهای 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 می‌رسد، افزایش در قیمت آن می‌تواند منجر به افزایش در هزینه روی این کالاها شده و در نتیجه سهم هزینه کالاهای دیگر کاهش یابد. این سهم می‌تواند به خصوص برای قشر کم درآمد دو جامعه شهری و روستایی یک فشار هزینه‌ای تلقی شده و درصد فقر را افزایش دهد. از این برآوردی که برنج را در روستا یک کالای لوکس نشان داده است می‌توان 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 می‌تواند به روی کالاهای دیگری که ضروری هستند منتقل شده یا به‌طور مستقیم توزیع شود) قیمت این کالا افزایش یافته و هزینه روی این کالا کاهش یابد. در این صورت بخشی از هزینه روی کالای برنج می‌تواند در روستا صرف خرید کالاهای دیگری شود.

بالاخره نباید نادیده گرفت که به علت تعداد قلیل نمونه و مشکلات دیگر امکان گسترش تعداد کالاها حداقل برای مدل گروه‌های هزینه‌ای (درآمدی) وجود نداشت. بدیهی است که با افزایش تعداد نمونه می‌توان تلاش‌های جدیدی را برای شناخت بیشتر ماتریس کشش‌های قیمتی و درآمدی کالاهای 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»، دانشکدهٔ 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)، «نحوهٔ انتقال ضربه‌های نفتی در نظام ارزی گوناگون و عملکرد سیاست‌های تثبیت (مورد ایران)»، رسالهٔ دکتری، دانشکدهٔ 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 بانوئی (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- درویشعلی کجوری، رضا، «مصرف سرمایهٔ ثابت در محاسبات ملی»، روند، صفحهٔ ۴۹-۵۷.

۹- سازمان برنامه و بودجه، (۱۳۶۹)، «گزارش نهایی برآورد خسارات اقتصادی جنگ تحمیلی».

۱۰- ----------، (۱۳۷۶) «مجموعهٔ 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»، رسالهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه تهران.

۱۲- مرکز آمار ایران، (۱۳۷۶)، «جدول داده - ستانده ایران، سال ۱۳۷۰»، دفتر حساب‌های اقتصادی.

۱۳- ----------، (۱۳۷۷)، «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، ادارهٔ حساب‌های اقتصادی.

۱۶- بهرامی جاوید، «نحوهٔ انتقال ضربه‌های نفتی در نظام‌های ارزی گوناگون و عملکرد سیاست‌های تثبیت (مورد ایران)، رسالهٔ دکتری، دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه تهران، ۱۳۷۷.

۱۷- سازمان برنامه بودجه «مجموعهٔ آماری، سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۷۵»، معاونت اقتصادی و هماهنگی دفتر اقتصاد کلان، ۱۳۷۶.

۱۸- مرکز آمار ایران، «سالنامهٔ 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, Sqren., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", Jouranl 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 Lesnoy, "Social Security and Private Saving: New Time- Series Evidence" Journal of Political Economy, 90, no 3(June), 1988, pp 606-29

9- Munell Alicia H. "The Future of Social Security" Washington, D.C. Brokoomgs Institution, 1997

10- Pesaran M. Hashem, Bahram Pesaran, "Working With Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis" CAMFIT 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, Employmant 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 Ellnetzonal Forms. Econome Trica 37 (1969).

21- STONE, R. "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Deman. Economic Journal 64 (1954).

22- Theil, H., Introduction to Econometrics. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, 1978.

23- Theil, H. "Thesystem-Wide Approqch to Micro Economics, Basil Blackwell, Oxford, 1980.